

LỜI NÓI ĐẦU

Sinh thời, Chủ tịch Hồ Chí Minh luôn căn dặn sinh viên, để việc học tập thành công và trở nên hữu ích thì học phải đi đôi với hành, lý thuyết phải gắn liền thực tiễn. Mỗi dịp tháng năm về, nhớ lời dạy của Người, sinh viên cả nước luôn ra sức, nỗ lực thi đua, học tập, nghiên cứu, lập thành tích chào mừng ngày sinh nhật Bác.

Năm nay, vào dịp kỷ niệm lần thứ 126 năm ngày sinh Bác (19/5/1890-19/5/2016), Trung ương Hội Sinh viên Việt Nam phối hợp cùng Học viện Tài chính tổ chức Hội thi khoa học sinh viên toàn quốc **“Olympic Kinh tế lượng và ứng dụng”** năm 2016. Đã có hơn 80 đề tài, của gần 250 sinh viên đến từ 19 trường trên toàn quốc gửi đến tham dự hội thi sẽ là hoạt động hiện thực hóa lời dạy của Bác để thúc đẩy, nâng cao chất lượng học tập, giảng dạy, nghiên cứu khoa học trong các nhà trường gắn với nhu cầu, tình hình thực tế của nền kinh tế xã hội.

Thông qua Hội thi, Ban tổ chức mong các em sinh viên thêm tích cực hăng say nghiên cứu, phát huy tính trung thực, giản dị, chính xác trong khoa học, tạo ra những công trình có tính ứng dụng thực tiễn, đưa ra những ý kiến có tính cống hiến và thể hiện trách nhiệm của thế hệ trẻ đối với công cuộc xây dựng nước nhà.

Trung ương Hội Sinh viên Việt Nam, Học viện Tài chính sẽ tiếp tục đồng hành với sinh viên trên toàn quốc trong các hội thi tới.

TRƯỞNG BAN TỔ CHỨC

PGS.,TS Nguyễn Trọng Cơ
(Giám đốc Học viện Tài chính)

MỤC LỤC

1. ĐÁNH GIÁ SỰ HÀI LÒNG CỦA KHÁCH HÀNG ĐỐI VỚI SIÊU THỊ ĐỨC THÀNH.....	4
2. TÁC ĐỘNG CỦA CHỦ THỂ QUẢN TRỊ DOANH NGHIỆP ĐẾN HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG TÀI CHÍNH CỦA CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN SỔ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN HỒ CHÍ MINH (HOSE)	24
3. ẢNH HƯỞNG CỦA CẤU TRÚC SỞ HỮU ĐẾN HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG DOANH NGHIỆP NIÊM YẾT TRÊN SỔ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH (HOSE)	36
4. NGHIÊN CỨU MỐI QUAN HỆ GIỮA KHÍ THẢI CO ₂ , NĂNG LƯỢNG, TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ VÀ FDI TẠI VIỆT NAM.....	52
5. NGHIÊN CỨU CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN CHÍNH SÁCH CHI TRẢ CỔ TỨC TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM.....	67
6. ĐÁNH GIÁ TÁC ĐỘNG CỦA CHÍNH SÁCH KINH TẾ VĨ MÔ ĐẾN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM.....	70
7. ĐÁNH GIÁ CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN TĂNG TRƯỞNG BỀN VỮNG CỦA CÁC CÔNG TY THỦY SẢN NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM..	84
8. ỨNG DỤNG MÔ HÌNH LOGISTIC CHẤM ĐIỂM KHÁCH HÀNG NỘP HỒ SƠ VAY TẠI NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI.....	99
9. APPLYING THE LOGISTIC REGRESSION MODEL TO SCORE THE INDIVIDUAL CUSTOMERS WHEN ASKING FOR A LOAN AT COMMERCIAL BANKS.....	116
10. ĐÁNH GIÁ ẢNH HƯỞNG CỦA CƠ CẤU NGUỒN VỐN ĐẾN HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG CỦA CÁC CÔNG TY NGÀNH XÂY DỰNG NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM.....	132
11. NHỮNG NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN KẾT QUẢ HỌC TIẾNG ANH CỦA SINH VIÊN HỌC VIỆN TÀI CHÍNH.....	149
12. ỨNG DỤNG MÔ HÌNH KINH TẾ LƯỢNG PHÂN TÍCH CÁC NHÂN TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN MÔI TRƯỜNG ĐẦU TƯ TRONG VIỆC THU HÚT VỐN ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI TRONG BỐI CẢNH VIỆT NAM HIỆN NAY.....	171
13. TỐI ƯU LỢI NHUẬN KINH DOANH SỬ DỤNG MÔ HÌNH XÍCH MARKOV VÀ QUY HOẠCH ĐỘNG NGẪU NHIÊN: ÁP DỤNG VÀO CÔNG TY BẢO DƯỠNG VÀ SỬA CHỮA Ô TÔ TẠI ĐÀI LOAN.....	181
14. HỆ THỐNG THƯỜNG PHẠT TRONG TÁI TỤC BẢO HIỂM TRÁCH NHIỆM DÂN SỰ CỦA CHỦ XE CƠ GIỚI ĐỐI VỚI BÊN THỨ BA.....	199
15. BONUS – MALUS SYSTEM IN RENEWALS OF CIVIL LIABILITY INSURANCE OF VEHICLE OWNER TO THE THIRD PARTY	229
16. NGHIÊN CỨU MỐI QUAN HỆ GIỮA ĐẶC TÍNH CỦA HỘI ĐỒNG QUẢN TRỊ VÀ CẤU TRÚC SỞ HỮU CỦA CÁC DOANH NGHIỆP VIỆT NAM	258
17. ỨNG DỤNG MÔ HÌNH KINH TẾ LƯỢNG NGHIÊN CỨU TÁC ĐỘNG TRÁCH NHIỆM XÃ HỘI CỦA DOANH NGHIỆP ĐẾN SỰ CAM KẾT CỦA NHÂN VIÊN ĐỐI VỚI DOANH NGHIỆP TRÊN ĐỊA BÀN THÀNH PHỐ ĐÀ NẴNG	286
18. PHÂN TÍCH CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG TỚI QUÁ TRÌNH HUY ĐỘNG NGUỒN LỰC TÀI CHÍNH TỪ DÂN TRONG XÂY DỰNG NÔNG THÔN MỚI Ở MỘT SỐ XÃ THUỘC HUYỆN MIỀN NÚI NGỌC LẶC.....	293
19. PHÂN TÍCH QUYỀN LỰC THỊ TRƯỜNG CỦA CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI KHU VỰC ASEAN TRONG BỐI CẢNH THÀNH LẬP CỘNG ĐỒNG KINH TẾ ASEAN (AEC)	307
20. TÁC ĐỘNG CỦA YẾU TỐ THỂ CHẾ LÊN KIỆT QUỆ TÀI CHÍNH CÁC DOANH NGHIỆP NIÊM YẾT TRÊN SÀN CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM.....	322

21. TRUYỀN DẪN TỶ GIÁ HỐI ĐOÁI VÀO LẠM PHÁT Ở VIỆT NAM	339
22. CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ VIỆT NAM	352
23. ẢNH HƯỞNG CỦA PHÁT TRIỂN TÀI CHÍNH VÀ CẤU TRÚC TÀI CHÍNH ĐẾN QUYẾT ĐỊNH ĐẦU TƯ	356
24. CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN MỨC ĐỘ TẬP TRUNG THƯƠNG MẠI CỦA VIỆT NAM VÀ CÁC NƯỚC TPP	372
25. KIỂM ĐỊNH MÔ HÌNH FFVAR TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM BẰNG PHƯƠNG PHÁP HỒI QUY PHÂN VỊ.....	386
26. TÁC ĐỘNG CỦA CÁC NHÂN TỐ QUẢN TRỊ CÔNG TY ĐẾN MỨC ĐỘ CÔNG BỐ THÔNG TIN KẾ TOÁN CỦA CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT VN30 TRÊN SỔ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN TP.HỒ CHÍ MINH.....	401
27. CÁC NHÂN TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN MỨC ĐỘ CÔNG BỐ THÔNG TIN KẾ TOÁN TRÊN BÁO CÁO TÀI CHÍNH CỦA CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM.....	414
28. CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN TỐC ĐỘ TĂNG TRƯỞNG CỦA CÁC DOANH NGHIỆP NHỎ VÀ VỪA TẠI VIỆT NAM.....	427
29. NGHIÊN CỨU HÀNH VI SỬ DỤNG XE BUÝT TẠI THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH THÔNG QUA MÔ HÌNH LOGIT.....	441
30. PHÂN TÍCH LƯỢNG HOÁ BIẾN ĐỘNG CỦA THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM TRONG SỰ TƯƠNG QUAN VỚI CÁC QUỐC GIA THUỘC HIỆP ĐỊNH RCEP	455
31. ẢNH HƯỞNG CỦA TÌNH TRẠNG HẠN CHẾ TÍN DỤNG ĐẾN NĂNG SUẤT LAO ĐỘNG CỦA DOANH NGHIỆP VỪA VÀ NHỎ Ở VIỆT NAM.....	473
32. PHÂN TÍCH TÁC ĐỘNG CỦA CÁC THÀNH PHẦN KINH TẾ TRONG LĨNH VỰC ĐẦU TƯ VỐN PHÁT TRIỂN TOÀN XÃ HỘI	491
33. MỨC ĐỘ TRUYỀN DẪN LÃI SUẤT CHÍNH SÁCH CỦA NGÂN HÀNG NHÀ NƯỚC ĐẾN LÃI SUẤT BÁN LẺ TẠI NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI CỔ PHẦN ĐẦU TƯ VÀ PHÁT TRIỂN VIỆT NAM TRONG DÀI HẠN	499
34. KẾT HỢP MÔ HÌNH ĐA TÁC TỬ VÀ MÔ HÌNH TOÁN HỌC TRONG MÔ PHÒNG SỰ BÙNG PHÁT DỊCH BỆNH	509

ĐÁNH GIÁ SỰ HÀI LÒNG CỦA KHÁCH HÀNG ĐỐI VỚI SIÊU THỊ ĐỨC THÀNH

SV: Nguyễn Thái An, Nguyễn Đức Đông, Phạm Thị Hương

Học viện Chính sách phát triển

GVHD: TS. Vũ Thị Minh Luận, PGS.TS. Hồ Đăng Phúc

I. MỞ ĐẦU

1. Đặt vấn đề

Hiện nay, xu hướng quốc tế hóa, toàn cầu hóa, sau khi Việt Nam gia nhập WTO, vào đầu năm 2009 các chuỗi bán lẻ trong nước bắt đầu chịu áp lực của những nhà bán lẻ hàng đầu thế giới đang chuẩn bị xâm nhập vào thị trường Việt Nam như Tesco, Walmart, Carrefour, Lotte... làm cho thị trường này ngày càng trở nên sôi động. Hơn bao giờ hết, việc cải thiện chất lượng dịch vụ bán lẻ để có thể cạnh tranh với các chuỗi cửa hàng bán lẻ nước ngoài đang và sẽ hoạt động tại thị trường trong nước là một điều vô cùng cần thiết. Mặc dù chất lượng dịch vụ bán lẻ đóng vai trò rất quan trọng đối với các nhà bán lẻ, nhưng cho đến nay, chưa có nhiều nghiên cứu về chất lượng dịch vụ bán lẻ tại Việt Nam. Bán lẻ là một ngành rất đặc thù vì nó hỗn hợp của sản phẩm và dịch vụ, do vậy để có thể làm hài lòng khách hàng, ngoài yếu tố sản phẩm có chất lượng cao, các yếu tố chất lượng: như cung cách phục vụ, cách trưng bày, độ tin cậy... cũng có tầm ảnh hưởng rất lớn đến chất lượng dịch vụ bán lẻ và đánh giá chung của khách hàng. Với chất lượng cuộc sống ngày càng nâng cao, người dân đi siêu thị ngày càng nhiều hơn, họ càng có nhiều đòi hỏi khắt khe về chất lượng của sản phẩm dịch vụ. Trong bối cảnh đó, các doanh nghiệp hoạt động trong lĩnh vực này tuy có nhiều cơ hội do nhu cầu tăng cao nhưng bên cạnh đó cũng đứng trước nguy cơ cạnh tranh gay gắt. Với sự quan tâm đúng mức về chất lượng dịch vụ bán lẻ, các siêu thị Việt Nam sẽ có thể tạo được lợi thế cạnh tranh trên sân nhà, và khẩu hiệu: “Người Việt Nam dùng nhà bán lẻ Việt Nam” sẽ trở thành hiện thực đối với các nhà bán lẻ trong nước, trước làn sóng các nhà bán lẻ nước ngoài vào thị trường Việt Nam.

Hiện nay, thị trường bán lẻ ở Việt Nam đang ngày càng thay đổi nhanh chóng và hiện đang là một thị trường tiềm năng. Trong báo cáo chỉ số phát triển toàn cầu, A.T Kearney đã xếp hạng Việt Nam thứ 3 về mức độ hấp dẫn đầu tư bán lẻ trong 30 thị trường đang phát triển, và tăng trưởng khoảng 35% – 40% mỗi năm. Thị trường bán lẻ và dịch vụ ở Việt Nam mỗi năm đạt doanh số khoảng 20 tỉ USD và có đến 85% người dân thành thị ở khu vực phía Nam cho biết thích mua sắm tại siêu thị.

Tại Việt Nam nói chung cũng như thành phố Hà Nội nói riêng đang có nhiều hệ thống siêu thị của các doanh nghiệp trong và ngoài nước cạnh tranh rất khốc liệt, đòi hỏi các doanh nghiệp thương mại phải tìm mọi biện pháp tăng cường chất lượng dịch vụ của doanh nghiệp mình. Siêu thị Đức Thành có khá nhiều chi nhánh, doanh thu hàng năm khá cao, tuy nhiên hiện nay trước sự lớn mạnh của hệ thống siêu thị Coop-mart, Big C, Vinmart... siêu thị Đức Thành đối mặt với không ít khó khăn, thử thách. Để cạnh tranh với các đối thủ, siêu thị Đức Thành cần phải biết điều chỉnh và đưa ra những chiến lược mới, đặc biệt là về chất lượng dịch vụ để làm tăng hài lòng của khách hàng, bởi đây là nhân tố quyết định cho sự thành công của một doanh nghiệp kinh doanh thương mại. Với những lý do đó, chúng tôi đã chọn đề tài: “Đánh giá sự hài lòng của khách hàng đối với siêu thị Đức Thành” để nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến chất lượng dịch vụ nhằm đưa ra giải pháp để hoàn thiện công tác quản lý và phục vụ khách hàng.

2.MỤC TIÊU, ĐỐI TƯỢNG VÀ PHẠM VI NGHIÊN CỨU

2.1.Mục tiêu

Xác định các nhân tố cấu thành nên chất lượng dịch vụ tại siêu thị Đức Thành.

Xác định chiều hướng, mức độ tác động của các nhân tố trong chất lượng dịch vụ đến sự thỏa mãn của khách hàng.

Đánh giá sự thỏa mãn của khách hàng đối với chất lượng dịch vụ tại siêu thị Đức Thành.

Xác định mối quan hệ giữa chất lượng phục vụ, giá cả hình ảnh siêu thị với sự thỏa mãn của khách hàng đối với siêu thị Đức Thành.

Đề xuất các giải pháp giúp siêu thị hoàn thiện chất lượng dịch vụ, nâng cao khả năng cạnh tranh với đối thủ, giữ chân được khách hàng truyền thống đồng thời thu hút khách hàng tiềm năng.

2.2.Phạm vi nghiên cứu:

Nghiên cứu này được thực hiện tại siêu thị Đức Thành – KĐT An Hưng, Tố Hữu. Trong khoảng thời gian từ đầu tháng 1 cho đến cuối tháng 3/2016.

2.3.Đối tượng nghiên cứu: Các khách hàng của siêu thị Đức Thành.

3.PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Phương pháp chọn mẫu:

Dựa vào mục đích, thời gian, kinh phí... dành cho nghiên cứu cũng như kỹ năng của tôi, chúng tôi chọn phương pháp chọn mẫu phi ngẫu nhiên, cụ thể là chọn mẫu thuận tiện.

Chọn mẫu thuận tiện: Lấy mẫu dựa trên sự thuận lợi và tính dễ tiếp cận của đối tượng, ở những nơi mà nhân viên điều tra có nhiều khả năng gặp được đối tượng. Điều tra viên chặn bất cứ người nào mà gặp ở siêu thị Đức Thành... để xin thực hiện cuộc phỏng vấn, họ sẽ trả lời những câu hỏi trong phiếu điều tra bằng cách họ tự điền thông tin vào phiếu điều tra hoặc điều tra viên hỏi các câu hỏi trong phiếu và tự điền vào phiếu. Nếu người được phỏng vấn không đồng ý thì có thể chuyển sang đối tượng khác.

Bảng câu hỏi (Tham khảo phụ lục 1)

Mục tiêu của nghiên cứu này nhằm đánh giá mức độ hài lòng của khách hàng đối với siêu thị Đức Thành. Theo lý thuyết chung của Parasuraman, có 5 yếu tố cấu thành chất lượng dịch vụ và tác động đến sự hài lòng của khách hàng, đó là: Phương tiện hữu hình, sự đáp ứng, sự đảm bảo, độ tin cậy và sự cảm thông. Ngoài ra, nhóm nghiên cứu đã nghiên cứu và đề xuất thêm 2 yếu tố khác tác động đến sự hài lòng của khách hàng là: Giá cả và hình ảnh của siêu thị.

Do vậy, nhóm nghiên cứu xây dựng bộ câu hỏi để thu thập thông tin cho 7 yếu tố trên.

Nghiên cứu xây dựng bảng câu hỏi, nhóm nghiên cứu đưa ra các câu hỏi ngắn gọn, chọn chính xác đối tượng phỏng vấn là các khách hàng của siêu thị Đức Thành.

Các câu hỏi chính chia thành các nhóm sau:

- Nhóm câu hỏi liên quan đến yếu tố “Phương tiện hữu hình”
- Nhóm câu hỏi liên quan đến yếu tố “Sự đáp ứng”
- Nhóm câu hỏi liên quan đến yếu tố “Sự đảm bảo”
- Nhóm câu hỏi liên quan đến yếu tố “Độ tin cậy”
- Nhóm câu hỏi liên quan đến yếu tố “Sự cảm thông”

- Nhóm câu hỏi liên quan đến yếu tố “Giá cả”
- Nhóm câu hỏi liên quan đến yếu tố “Hình ảnh của siêu thị”
- Nhóm câu hỏi liên quan đến yếu tố “Sự hài lòng của khách hàng”.

Nhóm câu hỏi này dùng thang đo khoảng Likert 5 mức độ, từ:

“Hoàn toàn không hài lòng – Không hài lòng – Trung lập – Hài lòng – Rất hài lòng”

Các câu hỏi khác

Gồm 7 câu hỏi (câu hỏi lựa chọn) và 1 câu hỏi mở để xác định thêm các thông tin liên quan phục vụ cho nghiên cứu như: Độ tuổi, giới tính, thu nhập, mật độ mua hàng, nghề nghiệp, tình trạng hôn nhân...

Nhóm câu hỏi này dùng các thang đo định danh và thứ bậc.

Phương pháp giao tiếp điều tra

Nhóm nghiên cứu tiến hành điều tra qua phương pháp giao tiếp là: điều tra chặn phỏng vấn và gửi email.

Điều tra chặn phỏng vấn: Điều tra viên đến gặp trực tiếp đối tượng được điều tra để phỏng vấn theo một bảng câu hỏi mà tôi đã soạn sẵn. Áp dụng điều tra chặn phỏng vấn tại địa điểm siêu thị Đức Thành.

Nhóm điều tra gửi phiếu điều tra qua email cho các đối tượng được điều tra trả lời, chủ yếu các đối khách hàng của siêu thị, họ là những người thân trong gia đình, những người quen biết, sau đó nhờ gửi phiếu điều tra qua email cho các bạn bè đồng nghiệp của họ và kết quả được phản hồi lại cho nhóm.

Nhập liệu và xử lý thông tin

Nhóm nghiên cứu nhập liệu và xử lý thông tin thu thập được bằng phần mềm SPSS.

Các phương pháp phân tích thống kê

Phương pháp nghiên cứu: Nghiên cứu định lượng

Dữ liệu sử dụng:

Số liệu thứ cấp sử dụng trong đề tài này được thu thập từ các tài liệu sách, báo của siêu thị Đức Thành.

Số liệu sơ cấp liên quan được thu thập thông tin qua ý kiến của khách hàng về mức độ hài lòng của khách hàng đối với dịch vụ của siêu thị Đức Thành và thông tin cá nhân trên cơ sở bảng câu hỏi được nhóm nghiên cứu xây dựng để điều tra, phỏng vấn những khách hàng của siêu thị theo phương pháp chọn mẫu thuận tiện.

Các phương pháp phân tích thống kê:

Nghiên cứu sử dụng thang đo SERVQUAL của Parasuraman, Zeitharnl và Berry (1988) để đo lường chất lượng dịch vụ của siêu thị. Đây là phương pháp đánh giá chất lượng dịch vụ qua đó có thể khẳng định một dịch vụ, quá trình hay hệ thống cung cấp dịch vụ thỏa mãn các yêu cầu của khách hàng theo một tiêu chuẩn quy định.

Thống kê mô tả

Phân tích thành phần chính: Tìm ra các nhân tố đại diện cho từng nhóm biến.

Hệ số tin cậy Cronbach alpha: Đây là phép kiểm định thống kê dùng để kiểm tra sự chặt chẽ và tương quan giữa các biến quan sát, nó cho phép ta loại bỏ những biến không phù hợp trong mô hình nghiên cứu.

Phân tích nhân tố khám phá (EFA)

Hồi quy tuyến tính

Phân tích ANOVA

II. NỘI DUNG VÀ KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

1. CƠ SỞ LÝ LUẬN VÀ THỰC TIỄN

1.1. Một số khái niệm

1.1.1. Khái niệm siêu thị

Có rất nhiều định nghĩa khác nhau về siêu thị, nhưng khái quát lại: *Siêu thị là cửa hàng phục vụ tương đối lớn, phương thức phục vụ chu đáo, thuận tiện, khối lượng hàng hóa phong phú đa dạng chủ yếu là những hàng hóa phổ biến và quảng cáo rộng rãi ngoài thị trường để khách hàng dễ nhận biết đảm bảo thỏa mãn đầy đủ nhu cầu của người tiêu dùng.*

1.1.2. Khái niệm dịch vụ

Theo Zeithaml & Bitner (2000), *dịch vụ là những hành vi, quá trình, cách thức thực hiện một công việc nào đó nhằm tạo ra giá trị sử dụng cho khách hàng làm thỏa mãn nhu cầu và mong đợi của khách hàng.*

Theo Kotler & Armstrong (2004), *dịch vụ là những hoạt động hay lợi ích mà doanh nghiệp có thể cống hiến cho khách hàng nhằm thiết lập, củng cố và mở rộng mối quan hệ và hợp tác lâu dài với khách hàng.*

1.1.3. Khái niệm chất lượng dịch vụ

Trong một thời gian dài, các nhà nghiên cứu đã cố gắng định nghĩa và đo lường chất lượng dịch vụ.

Tuy nhiên, khi nói đến chất lượng dịch vụ, chúng ta không thể không nói đến sự đóng góp rất lớn của Parasuraman & ctg (1998, 1991). Parasuraman & ctg (1988, trang 17) định nghĩa *chất lượng dịch vụ là “mức độ khác nhau giữa sự mong đợi của người tiêu dùng về dịch vụ và nhận thức của họ về dịch vụ”*. Các tác giả này đã khởi xướng và sử dụng nghiên cứu định tính và định lượng để xây dựng và kiểm định thang đo các thành phần chất lượng dịch vụ (gọi là thang đo SERVQUAL). Thang đo SERVQUAL được điều chỉnh và kiểm định ở nhiều loại hình dịch vụ khác nhau.

Khi bộ thang đo SERVQUAL (Parasuraman và cộng sự, 1988) được công bố đã có những tranh luận về vấn đề làm thế nào để đo lường chất lượng dịch vụ một cách tốt nhất. Gần hai thập kỷ sau đó, nhiều nhà nghiên cứu đã tập trung nỗ lực chứng minh tính hiệu quả của bộ thang đo SERVQUAL.

1.1.4. Khái niệm sự hài lòng của khách hàng

Có nhiều định nghĩa khác nhau về sự hài lòng của khách hàng cũng như có khá nhiều tranh luận về định nghĩa này. Nhiều nhà nghiên cứu cho rằng sự hài lòng là sự khác biệt giữa kỳ vọng của khách hàng và cảm nhận thực tế nhận được. Theo Fornell (1995) sự hài lòng hoặc sự thất vọng sau khi tiêu dùng, được định nghĩa như là phản ứng của khách hàng về việc đánh giá bằng cảm nhận sự khác nhau giữa kỳ vọng trước khi tiêu dùng với cảm nhận thực tế về sản phẩm sau khi tiêu dùng nó.

Hoyer và MacInnis (2001) cho rằng sự hài lòng có thể gắn liền với cảm giác chấp nhận, hạnh phúc, giúp đỡ, phấn khích, vui sướng.

Theo Hansermark và Albinsson (2004), “Sự hài lòng của khách hàng là một thái độ tổng thể của khách hàng đối với một nhà cung cấp dịch vụ, hoặc một cảm xúc phản ứng với sự khác

biệt giữa những gì khách hàng dự đoán trước và những gì họ tiếp nhận, đối với sự đáp ứng một số nhu cầu, mục tiêu hay mong muốn”.

Theo Zeithaml & Bitner (2000), sự hài lòng của khách hàng là sự đánh giá của khách hàng về một sản phẩm hay một dịch vụ đã đáp ứng được nhu cầu và mong đợi của họ.

Kotler (2000), định nghĩa “Sự hài lòng như là một cảm giác hài lòng hoặc thất vọng của một người bằng kết quả của việc so sánh thực tế nhận được của sản phẩm (hay kết quả) trong mối liên hệ với những mong đợi của họ”.

Sự hài lòng của khách hàng là việc khách hàng căn cứ vào những hiểu biết của mình đối với một sản phẩm hay dịch vụ mà hình thành nên những đánh giá hoặc phán đoán chủ quan. Đó là một dạng cảm giác về tâm lý sau khi nhu cầu của khách hàng được thỏa mãn. Sự hài lòng của khách hàng được hình thành trên cơ sở những kinh nghiệm, đặc biệt được tích lũy khi mua sắm và sử dụng sản phẩm hay dịch vụ. Sau khi mua và sử dụng sản phẩm khách hàng sẽ có sự so sánh giữa hiện thực và kỳ vọng, từ đó đánh giá được hài lòng hay không hài lòng.

Như vậy, có thể hiểu được là cảm giác dễ chịu hoặc có thể thất vọng phát sinh từ việc người mua so sánh giữa những lợi ích thực tế của sản phẩm và những kỳ vọng của họ. Việc khách hàng hài lòng hay không sau khi mua hàng phụ thuộc vào việc họ so sánh giữa những lợi ích thực tế của sản phẩm và những kỳ vọng của họ trước khi mua. Khái niệm sản phẩm ở đây được hiểu không chỉ là một vật thể vật chất thông thường mà nó bao gồm cả dịch vụ.

Định nghĩa này đã chỉ rõ rằng, sự hài lòng là sự so sánh giữa lợi ích thực tế cảm nhận được và những kỳ vọng. Nếu lợi ích thực tế không như kỳ vọng thì khách hàng sẽ thất vọng. Còn nếu lợi ích thực tế đáp ứng với kỳ vọng đã đặt ra thì khách hàng sẽ hài lòng. Nếu lợi ích thực tế cao hơn kỳ vọng của khách hàng thì sẽ tạo ra hiện tượng hài lòng cao hơn hoặc là hài lòng vượt quá mong đợi.

1.2. Các nhân tố ảnh hưởng đến sự hài lòng của khách hàng

Sự hài lòng của khách hàng chịu tác động của những nhân tố sau:

Chất lượng dịch vụ (Phương tiện hữu hình, sự đáp ứng, sự đảm bảo, độ tin cậy, sự cảm thông)

Tùy vào từng đối tượng nghiên cứu mà có nhiều định nghĩa về chất lượng dịch vụ. Tổng thể, chất lượng dịch vụ bao gồm các đặc điểm sau: Tính vượt trội, tính đặc trưng của sản phẩm, tính cung ứng, tính thỏa mãn nhu cầu, tính tạo ra giá trị gia tăng. Nếu doanh nghiệp có các đặc điểm này nổi bật thì doanh nghiệp đó thu hút được nhiều sự quan tâm hơn của khách hàng và tạo sự hài lòng hơn đối với khách hàng.

Phương tiện hữu hình (Tangibles): Thể hiện qua ngoại hình, trang phục của nhân viên phục vụ, các trang thiết bị để thực hiện dịch vụ.

- Siêu thị có địa điểm thuận lợi cho anh/chị mua hàng
- Siêu thị sắp xếp hàng hóa gọn gàng dễ tìm
- Siêu thị có trang thiết bị hiện đại
- Trang phục của nhân viên gọn gàng bắt mắt

Sự đáp ứng (Responsiveness): Nói lên sự mong muốn và sẵn sàng của nhân viên phục vụ cung cấp các dịch vụ cho khách hàng.

- Dù vào giờ cao điểm, anh/chị vẫn được phục vụ chu đáo
- Nhân viên đáp ứng yêu cầu của anh/chị rất nhiệt tình
- Nhân viên siêu thị luôn sẵn sàng giúp đỡ anh/chị

- Nhân viên siêu thị phục vụ anh/chị nhanh chóng, đúng hạn

Sự đảm bảo (Assurance): Thể hiện qua chất lượng hàng hóa, dịch vụ, thời gian cung cấp và sự an toàn cho khách hàng.

- Dịch vụ giao hàng của siêu thị đúng thời gian và địa điểm
- Những thắc mắc khiếu nại của anh/chị được siêu thị giải quyết thỏa đáng
- Siêu thị thực hiện đúng các dịch vụ như đã giới thiệu
- Anh/chị cảm thấy an toàn khi sử dụng dịch vụ của siêu thị

Độ tin cậy (reliability): Nói lên khả năng thực hiện dịch vụ phù hợp và đúng thời hạn ngay lần đầu tiên.

- Siêu thị cung cấp dịch vụ đúng ngay từ lần đầu anh/chị sử dụng dịch vụ
- Nhân viên siêu thị có đủ kiến thức để trả lời các câu hỏi về hàng hóa của Anh/chị
- Cung cách phục vụ của nhân viên tạo ra sự tin tưởng cho anh/chị
- Siêu thị cung cấp hàng hóa đúng chất lượng và thời gian đã hứa với anh/chị

Sự cảm thông (empathy): Thể hiện sự quan tâm chăm sóc đến từng cá nhân khách hàng.

- Siêu thị thể hiện sự quan tâm tới mọi nhu cầu của anh/chị
- Nhân viên siêu thị hiểu được những nhu cầu đặc biệt của anh/chị
- Nhân viên siêu thị thể hiện sự quan tâm tới anh/chị
- Siêu thị có thời gian làm việc thuận lợi cho anh/chị

Giá cả

Giá là hình thức biểu hiện bằng tiền của giá trị hàng hóa và dịch vụ. Giá được xác định dựa trên giá trị sử dụng và cảm nhận của khách hàng về sản phẩm, dịch vụ mà mình sử dụng. Ngoài ra để đánh giá tác động của nhân tố giá cả đến sự hài lòng của khách hàng thì cần xem xét ở các khía cạnh sau: Giá so với chất lượng, giá so với các đối thủ cạnh tranh, giá phù hợp với mong đợi và nhu cầu của khách hàng.

Hình ảnh của doanh nghiệp

Hình ảnh của doanh nghiệp luôn gắn liền với những giá trị vô hình trong tiềm thức người tiêu dùng. Tất cả các doanh nghiệp hoạt động trong thị trường khi xây dựng hình ảnh thương hiệu, ngoài mục đích xây dựng hệ thống nhận diện đối với công ty và sản phẩm, còn một mục đích cao hơn đó là làm sao giữ được vị trí trong tâm trí khách hàng. Hình ảnh của doanh nghiệp gắn liền với sự liên tưởng của khách hàng thông qua sự uy tín, lòng tin của khách hàng đối với sản phẩm và dịch vụ của doanh nghiệp.

Khuyến mãi quảng cáo

Chương trình khuyến mãi quảng cáo được cho là hấp dẫn lôi cuốn khách hàng được thể hiện qua các đặc điểm như chương trình khuyến mãi thường xuyên, hấp dẫn và được khách hàng thích thú tham gia mua hàng.

Dịch vụ gia tăng

Dịch vụ gia tăng chính là một trong các yếu tố để phân biệt dịch vụ của các nhà cung cấp trên thị trường. Cùng kinh doanh một ngành dịch vụ nhưng doanh nghiệp nào cung cấp được nhiều dịch vụ gia tăng đặc trưng đi kèm hơn thì doanh nghiệp đó thu hút được nhiều sự quan tâm hơn của khách hàng và dễ tạo ra sự hài lòng hơn.

Hỗ trợ khách hàng

Khi chất lượng dịch vụ của các nhà cung cấp trên thị trường đã là như nhau thì dịch vụ khách hàng chính là ưu thế cạnh tranh trên thị trường. Dịch vụ khách hàng bao gồm hệ thống hỗ trợ khách hàng và quy trình hỗ trợ khách hàng về khiếu nại, khiếu kiện.

Sự thuận tiện

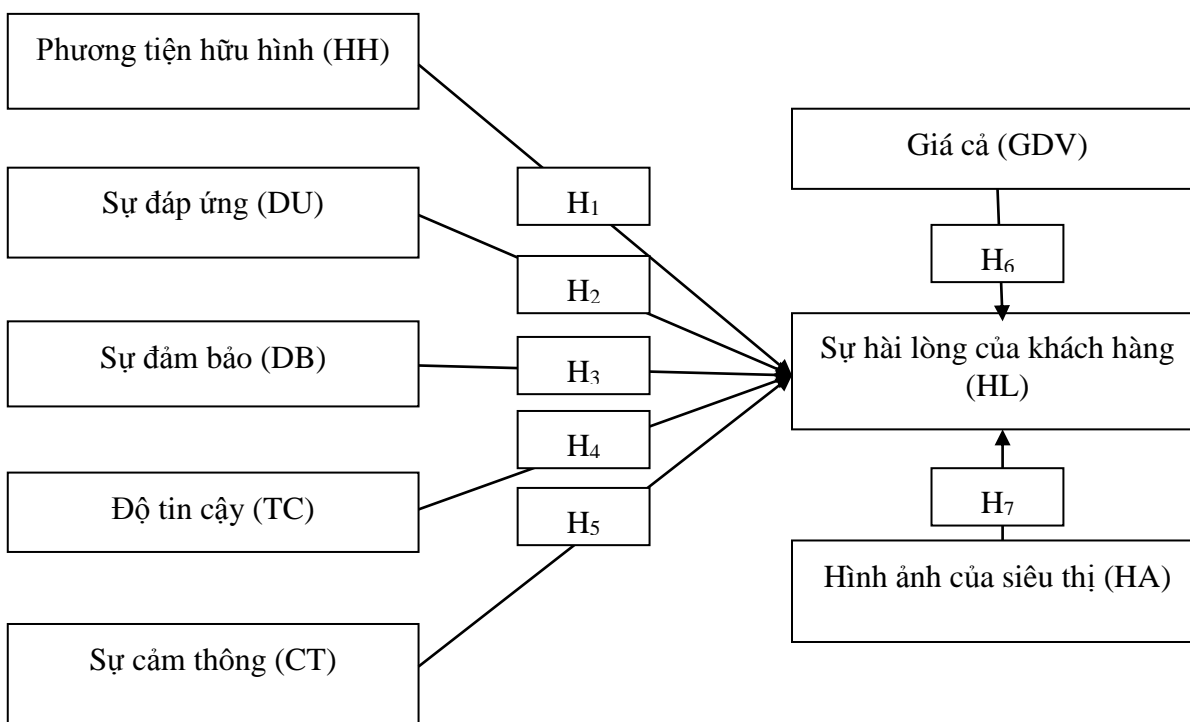
Sự thuận tiện trong ngành kinh doanh dịch vụ rất quan trọng, nó không chỉ chi phối việc khách hàng tiếp cận dịch vụ mà còn thể hiện ở việc khách hàng sử dụng dịch vụ ấy như thế nào.

1.3. Mô hình nghiên cứu sự hài lòng của khách hàng

1.3.1. Mô hình

Nhóm nghiên cứu nhận thấy có 7 nhân tố có ảnh hưởng đến sự hài lòng của khách hàng, do vậy nhóm nghiên cứu đề xuất mô hình nghiên cứu sau:

Hình 1.1: Mô hình nghiên cứu



1.3.2. Biến độc lập

- (H₁) Phương tiện hữu hình
- (H₂) Sự đáp ứng
- (H₃) Sự đảm bảo
- (H₄) Độ tin cậy
- (H₅) Sự cảm thông
- (H₆) Giá cả
- (H₇) Hình ảnh của siêu thị

1.3.4. Biến phụ thuộc

Biến phụ thuộc “Sự hài lòng của khách hàng”

1.3.5. Các giả thuyết

(H₁): Phương tiện hữu hình có tác động đến sự hài lòng của khách hàng đối với siêu thị Đức Thành.

(H₂): Sự đáp ứng có tác động đến sự hài lòng của khách hàng đối với siêu thị Đức Thành.

(H₃): Sự đảm bảo có tác động đến sự hài lòng của khách hàng đối với siêu thị Đức Thành.

(H₄): Độ tin cậy có tác động đến sự hài lòng của khách hàng đối với siêu thị Đức Thành.

(H₅): Sự cảm thông có tác động đến sự hài lòng của khách hàng đối với siêu thị Đức Thành.

(H₆): Giá cả có tác động đến sự hài lòng của khách hàng đối với siêu thị Đức Thành.

(H₇): Hình ảnh của siêu thị có tác động đến sự hài lòng của khách hàng đối với siêu thị Đức Thành.

2.KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

2.1.Thống kê mô tả

Bảng 2.1: Thống kê mẫu

	Số lượng (người)	Tỷ lệ (%)
Tổng	140	100
<i>Giới tính</i>		
Nam	41	29,3
Nữ	99	70,7
<i>Độ tuổi</i>		
< 25 tuổi	10	7,1
25 – 35 tuổi	35	25,0
35 – 55 tuổi	70	50,0
>55 tuổi	25	17,9
<i>Thu nhập bình quân hàng tháng</i>		
≤ 5 triệu	17	12,1
5 – 10 triệu	68	48,6
10 – 15 triệu	33	23,6
≥ 15 triệu	22	15,7
<i>Tần suất đến siêu thị trong một tuần</i>		
≤ 1 lần	20	14,3
2 – 4 lần	48	34,3
5 – 7 lần	50	35,7
≥ 8 lần	22	15,7
<i>Ngày đi mua hàng chủ yếu</i>		
Thứ 2,3	10	7,1
Thứ 4,5	11	7,9
Thứ 6,7	56	40,0
Chủ nhật	63	45,0
<i>Nghề nghiệp chính</i>		

Học sinh, sinh viên	19	13,6
Nông dân	5	3,6
Công chức nhà nước	30	21,4
Công nhân	12	8,6
Khác	74	52,9
<i>Tình trạng hôn nhân</i>		
Độc thân	34	24,3
Đã có gia đình	88	62,9
Khác	18	12,9

Qua bảng thống kê trên ta thấy:

Số lượng đi mua hàng tại siêu thị Đức Thành chủ yếu là nữ, với 99 trong tổng số 140 người, chiếm tới 70,7%. Còn lại là nam chiếm 29,3%.

Phần lớn số người đi mua hàng tại siêu thị có độ tuổi từ 35 – 45 tuổi, với 70/140 người, chiếm 50%. Với độ tuổi dưới 25 tuổi chiếm tỉ lệ nhỏ nhất là 7,1% tương ứng 10 người.

Thống kê trong 140 người khách hàng của siêu thị, có 74 người có nghề tự do, chiếm 52,9%. Tiếp đến là công nhân viên chức chiếm 21,4%, tương ứng 30 người. Còn lại phần ít những người đi mua hàng tại siêu thị là học sinh sinh viên, nông dân và công nhân.

48,6% người có thu nhập bình quân hàng tháng trong khoảng 5 – 10 triệu, tương ứng 68/140 người. Khách hàng của siêu thị Đức Thành ít người có mức thu nhập hàng tháng dưới 5 triệu, chỉ chiếm khoảng 12,1% tương ứng 17/140 người.

Gần như khách hàng đến siêu thị mua hàng hằng ngày, theo thống kê thấy khách hàng thường đi mua hàng từ 2 – 7 lần/tuần, chiếm tổng khoảng 70% số lượng khách hàng. Rất ít người đi siêu thị mua hàng 1 lần/tuần, chiếm khoảng 14% số lượng khách hàng.

Chủ yếu khách hàng đi mua sắm vào cuối tuần từ thứ 6 đến chủ nhật, đặc biệt số người đi mua hàng vào chủ nhật là 63/140 người, chiếm 45,0%. Số lượng người đi siêu thị mua hàng vào những ngày đầu tuần là rất ít, chỉ 10/140 người đi mua hàng vào thứ 2 và thứ 3, chiếm 7,1%.

Hầu hết số người đã có gia đình hay đi siêu thị mua hàng hơn là những người độc thân. Theo thống kê, trong số 140 người được điều tra, có 88/140 người đã có gia đình, chiếm tới 62,9%. Còn lại là những người độc thân và tình trạng khác.

Bảng 2.2: Bảng mức độ hài lòng

Descriptive Statistics

	N	Minimum	Maximum	Sum	Mean		Std. Deviation
	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic
HL1	140	1	5	454	3.24	.072	.847
HL2	140	1	5	468	3.34	.072	.855
HL3	140	1	5	499	3.56	.073	.867
HL4	140	1	5	477	3.41	.069	.821
Valid N (listwise)	140						

Qua bảng thống kê trên ta thấy được sự hài lòng của khách hàng đối với siêu thị Đức Thành là khá cao. Trung bình đạt trên mức trung lập, sự hài lòng và rất hài lòng cao.

2.2. Phân tích độ tin cậy của thang đo

Đánh giá độ tin cậy một lần nữa thông qua hệ số tương quan biến tổng và hệ số Cronbach'Alpha. Các biến được đánh giá là đủ độ tin cậy khi có hệ số tương quan biến tổng > 0.3 và hệ số cronbach'Alpha > 0.6. Những biến nào không đáp ứng được hai điều kiện trên tức là không đủ độ tin cậy thì sẽ không thể đưa vào hồi quy tiếp theo và sẽ bị loại ra khỏi mô hình.

Bảng 2.3: Bảng Cronbach Alpha

Nội dung câu hỏi	Hệ số tương quan biến tổng (Corrected Item – Total Correlation)	Cronbach's Alpha(Cronbach's Alpha If Item Deleted)
<i>Phương tiện hữu hình</i>		
Siêu thị có địa điểm thuận lợi cho anh/chị mua hàng	0.581	0.743
Siêu thị sắp xếp hàng hóa gọn gàng dễ tìm	0.583	0.743
Siêu thị có trang thiết bị hiện đại	0.688	0.686
Trang phục của nhân viên gọn gàng bắt mắt	0.540	0.763
Cronbach's Alpha	0.788	
Sự tin tưởng		
Siêu thị cung cấp hàng hóa đúng chất lượng và thời gian đã hứa với anh/chị	0.570	0.640
Cung cách phục vụ của nhân viên tạo ra sự tin tưởng cho anh/chị	0.688	0.578
Nhân viên siêu thị có đủ kiến thức để trả lời các câu hỏi về hàng hóa của Anh/chị	0.407	0.737
Siêu thị cung cấp dịch vụ đúng ngay từ lần đầu anh/chị sử dụng dịch vụ	0.454	0.706
Cronbach's Alpha	0.731	
<i>Khả năng đáp ứng</i>		
Nhân viên siêu thị phục vụ anh/chị nhanh chóng, đúng hạn	0.533	0.563
Nhân viên siêu thị luôn sẵn sàng giúp đỡ anh/chị	0.563	0.540
Nhân viên đáp ứng yêu cầu của anh/chị rất nhiệt tình	0.449	0.620
Dù vào giờ cao điểm, anh/chị vẫn được phục vụ chu đáo	0.306	0.703

Nội dung câu hỏi	Hệ số tương quan biến tổng (Corrected Item – Total Correlation)	Cronbach's Alpha(Cronbach's Alpha If Item Deleted)
<i>Cronbach's Alpha</i>	<i>0.679</i>	
<i>Sự đảm bảo</i>		
Dịch vụ giao hàng của siêu thị đúng thời gian và địa điểm	0.609	0.659
Những thắc mắc khiếu nại của anh/chị được siêu thị giải quyết thỏa đáng	0.576	0.678
Siêu thị thực hiện đúng các dịch vụ như đã giới thiệu	0.473	0.736
Anh/chị cảm thấy an toàn khi sử dụng dịch vụ của siêu thị	0.535	0.701
<i>Cronbach's Alpha</i>	<i>0.752</i>	
<i>Sự cảm thông</i>		
Siêu thị thể hiện sự quan tâm tới mọi nhu cầu của anh/chị	0.423	0.737
Nhân viên siêu thị hiểu được những nhu cầu đặc biệt của anh/chị	0.705	0.568
Nhân viên siêu thị thể hiện sự quan tâm tới anh/chị	0.528	0.674
Siêu thị có thời gian làm việc thuận lợi cho anh/chị	0.471	0.705
<i>Cronbach's Alpha</i>	<i>0.735</i>	
<i>Giá Cả</i>		
Giá của dịch vụ phù hợp với chất lượng dịch vụ	0.415	0.706
Giá dịch vụ của siêu thị hợp lý hơn so với các siêu thị khác	0.686	0.351
Giá dịch vụ phù hợp với thu nhập của anh/chị	0.438	0.686
<i>Giá dịch vụ đa dạng phù hợp với nhu cầu của anh/chị</i>	<i>Bỏ biến</i>	<i>Bỏ biến</i>
<i>Cronbach's Alpha</i>	<i>0.691</i>	
<i>Hình Ảnh Của Doanh Nghiệp</i>		
Trong tâm trí của anh/chị siêu thị có chất lượng sản phẩm tốt	0.353	0.667
Trong tâm trí của anh/chị siêu thị có chất lượng dịch vụ rất tốt	0.611	0.490
Trong tâm trí của anh/chị siêu thị là một siêu thị lớn và có uy tín	0.473	0.588

Nội dung câu hỏi	Hệ số tương quan biến tổng (Corrected Item – Total Correlation)	Cronbach's Alpha(Cronbach's Alpha If Item Deleted)
Khả năng nhận diện thương hiệu của siêu thị là rất dễ dàng	0.386	0.645
Cronbach's Alpha	0.667	
<i>Sự HÀi Lòng Của Khách Hàng</i>		
Anh/chị hài lòng với chất lượng dịch vụ của siêu thị	0.554	0.703
Anh/chị hài lòng với giá cả dịch vụ của siêu thị	0.631	0.659
Anh/chị hài lòng khi sử dụng dịch vụ của siêu thị	0.494	0.736
iAnh/chị hài lòng về cung cách phục vụ của siêu thị	0.547	0.706
Cronbach's Alpha	0.758	

Từ bảng ta có thể kết luận bỏ biến “Giá dịch vụ đa dạng phù hợp với nhu cầu của anh/chị” vì nó có hệ số tương quan biến tổng là 0.225 (< 0.3) do vậy biến này bị loại ra khỏi mô hình và chạy lại Cronbach's Alpha ta được kết quả như trong bảng

2.3. Phân tích nhân tố khám phá (EFA)

Trong bài này chúng tôi thực hiện phân tích nhân tố cho từng nhóm biến, rồi từ đó tìm ra các nhân tố đại diện cho từng nhóm biến.

Đặt nhóm:

“Phương tiện hữu hình” là X1 “Sự Cảm Thông” là X5

“Sự tin tưởng” là X2 “Giá Cả” là X6

“Khả năng đáp ứng” là X3 “Hình ảnh của doanh nghiệp” là X7

“Sự đảm bảo” là X4 “Sự hài lòng của khách hàng” là Y

2.4. Kiểm định mô hình và các giả thuyết

2.4.1. Phân tích tương quan

Qua kết quả phân tích tương quan, ta thấy tất cả các chỉ số sig = 0.000 của bảng tương quan đều thỏa mãn yêu cầu, do vậy có thể kết luận các yếu tố có tương quan với nhau, và có ý nghĩa thống kê (bảng phân tích tương quan phụ lục 2) và đủ điều kiện để chạy hồi quy.

2.4.2. Phân tích hồi quy đa biến

Các giả thuyết được đặt ra ban đầu:

Mô hình hồi quy chuẩn hóa: $Y = \beta_1 * X_1 + \beta_2 * X_2 + X_3 * F_3 + \beta_4 * X_4 + \beta_5 * X_5 + \beta_6 * X_6 + \beta_7 * X_7$

Ta đưa các biến đại diện cho các nhóm biến (thực hiện ở phần trên) cho vào chạy hồi quy ta được kết quả sau:

Bảng 2.4: Bảng phân tích hồi quy đa biến lần 1

Tên biến	B	β chuẩn hóa	T	Sig.
Phương tiện hữu hình (X1)	0.111	0.111	3.363	0.001
Sự tin tưởng (X2)	0.256	0.256	6.920	0.000
Khả năng đáp ứng (X3)	0.305	0.305	7.376	0.000
Sự đảm bảo (X4)	0.443	0.443	12.804	0.000
Sự cảm thông (X5)	-0.029	-0.029	-1.237	0.218
Giá cả (X6)	-0.072	-0.072	-3.607	0.000
Hình ảnh của siêu thị (X7)	-0.004	-0.004	-0.215	0.830

Từ bảng trên cho thấy các biến có chỉ số Sig. < 5% đạt yêu cầu nghĩa là chấp nhận các giả thuyết H₁, H₂, H₃, H₄, H₆. Và bác bỏ các giả thuyết H₅, H₇, nghĩa là 2 yếu tố “sự cảm thông” và “hình ảnh của siêu thị” không có tác động đến sự hài lòng của khách hàng.

Ta có phương trình hồi quy chuẩn hóa:

$$Y = 0.111X_1 + 0.256X_2 + 0.305X_3 + 0.443X_4 - 0.072X_6$$

Bảng 2.5: Bảng phân tích hồi quy đa biến lần 2

Yếu tố cần đánh giá	Giá trị chạy bằng	So sánh
R	0.986	
R ²	0.972	
R ² hiệu chỉnh	0.970	
Sig. Của kiểm định F	0.000	0.000 < 0.05
Hệ số Durbin-Watson	2.007	0 < 2.007 < 4
Phương trình hồi quy chuẩn hóa	Y = 0.111X ₁ + 0.256X ₂ + 0.305X ₃ + 0.443X ₄ - 0.072X ₆	

Kiểm định F sử dụng trong phân tích phương sai là một phép kiểm định giả thuyết về độ phù hợp của mô hình hồi quy tuyến tính tổng thể để xem xét biến phụ thuộc có liên hệ tuyến tính với toàn bộ tập hợp của các biến độc lập. Trong trường hợp này, ta thấy rằng giá trị thống kê F có giá trị Sig. = 0.00 < 0.05 cho thấy mô hình sử dụng là phù hợp. Giá trị R² hiệu chỉnh = 0.970 = 97 % nghĩa là trong 100% sự hài lòng của khách hàng thì có 97 % sự biến động là do các biến độc lập ảnh hưởng, còn lại là do sai số ngẫu nhiên hoặc các yếu tố khác ngoài mô hình, như vậy mô hình đưa ra chỉ giải thích được thực tế ở mức độ “rất tốt”.

Hệ số Durbin-Watson dùng để kiểm định tương quan chuỗi bậc nhất cho thấy mô hình không vi phạm khi sử dụng phương pháp hồi quy bội vì giá trị Durbin-Watson đạt được là 2.007 (nằm trong khoảng từ 0 đến 4) và chấp nhận giả thuyết không có sự tương quan chuỗi bậc nhất trong mô hình. Như vậy, mô hình hồi quy bội thỏa mãn các điều kiện đánh giá và kiểm định độ phù hợp cho việc rút ra các kết quả nghiên cứu. Phương tiện đánh giá và kiểm định độ phù hợp cho việc rút ra các kết quả nghiên cứu

Kết luận: Có thể nói khách hàng hài lòng với siêu thị Đức Thành từ năm yếu tố: Phương tiện hữu hình, Sự tin tưởng, Khả năng đáp ứng, Sự đảm bảo, Giá cả. Yếu tố tác động mạnh nhất đến là “sự đảm bảo” với hệ số 0.443, tiếp ngay sau đó là yếu tố “khả năng đáp ứng” với hệ số 0.305. Yếu tố tác động thấp nhất là yếu tố giá cả nó có tác động nghịch biến so với các yếu tố còn lại với hệ số là -0.072.

2.5. Phân tích ANOVA

2.5.1. Đánh giá mức độ hài lòng theo giới tính

Mức độ hài lòng là một yếu tố phụ thuộc vào rất nhiều các yếu tố khác. Cụ thể đối với khách hàng việc hài lòng về chất lượng sản phẩm, dịch vụ của siêu thị còn có thể tùy thuộc vào độ tuổi, thu nhập ...

Như vậy giới tính có ảnh hưởng như thế nào đến mức độ hài lòng của khách hàng đối với siêu thị Đức Thành? Những người thuộc các nhóm tuổi khác nhau có mức độ hài lòng giống nhau không? Kết quả cuối cùng mà khách hàng đánh giá là gì? Nhìn chung họ hài lòng hay không hài lòng đối với chất lượng dịch vụ tại siêu thị? Để làm rõ điều này chúng ta sử dụng kiểm định về sự bằng nhau giữa các trung bình tổng thể (ANOVA). Phương pháp này được sử dụng để so sánh giá trị trung bình của các khách hàng thuộc các giới tính khác nhau về mức độ hài lòng chung. Đối với sự hài lòng này chúng ta sẽ tiến hành kiểm định cặp giả thuyết:

H_0 : “Phương sai bằng nhau”,

H_1 : “Phương sai khác nhau”.

Kiểm định ANOVA về mức độ hài lòng của khách hàng đối với chất lượng dịch vụ siêu thị Đức Thành theo giới tính (với độ tin cậy 95%).

Kết quả thực hiện phân tích ANOVA:

Bảng 2.6: Bảng phân tích ANOVA mức độ hài lòng theo giới tính

Test of Homogeneity of Variances

Y

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
1.823	1	138	.179

ANOVA

Y

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	2.892	1	2.892	2.932	.089
Within Groups	136.108	138	.986		
Total	139.000	139			

Kết quả này cho biết không có sự khác biệt về mức độ hài lòng của khách hàng đối với chất lượng dịch vụ siêu thị Đức Thành theo giới tính. Sig của thống kê Levene = 0.179 (>0.05) nên ở độ tin cậy nhỏ hơn 95% chấp nhận giả thuyết H_0 . và bác bỏ giả thuyết H_1 .

Vì phương bằng nhau nên ta xét đến bảng ANOVA. Ta thấy Sig. = 0.089 > 0.05 nên ta không thể kết luận được có sự khác biệt về sự hài lòng theo giới tính hay không.

Đánh giá mức độ hài lòng theo độ tuổi

Bảng 2.7: Bảng phân tích ANOVA mức độ hài lòng theo độ tuổi

Test of Homogeneity of Variances

Y

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
3.371	3	136	.020

ANOVA

Y

	Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	3.906	3	1.302	1.311	.273
Within Groups	135.094	136	.993		
Total	139.000	139			

Kết quả này cho biết phương sai của mức độ hài lòng theo độ tuổi có bằng nhau hay khác nhau hay không. Sig của thống kê levene = 0.020 (<0.05) nên ở độ tin cậy 95% bác bỏ giả thuyết H_0 : “phương sai bằng nhau”, và chấp nhận giả thuyết H_1 : “phương sai khác nhau”.

Vì phương sai khác nhau nên ta không thể kết luận.

2.5.2.Đánh giá mức độ hài lòng theo thu nhập

Bảng 2.8: Bảng phân tích ANOVA mức độ hài lòng theo thu nhập

Test of Homogeneity of Variances

Y

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
3.070	3	136	.030

ANOVA

Y

	Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	3.992	3	1.331	1.341	.264
Within Groups	135.008	136	.993		
Total	139.000	139			

Kết quả này cho biết phương sai của mức độ hài lòng theo độ tuổi có bằng nhau hay khác nhau hay không. Sig của thống kê levene = 0.030 (<0.05) nên ở độ tin cậy 95% bác bỏ giả thuyết H_0 : “phương sai bằng nhau”, và chấp nhận giả thuyết H_1 : “phương sai khác nhau”.

Vì phương sai khác nhau nên ta không thể kết luận.

2.5.3.Đánh giá mức độ hài lòng theo nghề nghiệp

Bảng 2.9: Bảng phân tích ANOVA mức độ hài lòng theo nghề nghiệp

Test of Homogeneity of Variances

Y

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
2.270	4	135	.065

ANOVA

Y

	Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	1.524	4	.381	.374	.827
Within Groups	137.476	135	1.018		
Total	139.000	139			

Kết quả này cho biết không có sự khác biệt về mức độ hài lòng của khách hàng đối với chất lượng dịch vụ siêu thị Đức Thành theo nghề nghiệp. Sig của thống kê Levene = 0.065(>0.05) nên ở độ tin cậy nhỏ hơn 95% chấp nhận giả thuyết H_0 , và bác bỏ giả thuyết H_1 .

Vì phương bằng nhau nên ta xét đến bảng ANOVA. Ta thấy Sig. = 0.827 > 0.05 nên ta không thể kết luận được có sự khác biệt về sự hài lòng theo nghề nghiệp của khách hàng hay không.

2.5.4.Đánh giá mức độ hài lòng theo tình trạng hôn nhân

Bảng 2.10: Bảng phân tích ANOVA mức độ hài lòng theo tình trạng hôn nhân

Hai Long của Khách hàng

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
.107	2	137	.899

ANOVA

Hai Long của Khách hàng

	Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	.209	2	.104	.248	.781
Within Groups	57.700	137	.421		
Total	57.909	139			

Kết quả này cho biết không có sự khác biệt về mức độ hài lòng của khách hàng đối với chất lượng dịch vụ siêu thị Đức Thành theo tình trạng hôn nhân. Sig của thống kê Levene = 0.899(>0.05) nên ở độ tin cậy nhỏ hơn 95% chấp nhận giả thuyết H_0 , và bác bỏ giả thuyết H_1 .

Vì phương bằng nhau nên ta xét đến bảng ANOVA. Ta thấy Sig. = 0.781 > 0.05 nên ta không thể kết luận được có sự khác biệt về sự hài lòng theo tình trạng hôn nhân của khách hàng hay không.

3.BÀN LUẬN VÀ KIẾN NGHỊ

3.1.Bàn luận

Từ kết quả nghiên cứu ta thấy được:

Qua thống kê mô tả:

+ Trong quá trình điều tra khảo sát, cho thấy số lượng là nữ đi siêu thị mua sắm nhiều hơn gấp đôi số nam giới, với tỉ lệ khoảng 70% số lượng khách hàng là nữ. Lý do này cũng hoàn toàn hợp lý, bởi nữ giới thường tham gia vào công việc nội trợ, mua sắm nhiều hơn nam giới.

+ Khách hàng của siêu thị chủ yếu trong độ tuổi từ 35 – 55 tuổi. Bởi những người trong độ tuổi này thường có thu nhập cao, ổn định công việc và cuộc sống gia đình nên họ có xu hướng tiêu dùng và mua sắm cao hơn so với các độ tuổi khác.

+ Siêu thị Đức Thành là siêu thị cung cấp các hàng hóa và dịch vụ thiết yếu, đa dạng các mặt hàng và phù hợp với các mức thu nhập trung bình của người tiêu dùng. Vì vậy, các khách hàng của siêu thị có mức thu nhập bình quân hàng tháng khoảng từ 5 – 10 triệu là chủ yếu.

+ Khách hàng thường mua sắm tại siêu thị hàng ngày, khoảng từ 4 – 7 lần/tuần để mua sắm các loại mặt hàng phục vụ nhu cầu ăn uống hàng ngày...

+ Khách hàng thường đi mua sắm vào các ngày cuối tuần là chủ yếu, từ thứ 6 đến chủ nhật. Đặc biệt vào ngày chủ nhật số lượng khách hàng tăng gấp đôi gấp ba lần do với các ngày thường. Vì vậy siêu thị cũng nên chú ý các công tác quản lý và đáp ứng hàng hóa dịch vụ phù hợp cho những ngày này.

+ Đối tượng khách hàng chủ yếu của siêu thị phần lớn là những người làm việc tự do như doanh nhân hoặc có thể là người chỉ nội trợ trong gia đình và cũng có số nhiều của công chức nhà nước bởi họ thường có tiền, thời gian rảnh nhiều hơn và có xu hướng tiêu dùng, mua sắm nhiều hơn so với học sinh, sinh viên, nông dân và công nhân. Bởi vậy, hàng hóa và dịch vụ của siêu thị cần chú ý hơn tính đặc thù để phù hợp với số đông người tiêu dùng.

+ Đa số khách hàng đi siêu thị mua sắm đều là những người đã có gia đình. Bởi những người đã có gia đình thì họ đã ổn định công việc và gia đình, thu nhập cũng ổn định nên họ có xu hướng đi mua sắm nhiều hơn hẳn so với những người còn độc thân.

+ Câu trả lời về sự hài lòng của khách hàng đều đạt giá trị trung bình trên mức 3 đối với một siêu thị mới được thành lập cách đây không lâu, điều này là tương đối tốt.

Qua mô hình hồi quy nghiên cứu ở trên:

$$Y = 0.111X_1 + 0.256X_2 + 0.305X_3 + 0.443X_4 - 0.072X_6$$

Qua đó, ta thấy hai yếu tố là “sự cảm thông” và “hình ảnh của siêu thị” không tác động đến sự hài lòng của khách hàng. Do tính từ thời điểm khảo sát, siêu thị mới được thành lập cách đó 7 tháng nên hình ảnh của siêu thị vẫn chưa đi sâu vào tâm trí khách hàng và chưa được biết đến nhiều. Đối với sự cảm thông, khách hàng không quan tâm nhiều đến yếu tố đó mà họ chỉ quan tâm đến giá cả và chất lượng hàng hóa dịch vụ là chủ yếu.

Do vậy, sự hài lòng của khách hàng với siêu thị Đức Thành bị ảnh hưởng bởi năm yếu tố: Phương tiện hữu hình, sự tin tưởng, khả năng đáp ứng, sự đảm bảo, giá cả. Yếu tố tác động mạnh nhất đến là “sự đảm bảo” với hệ số 0.443, tiếp ngay sau đó là yếu tố “khả năng đáp ứng” với hệ số 0.305. yếu tố tác động thấp nhất là yếu tố giá cả nó có tác động nghịch biến so với các yếu tố còn lại với hệ số là -0.072.

Qua phân tích ANOVA

Ta thấy, không có sự khác biệt về sự hài lòng giữa các nhóm đối tượng trong các yếu tố: giới tính, độ tuổi, nghề nghiệp, thu nhập, hôn nhân.

3.2. Kiến nghị

Qua kết quả của quá trình nghiên cứu, chúng tôi đưa ra một số kiến nghị đối với siêu thị Đức Thành như sau:

Khách hàng của siêu thị thường đi mua sắm vào những ngày cuối tuần nên siêu thị cần tăng cường đội ngũ nhân viên, hàng hóa, dịch vụ để đảm bảo đáp ứng đầy đủ nhu cầu của khách hàng trong những ngày cuối tuần.

Đa số khách hàng của siêu thị có mức thu nhập trung bình hàng tháng từ 5 – 10 triệu, do vậy siêu thị cần tập trung cung cấp các mặt hàng, dịch vụ thiết yếu phù hợp với thu nhập của người tiêu dùng và có những mặt hàng có tính đặc thù phù hợp với từng đối tượng nghề nghiệp khách hàng.

Yếu tố “sự đảm bảo” có tác động lớn nhất đến sự hài lòng của khách hàng đối với siêu thị, vì vậy cần phát huy những cung cách phục vụ trước đó và tăng cường thêm đội ngũ nhân lực cho việc giao hàng để tránh không đủ nhân lực giao hàng, làm chậm trễ thời gian không như khách hàng yêu cầu.

Sự hài lòng của khách hàng còn ảnh hưởng bởi các yếu tố: Phương tiện hữu hình, sự tin tưởng, khả năng đáp ứng. Vì vậy:

+ Cần bổ sung thêm các trang thiết bị hiện đại

+ Liên quan trực tiếp đến những thuận tiện trong việc lựa chọn hàng hoá của khách hàng. Siêu thị cần duy trì cách bố trí các gian hàng và sắp xếp hàng hoá như hiện tại. Đồng thời, siêu thị nên đưa thêm những bảng chỉ dẫn cụ thể cho từng loại hàng hoá khác nhau để khách hàng dễ dàng hơn nữa trong việc tìm kiếm hàng hoá.

+ Trang phục bắt mắt và thái độ nhân viên sẽ ảnh hưởng trực tiếp đến cảm nhận của khách hàng về chất lượng dịch vụ của một doanh nghiệp. Đức Thành được xem là siêu thị có nhân viên phục vụ làm khách hàng tương đối hài lòng và cần phải phát huy ưu thế này bằng một số việc:

Tích cực tác động đến lòng trung thành của nhân viên thông qua việc tổ chức các hội nghị nhân viên hàng tháng, có sự tham gia của lãnh đạo trao đổi ý kiến một cách cởi mở và giải quyết những vấn đề bất cập theo hướng có lợi cho cả hai bên nói riêng cũng như siêu thị nói chung;

Áp dụng những chính sách đãi ngộ hợp lý để thúc đẩy nhân viên làm việc;

Xây dựng đội ngũ nhân viên làm việc chuyên nghiệp, thái độ phục vụ nhiệt tình, chu đáo, hết lòng vì khách hàng, được lòng khách đến, vui lòng khách đi.

Cần có đồng phục cho nhân viên trong siêu thị để tạo sự chuyên nghiệp và bắt mắt cho khách hàng.

Có như vậy siêu thị mới có thể đứng vững và phát triển trong nền kinh tế cạnh tranh gay gắt như hiện nay.

+ Cần có đội ngũ nhân viên, bộ phận riêng để chuyên tư vấn, chăm sóc khách hàng để tạo sự tin tưởng và khả năng đáp ứng tốt.

Ngoài ra, giá cả hàng hóa và dịch vụ của siêu thị cũng có ảnh hưởng đến sự hài lòng của khách hàng:

+ Mức giá hiện tại của Đức Thành khá hợp lý với mức sống của người dân ở đây nên được tin dùng và ưa chuộng. Nhà quản lý siêu thị nên bố trí một đội ngũ nhân viên chuyên nghiệp từ 3 đến 5 người đảm nhiệm việc khảo sát mức giá của các siêu thị khác đối với từng mặt hàng cụ

thể và điều chỉnh giá của mình phù hợp, không quá chênh lệch so với đối thủ theo hướng bất lợi (cao hơn quá nhiều).

+ Cần dán lại giá cụ thể vào các mặt hàng để khách hàng dễ dàng lựa chọn hàng phù hợp với thu nhập của mình tạo sự thỏa mái hơn trong mua hàng của khách hàng.

Ngoài ra, về khối lượng, chủng loại hàng hoá:

+ Khối lượng hàng hoá

Duy trì mối quan hệ tốt đẹp với các nhà cung cấp để đảm bảo khối lượng hàng hoá luôn sẵn có nhằm đáp ứng nhu cầu mọi lúc của khách hàng. Doanh nghiệp nên chủ động sắp xếp những cuộc gặp gỡ với đối tác, bàn bạc về vấn đề lượng đặt hàng và giá cả để đảm bảo hai bên luôn thực hiện hợp đồng đúng hạn.

+ Chủng loại hàng hoá

Đức Thành cần nắm bắt thông tin thị trường về những sản phẩm mới có nguồn gốc, xuất xứ rõ ràng, chất lượng đảm bảo và giá cả hợp lí để liên hệ nhà sản xuất, đàm phán và đặt hàng cho siêu thị để siêu thị luôn có những mặt hàng mới làm phong phú danh mục hàng hoá đáp ứng tốt nhu cầu khách hàng.

Về tính an toàn khi đi siêu thị

Trong cuộc sống hiện đại, nhu cầu được đảm bảo an toàn của khách hàng ngày càng cao. Thời gian gần đây đã xảy ra nhiều tình trạng mất cắp tại siêu thị. Do vậy, Đức Thành phải kêu gọi đội ngũ bảo vệ tăng cường thắt chặt công tác quản lí siêu thị để đảm bảo an toàn nhất cho khách hàng. Đồng thời, siêu thị phải đặt thêm những biển cảnh báo chôn trộm ở càng nhiều vị trí càng tốt để khách hàng có ý thức tự cảnh giác trước tiên. Duy trì hệ thống phòng cháy chữa cháy và lối thoát hiểm là việc không thể thiếu nhằm đề phòng rủi ro có thể xảy ra bất cứ khi nào.

Tăng cường những hoạt động xúc tiến một cách hiệu quả

Tiếp tục thực hiện các chương trình khuyến mãi định kì và phiếu ghi điểm có quà tặng cho khách hàng mua sắm tại siêu thị. Thông báo cho khách hàng biết những chương trình này một cách rõ ràng thông qua các tờ rơi quảng cáo hoặc đoạn quảng cáo ngắn trên truyền hình địa phương.

Tóm lại:

Phát huy tinh thần trách nhiệm của tất cả mọi người làm việc trong siêu thị, tăng cường những mặt mạnh và hạn chế những điểm yếu trong các khâu dịch vụ.

Duy trì nguồn kinh phí dự kiến cho các hoạt động thường niên và các chính sách liên quan đến hàng hoá, giá cả,...

Nhà quản lí ra quyết định chi một khoản vốn đầu tư nhất định cho việc khen thưởng, phúc lợi cho nhân viên, kí kết hợp đồng mới với các nhà cung cấp, chi tiền để nhân viên thực hiện các nhiệm vụ cụ thể của mình như: tìm hiểu mức giá của các doanh nghiệp bán lẻ trên địa bàn, nghiên cứu nắm bắt thông tin thị trường,...

KẾT LUẬN

Sự hài lòng của khách hàng là mục tiêu được coi là rất quan trọng đối với các nhà cung cấp hàng hóa dịch vụ cho khách hàng nói chung và siêu thị nói riêng. Bởi, hiện nay các cửa hàng tạp hóa và các trung tâm mua sắm siêu thị mở ra ngày càng nhiều làm cho việc cạnh tranh ngày càng trở nên gay gắt hơn nên việc giữ và thu hút khách hàng ngày càng khó khăn. Chính

vì thế, sự hài lòng của khách hàng được coi là yếu tố sống còn và là chìa khóa thành công của tất cả các siêu thị.

Với mong muốn giúp các siêu thị nhận diện được các yếu tố ảnh hưởng đến sự hài lòng của khách hàng khi sử dụng dịch vụ mua sắm tại siêu thị để từ đó có được những chiến lược, giải pháp để thu hút khách hàng và cạnh tranh được, chúng tôi thấy việc nghiên cứu và tìm hiểu các nhân tố tác động đến sự hài lòng của khách hàng là rất cần thiết.

Vì vậy, với những kết quả mà chúng tôi đã nghiên cứu và phân tích được, sự hài lòng của khách hàng đối với siêu thị Đức Thành chịu tác động bởi 5 yếu tố, đó là: Sự đảm bảo, khả năng đáp ứng, sự tin tưởng, phương tiện hữu hình và giá cả. Vậy, chúng tôi mong muốn các siêu thị nói chung và siêu thị Đức Thành nói riêng cần thiết phải điều chỉnh và đưa ra những chiến lược mới, đặc biệt là về chất lượng dịch vụ để làm tăng hài lòng của khách hàng, bởi đây là nhân tố quyết định cho sự thành công của một doanh nghiệp kinh doanh thương mại.

Xin chân thành cảm ơn!

TÀI LIỆU THAM KHẢO

TÀI LIỆU TIẾNG VIỆT

- [1] Hoàng Trọng-Chu Nguyễn Mộng Ngọc (2008), "Phân tích dữ liệu nghiên cứu với SPSS"- tập 1 - NXB Hồng Đức.
- [2] Hoàng Trọng-Chu Nguyễn Mộng Ngọc (2008), "Phân tích dữ liệu nghiên cứu với SPSS"- tập 2 - NXB Hồng Đức.
- [3] Hoàng Trọng-Chu Nguyễn Mộng Ngọc (2008), "Thống kê ứng dụng trong kinh tế - xã hội" - NXB Thống kê.
- [4] Huỳnh Đạt Hùng – Ths. Nguyễn Khánh Bình – TS. Phạm Xuân Giang, “Kinh tế lượng”- Nhà xuất bản Phương Đông.

TÀI LIỆU TIẾNG ANH

- [5] ALDLAIGAN, A.H. and BUTTLE, F.A. (1997). An exploration of the conceptual linkages between service quality, customer satisfaction, consumer involvement and relational intention. Working paper, No.360, ISSN 0954-7401, Manchester
- [6] CROSBY, P.B. (1984) Quality without tears. New American library, New York
- [7] KOTLER, P. and AMSTRONG, G. (2001) Principles of marketing, 9th ed., Prentice Hall
- [8] KURTZ, D.L. and CLOW, K.E. (1998) Services Marketing, John Wiley & Son.
- [9] LEHTINEN, U. and LEHTINEN, J.R. (1992) Service quality: A study of quality dimensions. Working paper, Service management institute, Helsinki.

TÁC ĐỘNG CỦA CHỦ THỂ QUẢN TRỊ DOANH NGHIỆP ĐẾN HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG TÀI CHÍNH CỦA CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN SỞ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN HỒ CHÍ MINH (HOSE)

SV: Đinh Thu Thủy, Hà Quang Đông, Phạm Thanh Huyền, Lê Công Chính

Học viện Ngân hàng Hà nội

GVHD: Ths. Phạm Tiến Mạnh

Tóm tắt: Quản trị doanh nghiệp được coi là một trong những hoạt động quan trọng nhất xây dựng niềm tin, thu hút các nhà đầu tư trong những tổ chức nói riêng và nền kinh tế nói chung. Mục đích của nghiên cứu này là xem xét tác động của các nhân tố chủ thể quản trị đến hiệu quả tài chính của công ty. Nghiên cứu này sử dụng số liệu của 223 công ty đang niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Hồ Chí Minh (HOSE), các biến số được đưa vào nghiên cứu là Sở hữu của cổ đông lớn, Số lượng thành viên Hội đồng quản trị, Sở hữu của 3 cổ đông lớn nhất, Lãnh đạo đại diện Nhà nước sở hữu, Quan hệ giữa Chủ tịch Hội đồng Quản trị và Giám đốc điều hành, Lãnh đạo sở hữu công ty, Trình độ Chủ tịch HĐQT, để xem sự tác động của chúng đến các chỉ số ROA, ROE và EPS là ba biến đại diện cho hiệu quả hoạt động của công ty. Kết quả nghiên cứu cho thấy ROE và EPS không chịu ảnh hưởng bởi các chủ thể quản trị công ty; trong khi nhân tố cổ đông lớn, lãnh đạo sở hữu số lượng cổ phần chi phối và trình độ của chủ tịch hội đồng quản trị có tác động đến ROA.

Từ khóa: Quản trị doanh nghiệp; chủ thể quản trị; hiệu quả tài chính; ROA; ROE; EPS

GIỚI THIỆU CHUNG

Nhiều công trình nghiên cứu khoa học trên thế giới đã được tiến hành nhằm phân tích, xem xét biến số quản trị doanh nghiệp tập trung vào những đặc điểm nào và đánh giá tác động của những đặc điểm đó ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của toàn bộ công ty ra sao. Các nghiên cứu dựa trên hoạt động thực tiễn, cách thức quản trị của các công ty để đưa ra một khái niệm chung, rõ ràng nhất về cách quản trị hiệu quả, phù hợp với đặc điểm từng loại hình doanh nghiệp. Điều đó tập trung vào việc kiểm tra những quy tắc và thủ tục được sử dụng trong việc quản lý, giám sát và điều hành hoạt động của một công ty. Mục tiêu của hầu hết những nghiên cứu này là để kiểm tra mối quan hệ giữa cơ chế quản trị doanh nghiệp và biện pháp thực hiện để tạo ra hiệu quả hoạt động tốt nhất cho các công ty.

Năm 2001, sau sự sụp đổ của Enron – sự phá sản lớn nhất trong lịch sử Hoa Kỳ cùng những vụ việc bê bối bên lề của công ty này, niềm tin của các cổ đông trên thị trường bắt đầu lay chuyển. Để đối phó với sự suy giảm này, nhiều nhà đầu tư, ban giám đốc và các quan chức Chính phủ đã khuyến khích các doanh nghiệp phân tích và làm nổi bật rõ vai trò của quản trị doanh nghiệp từ những khía cạnh khác nhau, bao gồm kế toán, tài chính, kinh tế, pháp luật và quản lý. Ngoài các yếu tố đó, các doanh nghiệp cũng cần quan tâm đến những cách thức và kỹ thuật quản trị, tiến hành thế nào để đạt được hiệu quả tốt nhất. Khi nghiên cứu cách tốt nhất để xây dựng, quản lý công ty, từ các công ty ở châu Á, châu Âu hay Mỹ, thì điều quan trọng nhất để thực hiện là có cơ chế quản trị một cách đúng đắn và hiệu quả. Điều này sẽ giúp cho các doanh nghiệp đưa ra các quyết định hợp lý và chính xác nhất.

Trên thế giới có rất nhiều quan điểm khác nhau về quản trị doanh nghiệp do sự khác biệt về văn hóa giữa các quốc gia và giữa các nền kinh tế, vì vậy việc đưa ra một định nghĩa chung và tổng quát nhất về quản trị doanh nghiệp là điều vô cùng khó khăn. Bài viết này sẽ coi quản trị doanh nghiệp như là "hệ thống mà công ty đang chỉ đạo, định hướng và kiểm soát" (Cadbury, 1992). Đây được coi là định nghĩa được sử dụng rộng rãi nhất trong các tài liệu về kinh tế và quản trị kinh doanh. Ở Việt Nam hiện chưa có nhiều nghiên cứu chi tiết về quản trị doanh nghiệp, do vậy để tiếp cận với các nghiên cứu hiện đại về quản trị doanh nghiệp trên thế giới, bài nghiên cứu này của nhóm tác giả sẽ đi sâu làm rõ mối quan hệ giữa chủ thể quản trị doanh nghiệp đến hiệu quả hoạt động tài chính của các công ty đang niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán TP Hồ Chí Minh (HOSE)

Việt Nam được coi là điểm đến năng động và hấp dẫn của thị trường ở Châu Á, là một trong những nền kinh tế mới nổi và phát triển nhanh chóng với mức tăng trưởng kinh tế cao, các chỉ số kinh tế vĩ mô ở mức ổn định và được kiểm soát. Cụ thể, GDP năm 2015 ước tính tăng 6,68% so với 2014, trong khi đó lạm phát cơ bản bình quân năm 2015 tăng 2.05% so với 2014. Các cơ hội đầu tư luôn mở cửa rộng lớn đối với các doanh nghiệp trong nước khi Việt Nam gia nhập các tổ chức quốc tế, cộng đồng kinh tế khu vực, đàm phán và kí kết rất nhiều các hiệp định thương mại song phương và đa phương như Hiệp định FTA và mới đây nhất là hiệp định TPP. Để đáp ứng với yêu cầu của thị trường và sự vận động của toàn bộ nền kinh tế, buộc các doanh nghiệp phải vươn mình sánh ngang cùng các nền kinh tế lớn khác trong khu vực và trên thế giới. Điều tiên quyết để đạt được điều đó thì xuất phát từ ngay chính bản thân doanh nghiệp phải có một cơ chế quản trị doanh nghiệp hợp lý, hoạt động hiệu quả và tích cực. Mục tiêu của nghiên cứu này là xem xét sự tác động của yếu tố chủ thể quản trị tác động đến hiệu quả hoạt động tài chính của các công ty niêm yết trên HOSE giai đoạn 2009-2015. Bài nghiên cứu cũng sẽ gợi ý cho các bên liên quan trong việc đề xuất cơ cấu tổ chức thích hợp của một công ty, quản trị công ty hiệu quả có mục tiêu xây dựng lòng tin thị trường và thu hút các nhà đầu tư tích cực đối với công ty.

Kết cấu của bài nghiên cứu này bao gồm các phần sau: Phần I – Cơ sở lý thuyết; Phần II – Số liệu và phương pháp nghiên cứu; Phần III – Kết quả nghiên cứu; Phần IV – Kết luận và khuyến nghị.

I. CƠ SỞ LÝ THUYẾT

Nhiều nghiên cứu trên thế giới đã xem xét tác động của các biến số quản trị doanh nghiệp tới hiệu quả hoạt động của công ty. Theo Gupta và Sharma (2014) đã tiến hành nghiên cứu để xác định tác động của các biến số quản trị doanh nghiệp tới hiệu quả hoạt động tại các công ty ở Ấn Độ và Hàn Quốc. Kết quả cho thấy quản trị doanh nghiệp có tác động nhỏ tới giá cổ phiếu của công ty cũng như hiệu quả tài chính của họ. Trong một nghiên cứu khác của Danoshana và Ravivathani (2014) cũng đã tìm hiểu tác động của quản trị doanh nghiệp tới hiệu quả kinh doanh của 20 tổ chức tài chính được niêm yết ở Sri Lanka trong giai đoạn 2008 – 2012. Trong nghiên cứu này, ROE và ROA đã được sử dụng vì chúng là những biến số quan trọng trong việc xác định kết quả hoạt động kinh doanh. Kết quả phân tích cho thấy biến số quản trị doanh nghiệp có ảnh hưởng đáng kể đến hiệu quả kinh doanh; còn qui mô của hội đồng quản trị và ban kiểm soát có thể có tác động cùng chiều đến hiệu quả hoạt động của công ty.

Onakoya và các cộng sự (2014) đã tiến hành một nghiên cứu xác định mức độ ảnh hưởng của các đặc điểm của quản trị doanh nghiệp đến hiệu quả hoạt động ngân hàng ở Nigeria. Các mẫu nghiên cứu bao gồm 9 ngân hàng tiêu biểu trong giai đoạn 2006-2010, cho thấy cả qui mô

các ban trong công ty và cơ cấu quyền sở hữu có tác động cùng chiều đến ROE. Tuy nhiên, nghiên cứu cũng chỉ ra rằng thực tiễn quản trị công ty có tác động ngược chiều với tài sản của công ty. Trong khi đó, cơ cấu hội đồng quản trị là một yếu tố dự báo các thước đo lợi nhuận nhưng lại không có tác động gì tới hiệu quả hoạt động của các ngân hàng. Một nghiên cứu khác của Mohammed (2012) cũng tiến hành nghiên cứu tìm hiểu trên 9 ngân hàng ở Nigeria từ năm 2001 đến năm 2010. Các phân tích cho thấy quản trị công ty có tác động mạnh và cùng chiều đến hiệu quả hoạt động của các ngân hàng. Bên cạnh đó, nghiên cứu chỉ ra rằng chất lượng tài sản kém và tỉ lệ tiền gửi để cho vay thì lại có tác động ngược chiều đến hiệu quả hoạt động kinh doanh.

Hamdan và Al-Sartawi (2013) thu thập số liệu từ các nước GCC (Hội đồng hợp tác các nước Ả Rập vùng Vịnh) để kiểm tra mối quan hệ giữa quản trị công ty và quyền sở hữu công ty niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Kuwait (KSE). Kết quả nghiên cứu của họ chỉ ra rằng số lượng cổ phiếu được nắm giữ bởi các nhà đầu tư tổ chức càng lớn thì càng có tác động ngược chiều tới kết quả hoạt động kinh doanh. Các nghiên cứu của Khamis (2015) đã phát hiện ra rằng, quyền sở hữu công ty có ảnh hưởng tích cực tới hiệu quả hoạt động dựa trên việc sử dụng mô hình Q-Tobin. Krafft (2013) đã xem xét mối quan hệ giữa các biến quản trị doanh nghiệp với giá trị và hiệu quả hoạt động của một công ty. Các phân tích này tập trung vào các thương vụ mua bán và sáp nhập, điều tra những cách thức mà các công ty, tập đoàn bên ngoài lãnh thổ nước Mỹ đang áp dụng các tiêu chuẩn về quy trình quản trị doanh nghiệp tối ưu ở Mỹ. Kết quả cho thấy những công ty đang áp dụng thành công thì có tác động cùng chiều tới hiệu quả hoạt động công ty.

Guo và Kumara (2012) đã phân tích tác động của các biện pháp quản trị doanh nghiệp tới hiệu quả hoạt động công ty tại Sri Lanka. Các mẫu nghiên cứu bao gồm các công ty đã được niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Colombo. Nhóm tác giả kết luận rằng quy mô của ban giám đốc có tác động ngược chiều đến giá trị của công ty.

Sami và các cộng sự (2011) đã tiến hành một nghiên cứu để chứng minh mối liên hệ giữa quản trị công ty và hiệu suất hoạt động của các công ty đã niêm yết ở Trung Quốc. Kết quả chỉ ra rằng sự kết hợp hiệu quả các biện pháp quản trị có tác động tích cực tới kết quả hoạt động công ty. Fooladi (2011) thu thập số liệu từ các báo cáo tài chính thường niên năm 2007 của 30 công ty tại Malaysia để nghiên cứu sự ảnh hưởng của quản trị công ty đến hiệu quả hoạt động. Fooladi cho rằng Chủ tịch HĐQT đồng thời là CEO sẽ tác động ngược chiều đến ROE và ROA. Nguyên nhân là do khi CEO và Chủ tịch HĐQT là một thì các quyết định quản trị có ảnh hưởng tới hiệu quả hoạt động của công ty sẽ bớt chính xác và mang tính chủ quan. Tuy nhiên, sự độc lập, quy mô của ban giám đốc và cơ cấu sở hữu được xác định là không có ảnh hưởng gì tới hiệu quả hoạt động của công ty. Bên cạnh đó, nghiên cứu của Ehikioya (2009) lại cho rằng Chủ tịch HĐQT đồng thời là CEO không có tác động tới hiệu quả hoạt động của công ty.

II. SỐ LIỆU VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

1. Số liệu

Số liệu được thu thập từ hơn 300 công ty đang được niêm yết trên HOSE. Do các công ty có thời gian niêm yết không trùng nhau thậm chí còn lệch nhau khá nhiều, nên sau khi tổng kết lại chỉ những công ty có thời gian niêm yết trước năm 2009 và đầy đủ các báo cáo tài chính công khai từ năm 2009 đến năm 2015, công khai các dữ liệu về giao dịch của các cổ đông lớn trong công ty, hay các dữ liệu mà nhóm tác giả đề cập ở phần miêu tả biến quan sát mới được

chọn ra để làm dữ liệu cho nghiên cứu này. Sau cùng, chỉ có 223 công ty đáp ứng đủ điều kiện đưa ra.

2. Giả thuyết nghiên cứu

Bằng chứng từ các nghiên cứu thực nghiệm trước đã được xem xét sử dụng để xác nhận tác động của công tác quản trị đến hiệu quả hoạt động của công ty. Brown và Caylor (2004) đã tiến hành nghiên cứu trên tổng số 2.327 công ty của Mỹ. Kết quả cho thấy rằng công ty có quản lý tốt công tác quản trị thì có lợi nhuận và giá trị công ty cao hơn so với các công ty khác. Black (2001) cho rằng cơ chế quản trị doanh nghiệp có nhiều tác động hơn đối với các công ty của các nước phát triển, nguyên nhân được giải thích đó là ở các nước đang phát triển hoặc kém phát triển thì có xu hướng quản lý yếu kém so với các doanh nghiệp thuộc nước phát triển. Bên cạnh đó, một số tài liệu nghiên cứu đã cho thấy bằng chứng rằng quản trị doanh nghiệp tốt sẽ mang đến tác động tích cực tới hiệu quả hoạt động của công ty (Hossain, Chan và Adams, 2000). Lại có một số nghiên cứu khác có kết quả tác động tiêu cực của hoạt động quản trị công ty tới hiệu quả của công ty (Hutchinson, 2002) nhưng ngoài ra thì vẫn có các nghiên cứu đưa ra kết quả là không thể tìm thấy mối liên hệ hoặc những mối liên hệ không đáng kể giữa hoạt động quản trị và hiệu quả hoạt động của công ty (Young, 2003).

Từ đó, nhóm nghiên cứu dựa trên giả thuyết như sau:

H₀: Công tác quản trị doanh nghiệp không có ảnh hưởng tới hiệu quả hoạt động tài chính của công ty.

H₁: Công tác quản trị doanh nghiệp có ảnh hưởng tới hiệu quả hoạt động tài chính của công ty.

Trong bài nghiên cứu này, nhóm tác giả sẽ sử dụng các biến độc lập: ROA, ROE, EPS và các biến phụ thuộc: Sở hữu của cổ đông lớn, Số lượng thành viên Hội đồng quản trị”, Sở hữu 3 cổ đông lớn nhất, Lãnh đạo đại diện Nhà nước sở hữu, Quan hệ giữa Chủ tịch Hội đồng Quản trị và Giám đốc điều hành, Lãnh đạo sở hữu công ty, Trình độ Chủ tịch HĐQT với quan điểm như sau:

ROE là một trong những biến quan trọng vì nó thể hiện công ty đó đã sử dụng các nguồn lực về vốn chủ sở hữu như thế nào. Và tỷ lệ này phản ánh mức độ mà các mục tiêu của các cổ đông lớn đã đạt được tối đa hoá là bao nhiêu, một đồng vốn của họ tạo được bao nhiêu đồng lợi nhuận.

ROA được chọn cho việc nghiên cứu của chúng tôi vì tính tương đối của nó trong việc xác định tính sinh lợi của một công ty. Chỉ số ROA cho biết với mỗi đồng lợi nhuận của doanh nghiệp, thì cần dùng bao nhiêu đồng tài sản.

EPS được tính bằng cách lấy lợi nhuận sau thuế chia cho tổng số cổ phiếu bình quân đang lưu hành cuối kì. Chỉ số EPS cho biết thu nhập của mỗi cổ phiếu trong một giai đoạn là bao nhiêu, thường các nhà đầu tư sử dụng chỉ số này để so sánh xem doanh nghiệp nào làm ăn tốt hơn các doanh nghiệp khác trong cùng một thời kỳ.

3. Mô hình nghiên cứu

Để kiểm tra tác động của nhân tố quản trị doanh nghiệp đến hiệu quả tài chính của các công ty niêm yết trên HOSE, nhóm tác giả sử dụng mô hình hồi quy gốc, và dựa vào nghiên cứu của Ahmed và Hamdan (2015)

Với 3 mô hình hồi quy:

$$ROA_i = \alpha_1 + \beta_{11} \times SHCĐL_{i,t} + \beta_{12} \times SLTVQT_{i,t} + \beta_{13} \times SH3CĐL_{i,t} + \beta_{14} \times LĐNH_{i,t} + \beta_{15} \times QHLĐ_{i,t} + \beta_{16} \times LĐSH_{i,t} + \beta_{17} \times TĐCT_{i,t}$$

$$ROE_i = \alpha_2 + \beta_{21} \times SHCĐL_{i,t} + \beta_{22} \times SLTVQT_{i,t} + \beta_{23} \times SH3CĐL_{i,t} + \beta_{24} \times LĐNH_{i,t} + \beta_{25} \times QHLĐ_{i,t} + \beta_{26} \times LĐSH_{i,t} + \beta_{27} \times TĐCT_{i,t}$$

$$EPS_i = \alpha_3 + \beta_{31} \times SHCĐL_{i,t} + \beta_{32} \times SLTVQT_{i,t} + \beta_{33} \times SH3CĐL_{i,t} + \beta_{34} \times LĐNH_{i,t} + \beta_{35} \times QHLĐ_{i,t} + \beta_{36} \times LĐSH_{i,t} + \beta_{37} \times TĐCT_{i,t}$$

Trong đó:

$\alpha_{1,2,3}$: Là hằng số

$\beta_{11...37}$: là hệ số của các biến độc lập

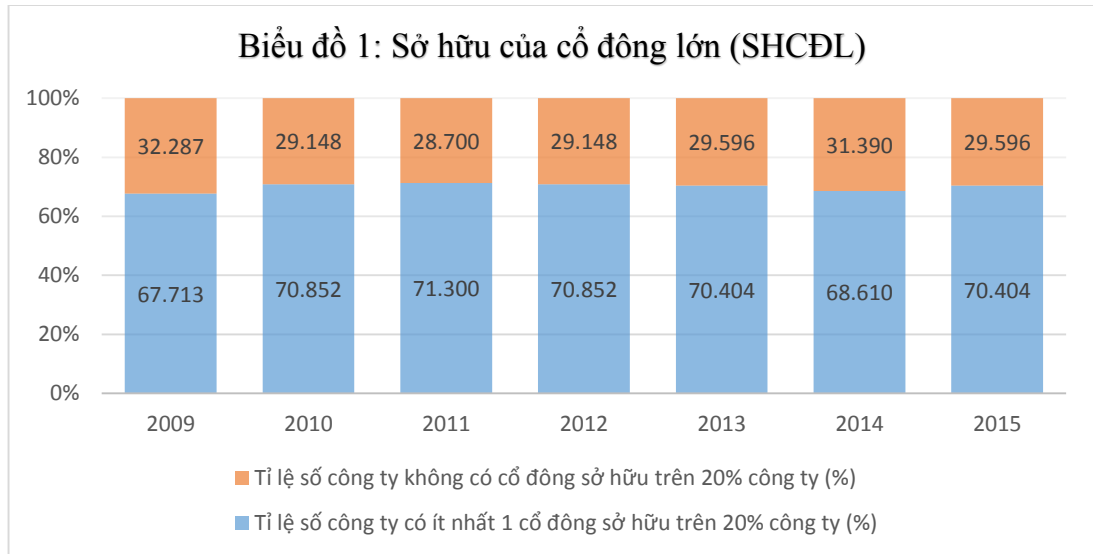
Giải thích các biến:

Tên biến	Ký hiệu	Giải thích
Biến độc lập		
Tỉ suất lợi nhuận trên Vốn chủ sở hữu	ROE	Là tỉ lệ của lợi nhuận ròng chia cho vốn chủ sở hữu
Tỉ suất lợi nhuận trên tổng tài sản	ROA	Là tỉ lệ của lợi nhuận ròng chia cho tổng tài sản.
Thu nhập trên một cổ phiếu	EPS	Là tỉ lệ của lợi nhuận sau thuế chia cho tổng số cổ phiếu bình quân đang lưu hành
Biến phụ thuộc		
Sở hữu của cổ đông lớn	SHCĐL _{i,t}	Là biến giả, bằng 1 nếu có một cổ đông sở hữu hơn 20% cổ phần của công ty, bằng 0 nếu ngược lại.
Số lượng thành viên Hội đồng quản trị	SLTVQT _{i,t}	Là biến giả, bằng 1 nếu số lượng thành viên Hội đồng quản trị lớn hơn 5 người, bằng 0 nếu ngược lại
Sở hữu của ba cổ đông lớn	SH3CĐL _{i,t}	Là biến giả, bằng 1 nếu có ba cổ đông lớn của công ty sở hữu từ 50% cổ phần của công ty trở lên, bằng 0 nếu ngược lại.
Lãnh đạo đại diện nhà nước sở hữu	LĐNH _{i,t}	Là biến giả, bằng 1 nếu có lãnh đạo của công ty đồng thời là người đại diện cho Nhà Nước sở hữu cổ phần hoặc nắm giữ công ty, bằng 0 nếu ngược lại.
Quan hệ giữa chủ tịch HĐQT và giám đốc điều hành	QHLĐ _{i,t}	Là biến giả, bằng 1 nếu chủ tịch hội đồng quản trị đồng thời là giám đốc điều hành của công ty, bằng 0 nếu ngược lại
Lãnh đạo sở hữu công ty	LĐSH _{i,t}	Là biến giả, bằng 1 nếu một trong những lãnh đạo của công ty sở hữu từ 1% cổ phần của công ty, bằng 0 nếu ngược lại.
Trình độ chủ tịch HĐQT	TĐCT _{i,t}	Là biến giả, bằng 1 nếu chủ tịch hội đồng quản trị có bằng đại học, bằng 0 nếu ngược lại.

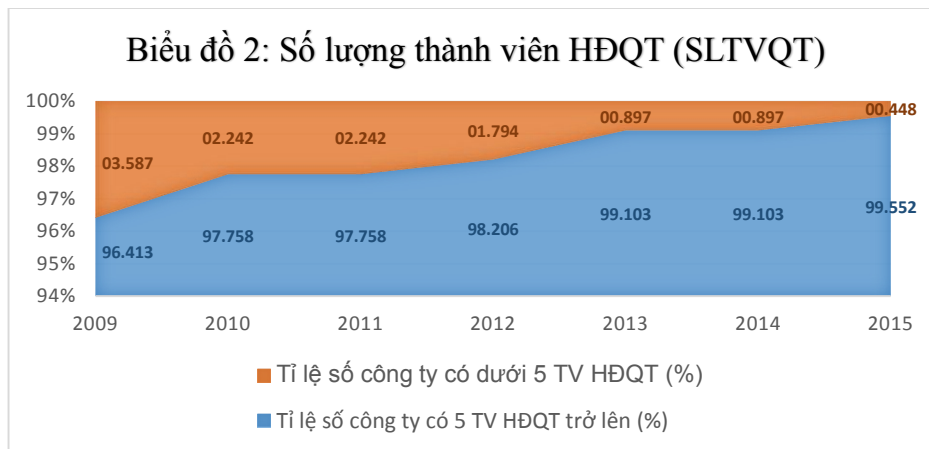
III.KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

1.Mô tả nghiên cứu

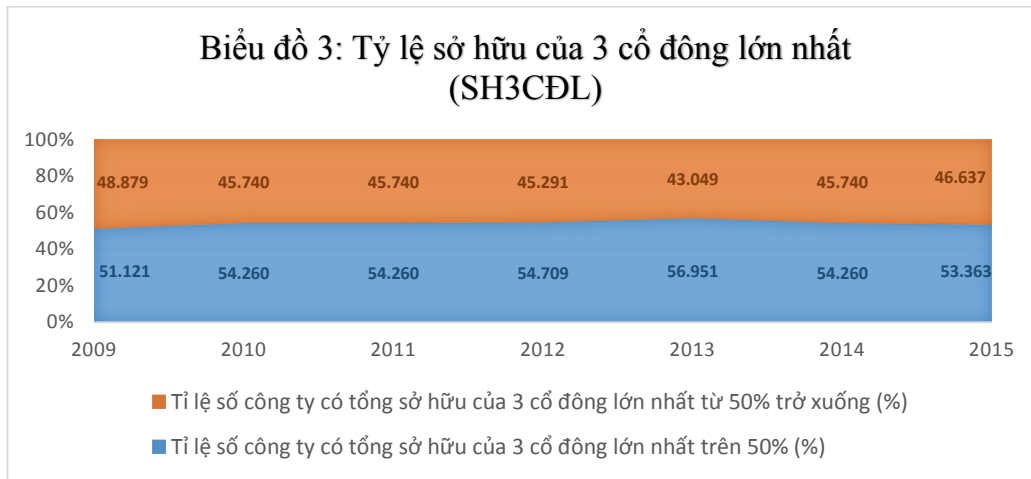
Với việc tổng hợp các số liệu thu thập được từ các công ty niêm yết trên HOSE, nhóm tác giả đã có được cái nhìn tổng quan về các chỉ tiêu của các công ty đó.



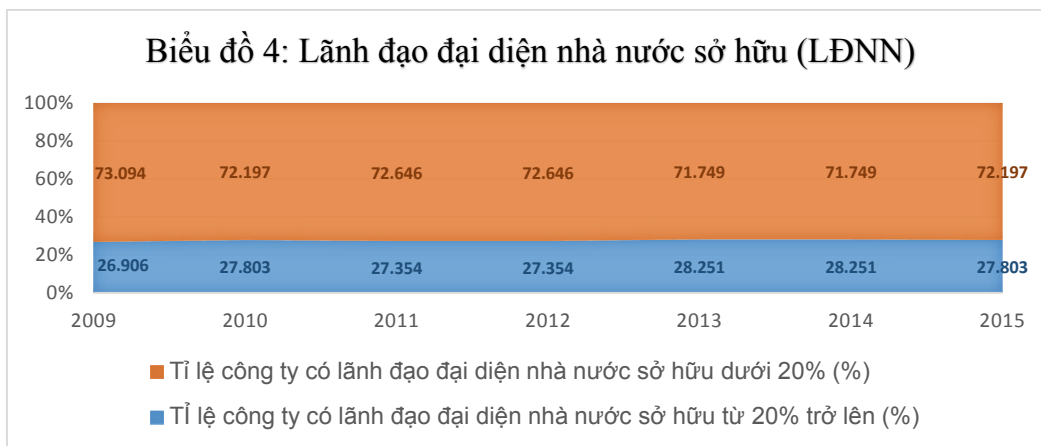
Biểu đồ 1 cho thấy số công ty có ít nhất 1 cổ đông sở hữu trên 20% cổ phần chiếm tỉ lệ cao, trên 2/3 số công ty, và từ 2009 – 2014 có xu hướng tăng nhẹ, năm 2009 là 67.7130% số công ty, đến năm 2015 con số này là 70.4036%. Năm có tỉ lệ cao nhất là 2011 với 71.3004% số công ty, chênh lệch giữa năm cao nhất và thấp nhất là 3.5874%.



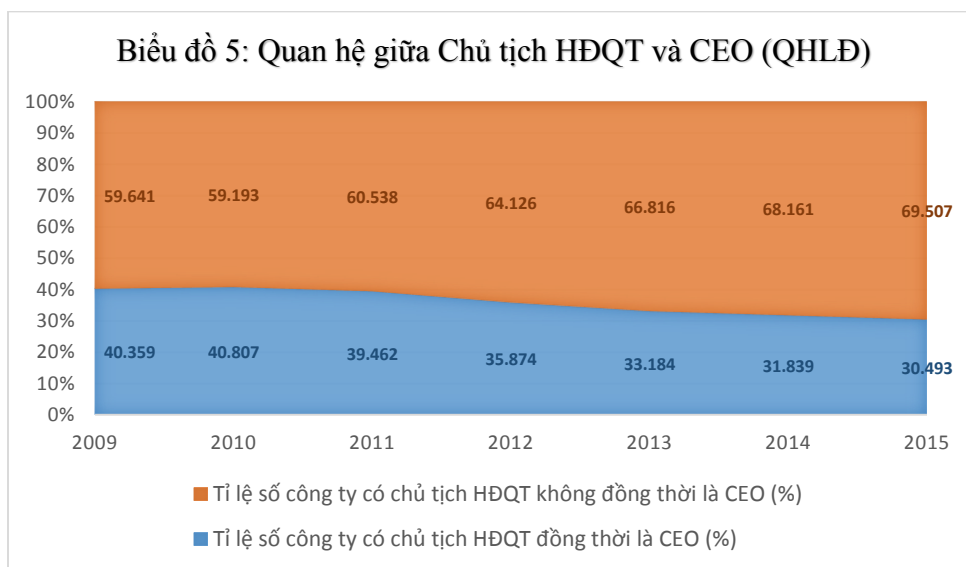
Biểu đồ 2 cho thấy hầu hết tất cả các công ty đều có từ 5 thành viên HĐQT trở lên, số lượng công ty có từ 5 TV HĐQT trở lên có xu hướng tăng dần từ 2009-2015, năm 2009 là 96.4126% số công ty, đến năm 2015 gần như tất cả các công ty đều có từ 5 thành viên HĐQT trở lên với tỉ lệ 99.5516%, từ đó ta thấy được xu thế tăng dần qua các năm về số lượng thành viên HĐQT ở các công ty.



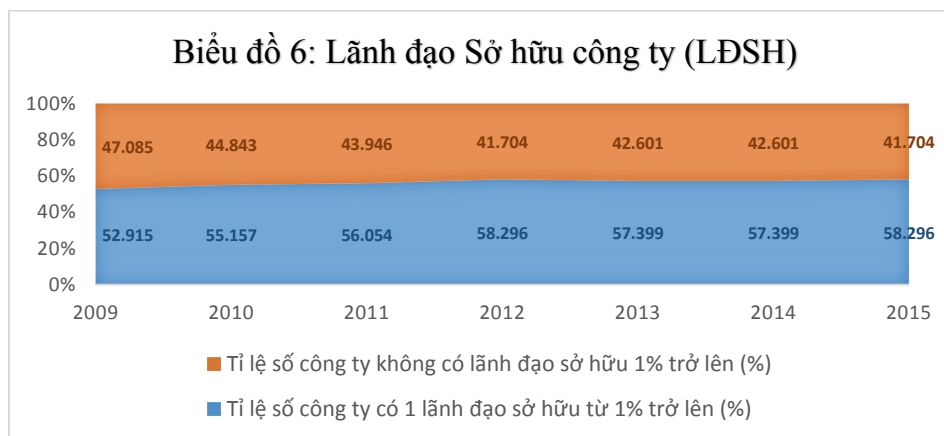
Biểu đồ 3 cho thấy tỷ lệ số công ty có tổng tỷ lệ sở hữu của 3 cổ đông lớn nhất trên 50% từ 2009 đến 2015 tăng 2.2421% từ 51.1211% số công ty lên 53.3632% vào 2015, năm cao nhất là 2013 với tỷ lệ 56.9507%.



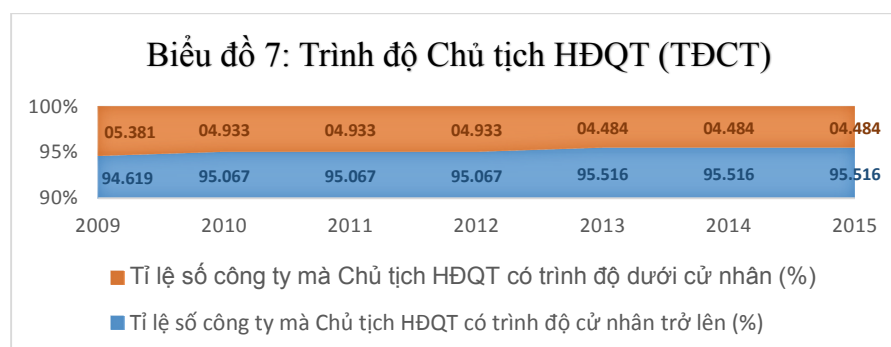
Biểu đồ 4 cho thấy hơn ¼ tổng số công ty nghiên cứu có lãnh đạo nhà nước sở hữu từ 20% công ty, cụ thể thấp nhất là 2009 với 26.9058% số công ty, tăng lên cao nhất vào 2013-2014 với 28.2511% và đến 2015 giảm nhẹ còn 27.8027% số công ty.



Biểu đồ 5 cho thấy tính độc lập của Chủ tịch HĐQT và CEO ngày càng tăng, thể hiện ở tỷ lệ Chủ tịch HĐQT đồng thời là CEO giảm dần từ 2009-2015, năm 2009 là 40.3587% tăng 0.4485% lên 40.8072% số công ty sau đó giảm hơn 10% dần qua các năm xuống còn 30.4993% vào năm 2015.



Biểu đồ 6 cho thấy tỉ lệ số công ty có ít nhất 1 lãnh đạo sở hữu 1% công ty trở lên từ 2009 đến 2015 có sự biến động nhẹ, năm 2009 có 52.9148% số công ty có 1 lãnh đạo sở hữu từ 1% cổ phần công ty thì đến 2015 con số này là 58.2960% tổng số công ty.



Biểu đồ 7 cho thấy trình độ của Chủ tịch HĐQT từ cử nhân trở lên cũng tăng trong giai đoạn 2009 - 2015, tăng 0.8969% từ 94.6188% tổng số công ty vào năm 2009 đến năm 2015 là 95.5157%. Trong giai đoạn này, số công ty có Chủ tịch HĐQT sở hữu tấm bằng Đại học trở lên luôn chiếm xấp xỉ 95%.

2. Kết quả mô hình hồi quy

Phân tích thực nghiệm kiểm tra tác động của biến quản trị doanh nghiệp đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Trong bài nghiên cứu này, nhóm tác giả sử dụng 3 chỉ số để đánh giá hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp là ROA, ROE và EPS. Như vậy sẽ có ba mô hình hồi quy được sử dụng để xác định mối quan hệ giữa quản trị doanh nghiệp và hiệu suất hoạt động của doanh nghiệp.

Trong bảng dưới đây, cột đầu tiên của mỗi mô hình cho thấy t-test, đây là chỉ số xác định mức ý nghĩa được thể hiện trong cột thứ hai của mỗi mô hình hồi quy. F statistics thể hiện ý nghĩa tổng thể của mô hình và p-value là xác suất xảy ra trường hợp khác giả thuyết H_0 .

Mô hình	Kí hiệu	Mô hình 1		Mô hình 2		Mô hình 3	
		ROE		ROA		EPS	
		t-test	sign	t-test	sign	t-test	Sign
Sở hữu cổ đông lớn	SHCĐL	-0.7603	0.4472	2.992	0.0028	2.145	0.0321
Số lượng thành viên hội đồng quản trị	SLTVQT	0.3887	0.6976	0.7517	0.4523	1.0165	0.3095
Sở hữu 3 cổ đông	SH3CĐL	-0.1816	0.856	-0.4367	0.6624	-1.6316	0.103

lớn nhất							
Lãnh đạo đại diện nhà nước sở hữu	LĐNH	-0.353	0.7241	-1.2867	0.198	-0.3835	0.7014
Quan hệ giữa chủ tịch HĐQT và CEO	QHLD	1.046	0.2957	0.0483	0.9615	1.6376	0.1017
Lãnh đạo sở hữu công ty	LĐSH	0.4	0.6893	-3.8387	0.0001	0.1253	0.9003
Trình độ Chủ tịch HĐQT	TĐCT	0.6328	0.527	3.2462	0.0012	1.0115	0.3119
F – statistics		0.5423		5.6749		1.145	
Sign. F		0.8443		<0.0000		0.3272	
R ²		0.0031		0.0319		0.0066	

Mô hình 1 (ROE)

Mô hình hồi quy 1 xem xét liệu các biến quản trị doanh nghiệp có tác động đến ROE của công ty đó hay không. Kết quả là tất cả các biến đều không có mối liên hệ gì đến ROE, nói cách khác là các biến quản trị doanh nghiệp không có mối liên hệ nào đến kết quả hoạt động của các doanh nghiệp (ROE) đang nghiên cứu. Dễ dàng nhận thấy, P – value của mô hình là 0.8443, lớn hơn rất nhiều so với 0.05, R²= 0.0031 lại quá nhỏ thể hiện mối liên hệ không chặt chẽ giữa các biến độc lập và các biến phụ thuộc.

Mô hình 2 (ROA)

P – value của mô hình 2 là 0.0000, con số này nhỏ hơn rất nhiều so với 0.05 chính vì vậy giả thuyết H₀ sẽ bị bác bỏ, và chấp nhận giả thuyết H₁. Bên cạnh đó R² của mô hình là 0.0319 chứng tỏ có 3.19% các biến nghiên cứu giải thích cho mô hình. Dựa vào kết quả của mô hình, nhóm tác giả nhận thấy các biến SHCĐL, LĐSH và TĐCT có tác động đến ROA, trong đó hai biến SHCĐL và TĐCT có tác động cùng chiều đến ROA, còn LĐSH thì có tác động ngược chiều. Vì ROA là tỷ lệ giữa lợi nhuận sau thuế TNDN với tổng tài sản nên ROA chỉ tăng khi lợi nhuận sau thuế tăng hoặc tổng tài sản giảm. Khi công ty sở hữu cổ đông lớn (nắm giữ từ 20% cổ phần trở lên) đồng nghĩa với việc các cổ đông lớn sẽ có quyền giám sát lớn hơn với các nhà quản trị, tạo sức ép để họ đem lại lợi nhuận cũng như giảm bớt tình trạng vụ lợi cá nhân thì lợi nhuận của công ty đó sẽ cao dẫn đến ROA cao hơn so với các doanh nghiệp không sở hữu các cổ đông lớn. Tương tự như vậy, khi so sánh một người với trình độ đại học trở lên và một người với trình độ Cao đẳng trở xuống thì khả năng đánh giá vấn đề, đưa ra quyết định của đối tượng có học vấn sẽ có hệ thống, chính xác hơn, chính vì vậy công ty có trình độ của Chủ tịch HĐQT từ đại học trở lên sẽ đem lại hiệu quả kinh doanh tốt hơn và làm cho ROA cao hơn. Còn với việc lãnh đạo sở hữu công ty thì lợi ích của cổ đông và lợi ích của nhà lãnh đạo sẽ gắn liền với nhau hơn, khi lợi ích của nhà quản trị và cổ đông có mối liên hệ mật thiết với nhau thì đầu tư dành cho các hoạt động đổi mới được kỳ vọng là sẽ tăng, kết quả nghiên cứu này trùng với kết quả của Zahra, Neubaum, & Huse (2000).

Mô hình 3 (EPS)

Tất cả các biến độc lập trong mô hình 3 đều không có mối liên hệ gì đến EPS, nói cách khác là các biến quản trị doanh nghiệp không có mối liên hệ nào đến kết quả hoạt động của các doanh nghiệp (EPS) đang nghiên cứu. Dễ dàng nhận thấy, P – value của mô hình là 0.3272, lớn hơn rất nhiều so với 0.05, $R^2 = 0.0066$ lại quá nhỏ thể hiện mối liên hệ không chặt chẽ giữa các biến độc lập và biến phụ thuộc. Allen (2005) tìm thấy kết quả tương tự, hỗ trợ các kết quả nghiên cứu của chúng tôi, và kết luận rằng cơ chế quản trị công ty không có tác động đáng kể đến lãi cơ bản trên 1 cổ phiếu được đo bằng EPS.

IV. KẾT LUẬN

Với việc nghiên cứu tác động của các biến quản trị đến hiệu quả doanh nghiệp ở 223 công ty niêm yết trên sàn HOSE tại Việt Nam trong thời gian 7 năm (2009-2015) thì chúng tôi đã rút ra một số kết luận quan trọng. Các biến phụ thuộc được lựa chọn để đại diện cho hiệu quả hoạt động của công ty là ROE, ROA và EPS, còn các biến độc lập là SHCĐL, SH3CĐL, SLTVQT, LĐNH, QHLĐ, LĐSH, TĐCT. Kết quả thực nghiệm cho thấy các biến quản trị doanh nghiệp có tương quan đáng kể với lợi nhuận trên tổng tài sản của các doanh nghiệp đang nghiên cứu, tuy nhiên các biến này lại không có bất kỳ tác động nào đến lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu và EPS của các doanh nghiệp. Trong các biến độc lập thì có 2 biến SHCĐL và TĐCT là tác động tích cực tới ROA của doanh nghiệp, biến LĐSH lại có tác động tiêu cực tới ROA, và các biến còn lại thì không cho thấy mối liên hệ nào đến ROA. Như vậy, trong 3 mô hình hồi quy được đưa ra để nghiên cứu thì chỉ có một mô hình cho kết quả là các biến chủ thể quản trị doanh nghiệp có ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động doanh nghiệp ở 223 công ty nghiên cứu.

Tuy nhiên, nghiên cứu này cũng gặp phải một số hạn chế, đó là:

Thứ nhất là số liệu thu thập chưa có độ chính xác cao do thị trường Việt Nam còn chưa minh bạch, nhất quán.

Thứ hai, giai đoạn nghiên cứu chỉ từ năm 2009 đến 2015 nên không thể đánh giá hết và chính xác các kết quả hoạt động của các công ty, các nghiên cứu trong tương lai với thời gian dài hơn, chuỗi thời gian khác hơn có thể cho ra các kết quả khác.

Thứ ba, nghiên cứu được tiến hành chỉ ở 223 công ty niêm yết trên sàn HOSE Việt Nam nên mẫu còn nhỏ và đây là một thị trường còn chưa hoàn thiện dẫn đến kết quả nghiên cứu có thể bị sai lệch.

Từ các kết luận trên, nhóm tác giả đưa ra một số khuyến nghị sau nhằm tác động đến các biến độc lập, để nâng cao hiệu quả hoạt động tại các doanh nghiệp như sau:

Thứ nhất: Doanh nghiệp nên đề cử chủ tịch HĐQT là người có trình độ từ Đại học trở lên, hoặc có các chính sách bồi dưỡng, đào tạo để nâng cao trình độ của chủ tịch HĐQT nhằm nâng cao hiệu quả quản lý doanh nghiệp dẫn đến hiệu quả hoạt động của công ty tốt lên.

Thứ hai: Có các chính sách khuyến khích, hỗ trợ đối với các cổ đông lớn để họ gắn bó với công ty hơn cũng như để thu hút thêm nhiều nhà đầu tư hơn, từ đó tăng trách nhiệm, quyền hạn giám sát công tác quản lý của doanh nghiệp.

Thứ ba: Đưa ra những chính sách hạn chế quyền sở hữu của các lãnh đạo trong công ty để giảm bớt quyền điều hành, mức ảnh hưởng chủ quan đến các quyết định của công ty làm tình hình công ty xấu đi.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Ahmed & Hamdan (2015). The Impact of Corporate Governance on Firm Performance: Evidence from Bahrain Bourse. *International Management Review*, Vol.11 No.2, 21 - 37.
- [2] Al-Shammari, B., & Al-Saidi, M. (2015). Impact of Corporate Governance and Company Characteristics on the Timeliness of Corporate Internet Reporting in Kuwait. *Journal of the Gulf and Arabian Peninsula Studies*, 4(157), 41-83.
- [3] Black, B. (2001). The corporate governance behavior and market value of Russian firms. *Emerging Markets Review* 2, 89–108.
- [4] Cadbury, A. (1992). Report on the committee on the financial aspects of corporate governance. Gee, London
- [5] Danoshana, S., & Ravivathani, T. (2014). The impact of the corporate governance on firm performance: A study on financial institutions in Sri Lanka. *Merit Research Journal of Accounting, Auditing, Economics and Finance*, 1(6), 118-121
- [6] Ehikioya, B.I. (2009). Corporate governance structure and firm performance in developing economies: evidence from Nigeria. *Corporate Governance*, 9(3), 231-243
- [7] Fooladi, M. (2011). Corporate governance and firm performance. *International Conference on Sociality and Economics Development*, IPEDR vol.10, 484-489, IACSIT Press, Singapore.
- [8] Guo, Z., & Kumara, U. (2012). Corporate governance and firm performance of listed firms in Sri Lanka. *Journal of Social Behavior Science*, 40, 664-667.
- [9] Gupta, P., & Sharma, A. M. (2014). A Study of the Impact of Corporate Governance Practices on Firm Performance in Indian and South Korean Companies. *Procedia - Social and Behavioral Sciences* Volume 133, 4-11.
- [10] Hamdan, A. (2011). Evaluation of level of accounting conservatism in financial statements and its relationship to corporate governance in companies listed in Kuwait stock exchange. *Journal of King Saud University, Administration Sciences*, 23(2), 253-284.
- [11] Hamdan, A., & Al-Sartawi, A. (2013). Corporate governance and institutional ownership: Evidence from Kuwait's financial sector. *Jordan Journal of Business Administration*.
- [12] Hossain, M., Cahan, S. F., & Adams, M. B. (2000). The investment opportunity set & the voluntary use of outside directors: New zeal & evidence. *Accounting & Business Research*, 30(4), 263-273
- [13] Hutchinson, M. (2002). An analysis of the association between firms' investment opportunities, board composition, & firm performance. *Asia Pacific Journal of Accounting & Economics*, 9, 17-39.
- [14] Khamis, R., Elali, W., & Hamdan, A. (2015). The relation between ownership structure and corporate performance: Evidence from Bahrain bourse. *Corporate Ownership and Control*.
- [15] Krafft, J., Qu, Y., Ravix, J.L., & Quattraro, F. (2014). Corporate governance, value and performance of firms: new empirical results on convergence from a large international database. Oxford University Press.
- [16] Lam, T.Y., & Lee, S. K. (2008). CEO duality and firm performance: Evidence from Hong Kong. *Corporate Governance*, 8(3), 299-316.

- [17] Mohammed, F. (2012). Impact of corporate governance on banks performance in Nigeria. *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences*, 3(3).
- [18] Onakoya, A. B., Fasanya, I. O., & Ofoegbu, D. I. (2014). Corporate Governance as Correlate for Firm Performance: A Pooled OLS Investigation of Selected Nigerian Banks. *IUP Journal of Corporate Governance*, 13(1), 7.
- [19] Sami, H., Wang, J., & Zhou, H. (2011). Corporate governance and operating performance of Chineselisted firms. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*.
- [20] Young, B. (2003). Corporate governance & firm performance: Is there a relationship? *Ivey BusinessJournal Online*, 1-4

ẢNH HƯỞNG CỦA CẤU TRÚC SỞ HỮU ĐẾN HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG DOANH NGHIỆP NIÊM YẾT TRÊN SỞ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH (HOSE)

SV: Vũ Thị Hiên, Lê Mạnh Dương
Học viện Ngân hàng Hà nội

TÓM TẮT

Cấu trúc sở hữu doanh nghiệp là một vấn đề rất quan trọng bởi theo nhiều nghiên cứu, cấu trúc sở hữu doanh nghiệp có ảnh hưởng đến quyết định, giá trị và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp do các bên có liên quan thường có những quyền và lợi ích khác nhau, có những quan hệ khác nhau với Chính phủ, với ngân hàng, với đối tác chiến lược. Nghiên cứu này sử dụng số liệu của 160 doanh nghiệp đang niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh nhằm đánh giá ảnh hưởng của cấu trúc sở hữu đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Các biến đo lường cấu trúc sở hữu doanh nghiệp bao gồm tỷ lệ sở hữu Nhà nước, sở hữu của Ban giám đốc, sở hữu của Hội đồng quản trị, sở hữu nhà đầu tư nước ngoài và sở hữu nhà đầu tư có tổ chức, cùng với hai biến phản ánh hiệu quả hoạt động doanh nghiệp lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE) và lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA). Kết quả nghiên cứu cho thấy cấu trúc sở hữu chỉ ảnh hưởng một phần đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp và để hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp cao thì phải dựa vào rất nhiều yếu tố khác chẳng hạn như quy mô, môi trường kinh doanh, tình hình nền kinh tế...

I. CƠ SỞ LÝ THUYẾT

Trên thế giới, hình thức doanh nghiệp được quản lý bởi những người không phải là chủ sở hữu đã không còn xa lạ. Gắn liền với hình thức này, lý thuyết chi phí đại diện cùng với những khái niệm như cấu trúc sở hữu, sở hữu cổ phần của nhà quản trị, sở hữu cổ phần của các cổ đông chi phối bên ngoài, sở hữu tập trung v.v... và những tác động của chúng lên các quyết định tài chính, hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp cũng trở nên phổ biến và được quan tâm nhiều hơn. Khởi điểm là từ nghiên cứu của Berle và Means (1932) đề xuất những giả thiết đầu tiên về chi phí đại diện. Các tác giả đã kết luận rằng các nhà quản trị không có cổ phần hoặc nắm trong tay một tỷ lệ nhỏ cổ phần của một công ty và các cổ đông của công ty đó sẽ có xung đột với nhau trong việc tập trung làm tối đa hóa giá trị công ty. Cụ thể hơn, có thể tin rằng các nhà quản trị không mấy quan tâm đến những mong muốn của các cổ đông, mà chủ yếu là nghĩ đến lợi ích cá nhân thông qua các cơ chế lương thưởng, phụ cấp, phúc lợi và các nguồn thu khác dựa trên vị trí công tác. Kết quả là, các nhà quản trị có xu hướng sử dụng nợ thấp hơn mức dự kiến hoặc tối ưu, bởi điều này sẽ làm giảm thiểu rủi ro cũng như khả năng phá sản của doanh nghiệp cũng như khả năng mất công việc và lợi ích có liên quan của họ.

Nghiên cứu của Michael Jensen và William Meckling (1976) về hành vi quản lý, chi phí đại diện và cấu trúc sở hữu doanh nghiệp đã chứng minh giả thiết tỷ lệ sở hữu Ban quản lý là yếu tố ngoại sinh. Bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS), nghiên cứu này đã kết luận rằng tồn tại mối quan hệ tuyến tính giữa tỷ lệ sở hữu với hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Kết luận này hoàn toàn ngược lại với nghiên cứu của Berle và Means trước đó. Tuy nhiên, nghiên cứu Rok Choi (1998) về bằng chứng thực nghiệm mối quan hệ giữa cấu trúc sở hữu, đầu tư và giá trị doanh nghiệp cho thấy tồn tại mối quan hệ tác động ngược chiều giữa mức độ sở hữu cổ phần của ban giám đốc và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Tác giả đã tập trung

vào giả thuyết rằng việc sở hữu nội bộ ảnh hưởng đến đầu tư từ đó sẽ làm ảnh hưởng đến hoạt động của doanh nghiệp và trên cơ sở sử dụng các hệ phương trình hồi quy 2 biến chéo, tác giả và các cộng sự đã chứng minh được ảnh hưởng tích cực giữa đầu tư lên giá trị doanh nghiệp, đồng thời giá trị doanh nghiệp lại ảnh hưởng lên cấu trúc sở hữu nội bộ.

Dinga và cộng sự (2009) sử dụng dữ liệu thực tế từ các công ty niêm yết trên sàn chứng khoán London trong giai đoạn 2003-2007 cùng với các ước hồi quy thích hợp, trong đó có cả mô hình tác động cố định nhằm nghiên cứu mối quan hệ giữa cấu trúc sở hữu và kết quả hoạt động. Nghiên cứu này đã chỉ ra một số kết luận quan trọng. Một là, cấu trúc sở hữu – cụ thể là sở hữu nội bộ, sở hữu của nhóm cổ đông lớn, mức độ tập trung sở hữu có tác động đến hiệu quả hoạt động của công ty được đo lường bằng những chỉ tiêu thuần túy như ROA, ROE và đồng thời đưa bằng chứng cho thấy các chỉ tiêu ROA, ROE là phù hợp hơn trong việc nghiên cứu tác động của cấu trúc sở hữu lên kết quả hoạt động cũng như giá trị của doanh nghiệp; Hai là, sở hữu nội bộ và hiệu quả hoạt động có mối quan hệ phi tuyến tính với nhau; Ba là, sở hữu của cổ đông lớn có ảnh hưởng tiêu cực đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

Cấu trúc sở hữu của các doanh nghiệp niêm yết ở Việt Nam khác với nhiều doanh nghiệp ở các nước phát triển và đang phát triển. Cụ thể là sự xuất hiện của sở hữu nhà nước ở các doanh nghiệp niêm yết. Các doanh nghiệp niêm yết Việt Nam trước đây là doanh nghiệp nhà nước và hiện nay nhà nước vẫn nắm giữ một tỷ lệ lớn cổ phần, do đó Nhà nước vẫn là một cổ đông lớn và đóng vai trò quan trọng trong việc ảnh hưởng đến quyết định tài chính của doanh nghiệp niêm yết. Tại các doanh nghiệp niêm yết, nếu nhà nước là cổ đông lớn và có quyền chi phối hoặc kiểm soát, nhà nước sẽ chỉ định đại diện cho Ban giám đốc. Các đại diện này là cán bộ (công chức) và họ được chính phủ trả lương. Tuy nhiên, theo lý thuyết người đại diện, liệu các cán bộ này có đủ động lực để bảo toàn và gia tăng giá trị tài sản cho nhà nước cũng như các cổ đông nhỏ lẻ khác đang là vấn đề gây nhiều tranh cãi. Võ Xuân Vinh (2014) với chủ đề “Cấu trúc sở hữu, hiệu quả hoạt động và giá trị doanh nghiệp trên thị trường chứng khoán Việt Nam” trên tạp chí *Phát triển & Hội nhập* đã sử dụng các phương pháp hồi quy cho dữ liệu bảng bao gồm hồi quy tác động cố định và GMM, với dữ liệu nghiên cứu là các chỉ số tài chính của các doanh nghiệp niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán TP.Hồ Chí Minh từ 2007-2012, nghiên cứu này đã xem xét và cho thấy các công ty có sở hữu tổ chức cao thì hiệu quả hoạt động cao và giá trị doanh nghiệp cao.

Nghiên cứu của Phạm Hữu Hồng Thái (2013) về “*Cấu trúc sở hữu và giá trị của các công ty niêm yết tài Việt Nam*” đã đưa ra ba giả thiết là: (1) Sở hữu nhà nước tác động tiêu cực đến giá trị doanh nghiệp; (2) Sở hữu tư nhân tác động tích cực đến giá trị doanh nghiệp; (3) Sự kết hợp giữa sở hữu nhà nước và sở hữu tư nhân tác động tiêu cực đến giá trị doanh nghiệp. Sử dụng dữ liệu của 646 công ty trên hai sàn chứng khoán tại Việt Nam trong 2 năm 2011 và 2012, và chỉ lấy những công ty có cấu trúc sở hữu từ hai thành phần trở lên cùng với sử dụng phương pháp hồi quy dữ liệu chéo OLS để tiến hành hồi quy bội và kết quả cho thấy sở hữu nhà nước dường như không tác động đến giá trị doanh nghiệp, trong khi đó, sở hữu tư nhân và sở hữu nước ngoài có tác động tích cực đến giá trị doanh nghiệp, còn sự kết hợp giữa sở hữu nhà nước và tư nhân không tác động đến giá trị doanh nghiệp. Qua nghiên cứu này, có thể cho thấy giá trị công ty tăng khi sở hữu tư nhân cao và muốn nâng cao hiệu quả hoạt động doanh nghiệp thì việc tăng tỷ lệ sở hữu tư nhân là việc làm hết sức cần thiết.

Có thể nói rằng, những nghiên cứu của các nhà nghiên cứu đã có những kết luận về ảnh hưởng của cấu trúc sở hữu đến giá trị của doanh nghiệp. Tuy nhiên, những nghiên cứu vẫn chỉ

xoay quanh một số góc độ đơn lẻ như nghiên cứu của Mc Connell và Sevaes (1990) mối quan hệ giữa sở hữu của các nhà đầu tư cá nhân với giá trị công ty, Dewenter và Malatesta (2001) nghiên cứu theo chu kỳ kinh doanh cho thấy giá trị của các công ty tư nhân cao hơn giá trị của các doanh nghiệp nhà nước (DNNN), Tian (2003) cho thấy kết quả hoạt động của các công ty tư nhân thì hơn hẳn so với DN cổ phần (DNCP), Võ Xuân Vinh (2014) cho thấy các doanh nghiệp có sở hữu tổ chức càng cao thì hiệu quả hoạt động và giá trị doanh nghiệp càng cao,... Việc đánh giá đơn lẻ các mặt của cấu trúc sở hữu doanh nghiệp chỉ đem lại một cách nhìn về vấn đề này mà chưa đưa ra được sự đánh giá tổng quan hơn về mức độ ảnh hưởng của các yếu tố, bên cạnh đó vẫn có ít nghiên cứu đánh giá hoặc đưa ra kết luận cụ thể về sở hữu doanh nghiệp nắm giữ bởi nhà quản trị, nhà quản lý và nhà đầu tư là nước ngoài có ảnh hưởng như thế nào đến giá trị doanh nghiệp vì hiện nay các doanh nghiệp cổ phần có sự tham gia tích cực của sở hữu nước ngoài – loại hình mà rất cần được nghiên cứu trong giai đoạn thị trường chứng khoán như hiện nay nhằm tái cấu trúc sở hữu doanh nghiệp để tăng giá trị doanh nghiệp.

Như vậy, đã có một số công trình nghiên cứu trong nước và ngoài nước đều tập trung nhiều về vấn đề lý thuyết về cấu trúc sở hữu nhưng được nhìn nhận chủ yếu trên góc độ tái cấu trúc nền kinh tế mà trọng tâm là tái cấu trúc doanh nghiệp nhà nước, các nhà đầu tư có tổ chức, nhưng hầu như rất ít các công trình nghiên cứu được công bố đề cập đầu đủ đến các mặt của cấu trúc sở hữu và đặc biệt là ảnh hưởng của tỷ lệ sở hữu tới hiệu quả hoạt động doanh nghiệp. Do đó, nhóm nghiên cứu sẽ kiểm chứng lại những kết quả đã được công bố và đưa ra những kết luận về mức độ ảnh hưởng của sở hữu doanh nghiệp được nắm giữ bởi các nhà quản trị, nhà quản lý, các NĐT có tổ chức, những cổ đông nước ngoài và Nhà nước đến hiệu quả doanh hoạt động của doanh nghiệp.

II. SỐ LIỆU VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

1. Dữ liệu và giả thiết nghiên cứu

Để tiến hành phân tích ảnh hưởng của cấu trúc sở hữu đến hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp hiện đang niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam, đề tài sử dụng số liệu lấy từ các báo cáo tài chính, bản cáo bạch, báo cáo thường niên của các doanh nghiệp niêm yết trên HOSE. Do số liệu được lấy trong 5 năm (2010 - 2014) có nhiều biến động về kinh tế, chính trị đã ảnh hưởng ít nhiều đến hoạt động của các doanh nghiệp trong các năm, nên số liệu trong đề tài được điều chỉnh để hạn chế yếu tố không cân xứng qua các năm bằng cách lấy bình quân trong 5 năm.

Nguồn dữ liệu được lấy từ các Báo cáo tài chính hợp nhất hàng năm đã được kiểm toán gồm Bảng cân đối kế toán, Báo cáo kết quả hoạt động kinh doanh, Báo cáo lưu chuyển tiền tệ và Bảng thuyết minh báo cáo tài chính của các công ty được niêm yết trên sàn HOSE. Bên cạnh đó, để thu thập tỷ lệ sở hữu cổ phần của các nhà quản lý, các nhà quản trị... nhóm nghiên cứu sử dụng Báo cáo thường niên. Các báo cáo này được lấy từ Cafef.vn, Vietstock.vn, Cophieu68.com, và một số trang web chứng khoán khác.

Nghiên cứu cũng loại ra (1) những công ty bảo hiểm, tài chính, ngân hàng bởi vì việc xử lý kế toán về lợi nhuận và doanh thu của những công ty trong lĩnh vực này có những đặc thù riêng; (2) những quan sát không có đầy đủ thông tin liên quan đến sở hữu cổ phần của các NĐT, ban giám đốc và cũng như thiếu các dữ liệu tài chính cần thiết cho bài nghiên cứu của nhóm. Ngoài ra, mẫu nghiên cứu cũng chỉ gồm các công ty có kỳ kế toán kết thúc ngày 31/12.

Trên cơ sở dữ liệu trên, bài nghiên cứu tập trung nghiên cứu các giả thiết:

Giả thiết 1: Sở hữu của Nhà nước, sở hữu của Ban giám đốc, sở hữu của Hội đồng quản trị, sở hữu của nhà đầu tư có tổ chức và sở hữu của nhà đầu tư nước ngoài có ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

Giả thiết 2: Sở hữu của Nhà nước có ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

Giả thiết 3: Sở hữu của Ban giám đốc có ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

Giả thiết 4: Sở hữu của Hội đồng quản trị có ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

Giả thiết 5: Sở hữu của nhà đầu tư có tổ chức có ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

Giả thiết 6: Sở hữu của nhà đầu tư nước ngoài có ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

2. Mô hình nghiên cứu

Đề tài sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính đa biến dựa vào phương pháp bình phương bé nhất (OLS) để ước lượng mức độ ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của 160 doanh nghiệp đang giao dịch trên sàn giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh thông qua hai chỉ tiêu là lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE) và lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA). Phương pháp này được áp dụng rất phổ biến trong lĩnh vực kinh tế lượng do có ưu điểm là không quá phức tạp mà lại rất hiệu quả, dễ dàng xác định được các giá trị ước lượng hiệu quả, không chệch và vững. Tuy nhiên, để đạt được các kết quả chất lượng, phương pháp này cũng yêu cầu một số giả thiết như ước lượng OLS là vững khi các biến là nội sinh và không có đa cộng tuyến, ước lượng OLS là không chệch khi phần dư có phương sai không đổi và không có tự tương quan. Dữ liệu trong mẫu có thể vi phạm những giả định này và làm giảm độ tin cậy của các kết quả ước lượng. Do đó, sau khi tính toán phương trình hồi quy, nhóm nghiên cứu tiến hành một số kiểm định về hệ số, phần dư, độ vững cho các kết quả.

Mô hình hồi quy tuyến tính đa biến trong nghiên cứu có dạng tổng quát như sau:

$$E(Y/X_t) = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + \beta_5 \log(X_{5t}) + u$$

Bảng 1 : Diễn giải các biến trong mô hình nghiên cứu

Biến	Kí hiệu	Diễn giải
Biến phụ thuộc (Y)		
Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản	ROA	Lợi nhuận sau thuế / Tổng tài sản bình quân
Tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu	ROE	Lợi nhuận sau thuế / vốn chủ sở hữu
Biến độc lập (X_t)		
Sở hữu Nhà nước	X_{1t}	Vốn sở hữu của các cổ đông đại diện nhà nước / tổng vốn chủ sở hữu
Sở hữu của BGD	X_{2t}	Vốn sở hữu của các cổ đông là thành viên Ban giám đốc / tổng vốn chủ sở hữu
Sở hữu NĐT nước ngoài	X_{3t}	Vốn sở hữu của các cổ đông là người nước ngoài / tổng vốn chủ sở hữu

Sở hữu NĐT có tổ chức	X_{4t}	Số lượng cổ phần sở hữu bởi cổ đông tổ chức có sở hữu từ 5% trở lên / tổng số cổ phần đang lưu hành tại thời điểm cuối năm tài chính
Sở hữu thành viên HĐQT	X_{5t}	Tỉ trọng vốn sở hữu của các cổ đông là thành viên hội đồng quản trị/ tổng vốn chủ sở hữu.

(Nguồn: Nhóm tác giả tự tổng hợp)

ROE là một trong những biến quan trọng vì nó thể hiện công ty đó đã sử dụng các nguồn lực về vốn chủ sở hữu như thế nào. Và tỷ lệ này phản ánh mức độ mà các mục tiêu của các cổ đông lớn đã đạt được tối đa hoá là bao nhiêu, một đồng vốn của họ tạo được bao nhiêu đồng lợi nhuận.

ROA được chọn cho việc nghiên cứu của chúng tôi vì tính tương đối của nó trong việc xác định tính sinh lợi của một công ty. Chỉ số *ROA* cho biết với mỗi đồng lợi nhuận của doanh nghiệp, thì cần dùng bao nhiêu đồng tài sản.

Sở hữu nhà nước: được đo lường bằng tỷ trọng vốn sở hữu của các cổ đông đại diện nhà nước trên tổng vốn chủ sở hữu (Huang và cộng sự, 2011; Le and Chizema, 2011; Lee and Zhang, 2011).

Sở hữu thành viên HĐQT: được đo lường bằng tỷ trọng vốn sở hữu của các cổ đông là thành viên HĐQT trên tổng vốn chủ sở hữu (Huang và cộng sự, 2011; Lee and Zhang, 2011; Zeitun and Almudehki, 2012; Turki and Sedrine, 2012; Uwuigbe and Olusanmi, 2012).

Sở hữu ban giám đốc: được đo lường bằng tỷ trọng vốn sở hữu của các cổ đông là thành viên Ban giám đốc trên tổng vốn chủ sở hữu.

Sở hữu nước ngoài: được đo lường tỷ trọng vốn sở hữu của các cổ đông là người nước ngoài trên tổng vốn chủ sở hữu (Uwuigbe & Olusanmi, 2012; zeitun & Almudehki, 2012...)

Sở hữu của cổ đông tổ chức (INST): được tính bằng số lượng cổ phần sở hữu bởi cổ đông tổ chức có sở hữu từ 5% trở lên chia cho tổng số cổ phần đang lưu hành tại thời điểm cuối năm tài chính.

III. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Với phần mềm thống kê Eview, thống kê mô tả các biến nghiên cứu được trình bày trong Bảng 1.

Bảng 1: Thống kê mô tả các biến nghiên cứu

	X2T	X4T	X3T	X1T	ROA	ROE	X5T
Mean	4.643776	38.90925	15.48345	22.12354	7.264867	12.92541	10.28665
Median	1.090000	42.11000	9.585000	10.03000	5.705000	11.91000	3.095000
Maximum	55.50000	90.94000	78.00000	82.38000	42.79000	77.74000	83.01000
Minimum	0.000000	5.130000	0.000000	0.000000	-31.72000	-96.97000	0.010000
Std. Dev.	8.860332	21.89206	16.75166	24.26948	7.998795	13.86543	15.11692
Skewness	3.154730	0.090586	1.255935	0.568114	0.855275	-0.820749	2.269119
Kurtosis	14.44158	2.035601	4.014295	1.755917	5.555649	11.59384	8.828230
Jarque-Bera	4822.811	27.20160	207.3067	80.19485	267.1692	2162.499	1541.429
Probability	0.000000	0.000001	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	3148.480	26380.47	10497.78	14999.76	4925.580	8763.430	6974.350

SumSq. Dev.	53148.21	324460.5	189978.5	398758.2	43314.95	130153.4	154708.8
Observations	678	678	678	678	678	678	678

(Nguồn: Truy suất kết quả nghiên cứu từ phần mềm Eview)

Với kết quả thống kê mô tả các biến ta có thể thấy như sau:

Biến tỉ lệ sở hữu của ban giám đốc: giá trị trung bình tỉ lệ sở hữu ban giám đốc của các doanh nghiệp là 4.64%, trong đó giá trị sở hữu lớn nhất là 55,5%, nhỏ nhất 0% thể hiện sự biến động lớn của tỉ lệ sở hữu của nhóm này giữa các công ty. Độ lệch chuẩn 8.86 thể hiện mức độ phân tán quanh giá trị trung bình của tỉ lệ sở hữu nhóm này là tương đối lớn, cho thấy tỉ lệ trung của nhóm này chiếm tỉ lệ cao trong toàn bộ doanh nghiệp.

Biến tỉ lệ sở hữu của nhà đầu tư có tổ chức: giá trị trung bình tỉ lệ sở hữu của nhóm nhà đầu tư có tổ chức 38.91%, với giá trị lớn nhất là 90.94%, giá trị nhỏ nhất 5.13%. có thể thấy đây là nhóm chiếm tỉ lệ cao nhất trong tỉ lệ sở hữu của doanh nghiệp. Điều này có thể hiểu bởi đây là số liệu của 5 nhóm đầu tư có tổ chức lớn nhất trong doanh nghiệp. Với độ lệch chuẩn là 21.89% có thể thấy biến động của nhóm này là khá lớn nhưng vẫn ở mức tỉ lệ cao trong doanh nghiệp.

Biến sở hữu của nhà đầu tư nước ngoài: giá trị trung bình của nhóm này là 15.48%, giá trị lớn nhất 78%, nhỏ nhất 0%. Có thể thấy tỉ lệ sở hữu của nhóm nhà đầu tư nước ngoài cũng chiếm tỉ lệ khá lớn nhưng có sự dao động rất lớn giữa các doanh nghiệp. Việc này do việc đầu tư của nhà đầu tư nước ngoài chỉ tập trung vào một số ngành cụ thể chứ không dàn trải vào các doanh nghiệp. Độ lệch chuẩn 16.75% thể hiện mức độ phân tán quanh giá trị trung bình của nhóm này tương đối lớn.

Biến sở hữu nhà nước: giá trị trung bình 22%, median 10.03%, giá trị lớn nhất 82.38%, giá trị nhỏ nhất 0%. Điều này thể hiện tỉ lệ sở hữu nhà nước trong các doanh nghiệp là tương đối cao, tuy nhiên chỉ tập trung ở một số doanh nghiệp, và đa số các doanh nghiệp chỉ còn rất ít tỉ lệ sở hữu nhà nước hoặc đã thoái vốn hoàn toàn. Với độ lệch chuẩn 24.27% > giá trị trung bình có thể thấy độ phân tán là khá lớn.

Biến tỉ lệ sở hữu của hội đồng quản trị: giá trị trung bình là 10.29%, lớn nhất 83.1%, nhỏ nhất 0.01%. Độ lệch chuẩn 15.11%. Có thể thấy tỉ lệ sở hữu của nhóm này chiếm tỉ lệ không lớn trong toàn bộ vốn của doanh nghiệp. Có sự phân hóa khá lớn giữa các doanh nghiệp, độ phân tán tỉ lệ sở hữu cao.

Biến ROA: giá trị trung bình là 7.26, giá trị lớn nhất 42.79 giá trị bé nhất - 31.72, độ lệch chuẩn 7.99. Có thể thấy tỷ suất lợi nhuận/ tổng tài sản của doanh nghiệp ở mức không cao và có khoảng dao động khá lớn giữa các doanh nghiệp, thể hiện có những doanh nghiệp hoạt động hiệu quả nhưng cũng có doanh nghiệp thua lỗ khá nhiều, độ lệch chuẩn gần bằng ROA cho thấy nhìn chung các doanh nghiệp có chỉ số này đều tập trung khá nhiều quanh mức trung bình.

Biến ROE: giá trị trung bình 12.92, giá trị lớn nhất 77.74, giá trị nhỏ nhất -99.67, độ lệch chuẩn 15.11. Có thể thấy chỉ số ROE của doanh nghiệp có giá trị trung bình tương đối cao, nhưng dao động quá lớn giữa các doanh nghiệp, với độ lệch chuẩn > giá trị trung bình có thể thấy mức độ phân tán của nhóm này quanh giá trị trung bình lớn.

(1) Theo phương pháp ước lượng hồi quy tuyến tính, kết quả mô hình hồi quy với ROA như sau:

Mô hình :

$$ROA = 4.752501 + 0,019187*X_{1t} + 0,055767*X_{2t} + 0,096810*X_{3t} + 0,025793*X_{4t} - 0,817383*\log(X_{5t}) + U_i(*)$$

Dependent Variable: ROA

Method: Least Squares

Date: 04/22/16 Time: 01:47

Sample: 1 679

Included observations: 678

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.752501	0.923451	5.146456	0.0000
X1T	0.019187	0.014329	1.339011	0.1810
X2T	0.055767	0.038829	1.436214	0.1514
X3T	0.096810	0.018193	5.321177	0.0000
X4T	0.025793	0.017137	1.505136	0.1328
LOG(X5T)	-0.817383	0.185774	-4.399873	0.0000
R-squared	0.106273	Mean dependent var		7.264867
Adjusted R-squared	0.099623	S.D. dependent var		7.998795
S.E. of regression	7.589911	Akaike info criterion		6.900327
Sum squared resid	38711.73	Schwarz criterion		6.940319
Log likelihood	-2333.211	Hannan-Quinn criter.		6.915809
F-statistic	15.98151	Durbin-Watson stat		0.870936
Prob(F-statistic)	0.000000			

(Nguồn : Bảng số liệu từ phần mềm Eviews 8.1)

Với mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$, dựa vào kết quả t-Statistic và Prob tương ứng của hệ số góc của các biến có thể thấy biến X_{1t} (sở hữu vốn nhà nước), X_{2t} (sở hữu ban giám đốc) và X_{4t} (Sở hữu của NĐT có tổ chức đưa vào mô hình là không có ý nghĩa thống kê bởi tỉ lệ sở hữu nhà nước ở các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán là rất thấp và gần như không đáng kể. Do các công ty niêm yết ngoài các công ty cổ phần của các tổ chức cá nhân thì các công ty trước đây của nhà nước hiện nay đã thoái vốn gần hết vì thế tỉ lệ sở hữu nhà nước ảnh hưởng đến lợi nhuận của doanh nghiệp là không đáng kể.

Với tỉ lệ sở hữu của ban giám đốc, vì đối với các công ty cổ phần, ban giám đốc chủ yếu là thuê bên ngoài và nếu có là cổ đông thì tỉ lệ sở hữu của nhóm này cũng chiếm một tỉ lệ rất ít, vì thế việc ảnh hưởng của nhóm tỉ lệ sở hữu ban giám đốc đến tỷ suất lợi nhuận/tổng tài sản là không đáng kể.

Đối với nhóm sở hữu của nhà đầu tư có tổ chức. Trên thực tế tỉ lệ sở hữu của nhóm này ảnh hưởng đến tỷ suất lợi nhuận/tổng tài sản của doanh nghiệp. Bởi vì tỉ lệ sở hữu của nhóm này là số lượng cổ phần sở hữu bởi cổ đông tổ chức có sở hữu từ 5% trở lên/tổng số cổ phần đang lưu hành tại thời điểm cuối năm tài chính. Do đó nhóm loại bỏ biến ảnh hưởng của sở hữu nhà nước và sở hữu của ban giám đốc đến lợi nhuận của doanh nghiệp ra khỏi mô hình (*) và ước lượng lại mô hình (*) theo mô hình (**)

$$E(Y/X_t) = \beta_0 + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + \beta_5 \log(X_{5t}) + u$$

Theo phương pháp ước lượng bình phương nhỏ nhất (OLS) thu được hàm hồi quy:

$$ROA = 3,564278 + 0,09945 * X_{3t} + 0,066573 * X_{4t} - 0,041768 * \log(X_{5t}) + U_i (**)$$

Dependent Variable: ROA

Method: Least Squares

Date: 04/22/16 Time: 02:00

Sample: 1 679

Included observations: 678

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.564278	0.868106	4.105811	0.0000
X3T	0.099457	0.018246	5.450865	0.0000
X5T	-0.041768	0.021266	-1.964062	0.0499
X4T	0.066573	0.015090	4.411620	0.0000
R-squared	0.076140	Mean dependent var		7.264867
Adjusted R-squared	0.072027	S.D. dependent var		7.998795
S.E. of regression	7.705346	Akaike info criterion		6.927588
Sum squared resid	40016.96	Schwarz criterion		6.954250
Log likelihood	-2344.452	Hannan-Quinn criter.		6.937909
F-statistic	18.51582	Durbin-Watson stat		0.860311
Prob(F-statistic)	0.000000			

(Nguồn : Bảng số liệu từ phần mềm Eviews 8.1)

Với mức ý nghĩa 5%, tất cả các biến đều có ý nghĩa thống kê, hay nói cách khác tất cả các biến động về sở hữu của nhà đầu tư nước ngoài (X_{3t}), sở hữu của nhà đầu tư có tổ chức (X_{4t}) và sở hữu của hội đồng quản trị (X_{5t}) đều ảnh hưởng đến lợi nhuận của doanh nghiệp.

Cụ thể:

$\beta_1 = 3,564278$, nghĩa là khi tất cả các yếu tố khác bằng 0 thì tỉ suất lợi nhuận của các doanh nghiệp đã là $\approx 3.56\%$. Điều này hiển nhiên, bởi ngoài các yếu tố ảnh hưởng từ cấu trúc sở hữu, chúng ta còn rất nhiều các yếu tố quyết định đến lợi nhuận của doanh nghiệp như: quyết định sản xuất – kinh doanh, chi phí nguyên vật liệu, nhu cầu tiêu dùng, ... Và với t-Statistic = 4.472016 và Prob < 5% chỉ số này hoàn toàn có ý nghĩa thống kê.

$\beta_3 = 0.099457$, nghĩa là khi tỉ lệ sở hữu của nhà đầu tư nước ngoài tăng 1% thì tỉ suất lợi nhuận của doanh nghiệp tăng $\approx 0.1\%$. Điều này thể hiện tác động thuận chiều của tỉ lệ sở hữu nhà đầu tư nước ngoài lên lợi nhuận của doanh nghiệp. Những nhà đầu tư nước ngoài khi đầu tư vào doanh nghiệp mục đích của họ là lợi nhuận, vì thế dễ hiểu khi tỉ lệ sở hữu của họ tăng lên nghĩa là họ nhìn thấy tiềm năng lớn của doanh nghiệp, và khi vốn của doanh nghiệp được tăng lên bởi sự đầu tư của nhà đầu tư nước ngoài thì việc phát triển và đem về nhiều lợi nhuận hơn là điều hợp lý. Với Prob = 0,0000 < 5% thì chỉ số này có ý nghĩa thống kê trong mô hình và thực sự có tác động đến tỉ suất lợi nhuận.

$\beta_4 = 0,066573$, nghĩa là khi tỉ lệ sở hữu của nhà đầu tư có tổ chức tăng 1% thì tỉ suất lợi nhuận của doanh nghiệp tăng $\approx 0,07$. Điều này thể hiện tác động thuận chiều của tỉ lệ sở hữu nhà đầu tư có tổ chức lên tỷ suất lợi nhuận của doanh nghiệp. Như đã giải thích bên trên lí do việc vẫn để biến tỉ lệ sở hữu nhóm nhà đầu tư có tổ chức trong mô hình, và với mô hình này việc t-statistic = 4,41162 và Prob < 0,05 đã thể hiện biến này hoàn toàn có ý nghĩa thống kê hay nó thực sự tác động đến chỉ số ROA.

$\beta_5 = -0,041768$, nghĩa là khi tỉ lệ sở hữu của hội đồng quản trị tăng 1% thì tỉ suất lợi nhuận của doanh nghiệp giảm $\approx 0.04\%$. Điều này thể hiện mối quan hệ ngược chiều giữa tỉ lệ sở hữu của hội đồng quản trị và tỉ suất lợi nhuận của doanh nghiệp. Điều này có vẻ khó chấp nhận. Với cái nhìn cơ bản, tỉ lệ sở hữu của hội đồng quản trị tăng lên thì hội đồng quản trị sẽ có sức quyết định lớn hơn và sẽ đem đến nhiều tác động tích cực cũng như nhóm này sẽ cố gắng để tăng lợi nhuận của doanh nghiệp. Tuy nhiên trên thực tế việc tỉ lệ sở hữu của hội đồng quản trị tăng cũng có thể làm giảm tỉ suất lợi nhuận của doanh nghiệp. Điều này xảy ra khi xuất hiện lợi ích nhóm. Những thành viên hội đồng quản trị muốn thu được nhiều lợi nhuận hơn cho bản thân, nhưng lại không muốn phải chịu các khoản thuế hoặc tương tự, họ có thể tìm cách làm giảm lợi nhuận thu được của doanh nghiệp trên sổ sách kế toán. Vì thế trường hợp này là hoàn toàn có thể xảy ra. Và với $\text{Prob} = 0.0499 < 0.05$ biến này hoàn toàn có ý nghĩa thống kê và nó có tác động đến ROA của doanh nghiệp.

Bên cạnh đó với $R\text{-square} = 0.07614$, $P(\text{F-Statistic}) < 0.05$ cho thấy các yếu tố tỉ lệ sở hữu vốn của doanh nghiệp ảnh hưởng đến tỉ suất lợi nhuận ROA. Dù chỉ giải thích được 7,6% cho sự biến đổi của tỉ suất lợi nhuận vì còn phụ thuộc vào rất nhiều yếu tố khác nhưng nó cũng đã thể hiện vai trò của cấu trúc sở hữu vốn đến ROA.

Để khẳng định thêm mối quan hệ giữa tỉ lệ sở hữu của nhà đầu tư nước ngoài, tỉ lệ sở hữu của nhà đầu tư có tổ chức và tỉ lệ sở hữu của hội đồng quản trị, nhóm ước lượng thêm 2 mô hình hồi quy phụ (1), (2), (3) để ước lượng riêng từng mối quan hệ.

Trước tiên là mối quan hệ giữa tỉ lệ sở hữu của nhà đầu tư nước ngoài đến ROA:

$$\text{ROA} = \beta_0 + \beta_1 * X_{3t} + U_i$$

Ta có kết quả ước lượng (OLS) như sau:

$$\text{ROA} = 6,037115 + 0,079294X_{3t} + U_i$$

Dependent Variable: ROA

Method: Least Squares

Date: 04/22/16 Time: 02:41

Sample: 1 679

Included observations: 678

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.037115	0.412951	14.61946	0.0000
X3T	0.079294	0.018110	4.378466	0.0000
R-squared	0.027577	Mean dependent var		7.264867
Adjusted R-squared	0.026139	S.D. dependent var		7.998795
S.E. of regression	7.893563	Akaike info criterion		6.972918
Sum squared resid	42120.44	Schwarz criterion		6.986249
Log likelihood	-2361.819	Hannan-Quinn criter.		6.978079
F-statistic	19.17097	Durbin-Watson stat		0.834130
Prob(F-statistic)	0.000014			

(Nguồn : Bảng số liệu từ phần mềm Eviews 8.1)

Thông số cho thấy mỗi phần trăm thay đổi của tỉ lệ sở hữu nhà đầu tư nước ngoài giải thích cho 2,7 % cho sự thay đổi của ROA.

Tương tự, mối quan hệ giữa tỉ lệ sở hữu nhà đầu tư có tổ chức đến ROA:

$$ROA = \beta_0 + \beta_1 * X_{4t} + U_i$$

Ta có kết quả ước lượng như sau:

$$ROA = 4.930644 + 0.059991 * X_{4t}$$

Dependent Variable: ROA
 Method: Least Squares
 Date: 04/22/16 Time: 02:45
 Sample: 1 679
 Included observations: 678

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.930644	0.618768	7.968489	0.0000
X4T	0.059991	0.013862	4.327721	0.0000
R-squared	0.026959	Mean dependent var		7.264867
Adjusted R-squared	0.025520	S.D. dependent var		7.998795
S.E. of regression	7.896072	Akaike info criterion		6.973554
Sum squared resid	42147.22	Schwarz criterion		6.986884
Log likelihood	-2362.035	Hannan-Quinn criter.		6.978714
F-statistic	18.72917	Durbin-Watson stat		0.808541
Prob(F-statistic)	0.000017			

(Nguồn : Bảng số liệu từ phần mềm Eviews 8.1)

Thông số cho thấy mỗi phần trăm thay đổi của tỉ lệ sở hữu nhà đầu tư có tổ chức giải thích cho 2,7 % cho sự thay đổi của ROA.

Cuối cùng là ảnh hưởng của tỉ lệ sở hữu hội đồng quản trị đến ROA:

$$ROA = \beta_0 + \beta_1 * X_{5t} + U_i$$

$$ROA = 8.067016 - 0.07798 * X_{5t}$$

Dependent Variable: ROA
 Method: Least Squares
 Date: 04/22/16 Time: 02:47
 Sample: 1 679
 Included observations: 678

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.067016	0.367869	21.92907	0.0000
X5T	-0.077980	0.020129	-3.874011	0.0001
R-squared	0.021719	Mean dependent var		7.264867
Adjusted R-squared	0.020272	S.D. dependent var		7.998795
S.E. of regression	7.917305	Akaike info criterion		6.978924
Sum squared resid	42374.19	Schwarz criterion		6.992255
Log likelihood	-2363.855	Hannan-Quinn criter.		6.984085
F-statistic	15.00796	Durbin-Watson stat		0.808662
Prob(F-statistic)	0.000117			

(Nguồn : Bảng số liệu từ phần mềm Eviews 8.1)

Thông số cho thấy mỗi phần trăm thay đổi của tỉ lệ sở hữu của hội đồng quản trị giải thích cho 2,2 % cho sự thay đổi của ROA.

(2) Kết quả hồi quy với ROE

$$ROE = 7.109757 + 0.063743 * X_{1t} + 0.135896 * X_{2t} + 0.145367 * X_{3t} + 0.053834 * X_{4t} - 0.708684 * \log X_{5t} + U_i(*)$$

Dependent Variable: ROE

Method: Least Squares

Date: 04/22/16 Time: 05:57

Sample: 1 679

Included observations: 679

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.109757	1.633677	4.351997	0.0000
X1T	0.063743	0.025370	2.512548	0.0122
X2T	0.135896	0.068750	1.976675	0.0485
X3T	0.145367	0.032201	4.514342	0.0000
X4T	0.053834	0.030325	1.775242	0.0763
LOG(X5T)	-0.708684	0.328902	-2.154695	0.0315
R-squared	0.067333	Mean dependent var		12.90639
Adjusted R-squared	0.060404	S.D. dependent var		13.86407
S.E. of regression	13.43883	Akaike info criterion		8.042970
Sum squared resid	121545.2	Schwarz criterion		8.082917
Log likelihood	-2724.588	Hannan-Quinn criter.		8.058434
F-statistic	9.717313	Durbin-Watson stat		1.203377
Prob(F-statistic)	0.000000			

(Nguồn : Bảng số liệu từ phần mềm Eviews 8.1)

Với mức ý nghĩa 5%, t-Statistic và Prob tương ứng của hệ số góc của các biến ta thấy biến X_{4t} (sở hữu của nhà đầu tư có tổ chức) đưa vào mô hình là không có ý nghĩa thống kê. Do đó nhóm loại bỏ biến ảnh hưởng của sở hữu của nhà đầu tư có tổ chức đến ROE của doanh nghiệp ra khỏi mô hình (*) và ước lượng lại mô hình (*) theo mô hình (**)

$$E(Y/X_t) = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{5t} + u_i$$

Theo phương pháp ước lượng bình phương nhỏ nhất (OLS) ta thu được hàm hồi quy:

$$ROE = 9.299602 + 0,074622 * X_{1t} + 0,149443 * X_{2t} + 0.133485 * X_{3t} - 0,970809 * \log(X_{5t}) + U_i (**)$$

Dependent Variable: ROE
 Method: Least Squares
 Date: 04/22/16 Time: 05:59
 Sample: 1 679
 Included observations: 679

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.299602	1.072811	8.668445	0.0000
X1T	0.074622	0.024658	3.026270	0.0026
X2T	0.149443	0.068434	2.183760	0.0293
X3T	0.133485	0.031548	4.231171	0.0000
LOG(X5T)	-0.970809	0.294364	-3.297983	0.0010
R-squared	0.062966	Mean dependent var		12.90639
Adjusted R-squared	0.057404	S.D. dependent var		13.86407
S.E. of regression	13.46026	Akaike info criterion		8.044696
Sum squared resid	122114.3	Schwarz criterion		8.077985
Log likelihood	-2726.174	Hannan-Quinn criter.		8.057583
F-statistic	11.32263	Durbin-Watson stat		1.196025
Prob(F-statistic)	0.000000			

(Nguồn : Bảng số liệu từ phần mềm Eviews 8.1)

Với mức ý nghĩa 5%, tất cả các biến đều có ý nghĩa thống kê, hay tỉ lệ sở hữu nhà nước, tỉ lệ sở hữu nhà đầu tư nước ngoài, tỉ lệ sở hữu ban giám đốc, tỉ lệ sở hữu của hội đồng quản trị đều ảnh hưởng đến chỉ số ROE của doanh nghiệp.

Cụ thể:

$\beta_1 = 9.299602$, nghĩa là khi tất cả các yếu tố khác bằng 0 thì, ROE của doanh nghiệp là 9.3 %, Nghĩa là ngoài các yếu tố về cấu trúc sở hữu còn nhiều yếu tố khác ảnh hưởng đến chỉ số ROE của doanh nghiệp.

$\beta_2 = 0.074622$, nghĩa là khi tỉ lệ sở hữu của nhà nước tăng 1% thì ROE của doanh nghiệp tăng 0.075%. Điều này thể hiện mối quan hệ tác động thuận chiều giữa tỉ lệ sở hữu nhà nước và ROE.

$\beta_3 = 0.149443$, nghĩa là khi tỉ lệ sở hữu của ban giám đốc tăng 1% thì ROE của doanh nghiệp tăng 0.15%.

$\beta_4 = 0.133485$, nghĩa là khi tỉ lệ sở hữu của nhà đầu tư nước ngoài tăng 1% thì ROE của doanh nghiệp tăng 0.13%.

$\beta_5 = -0.970809$, nghĩa là khi tỉ lệ sở hữu của hội đồng quản trị tăng 1% thì ROE của doanh nghiệp giảm 0.97%.

Với R-square = 0.062966, F-Statistic = 11,32263 và Prob(F-statistic) <0.05 thì mô hình hồi quy hoàn toàn có ý nghĩa thống kê, và mô hình giải thích được 6.3% sự biến động của ROE thông qua các tỉ lệ sở hữu vốn.

Để khẳng định thêm mối quan hệ giữa tỉ lệ sở hữu và ROE của doanh nghiệp, nhóm ước lượng thêm 4 mô hình hồi quy phụ:

Mối quan hệ giữa tỉ lệ sở hữu nhà nước và ROE :

$$ROE = 11.03463 + 0.084645 * X_{1t}$$

Dependent Variable: ROE
Method: Least Squares
Date: 04/22/16 Time: 06:22
Sample: 1 679
Included observations: 679

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.03463	0.712834	15.47994	0.0000
X1T	0.084645	0.021728	3.895711	0.0001
R-squared	0.021926	Mean dependent var		12.90639
Adjusted R-squared	0.020481	S.D. dependent var		13.86407
S.E. of regression	13.72136	Akaike info criterion		8.078725
Sum squared resid	127462.6	Schwarz criterion		8.092041
Log likelihood	-2740.727	Hannan-Quinn criter.		8.083880
F-statistic	15.17657	Durbin-Watson stat		1.144974
Prob(F-statistic)	0.000108			

(Nguồn : Bảng số liệu từ phần mềm Eviews 8.1)

Thông số cho thấy tỉ lệ sở hữu vốn nhà nước giải thích được cho 2.19% sự thay đổi về chỉ số ROE của doanh nghiệp.

Mối quan hệ giữa tỉ lệ sở hữu của ban giám đốc và ROE:

$$ROE = 13,11181 - 0.044207 * X_{2t}$$

Dependent Variable: ROE
Method: Least Squares
Date: 04/22/16 Time: 06:25
Sample: 1 679
Included observations: 679

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.11181	0.601173	21.81036	0.0000
X2T	-0.044207	0.060156	-0.734876	0.4627
R-squared	0.000797	Mean dependent var		12.90639
Adjusted R-squared	-0.000679	S.D. dependent var		13.86407
S.E. of regression	13.86877	Akaike info criterion		8.100098
Sum squared resid	130216.1	Schwarz criterion		8.113413
Log likelihood	-2747.983	Hannan-Quinn criter.		8.105252
F-statistic	0.540043	Durbin-Watson stat		1.128855
Prob(F-statistic)	0.462670			

(Nguồn : Bảng số liệu từ phần mềm Eviews 8.1)

Ta thấy mô hình không có ý nghĩa thống kê, hay tỉ lệ sở hữu ban giám đốc không giải thích được cho sự biến động của ROE khi nó tác động độc lập.

Mối quan hệ giữa tỉ lệ sở hữu nhà đầu tư nước ngoài và ROE

$$ROE = 11.25636 + 0.106654 * X_{3t}$$

Dependent Variable: ROE
Method: Least Squares
Date: 04/22/16 Time: 06:27
Sample: 1 679
Included observations: 679

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.25636	0.719168	15.65192	0.0000
X3T	0.106654	0.031560	3.379357	0.0008
R-squared	0.016589	Mean dependent var		12.90639
Adjusted R-squared	0.015136	S.D. dependent var		13.86407
S.E. of regression	13.75874	Akaike info criterion		8.084167
Sum squared resid	128158.1	Schwarz criterion		8.097483
Log likelihood	-2742.575	Hannan-Quinn criter.		8.089322
F-statistic	11.42005	Durbin-Watson stat		1.153999
Prob(F-statistic)	0.000768			

(Nguồn : Bảng số liệu từ phần mềm Eviews 8.1)

Qua các thông số ta thấy tỉ lệ sở hữu nhà đầu tư nước ngoài giải thích cho 1.66% sự biến động ROE của doanh nghiệp.

Mối quan hệ giữa tỉ lệ sở hữu hội đồng quản trị và ROE:

$$ROE = 13.74584 - 1.015006 * \log(X_{5t})$$

Dependent Variable: ROE
Method: Least Squares
Date: 04/22/16 Time: 06:29
Sample: 1 679
Included observations: 679

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.74584	0.560194	24.53766	0.0000
LOG(X5T)	-1.015006	0.235381	-4.312184	0.0000
R-squared	0.026732	Mean dependent var		12.90639
Adjusted R-squared	0.025295	S.D. dependent var		13.86407
S.E. of regression	13.68760	Akaike info criterion		8.073799
Sum squared resid	126836.2	Schwarz criterion		8.087114
Log likelihood	-2739.055	Hannan-Quinn criter.		8.078953
F-statistic	18.59493	Durbin-Watson stat		1.153198
Prob(F-statistic)	0.000019			

(Nguồn : Bảng số liệu từ phần mềm Eviews 8.1)

Các thông số cho thấy tỉ lệ sở hữu của hội đồng quản trị giải thích cho 2.67% sự biến động ROE của doanh nghiệp.

IV.KẾT LUẬN

Kết quả hồi quy với ROA và ROE cho thấy cấu trúc sở hữu ảnh hưởng đáng kể đến giá trị của doanh nghiệp. Tổng quan thị trường chứng khoán Việt Nam đều thuộc cấu trúc sở hữu tập trung do đều bắt nguồn từ công ty gia đình, đa số họ ủng hộ những quyết định giúp tăng cường hiệu quả hoạt động dài hạn. Thêm vào nữa, những cổ đông lớn, giữ nhiều cổ phần dẫn tới tình trạng thâm tóm quyền lực, thâm tóm lợi ích dẫn đến việc gây bất lợi cho công ty hay các thành viên khác trong công ty. Ngoài ra ảnh hưởng không nhỏ tới giá trị doanh nghiệp còn liên quan tới loại hình doanh nghiệp, các công ty có loại hình doanh nghiệp khác nhau sẽ sở hữu giá trị khác nhau. Để đánh giá giá trị doanh nghiệp ta dựa trên hai chỉ tiêu chính là ROA và ROE.

Có nhiều nhân tố ảnh hưởng tới giá trị của doanh nghiệp, cả chủ quan cả khách quan, cả yếu tố bên trong và bên ngoài như môi trường kinh doanh, môi trường đặc thù, yếu tố nội tại của doanh nghiệp... Đã có rất nhiều nghiên cứu liên quan về những ảnh hưởng tới giá trị doanh nghiệp như Lý thuyết người đại diện hay giả thuyết hội tụ lợi ích và ngăn chặn trên những đối tượng khác nhau của doanh nghiệp. Ở bài nghiên cứu này, chúng tôi có đưa ra năm loại hình sở hữu khác nhau để thấy được sự ảnh hưởng của cấu trúc sở hữu và giá trị doanh nghiệp đó là sở hữu Nhà nước, sở hữu thành viên hội đồng quản trị, sở hữu của nhà quản lý, sở hữu nước ngoài và sở hữu của nhà đầu tư có tổ chức trên 160 công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán tp.HCM trong năm năm liên tiếp. Thông qua việc sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính đa biến dựa vào phương pháp bình phương bé nhất (OLS)- mô hình sử dụng phổ biến trong phân tích kinh tế lượng.

Nghiên cứu cho thấy sở hữu của các cổ đông là nhà nước, sở hữu của ban giám đốc thì không ảnh hưởng đến ROA. Do thứ nhất, tỷ lệ sở hữu của các cổ đông là nhà nước thì rất thấp, các công ty trước đây của nhà nước hiện nay đã thoái vốn gần hết; thứ hai, đối với các công ty cổ phần thì thành phần ban giám đốc chủ yếu là đi thuê bên ngoài nên việc không nắm giữ tỷ lệ phần trăm nào trong công ty là điều rất hiển nhiên. Bên cạnh đó, kết quả nghiên cứu cũng cho thấy nhóm nhà đầu tư có tổ chức thì không ảnh hưởng đến ROE. Nghiên cứu đã chỉ ra rằng nhóm sở hữu của nhà đầu tư nước ngoài giải thích được 2,7% sự thay đổi của ROA và 1.66% cho sự biến động của ROE; sở hữu nhà đầu tư có tổ chức giải thích cũng được 2,7% sự thay đổi của ROA nhưng lại không giải thích được cho sự biến động của ROE; còn sở hữu hội đồng quản trị thì giải thích được 2,2% sự thay đổi của ROA và 2,67% cho sự biến động của ROE. Qua đó ta thấy, cấu trúc sở hữu chỉ ảnh hưởng một phần không lớn đến giá trị của doanh nghiệp còn đâu chủ yếu sự ảnh hưởng là do các nhân tố gián tiếp bên ngoài chẳng hạn như quy mô của doanh nghiệp, môi trường kinh doanh...

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Belkhir, M. 2009, cơ cấu Hội đồng, cơ cấu sở hữu và hoạt động công ty: Bằng chứng từ ngân hàng, Kinh tế ứng dụng tài chính, 19, 19, tr. 1581-1593.
- [2] Bhattacharya, P.S. & Graham, M.A. 2009, “On sở hữu tổ chức và hoạt động công ty: Một quan điểm phân tách”, Tạp chí Quản lý tài chính đa quốc gia, 19, 5, tr. 370-94.
- [3] Chen, Z., Cheung, Y.-L., Stouraitis, A. & Wong, A.W.S. Năm 2005, “chính sách tập trung quyền sở hữu, hiệu suất công ty, và cổ tức tại Hồng Kông”, Tạp chí Tài chính Thái Bình Dương, 13, tr. 431- 49.
- [4] Elyasiani, E. & Jia, J. 2010, “Phân phối sở hữu tổ chức và hoạt động công ty của công ty”, Tạp chí Ngân hàng & Tài chính, 34, 3, tr. 606-20.
- [5] Farinha, J. 2003, “Chính sách cổ tức, quản trị doanh nghiệp và các giả thuyết cổ vị quản lý: một phân tích thực nghiệm”, Tạp chí Tài chính Kinh doanh và Kế toán.
- [6] Boardman, A. E, và ARVining (1989): "Quyền sở hữu và hiệu suất trong môi trường cạnh tranh: Một so sánh về hiệu suất của các doanh nghiệp tư nhân, hỗn hợp, và nhà nước", Tạp chí Kinh tế và Luật;
- [7] Nurhan Adyin và Mustafa Sayim (2007): "Sở hữu nước ngoài và hiệu suất công ty: bằng chứng từ Thổ Nhĩ Kỳ". Tạp chí Nghiên cứu Quốc tế về Tài chính và Kinh tế;
- [8] Rapaport Michael và Hua Sheng Hsia (2010): "Cơ cấu sở hữu và giá trị công ty ở Brazil" Academia.Revista Latinoamericana de Administración. 45, 2010, trang 76-95.
- [9] Wei, Z. và O. Varela (2003): "Nhà nước Vốn chủ sở hữu quyền sở hữu và hoạt động thị trường Công ty:. Bằng chứng từ các hãng tư nhân mới của Trung Quốc" Tạp chí Tài chính Toàn cầu.
- [10] Jensen, G.R., Solberg, D.P. & Zorn, T.S. Năm 1992, quyết tâm đồng thời các chính sách sở hữu trong cuộc, nợ và cổ tức ", Tạp chí tài chính và phân tích định lượng.
- [11] Jensen, M.C. 1986, "chi phí đại lý dòng tiền tự do, tài chính doanh nghiệp và tiếp quản", Tạp chí Kinh tế Mỹ, 76, 2, tr. 323-9.
- [12] Jensen, M.C. & Meckling, W.H. 1976, "Lý thuyết công ty: hành vi quản lý, chi phí cơ quan và cơ cấu sở hữu ", Tạp chí Kinh tế tài chính, 3, 4, tr .305-60.
- [13] Jones, DC, Kalmi, P. & Mygind, N. 2005, "Lựa chọn cơ cấu sở hữu và hoạt động công ty: Bằng chứng từ Estonia, các nền kinh tế hậu Cộng sản, 17, 1, tr. 83-107.
- [14] Kang, Y.S. & Kim, B.Y. 2012, 'Cơ cấu sở hữu và hoạt động công ty: Bằng chứng từ những cải cách doanh nghiệp Trung Quốc, Trung Quốc Economic Review.
- [15] La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. & Vishny, R.W. 2000, "Vấn đề quan và Chính sách cổ tức trên toàn thế giới", Tạp chí Tài chính, 55, 1, tr. 1-33.
- [16] Lâm, K.C.K., Sami, H. & Zhou, H. 2012, "Vai trò của niêm yết chéo, sở hữu nước ngoài và sở hữu nhà nước trong chính sách cổ tức trong một thị trường mới nổi, Trung Quốc Tạp chí Nghiên cứu Kế toán, vol. 5, tr. 199-216.
- [17] Lin, C., Ma, Y., Malatesta, P. & Xuân, Y. 2011, "Cơ cấu sở hữu và chi phí vay vốn của công ty", Tạp chí Kinh tế tài chính, vol. 100, không có. 1, tr. 1-23.
- [18] Margaritis, D. & Psillaki, M. 2010, 'Cơ cấu vốn, quyền sở hữu cổ phần và hiệu suất công ty ", Tạp chí Ngân hàng và Tài chính, vol. 34, no. 3, pp. 621-32.

NGHIÊN CỨU MỐI QUAN HỆ GIỮA KHÍ THẢI CO₂, NĂNG LƯỢNG, TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ VÀ FDI TẠI VIỆT NAM

*SV: Nguyễn Thanh Thủy, Nguyễn Thị Công Phương, Nguyễn Mai Anh,
Trương Duy Sơn, Đỗ Đức Duy, Nguyễn Tam Thiện
Học viện Ngân hàng Hà nội
GVHD: TS. Đỗ Thị Vân Trang*

LỜI MỞ ĐẦU

Việt Nam là một đất nước đang phát triển có tốc độ tăng trưởng nhanh nhất trong khu vực Đông Nam Á, trung bình tăng trưởng GDP khoảng 7,1% (2006-2009), 6,8% trong năm 2010, 6% trong năm 2011, và 6,68% trong năm 2015. Nền kinh tế của Việt Nam được đánh giá là ổn định so với thế giới do có được rất nhiều lợi thế về tự nhiên và con người. Nền kinh tế Việt Nam có tiềm năng lớn cho sự phát triển với quy mô thị trường lên đến 90 triệu dân. Điều này khiến Việt Nam trở thành một thị trường tiềm năng rất lớn với lực lượng lao động dồi dào. Là một dân số trẻ với 58,9% tổng dân số nằm trong độ tuổi lao động, Việt Nam đã và đang cung cấp một thị trường với chi phí lao động rẻ cũng như cải thiện, thu hút lao động có tay nghề, trình độ cao. Tận dụng được các lợi thế về lực lượng lao động, Việt Nam đã thu hút được một lượng lớn vốn FDI từ nhiều quốc gia trên toàn thế giới để hỗ trợ cho sự phát triển nền kinh tế. Dòng vốn FDI vào Việt Nam đã tăng nhanh chóng từ 1,4 tỷ USD năm 1980 đến 1,65 tỷ USD trong năm 1990, Mỹ 20,6 tỷ USD trong năm 2000 và 65,3 USD trong năm 2010 (cơ sở dữ liệu của UNCTAD, 2013). Mức trung bình của tốc độ tăng trưởng hàng năm FDI theo quan sát cho ba thời kỳ là: 1980-1990 bằng 16%; 1991-2000 và 2001-2010 lần lượt là 29,3% và 12,4%. Đi cùng với đó, việc tiêu thụ năng lượng đã tăng đáng kể từ 14.390 kt tương đương dầu (1980) đến 53.450 kt (2009), lượng khí thải CO₂ đã tăng từ 16.820 kt lượng khí thải CO₂ đến 127.160 kt tại cùng một thời gian. Sự tăng trưởng kinh tế cao đã khiến nhu cầu năng lượng và suy thoái môi trường ngày càng tăng do các tác động kinh tế mạnh mẽ ngày càng thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài luồng (FDI) mà lần lượt đã kích thích sự phát triển bản thân nền kinh tế; tiêu thụ năng lượng và suy thoái môi trường. Thêm vào đó, thu nhập bình quân đầu người của Việt Nam mới chỉ dừng lại ở mức trung bình so với thế giới 22000USD/Năm (2015), lượng khí thải CO₂ đang tăng cao, ô nhiễm môi trường, biến đổi khí hậu đang có dấu hiệu nghiêm trọng, nhu cầu sử dụng năng lượng ngày càng tăng cao trong khi đó nguồn năng lượng truyền thống đang ngày càng cạn kiệt. Nước ta lại vẫn còn sản xuất chủ yếu là các nguyên liệu thô chưa qua tinh chế để sử dụng được do không có đủ máy móc thiết bị khiến Việt Nam phải nhập khẩu nhiều hơn nguồn nhiên liệu từ nước ngoài. Có thể nói, trên thực tế nền kinh tế của Việt Nam đang phải chịu nhiều thách thức để có thể phát triển và ổn định trong cả ngắn hạn và dài hạn. Vậy, liệu rằng, tăng trưởng kinh tế, FDI sẽ có ảnh hưởng như thế nào tới nguồn năng lượng cũng như bảo vệ môi trường, khí hậu trước những tác động tiêu cực trên.

Trên thực tế đã có rất nhiều các bài viết nghiên cứu về vấn đề này, tuy nhiên các bài viết vẫn chưa đi sâu vào áp dụng cho thực tiễn. Bài viết này nghiên cứu về mối quan hệ giữa lượng khí thải CO₂, tiêu thụ năng lượng, tăng trưởng kinh tế và FDI ở Việt Nam bằng việc nghiên cứu các số liệu thực tế, thông qua mô hình EKC và các kiểm định Granger, kiểm định đồng liên kết ... để làm rõ các vấn đề tìm ra các mối quan hệ và các tác động qua lại giữa các biến bao gồm tiêu thụ năng lượng bình quân/người, GDP bình quân thực tế/người (GDP), lượng khí thải CO₂ bình quân trên người (CO₂) và FDI nhằm trả lời cho 2 vấn đề:

- Liệu có mối quan hệ nhân quả giữa GDP bình quân thực tế/người, tiêu thụ năng lượng, lượng khí thải CO₂ và FDI với tăng trưởng kinh tế của Việt Nam.
- Giúp tìm ra các giải pháp để khắc phục, ổn định và phát triển bền vững kinh tế của Việt Nam trong cả ngắn hạn và dài hạn đi đôi với việc chống lại biến đổi khí hậu.

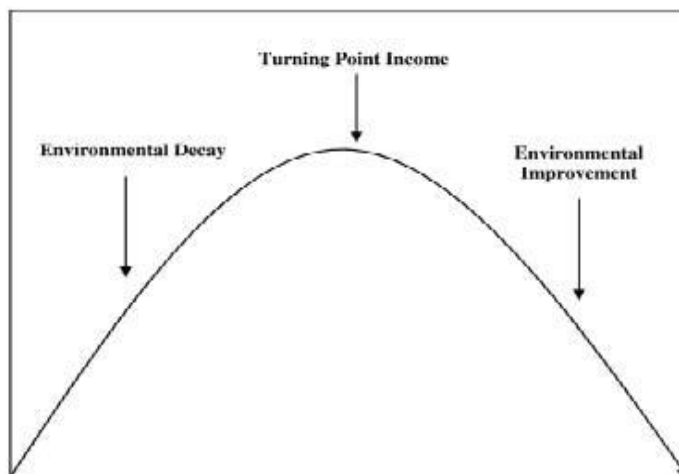
I. TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU

1. Giới thiệu về mô hình

Mối quan hệ giữa chất lượng môi trường và thu nhập đầu người là một trong những mối quan hệ cơ bản được nhiều lý thuyết kinh tế đề cập tới. Ở đây chúng ta dựa trên giả thuyết cơ bản của Simon Kuznets.

Tại cuộc họp thường niên lần thứ 67 của Hiệp hội Kinh tế châu Mỹ vào tháng 12/1954, Simon Kuznets lần đầu tiên giới thiệu về khái niệm đường cong Kuznets, mô tả mối quan hệ giữa phát triển kinh tế và vấn đề bất bình đẳng thu nhập. Đến năm 1991, đường cong Kuznets trở thành một phương tiện để mô tả mối quan hệ giữa chất lượng môi trường và thu nhập đầu người theo thời gian. Các nhà kinh tế đã sử dụng các dữ liệu về môi trường cũng như thu nhập đầu người ở các quốc gia để nghiên cứu về mối quan hệ này. Nhiều bằng chứng đã cho thấy, mức độ suy thoái môi trường và mức thu nhập đầu người cũng tuân theo quy luật đường cong U ngược Kuznets: suy thoái môi trường sẽ gia tăng trong các giai đoạn đầu của phát triển, nhưng cuối cùng sẽ đạt đến đỉnh hay ngưỡng chuyển đổi (turning point) và bắt đầu giảm khi mức thu nhập vượt một ngưỡng nào đó. Đây được gọi là đường cong Kuznets môi trường (EKC). Logic của của đường cong EKC khá dễ hiểu. Vào thời kỳ đầu của quá trình công nghiệp hóa, ô nhiễm gia tăng một cách nhanh chóng do đặt ưu tiên cao cho việc gia tăng năng suất đầu ra, và người dân quan tâm nhiều đến việc làm và thu nhập hơn là không khí hay nguồn nước sạch. Sự phát triển nhanh chóng dẫn đến việc sử dụng nhiều hơn nguồn tài nguyên thiên nhiên và phát thải nhiều hơn các chất ô nhiễm làm suy thoái môi trường trầm trọng. Ở các thời kỳ sau của công nghiệp hóa, khi thu nhập tăng lên, người dân có ý thức hơn về giá trị môi trường, luật pháp, chính sách môi trường cũng như các cơ quan thi hành trở nên nghiêm khắc và hiệu quả hơn, các công nghệ sạch, công nghệ tiên tiến được nghiên cứu và áp dụng rộng rãi tạo điều kiện cải thiện chất lượng môi trường. Rõ ràng, theo lý thuyết đường cong EKC, sự tăng ô nhiễm là không thể tránh khỏi trong giai đoạn đầu của phát triển kinh tế. Tuy nhiên, sẽ rất nguy hiểm nếu người làm chính sách nhầm hiểu ý nghĩa của đường cong EKC ở chỗ ô nhiễm không là vấn đề gì bởi sự tổn hại sẽ tự động phục hồi sau này. Sự phục hồi của chất lượng môi trường có xảy ra hay không, nhanh hay chậm đòi hỏi người làm chính sách phải đưa ra những quyết sách đúng đắn trong việc điều phối nguồn ngân sách tăng lên, nâng cao năng lực của hệ thống quản lý môi trường, nghiên cứu chuyển giao và áp dụng công nghệ sạch, công nghệ tiên tiến, nâng cao ý thức cộng đồng... Ngoài ra, các nhà làm chính sách cũng cần phải chú ý đến ngưỡng phục hồi của môi trường sinh thái. Nếu như tiếp tục phát triển mà không quan tâm đúng mức đến công tác bảo vệ môi trường thì có thể sẽ vượt qua ngưỡng phục hồi của hệ sinh thái trước khi đạt đến ngưỡng chuyển đổi của đường cong EKC. Khi đó, chất lượng môi trường không những không thể phục hồi trở lại cho dù có thực hiện bất cứ biện pháp nào mà còn có thể tác động tiêu cực trở lại sự phát triển kinh tế.

Hình 1.1: Đường cong môi trường EKC



Trên thế giới đã có rất nhiều nghiên cứu về mối quan hệ giữa kinh tế và môi trường dựa trên nền tảng lý thuyết EKC. Các nghiên cứu thực nghiệm về đường cong EKC chủ yếu tập trung vào hai chủ đề chính:

Liệu các chỉ thị của suy thoái môi trường có tuân theo mối quan hệ U ngược với các mức thu nhập đầu người không.

Tính toán điểm ngưỡng chuyển đổi khi chất lượng môi trường cải thiện theo sự tăng lên của thu nhập đầu người.

Các nghiên cứu đầu tiên về mối quan hệ này có thể kể đến các công trình của Grossman và Krueger (1991, 1995) áp dụng EKC lý thuyết để đo lường tác động môi trường tiềm năng về thu nhập trong NAFTA. Chen et al. (2007) và Managi (2008) đã kiểm tra liệu các giả thuyết EKC tồn tại trong nền kinh tế của Trung Quốc và Ấn Độ, tương ứng. Coondoo và Dinda (2008) và Akbostanci et al. (2009) đã thử nghiệm EKC mà tập trung vào hàng loạt động thái thời gian phát thải thu nhập và CO₂. Pao và Tsai (2011) đã nghiên cứu EKC và tìm thấy mối quan hệ nhân quả giữa các khí thải CO₂, tiêu thụ năng lượng và GDP của các nước BRIC, dựa trên chuỗi thời gian đặc tính năng động của các chỉ số này. Hơn nữa, nhiều nghiên cứu cho thấy rằng năng lượng có một mối quan hệ có ý nghĩa với sự phát triển kinh tế, ví dụ, Lee (2005, 2006), Sari và Soyta (2007) và Pao và Tsai (2011). Mặt khác, một số tác giả khác như Keppler và Mansanet-Bataller (2010), Narayan và Narayan (2010) và Pao và Tsai (2010) cho rằng tăng trưởng kinh tế và tiêu thụ năng lượng được đi kèm với suy thoái môi trường trong cả nước phát triển và các nước đang phát triển. Các nghiên cứu này thường sử dụng cơ sở dữ liệu rất lớn, tập hợp từ rất nhiều quốc gia và thành phố trên thế giới, kể cả khu vực phát triển lẫn đang phát triển để tiến hành thống kê phân tích (Vd: GEMS2). Trong thời gian gần đây cũng đã có nhiều quốc gia trên thế giới thực hiện các nghiên cứu về mối quan hệ kinh tế và môi trường đặc thù cho riêng quốc gia mình như Mỹ, Trung Quốc, Đài Loan, Hàn Quốc, ... (Lim, 1997; Hung và Shaw, 2002; Qun và Peng, 2007; Paudel và Susanto, 2008). Hầu hết các nghiên cứu này cũng đều tìm ra được mối quan hệ theo quy luật EKC cũng như xác định được mức ngưỡng thu nhập khi chất lượng môi trường bắt đầu tăng theo thu nhập đầu người cho riêng quốc gia mình. Một số nghiên cứu khác như: Shafik và Bandopadhyay (1992, 1994), Sheldon và Song (1994), Grossman và Krueger (1995), Panayotou (1993) và Cole, Rayner, và Bates (1997). Đa số các nghiên cứu này tập trung vào lĩnh vực ô nhiễm không khí (vd: SO₂, NO_x, SPM, CO). Chỉ có một số ít nghiên cứu quan tâm đến lĩnh vực ô nhiễm nước (vd: BOD, COD, DO, Coliform) và chất thải rắn.

Ở Việt Nam mô hình EKC đã được ứng dụng trong rất nhiều các bài nghiên cứu thành công như “ Kinh tế xanh là nền kinh tế tăng trưởng bền vững, xóa đói giảm nghèo và phát triển công bằng” (Nguyễn Quang Thuấn, Nguyễn Xuân Trung, 2013), "nghiên cứu cơ sở lý luận và kinh nghiệm quốc tế trong việc xây dựng đường cong môi trường kuznets (Environmental Kuznets curve – EKC) và khả năng ứng dụng cho Việt Nam"(Nguyễn Thị Thu Hà-Viện Chiến lược, Chính Sách Tài Nguyên và Môi Trường)... đường cong Kuznets (EKC) thường được sử dụng để biểu thị mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và chất lượng môi trường. Nó dựa trên giả thuyết mối quan hệ chữ U ngược giữa sản lượng của nền kinh tế và thước đo của chất lượng môi trường tính trên đầu người (Kuznets, 1955).

Liệu rằng ở Việt Nam mô hình EKC có thực sự chính xác và đáp ứng được các giả thuyết đưa ra từ mô hình. Qua bài nghiên cứu chúng tôi sẽ giúp bạn hiểu rõ hơn về mối quan hệ nhân quả giữa môi trường và tăng trưởng kinh tế có thật sự áp dụng được ở Việt Nam.

Bài nghiên cứu này nghiên cứu các mối quan hệ nhân quả giữa môi trường, tiêu thụ năng lượng, tăng trưởng kinh tế và dòng vốn FDI của Việt Nam từ năm 1985 đến năm 2015. Các số liệu được đưa vào nghiên cứu sẽ cho thấy rõ các mối quan hệ trên bằng việc đưa chúng vào các mô hình nhằm tìm ra sự tương quan và tỷ lệ cụ thể cho sự tương quan trong mỗi mối quan hệ. Từ đó, có thể đưa ra những đánh giá, nhận xét cũng như những bài học để áp dụng vào thực tế. Dựa trên những yêu cầu trên bài viết được chia làm bốn phần :

Phần I : Tổng quan về bài nghiên cứu

Phần II : Phương pháp nghiên cứu, giải thích các nhân tố và số liệu

Phần III : Kết quả thực nghiệm

Phần IV :Trình bày các kết luận và đưa ra giải pháp

II.PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU, GIẢI THÍCH CÁC NHÂN TỐ VÀ SỐ LIỆU

1.Xác định mô hình

Từ mối quan hệ giữa thu nhập và ô nhiễm không khí.. Trong đó: thu nhập là biến tác động, ô nhiễm không khí là biến nghiên cứu.

Khi kinh tế tăng trưởng, thu nhập tăng lên thì năng lượng cũng được sử dụng nhiều hơn vào các ngành công nghiệp và đầu tư từ nước ngoài (FDI) cũng gia tăng. Đồng nghĩa với việc thu nhập của người dân tăng lên, người dân cũng ý thức hơn về vấn nạn ô nhiễm môi trường mà đại diện ở đây là lượng khí thải CO₂ sẽ là mối đe dọa đến chất lượng cuộc sống. Vì vậy, cần có những đề xuất để giữ vững đà tăng trưởng kinh tế nhưng môi trường cũng phải được bảo vệ như: chính sách của chính phủ, các khía cạnh kĩ thuật, hiệu suất sử dụng năng lượng, các nguồn động cơ, chuyển giao công nghệ,...

Qua các yếu tố cấu thành trên cũng như mối liên hệ của các khái niệm có thể xây dựng mô hình lý thuyết như sau:



Bài nghiên cứu phân tích mối liên hệ giữa biến ngoại sinh là CO₂ và các biến nội sinh là Tăng trưởng kinh tế, năng lượng sử dụng, đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) theo phương trình sau:

$$EM = a + b \text{NLBQ} + c \text{GDPBQ} + d \text{FDIBQ} + u$$

Trong đó:

EM là biến ngoại sinh đại diện là CO₂ phát thải (đơn vị: KT)

Biến nội sinh:

- NLBQ là năng lượng sử dụng bình quân (đơn vị: Kg of oil)
- GDPBQ là tổng sản phẩm quốc nội bình quân đại diện cho thu nhập bình quân của 1 người (đơn vị: USD)
- FDIBQ là đầu tư trực tiếp nước ngoài bình quân (đơn vị: tr USD)
- a, b, c là các hệ số hồi quy

2. Giải thích các nhân tố ảnh hưởng

2.1. Các nhân tố nội sinh (nhân tố độc lập)

a. Tăng trưởng kinh tế

Tăng trưởng kinh tế có tác động tích cực đến nền kinh tế và xã hội vì sự tăng trưởng kinh tế có nghĩa là tăng GDP thực tế và điều này có nghĩa là có một sự gia tăng trong giá trị sản lượng quốc gia. Tăng trưởng kinh tế dẫn đến thu nhập cao hơn, mức sống cao hơn, tạo ra nhiều công ăn việc làm, thu hút vốn đầu tư nước ngoài nhiều hơn, cải thiện các dịch vụ công cộng, ... Do đó, tăng trưởng kinh tế là mục tiêu chiến lược của nhiều quốc gia nói chung và Việt Nam nói riêng.

Tuy nhiên, nếu chúng ta chỉ tập trung vào tăng trưởng kinh tế mà không chú ý đến việc bảo vệ môi trường thì có thể gây ra một số hậu quả nghiêm trọng. Tăng trưởng kinh tế có thể phá hủy môi trường dẫn đến ô nhiễm không khí, ô nhiễm nguồn nước, ô nhiễm đất, ô nhiễm tiếng ồn. Theo thống kê, có hơn 800.000 công ty sản xuất công nghiệp và khoảng 76 khu công nghiệp tại Việt Nam. Và có thể nói rằng tình trạng ô nhiễm môi trường của hầu hết các công ty vẫn còn nghiêm trọng. Các nguồn gây ô nhiễm chủ yếu là từ các doanh nghiệp vừa và nhỏ trong lĩnh vực xi măng, phân bón, hóa chất, nhuộm, xi mạ kim loại, hàng gốm sứ, ... Ô nhiễm môi trường tạo ra ảnh hưởng xấu đến môi trường xung quanh, cạn kiệt nguồn tài nguyên và làm suy giảm tăng trưởng kinh tế.

Việt Nam nằm trong top những nước tiêu thụ năng lượng tương đối lớn so với khu vực và trên thế giới. Tăng trưởng kinh tế liên tục với tốc độ khá cao của Việt Nam giúp cải thiện mức sống của người dân và làm tăng nhu cầu sử dụng năng lượng. Dự báo, tăng trưởng nhu cầu năng lượng của Việt Nam là 8,1-8,7% giai đoạn (2001-2020).

Do đã đạt tới vị trí của một quốc gia có thu nhập trung bình (1300 USD/người/năm 2012), Việt Nam cần có chính sách cho một nền kinh tế có lượng khí thải CO₂ thấp và bảo đảm an ninh năng lượng với biến đổi khí hậu. Việt Nam là quốc gia nằm ở trung tâm của Đông Nam Á, có khí hậu nhiệt đới gió mùa, nắng, gió, mưa nhiều, có điều kiện tự nhiên đặc biệt tốt để phát triển năng lượng tái tạo, với nguồn sinh khối ở mức khoảng 2.500 MW, thủy điện nhỏ ở mức 7.000 MW, điện gió ở mức 3.000 MW... Tuy nhiên, khả năng khai thác nguồn năng lượng này còn khiêm tốn với khoảng 150 MW sinh khối, 1.100 MW thủy điện nhỏ, 55 MW điện gió đã được khai thác(4). Nguyên nhân của tình trạng khai thác không hiệu quả này là do kết cấu hạ

tăng còn hạn chế, chính sách chưa đủ mạnh, nguồn lực hạn hẹp (đặc biệt là nguồn lực về tài chính) trong khi lĩnh vực năng lượng tái tạo đòi hỏi nguồn đầu tư tài chính và nhân lực rất lớn.

Tóm lại, tăng trưởng kinh tế phải đi đôi với việc đạt được sự tiến bộ, công bằng xã hội và bảo vệ môi trường, mà biểu hiện là việc cần giảm lượng khí thải CO₂. Chính vì thế chúng tôi xem xét mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế với tình hình ô nhiễm môi trường tại Việt Nam. Và chọn GDP đại diện cho tăng trưởng kinh tế làm biến để biểu hiện mối quan hệ của nó với lượng khí thải CO₂.

b. Đầu tư trực tiếp nước ngoài FDI

Đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) là nguồn vốn có vai trò quan trọng trong sự tăng trưởng kinh tế các quốc gia, đặc biệt là các quốc gia đang phát triển. Việt Nam không nằm ngoài xu thế đó khi lượng vốn FDI chảy vào có xu hướng tăng qua các năm và được chứng minh có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế.

FDI đã được nhìn nhận như là một trong những trụ cột góp phần vào tăng trưởng kinh tế của Việt Nam. Vai trò của FDI được thể hiện thông qua việc đóng góp vào các yếu tố quan trọng của tăng trưởng kinh tế như: Bổ sung nguồn vốn đầu tư, chuyển giao công nghệ, đẩy mạnh xuất khẩu, tạo việc làm và phát triển nguồn nhân lực. Bên cạnh đó, FDI cũng góp phần thúc đẩy Việt Nam tham gia hội nhập sâu rộng hơn vào nền kinh tế thế giới.

Việt Nam là nước có tốc độ tăng trưởng kinh tế cao, do đó trong những năm qua đã thu hút được một lượng không nhỏ vốn FDI. Trong những năm 2003-2008, lượng vốn FDI chảy vào Việt Nam tăng trưởng mạnh với giá trị FDI thực hiện tăng từ 2650 lên 11500 triệu USD, và FDI giải ngân tăng từ 1450 triệu USD lên 9579 triệu USD. Vì đây là giai đoạn kinh tế Việt Nam có những bước tăng trưởng vượt bậc, tốc độ tăng trưởng GDP liên tục đạt trên 8%/năm trong các năm 2005, 2006 và 2007. Từ năm 2003-2014, Việt Nam đã thu hút được hơn 2.000 dự án FDI đầu tư mới, gần một nửa trong số đó tập trung vào ngành sản xuất với lợi thế nhân lực dồi dào và chi phí rẻ.

FDI là chỉ số thể hiện sự ổn định về nhiều mặt của một đất nước như chính trị, an ninh, kinh tế, xã hội... Nhưng không phải dự án nào cũng đem lại lợi ích thực sự. Có khi những nguồn lợi có được phải trả một giá cao hơn nhiều như việc xuất hiện những dự án khai thác khoáng sản ô ạt, tàn phá môi trường, làm ảnh hưởng đến nhiều thị trường khác, nhất là dịch vụ du lịch...

Qua số liệu điều tra của Tổng cục Môi trường, Bộ Tài nguyên và Môi trường, trong hơn 10 năm trở lại đây, không chỉ nhiều dự án gây ô nhiễm môi trường nước, không khí đã được thực hiện ở Việt Nam, mà còn có nhiều dự án FDI thâm dụng năng lượng và có cường độ phát thải khí CO₂ cao được đưa vào đầu tư tại Việt Nam.

Chính bởi sự tác động của nguồn vốn FDI lên nền kinh tế Việt Nam nên chúng tôi đã chọn nó làm một trong những nhân tố quan trọng có ảnh hưởng đến chất lượng môi trường tại Việt Nam để nghiên cứu.

c. Sử dụng năng lượng

An ninh năng lượng được coi là “chìa khóa” để các quốc gia tránh được nguy cơ tăng trưởng kinh tế phụ thuộc vào vấn đề năng lượng và đáp ứng được mục tiêu phát triển thiên niên kỷ của Cộng đồng quốc tế. Tuy nhiên, việc sử dụng năng lượng ngày càng nhiều đã tác động tiêu cực đến sự phát triển, làm cho trái đất nóng lên, tăng phát thải khí nhà kính...

Việt Nam nằm trong top những nước tiêu thụ năng lượng tương đối lớn so với khu vực và trên thế giới. Tăng trưởng kinh tế liên tục với tốc độ khá cao của Việt Nam giúp cải thiện mức sống của người dân và làm tăng nhu cầu sử dụng năng lượng. Dự báo, tăng trưởng nhu cầu năng lượng của Việt Nam là 8,1-8,7% giai đoạn (2001-2020).

Do đã đạt tới vị trí của một quốc gia có thu nhập trung bình (1300 USD/người/năm 2012), Việt Nam cần có chính sách cho một nền kinh tế có lượng khí thải CO₂ thấp và bảo đảm an ninh năng lượng với biến đổi khí hậu.

Việt Nam là quốc gia nằm ở trung tâm của Đông Nam Á, có khí hậu nhiệt đới gió mùa, nắng, gió, mưa nhiều, có điều kiện tự nhiên đặc biệt tốt để phát triển năng lượng tái tạo, với nguồn sinh khối ở mức khoảng 2.500 MW, thủy điện nhỏ ở mức 7.000 MW, điện gió ở mức 3.000 MW... Tuy nhiên, khả năng khai thác nguồn năng lượng này còn khiêm tốn với khoảng 150 MW sinh khối, 1.100 MW thủy điện nhỏ, 55 MW điện gió đã được khai thác(4). Nguyên nhân của tình trạng khai thác không hiệu quả này là do kết cấu hạ tầng còn hạn chế, chính sách chưa đủ mạnh, nguồn lực hạn hẹp (đặc biệt là nguồn lực về tài chính) trong khi lĩnh vực năng lượng tái tạo đòi hỏi nguồn đầu tư tài chính và nhân lực rất lớn.

Qua đây ta thấy được việc sử dụng năng lượng như thế nào có tác động rất lớn đến nền kinh tế và chất lượng môi trường. Vì thế chúng tôi chọn năng lượng được sử dụng làm biến độc lập để xem xét mối quan hệ của nó với lượng phát thải CO₂.

2.2. Nhân tố ngoại sinh (Phát thải CO₂)

Trong những năm đầu thực hiện đường lối đổi mới, vì tập trung ưu tiên phát triển kinh tế và cũng một phần do nhận thức hạn chế nên việc gắn phát triển kinh tế với bảo vệ môi trường chưa chú trọng đúng mức. Tình trạng tách rời công tác bảo vệ môi trường với sự phát triển kinh tế - xã hội diễn ra phổ biến ở nhiều ngành, nhiều cấp, dẫn đến tình trạng gây ô nhiễm môi trường diễn ra phổ biến và ngày càng nghiêm trọng. Đối tượng gây ô nhiễm môi trường chủ yếu là hoạt động sản xuất của nhà máy trong các khu công nghiệp, hoạt động làng nghề và sinh hoạt tại các đô thị lớn. Ô nhiễm môi trường bao gồm

3 loại chính là: ô nhiễm đất, ô nhiễm nước và ô nhiễm không khí. Trong ba loại ô nhiễm đó thì ô nhiễm không khí tại các đô thị lớn, khu công nghiệp và làng nghề là nghiêm trọng nhất, mức độ ô nhiễm vượt nhiều lần tiêu chuẩn cho phép.

Theo đánh giá mới đây của Ngân hàng thế giới tại Việt Nam, với 59 điểm trong bảng xếp hạng chỉ số hiệu quả hoạt động môi trường, Việt Nam đứng ở vị trí 85/163 các nước được xếp hạng. Các nước khác trong khu vực như Philippines đạt 66 điểm, Thái Lan 62 điểm, Lào 60 điểm, Trung Quốc 49 điểm, Indonesia 45 điểm,... Còn theo kết quả nghiên cứu khác vừa qua tại Diễn đàn Kinh tế thế giới Davos, Việt Nam nằm trong số 10 quốc gia có chất lượng không khí thấp và ảnh hưởng nhiều nhất đến sức khỏe.

Ô nhiễm môi trường đặc biệt là ô nhiễm không khí, trong đó khí thải CO₂ đang là vấn đề nóng trên toàn thế giới hiện nay. Báo cáo tổng hợp đánh giá về thực trạng biến đổi khí hậu toàn cầu trong 7 năm qua do Ủy ban Liên chính phủ về Biến đổi khí hậu (IPCC) công bố vào ngày 2/11/2014 tại Copenhagen, Đan Mạch cho biết: Lượng khí CO₂ hiện đang ở mức cao nhất trong ít nhất 800.000 năm qua. Một số hậu quả đã được quan sát rõ rệt, như nước biển dâng cao, nước các đại dương ấm hơn và có nồng độ axit cao hơn trước, đồng thời tình trạng tan chảy của các sông băng vĩnh cửu và Bắc Băng Dương.

Việt Nam cũng là nước đang chịu tác động trực tiếp từ hậu quả của hiệu ứng nhà kính. Trong 50 năm qua, nhiệt độ của Việt Nam tăng 0,5 độ C, nước biển dâng 20 cm, thiệt hại

khoảng 1,5% GDP. Lượng khí thải CO₂ tăng lên làm cho khí hậu biến đổi ngày càng phức tạp, thiên tai diễn ra ngày càng nhiều và diễn biến ngày càng nguy hiểm.

2.3. Mối quan hệ của các nhân tố nội sinh

a. Tăng trưởng kinh tế và vấn đề năng lượng

Tăng trưởng kinh tế gắn liền với gia tăng nhu cầu tiêu thụ năng lượng, đặc biệt là điện năng. Tăng trưởng kinh tế càng nhanh đòi hỏi nguồn năng lượng sử dụng càng lớn. Với tốc độ phát triển của kinh tế thế giới và nhu cầu tiêu thụ năng lượng, nguồn năng lượng truyền thống đang cạn kiệt dần. Sự phụ thuộc ngày một nhiều vào việc nhập khẩu nguyên nhiên liệu có thể làm kìm hãm tốc độ tăng trưởng kinh tế dẫn đến tình trạng bất ổn xã hội. Vì lẽ đó, an ninh năng lượng được xem là có quan hệ mật thiết tới sự tăng trưởng kinh tế và ổn định chính trị - xã hội.

b. Tăng trưởng kinh tế và đầu tư trực tiếp nước ngoài

Tại Việt Nam khi lượng vốn FDI chảy vào có xu hướng tăng qua các năm và được chứng minh có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế. Với dấu mốc quan trọng là sự ra đời của Luật đầu tư nước ngoài (1987), Việt Nam đã bắt đầu quá trình mở cửa hội nhập, và tiếp nhận dòng vốn FDI như một yếu tố bổ sung cho sự thiếu hụt vốn đầu tư trong nước. Kể từ đó, dòng vốn FDI vào Việt Nam tăng lên đáng kể cả về chất và lượng. Có nhiều quan điểm nêu lên FDI đã có những tác động tích cực đối với nền kinh tế Việt Nam như tạo việc làm, tăng thu nhập cho người lao động, đẩy mạnh xuất khẩu, góp phần cải thiện cán cân thanh toán quốc tế,... Tuy nhiên, cũng không ít những ý kiến trái chiều được đưa ra khi cho rằng đầu tư FDI quá nhiều sẽ dẫn đến tình trạng “bong bóng” của một số ngành, như bất động sản (BDS), hay thị trường chứng khoán (TTCK) của Việt Nam trong thời gian qua, gây hại cho nền kinh tế nước nhà. Mặt khác, đề cập đến câu hỏi “Liệu tăng trưởng kinh tế có phải là một trong những nhân tố thu hút FDI vào Việt Nam?”, cũng xuất hiện nhiều luồng ý kiến. Về mặt lý thuyết, kinh tế tăng trưởng đồng nghĩa với mang lại nhiều lợi nhuận cho các nhà đầu tư nên sẽ thu hút FDI; nhưng liệu thực tế Việt Nam có đúng như vậy? Có thể thấy, mối quan hệ hai chiều giữa tăng trưởng kinh tế và FDI không chỉ được nhiều học giả trong và ngoài nước quan tâm nghiên cứu, mà còn được các nhà hoạch định chính sách chú ý, đặc biệt là đối với các nước đang phát triển như Việt Nam.

2.4. Các bài viết nghiên cứu cùng chủ đề

Linh và Lin (2014) nghiên cứu mối quan hệ giữa phát thải CO₂, nhu cầu sử dụng năng lượng, FDI và tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam từ 1980 – 2010 dựa trên cách tiếp cận EKC, kiểm định đồng liên kết và kiểm định nhân quả Granger. Kết quả nghiên cứu cho thấy lượng phát thải CO₂ sẽ bắt đầu giảm khi thu nhập bình quân đầu người đạt 2,226 USD/ năm tuy nhiên kết quả này lại không có ý nghĩa về mặt thống kê. Điều này cho thấy với trường hợp của Việt Nam thì giả thuyết đường cong EKC không được khẳng định. Bằng cách sử dụng phương pháp kiểm định nhân quả Granger, các tác giả đã cho thấy có tồn tại mối quan hệ nhân quả hai chiều trong ngắn hạn giữa FDI và thu nhập cũng như giữa FDI và nhu cầu sử dụng năng lượng. Kết quả nghiên cứu cũng cho thấy mối quan hệ nhân quả hai chiều trong dài hạn giữa CO₂ và thu nhập, nhu cầu sử dụng năng lượng và thu nhập, nhu cầu sử dụng năng lượng và FDI, thu nhập và FDI. Trong ngắn hạn và dài hạn đều cho thấy mối quan hệ giữa FDI và thu nhập cho thấy việc gia tăng thu nhập bình quân đầu người sẽ thu hút được nhiều hơn các nguồn vốn nước ngoài và ngược lại, các dòng vốn FDI cũng góp phần giúp cải thiện thu nhập bình quân đầu người ở Việt Nam. Cuối cùng, mối quan hệ nhân quả hai chiều trong dài hạn giữa FDI và nhu cầu sử dụng năng lượng cũng như tác động của CO₂ đã cho thấy mối quan hệ chặt chẽ giữa

FDI, nhu cầu sử dụng năng lượng và suy thoái môi trường. Mọi quan hệ này cho thấy FDI và nhu cầu sử dụng năng lượng có mối tương quan dương và điều này đã củng cố thêm cho giả thuyết nơi trú ẩn ô nhiễm.

3.Số liệu

Nghiên cứu mối quan hệ giữa khí thải CO₂, phụ thuộc vào tăng trưởng kinh tế (GDP), sử dụng năng lượng và đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) của Việt Nam từ năm 1985 – 2014 (30 năm). Các biến số gồm: CO₂ phát thải (đơn vị: KT); năng lượng sử dụng bình quân (đơn vị: Kg of oil); tổng sản phẩm quốc nội bình quân đại diện cho thu nhập bình quân của 1 người (đơn vị: USD); đầu tư trực tiếp nước ngoài bình quân (đơn vị: tr USD). Được lấy từ nguồn số liệu của World bank và tổ chức liên hợp quốc Unctadstat.

III.KẾT QUẢ VÀ THỰC NGHIỆM

1.Kết quả

Sử dụng phương pháp ước lượng kinh tế bằng phần mềm Eviews ta thu được kết quả sau: Các ước lượng điểm cho các tham số với các giá trị sau:

$$a = -51085.4303011$$

$$b = 245.953119438$$

$$c = 45.0144675386$$

$$d = -1.4887620564$$

Phương trình có dạng:

$$EM = -51085.4303011 + 245.953119438 * NLBQ + 45.0144675386 * GDPBQ - 1.4887620564 * FDI$$

Khi đó:

$R^2 = 0,996739$ tức là biến thành phần giải thích được 99,6739% biến phụ thuộc.

Sai số tiêu chuẩn S.E. of regression = 3735.486, giá trị trung bình của biến phụ thuộc CO₂ là 76885.83

Giá trị p-value của các biến giải thích đều nhỏ hơn 0.05 nên độ phù hợp của các biến độc lập là rất tốt.

Nhận xét:

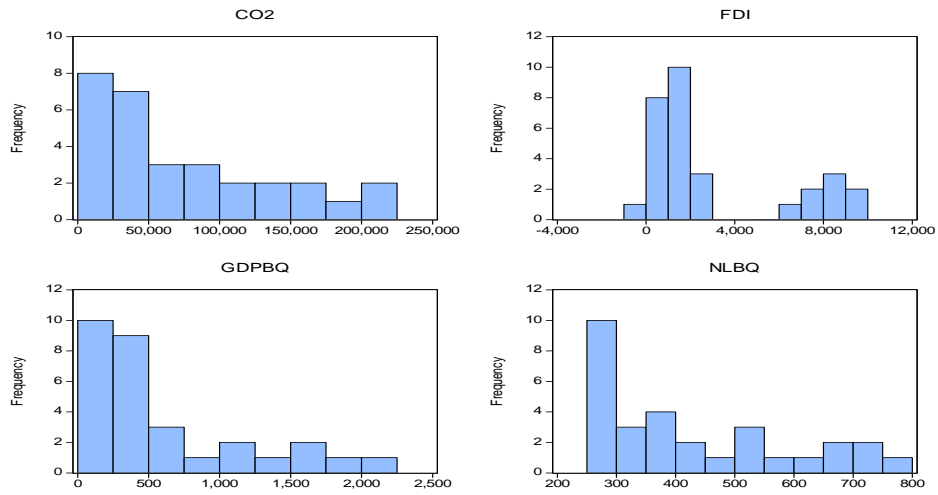
Năng lượng bình quân sử dụng một năm của người Việt Nam càng tăng thì lượng khí thải CO₂ trong năm tại Việt Nam càng lớn. Cụ thể Năng lượng bình quân sử dụng tăng 1 kg dầu/ng thì lượng khí thải CO₂ tại Việt Nam tăng 245.9531 nghìn tấn (trong điều kiện FDI và GDPBQ không đổi).

Đầu tư trực tiếp nước ngoài vào Việt Nam (FDI) càng tăng thì lượng khí thải CO₂ trong năm tại Việt Nam càng giảm. Cụ thể khi FDI giảm 1 trUSD thì lượng khí thải CO₂ tại Việt Nam giảm 1.48876 nghìn tấn (trong điều kiện NLBQ và GDPBQ không đổi).

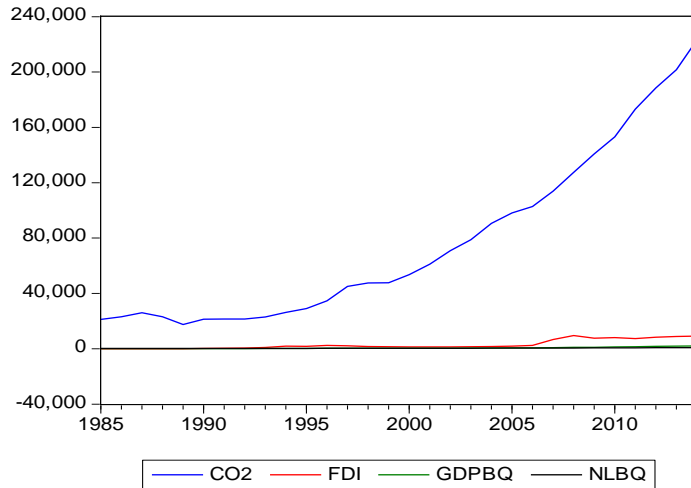
Tổng sản phẩm quốc nội bình quân đầu người (GDP/ng) và lượng khí thải CO₂ trong năm tại Việt Nam tác động cùng chiều, GDP bình quân cứ tăng 1 USD/ng thì lượng khí thải CO₂ tại Việt Nam tăng lên 45.01447 nghìn tấn (trong điều kiện NLBQ và FDI không đổi).

Kết luận: mô hình phù hợp ở mức tốt

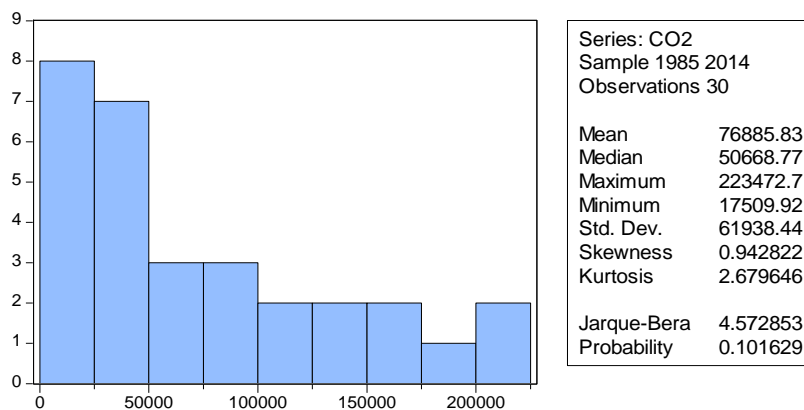
Hình II.1: Đồ thị thống kê các biến



Hình II.2: Đồ thị các biến



Hình II.3: Đồ thị thống kê miêu tả cho CO2



Nhận thấy Probability = 0.101629 > $\alpha = 0.05$, nên biến CO2 có phân phối chuẩn.

2. Kiểm định

2.1. Kiểm định Wald – kiểm tra sự có mặt của biến không cần thiết

a. Kiểm tra đồng thời 3 biến NLBQ, GDPBQ, FDI

Nhận xét:

Từ kết quả trên ta thấy được giá trị Probability của F-statistic = 0.0000 < 0.05 (mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$) vậy bác bỏ giả thiết H_0 , nghĩa là các biến giải thích NLBQ,GDPBQ, FDI đồng thời ảnh hưởng đến biến phụ thuộc CO2.

b.Kiểm định Wald với biến NLBQ

Nhận xét:

Từ kết quả trên ta thấy được giá trị Probability của F-statistic = 0.0000 < 0.05 (mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$) vậy bác bỏ giả thiết H_0 , nghĩa là các biến giải thích NLBQ đưa vào mô hình là hợp lý.

c.Kiểm định Wald với biến FDI

Nhận xét:

Từ kết quả trên ta thấy được giá trị Probability của F-statistic = 0.0175 < 0.05 (mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$) vậy bác bỏ giả thiết H_0 , nghĩa là các biến giải thích FDI đưa vào mô hình là hợp lý.

d.Kiểm định Wald với biến GDPBQ

Nhận xét:

Từ kết quả trên ta thấy được giá trị Probability của F-statistic = 0.0000 < 0.05 (mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$) vậy bác bỏ giả thiết H_0 , nghĩa là các biến NLBQ,GDPBQ, FDI giải thích đồng thời ảnh hưởng đến biến phụ thuộc CO2.

Kết luận chung: qua việc kiểm định Wald cho đồng thời 3 biến rồi lần lượt cho từng biến, ta nhận thấy cả 3 biến NLBQ, FDI, GDPBQ đều cần thiết cho mô hình.

2.2.Kiểm định White

Nhận xét:

H_0 : MH không xảy ra hiện tượng phương sai

H_1 : MH có hiện tượng phương sai

Obs*R-squared = $nR^2 = 14.88744 < X_{0.05}^2(9) = 16.918978$

Ngoài ra, Prob. Chi-Square (9) của Obs*R-squared có giá trị là 0.0941 > 0.05 (mức ý nghĩa α) , vậy chấp nhận giả thiết H_0 .

Nghĩa là mô hình không xảy ra hiện tượng phương sai thay đổi.

2.3.Kiểm định BG

H_0 : MH không có Tự tương quan

H_1 : MH có Tự tương quan

Ta thấy $(n-p)R^2 = 6.801805$ với xác suất Prob. Chi-Square(2) = 0.0333.

Giá trị p-value này nhỏ hơn mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$, vậy bác bỏ giả thiết H_0 , nghĩa là mô hình có hiện tượng tự tương quan bậc 2.

2.4.Kiểm định bổ sót biến bằng kiểm định Ramsey (p=2)

H_0 : MH không thiếu biến/dạng hàm đúng

H_1 : MH thiếu biến/dạng hàm sai

PP kiểm định P-value

Prob(F-statistic) 0.0036 < 0,05

→ Bác bỏ H_0 , chấp nhận H_1

→ Mô hình thiếu biến/dạng hàm sai

2.5.Kiểm định đồng liên kết theo phương pháp Johansen

Thực hiện kiểm định đồng liên kết các chuỗi dữ liệu trong mô hình theo phương pháp Johansen.

Ghi chú: Giả thiết H_0 là có tối đa r mối quan hệ đồng liên kết giữa các chuỗi dữ liệu. Mức ý nghĩa thống kê trong kiểm định của Johansen là 5%.

Theo tính toán của nhóm nghiên cứu từ phần mềm Eview, kết quả kiểm định mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến trong mô hình cho thấy có một mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến trong mô hình.

2.6. Kiểm định nhân quả Granger

Thực hiện kiểm định nguyên nhân kết quả giữa các biến CO₂, GDPBQ, NLBQ, FDI ta có được bảng số liệu sau:

Nhận xét: Kết quả hồi quy cho thấy

Với mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$: kết quả bác bỏ giả thuyết H_0 : NLBQ có mối quan hệ 1 chiều với GDP, NLBQ có mối quan hệ 1 chiều với FDI, CO₂ có mối quan hệ 1 chiều với FDI. Do hiệp phương sai giữa các biến độc lập và biến phụ thuộc dương nên các biến độc lập có quan hệ cùng chiều với nhau.

Với mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$: kết quả chấp nhận giả thuyết H_0 : các biến độc lập không có tác động đến sự thay đổi của biến phụ thuộc (với độ trễ được xác định là 2 năm): GDP không có mối quan hệ nhân quả với NLBQ, FDI không có mối quan hệ nhân quả với NLBQ, FDI không có mối quan hệ nhân quả với CO₂, NLBQ không có mối quan hệ nhân quả với CO₂, CO₂ không có mối quan hệ nhân quả với GDP, CO₂ không có mối quan hệ nhân quả với NLBQ, GDP không có mối quan hệ nhân quả với FDI.

KẾT LUẬN

Bài nghiên cứu này của chúng tôi xem xét các nghiên cứu thực nghiệm đối phó với hiện tượng EKC trong trường hợp của nền kinh tế Việt Nam. Tuy nhiên, dựa trên các kết quả thực nghiệm, không có sự tồn tại đáng kể của một EKC trong quá trình tiến độ phát triển kinh tế. Điều này có nghĩa rằng không có bằng chứng trong các tài liệu của mức thu nhập mà suy thoái môi trường bắt đầu giảm. Thứ hai, nghiên cứu này điều tra các mối quan hệ năng động giữa khí thải CO₂, tiêu thụ năng lượng, FDI và tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam từ năm 1985 đến năm 2014. Bằng cách sử dụng các bài kiểm tra quan hệ nhân quả Granger trong bối cảnh VCEM, bài viết này tìm thấy hai mối quan hệ hai chiều ngắn hạn giữa dòng fdi với mức tiêu thụ thu nhập và năng lượng của Việt Nam.

Trong dài hạn, có năm dài hạn mối quan hệ nhân quả hai chiều trong đó bao gồm CO₂ - thu nhập, CO₂ - FDI, mức tiêu thụ năng lượng - thu nhập, tiêu thụ năng lượng - FDI và thu nhập - FDI. Cả hai ngắn hạn và dài hạn mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa thu nhập và FDI cho thấy sự gia tăng thu nhập của Việt Nam sẽ thu hút thêm vốn từ nước ngoài. Ngược lại, dòng vốn FDI thúc đẩy để mở rộng và tăng thu nhập quốc dân.

Cả trong hai ngắn hạn và dài hạn mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa thu nhập và fdi cho biết rằng sự gia tăng thu nhập của Việt Nam sẽ thu hút thêm vốn đầu tư từ nước ngoài,

Ngược lại, dòng vốn FDI có thể thúc đẩy để mở rộng và tăng thu nhập quốc dân. Cuối cùng, trong dài hạn quan hệ nhân quả hai chiều giữa dòng fdi và tiêu thụ năng lượng cũng như các quan hệ nhân quả theo một chiều của khí thải CO₂ tác động đến dòng vốn fdi bao hàm mối quan hệ chặt chẽ giữa fdi, năng lượng tiêu thụ và suy thoái môi trường. Trong các mối quan hệ, tiêu thụ năng lượng tăng lên khi tăng FDI tại nước sở tại.

Thứ ba, các vòng hai chiều dài chạy giữa dòng vốn FDI và tiêu thụ năng lượng cũng như lượng khí thải CO₂ và dòng vốn FDI bao hàm mối quan hệ khép kín của FDI - tiêu thụ năng lượng - giảm môi trường. Trong các mối quan hệ, tiêu thụ năng lượng tăng lên khi tăng FDI tại nước sở tại.

Cuối cùng, kết quả thực nghiệm đã phát hiện ra sự tồn tại của các mối quan hệ nhân quả giữa các chất gây ô nhiễm môi trường, tiêu thụ năng lượng, tăng trưởng kinh tế và thu hút FDI. liên quan đến bảo vệ môi trường và phát triển kinh tế, sự tồn tại của quan hệ nhân quả lâu dài trong khí thải CO₂ - tiêu thụ năng lượng - tăng trưởng kinh tế - FDI đặt ra những thách thức quan trọng đối với các nhà hoạch định chính sách Việt Nam. Các quan hệ nhân quả hai chiều giữa tăng trưởng kinh tế và sử dụng năng lượng cho thấy các biến này là cùng nhau quyết tâm và ảnh hưởng lẫn nhau cùng một lúc. Hơn nữa, các vòng hai chiều giữa khí thải CO₂ và tiêu thụ năng lượng với thu nhập có nghĩa là Việt Nam đã phát triển nền kinh tế thông qua việc tăng tiêu thụ năng lượng của nó. Trong khi đó, các quy định về bảo vệ môi trường là yếu, cho phép nhập cảnh của công nghệ năng lượng không hiệu quả đã gây lãng phí năng lượng. Dường như Việt Nam tập trung vào việc đẩy mạnh tăng trưởng kinh tế mà không thực hiện các biện pháp cần thiết để bảo vệ môi trường. Những kết quả này cần được xem là một biện pháp phòng ngừa để các nhà hoạch định chính sách mà thiếu pháp luật bảo vệ môi trường sẽ đẩy nhanh sự suy thoái môi trường của đất nước họ. Việt Nam cần ban hành luật mới nghiêm ngặt hơn đòi hỏi việc sử dụng các công nghệ tiết kiệm năng lượng, có thể làm giảm lượng khí thải CO₂ trong quá trình tăng trưởng kinh tế.

Những phát hiện này ủng hộ giả thuyết ô nhiễm nơi trú ẩn, các quy định về môi trường nghiêm ngặt hơn sẽ thu hút nhiều hơn dòng vốn fdi thứ mà sẽ làm tăng thêm ô nhiễm môi trường. Về bảo vệ môi trường và kinh tế việc phát triển, sự tồn tại của quan hệ nhân quả lâu dài giữa khí thải CO₂- Tiêu thụ năng lượng - tăng trưởng kinh tế - FDI là điểm quan trọng thách thức đối với các nhà hoạch định chính sách của Việt Nam. Có vẻ như Việt Nam tập trung vào việc đẩy mạnh tăng trưởng kinh tế, nhưng không thực hiện biện pháp bảo vệ môi trường cần thiết. Những kết quả này có thể được xem là một biện pháp phòng ngừa để các nhà hoạch định chính sách việc chưa đầy đủ về luật môi trường để đẩy nhanh sự suy thoái môi trường của đất nước họ. Để giảm lượng khí thải CO₂ và để tránh một hiệu ứng bất ngờ về tăng trưởng kinh tế, Việt Nam nên thực hiện một chiến lược kép tăng đầu tư cơ sở hạ tầng năng lượng và năng lượng ban hành chính sách bảo tồn để tăng hiệu quả năng lượng và giảm lãng phí năng lượng. Thực thi pháp luật nghiêm ngặt hơn đòi hỏi việc sử dụng các công nghệ tiết kiệm năng lượng hiệu quả hơn, nên giảm lượng khí thải CO₂ trong việc theo đuổi tăng trưởng kinh tế.

TÓM LẠI:

Sự tăng trưởng nhanh của kinh tế Việt Nam thời gian qua chủ yếu dựa vào các nguồn lực cơ bản như: Vốn, lao động và đặc biệt là tài nguyên thiên nhiên (UBKT Quốc Hội, 2012). Việc sử dụng quá nhiều nguồn tài nguyên, đặc biệt là năng lượng hóa thạch đã làm gia tăng lượng khí thải CO₂ trong nền kinh tế. Tỷ lệ sử dụng năng lượng hóa thạch so với tổng năng lượng sử dụng tăng nhanh từ mức 29,57% vào năm 1985 và đạt 71,05% trong năm 2011. Trong khi đó lượng khí CO₂ mà nền kinh tế thải ra đạt mức 0,3595 tấn/người trong năm 1985 thì đến năm 2010 đã lên đến 1,7281 tấn/người. Bên cạnh đó, kết quả phân tích cũng cho thấy, có mối quan hệ rõ ràng giữa lượng khí thải CO₂ và mức thu nhập bình quân đầu người tại Việt Nam trong giai đoạn này với mức độ giải thích của mô hình là 99,67%. Với những phân tích như trên, có thể thấy rằng mục tiêu phát triển bền vững của Việt Nam vẫn còn rất nhiều việc phải làm. Tuy

vậy, một tín hiệu rất tích cực từ phía Chính phủ đó là đưa ra chiến lược phát triển bền vững Việt Nam giai đoạn 2011- 2020. Mục tiêu của Chiến lược là tăng trưởng bền vững, nhất là tăng trưởng xanh.

Chính vì vậy với quy mô dân số được dự báo gần 100 triệu dân vào năm 2020 và mục tiêu trở thành nước công nghiệp theo hướng hiện đại, nền kinh tế Việt Nam không còn là nền kinh tế nhỏ, nhu cầu tiêu thụ năng lượng cho sản xuất, giao thông vận tải và sinh hoạt sẽ rất lớn. Trước bối cảnh toàn cầu hiện nay, sự cạnh tranh nguồn lực khan hiếm càng khắc nghiệt, sự đe dọa do biến đổi khí hậu đã đỉnh điểm, quá trình phát triển ở mọi nước đều không thể tách rời việc giảm phát thải ra môi trường để bảo vệ trái đất cho thế hệ tương lai. Việc quản lý phát thải xấu đến môi trường và áp dụng công nghệ hiện đại để giảm tiêu hao nhiên liệu, sử dụng tiết kiệm, phát triển các nguồn năng lượng mới phải được thúc đẩy với những biện pháp mạnh ngay từ bây giờ, và Việt Nam không nằm ngoài tiến trình này.

IV. GIẢI PHÁP VÀ ĐỀ XUẤT

Vì vậy, để đạt được các mục tiêu trong chiến lược của Chính phủ về tăng trưởng xanh như đã nêu trên, Việt Nam cần đặc biệt quan tâm những vấn đề chính sau đây:

Thứ nhất: Hoàn thiện khung pháp lý để khuyến khích các ngành kinh tế, các doanh nghiệp sử dụng hiệu quả tài nguyên thiên nhiên, chuyển hướng sử dụng các yếu tố nguyên liệu đầu vào truyền thống sang sử dụng các loại nguyên liệu thay thế, hạn chế tiến tới xóa bỏ những ngành sử dụng lãng phí tài nguyên thiên nhiên, gây ô nhiễm môi trường. Những biện pháp có thể hướng đến như:

Giảm thuế đối với những doanh nghiệp sử dụng các dạng nguyên liệu, vật liệu thân thiện với môi trường, tăng thuế đầu vào đối với những doanh nghiệp sử dụng các dạng nguyên, nhiên liệu hóa thạch, v.v...

Hỗ trợ thị trường cho những doanh nghiệp thực hiện tốt các yêu cầu về bảo vệ môi trường, v.v...

Thứ hai: Chính phủ cần có chính sách cụ thể hơn để khuyến khích các thành phần kinh tế, các tổ chức, cá nhân nghiên cứu, ứng dụng rộng rãi những công nghệ hiện đại trong quá trình sản xuất, tiêu dùng nhằm sử dụng hiệu quả tài nguyên thiên nhiên, giảm phát thải khí nhà kính, góp phần ứng phó hiệu quả với diễn biến của biến đổi khí hậu. Một số biện pháp có thể giải quyết vấn đề này, như:

Chính sách tín dụng ưu đãi cho những doanh nghiệp chuyển đổi công nghệ mới, tiêu hao ít nhiên liệu,

Xây dựng các tiêu chuẩn phát thải nghiêm ngặt cho những khu vực và địa bàn có mức độ ô nhiễm và nguy cơ cao về môi trường;

Hình thành thị trường giấy phép thải có thể chuyển nhượng đối với những ngành có khả năng gây ô nhiễm cao, v.v...

Thứ ba: Cần xây dựng cơ chế đền bù cụ thể hơn giữa những người gây ra ô nhiễm trả tiền, đặc biệt là những chất ô nhiễm gây ra từ quá trình sản xuất và tiêu dùng. Mặc dù, chúng ta đã áp dụng cơ chế người gây ô nhiễm phải trả tiền nhưng khung pháp lý vẫn còn thiếu và nhiều kẽ hở. Tuy nhiên, những việc đã được phát hiện gần đây trong hoạt động kinh tế của các doanh nghiệp nước ta là rất phức tạp. Vì vậy, để biện pháp này được sử dụng đảm bảo một cách tích cực, cần thiết phải:

Các cơ quan quản lý nhà nước các cấp cần thường xuyên theo dõi diễn biến về các vấn đề môi trường để đánh giá mức độ nguy hại của các nhà sản xuất, người tiêu dùng đối với xã hội;

Hỗ trợ pháp lý cho người dân trong quá trình giải quyết các tranh chấp về môi trường;

Sử dụng các công cụ kinh tế cho việc giải quyết các vấn đề môi trường, như đánh thuế phát thải trên mỗi đơn vị CO₂ thải ra, v.v...

Thứ tư: Nâng cao đời sống nhân dân thông qua việc tạo thêm việc làm từ các ngành công nghiệp, nông nghiệp, dịch vụ xanh và cải thiện chất lượng cuộc sống thông qua việc xây dựng hạ tầng xanh, lối sống thân thiện với môi trường. Để làm được điều này cần sự vào cuộc quyết liệt của các cá nhân, doanh nghiệp và toàn bộ hệ thống chính trị từ Trung ương đến địa phương. Mặc dù nghiên cứu đã cố gắng xem xét vấn đề tăng trưởng xanh từ khía cạnh sử dụng năng lượng và mức phát thải khí CO₂ của Việt Nam trong thời gian qua. Tuy nhiên, đây mới chỉ là bước đầu đánh giá mối quan hệ này, việc đánh giá một cách đầy đủ và chi tiết hơn thông qua phân tích dữ liệu bảng và dữ liệu chuỗi thời gian về mối quan hệ giữa này sẽ được thực hiện trong những nghiên cứu

Thứ năm: Tiếp nhận dòng vốn FDI có chọn lọc, chiến lược tăng trưởng xanh, ít carbon và có những biện pháp, thu hút FDI carbon thấp (Low-carbon FDI-LCF), để tận dụng nguồn vốn này cho mục tiêu cắt giảm CO₂.

NGHIÊN CỨU CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN CHÍNH SÁCH CHI TRẢ CỔ TỨC TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

SV: Vũ Thị Hiên, Hồ Thị Việt Hà, Hồ Thị Trúc Uyên, Ngô Thị Khánh Vân
Học viện Ngân hàng Hà Nội
GVHD: TS. Đỗ Thị Vân Trang

TÍNH CẤP THIẾT CỦA ĐỀ TÀI

Quyết định chính sách cổ tức là một trong ba quyết định quan trọng nhất trong công tác quản trị tài chính doanh nghiệp (bên cạnh các quyết định đầu tư và quyết định tài trợ). Chính sách cổ tức có những tác động rất lớn đến quá trình hoạt động, tồn tại và phát triển của doanh nghiệp trên nhiều phương diện. Xác định được các nhân tố ảnh hưởng đến chính sách cổ tức sẽ giúp cho doanh nghiệp xây dựng cho mình một chính sách cổ tức hợp lý.

Nghiên cứu này tập trung phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến chính sách cổ tức của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Những kết quả của nghiên cứu sẽ giúp cho các doanh nghiệp có thể xây dựng cho mình một chính sách cổ tức hợp lý góp phần nâng cao hiệu quả hoạt động kinh doanh. Chính vì vậy, đề tài nghiên cứu “Các nhân tố ảnh hưởng đến chính sách cổ tức của các doanh nghiệp niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán HNX” là rất cần thiết.

Tổng quan vấn đề nghiên cứu:

Cho đến nay, đã có rất nhiều nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng đến chính sách cổ tức của doanh nghiệp. Tuy nhiên, kết quả của một số nghiên cứu thực nghiệm khác biệt so với nghiên cứu lí thuyết cũng như không tương đồng trong những điều kiện khác nhau. Lí thuyết của Miller & Modigliani (1961) cho rằng chính sách cổ tức không ảnh hưởng đến giá trị của doanh nghiệp; trong khi đó, một số nghiên cứu thực nghiệm khác như: Partington (1985), Baskin (1989)...đã tìm thấy mối liên hệ giữa chính sách cổ tức và sự biến động giá cổ phiếu. Không giống như những gì đã phát hiện trong các nghiên cứu ở các thị trường chứng khoán của các nước phát triển, nghiên cứu của Adaoglu (2000) ở thị trường chứng khoán mới nổi là Thổ Nhĩ Kỳ lại cho thấy các công ty niêm yết trên Sở Giao dịch chứng khoán Istanbul sử dụng chính sách cổ tức bằng tiền không ổn định.

Trong nước, nghiên cứu của Trương Đông Lộc và Phạm Phát Tiến (2013): xác định các nhân tố ảnh hưởng đến chính sách chi trả cổ tức của các công ty niêm yết trên Sở Giao dịch chứng khoán Hà Nội. Tuy nhiên, nghiên cứu này chưa đi sâu nghiên cứu các nhân tố về quản trị công ty cũng như mẫu nghiên cứu tương đối nhỏ.

Mục tiêu và nội dung nghiên cứu:

Tìm ra những nhân tố ảnh hưởng đến chính sách cổ tức của các công ty niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội.

Xem xét thực trạng chi trả cổ tức của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong thời gian qua.

Đánh giá các yếu tố tác động đến chính sách cổ tức của các công ty niêm yết để tìm ra các nguyên nhân của việc lựa chọn đó.

Phân tích những bất cập trong việc lựa chọn chính sách cổ tức của các công ty niêm yết thời gian qua.

Cuối cùng, từ việc xem xét một số kinh nghiệm chi trả cổ tức ở các nước phát triển trên thế giới; để từ đó đi đến những gợi ý cho việc lựa chọn phù hợp chính sách cổ tức của các công ty niêm yết Việt Nam trong thời gian tới.

Đối tượng và phạm vi nghiên cứu:

Đối tượng nghiên cứu: Các nhân tố ảnh hưởng đến chính sách chi trả cổ tức của các công ty niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội.

Phạm vi nghiên cứu: Các công ty phi tài chính niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội.

Thời gian: Đề tài tập trung nghiên cứu thực trạng chính sách chi trả cổ tức trong giai đoạn 2014-2015.

Kết cấu đề tài:

Bài nghiên cứu được gồm 3 chương, trong đó chương 1 lý thuyết làm cơ sở cho phân tích thực trạng, lựa chọn mô hình nghiên cứu và đánh giá kết quả; Chương 2 nêu lên thực trạng chính sách cổ tức của các công ty niêm yết trong giai đoạn 2010-2014; Chương 3: mô hình nghiên cứu và đánh giá kết quả đạt được.

Kết quả nghiên cứu:

Qua nghiên cứu ban đầu cho ta có cái nhìn tổng quan nhất về tỷ lệ chi trả cổ tức của 156 công ty niêm yết trên sàn giao dịch hà nội với 780 quan sát như sau: tỷ lệ chi trả cổ tức trung bình của 156 công ty trong 5 năm (giai đoạn 2010-2014) là 11,978% nghĩa là trung bình mỗi công ty sẵn sàng giành ra 11.978% lợi nhuận của mình để chi trả cổ tức cho các cổ đông. Biên độ biến động của tỷ lệ chi trả cổ tức là từ 0% đến 70% khá lớn .

Kiểm tra sự đa cộng tuyến thì cho thấy phần lớn các biến trong mô hình không có hiện tượng đa cộng tuyến với nhau điều này là một dấu hiệu tích cực cho bài nghiên cứu. Qua mô hình hồi quy Pooled OLS trong STATA cho kết quả 10 biến độc lập lựa chọn kiểm tra thì giải thích được 13,69% sự biến động của việc chi trả cổ tức bằng tiền mặt. Để tìm ra được các nhân tố ảnh hưởng chính sách chia cổ tức của các công ty nhóm chúng tôi đã tiến hành hồi quy 3 mô hình Pooled OLS, FEM và REM để tìm ra một mô hình thích hợp nhất. Qua nghiên cứu 3 mô hình trên nhóm đưa ra kết luận: mô hình FEM là không phù hợp để giải thích sự thay đổi của tỉ lệ chi trả cổ tức dựa vào các dữ liệu đang nghiên cứu. Vì vậy, khi lựa chọn giữa một trong hai mô hình Pooled OLS và REM, ta sẽ tiến hành kiểm định Breusch-Pagan Lagrange multiplier với giả thiết H_0 được đưa ra là mô hình Pooled OLS là phù hợp và giả thiết thay thế H_1 là mô hình REM là thích hợp.. Và sau khi tiến hành kiểm định Breusch-Pagan Lagrange multiplier cho thấy Giá trị P-value = 0%, nhỏ hơn 5% chứng tỏ giả thiết H_0 bị bác bỏ, vì vậy mô hình REM được cho là thích hợp để giải thích sự thay đổi của tỉ lệ chi trả cổ tức từ số liệu thu thập được hơn là mô hình Pooled OLS. Theo kết luận thu được từ mô hình REM ở bài nghiên cứu, trong mười nhân tố được lựa chọn đưa vào mô hình thì chỉ có ba nhân tố là đòn bẩy tài chính (LEV), tỉ suất sinh lời vốn chủ sở hữu (ROE) và lợi nhuận trên mỗi cổ phiếu (EPS) tác động đến tỉ lệ chi trả cổ tức bằng tiền mặt của các doanh nghiệp niêm yết trên HNX .Cụ thể, từ kết quả của mô hình ta thấy sự biến động của tỉ lệ chi trả cổ tức có thể được giải thích qua biến EPS, tuy nhiên hệ số hồi qui là rất nhỏ, xấp xỉ bằng 0 nên ta có thể coi nhân tố này không ảnh hưởng đến biến DPR đang hồi qui. Như vậy, xét theo khả năng sinh lời của doanh nghiệp, kết quả của mô hình hồi qui chỉ ra rằng khi tỉ suất sinh lời vốn chủ sở hữu tăng 1% thì tỉ lệ chi trả cổ tức bằng tiền mặt giảm 0.045%. Tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu tỷ lệ nghịch với tỷ lệ

chi trả cổ tức của doanh nghiệp. Theo học thuyết được trình bày trong bài nghiên cứu, doanh nghiệp có khả năng sinh lời cao và ổn định sẽ làm tăng dòng tiền của doanh nghiệp và vì vậy có thể chi trả cổ tức cao hơn. Vậy kết quả trên từ mô hình sẽ được giải thích thứ tự nguồn vốn ưu tiên, nguồn vốn của doanh nghiệp đầu tiên phải đến từ tài chính nội bộ và nếu nhu cầu vốn từ bên ngoài là cần thiết thì doanh nghiệp mới tiếp tục vay nợ và cuối cùng mới tới phát hành cổ phiếu. Vốn đầu tư sẽ được lấy từ lợi nhuận của doanh nghiệp trước tiên, tức là doanh nghiệp càng có lợi nhuận cao thì trả cổ tức càng thấp. Mô hình cũng chỉ ra rằng khi đòn bẩy tài chính (LEV) tăng 1% thì tỉ lệ chi trả cổ tức bằng tiền mặt giảm 0.004%. Đòn bẩy tài chính ngược chiều với tỷ lệ chi trả cổ tức. Kết luận này là phù hợp với giả định được đưa ra từ phần học thuyết song hệ số hồi qui của biến LEV cũng rất nhỏ, cho thấy ảnh hưởng của chỉ tiêu đòn bẩy tài chính là không rõ ràng. Bên cạnh đó, do đặc thù hoạt động của mỗi ngành là khác nhau nên chính sách về tỉ lệ chi trả cổ tức của các công ty thuộc các nhóm ngành khác nhau cũng sẽ có sự khác biệt. Để làm rõ sự ảnh hưởng của các nhóm ngành tới tỉ lệ chi trả cổ tức trên HNX, ta sẽ chạy mô hình Pooled OLS với 10 biến độc lập và các biến giả. Cụ thể Dnln, Ddien, Dxd, Dvtai, Dbds, Dkhn, Dcbt, Dkk, Dbb là các biến giả của các nhóm ngành nông nghiệp, lâm nghiệp và thủy sản; sản xuất và phân phối điện, khí đốt, nước nóng, hơi nước và điều hòa không khí; xây dựng; vận tải kho bãi; kinh doanh bất động sản; hoạt động chuyên môn, khoa học và công nghệ; công nghiệp chế biến, chế tạo; khai khoáng; nhóm ngành bán buôn và bán lẻ; sửa chữa ô tô, mô tô, xe máy và xe có động cơ khác. Nhóm ngành được lấy làm “gốc” không nằm trong mô hình là nhóm ngành dịch vụ lưu trữ và ăn uống.

Kết quả chạy mô hình cho thấy trong 9 nhóm ngành được đưa vào mô hình để nghiên cứu thì có 3 nhóm ngành nông nghiệp, lâm nghiệp và thủy sản; khai khoáng; công nghiệp chế biến, chế tạo có sự ảnh hưởng tới tỉ lệ chi trả cổ tức khác với nhóm ngành dịch vụ lưu trữ và ăn uống. cả 3 nhóm ngành này đều có tác động tới tỉ lệ chi trả cổ tức lớn hơn nhóm ngành dịch vụ lưu trữ và ăn uống.

ĐÁNH GIÁ TÁC ĐỘNG CỦA CHÍNH SÁCH KINH TẾ VĨ MÔ ĐẾN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

SV: Lê Mạnh Dương

Học viện Ngân hàng Hà Nội

GVHD: TS. Trần Thị Xuân Anh

TÓM TẮT

Thị trường chứng khoán đã được hình thành khá lâu trên thế giới và trải qua những thăng trầm nhưng đã đóng vai trò ngày càng quan trọng trong nền kinh tế. TTCK là yếu tố cơ bản của nền kinh tế thị trường. Đến nay hầu hết các quốc gia trên thế giới đều đã xây dựng và hình thành TTCK, kể cả các nước đang phát triển.

TTCK Việt Nam mặc dù hình thành chưa lâu nhưng đã có những đóng góp cho sự phát triển của nền kinh tế, là kênh huy động vốn hiệu quả cho các doanh nghiệp, giúp đánh giá giá trị doanh nghiệp và tình hình kinh tế, cung cấp môi trường đầu tư cho công chúng. Tuy nhiên trong những năm gần đây, do tác động của nền kinh tế toàn cầu và các yếu tố kinh tế vĩ mô của Việt Nam TTCK đã có nhiều biến động mạnh mẽ và khó dự đoán trước. Vì thế nghiên cứu sự ảnh hưởng của các chính sách kinh tế vĩ mô đến TTCK nhằm đưa ra dự báo cho TTCK là một điều hết sức quan trọng, sẽ góp phần giúp Chính phủ xem xét đưa ra những chính sách hợp lý; giúp những nhà đầu tư đưa ra các quyết định đúng đắn trong đầu tư chứng khoán.

I. CƠ SỞ LÝ THUYẾT

Các yếu tố kinh tế vĩ mô và tác động đối với thị trường chứng khoán.

Những nghiên cứu trước đây:

Được Fama (1970) đưa ra với nền tảng vững chắc, “Lý thuyết thị trường hiệu quả” hay “Giả thuyết thị trường hiệu quả” (Efficient Market Hypothesis – EMH) đã đặt ra cơ sở lý thuyết cực kỳ quan trọng cho các nhà làm chính sách cũng như cho các nhà đầu tư chứng khoán. Theo đó các nhà làm chính sách có thể tự do thi hành các chính sách vĩ mô quốc gia mà không cần phải lo sợ rằng các chính sách này sẽ làm thay đổi bản chất của TTCK vì chúng chỉ ảnh hưởng đến chỉ số giá chứng khoán mà thôi.

EMH cho rằng, sự cạnh tranh giữa các nhà đầu tư – những người luôn muốn tối đa hóa lợi nhuận của mình – đảm bảo tất cả các thông tin sẽ phản ánh đầy đủ vào trong giá chứng khoán, nên nhà đầu tư không thể kiếm được tỷ suất sinh lợi bất thường thông qua dự đoán xu hướng TTCK trong tương lai. Tuy nhiên, những nghiên cứu của Gan, Lee và Zhang (2006), Mukhejee và Naka (1995), Rahman, Sidek và Tafri (2009), Narayan, K.P và Narayan, S. (2010) lại phản bác kết luận của EMH. Những nghiên cứu này khẳng định các yếu tố vĩ mô rõ ràng có ảnh hưởng đến thu nhập và biến động chỉ số giá chứng.

Trong nhiều năm qua, việc phân tích phản ứng của thị trường chứng khoán đối với sự biến đổi của các biến kinh tế vĩ mô đã là đề tài hấp dẫn đối với các nhà nghiên cứu cũng như các nhà đầu tư. Một số nghiên cứu đã thử đưa các ảnh hưởng của chính sách kinh tế vĩ mô vào sự biến động của tỷ suất sinh lợi chứng khoán. Ví dụ, để kiểm tra tính hợp lý của lý thuyết kinh doanh chênh lệch giá (APT), Chen và các cộng sự (1986) sử dụng một số biến kinh tế vĩ mô để giải thích tỷ suất sinh lợi chứng khoán trên thị trường chứng khoán Mỹ, Theo Maysami và các

cộng sự (2004), giá chứng khoán phản ánh kết quả hoạt động kỳ vọng của doanh nghiệp trong tương lai, và lợi nhuận của doanh nghiệp phản ánh được hiệu quả của nền kinh tế, nếu chỉ số giá chứng khoán phản ánh chính xác các chính sách vĩ mô, hiển nhiên sau đó giá chứng khoán được xem là chỉ báo hàng đầu để xây dựng các chính sách.

Ở thị trường Việt Nam, việc thay đổi trong các chính sách cũng như các yếu tố vĩ mô thường có tác động khá mạnh cả tích cực và tiêu cực lên TTCK và tâm lý nhà đầu tư. Do đó việc nghiên cứu tác động giữa các yếu tố kinh tế vĩ mô đến TTCK Việt Nam là rất quan trọng.

Sự ảnh hưởng của một vài nhân tố vĩ mô lên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Trong nền kinh tế thị trường, có rất nhiều các nhân tố có ảnh hưởng đến thị trường chứng khoán. Chúng có thể tác động riêng rẽ có thể kết hợp với nhau làm cho thị trường chứng khoán có những biến động hết sức phức tạp. Tuy nhiên trong phạm vi bài nghiên cứu này chúng tôi chỉ chọn ra một số những nhân tố chính tác động mạnh mẽ nhất lên thị trường chứng khoán để phân tích.

1.Hệ thống chính sách

Đối với một quốc gia trong nền kinh tế thị trường thì vai trò điều tiết của Chính Phủ là rất to lớn. Với vai trò hành pháp, Chính Phủ ban hành các chính sách để đảm bảo sự quản lý của mình sao cho phù hợp và góp phần phát triển kinh tế theo các mục tiêu. Để thực hiện việc này, Chính Phủ có các công cụ quản lý vĩ mô của mình, đó là chính sách tiền tệ, chính sách tài khóa, chính sách kinh tế đối ngoại, chính sách thu nhập mà trong đó chính sách tiền tệ và tài khóa giữ vai trò quyết định.

Thị trường chứng khoán (TTCK), kênh huy động vốn quan trọng của chính phủ, chịu ảnh hưởng mạnh mẽ của hệ thống chính sách, nó ảnh hưởng trực tiếp đến hoạt động của các doanh nghiệp cũng như các tổ chức tín dụng. Mỗi sự thay đổi của chính sách kéo theo đó là sự mất cân bằng trong nguồn vốn hay nói cách khác, nó tác động lên nguồn vốn ảnh hưởng sự hoạt động của thị trường chứng khoán. Ở nước ta, mặc dù là nền kinh tế thị trường nhưng chịu sự giám sát và quản lý chặt chẽ của Chính Phủ mà TTCK cũng không ngoại lệ, chịu sự ảnh hưởng mạnh mẽ của hệ thống chính sách của chính phủ. Một chính sách tác động trên nhiều khía cạnh nền kinh tế không chỉ riêng đối với TTCK, tuy nhiên điều mà nó mang lại cho TTCK là không nhỏ.

Chúng ta biết rằng vai trò của TTCK đó là huy động vốn đầu tư cho nền kinh tế. Một chính sách phù hợp với tình hình cũng như điều kiện kinh tế hiện thời sẽ tạo đà tâm lý vững vàng cho các nhà đầu tư cũng như giúp thị trường có mức tăng trưởng tốt. Ngược lại, một chính sách sai lầm, không phù hợp sẽ gây ra những phản ứng không tốt cho thị trường. Thêm vào đó, sự không phù hợp của chính sách sẽ kéo theo đó hệ quả to lớn đối với nền kinh tế.

2.Hệ thống pháp luật

Pháp luật thể hiện bản chất của Nhà nước đặt ra nó, là công cụ quản lý xã hội của nhà nước, mang tính chất bắt buộc. Đã là công dân của một nước thì phải sống và tuân theo pháp luật của nước đó. Trong nền kinh tế thị trường bao gồm nhiều ngành, nhiều lĩnh vực khác nhau, để quản lý một tổng thể to lớn, nhà nước có mỗi sắc lệnh riêng cho từng lĩnh vực (hệ thống hành lang pháp lý). Tuy nhiên cho dù có nhiều sắc lệnh, nhiều hình thức thì chúng đều có mối quan hệ mật thiết với nhau, tác động qua lại lẫn nhau, không độc lập, tức là ngành này đôi khi hoạt động dựa trên và chịu ảnh hưởng của luật ngành khác.

Như đã trình bày ở trên, TTCK là kênh huy động vốn trong nền kinh tế, không chỉ huy động vốn trong nước mà còn ở ngoài nước cho nên liên quan đến rất nhiều các ngành nghề và

lĩnh vực khác trong xã hội, do đó một hệ thống pháp lý được xây dựng hợp lý và được đảm bảo quyền lợi của nhà đầu tư là điều kiện tốt cho TTCK phát triển bền vững.

Ở nước ta, hệ thống pháp lý vốn không ổn định, được sự thay đổi và bổ sung, sửa đổi thường xuyên. Điều này ảnh hưởng đến TTCK. Khi một bộ luật bị thay đổi và sửa đổi, các tổ chức nước ngoài cũng như các nhà đầu tư ngoài nước sẽ cho rằng môi trường đầu tư nước ta thiếu ổn định, liệu rằng họ có muốn đầu tư vào thị trường mà rủi ro rờ thay đổi trong pháp luật là điều không thể đoán trước được. Một hệ thống pháp lý ổn định sẽ giúp thị trường thu hút đầu tư nước ngoài bởi “sợi dây” ngăn cách các nhà đầu tư nước ngoài đó chính là hành lang pháp lý. Còn đối với các chủ thể trong nước, những người trực tiếp chịu ảnh hưởng này thì không thể biết trước được. Tuy nhiên đây chỉ là xét trên mặt tiêu cực, sự thay đổi trong hệ thống pháp luật, ở mặt tích cực thì điều mà nó mang lại là hiệu quả khả quan cho TTCK.

Có thể thấy rằng TTCK VN chịu ảnh hưởng của khá nhiều luật, từ luật thương mại cho đến luật đầu tư, luật doanh nghiệp... Mỗi bộ luật đều có ảnh hưởng theo cách riêng của nó và chung quy lại đều tác động đến giao dịch của các nhà đầu tư. Là một lĩnh vực còn khá mới mẻ ở nước ta so với thế giới cũng như còn yếu kém trong khâu quản lý và điều hành hoạt động, tính ổn định của hệ thống pháp luật là điều quan trọng trong quá trình phát triển TTCK.

Với sự xuất hiện của luật chứng khoán, khung pháp lý cho hoạt động đầu tư trên thị trường tài chính nước ta đã được cải thiện, tuy nhiên vẫn còn nhiều điều bất cập, đó là sự điều hành theo cơ chế mệnh lệnh hành chính, điều này không đúng với tiêu chuẩn cũng như yêu cầu khi tham gia nền kinh tế thị trường. Tuy nhiên điều này đã chứng tỏ cam kết mạnh mẽ của chính phủ trong việc tạo môi trường kinh doanh thuận lợi và thông thoáng cho các nhà đầu tư nước ngoài.

3. Tác động của lạm phát đến TTCK:

Giá cả lạm phát tăng cao ở nước ta thường do nhiều nguyên nhân khác nhau và mỗi nguyên nhân lại chiếm ưu thế trong từng thời kỳ nhất định. Khi lạm phát xảy ra, giá cả của nền kinh tế tăng lên (được biểu hiện qua CPI). Như đã nói ở trên, các nước trên thế giới thường dùng chỉ số giá tiêu dùng CPI để đo lường lạm phát. Thông thường CPI ổn định ở mức khoảng 5% là điều kiện lý tưởng để TTCK hoạt động bình thường, tránh các đợt biến động mạnh trong giả định các nhân tố khác liên quan đến TTCK không đổi. Nhưng một khi CPI tăng lên sẽ gây ảnh hưởng rất lớn đến TTCK.

Trước hết chúng hãy nói đến lạm phát do cầu kéo, nó xảy ra khi tổng cầu tăng trong khi tổng cung không tăng hoặc là tăng chậm hơn tổng cầu. Lúc đó, để mua một lượng hàng hóa khan hiếm, người tiêu dùng phải chi ra một lượng tiền lớn, dẫn đến giá cả tăng vọt lên. Điều này khiến nhà đầu tư phải cân đối lại nguồn tiền để đảm bảo nhu cầu sống của họ. Do đó sẽ làm một lượng tiền trên TTCK giảm đi, số lượng giao dịch chứng khoán ít hơn. Chưa kể đối với một số mặt hàng như xăng dầu, giá cả tăng cao sẽ ảnh hưởng lớn đến người tiêu dùng, chính phủ buộc phải chi tiêu thêm tiền để hỗ trợ giá cho các doanh nghiệp nhằm ổn định giá bởi xăng dầu ảnh hưởng hầu hết đến quá trình sản xuất của các doanh nghiệp và người tiêu dùng, điều này làm cho lượng tiền lưu thông hoạt động trên thị trường tăng lên khiến lạm phát có lý do tiếp tục tăng. Tình hình này càng làm nhà đầu tư thêm hoang mang, họ e dè hơn trong việc đầu tư vào TTCK vì sợ rủi ro cao.

Việc lạm phát do chi phí đầu vào, nguyên vật liệu tăng lên là yếu tố khách quan làm cho chi phí sản xuất cũng như vốn đầu tư của nhiều dự án tăng. Lúc này CPI tăng sẽ trực tiếp làm tăng khó khăn cho các doanh nghiệp gắn với việc phải tăng lãi vay tín dụng, tăng lương, tăng

chi phí đầu vào khác, từ đó làm tăng chi phí sản xuất và giá bán đầu ra. Điều này làm giảm lợi nhuận kinh doanh và lợi tức cổ phiếu, gây khó khăn cho các doanh nghiệp và có nguy cơ đổ vỡ các kế hoạch, hợp đồng kinh doanh nhiều hơn... Bên cạnh đó, các báo cáo tài chính của doanh nghiệp kém sang sủa nên làm cho chứng khoán của các doanh nghiệp kém hấp dẫn đi, đồng nghĩa với việc giảm sút nhiệt tình đầu tư và sự sôi động của TTCK. Ngoài ra, chi phí đầu vào tăng làm cho vốn đầu tư của nhiều dự án tăng, mà chất lượng của dự án không cao do đầu tư kém hiệu quả dẫn đến tỷ suất sinh lợi của dự án thấp. tất yếu này làm giảm lợi nhuận của doanh nghiệp, có khi dẫn đến nguy cơ phá sản. Điều này làm niềm tin của nhà đầu tư vào các doanh nghiệp thực hiện dự án và cả các cơ quan quản lý giảm xuống đáng kể. Khi đó các nhà đầu tư sẽ có xu hướng tháo chạy ra khỏi thị trường để bảo vệ vốn của mình, góp phần đẩy giá chứng khoán của doanh nghiệp xuống thấp, làm cho thị trường chứng khoán mất điểm mạnh.

Xét trên yếu tố lạm phát do lượng cung tiền lưu thông bên ngoài tăng quá mức, nhìn trên lý thuyết thì chúng ta có thể tưởng như rằng thị trường chuẩn bị đón nhận một lượng vốn nữa, tuy nhiên khi một lượng tiền tệ được tung ra quá mức trong lưu thông, làm cho đồng tiền bị mất giá, người dân không muốn giữ tiền mặt hay gửi tiền vào ngân hàng cũng như họ không muốn đầu tư vào chứng khoán mà chuyển sang nắm giữ vàng, bất động sản, ngoại tệ... khiến một lượng vốn đáng kể của xã hội nằm im dưới dạng tài sản “chết”. Lúc này nhà đầu tư không còn mặn mà với chứng khoán nữa khi mà chỉ số lạm phát cao hơn mức sinh lợi khi mua cổ phiếu. Tình trạng này dẫn đến việc thiếu vốn đầu tư, dòng tiền đổ vào TTCK giảm sút, ảnh hưởng xấu đến sự tăng trưởng, mở rộng sản xuất của các DN vốn xem nguồn vốn từ TTCK là một nguồn quan trọng trong các dự án cũng như cho quá trình hoạt động sản xuất của mình, dẫn đến giá chứng khoán của DN niêm yết sụt giảm. Thêm nữa việc các nhà đầu tư cũng không muốn bỏ tiền của mình vào việc mua chứng khoán vì đồng tiền đang mất giá làm TTCK càng ảm đạm hơn, việc thiếu vốn vào thị trường, tính thanh khoản của thị trường từ đó cũng giảm. Trên TTCK, tính thanh khoản có ảnh hưởng rất lớn đến tâm lý của nhà đầu tư, từ đó làm cho chỉ số VN-Index giảm khi các giao dịch diễn ra không mấy sôi động do tâm lý e sợ các nhà đầu tư. Nói một cách khác, vì lạm phát tăng cao do việc cung tiền quá mức khiến đầu tư chứng khoán không còn là kênh sinh lời đáng mong đợi của các nhà đầu tư nữa.

Nói tóm lại, khi lạm phát tăng cao do bất kỳ nguyên nhân nào gây ra cũng là lý do khiến TTCK suy giảm. Việc lạm phát tăng cao, không được khống chế sẽ làm cho nhà đầu tư mất niềm tin và họ sẽ không dám đầu tư trên TTCK do sợ rủi ro. Hậu quả là các DN khó huy động thêm vốn do TTCK sẽ mất đi ý nghĩa của nó là một kênh huy động vốn của các tổ chức kinh tế và của cả Nhà nước. Chưa kể những hậu quả khác như mất niềm tin của cả nhà đầu tư nước ngoài do thấy VN không còn là môi trường đầu tư hấp dẫn.

4. Tác động của lãi suất lên TTCK

Các ngân hàng thương mại phải tính toán tỉ lệ giữa tiền mặt và tiền gửi (dự trữ của ngân hàng) để đáp ứng nhu cầu của khách hàng và họ có một tỉ lệ giữa tiền mặt và tiền gửi an toàn tối thiểu. Tỷ lệ này ngoài quy định của NHTW về tỷ lệ dự trữ bắt buộc còn phụ thuộc vào tình hình kinh doanh của NHTM và dự trữ của ngân hàng thường lớn hơn dự trữ bắt buộc do NHTW quy định. Khi tỷ lệ dự trữ tiền mặt thực tế của NHTM giảm xuống đến gần tỷ lệ an toàn tối thiểu thì họ sẽ phải cân nhắc việc có tiếp tục cho vay hay không vì buộc phải tính toán giữa số tiền thu được từ việc cho vay với các chi phí liên quan trong trường hợp khách hàng có nhu cầu tiền mặt cao bất thường.

Nếu lãi suất chiết khấu bằng hoặc thấp hơn lãi suất thị trường thì NHTM sẽ tiếp tục cho vay đến khi tỷ lệ dự trữ tiền mặt giảm đến mức tối thiểu cho phép vì nếu thiếu tiền mặt họ có thể vay từ NHTU mà không phải chịu bất kỳ thiệt hại nào.

Nếu lãi suất chiết khấu cao hơn lãi suất thị trường, các NHTM không thể để cho tỷ lệ dự trữ tiền mặt giảm xuống đến mức tối thiểu cho phép, thậm chí phải dự trữ thêm tiền mặt để tránh phải vay tiền từ NHTU với lãi suất cao hơn lãi suất thị trường khi phát sinh nhu cầu tiền mặt bất thường từ phía khách hàng.

Do vậy, với một lượng tiền cơ sở nhất định, bằng cách quy định lãi suất chiết khấu cao hơn lãi suất thị trường. NHTU có thể buộc các NHTM phải dự trữ tiền mặt bổ sung khiến cho số nhân tiền tệ giảm xuống (vì bội số của tiền gửi so với tiền mặt giảm) để làm giảm lượng cung tiền. Điều này sẽ làm giảm tính thanh khoản của TTCK. Đồng thời, với một lượng cung tiền hạn hẹp, TTCK sẽ khó có sự khởi sắc. Ngược lại, khi lãi suất chiết khấu giảm xuống thì các NHTM có thể giảm tỷ lệ dự trữ tiền mặt và do vậy số nhân tiền tệ tăng lên dẫn đến tăng lượng cung tiền ra thị trường. Điều này, xét về mặt nào đó có tác động tích cực đến TTCK.

Để làm rõ hơn về vấn đề này, chúng ta sẽ đi vào phân tích ảnh hưởng của sự thay đổi lãi suất đối với sự phát triển của TTCK Việt Nam mà cụ thể ở đây là xem xét sự thay đổi lãi suất chiết khấu.

Ảnh hưởng của việc gia tăng lãi suất:

Khi NHTW tăng lãi suất chiết khấu, việc này sẽ không tác động ngay lập tức lên TTCK. Thay vì vậy, lãi suất chiết khấu lại có những tác động trực tiếp theo cách của riêng nó. Nó khiến việc vay tiền của NHTM từ NHTW trở nên đắt hơn. Tuy nhiên sự gia tăng lãi suất chiết khấu không chỉ dừng lại ở đó, nó còn tạo nên tác động lan truyền ảnh hưởng đến hầu hết các cá nhân và doanh nghiệp.

Đối với khách hàng tiêu dung cá nhân:

Khi lãi suất tăng, đối với các cá nhân vay tiền ngân hàng, khoản vốn vay lúc này của họ có chi phí cao hơn, thêm vào đó khách hàng cá nhân bị ảnh hưởng thông qua việc tăng lãi suất của thẻ tín dụng, do đó họ phải tính toán và xem xét lại một cách kỹ lưỡng khả năng thanh toán nợ và lãi vay để cuối cùng đưa ra các quyết định vay. Điều này sẽ làm hạn chế mức vay nợ xuống trong khi chi phí tiêu dung hàng ngày cũng đắt hơn từ đó làm giảm túi tiền chi tiêu của người tiêu dung.

Đối với doanh nghiệp:

Các DN bị ảnh hưởng gián tiếp từ những phản ứng của người tiêu dùng. Khi người tiêu dùng chi tiêu ít hơn thì dĩ nhiên sẽ dẫn đến doanh thu và lợi nhuận của DN giảm tương ứng. Thị trường yếu kém làm cho hoạt động sản xuất và quy mô của DN không được sử dụng hết công suất hoặc có thể lượng vốn đầu tư để nâng cấp, mở rộng quy mô sản xuất ít dần đi sẽ làm cho chi phí sản xuất tăng cao đồng thời doanh thu lại giảm.

Trong thực tế các DN cũng phải vay tiền từ các tổ chức tín dụng để duy trì hoạt động và mở rộng sản xuất. Một khi lãi suất tăng lên, tức các khoản vay từ ngân hàng trở nên đắt hơn thì các DN sẽ có tâm lý “ngại” vay tiền vì khi này chi phí cao hơn cho các khoản vay. Với một DN trong thời kỳ tăng trưởng thì điều này có thể tác động nghiêm trọng. Một số rơi vào tình trạng khó khăn do không chịu nổi giá đầu vào, một số thì điều đứng nhưng không tuyên bố phá sản, số còn lại thì cố vay lãi suất cao để duy trì sản xuất, mà như thế thì độ rủi ro sẽ cao. Chi phí cao, để bù lại khoản tăng thêm này, DN phải tăng giá bán nếu không muốn lợi nhuận giảm hoặc

cũng có thể DN phải cắt giảm tối đa chi phí hoặc thu hẹp phạm vi hoạt động. Bên cạnh đó, NHTW tăng lãi suất cũng có thể là đang thực hiện chính sách thắt chặt tiền tệ nhằm giảm lượng cung tiền ra ngoài thị trường. Lúc này một số DN nếu muốn tiếp tục có nguồn vốn đầu tư cho các dự án của mình, có thể “chịu” được mức lãi suất cao nhưng chưa hẳn đã tiếp cận được nguồn vốn vì lúc này lượng cung tiền đang bị kiểm soát. Ở VN có đến 80% DN là các DN vừa và nhỏ, việc chịu chi phí vay cao đã là khó chứ chưa nói đến việc vay được vốn khi tiền tệ bị thắt chặt. Đối với dòng tiền trực tiếp vào TTCK, chi phí vốn của nhà đầu tư sẽ cao hơn dù là dưới hình thức vay mượn trực tiếp hay gián tiếp qua hình thức danh nghĩa khác (qua quỹ đầu tư..) điều này đồng nghĩa với việc WACC của DN tăng và lãi suất phí rủi ro tăng, điều này tác động đến việc định giá cổ phiếu. Giá cổ phiếu sẽ giảm khi lãi suất chiết khấu tăng.

Vậy với đặc thù nền kinh tế nước ta, việc tăng lãi suất ảnh hưởng rất lớn đến việc đầu tư mở rộng sản xuất của các DN.

Đối với tâm lý nhà đầu tư:

Đối với nhà đầu tư, điều họ mong muốn vào khoản đầu tư của mình là tối đa hóa giá trị khoản đầu tư này, điều này phụ thuộc vào lợi tức và giá trị tăng thêm của nó hay cả hai. Tất nhiên đối với một nhà đầu tư, khi kỳ vọng về sự tăng trưởng thông qua kết quả hoạt động kinh doanh của DN không như mong đợi, dòng tiền trong tương lai bị “nghi ngờ” thì sự đánh giá về DN lúc này không còn cao như trước.

Hơn nữa, đầu tư vào cổ phiếu lúc này có thể được xem là rủi ro hơn so với việc đầu tư vào các lĩnh vực khác. Khi NHTW công bố tăng lãi suất chiết khấu thường sẽ kèm theo là các chứng khoán chính phủ mới được phát hành như trái phiếu chính phủ với lãi suất cao hơn. Đây được xem là cơ hội đầu tư an toàn nhất. Tiếp theo việc tăng lãi suất chiết khấu và lãi suất trái phiếu chính phủ tăng, để giữ khách hàng các tổ chức tín dụng phải tăng lãi suất huy động (lãi suất tiền gửi) để cạnh tranh với lãi suất trái phiếu. Việc gửi tiền với lãi suất cao làm cho các nhà đầu tư “thích thú” hơn việc đầu tư vào chứng khoán vì tiền gửi vào ngân hàng đối với họ rủi ro ít hơn và lợi nhuận là nhìn thấy trước mắt và có sẵn. Khi đó lượng tiền nhàn rỗi trong dân cư và tổ chức sẽ dịch chuyển nhiều về ngân hàng và kho bạc, lượng tiền và TTCK giảm tức đã gián tiếp kéo VN-Index giảm do tính thanh khoản lúc này của thị trường là thấp.

Nói một cách tổng quát thì NHTW tăng lãi suất chiết khấu, lãi suất rủi ro cũng tăng theo và do đó tổng tỷ suất sinh lợi đầu tư đòi hỏi cũng sẽ tăng. Do đó nếu phần bù rủi ro đòi hỏi giảm trong khi tỷ suất sinh lời tiềm năng vẫn như cũ hoặc thậm chí thấp hơn, thì nhà đầu tư sẽ cảm thấy đầu tư vào cổ phiếu trở nên rủi ro hơn và kết quả là họ sẽ chuyển tiền của mình vào các lĩnh vực đầu tư khác.

Đối với chi phí giao dịch ký quỹ:

Với giao dịch ký quỹ, nhà đầu tư có thể sử dụng tín dụng do công ty chứng khoán cung cấp, mức tín dụng được bảo đảm bởi tiềm mặt hoặc chứng khoán (được xem như tài sản thế chấp) và nhà đầu tư phải trả lãi suất. Nói cách khác, nhà đầu tư vay tiền của công ty chứng khoán để mua cổ phiếu. Và nhà đầu tư chỉ chi ra một phần nhỏ của số tiền để mua cổ phần, số tiền còn lại họ vay nhà môi giới, trên cơ sở ngắn hạn. Việc tăng lãi suất làm tăng chi phí trong giao dịch ký quỹ. Khi chi phí tăng, lợi nhuận biên bắt đầu trông kém hấp dẫn, ít thu hút vốn đầu tư tham gia thị trường. Kết quả là khối lượng giao dịch giảm đi, đồng thời giảm tính thanh khoản cho thị trường.

5.Ảnh hưởng của tỷ giá lên thị trường chứng khoán Việt Nam

Xét về cơ chế tỷ giá, có ba loại cơ chế: tỷ giá thả nổi, tỷ giá cố định và tỷ giá thả nổi có quản lý. Hiện nay ngân hàng nhà nước Việt Nam có quản lý theo nghị định 63/1998/NĐ-CP, trong đó xác định tỷ giá hối đoái được hình thành dựa trên cung cầu ngoại tệ có sự điều tiết của chính phủ. Ngân hàng Nhà nước công bố tỷ giá giao dịch bình quân và biên độ dao động(%) cho các tổ chức thương mại kinh doanh ngoại tệ được quyền trao đổi.

Là một kênh huy động vốn chủ chốt trong nền kinh tế, TTCK huy động vốn từ mọi nguồn để có dòng tiền đổ vào thị trường và dòng tiền từ các nhà đầu tư ngoài nước cũng là một trong số đó. TTCK là phương tiện thu hút vốn nước ngoài thông qua các nhà đầu tư nước ngoài mua chứng khoán Việt Nam. Hiện nay trên TTCK Việt Nam, các nhà đầu tư nước ngoài với một số vốn lớn đang chiếm tỷ trọng cao trong các khối lượng giao dịch cũng như có ảnh hưởng đến chỉ số VN-Index. Mỗi đợt giao dịch của các nhà đầu tư nước ngoài luôn ảnh hưởng đến các nhà đầu tư trong nước. Đối với các nhà đầu tư nước ngoài khi mà họ đầu tư vào Việt Nam, điều mà họ quan tâm hơn hết đó chính là tỷ giá, vì nó ảnh hưởng trực tiếp đến dòng tiền đầu tư của họ. Nhà đầu tư nước ngoài mong muốn tỷ giá được ổn định và thể hiện đúng giá trị của VND, tránh rủi ro về tỷ giá khi giải ngân và chuyển tiền ra khỏi Việt Nam. Khi tỷ giá thay đổi, điều này cũng sẽ làm thay đổi lượng tiền mà họ đầu tư vào TTCK. Chẳng hạn khi tỉ giá giảm hay đồng nội tệ tăng giá, dòng tiền mà các nhà đầu tư nước ngoài khi chuyển sang đồng Việt Nam lúc này sẽ giảm ít hơn so với tỷ giá ban đầu, tức là giá trị dòng tiền đầu tư của họ ít đi, làm giảm tỷ suất sinh lời dòng tiền đầu tư của họ. Lúc này đối với họ thay vì đầu tư vào TTCK Việt Nam với tỷ giá thấp, họ sẽ đầu tư sang một quốc gia khác với tỷ giá làm cho giá trị dòng tiền của họ cao hơn so với tỷ giá Việt Nam, thậm chí nếu tỷ suất sinh lời bên kênh đầu tư của quốc gia khác cao hơn họ sẽ rút vốn khỏi TTCK Việt Nam mà điều này đối với TTCK Việt Nam sẽ gây ảnh hưởng rất mạnh mẽ. Từ đó sẽ làm cho nguồn vốn trong TTCK thiếu hụt, các nhà đầu tư trong nước vốn chịu ảnh hưởng từ các giao dịch của nhà đầu tư nước ngoài lúc này cũng e ngại trong việc bỏ vốn đầu tư vào TTCK, thị trường lúc này sẽ ảm đạm các giao dịch do nhà đầu tư vẫn ngóng trông thông tin từ thị trường mà trong đó bao gồm các giao dịch từ phía nhà đầu tư nước ngoài. Tuy nhiên đây chỉ là sự so sánh dựa trên chênh lệch tỷ giá giữa 2 quốc gia. Thực tế cho thấy rằng mặc dù tỷ giá thấp hơn nhưng với môi trường chính trị ổn định cũng làm cho họ quay sang đầu tư vào nước ta. Khi đó tỷ giá cần được điều chỉnh sao cho phù hợp với lợi ích của nhà đầu tư, từ đó khuyến khích họ tăng cường đầu tư vào TTCK nói riêng và nước ta nói chung.

Những thay đổi của tỷ giá hối đoái sẽ tác động trực tiếp đến xuất nhập khẩu. Theo đó, đối với việc điều chỉnh tăng tỷ giá, giá các mặt hàng nhập khẩu khi chuyển sang VND sẽ cao hơn và điều này gây khó khăn cho các công ty nhập khẩu trong khi đó, ở chiều hướng ngược lại, các công ty xuất khẩu sẽ có nhiều thuận lợi trong cạnh tranh vì giá giảm.

Một vấn đề khác cũng phải nhắc tới là Việt Nam là một nước mà phần lớn nguyên liệu đầu vào và máy móc thiết bị phải nhập khẩu từ nước ngoài. Lợi nhuận của nhiều doanh nghiệp niêm yết đã bị ảnh hưởng không nhỏ do các đồng tiền khác tăng giá so với tiền đồng. Việc tăng tỷ giá làm cho các giá cả tư liệu sản xuất nhập khẩu tăng cao, từ đó làm giá thành sản phẩm sản xuất trong nước cũng tăng, mặt bằng giá cả trong nước qua đó cũng tăng theo, gây áp lực lạm phát và ảnh hưởng đáng kể đến TTCK.

Trong trung và dài hạn, trên nguyên tắc thì việc tăng tỷ giá sẽ kéo đầu tư nước ngoài vào Việt Nam tăng lên vì ngoại tệ có giá, đặc biệt là đầu tư gián tiếp (FPI) thông qua TTCK Việt Nam. Nhờ dòng vốn này ,tính thanh khoản của thị trường tài chính sẽ tăng lên một cách đáng kể và sự tăng lên tích cực của nhà đầu tư nước ngoài sẽ góp phần giúp TTCK trở nên đồng bộ,

cân đối và sôi động hơn. Khắc phục được sự thiếu hụt, kém hấp dẫn của thị trường. Hơn nữa, đi kèm với sự gia tăng dòng FPI là sự phát triển các định chế tài chính và dịch vụ. Kéo theo sự gia tăng yêu cầu và hiệu quả áp dụng các nguyên tắc cạnh tranh thị trường trên TTCK Việt Nam.

6. Giá vàng

Vàng khác với các tài sản khác bởi vì tiềm năng của vàng là tính thanh khoản cao và nó phản ứng với những thay đổi giá (Lawrence, 2003, dẫn từ Nguyễn Thị Hòa, 2011). Sự biến động của giá vàng ảnh hưởng đến phần lớn các nền kinh tế trên thế giới trong đó có TTCK. Các nhà đầu tư có thói quen sử dụng chiến lược quản trị rủi ro đơn giản là đa dạng hóa trong danh mục đầu tư của họ các hàng hóa có cả đầu tư vàng và dầu vì hai khoản đầu tư này thường có quan hệ nghịch đảo với xu hướng của TTCK.

Garefalakis, Dimitras, Koemtzopoulos và Spinthropoulos(2011) cho thấy rằng, sự biến động của giá vàng, ảnh hưởng tiêu cực đối với lợi nhuận đầu tư trên TTCK Hong Kong.

Vàng và chỉ số biến động của thị trường có quan hệ nhân quả theo chiều giá vàng tăng thì độ hỗn loạn của nền kinh tế tăng. Khi giá vàng biến động tăng điều này có nghĩa là thị trường đang hỗn loạn và từ đó giảm đi niềm tin của nhà đầu tư. Các nhà đầu tư thường đầu tư vàng cả trực tiếp và gián tiếp để phòng ngừa rủi ro.

Tóm lại, có thể thấy rằng giá vàng trong lịch sử thường được xem là “nơi tránh bão” giúp tránh thiệt hại xảy ra trong thời kỳ lạm phát, bất ổn xã hội và chiến tranh – các thời kỳ mà giá cổ phiếu luôn luôn sụt giảm. Trong các cuộc khủng hoảng như thế này, giá vàng tăng mạnh khi giá chứng khoán sụt giảm, mặc dù mức độ tác động mạnh yếu có thể khác nhau đối với từng nền kinh tế.

II. LƯỢNG HÓA MỐI QUAN HỆ GIỮA CHỈ SỐ VN-INDEX VÀ CÁC YẾU TỐ VĨ MÔ

1. Phương pháp nghiên cứu

Trong phần này, phương pháp ước lượng bình phương nhỏ nhất (OLS) được sử dụng để đánh giá mối quan hệ và tính tương tác giữa tác động của các yếu tố kinh tế vĩ mô đến chỉ số VN-Index.

Cụ thể mô hình hồi quy OLS như sau:

$$VNINDEX = \beta_1 + \beta_2 * X_1 + \beta_3 * X_2 + \beta_4 * X_3 + \beta_5 * X_4 + U_i$$

Với U_i là đại lượng ngẫu nhiên.

VNINDEX: Chỉ số chứng khoán giao dịch tại TTGDCK TP.HCM theo tháng

X_1 : Chỉ số giá tiêu dùng trong tháng (so với tháng 12/2009)

X_2 : Chỉ số giá vàng hàng tháng (so với tháng 12/2009)

X_3 : Chỉ số tỷ giá USD (so với tháng 12/2009)

X_4 : Lãi suất tái chiết khấu của NHNN

2. Đặc tính số liệu

Sử dụng số liệu thống kê theo tháng và thời gian từ tháng 1/2010 đến tháng 12/2015.

Với sự hỗ trợ của phần mềm thống kê Eview, đặc điểm của số liệu phân tích được thống kê ở bảng sau:

Bảng III.1

	X1	X2	X3	X4	VNINDEX
Mean	136.6315	130.5583	111.1036	7.041667	497.3272
Median	141.8694	126.6579	111.8137	6.000000	495.1221
Maximum	155.0358	169.6263	120.7974	13.00000	624.7987
Minimum	101.3600	95.08968	99.89000	4.500000	356.8194
Std. Dev.	17.30531	20.43131	4.767506	3.042828	69.83471
Skewness	-0.760819	0.172171	-0.748583	1.068333	-0.001704
Kurtosis	2.254843	2.011161	3.817005	2.642940	2.015989
Jarque-Bera	8.611918	3.289120	8.727012	14.07851	2.904865
Probability	0.013488	0.193098	0.012734	0.000877	0.234000
Sum	9837.465	9400.195	7999.456	507.0000	35807.56
Sum Sq. Dev.	21262.64	29638.12	1613.767	657.3750	346259.0
Observations	72	72	72	72	72

3. Kết quả nghiên cứu

Dùng phần mềm eview hồi quy mô hình trên ta được bảng kết quả hồi quy như sau:

Bảng III.2

Dependent Variable: VNINDEX

Method: Least Squares

Date: 04/25/16 Time: 04:47

Sample: 2010M01 2015M12

Included observations: 72

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	445.0625	134.5647	3.307425	0.0015
X1	2.023534	0.580672	3.484814	0.0009
X2	-2.355177	0.307929	-7.648440	0.0000
X3	0.934255	1.761887	0.530258	0.5977
X4	-2.914796	2.346634	-1.242118	0.2185
R-squared	0.812462	Mean dependent var		497.3272
Adjusted R-squared	0.801265	S.D. dependent var		69.83471
S.E. of regression	31.13208	Akaike info criterion		9.781270
Sum squared resid	64936.83	Schwarz criterion		9.939372
Log likelihood	-347.1257	Hannan-Quinn criter.		9.844211
F-statistic	72.56507	Durbin-Watson stat		0.775967
Prob(F-statistic)	0.000000			

Kết quả này tương đương với mô hình sau:

$$\widehat{VNINDEX} = 445.0625 + 2.023534 \cdot X_1 - 2.355177 \cdot X_2 + 0.934255 \cdot X_3 - 2.914796 \cdot X_4 + U_i$$

Ta có: $\beta_1 = 445.0625$. Điều này có nghĩa là khi các yếu tố kinh tế vĩ mô bằng 0 thì chỉ số VNINDEX = 445.0625. Trong điều kiện thực tế, điều này là phù hợp, vì đây là chỉ số giá chứng khoán trên sàn Hose, các yếu tố kinh tế vĩ mô chỉ mang tính tác động ảnh hưởng chứ không

quyết định giá chứng khoán. Nên khi không có tác động của các yếu tố vĩ mô thì giá trị nội tại của các cổ phiếu niêm yết trên thị trường chứng khoán bằng 445.0625

Với $t = 3.307425$, $Prob = 0.0015 < 0.05$, ta công nhận giá trị này là có ý nghĩa và hợp lý trong mô hình.

Xét biến độc lập CPI:

Về định lượng: trong điều kiện các yếu tố khác không thay đổi thì chỉ số CPI tăng 1% thì chỉ số VNINDEX sẽ tăng đơn vị 2.02%. Trong thực tế điều này sẽ hợp lý khi chỉ số giá tiêu dùng tăng ở mức độ vừa phải và kích thích tăng trưởng kinh tế. Nếu chỉ số giá tiêu dùng tăng quá cao đồng nghĩa với lạm phát tăng nhanh, các nhà đầu tư sẽ rút các khoản đầu tư trên thị trường và chuyển sang đầu tư các tài sản thực. Khi đó sẽ giảm điểm chỉ số VN-Index.

Về định tính $\beta_2 > 0$ cho thấy tương quan ngược chiều giữa chỉ số CPI và chỉ số VN - Index.

Kiểm định t của giả thuyết:

Với $t = 0.484814$ với $p = 0.0009 < 5\%$ nên chỉ số CPI có ý nghĩa thống kê trong mô hình và ảnh hưởng đến chỉ số VN- Index.

Xét biến chỉ số giá vàng, $\beta_3 = -2.355177$ cho thấy chỉ số giá vàng tăng 1% sẽ làm chỉ số VN-Index giảm 2.36%. Điều này là hợp lý trên thực tế. Theo phân tích ở trên, giá vàng gần như biến động ngược chiều với giá thị trường. Khi giá vàng tăng, thị trường sẽ hỗn loạn và làm giảm niềm tin của các nhà đầu tư, các nhà đầu tư sẽ giảm đầu tư trên thị trường cũng như bán ra để thu tiền về và chuyển sang đầu tư vàng hoặc đầu tư vào những tài sản có tính an toàn cao.

Với $t = -7.64844$ với $p = 0.0000 < 5\%$ nên ta khẳng định biến chỉ số giá vàng trong mô hình này có ý nghĩa thống kê và có tác động đến chỉ số VN- Index

Xét biến Chỉ số tỷ giá USD, $\beta_4 = 0.934255$ nghĩa là khi các yếu tố khác không thay đổi, chỉ số giá USD tăng 1% sẽ làm chỉ số VN-Index tăng 0.93% . Trên thực tế điều này là hoàn toàn hợp lý, bởi khi chỉ số tỷ giá USD tăng hay tỷ giá hối đoái tăng lên sẽ làm giá trị đồng ngoại tệ tăng, dẫn đến tăng giá trị dòng tiền đầu tư nước ngoài làm tăng tỷ suất sinh lời và các nhà đầu tư nước ngoài sẽ tăng vốn đầu tư vào Việt Nam cũng như TTCK, điều đó sẽ làm chỉ số VN-Index tăng.

Với $t = 0.530258$ với $p = 0.5977 > 5\%$ nên chỉ số tỷ giá USD trong mô hình không có ý nghĩa thống kê, tuy nhiên trên thực tế việc ảnh hưởng của chỉ số này đến TTCK là khá rõ ràng.

Xét biến X_4 (lãi suất tái chiết khấu), $\beta_5 = -2.914796$ nghĩa là khi lãi suất tái chiết khấu tăng 1% thì chỉ số VN-Index giảm 2.91%. Điều này khá hợp lý vì khi lãi suất chiết khấu cao hơn lãi suất thị trường, NHTU có thể thu được các NHTM phải dự trữ tiền mặt bổ sung khiến cho số nhân tiền tệ giảm xuống (vì bội số của tiền gửi sẽ giảm) để làm giảm lượng cung tiền. Điều này sẽ làm giảm tính thanh khoản của TTCK. Đồng thời, với một lượng cung tiền hạn hẹp, TTCK sẽ khó có sự khởi sắc.

Với $t = -1.242118$, $p = 0.2185 > 0.05$ nên chỉ số lãi suất tái chiết khấu trong mô hình không có ý nghĩa thống kê.

Khi loại bỏ biến Chỉ số tỷ giá và lãi suất tái chiết khấu ra khỏi mô hình ta có mô hình mới:

Bảng III.3

Dependent Variable: VNINDEX

Method: Least Squares

Date: 04/25/16 Time: 04:48

Sample: 2010M01 2015M12

Included observations: 72

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	502.4104	34.58973	14.52484	0.0000
X1	2.503721	0.216679	11.55495	0.0000
X2	-2.659122	0.183527	-14.48896	0.0000
R-squared	0.808143	Mean dependent var		497.3272
Adjusted R-squared	0.802582	S.D. dependent var		69.83471
S.E. of regression	31.02879	Akaike info criterion		9.748482
Sum squared resid	66432.21	Schwarz criterion		9.843343
Log likelihood	-347.9453	Hannan-Quinn criter.		9.786246
F-statistic	145.3214	Durbin-Watson stat		0.803658
Prob(F-statistic)	0.000000			

$$VNINDEX = 502.4104 + 2.503721 * \beta_1 - 2.659122 * \beta_2 + U_i$$

Để so sánh giữa 2 mô hình ta xét đến hệ số kiểm định R^2 . Trong mô hình đầu tiên ta có $R^2 = 81.25\%$ nói lên các biến đã giải thích được 81.25% sự thay đổi của biến VNINDEX, trong mô hình thứ 2 là 80.81%. Nếu từ đây đưa ra kết luận mô hình đầu tiên phù hợp hơn sẽ không chính xác vì 2 mô hình có số biến khác nhau nên ta sẽ sử dụng R^2 hiệu chỉnh. Ở mô hình thứ nhất số này là 80.13% còn mô hình 2 là 80.26%. Theo lý thuyết ta có thể kết luận mô hình 2 phù hợp hơn và có thể loại bỏ biến tỷ giá chỉ số và lãi suất tái chiết khấu ra khỏi mô hình 1. Tuy nhiên trong thực tế tác động của tỉ giá hối đoái và lãi suất tái chiết khấu đến TTCK là thực sự rõ ràng. Nên theo mô hình thì chỉ số tỷ giá và lãi suất tái chiết khấu không thể hiện được sự thay đổi của chỉ số VN-Index nhưng ta vẫn không loại ra khỏi mô hình.

Trở lại với mô hình đầu tiên. Kiểm định F của mô hình là 72.56507 với giả thuyết $H_0 : \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ có $p = 0.0000 < 5\%$ nên ta có thể bác bỏ H_0 cho rằng mô hình không phù hợp. Nghĩa là hàm hồi quy của chúng ta có ý nghĩa về mặt thống kê. Và các biến số kinh tế vĩ mô giải thích được 81.25 % sự thay đổi của chỉ số VN-Index, điều này cũng dễ hiểu vì còn tồn tại nhiều nhân tố khác tác động đến TTCK.

Kiểm định phương sai sai số thay đổi. Sử dụng kiểm định White ta có:

Bảng III.4

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.365545	Prob. F(14,57)	0.2004
Obs*R-squared	18.08345	Prob. Chi-Square(14)	0.2030
Scaled explained SS	10.13265	Prob. Chi-Square(14)	0.7524

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/25/16 Time: 04:49

Sample: 2010M01 2015M12

Included observations: 72

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	591.4252	229692.7	0.002575	0.9980
X1^2	0.803110	3.333582	0.240915	0.8105
X1*X2	2.702754	3.972808	0.680313	0.4991
X1*X3	-20.80567	16.38481	-1.269814	0.2093
X1*X4	-24.63379	25.22849	-0.976427	0.3330
X1	1895.129	1509.319	1.255619	0.2144
X2^2	-0.429986	1.251571	-0.343557	0.7324
X2*X3	-7.391740	11.16080	-0.662295	0.5105
X2*X4	22.87871	14.34591	1.594790	0.1163
X2	420.0699	898.7947	0.467370	0.6420
X3^2	29.40100	29.62658	0.992386	0.3252
X3*X4	-31.50613	68.06838	-0.462860	0.6452
X3	-2781.227	5100.276	-0.545309	0.5877
X4^2	-37.70890	65.63672	-0.574509	0.5679
X4	4065.660	7889.389	0.515333	0.6083
R-squared	0.251159	Mean dependent var		901.9005
Adjusted R-squared	0.067233	S.D. dependent var		1033.212
S.E. of regression	997.8744	Akaike info criterion		16.83218
Sum squared resid	56757936	Schwarz criterion		17.30649
Log likelihood	-590.9586	Hannan-Quinn criter.		17.02101
F-statistic	1.365545	Durbin-Watson stat		1.812386
Prob(F-statistic)	0.200354			

Nhận xét:

Giả thiết

 H_0 : Mô hình không có phương sai sai số thay đổi H_1 : Mô hình có phương sai sai số thay đổiObs*R-Square = $nR^2 = 18.08345 < X_{0.05}^2(14) = 23.7$ Ngoài ra Prob. Chi-Square (14) = 0.2030 > 0.05, vậy chấp nhận giả thiết H_0 .

Kết luận mô hình không có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

Kiểm tra tự tương quan: để kiểm tra sự tự tương quan trong mô hình, ta sử dụng kiểm định BG. Ta được bảng kết quả

Bảng III.5

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	25.45487	Prob. F(2,65)	0.0000
Obs*R-squared	31.62375	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 04/25/16 Time: 04:50

Sample: 2010M01 2015M12

Included observations: 72

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-9.992440	102.3220	-0.097657	0.9225
X1	-0.112698	0.442869	-0.254472	0.7999
X2	0.122991	0.242540	0.507095	0.6138
X3	0.125029	1.339780	0.093321	0.9259
X4	-0.683707	1.825438	-0.374544	0.7092
RESID(-1)	0.817176	0.119158	6.857925	0.0000
RESID(-2)	-0.316245	0.122305	-2.585700	0.0120
R-squared	0.439219	Mean dependent var		-1.17E-13
Adjusted R-squared	0.387454	S.D. dependent var		30.24241
S.E. of regression	23.66931	Akaike info criterion		9.258401
Sum squared resid	36415.36	Schwarz criterion		9.479744
Log likelihood	-326.3024	Hannan-Quinn criter.		9.346518
F-statistic	8.484955	Durbin-Watson stat		1.940616
Prob(F-statistic)	0.000001			

Đặt giả thiết: H_0 : MH không có tự tương quan H_1 : MH có tự tương quanTa thấy $(n-p)R^2 = 31.62375$ với Prob. Chi-Square(2) = 0.000Giá trị P-value này nhỏ hơn mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$, vậy bác bỏ H_0 , hay mô hình có hiện tượng tự tương quan bậc 2.**III. KẾT LUẬN**

Kết quả nghiên cứu cho thấy các yếu tố kinh tế vĩ mô có ảnh hưởng khá lớn đến biến động của TTCK Việt Nam. Điều đó được thể hiện rõ qua tác động của các chỉ số lên VN-index. Cụ thể: chỉ số giá tiêu dùng (CPI) và chỉ số tỷ giá USD có tác động thuận chiều lên chỉ số VN-index, chỉ số giá vàng và lãi suất tái chiết khấu của NHNN có tác động ngược chiều đến chỉ số VN-index.

Thị trường chứng khoán Việt Nam ra đời chưa lâu, đang còn khá nhỏ so với các thị trường lớn khác trên thế giới. Vì vậy rất dễ chịu tác động bởi các yếu tố của kinh tế thế giới cũng như các yếu tố kinh tế vĩ mô. Ngoài các yếu tố đưa ra ở trên còn rất nhiều các yếu tố khác như: tỷ lệ thất nghiệp, sản lượng công nghiệp,... Ngoài ra không chỉ các yếu tố vĩ mô mà còn

các yếu tố vi mô, các yếu tố bên trong doanh nghiệp. Việc nghiên cứu tác động đến thị trường chứng khoán đòi hỏi phải có được sự tổng hợp từ nhiều yếu tố khác nhau. Khi đầu tư vào thị trường nên xem xét ảnh hưởng của tất cả các nhân tố vĩ mô vì chúng có mối quan hệ mật thiết và tác động qua lại lẫn nhau cũng như tác động đến thị trường. Trong bài nghiên cứu này chúng tôi đã cố gắng thu thập số liệu cũng như trình bày các nhân tố có tác động lớn đến TTCK nhưng như vậy là chưa đủ. Ngoài những nhân tố kể trên còn có rất nhiều những nhân tố khác tác động đến TTCK như ảnh hưởng luồng vốn nước ngoài, tâm lý nhà đầu tư, hạn chế của thị trường...

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Giáo trình “Thị trường chứng khoán” – TS. Nguyễn Thanh Phương
- [2] Abdalla, I.S.A. and Murinde, V. (1997), “Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Financial Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan, and the Philippines”, *Applied Financial Economics*, Vol.7, pp.25-35;
- [3] Ajayi, R.A. and Mougoue, M. (1996), “On the Dynamic Relation between Stock Prices and Exchange Rates”, *The Journal of Financial Research*, No.19, pp.193-207;
- [4] Mukherjee, T.K. and Naka, A. (1995), “Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model”, *Journal of Financial Research*, Vol.18, No.2, pp.223-237;
- [5] Solnik, B. (1987), “Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models: A Note”, *The Journal of Finance*, Vol.42, pp.141-149;
- [6] Nguyễn Minh Kiều và Bùi Kim Yến (2009), *Thị trường tài chính*, NXB Thống Kê;
- [7] Nguyễn Thị Hòa (2011), “Mối quan hệ giữa giá vàng và lạm phát tại Việt Nam”, Luận văn thạc sĩ, Đại học Kinh Tế TP. Hồ Chí Minh.

ĐÁNH GIÁ CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN TĂNG TRƯỞNG BỀN VỮNG CỦA CÁC CÔNG TY THỦY SẢN NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

SV: **Phạm Xuân Toàn, Nguyễn Đức Tiên, Nguyễn Thị Lệ**
Học viện Tài Chính
GHD: **TS. Cù Thu Thủy, TS. Phạm Thị Thanh Hòa**

TÓM TẮT

Bài nghiên cứu tổng hợp lý thuyết về tăng trưởng bền vững của các doanh nghiệp và kết quả của các nghiên cứu về tăng trưởng bền vững của các doanh nghiệp trước đây. Từ đó, chọn lọc các nhân tố và kiểm định sự ảnh hưởng đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các Công ty Thủy sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2010-2015. Nghiên cứu đã tìm ra được 2 nhân tố thực sự có ảnh hưởng đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các Công ty Thủy sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam là tỷ lệ lợi nhuận giữ lại (tương quan +) và vòng quay tài sản (tương quan +). Nghiên cứu cũng chỉ ra không có sự khác nhau giữa nhóm các công ty sử dụng đòn bẩy tài chính ở mức thấp và nhóm sử dụng đòn bẩy tài chính ở mức cao đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các Công ty ngành Thủy sản. Dựa trên kết quả thực nghiệm đó, nghiên cứu đưa ra một số giải pháp, kiến nghị giúp các Công ty Thủy sản ở Việt Nam tăng trưởng bền vững trong tương lai.

Từ khóa: *Tăng trưởng bền vững, Công ty Thủy sản, Công ty niêm yết, thị trường chứng khoán Việt Nam, các nhân tố ảnh hưởng*

1. Giới thiệu

Mọi sự vật hiện tượng luôn luôn có sự vận động, các doanh nghiệp cũng vậy, luôn luôn vận động để ngày càng phát triển hơn và đạt được các mục tiêu của mình. Trong nền kinh tế thị trường hiện nay, doanh nghiệp nào không có sự tiến lên nghĩa là doanh nghiệp đó đang tụt lùi dần so với các doanh nghiệp khác. Do đó, các doanh nghiệp luôn luôn cần có sự tăng trưởng, tăng trưởng là điều kiện cần thiết cho sự tồn tại và phát triển của doanh nghiệp. Nếu không tăng trưởng thường xuyên hoặc kinh doanh thua lỗ kéo dài sẽ đưa doanh nghiệp đến suy thoái và phá sản. Tuy nhiên, thực tế hiện nay, các doanh nghiệp dường như mới chỉ chú trọng nhiều đến việc tăng trưởng cao hay là tối đa hóa lợi nhuận của doanh nghiệp mà chưa có sự quan tâm thích đáng đến việc tăng trưởng trong sự phù hợp với tốc độ gia tăng doanh số mà vẫn không làm cạn kiệt các nguồn nội lực tài chính của công ty, nói cách khác là tăng trưởng một cách bền vững. Đây là một câu hỏi khó đòi hỏi các nhà quản trị tài chính cần phải giải đáp.

Trên thế giới, đã có nhiều nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm về tăng trưởng bền vững. Tuy nhiên, chưa có nhiều bài nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng đến tăng trưởng bền vững của doanh nghiệp. Một vài nghiên cứu tìm ra mối quan hệ của các nhân tố đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững trên thế giới như bài nghiên cứu của Alam và Zahid nghiên cứu về mặt lý thuyết tác động của đòn bẩy tài chính đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững, hay bài nghiên cứu của Amouzesh, Moeinfar, Mousavi nghiên cứu mối quan hệ của tỷ lệ tăng trưởng bền vững và tính thanh khoản, hiệu suất của các công ty trên thị trường chứng khoán Iran. Ở Việt Nam, tăng trưởng bền vững là một khái niệm rộng và mọi người thường nghĩ đến sự tăng trưởng mà không làm suy giảm các lợi ích liên quan như vấn đề môi trường hay xã hội. Thực tế là chưa có nhiều nghiên cứu về tăng trưởng bền vững về mặt tài chính của các doanh nghiệp, tức tăng trưởng ổn định trong dài hạn và luôn giữ được một trạng thái tài chính lành mạnh trong suốt thời gian đó.

Các doanh nghiệp Thủy sản Việt Nam trong thời gian vừa qua đã có sự phát triển mạnh mẽ. Thị trường xuất khẩu được mở rộng. Tuy nhiên tiến trình hội nhập kinh tế quốc tế ngày càng sâu rộng, các rào cản và tranh chấp thương mại quốc tế phát sinh ngày càng nhiều, thị trường tiêu thụ và giá cả xuất khẩu diễn biến phức tạp làm cho sản xuất thủy sản chứa đựng nhiều yếu tố thiếu vững chắc. Nếu không có những chiến lược về tăng trưởng bền vững thì các doanh nghiệp ngành Thủy sản sẽ không thể tận dụng được những lợi thế sẵn có và có thể rơi vào suy, phá sản ngay cả khi đang hoạt động trên sân nhà. Bài nghiên cứu của nhóm tác giả sẽ đi tìm những nhân tố có ảnh hưởng đến tăng trưởng bền vững của các Công ty Thủy sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong thời gian vừa qua để từ đó đề xuất những biện pháp giúp doanh nghiệp tăng trưởng bền vững.

2. Cơ sở lý thuyết

Tăng trưởng bền vững:

Trên góc độ doanh nghiệp, tăng trưởng có thể được hiểu là sự gia tăng quy mô về kinh doanh, hoặc quy mô doanh thu, lợi nhuận đạt được trong quá trình sản xuất kinh doanh của mình. Một số chỉ tiêu dùng để đánh giá tình hình tăng trưởng của một doanh nghiệp thường dùng là: tăng trưởng về tài sản, tăng trưởng về vốn chủ sở hữu, tăng trưởng về doanh thu, lợi nhuận, tăng trưởng về dòng tiền. Đối với công ty cổ phần, có một chỉ tiêu đánh giá tình hình tăng trưởng của công ty cũng được áp dụng rộng rãi là tăng trưởng về giá cổ phiếu trên thị trường.

Tuy nhiên, tăng trưởng không phải là điều kiện đủ để giúp doanh nghiệp có thể tồn tại và phát triển dài hạn trong tương lai. Một doanh nghiệp tăng trưởng quá nhanh với nhiều cơ hội đầu tư đòi hỏi nhu cầu vốn lớn hơn. Công ty sẽ phải huy động nhiều nguồn vốn hơn để đáp ứng nhu cầu đầu tư đó và điều này sẽ chứa đựng nhiều yếu tố mạo hiểm. Việc huy động vốn chủ sở hữu sẽ gặp nhiều khó khăn do các nhà đầu tư luôn khôn ngoan trong việc quyết định đầu tư vào doanh nghiệp có tốc độ tăng trưởng quá nhanh. Kể cả có thể huy động được nguồn vốn chủ sở hữu, doanh nghiệp sẽ gặp phải nhiều hệ lụy như loãng giá cổ phiếu, áp lực chi trả cổ tức... Nếu các công ty huy động từ vay nợ thì đòn bẩy tài chính sẽ cao hơn, rủi ro tài chính có thể gặp phải sẽ rất cao trong trường hợp công ty không hoạt động như mong muốn. Ngược lại, nếu doanh nghiệp tăng trưởng quá thấp, trong dài hạn, doanh nghiệp sẽ gặp khó khăn bởi việc thiếu đi những cơ hội đầu tư và khó có thể duy trì được sinh lời trong dài hạn. Do đó, để đảm bảo sự tồn tại và phát triển trong dài hạn đòi hỏi doanh nghiệp cần tăng trưởng một cách bền vững, không quá nhanh và không quá chậm, luôn đảm bảo trạng thái tài chính lành mạnh cho công ty.

Như vậy, doanh nghiệp duy trì tốc độ tăng trưởng như thế nào mới là bền vững? Có nhiều quan niệm về tỷ lệ tăng trưởng bền vững.

“Tỷ lệ tăng trưởng bền vững là tỷ lệ tăng trưởng lợi nhuận và cổ tức cho chủ sở hữu hiện hành mà không làm thay đổi cơ cấu nguồn vốn và không phải huy động vốn chủ sở hữu từ bên ngoài” (Giáo trình TCDN, Học viện Tài chính, NXB Tài chính 2013, trang 125,126).

“Tỷ lệ tăng trưởng bền vững được định nghĩa là tỷ lệ phần trăm tăng doanh số bán hàng hằng năm phù hợp với một chính sách tài chính cố định (tỷ lệ nợ trên vốn chủ sở hữu, tỷ lệ chi trả cổ tức mục tiêu, tỷ suất lợi nhuận mục tiêu, vòng quay tổng tài sản)”. (Higgins - 1997)

Theo Plattiet al (1995), *“tăng trưởng bền vững là tỷ lệ mà tại đó doanh thu và tài sản của một công ty có thể tăng lên nếu công ty không phát hành vốn chủ sở hữu mới và mong muốn duy trì cấu trúc tài chính của nó”*.

Nhìn chung, các tác giả đều đưa ra quan niệm về tỷ lệ tăng trưởng bền vững tương đối giống nhau đó là tốc độ tăng trưởng tối đa trong sự phù hợp với tốc độ gia tăng doanh số mà vẫn không làm cạn kiệt các nguồn nội lực tài chính của công ty. Ta có thể rút ra khái niệm về tỷ lệ tăng trưởng bền vững như sau: tỷ lệ tăng trưởng bền vững là tỷ lệ tăng trưởng tối đa mà doanh nghiệp có thể đạt được mà không phải huy động nguồn vốn chủ sở hữu từ bên ngoài trong khi vẫn duy trì cơ cấu nguồn vốn mục tiêu. Tỷ lệ tăng trưởng bền vững còn được gọi là tỷ lệ tăng trưởng từ nội lực cho chủ sở hữu hiện hành, tỷ lệ này được tạo ra từ sự gia tăng thêm vốn chủ sở hữu nhưng số vốn này lại được hình thành từ lợi nhuận giữ lại tái đầu tư.

Các nhân tố ảnh hưởng đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững:

Để có thể chỉ ra được các nhân tố ảnh hưởng đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững, ta xuất phát từ công thức tính tỷ lệ tăng trưởng bền vững. Tỷ lệ tăng trưởng bền vững (SGR) được Robert C. Higgins (1977) phát triển mô tả sự tăng trưởng tối ưu từ một góc độ tài chính giả định, một chiến lược rõ ràng về điều kiện tài chính. Mô hình tỷ lệ tăng trưởng bền vững của Higgins dựa trên rất nhiều giả định như khấu hao là đủ để duy trì giá trị của tài sản hiện có, tỷ suất lợi nhuận vẫn ổn định, vòng quay tổng tài sản là không đổi, công ty duy trì cơ cấu vốn và chính sách chi trả cổ tức hiện tại. Về cơ bản, nó được tính như sau:

$$\text{HSGR} = \text{RI}/\text{NPAT} * \text{PBIT}/\text{S} * \text{NPBT}/\text{PBIT} * (1 - \text{T}) * \text{S}/\text{NA} * \text{NA}/\text{E}$$

Trong đó:

NPAT = Lợi nhuận thuần sau thuế

NPBT = Lợi nhuận thuần trước thuế

S = Doanh thu

RI = Lợi nhuận giữ lại

E = Giá trị sổ sách của cổ phiếu

NA = Tài sản thuần

PBIT = Lợi nhuận trước lãi vay và thuế

T = Thuế suất thuế TNDN

Trong khi đó, Van Horne (1987) đã phát triển một mô hình tăng trưởng bền vững để đo lường tốc độ tăng trưởng bền vững của doanh nghiệp. Mô hình này bao gồm các chỉ số kế toán như lợi nhuận biên, tỷ lệ tài sản trên doanh thu, tỷ lệ lợi nhuận giữ lại và giá trị vốn chủ sở hữu. Mô hình này ước tính tỷ lệ tăng trưởng dựa trên tình hình kinh doanh, khả năng tài chính và chính sách chi trả cổ tức của doanh nghiệp.

$$\text{VSGR} = ((\text{b} (\text{NPBT}/\text{TO}) * (1 + \text{D}/\text{E})) / ((\text{A}/\text{S}) - (\text{b} (\text{NPBT}/\text{TO}) * (1 + \text{D}/\text{E}))))$$

Trong đó:

D/E = Hệ số nợ trên VCSH

A/S = Tổng tài sản trên doanh thu

b = Tỷ lệ giữ lại

RI = Lợi nhuận giữ lại

TO = Doanh thu

NA = Tài sản thuần

Tỷ lệ tăng trưởng của Van Horne là mô hình mô tả định lượng tốc độ tăng trưởng bền vững có mối quan hệ với thu nhập từ bán hàng. Van Horne và Wachowicz (2008) giải thích rằng yếu tố quyết định tăng trưởng doanh số bán hàng là không đổi với thực trạng của công ty và thị trường tài chính. Dhannapal và Ganesan (2010) chỉ ra rằng mô hình của Van Horne là một công cụ mạnh mẽ để kiểm tra tính nhất quán giữa các mục tiêu tăng trưởng doanh số bán hàng, hiệu quả hoạt động và mục tiêu tài chính của một doanh nghiệp.

Trong một nghiên cứu gần đây về tỷ lệ tăng trưởng bền vững, Fonseka và cộng sự (2012) đã xem xét liệu có một sự khác biệt đáng kể giữa hai mô hình xác định tỷ lệ tăng trưởng bền vững được sử dụng phổ biến của Higgins và Van Horne. Một mục tiêu nữa là phân tích xem sự khác biệt trong hai cách ước lượng SGR có liên quan đến sự thay đổi trong các đặc điểm chung về tài chính của một công ty và đưa ra đề nghị cho việc sử dụng các mô hình tốc độ tăng trưởng bền vững trong các tình huống tài chính khác nhau của từng công ty. Nghiên cứu này xác nhận rằng mô hình của Higgins và Van Horne cho kết quả về tỷ lệ tăng trưởng xấp xỉ như nhau liên quan đến các đặc điểm phổ biến nhất về tài chính của một công ty như tính thanh khoản, đòn bẩy, lợi nhuận, dòng tiền... Từ hai mô hình này, ta có thể hiểu tốc độ tăng trưởng bền vững là một khái niệm thực tế được sử dụng như là một kế hoạch chiến lược và công cụ kiểm soát của một doanh nghiệp thông qua điều chỉnh các nhân tố ảnh hưởng đến các đặc điểm về tài chính.

Đồng thời, ta có thể hiểu tỷ lệ tăng trưởng bền vững ở một công ty không khác tỷ lệ tăng trưởng của vốn chủ. Bởi, số vốn sử dụng bổ sung đầu tư cho phần tài sản khi doanh nghiệp có nhu cầu tăng doanh thu để tăng trưởng mà không muốn phát hành cổ phiếu mới thì chỉ có thể lấy từ lợi nhuận để lại (vốn chủ sở hữu nội sinh) và gia tăng nợ vay. Mặt khác, do doanh nghiệp muốn giữ cho cơ cấu vốn tối ưu thì khi vốn chủ tăng, nợ vay cũng phải tăng theo tỷ lệ tương

úng. Nếu gọi (g) là tỷ lệ tăng trưởng bền vững, ta có phương trình tăng trưởng bền vững như sau:

$$g = \text{ROE} \times \text{Tỷ lệ lợi nhuận để lại}$$

Dựa vào phân tích Dupont ta có thể viết lại phương trình tăng trưởng bền vững như sau:

$$g = \text{Hệ số lãi ròng} \times \text{Vòng quay tổng tài sản} \times 1/(1-H_n) \times \text{Tỷ lệ lợi nhuận để lại}$$

Trong đó:

Hệ số lãi ròng = LN sau thuế/Doanh thu thuần

Vòng quay tổng tài sản = Doanh thu thuần/ Tổng tài sản bình quân

H_n: Hệ số nợ = Tổng nợ/ Tổng tài sản

Qua phương trình trên, ta thấy tỷ lệ tăng trưởng quan hệ chặt chẽ với mức độ tích lũy, hiệu quả kinh doanh và chính sách tài trợ của doanh nghiệp. Tỷ lệ tăng trưởng bền vững của doanh nghiệp là tích của bốn hệ số. Trong đó, vòng quay tổng tài sản và tỷ suất lợi nhuận sau thuế trên doanh thu (hệ số lãi ròng) phản ánh tình hình hoạt động của doanh nghiệp. Đây là hai nhân tố do chính sách đầu tư vốn tạo ra. Hệ số $1/(1 - \text{hệ số nợ})$ phản ánh mức độ sử dụng đòn bẩy tài chính hay nó cho biết chính sách tài trợ của công ty. Tỷ lệ lợi nhuận để lại phản ánh chính sách phân chia lợi nhuận sau thuế của công ty. Thông qua nghiên cứu mối quan hệ giữa các nhân tố kể trên cho thấy nhà quản trị muốn tối đa hoá giá trị công ty phải tối đa hoá được tỷ lệ tăng trưởng dòng tiền cho chủ sở hữu trong tương lai.

Bên cạnh những nhân tố được lựa chọn dựa trên mô hình Dupont, nghiên cứu còn xem xét sự tác động trực tiếp của chính sách đầu tư vào tài sản cố định và sự tác động của khả năng thanh toán lãi vay đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các Công ty Thủy sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Các nghiên cứu trước đây:

Các bài nghiên cứu trong nước:

Trong nước, chưa có nhiều bài nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng tới tăng trưởng bền vững của công ty. Các nghiên cứu mới chỉ dừng lại ở việc nghiên cứu mối quan hệ giữa tăng trưởng bền vững của nền kinh tế với nhân tố lạm phát. Vì vậy, đây vẫn là chủ đề nghiên cứu mới ở Việt Nam.

Các bài nghiên cứu nước ngoài:

Bài nghiên cứu “*Study on the Enterprise Sustainable Growth and the Leverage Mechanism*” (nghiên cứu về tăng trưởng bền vững của doanh nghiệp và cơ chế đòn bẩy) của Rui Huang & Guiying Liu cho rằng tăng trưởng bền vững là điều kiện cần thiết cho sự tồn tại và phát triển của doanh nghiệp, và nó là thước đo để đo lường sức khỏe của doanh nghiệp. Trong bài viết này, các tác giả đã so sánh mô hình tăng trưởng bền vững của James C VanHorne và mô hình tăng trưởng bền vững của Robert C Higgins, và phân tích mức độ tác động của mức độ sử dụng hai dạng đòn bẩy - đòn bẩy tài chính và đòn bẩy kinh doanh - tới lợi nhuận, và thiết lập mô hình tăng trưởng bền vững dựa trên tác động đòn bẩy. Mô hình tăng trưởng bền vững dựa trên tác động của đòn bẩy có thể làm cho các nhà đầu tư quan tâm đến chức năng của hai loại đòn bẩy, thiết kế các chỉ số tài chính khác nhau phù hợp với sự tồn tại và phát triển của doanh nghiệp, đầu tư và tài trợ hợp lý để hiện thực hóa sự tăng trưởng bền vững của doanh nghiệp.

Bài nghiên cứu “*Sustainable Growth Rate, Optimal Growth Rate, and Optimal Payout Ratio: A Joint Optimization Approach*” (Tỷ lệ tăng trưởng bền vững, tỷ lệ tăng trưởng tối ưu và tỷ lệ chi trả cổ tức tối ưu: Một cách tiếp cận đồng thời tối ưu) của Hong-Yi Chen, Manak C. Gupta, Alice C. Lee, Cheng-Few Lee có mục đích chính là (1) mở rộng mô hình tăng trưởng bền vững của Higgins (1977, 1981, và 2008) bằng việc cho phép huy động vốn chủ mới, và (2) rút ra một mô hình năng động tối ưu hóa đồng thời tỷ lệ tăng trưởng và tỷ lệ chi trả cổ tức. Bằng việc cho phép tỷ lệ tăng trưởng và số cổ phần phát hành thay đổi đồng thời theo thời gian, bài nghiên cứu tối ưu hóa giá trị của công ty nhằm đạt được tỷ lệ tăng trưởng tối ưu và tỷ lệ tăng trưởng ổn định xét trên một phương trình logic. Sử dụng phương pháp phân tích so sánh tĩnh, bài nghiên cứu phân tích tỷ lệ tăng trưởng tối ưu có thể bị ảnh hưởng như thế nào bởi thời

gian đầu tư, mức độ hoàn hảo của thị trường, tỷ suất lợi nhuận vốn chủ sở hữu, và tỷ lệ tăng trưởng gốc.

Bài nghiên cứu “*Sustainable Growth Rate and Optimal Capital Structure*” (tỷ lệ tăng trưởng bền vững và cấu trúc vốn tối ưu) của S. M. Ikhtiar Alam và Md. Shahidul Islam Zahid cho rằng tỷ lệ tăng trưởng bền vững (SGR) là tỷ lệ tăng trưởng tối đa về doanh thu, được đo lường từ một mức doanh số cơ sở, mà một công ty có thể đạt được mà không huy động bất kỳ nguồn vốn cổ phần bổ sung nào từ bên ngoài trong khi duy trì một hệ số nợ trên vốn chủ (D/E) mục tiêu, với tỉ lệ lợi nhuận giữ lại cho trước. Bài viết này nghiên cứu ảnh hưởng của tỷ lệ D/E tới tỷ lệ tăng trưởng bền vững thông qua việc đề xuất một công thức mới để tính toán tỷ lệ tăng trưởng bền vững. Bài nghiên cứu đề xuất công thức SGR là một công cụ thay thế để xác định tỷ lệ D/E tối ưu với một mức độ dự báo cho trước tỷ lệ tăng trưởng doanh thu của một công ty. Nghiên cứu thấy rằng khi hệ số D/E tăng, SGR cũng tăng và ở một mức độ nào đó của hệ số D/E, SGR đạt mức tối đa. Sau mức đó, SGR giảm. Mối quan hệ này giữa SGR và hệ số D/E là đúng nếu một công ty không phải đang trải qua tình trạng kiệt quệ tài chính.

Như vậy có thể thấy có khá nhiều các nghiên cứu thực nghiệm của nước ngoài về tỷ lệ tăng trưởng bền vững. Tuy nhiên rất ít bài nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của doanh nghiệp cho một ngành nghề cụ thể.

3. Xây dựng mô hình

3.1. Thu thập và xử lý số liệu

Dữ liệu trong bài nghiên cứu được thu thập từ các báo cáo tài chính đã được kiểm toán và các tài liệu khác của 19 Công ty Thủy sản niêm yết trên tất cả các sàn chứng khoán ở Việt Nam từ năm 2010 – 2015, sau đó được xử lý để phục vụ quá trình nghiên cứu. Số liệu thu thập được là dữ liệu bảng (panel data) gồm 19 Công ty từ năm 2010 đến năm 2015 (do vậy có tất cả 114 quan sát).

3.2. Chọn lọc các biến cho mô hình

Nghiên cứu này sẽ sử dụng tỷ lệ tăng trưởng bền vững (G) làm biến phụ thuộc. Biến phụ thuộc G được tính như sau:

$$G = RTR \times ROE$$

Trong đó:

RTR: tỷ lệ lợi nhuận giữ lại

ROE: tỷ suất lợi nhuận sau thuế trên vốn chủ sở hữu

Các biến giải thích đại diện cho các nhân tố được xem xét sự ảnh hưởng đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các Công ty Thủy sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Nghiên cứu sẽ đi xem xét sự ảnh hưởng của sáu (06) nhân tố đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các Công ty ngành Thủy sản, đó là: (1) Nhân tố *Tỷ suất lợi nhuận sau thuế trên doanh thu thuần* (ROS) được đo bằng lợi nhuận sau thuế trên doanh thu thuần, (2) Nhân tố *Vòng quay tài sản* (VTS) được đo bằng doanh thu thuần trên tổng tài sản, (3) Nhân tố *Hệ số nợ* (TDB) được đo bằng nợ phải trả thời điểm đầu năm t trên tổng nguồn vốn đầu năm t, (4) Nhân tố *Tỷ lệ lợi nhuận giữ lại* (RTR) được đo bằng lợi nhuận sau thuế đã loại bỏ phần cổ tức bằng tiền trên tổng lợi nhuận sau thuế, (5) *Hệ số đầu tư vào tài sản cố định* (FIR) được đo bằng tài sản cố định tại thời điểm đầu năm t trên tổng tài sản tại thời điểm đầu năm t, (6) *Hệ số thanh toán lãi vay* (HLV) được đo bằng lợi nhuận trước lãi vay và thuế trên lãi vay.

Dựa trên cơ sở lý thuyết và những nghiên cứu trước đây, nghiên cứu đưa ra chiều hướng tác động kỳ vọng của các nhân tố tới tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các Công ty Thủy sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2010-2015 như sau (Dấu “-” thể hiện tác động ngược chiều, dấu “+” thể hiện tác động cùng chiều):

Bảng 1: Chiều hướng tác động của các nhân tố

STT	Nhân tố	Ký hiệu	Dấu kỳ vọng
1	Tỷ suất lợi nhuận sau thuế trên doanh thu thuần	ROS	+
2	Vòng quay tài sản	VTS	+
3	Hệ số nợ	TDB	+/-
4	Tỷ lệ lợi nhuận giữ lại	RTR	+
5	Hệ số đầu tư vào tài sản cố định	FIR	+
6	Hệ số thanh toán lãi vay	HLV	+

Nguồn: Tác giả tổng hợp dựa trên cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu trước đây

3.3. Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu sẽ xây dựng mô hình hồi quy tuyến tính có dạng như sau:

$$G_{it} = \alpha + \beta F_{it} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

G_{it} là tỷ lệ tăng trưởng bền vững của công ty i năm t

F_{it} là tập hợp các nhân tố quan sát tại công ty i năm t

3.4. Phương pháp ước lượng

Nghiên cứu sử dụng phần mềm Stata để tiến hành ước lượng các tham số và thực hiện kiểm định cần thiết cho nghiên cứu. Trước tiên, nghiên cứu sẽ tiến hành: (1) thống kê mô tả để có những thông số cơ bản về các biến, (2) kiểm định tính dừng của các biến, (3) phân tích sơ bộ bằng hệ số tương quan giữa các nhân tố đối với tỷ lệ tăng trưởng bền vững qua từng năm, qua đó có những nhận định ban đầu về chiều hướng và sự ổn định trong chiều hướng tác động của các nhân tố lên tỷ lệ tăng trưởng bền vững.

Sau khi có những kết quả đánh giá về chiều hướng tác động, nghiên cứu sẽ tiến hành các bước để hồi quy mô hình. Do số liệu thu thập và được xử lý ở dạng bảng nên đề tài sử dụng ba phương pháp: (1) Phương pháp bình phương nhỏ nhất pooled (pooled least square regression – Pooled OLS); (2) Mô hình hồi quy tác động cố định (fixed effects model - FEM); (3) Mô hình hồi quy tác động ngẫu nhiên (random effects model - REM).

- Kiểm định Hausman cho thấy REM phù hợp hơn FEM.

- Kiểm định Preusch and Pagan Lagrangian multiplier cho kết quả là REM là mô hình phù hợp hơn Pooled OLS.

Vì vậy, nghiên cứu sử dụng REM hồi quy mô hình để tìm ra những nhân tố có tác động đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của Công ty Thủy sản trong giai đoạn 2010-2015. Sau đó, nghiên cứu sẽ tiến hành kiểm định các khuyết tật cho mô hình và sẽ có những hiệu chỉnh khắc phục các khuyết tật để cho kết phù hợp hơn.

Bên cạnh đó, nghiên cứu sẽ sử dụng biến giả để chia 19 Công ty Thủy sản thành hai nhóm theo tiêu chí sử dụng đòn bẩy tài chính ở mức cao và sử dụng đòn bẩy tài chính ở mức thấp để xem xét có sự khác nhau nào giữa chúng đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của hai nhóm đó hay không. Nghiên cứu sẽ tiến hành hồi quy và kiểm định khuyết tật của mô hình và có hiệu chỉnh nếu có khuyết tật.

4. Kết quả thực nghiệm sự ảnh hưởng của các nhân tố đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2: Bảng thống kê mô các biến

variable	N	mean	p50	sd	min	max	cv	skewness	kurtosis
g	114	.0622351	.02815	.0890046	0	.4772	1.430135	2.498228	10.25082
ros	114	-.0851579	.0219	.6782847	-5.7545	.3643	-7.965024	-6.647501	50.16051
vts	114	1.301395	1.21415	.7547456	.0977	3.6384	.5799513	.8072931	3.536689
rtr	114	.4921789	.44505	.3878564	0	1	.7880395	.142299	1.49688
tdb	114	.6157781	.6141	.243223	.1065	1.5639	.3949849	.363882	4.549093
fir	114	.2225965	.1991	.1049959	.0459	.6175	.4716873	1.05067	4.195506
hlv	114	6.890701	1.87895	16.70377	-11.904	112.3492	2.424104	4.028824	20.95318

Nhìn vào bảng 2, có thể thấy, tỷ lệ tăng trưởng bền vững trung bình của 19 Công ty Thủy sản là 6.22%, tức trung bình nếu đem 100 đồng vốn chủ sở hữu sử dụng vào kinh doanh và đem lại hiệu quả thì sẽ có 6.22 đồng lợi nhuận sau thuế được giữ lại để tái đầu tư. Đây là tỷ lệ không phải là cao. Tuy nhiên, đối với tình trạng khó khăn của ngành Thủy sản thì việc có được lợi nhuận giữ lại và lợi nhuận để chia cổ tức cho các cổ đông vẫn là thành tích hết sức đáng khích lệ.

4.2. Kiểm định tính dừng của các biến

Nghiên cứu sử dụng tiêu chuẩn Harris-Tzavalis và Levin-Lin-Chu để kiểm định tính dừng của các biến với giả thuyết như sau:

H_0 : Dữ liệu là chuỗi không dừng

H_1 : Dữ liệu là chuỗi dừng

Kết quả kiểm định của cả hai phương pháp với mức ý nghĩa 5% thì tất cả các chuỗi dữ liệu trong mẫu nghiên cứu là các chuỗi dừng.

4.3. Ma trận tương quan giữa các biến và những phân tích sơ bộ

- Ma trận tương quan:

Bảng 3: Ma trận tương quan giữa các biến

	g	ros	vts	rtr	tdb	fir	hlv
g	1.0000						
ros	0.1471	1.0000					
vts	0.3970	0.2682	1.0000				
rtr	0.4788	0.2288	0.1023	1.0000			
tdb	0.0981	-0.1790	-0.1437	0.2918	1.0000		
fir	0.1612	0.0706	0.0272	0.1369	0.1068	1.0000	
hlv	0.0006	0.1621	0.1669	-0.1465	-0.5173	-0.1120	1.0000

Bảng kết quả cho thấy, giữa các biến độc lập không có hệ số tương quan quá lớn (lớn hơn 0.6).

- Chiều hướng tác động của các nhân tố tới tỷ lệ tăng trưởng bền vững qua các năm dựa trên hệ số tương quan:

Kết quả phân tích sơ bộ sau sẽ cho thấy mối tương quan giữa các nhân tố có thể ảnh hưởng được xem xét với tỷ lệ tăng trưởng bền vững qua từng năm (trong giai đoạn 2010-2015). Qua đó ta có thể thấy được diễn biến của sự tương quan giữa các nhân tố ảnh hưởng với tỷ lệ tăng trưởng bền vững theo thời gian. Mỗi kí hiệu +/- thể hiện sự tương quan thuận hay nghịch giữa các nhân tố với tỷ lệ tăng trưởng bền vững của từng năm.

Bảng 4: Tương quan giữa các nhân tố với tỷ lệ tăng trưởng bền vững trong giai đoạn 2010-2015

Nhân tố	G
ROS	[+ + + + +]
RTR	[+ + + + +]
VTS	[+ + + + +]
TDB	[+ - - + +]
FIR	[- - + + +]
HLV	[- + - - +]

Từ bảng 4, có thể thấy được sự tương quan ổn định của một vài nhân tố qua tất cả các năm là hệ số lợi nhuận sau thuế trên doanh thu (ROS), tỷ lệ lợi nhuận giữ lại (RTR), số vòng quay vốn kinh doanh (VTS). Các nhân tố còn lại, hệ số đầu tư vào tài sản cố định (FIR), hệ số nợ (TDB) và hệ số thanh toán lãi vay (HLV) có sự tương quan không ổn định qua các năm. Dựa vào các mối tương quan này, có thể dự đoán được chiều hướng tác động của các nhân tố có thể ảnh hưởng đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các Công ty Thủy sản trong giai đoạn 2010-2015. Tuy nhiên, đây mới chỉ là tương quan cặp giữa các nhân tố và tỷ lệ tăng trưởng bền vững nên chưa thể kết luận được nhân tố nào thực sự ảnh hưởng đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các Công ty Thủy sản. Để kết luận được, cần kiểm chứng một cách hệ thống và toàn diện hơn.

4.4. Ước lượng mô hình

4.4.1. Lựa chọn mô hình hồi quy

Nghiên cứu sẽ đi tiến hành các kiểm định để xem mô hình nào trong ba mô hình REM, FEM và Pooled OLS là phù hợp nhất.

- Trước tiên, lựa chọn giữa mô hình REM và FEM bằng kiểm định Hausman cho kết quả lựa chọn mô hình REM:

Bảng 5: Kết quả kiểm định Hausman

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fe	(B) re		
ros	-.0063355	-.005405	-.0009306	.005285
vts	.0626421	.0466627	.0159794	.0199462
rtr	.0982363	.0973258	.0009105	.0095964
tdb	.0875542	.0283827	.0591714	.0522539
fir	.1349721	.102933	.032039	.0539475
hlv	.0002614	.0002755	-.0000142	.0002423

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \text{chi2}(6) &= (b-B)' [(V_b-V_B)^{-1}] (b-B) \\ &= 2.33 \\ \text{Prob}>\text{chi2} &= 0.8875 \end{aligned}$$

- Lựa chọn giữa mô hình REM và Pooled OLS bằng kiểm định Preusch and Pagan Lagrangian multiplier cho kết quả mô hình REM là phù hợp.

Bảng 6: Kết quả kiểm định Preusch and Pagan Lagrangian multiplier

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$g[\text{idd},t] = Xb + u[\text{idd}] + e[\text{idd},t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
g	.0079218	.0890046
e	.0044347	.0665933
u	.0014298	.0378128

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 6.05
Prob > chibar2 = 0.0070

4.4.2. Ước mô hình và kiểm định các khuyết tật

Sau khi lựa chọn được mô hình hồi quy phù hợp là mô hình REM, nghiên cứu tiến hành hồi quy mô hình với 6 biến độc lập.

Kiểm định hiện tượng tự tương quan bậc một bằng kiểm định Wooldridge và kết quả là mô hình không có hiện tượng tự tương quan bậc một (Bảng 7).

Bảng 7: Kết quả kiểm định tự tương quan bậc một

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first order autocorrelation

F(1, 18) = 1.861

Prob > F = 0.1893

Kết quả ước lượng mô hình nghiên cứu có sử dụng tham số robust để điều chỉnh phương sai sai số thay đổi thể hiện trong bảng 8.

Bảng 8: Kết quả ước lượng sau khi tiến hành hiệu chỉnh

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	114
Group variable: idd	Number of groups	=	19
R-sq: within = 0.2681	Obs per group: min =		6
between = 0.5155	avg =		6.0
overall = 0.3609	max =		6
	Wald chi2(6)	=	71.78
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

(Std. Err. adjusted for 19 clusters in idd)

g	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ros	-.005405	.0050975	-1.06	0.289	-.0153959	.004586
vts	.0466627	.0130625	3.57	0.000	.0210607	.0722648
rtr	.0973258	.0239773	4.06	0.000	.0503311	.1443204
tdb	.0283827	.0372813	0.76	0.446	-.0446872	.1014526
fir	.102933	.0631948	1.63	0.103	-.0209264	.2267925
hlv	.0002755	.0002254	1.22	0.222	-.0001662	.0007172
_cons	-.0891421	.0375743	-2.37	0.018	-.1627864	-.0154978
sigma_u	.03781278					
sigma_e	.06659328					
rho	.24380828	(fraction of variance due to u_i)				

- Phát hiện các biến không phù hợp trong mô hình: dựa vào giá trị P-value thì chỉ có biến VTS và RTR có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 5%.

- Trong bảng báo cáo kết quả hồi quy mô hình, hệ số xác định $R^2 = 0.2681$, tức là các biến độc lập trong mô hình đã giải thích được 26.81% sự thay đổi của biến phụ thuộc.

- Mức độ phù hợp của mô hình hồi quy được thể hiện ở thống kê Chi2. Giá trị P-value của thống kê Chi2 là 0, nhỏ hơn mức ý nghĩa 5% nên với mức ý nghĩa 5% mô hình hồi quy là phù hợp.

Như vậy, qua kết quả ước lượng mô hình REM, có thể nhận xét rằng các nhân tố có ảnh hưởng trọng yếu đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các Công ty Thủy sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam gồm hai (02) nhân tố là tỷ lệ lợi nhuận giữ lại (RTR) và vòng quay của tài sản hay vòng quay của vốn kinh doanh (VTS).

Nhân tố vòng quay vốn kinh doanh (VTS) có mối tương quan dương với tỷ lệ tăng trưởng bền vững. Đây là nhân tố thể hiện hiệu suất hoạt động của các doanh nghiệp, cũng như thể hiện được trình độ quản trị vốn kinh doanh của doanh nghiệp. Kết quả thực nghiệm này phù hợp với phương trình tỷ lệ tăng trưởng bền vững, phù hợp với kỳ vọng của bài nghiên cứu và cũng phù hợp với các nghiên cứu khác trên thế giới. Những doanh nghiệp có vòng quay tài sản lớn, tức là nếu cùng một lượng tài sản nhưng công ty nào có thể sinh ra mức doanh thu lớn hơn từ lượng tài sản đó, công ty đó sẽ có được lợi nhuận cao hơn. Khi đó, dù công ty theo đuổi chính sách ổn định cổ tức hay thặng dư cổ tức hoặc cổ tức theo tỷ lệ cố định thì cũng đều có thể đem lại sự hài lòng hơn cho các chủ sở hữu. Nếu duy trì vòng quay tài sản lớn trong khi để lại lợi nhuận nhiều để tái đầu tư mở rộng thì các năm sau nữa, doanh nghiệp sẽ có thể có mức tăng trưởng cao và sự tăng trưởng đó được tài trợ bằng nguồn vốn nội sinh. Mặt khác, số vòng quay vốn kinh doanh lớn cũng giúp cho doanh nghiệp có thể thu hồi vốn nhanh, hạn chế rủi ro. Đồng thời doanh nghiệp có thể rút bớt khoản vốn dài hạn có chi phí cao thay bằng nguồn vốn ngắn hạn hơn và với chi phí thấp hơn. Điều này sẽ giúp doanh nghiệp giảm được chi phí sử dụng vốn. Tuy nhiên, việc giảm vốn dài hạn hay không còn phải phụ thuộc vào các chính sách huy động, nhu cầu đầu tư... của từng doanh nghiệp cụ thể và đi vào từng trường hợp cụ thể.

Nhân tố tỷ lệ lợi nhuận giữ lại (RTR) cũng có mối tương quan dương với tỷ lệ tăng trưởng bền vững (G). Nhân tố này là đại diện cho chính sách phân phối lợi nhuận của doanh nghiệp, đó là nên chia chiếc bánh lợi nhuận sau thuế như thế nào, một là chia cho cổ đông, hai là dùng để giữ lại tái đầu tư. Tất nhiên, để có thể có chính sách phân phối lợi nhuận thì điều kiện tiên quyết là công ty cần phải hoạt động tốt và có được lợi nhuận sau thuế. Lợi nhuận sau thuế dùng để trả cổ tức phải là lợi nhuận thực. Nếu chia cổ tức nhiều thì các cổ đông sẽ ngay lập tức có được một khoản tiền (hoặc sở hữu thêm cổ phiếu nếu công ty chia cổ tức bằng cổ phiếu), tránh được rủi ro cho khoản tiền của mình nếu dùng để giữ lại tái đầu tư cho tương lai. Tuy nhiên, việc chia cổ tức sẽ làm cho công ty mất đi một nguồn tài trợ nội sinh để có thể đầu tư mở rộng trong tương lai, đồng nghĩa với việc có thể mất đi cơ hội đầu tư vào những dự án tiềm năng với tỷ suất sinh lời cao. Vì vậy, việc quyết định bao nhiêu dùng để chia cổ tức, bao nhiêu giữ lại để tái đầu tư luôn là một bài toán khó đòi hỏi các nhà quản trị tài chính. Quyết định đó được cụ thể hóa bằng việc quyết định tỷ lệ lợi nhuận giữ lại. Theo kết quả hồi quy, có thể thấy, các doanh nghiệp thủy sản có tỷ lệ lợi nhuận giữ lại cao sẽ có tỷ lệ tăng trưởng bền vững cao hơn. Kết quả này hoàn toàn phù hợp với kỳ vọng. Các công ty có tỷ lệ lợi nhuận giữ lại cao sẽ có nguồn vốn nội sinh để có thể đầu tư mở rộng sản xuất. Hơn nữa, việc tăng thêm vốn nội sinh sẽ giúp gia tăng thêm hạn mức của khoản vay cho các dự án của công ty. Khi đó các doanh nghiệp có mức độ tăng trưởng phù hợp để trong các năm tiếp theo các cổ đông vẫn có tiền cổ tức mà công ty vẫn có nguồn vốn để sản xuất kinh doanh.

4.4.3. Xem xét tác động của việc sử dụng đòn bẩy tài chính đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững

Bên cạnh việc nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững, bài nghiên cứu cũng tiến hành xem xét có sự khác nhau nào giữa nhóm các công ty sử dụng đòn bẩy tài chính ở mức cao (có hệ số nợ trên tổng tài sản lớn hơn 50%) và sử dụng đòn bẩy tài chính ở mức thấp (có hệ số nợ trên tổng tài sản từ 50% trở xuống) đến tỷ lệ tăng trưởng bền

vững của các Công ty Thủy sản hay không. Nhìn chung, các doanh nghiệp có sử dụng đòn bẩy tài chính ở mức cao nếu như có cơ hội tăng trưởng cao thì sẽ khuyếch đại được tỷ suất sinh lời vốn chủ sở hữu, qua đó tác động tới số lợi nhuận giữ lại tái đầu tư. Do đó, tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các doanh nghiệp này cũng sẽ lớn hơn các doanh nghiệp sử dụng đòn bẩy tài chính ở mức thấp trong trường hợp các điều kiện khác là giống nhau. Như vậy, theo lý thuyết thì sẽ có những sự khác nhau trong hai nhóm này. Để kiểm định điều đó, nghiên cứu sử dụng biến giả D để phân 19 Công ty Thủy sản thành hai nhóm: Một nhóm sử dụng đòn bẩy tài chính ở mức cao (biến D có giá trị bằng 1), một nhóm sử dụng đòn bẩy tài chính ở mức thấp (biến D có giá trị bằng 0). Nghiên cứu sẽ tiến hành lựa chọn mô hình hồi quy phù hợp, tiến hành kiểm định khuyết tật và kết quả là mô hình REM vẫn là mô hình phù hợp. Kết quả hồi quy mô hình có sử dụng tham số hiệu chỉnh robust thể hiện trong bảng 9.

Bảng 9: Kết quả ước lượng có biến giả sau khi tiến hành hiệu chỉnh

```

Random-effects GLS regression              Number of obs   =       114
Group variable: idd                       Number of groups =        19

R-sq:  within = 0.2714                    Obs per group:  min =         6
        between = 0.5237                    avg =         6.0
        overall = 0.3662                    max =         6

Wald chi2(7) =       101.24
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                Prob > chi2     =       0.0000

```

(Std. Err. adjusted for 19 clusters in idd)

g	Robust		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
ros	-.0044607	.0050846	-0.88	0.380	-.0144263	.0055048
vts	.0468291	.0127731	3.67	0.000	.0217943	.0718638
rtr	.098264	.0239441	4.10	0.000	.0513343	.1451937
tdb	.0519658	.0496423	1.05	0.295	-.0453314	.149263
fir	.1028398	.0623678	1.65	0.099	-.0193988	.2250785
hlv	.0002214	.000194	1.14	0.254	-.0001587	.0006016
D	-.0189063	.0163589	-1.16	0.248	-.0509691	.0131564
_cons	-.0899372	.0379753	-2.37	0.018	-.1643675	-.0155069
sigma_u	.0387362					
sigma_e	.06682332					
rho	.25151373 (fraction of variance due to u_i)					

Dựa vào bảng kết quả ta thấy, biến giả D không có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5%. Do đó không có sự khác nhau nào giữa các Công ty Thủy sản niêm yết sử dụng đòn bẩy tài chính ở mức cao và sử dụng đòn bẩy tài chính ở mức thấp đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của doanh nghiệp trong điều kiện hiện tại.

5. Một số giải pháp giúp tăng trưởng bền vững các doanh nghiệp ngành Thủy sản Việt Nam.

Tăng trưởng bền vững có thể được xác định là khả năng để tạo ra sự cân bằng và bền vững cho việc mở rộng sản xuất kinh doanh. Tăng trưởng bền vững không những giúp cho doanh nghiệp tồn tại mà còn giữ được khả năng cạnh tranh trong ngành. Tăng trưởng bền vững giúp doanh nghiệp tránh được những tác động tiêu cực do tăng trưởng quá nhanh hay quá chậm gây ra như bị căng thẳng về mặt tài chính, ứ đọng vốn... Bài nghiên cứu cũng đã tìm ra được những nhân tố có ảnh hưởng quan trọng đối với tăng trưởng bền vững của các Công ty ngành Thủy sản niêm yết trên thị trường chứng khoán. Do đó, việc tác động vào những nhân tố này sẽ giúp cho các công ty có giải pháp nhằm tăng trưởng bền vững. Xuất phát từ lý thuyết và nghiên

cứu thực nghiệm, nhóm tác giả xin được đề xuất một số giải pháp nhằm giúp các doanh nghiệp Thủy sản tăng trưởng bền vững trong tương lai như sau:

Một là, các doanh nghiệp Thủy sản nên mở rộng thị trường tiêu thụ nhằm gia tăng doanh thu, giảm bớt tài sản bị ứ đọng.

Theo kết quả kiểm định, nhân tố số vòng quay vốn kinh doanh có tương quan dương đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các Công ty Thủy sản. Do vậy để tăng trưởng bền vững, các doanh nghiệp ngành Thủy sản cần quan tâm đến yếu tố này. Số vòng quay vốn kinh doanh chịu tác động bởi hai nhân tố là tổng vốn kinh doanh và doanh thu thuần của doanh nghiệp. Để tăng số vòng quay vốn kinh doanh, doanh nghiệp có thể sử dụng các phương pháp: gia tăng doanh thu thuần, giảm bớt tài sản bị ứ đọng, tài sản có hiệu quả hoạt động không cao.

Để gia tăng doanh thu thuần, doanh nghiệp cần phải giải quyết tốt vấn đề đầu ra của sản phẩm, tăng cường khả năng tiêu thụ sản phẩm bằng cách mở rộng thị trường tiêu thụ. Hiện nay, bên cạnh các thị trường xuất khẩu thủy sản chủ lực là Mỹ, EU, Nhật Bản thì các doanh nghiệp nên tích cực mở rộng xuất khẩu sang các thị trường tiềm năng khác như Hàn Quốc, Australia, khu vực ASEAN, Trung Đông, Châu Phi,... Để có thể thâm nhập vào các thị trường này, các doanh nghiệp cần phải có các hoạt động xúc tiến thương mại đồng thời sản phẩm phải đáp ứng đầy đủ các tiêu chuẩn chất lượng, an toàn vệ sinh thực phẩm. Đặc biệt với thị trường khó tính như Nhật Bản, EU, Mỹ, các doanh nghiệp thủy sản cần phải đáp ứng đúng và luôn duy trì ổn định chất lượng sản phẩm của mình. Ngoài ra Hiệp hội các doanh nghiệp Thủy sản cũng cần phải kiểm soát việc xây dựng và tuân thủ các quy chuẩn về chất lượng của các doanh nghiệp, không được để có doanh nghiệp đạt và duy trì được quy chuẩn, có doanh nghiệp lại không. Vì điều này sẽ ảnh hưởng đến uy tín của các doanh nghiệp thủy sản Việt Nam nói chung.

Bên cạnh việc mở rộng thị trường xuất khẩu, các doanh nghiệp Thủy sản nên tăng cường khai thác thị trường nội địa. Thị trường nội địa hiện đang chiếm tỷ trọng rất nhỏ trong cơ cấu doanh thu của hầu hết các doanh nghiệp Thủy sản trong khi đây lại là thị trường đầy tiềm năng khi nhu cầu của người dân đối với thủy hải sản chất lượng cao ngày một lớn. Để tăng được doanh thu từ thị trường nội địa, cần phải phát triển hệ thống phân phối sản phẩm để các sản phẩm thủy sản nhanh chóng đến tay người tiêu dùng; thực hiện các chương trình quảng bá, giới thiệu về sản phẩm, tìm hiểu thị hiếu người tiêu dùng... Bên cạnh đó, các doanh nghiệp có thể có những chiến lược gia tăng sản lượng bán ra và tăng doanh thu như thực hiện chiết khấu thương mại, áp dụng các chương trình khuyến mãi, áp dụng chính sách bán chịu thích hợp cho khách hàng...

Các doanh nghiệp cũng cần tìm cách giảm bớt, loại bỏ các tài sản đang bị ứ đọng, các loại tài sản có hiệu suất hoạt động thấp trong doanh nghiệp. Trong tổng tài sản ngắn hạn của các doanh nghiệp Thủy sản, hàng tồn kho luôn chiếm một tỷ trọng rất lớn, vì vậy quản trị hàng tồn kho tốt đóng vai trò rất quan trọng trong việc nâng cao hiệu suất sử dụng tài sản. Hàng tồn kho lớn là một trong những vấn đề mà các doanh nghiệp Thủy sản vẫn đang tìm hướng giải quyết trong nhiều năm qua. Đặc điểm sản phẩm của ngành thủy sản là thực phẩm ăn uống, thuộc loại hàng dễ ôi thiu, đặc biệt nhanh hư hỏng khi nhiệt độ không khí tăng cao ở các xứ nhiệt đới như nước ta, nên hạn sử dụng thường ngắn, Do vậy, nếu không kịp thời giải phóng hàng tồn kho, các sản phẩm có thể bị giảm chất lượng hoặc hư hỏng hoàn toàn. Khi đó, doanh nghiệp sẽ phải hạ giá bán sản phẩm hoặc hủy bỏ, sẽ kéo theo thiệt hại cho công ty. Vì vậy yêu cầu cấp thiết đặt ra cho các doanh nghiệp Thủy sản là phải tìm cách giảm bớt lượng vốn tồn kho lớn đang bị ứ đọng. Biện pháp mà các doanh nghiệp có thể áp dụng bao gồm các biện pháp gia tăng doanh thu thuần như đã nêu ở trên và các biện pháp đảm bảo cân đối với năng lực sản xuất và nhu cầu của thị trường. Cụ thể, với tình hình sản phẩm sản xuất ra đang dư thừa, các Công ty Thủy sản cần áp dụng các biện pháp để đẩy nhanh sản lượng tiêu thụ, giải phóng thành phẩm và hàng hóa tồn kho. Tuy nhiên, trong dài hạn, các doanh nghiệp cần xem xét và cân nhắc các yếu tố ảnh hưởng đến thị trường tiêu thụ để có thể dự báo nhu cầu đầu ra cho công ty mình trong tương lai. Điều này hết sức quan trọng bởi nhu cầu đầu ra (nhu cầu ở thị trường sẵn có cũng như là những thị trường tiềm năng doanh nghiệp có thể mở rộng trong tương lai) sẽ quyết định đến nhu cầu vốn tồn kho hợp lý, bao gồm số lượng hàng hóa (đối với sản phẩm mua bên ngoài) hoặc thành phẩm (đối với sản phẩm doanh nghiệp sản xuất), và những nhu cầu về nguyên vật liệu và công

cụ dụng cụ hợp lý để sản xuất, dự trữ ra những thành phẩm, hàng hóa đó. Chỉ có như vậy, các Công ty Thủy sản mới có thể tránh tình trạng ứ đọng hàng tồn kho và có thể gây thiệt hại lớn cho doanh nghiệp. Bên cạnh việc giảm bớt tài sản ngắn hạn bị ứ đọng, các doanh nghiệp cũng cần xem xét những dự án thay thế, loại bỏ các tài sản cố định đã lỗi thời lạc hậu và thay thế bằng các tài sản cố định áp dụng công nghệ hiện đại hơn. Việc áp dụng công nghệ hiện đại sẽ giúp doanh nghiệp giảm tiêu hao nguyên nhiên liệu, tăng hiệu suất hoạt động cũng như là tăng chất lượng sản phẩm để đáp ứng được nhiều thị trường khó tính hơn trên thế giới. Từ đó, đem lại hiệu quả hoạt động cao cho các doanh nghiệp Thủy sản trong tương lai.

Hai là, các doanh nghiệp Thủy sản nên xây dựng chính sách cổ tức ưu tiên giữ lại lợi nhuận để tái đầu tư.

Tỷ lệ lợi nhuận giữ lại là nhân tố tương quan dương đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các doanh nghiệp Thủy sản. Lợi nhuận giữ lại tái đầu tư đóng vai trò rất lớn trong sự tăng trưởng bền vững của doanh nghiệp. Một doanh nghiệp muốn đạt được tỷ lệ tăng trưởng bền vững cần phải dựa vào nguồn vốn từ bên trong. Vì vậy chính sách phân phối lợi nhuận đóng vai trò rất quan trọng.

Thực tế hiện nay, các Công ty Cổ phần Việt Nam nói chung và các Công ty Thủy sản nói riêng khi kinh doanh có lợi nhuận đều chia lợi nhuận cho các cổ đông và giữ lại rất ít hoặc không giữ lại lợi nhuận để tái đầu tư. Các doanh nghiệp Thủy sản muốn đạt tăng trưởng bền vững cao hơn thì cần ưu tiên giữ lại lợi nhuận sau thuế để tái đầu tư. Lúc này, chính sách thặng dư cổ tức tỏ ra rất phù hợp. Theo chính sách này, cổ tức được chi trả là phần còn lại sau khi đã dành lợi nhuận sau thuế để tái đầu tư trong điều kiện duy trì được cơ cấu nguồn vốn tối ưu của công ty. Như vậy thay vì phải phát hành cổ phần thường mới, các doanh nghiệp Thủy sản có thể sử dụng lợi nhuận giữ lại để thực hiện đầu tư vào các dự án sinh lời. Việc sử dụng chính sách này sẽ giúp các doanh nghiệp giảm được chi phí sử dụng vốn, vì so với việc phát hành cổ phần thường mới thì giữ lại lợi nhuận tái đầu tư sẽ không phải mất chi phí phát hành để huy động vốn. Chính sách này còn giúp cổ đông hoãn thuế thu nhập cá nhân và giúp công ty tránh phải phân chia quyền kiểm soát. Tuy nhiên cũng có thể thấy chính sách này sẽ khiến cho cổ đông không có thu nhập đảm bảo chi tiêu thường xuyên, làm cho nhiều nhà đầu tư phải bán cổ phiếu để có thu nhập đáp ứng nhu cầu chi tiêu khiến cho giá cổ phiếu giảm. Do vậy các doanh nghiệp Thủy sản chỉ nên áp dụng chính sách này khi các doanh nghiệp có cơ hội đầu tư hiệu quả.

Ba là, doanh nghiệp nên ứng dụng các mô hình tài chính cho việc hoạch định chiến lược tăng trưởng bền vững.

Hiện nay trên thế giới và ở Việt Nam có rất nhiều công trình nghiên cứu ứng dụng mô hình tài chính cho việc hoạch định chiến lược tăng trưởng bền vững của doanh nghiệp. Các nhà quản lý doanh nghiệp có thể nghiên cứu các phương pháp này và lựa chọn, tiếp thu có chọn lọc để ứng dụng vào việc xây dựng chiến lược tăng trưởng bền vững cho doanh nghiệp mình sao cho phù hợp với môi trường và điều kiện kinh doanh tại Việt Nam. Việc ứng dụng các mô hình tài chính đòi hỏi đội ngũ cán bộ tài chính của doanh nghiệp phải có trình độ cao, hoặc các Công ty Thủy sản có thể thuê các công ty tư vấn tài chính bên ngoài. Bên cạnh đó, các Công ty Thủy sản cũng cần ứng dụng các phương pháp đo lường và cảnh báo sớm tình trạng kiệt quệ tài chính của mình. Việc đo lường này giúp cho công ty có những biện pháp thay đổi chiến lược tăng trưởng bền vững kịp thời tránh cho doanh nghiệp rơi vào tình trạng khó khăn.

6. Kết luận

Bài nghiên cứu này đã nhận diện được các nhân tố ảnh hưởng quan trọng tới tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các Công ty Thủy sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2010 – 2015. Các nhân tố đó là tỷ lệ lợi nhuận giữ lại (RTR) và vòng quay tài sản (VTS). Hai nhân tố này tổ đều có tương quan dương đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững. Tức là Công ty Thủy sản nào có lợi nhuận giữ lại cao và có số vòng quay vốn kinh doanh lớn thì tỷ lệ tăng trưởng bền vững sẽ ở mức cao nếu các điều kiện khác được cố định. Ngoài ra, quá trình kiểm định đã chỉ ra rằng không có sự khác nhau nào về mức độ sử dụng đòn bẩy tài chính cao hay thấp đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các Công ty ngành Thủy sản.

Từ những nhân tố tìm được có ảnh hưởng quan trọng đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các Công ty Thủy sản ở Việt Nam giai đoạn 2010-2015, nghiên cứu có đưa ra một vài đề xuất giúp các công ty tăng trưởng bền vững trong tương lai.

Kết quả của bài nghiên cứu là một đóng góp có ý nghĩa đối với các Công ty Thủy sản Việt Nam, một ngành thế mạnh của đất nước và trong tương lai sẽ vẫn được chú trọng phát triển, đặc biệt trong điều kiện còn thiếu những nghiên cứu về những nhân tố ảnh hưởng đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các công ty ở Việt Nam nói chung và của các Công ty ngành Thủy sản ở Việt Nam nói riêng. Đồng thời, nghiên cứu cũng cung cấp một công cụ hữu hiệu và những đề xuất để các nhà quản trị tài chính có thể tìm ra được các nhân tố ảnh hưởng tới tỷ lệ tăng trưởng bền vững của ngành, của công ty và có giải pháp giúp công ty mình có được sự phát triển bền vững trong tương lai.

Tuy nhiên, bài nghiên cứu vẫn còn tồn tại các hạn chế. Hạn chế lớn nhất của bài nghiên cứu là về mẫu số liệu. Mẫu của bài nghiên cứu không thể mở rộng hơn về mặt thời gian (các năm) và không gian (các công ty). Bởi lẽ, số lượng các Công ty Thủy sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam còn hạn chế và nhiều công ty có thời gian niêm yết chưa được lâu. Điều này cũng dễ hiểu vì thị trường chứng khoán của Việt Nam cũng có tuổi đời rất trẻ so với các thị trường chứng khoán trên thế giới.

Từ các hạn chế này, rất cần có những nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các Công ty Thủy sản niêm yết trên thị trường chứng khoán của Việt Nam với chất lượng của mẫu tốt hơn trong thời gian tới. Đồng thời cũng rất cần những nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng đến tỷ lệ tăng trưởng bền vững của các Công ty Thủy sản của Việt Nam đã niêm yết và chưa niêm yết trên thị trường chứng khoán để kết quả đạt được mang tính đại diện hơn.

Để hoàn thành bài nghiên cứu, nhóm tác giả đã nhận được sự hướng dẫn tận tình và chu đáo của TS. Cù Thu Thủy – bộ môn Kinh tế lượng, và TS. Phạm Thị Thanh Hòa – bộ môn Tài chính doanh nghiệp. Xin gửi lời cảm ơn chân thành tới các cô!

Do thời gian và nguồn tài liệu cũng như điều kiện nghiên cứu còn hạn chế, đề tài không tránh khỏi những thiếu sót. Nhóm tác giả xin trân trọng tiếp thu và cảm ơn các ý kiến đóng góp quý báu của các nhà khoa học, các thầy cô về bài nghiên cứu để có thể bổ sung, hoàn thiện đề tài nghiên cứu hơn nữa. Xin trân trọng cảm ơn!

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Tài liệu trong nước

- [1] PGS.TS Bùi Văn Vân, PGS.TS Vũ Văn Ninh: giáo trình “*Tài chính doanh nghiệp*”; NXB Tài chính; 2013.
- [2] Nguyễn Thị Hà (chủ nhiệm), Phạm Thị Thanh Hòa (thư ký), Đặng Phương Mai, Bạch Thị Thanh Hà, Nguyễn Trường Giang, Nguyễn Trường Phương, Diêm Thị Thanh Hải: *Giải pháp cho tăng trưởng bền vững trong ngành thép Việt Nam*; Học viện Tài chính; 2012.

Tài liệu nước ngoài

- [3] Alin Constantin: *Cash-flow sustainable growth rate models*; Journal of Public Administration, Finance and Law; July 2015.
- [4] Andrew Lilico & Stefano Ficco: *The Relationship between Sustainable Growth and the Riskfree Rate: Evidence from UK Government Gilts*; Europe Economics; January 2012.
- [5] Asa Romeo Asa, Navneel Shalendra Prasad: *Analysis on the Factors that Determine Sustainable Growth of Small Firms in Namibia*; International Journal of Management Science and Business Administration, Volume 1, Issue 1, Pages 5-11; December 2014.

- [6] Constantino García Ramos: *The Most Appropriate Sustainable Growth Rate Model For Managers And Researchers*; University of Leon, Spain; The Journal of Applied Business Research, Volume 28, Number 3; May/June 2012.
- [7] Fernando Gómez-Bezares, Justyna Przychodzen, and Wojciech Przychodzen: *Corporate Sustainability and Shareholder Wealth – Evidence from British, Companies and Lessons from the Crisis*; University of Deusto & Kozminski University.
- [8] Hong-Yi Chen and Manak C. Gupta: *Sustainable Growth Rate, Optimal Growth Rate, and Optimal Payout Ratio: A Joint Optimization Approach*; March 2011.
- [9] Nasrollah Amouzesh: *Sustainable Growth Rate and Firm Performance: Evidence From Iran Stock Exchange*;
- [10] Rui Huang & Guiying Liu: *Study on the Enterprise Sustainable Growth and the Leverage Mechanism*; International Journal of Business and Social Science, Vol.2, No.23; December 2011.
- [11] S. M. Ikhtiar Alam and Md. Shahidul Islam Zahid: *Sustainable Growth Rate and Optimal Capital Structure*.
- [12] YANG Guoli, YANG Shujun: *The Comparative Analysis of Sustainable Growth Pattern*; M & D FORUM.
- [13] Higgins, Robert C: *How Much Growth Can a Firm Afford?*; Financial Management, Vol. 6, pp.7-16; 1997.
- [14] Lee C. Adkins, R. Carter Hill: *Using Stata for Principles of Econometrics*; JOHN WILEY & SONS, INC; 2011.

Tài liệu trên internet

- [15] <http://www.cophieu68.vn/>
- [16] <http://vietstock.vn/>
- [17] <http://www.stox.vn/>
- [18] <http://cafef.vn/>
- [19] <http://www.stockbiz.vn/>

ỨNG DỤNG MÔ HÌNH LOGISTIC CHẤM ĐIỂM KHÁCH HÀNG NỘP HỒ SƠ VAY TẠI NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI

SV: **Bùi Lê Trà Linh, Hoàng Thị Ngọc Hà, Nguyễn Văn Khoa, Phạm Thị Mai**

Học viện Tài chính

GVHD: TS. Nguyễn Thị Thúy Quỳnh

TÓM TẮT

Dựa trên nội dung cuốn tài liệu “Credit Risk Scorecards” của tác giả Naeem Siddiqi, nhóm nghiên cứu sử dụng bộ số liệu gồm quan sát của 101.518 khách hàng cá nhân trong thời gian 2 năm (2011-2012) trên website www.lendingclub.com và ứng dụng mô hình Logistic để ước lượng mô hình đánh giá xác suất khách hàng nộp hồ sơ vay là khách hàng tốt. Dựa trên kết quả ước lượng từ mô hình có thể thực hiện phân lớp và chấm điểm khách hàng. Căn cứ vào kết quả chấm điểm cho khách hàng đến nộp hồ sơ vay, ngân hàng sẽ ra quyết định có đồng ý thực hiện khoản vay đối với khách hàng đó hay không. Đóng góp chính của nhóm tác giả đó là tìm hiểu một mô hình kinh tế lượng nâng cao, ứng dụng mô hình, thực hiện các bước phân tích, đánh giá trên một bộ số liệu cụ thể để đưa ra một kết quả có tính thời sự và thực tiễn.

Từ khóa: chấm điểm khách hàng, mô hình Logistic, xếp hạng tín dụng

I. Cơ sở lý thuyết

1.1. Mở đầu

Tín dụng là một trong những hoạt động chính mang lại lợi nhuận lớn cho các ngân hàng thương mại. Trong quá trình cấp tín dụng cho khách hàng, các ngân hàng hay các tổ chức tín dụng phải đối mặt với nguy cơ rủi ro tín dụng xuất phát từ nhiều nguyên nhân khác nhau và thường chung một hệ quả là khách hàng không thực hiện được hoặc không thực hiện đầy đủ các nghĩa vụ tài chính khi đến hạn. Những nguy cơ rủi ro này khó có thể loại trừ hoàn toàn mà chỉ có thể hạn chế và phòng ngừa. Một trong những biện pháp hạn chế rủi ro tín dụng hiệu quả và phổ biến hiện nay là xây dựng mô hình chấm điểm khách hàng nhằm mục đích xếp hạng tín dụng, phân loại khách hàng, hỗ trợ cho công tác ra quyết định và quản lý tín dụng.

Xếp hạng tín dụng (XHTD) đã có lịch sử phát triển từ nhiều năm tại Mỹ và các nước châu Âu. Ba công ty đánh giá tín dụng lớn nhất trên thế giới hiện nay (xét về thị phần) là các công ty Standard & Poor's (S&P), Moody's và Fitch Group. S&P và Moody's có trụ sở ở Mỹ, trong khi Fitch có cả trụ sở tại Mỹ và Anh, và do FIMALAC của Pháp kiểm soát. Tính đến năm 2001, mỗi "Ông Lớn" Moody's và Standard & Poor's kiểm soát 40% thị phần đánh giá tín dụng toàn cầu, trong khi thị phần của Fitch là 15%. Như vậy, bộ ba Ông Lớn nắm giữ tới 95% thị phần toàn cầu. Mỗi dấu cộng (+) hoặc trừ (-) của các công ty này đều tự động kích hoạt dòng chảy vào hoặc ra lên đến hàng tỷ USD đối với loại tài sản đó. Khi Standard & Poor's, Moody's hoặc Fitch hạ mức tín nhiệm chứng khoán một công ty, họ sẽ kích hoạt một sự hoảng loạn buộc công ty bị ảnh hưởng phải tìm cách huy động nguồn vốn mới càng sớm càng tốt nếu không muốn bị phá sản. Không chỉ có thể làm thay đổi số phận của các công ty, các Ông Lớn còn có thể làm thay đổi vận mệnh của một quốc gia và cả thế giới. Minh chứng rõ rệt nhất chính là trường hợp của Hy Lạp hay Bồ Đào Nha. Tính đến ngày 19/7/2011, việc Moody's liên tiếp hạ tín nhiệm nợ của Hy Lạp, Bồ Đào Nha và Ireland xuống dưới mức đầu tư đã khiến thị trường toàn cầu lao

đốc. Khi đưa ra các gói ứng cứu cho Hy Lạp, các nhà hoạch định chính sách châu Âu phải tính đến việc làm thế nào để Hy Lạp được ứng cứu nhưng không bị các hãng XHTD xếp vào diện vỡ nợ, nếu không, hoạt động ứng cứu của họ sẽ thành công cốc.

Trong quá khứ hầu như các tổ chức tín dụng mua các mô hình XHTD, chấm điểm khách hàng của các tổ chức XHTD lớn, nhưng sau khủng hoảng vỡ nợ tín dụng dưới chuẩn ở Mỹ năm 2007-2008 đã cho thấy một số hạn chế trong các mô hình XHTD này. Kết hợp với các kết quả được công bố bởi các tổ chức tín dụng, các ngân hàng cũng nhận ra bằng sự am hiểu về dữ liệu khách hàng nội bộ họ có thể xây dựng mô hình tốt hơn với chi phí rẻ hơn. Chính vì những điều này xu hướng xây dựng các mô hình chấm điểm khách hàng và XHTD nội bộ trở nên phổ biến trong gần 10 năm qua.

Ở Việt Nam, hoạt động XHTD mới chỉ bắt đầu được phát triển từ năm 2002. Trước đó, việc xem xét cấp tín dụng hay thông thường dựa vào đánh giá chủ quan và mang tính cảm tính lớn của những người xét cấp tín dụng. Điều này dẫn đến những rủi ro không thể lường trước và mất cơ hội của người đi vay. Mặt khác nếu ngân hàng thực hiện cho vay mà thiếu đánh giá, đề phòng đến rủi ro có thể dẫn đến sự đổ vỡ của ngân hàng... Bên cạnh đó để chuẩn mực hóa hoạt động ngân hàng trong trào lưu toàn cầu hóa nhằm củng cố sự ổn định của toàn bộ hệ thống ngân hàng quốc tế, thiết lập một hệ thống ngân hàng quốc tế thống nhất, bình đẳng nhằm giảm cạnh tranh không lành, Ủy ban Basel về giám sát ngân hàng đã ban hành hiệp ước Basel II năm 2004 yêu cầu về vốn và thanh khoản cao hơn, tạo ra những tác động đáng kể đối với nền kinh tế nói chung và ngân hàng nói riêng. Triển khai Basel II giúp các ngân hàng hoạt động an toàn hơn, lành mạnh hơn do trình độ quản trị rủi ro được tăng cường, các biện pháp quản trị rủi ro, đặc biệt là mô hình rủi ro và xếp hạng tín dụng nội bộ được chủ động áp dụng. Hiện nay, đã có 10 ngân hàng thương mại Việt Nam đầu tiên được ngân hàng nhà nước lựa chọn để triển khai thí điểm hiệp ước Basel II trong giai đoạn từ cuối năm 2015 đến 2018. Việc các ngân hàng thương mại chạy đua theo chuẩn Basel II càng khiến cho việc ứng dụng XHTD trở nên cấp thiết hơn.

Là những sinh viên chuyên ngành ngân hàng, nhóm tác giả nhận thấy việc nghiên cứu về lý thuyết và ứng dụng của các mô hình toán, mô hình kinh tế lượng sẽ giúp cho việc bắt kịp và đáp ứng được yêu cầu công việc sau khi tốt nghiệp ra trường. Chính vì vậy nhóm tác giả đã lựa chọn đề tài **“Ứng dụng mô hình hồi quy Logistic chấm điểm khách hàng nội bộ sơ vay tại các ngân hàng thương mại”**.

1.2. Mô hình Logistic

Vỡ nợ hoặc việc chậm trả nợ là một khả năng có thể xảy ra trong thời gian vay nợ hoặc sử dụng thẻ tín dụng. Sử dụng một biến nhị phân quan sát một khách hàng thứ i , ($i = \overline{1, n}$).

$Y_i = 1$	$Y_i = 0$
Nếu khách hàng vỡ nợ hoặc khách hàng trả nợ chậm	Nếu khách hàng không vỡ nợ hoặc khách hàng trả nợ đúng hạn
Sự kiện quan sát xảy ra	Sự kiện quan sát không xảy ra
Khách hàng xấu	Khách hàng tốt

Để thống nhất về mặt thuật ngữ, trong bài nghiên cứu quy ước $Y_i = 0$ thể hiện sự kiện khách hàng thứ i được cho là khách hàng “tốt” ($Goods_i$), $Y_i = 1$ thể hiện sự kiện khách hàng thứ i được cho là “xấu” ($Bads_i$).

Dựa trên bộ dữ liệu có thể lựa chọn các biến giải thích để đặc trưng cho các đặc điểm được đưa ra từ nguồn dữ liệu như sau:

Thông tin cá nhân	Thông tin chi tiết về các cá nhân tham gia tín dụng, chẳng hạn như tình trạng việc làm, nghề nghiệp, thu nhập, tình trạng nhà ở, bản ghi về bản án và số lượng người phụ thuộc. Thường thì dữ liệu này có sẵn từ các mẫu đăng ký tín dụng, nhưng một số từ các tổ chức cung cấp thông tin tín dụng.
Lịch sử tín dụng gần đây	Chiều dài của lịch sử tín dụng, số lượng và giá trị của quá khứ vay vốn, số lượng và giá trị của các khoản vay trễ hạn trong quá khứ thường được cung cấp bởi các tổ chức cung cấp thông tin tín dụng.
Dữ liệu hành vi	Lịch sử đã qua sử dụng của tín dụng trên các sản phẩm trước đó (ví dụ: số tiền chi tiêu, việc trả nợ thực tế...).

Giả sử mô hình có biến Y phụ thuộc vào các biến giải thích. Khi đó đối với bất kỳ một khách hàng đến vay, giả sử khách hàng thứ j sẽ được đặc trưng bởi một vector các biến giải thích $X_j = (X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{kj})$ và ta quan tâm đến ước lượng xác suất khách hàng đó gặp sự kiện khách hàng xấu hay nói cách khác là dự báo khả năng vỡ nợ của khách hàng bởi công thức $P(Y = 1 | X = X_j)$ (probability of default (PD) - xác suất vỡ nợ). Có nhiều mô hình kinh tế lượng để ước lượng xác suất này như Mô hình xác suất tuyến tính (LPM), mô hình Logistic (hay gọi là mô hình Logit), Mô hình Probit, Mô hình Tobit. Trong đề tài nhóm nghiên cứu sử dụng Mô hình Logistic là mô hình có hàm phân phối có dạng:

$$p_i = P(Y = 1 | X = X_i) = \frac{1}{1 + e^{-(b_0 + bX_i)}} = \frac{e^{Z_i}}{1 + e^{Z_i}} \quad (1).$$

trong đó $b_0 \in R; b = (b_1, b_2, \dots, b_k); X_i = b_0 + bX_i$.

$$\text{Biến đổi công thức (1) về dạng: } L_n \frac{p_i}{1 - p_i} = Z_i = b_0 + bX_i \quad (2).$$

Sử dụng (2) ước lượng $L_n \frac{p_i}{1 - p_i}$ (hay còn gọi là Log - Odds). Căn cứ trên kết quả ước lượng được các ngân hàng, các tổ chức tín dụng tính điểm số tín dụng và xếp hạng khách hàng thông qua việc quy đổi ra điểm số.

Điểm số tín dụng thường được trình bày dưới dạng các số nguyên dương và nhận giá trị giữa 0 và 999 trong một khoảng thời gian xác định. Khách hàng có điểm số tín dụng cao thường được dùng để đại diện cho rủi ro tốt (tức PD là thấp) và điểm số thấp để đại diện nguy cơ xấu (tức PD là cao). Mặc dù có thể tính toán dễ dàng $1 - p_i = P(Y = 0 | X = X_i)$ nhưng để thuận lợi và phù hợp với bài toán chấm điểm khách hàng đề tài sẽ sử dụng $p_i = P(Y = 0 | X = X_i)$, tức là khách hàng có điểm số cao sẽ ứng với PD cao, điểm số thấp sẽ ứng với PD thấp.

Các tham số cần phải được ước lượng trong mô hình hồi quy Logistic là $b_0; b = (b_1, b_2, \dots, b_k)$ thông qua phương pháp ước lượng hợp lý tối đa MLE - Maximum likelihood estimation dựa trên một tập dữ liệu gồm n quan sát độc lập:

$D = \{(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)\}$. Lý thuyết chi tiết về ước lượng và kiểm định mô hình Logistic có thể tìm thấy trong các tài liệu tham khảo [2].

1.3. Sử dụng chỉ tiêu WOE, IV lựa chọn biến độc lập

Việc đưa các biến vào mô hình cần được tìm hiểu và phân tích dựa trên thông tin của khách hàng nộp hồ sơ vay nhằm loại bỏ những biến không chứa thông tin phân loại khách hàng tốt và khách hàng xấu, hay những thông tin không phù hợp với các tiêu chí xếp hạng tín nhiệm, những thông tin được thu thập thiếu chính xác, những thông tin trùng lặp,...

The weight of evidence (WOE) và Information value(IV) là hai công cụ phổ biến trên thế giới được sử dụng trong quá trình xây dựng mô hình chấm điểm tín dụng khách hàng trong nhiều thập kỷ nay. WOE và IV có 2 vai trò khác nhau trong quá trình phân tích ban đầu: WOE mô tả mối quan hệ giữa một biến giải thích và biến phụ thuộc nhị phân; IV đo lường sức mạnh của mối quan hệ đó.

Chỉ tiêu WOE

Odds được gọi là tỷ số nguy cơ được tính bằng tỷ lệ giữa phân phối kết quả tín dụng tốt và phân phối kết quả tín dụng xấu trong ngắn hạn hay chính là tỷ lệ phần trăm khách hàng tốt và xấu trong từng nhóm tương ứng so với tổng. Odds được tính theo công thức sau:

$$Odds = \frac{p_i}{1 - p_i} = \frac{P(Y = 0 | X = X_i)}{P(Y = 1 | X = X_i)}$$

WOE của một nhóm quan sát được tính theo công thức:

$$WOE = \ln \left(\frac{p_i}{1 - p_i} \right) = \ln \left(\frac{Distr\ Goods_i}{Distr\ Bads_i} \right) \cdot 100.$$

Khi đó $WOE = 0$ nếu tỷ số nguy cơ Odds bằng 1; $WOE < 0$ nếu tỷ số nguy cơ Odds bé hơn 1; $WOE > 0$ nếu tỷ số nguy cơ Odds lớn hơn 1.

WOE được ghi nhận bởi những nhân tố dự báo và đặc biệt phù hợp với mô hình hồi quy Logistic. Do đó, bằng việc sử dụng các nhân tố dự báo, WOE đã được mã hóa trong mô hình hồi quy Logistic, các nhân tố dự báo sẽ được chuẩn bị và mã hóa với cùng một quy mô và các tham số trong phương trình hồi quy Logistic tuyến tính có thể được so sánh trực tiếp, ví dụ, khi sử dụng các công cụ mô hình mới cho Marginal Stepwise Logistic Regression.

Chỉ tiêu IV (Information Value)

Giá trị thông tin (IV) của một dự báo có liên quan đến tổng các giá trị (tuyệt đối) cho WOE trên tất cả các nhóm. Do đó nó thể hiện số lượng thông tin chẩn đoán của một biến dự đoán để phân biệt, chia tách các khách hàng Goods ra khỏi các khách hàng Bads. Cụ thể, một dự báo cho trước với n nhóm, mỗi nhóm với một số lượng nhất định Goods và Bads, giá trị thông tin (IV) cho dự báo đó có thể được tính toán thông qua công thức:

$$IV = \sum_{i=1}^n \left(Distr\ Goods_i - Distr\ Bads_i \right) \cdot \ln \left(\frac{Distr\ Goods_i}{Distr\ Bads_i} \right)$$

Trong đó:

Distr Goods là viết tắt của Distribution of Goods: Tỷ số phần trăm giữa tổng khách hàng tốt trong mỗi nhóm biến so với tổng số khách hàng tốt;

Distr Bads là viết tắt của Distribution of Bads: Tỷ số phần trăm giữa tổng khách hàng xấu trong mỗi nhóm biến so với tổng số khách hàng xấu.

Theo Siddiqi (2006), quy ước giá trị của các số liệu thống kê IV có thể được giải thích như sau. Với IV:

< 0.02 cho biết các yếu tố dự báo là không hữu ích cho mô hình;

Từ 0.02 đến 0.1 cho biết các yếu tố dự báo không có quan hệ quá chặt chẽ với tỷ số nguy cơ Odds;

Từ 0.1 đến 0.3 cho biết các yếu tố dự báo có một mối quan hệ khá chặt chẽ với tỷ số nguy cơ Odds;

≥ 0.3 cho biết các yếu tố dự báo có một mối quan hệ chặt chẽ với tỷ số nguy cơ Odds.

Ví dụ: Tính toán WOE, IV đối với biến **Loan_amnt** biểu thị số tiền cần vay của các khách hàng được lấy từ trong mẫu nghiên cứu:

Loan_amnt Group	Number of Goods	Number of Bads	Total N	Distr of Goods	Distr of Bads	IV	WOE
<8000	21505	4709	26214	26,636	22,659	0,006	0,162
8000 - 15000	30273	7112	37385	37,496	34,222	0,003	0,091
15000 - 25000	21795	6430	28225	26,995	30,940	0,005	-0,136
25000 - 30000	3939	1372	5311	4,879	6,602	0,005	-0,302
30000 <	3224	1159	4383	3,993	5,577	0,005	-0,334
Grand Total	80736	20782	101518	100,000	100,000	0,025	

Bảng 1: Tính toán WOE, IV đối với biến Loan_amnt

Number of Goods: Tổng số khách hàng tốt trong mỗi nhóm biến

Number of Bads: Tổng số khách hàng xấu trong mỗi nhóm biến

Total N : Tổng số khách hàng trong mỗi nhóm biến

Grand Total : Tổng số khách hàng trong mỗi nhóm

$$\text{Distribution of Goods} = \frac{\text{Number of Goods}}{\text{Grand Total}} * 100\%$$

$$\text{Distribution of Bads} = \frac{\text{Number of Bads}}{\text{Grand Total}} * 100\%$$

$$\text{IV} = \text{WOE} * \frac{\text{Distribution of Goods} - \text{Distribution of Bads}}{100}$$

$$\text{WOE} = \text{Ln} \left(\frac{\text{Distribution of Goods}}{\text{Distribution of Bads}} \right).$$

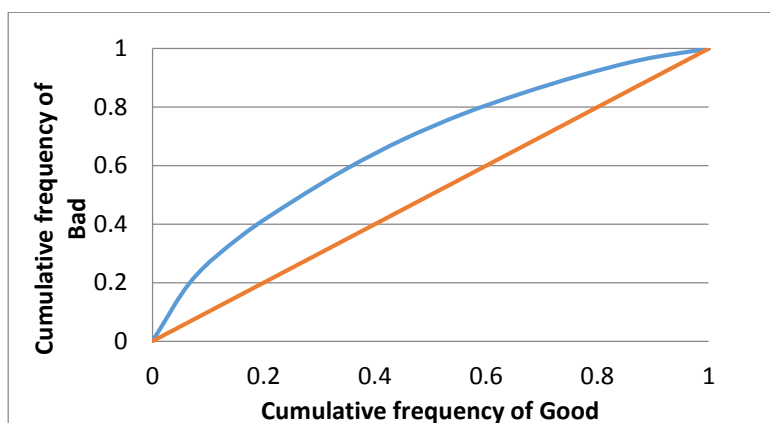
1.4. Kiểm định và đánh giá sự phù hợp của mô hình

Đối với mô hình Logistic thông thường có các phương pháp kiểm định tỷ số hàm hợp lý (LR), đo độ phù hợp qua tỷ lệ phần trăm dự báo đúng, kiểm định sự phù hợp Goodness of Fit test,... Trong thực tế để đo lường chất lượng của mô hình chấm điểm khách hàng, xếp hạng tín dụng thường sử dụng đường cong Receiver Operating Characteristic (ROC) và hệ số Gini.

Đường cong Receiver Operating Characteristic (ROC) được sử dụng để đánh giá sự phân biệt giữa các nhóm khách hàng ở các mức PD khác nhau.

Để vẽ được đường cong ROC, trước tiên cần phân loại các khách hàng bằng cách chia theo xác suất khách hàng tốt dựa trên $P(Y = 0 | X = X_i)$. Ứng với mỗi nhóm khách hàng cần

tính tỷ lệ tích lũy khách hàng tốt và tỷ lệ tích lũy khách hàng xấu trong mỗi nhóm. Mỗi kết quả tính được trên các nhóm sẽ được biểu diễn bằng một điểm có hoành độ là tỷ lệ tích lũy khách hàng tốt, tung độ là tỷ lệ tích lũy khách hàng xấu. Đường nối các điểm với nhau là đường ROC.



Hình 1: Đường cong ROC

Đường màu xanh biểu diễn đường cong ROC

Đường màu đỏ là đường tham chiếu

Hệ số GINI có rất nhiều cách tính, trong đề tài hệ số GINI được tính bằng diện tích của hình được tạo ra bởi đường cong ROC và đường tham chiếu.

Một mô hình chấm điểm khách hàng, xếp hạng tín dụng được coi là tốt nếu đường ROC hướng lên trên càng cao càng tốt, nó thể hiện rõ ràng sự phân biệt tỷ lệ khách hàng tốt và tỷ lệ khách hàng xấu trong mô hình. Đường tham chiếu xảy ra khi mô hình không có sự khác biệt giữa tỷ lệ khách hàng tốt xấu trong mỗi nhóm xếp hạng tín dụng. Khi đường cong ROC càng hướng lên trên thì hệ số Gini càng lớn. Theo tài liệu tham khảo [4] cho rằng mô hình xếp hạng tín dụng khách hàng nộp hồ sơ vay nếu có hệ số Gini nhỏ hơn 0.2 thì mô hình có khả năng dự báo kém; hệ số Gini từ 0.25 đến 0.45 ở mô hình có mức dự báo trung bình, và nếu hệ số Gini trên 0.45 được cho là ở mức tốt.

II. Ứng dụng mô hình Logistic chấm điểm khách hàng khi nộp hồ sơ vay tại ngân hàng thương mại

2.1. Mô tả dữ liệu

Nhóm tác giả đã sử dụng bộ số liệu khách hàng cá nhân trong hai năm: 2011, 2012 trên website www.lendingclub.com để mô phỏng quá trình xây dựng chấm điểm khách hàng sau khi khách hàng nộp hồ sơ vay trên Lendingclub.

Lendingclub là trang Web liên kết người đi vay và người cho vay. Người cho vay có thể hiểu như một nhà đầu tư đi tìm kiếm các khoản vay tốt và cho vay để hưởng lãi suất cao hơn lãi suất tiền gửi ngân hàng, còn người đi vay có thể hưởng lãi suất thấp hơn cộng với việc có một quá trình xử lý hồ sơ nhanh chóng đơn giản hơn khi trực tiếp đến các ngân hàng. Người vay sẽ khởi tạo bộ hồ sơ thông tin có sẵn, dựa trên đó Lendingclub phân lớp đánh giá khách hàng theo những mức độ rủi ro khác nhau và tính cho khoản vay đó một lãi suất tương ứng. Các bộ hồ sơ của người vay sẽ được cập nhật trong danh sách khoản vay của Lendingclub trong vòng 15 ngày và từ đó người cho vay sẽ đánh giá khoản vay này là tốt hay xấu dựa trên các biến cụ thể rồi đưa ra quyết định cho vay. Lendingclub kết nối giữa người đi vay và cho vay, người cho vay có thể hiểu như một nhà đầu tư đi tìm kiếm các khoản vay tốt và cho vay để hưởng lãi suất cao hơn lãi suất tiền gửi ngân hàng, còn người đi vay có thể hưởng lãi suất thấp hơn cộng với việc có một quá trình xử lý hồ sơ nhanh chóng đơn giản hơn khi trực tiếp đến các ngân hàng.

Từ nguồn số liệu trên Lendingclub, với dữ liệu ban đầu có tất cả 188.123 quan sát (tương ứng với số hồ sơ khách hàng đi vay) và 111 biến độc lập. Tuy nhiên cần thiết phải phân tích số liệu bởi có nhiều biến thông tin phát sinh sau khi khoản vay đã được chấp nhận trên Lendingclub (ví dụ như thông tin về lịch trả nợ, số tiền đã thu hồi từ khoản vay hay lãi suất,...) những biến này không phải thông tin ban đầu thu thập được khi khách hàng nộp hồ sơ vay; Một số biến khó có thể thu thập được và chưa phù hợp ở Việt Nam,... Từ những lý do trên nhóm nghiên cứu đã lựa chọn một số biến đại diện đồng thời với một số thông tin khác của khoản vay để đưa vào mẫu xây dựng mô hình.

Mẫu xây dựng mô hình 21 biến định tính và định lượng được chọn, chia làm 3 nhóm như sau:

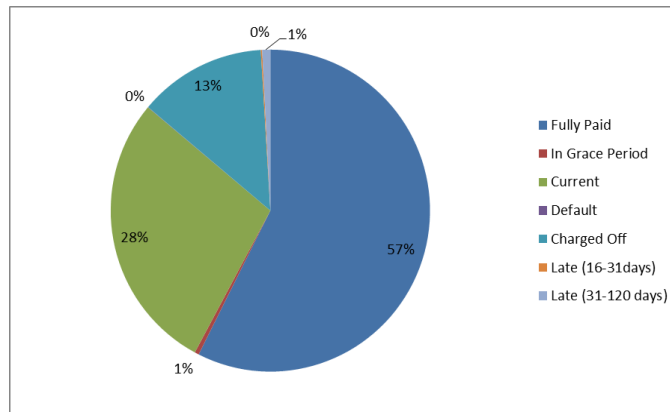
Nhóm biến	Biến	Mô tả
Thông tin tài chính, công việc cơ bản của khách hàng	X ₁ : emp_title	Chức vụ nghề nghiệp của người vay
	X ₂ : emp_length	Thời gian làm việc
	X ₃ : home_ownership	Tình trạng sở hữu nhà
	X ₄ : annual_inc	Thu nhập hàng năm của người đi vay
Thông tin cơ bản về khoản vay của khách hàng	X ₅ : tot_cur_bal	Tổng số dư hiện tại trong tài khoản
	X ₆ : loan_amnt	Số tiền cần vay
	X ₇ : purpose	Mục đích vay
	X ₈ : term	Kỳ hạn khi yêu cầu vay
	X ₉ : int_rate	Lãi suất khoản vay
Lịch sử quan hệ tín dụng của khách hàng	X ₁₀ : bc_util	Tỷ lệ giữa tổng số dư hiện tại trong tài khoản với hạn mức tín dụng cao của tất cả các tài khoản thẻ ngân hàng
	X ₁₁ : issue_d	Ngày nộp hồ sơ vay
	X ₁₂ : earliest_cr_line	Ngày mà khách hàng bắt đầu có quan hệ tín dụng
	X ₁₃ : open_acc	Số tài khoản đang mở của khách hàng
	X ₁₄ : total_acc	Tổng số tài khoản đã mở từ khi bắt đầu có quan hệ tín dụng
	X ₁₅ : revol_bal	Tổng hạn mức tín dụng tuần hoàn của khách hàng
	X ₁₆ : revol_util	Tỷ lệ sử dụng đạt đến hạn mức tín dụng
	X ₁₇ : pub_rec	Số hồ sơ tiêu cực trong báo cáo tín dụng của khách hàng (tình trạng phá sản, nợ thuế...)
	X ₁₈ : dti (debt to income)	Tỉ lệ nợ trên thu nhập hàng tháng (tổng các khoản nợ/tổng thu nhập)
	X ₁₉ : inq_last_6mths	Số lần hỏi vay trong 6 tháng gần đây
	X ₂₀ : delinq_2yrs	Số lần quá hạn trên 30 ngày của khách hàng trong 2 năm gần nhất
	X ₂₁ : loan_status	Tình trạng khoản vay

Bảng 2: Bảng mô tả nhóm biến và các biến đưa vào mô hình

2.2. Xử lý số liệu

Nhận dạng biến phụ thuộc

Đề tài lựa chọn biến X₂₁ biến trạng thái khoản vay làm biến phụ thuộc và đổi tên thành biến Y. Biến Y chia làm 7 nhóm:

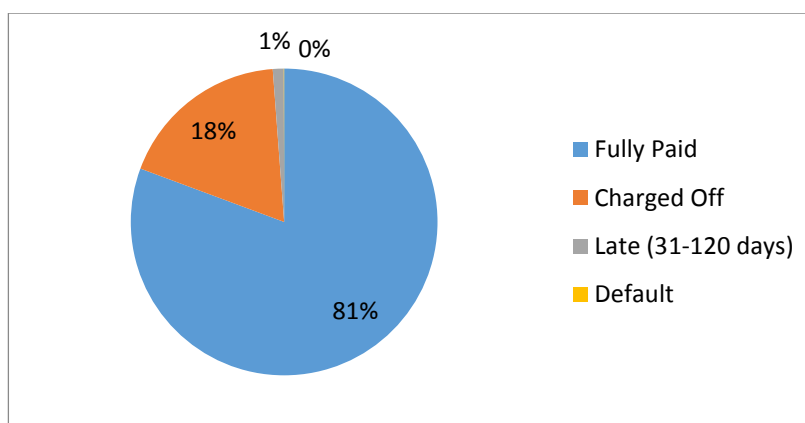


Hình 2: Các nhóm trong biến phụ thuộc Y trước khi phân lớp

Trong đó:

- **Current:** Các khoản vay hiện tại
- **Fully Paid:** Khách hàng đã thanh toán đầy đủ khoản vay của mình
- **In Grace Period:** Trong thời gian ân hạn, đây là thời gian khách hàng được phép thanh toán khoản vay mà không phải chịu thêm bất kì khoản nợ phạt nào (15 ngày tính từ ngày khách hàng phải thanh toán khoản vay)
- **Late (16-30 days):** Các khoản vay mà khách hàng muộn so với hạn trả nợ từ 16 đến 30 ngày
- **Late (31-120 days):** Các khoản vay mà khách hàng muộn so với hạn trả nợ từ 31 đến 120 ngày
- **Charged Off:** Các khoản vay quá hạn, được quy vào nợ không thể hoàn trả (chậm quá 120 ngày)
- **Default:** Khách hàng bị vỡ nợ.

Đối với những khách hàng ở trạng thái $Loan_status = "Current"$ thì chưa thể kết luận xem khách hàng này trong tương lai có thể hoàn trả hết nợ hay sẽ bị quá hạn; Với những khách hàng có trạng thái $Loan_status = "In Grace Period"$ và $"Late (16-30 days)"$ có thể xem khách hàng ở mức trung tính. Vì vậy để dữ liệu có thể giúp xây dựng mô hình phân biệt rõ ràng khách hàng tốt và khách hàng xấu thì nhóm nghiên cứu chỉ sử dụng những khách hàng ở trạng thái có biến $Loan_status = "Fully paid"$ gán nhãn khách hàng tốt, $Y=0$. Đối với những khách hàng $Loan_status = "Default"$ hay $"Charged Off"$ hoặc $"Late (31-120 days)"$ được gán nhãn khách hàng xấu, $Y=1$.



Hình 3: Các nhóm trong biến phụ thuộc Y sau khi phân lớp lại

Loại các biến không phù hợp ra khỏi mô hình

Dựa trên số liệu có thể loại biến dựa trên phân tích định tính.

Biến	Lý do
X1	Khách hàng điền thông tin rất lộn xộn, khó phân nhóm các công

	việc
X9	Biến lãi suất sinh ra sau khi đã có điểm của khách hàng
X11	Ngày nộp hồ sơ vay không tác động đến tình trạng trả nợ của khách hàng
X12	Ngày khách hàng bắt đầu có quan hệ tín dụng không tác động đến tình trạng trả nợ của khách hàng

Bảng 3: Danh sách các biến đưa ra khỏi mô hình

Loại bỏ biến dựa trên phân tích định lượng

Ví dụ đối với biến X_{10} - tỷ lệ giữa tổng số dư hiện tại trong tất cả các tài khoản ngân hàng với hạn mức tín dụng cao nhất của tất cả các tài khoản. Thông tin số dư tài khoản ngân hàng là một thông tin quan trọng xác nhận mức thu nhập của khách hàng. Nhìn chung tỷ lệ giữa số dư tài khoản ngân hàng và hạn mức tín dụng cao thì khách hàng đó tốt bởi vì họ có nguồn để chi trả cho các khoản vay. Tuy nhiên cần lưu ý rằng biến này còn phụ thuộc vào từng điều kiện khác nhau, có rất nhiều khách hàng được ngân hàng cấp hạn mức tín dụng thấp dẫn đến tỷ lệ này cao hoặc khách hàng mới, trẻ tuổi chưa có lịch sử tín dụng lâu năm nên được cấp hạn mức thấp. Vì vậy kết hợp với phân tích định lượng ta có.

X_{10}	Number of Goods	Number of Bads	Total N	Distr of Goods	Distr of Bads	IV	WOE
<27.8	9016	1494	10510	11,167	7,189	0,018	0,440
27.8 - 36	3992	753	4745	4,945	3,623	0,004	0,311
36 - 43	4182	866	5048	5,180	4,167	0,002	0,218
43 - 63.8	16433	3936	20369	20,354	18,939	0,001	0,072
63.8 - 75.7	12095	3085	15180	14,981	14,845	0,000	0,009
75.7 - 86.3	12023	3252	15275	14,892	15,648	0,000	-0,050
86 - 94.3	11882	3471	15353	14,717	16,702	0,003	-0,127
94.3 - 98.5	7586	2457	10043	9,396	11,823	0,006	-0,230
98.5<	3527	1468	4995	4,369	7,064	0,013	-0,481
Grand Total	80736	20782	101518	100,000	100,000	0,046	

Bảng 4: Kết quả tính IV và WOE đối với biến X_{10}

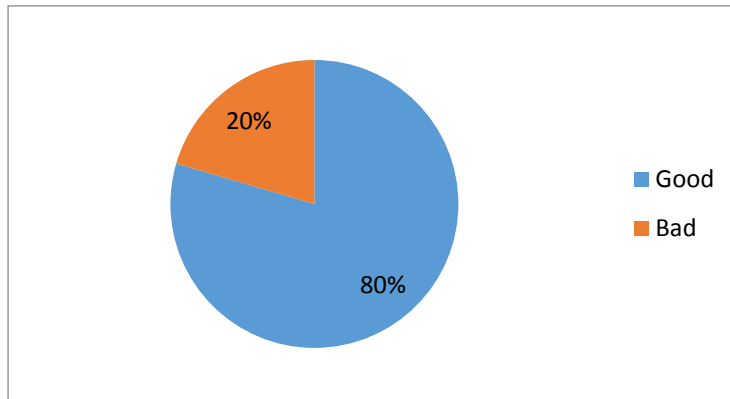
Từ dữ liệu của Lendingclub chúng ta có thể thấy được nhóm khách hàng có X_{10} - càng cao thì khả năng khách hàng hàng trở thành khách hàng xấu càng lớn. Mặc dù biến này có IV = 0.046 (lớn hơn 0.02) thể hiện biến có phân loại được khách hàng tốt và xấu như xu hướng lại ngược với phân tích ban đầu. Mặc dù nhóm nghiên cứu chưa thể lý giải hiện tượng này nhưng cũng thực hiện loại biến ra khỏi mô hình.

Loại bỏ các quan sát bị lỗi (missing)

Loại bỏ bớt những quan sát mà không có lịch sử tín dụng. Vì một lý do nào đó Lendingclub đã không có thông tin về lịch sử tín dụng của những khách hàng (thể hiện qua việc missing của rất nhiều trường dữ liệu liên quan đến lịch sử tín dụng như số lượng tài khoản hiện tại, số lần quá hạn trong vòng 1 năm, số ngày kể từ ngày bị quá hạn gần nhất, số dư tài khoản hiện tại...)

Loại bỏ những quan sát có lỗi về giá trị: Biến X_{16} , tỷ lệ sử dụng đạt đến hạn mức tín dụng, biến này không thể có giá trị vượt quá 1 nên sẽ loại bỏ quan sát có giá trị lớn hơn 1.

Sau quá trình loại bỏ các quan sát missing hoặc giá trị đáng ngờ chỉ còn lại mẫu có 101.518 quan sát được sử dụng để đưa vào mô hình chấm điểm khách hàng khi nộp hồ sơ vay.



Hình 4: Tỷ lệ khách hàng tốt và xấu theo biến phụ thuộc Y

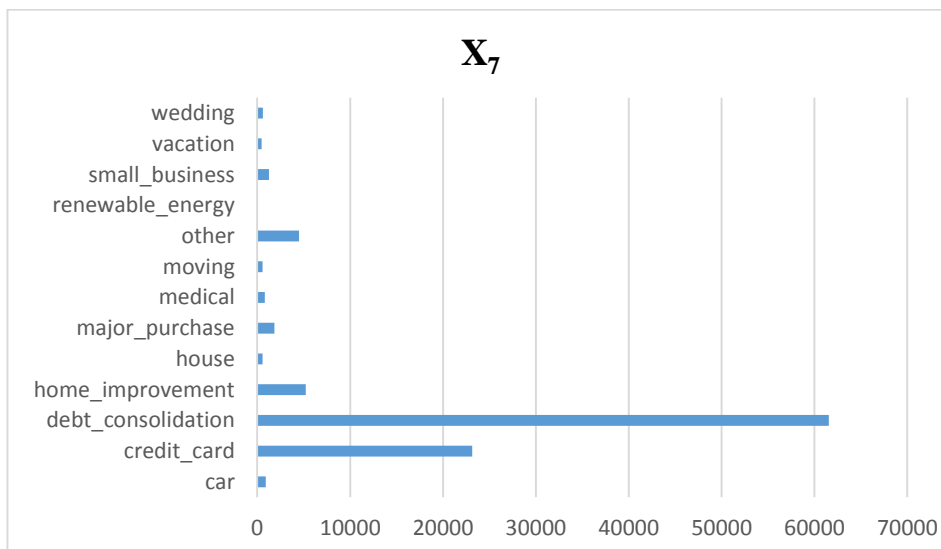
Tạo thêm biến

Nhóm nghiên cứu tạo thêm biến, ví dụ biến

X_{22} (Age_credit) = (issue_d- earliest_cr_line)/360 để tính ra số năm khách hàng đã có quan hệ tín dụng với các tổ chức tín dụng.

Xử lý dữ liệu phân lại nhóm trong các biến

Ví dụ biến X_7 (mục đích vay). Thông tin về mục đích vay đang được Lendingclub chia thành 13 nhóm như sau:



Hình 5: Các nhóm trong biến X_7 trước khi phân lại nhóm

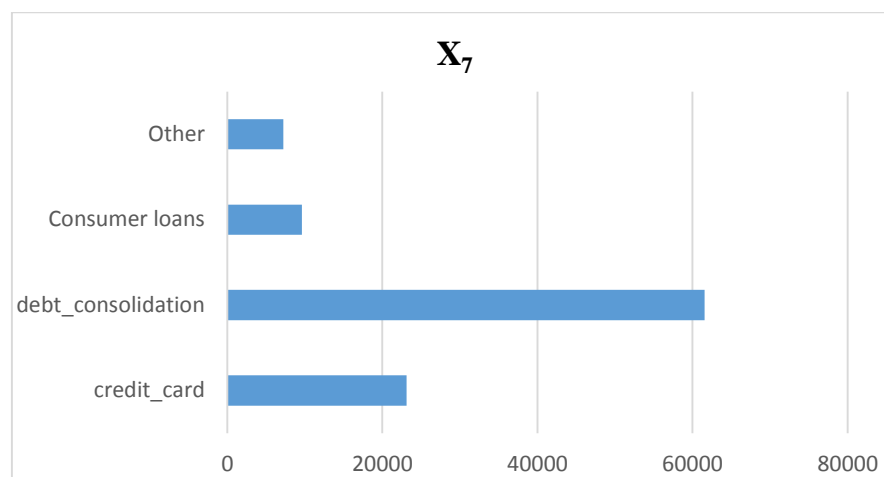
Trong đó:

- **wedding:** Tổ chức đám cưới
- **vacation:** Nghỉ dưỡng
- **small_business:** Kinh doanh nhỏ lẻ
- **renewable energy:** Nhiên liệu có thể tái tạo được
- **other:** Mục đích khác
- **moving:** Đi lại, di chuyển
- **medical:** Thuốc men

- *major_purchase*: Mua sắm cần thiết
- *house*: Mua nhà
- *home_improvement*: Nâng cao chất lượng sống
- *debt_consolidation*: Củng cố nợ
- *credit_card*: Thẻ tín dụng
- *car*: Mua xe hơi

Nhóm nghiên cứu sẽ phân lại thành 4 nhóm chính:

- Giữ nguyên 2 nhóm mục đích vay Credit Card và Debt_Consolidation.
- Gộp các nhóm mục đích vay car, home_improvement, house, major_purchase, vacation, wedding thành nhóm Consumer loan - Vay tiêu dùng.
- Các nhóm mục đích vay còn lại thành nhóm Other - Mục đích vay khác.



Hình 6: Các nhóm trong biến X_7 sau khi phân lại nhóm

Phân tích ban đầu sơ khởi sử dụng WOE và IV

- Trong mỗi nhóm của WOE phải có ít nhất 5% lượng quan sát.
- Mỗi nhóm WOE không thể chỉ chứa toàn bộ là khách hàng tốt hoặc khách hàng xấu. Cần phải có sự phân biệt WOE cho mỗi nhóm.
- WOE nên có một xu hướng đơn điệu
- Giá trị IV lớn hơn 0.02
- Xu hướng của WOE cần phải có ý nghĩa thực tiễn và giải thích được.

Ví dụ 1: Phân tích đối với biến X_7 (mục đích vay)

X_7	Number of Goods	Number of Bads	Total N	Distr of Goods	Distr of Bads	IV	WOE
Other	5291	1929	7220	6,55	9,28	0,01	-0,35
Debt_consolidation	48574	12975	61549	60,16	62,43	0,00	-0,04
Consumer_loans	7863	1748	9611	9,74	8,41	0,00	0,15
Credit_card	19008	4130	23138	23,54	19,87	0,01	0,17
Grand Total	80736	20782	101518	100,00	100,00	0,02	

Bảng 5: Kết quả tính IV và WOE đối với biến X_7

Từ dữ liệu trên ta có thể thấy hầu hết các khoản vay trên Lendingclub nằm ở 2 nhóm chính Credit card (23.138 trên tổng số 101.518 khoản vay chiếm 22,79%) và Deb_consolidation (61.549 trên tổng số 101.518 khoản vay chiếm 60,63%) và khách hàng sử dụng những khoản Olympic kinh tế lượng và ứng dụng năm 2016

vay này để thanh toán cho các khoản nợ trong thẻ tín dụng hay những khoản vay nợ ngân hàng khác và chiếm khoảng 82% lượng quan sát (22,79% + 60,63%). Khách hàng ở trong nhóm Other và Deb_consolidation độ rủi ro WOE là -0,35 và -0,04 cao hơn khách hàng ở nhóm Consumer_loans, credit_card WOE là 0,15 và 0,17.

Cuối cùng IV của biến X_7 là 0.02. Như vậy biến X_7 có chứa thông tin phân loại được khách hàng.

Sau khi phân tích xong nhóm nghiên cứu tạo thêm một biến X_7_WOE bằng cách gán cho khách hàng thuộc mỗi nhóm với giá trị WOE của nhóm đó. Ví dụ bất kỳ khách hàng nào thuộc nhóm vay tiêu dùng chúng tôi đều gán $X_7_WOE = 0.15$, tương tự cho các nhóm còn lại.

Ví dụ 2: Phân tích đối với biến X_4 (thu nhập hàng năm):

X_4	Number of Goods	Number of Bads	Total N	Distr of Goods	Distr of Bads	IV	WOE
< 29000	3677	1435	5112	4,554	6,905	0,010	-0,416
29000 - 49740	19111	6232	25343	23,671	29,987	0,015	-0,237
49740 - 60000	14300	4057	18357	17,712	19,522	0,002	-0,097
60000 - 66500	5581	1459	7040	6,913	7,020	0,000	-0,015
66500 - 80000	12516	2902	15418	15,502	13,964	0,002	0,105
87000 – 120000	17863	3432	21295	22,125	16,514	0,016	0,292
120000<	7688	1265	8953	9,522	6,087	0,015	0,447
Grand Total	80736	20782	10518	100	100	0,050	

Bảng 6: Kết quả tính IV và WOE đối với biến X_4

Thu nhập bình quân đầu người của Mỹ năm 2011-2012 vào khoảng 50.000 USD. Với 2 nhóm khách hàng đầu tiên có thu nhập dưới thu nhập bình quân đầu người đều rất xấu, với tỷ lệ khách hàng xấu cao nhất tương ứng là 28% và 24.5%. Đối với những nhóm khách hàng có thu nhập cao từ 120.000 USD trở lên thì tỷ lệ khách hàng xấu đã giảm đáng kể với 12%.

Dựa trên kết quả tính WOE có thể thấy một mối quan hệ giữa biến độc lập là thu nhập X_4 và biến phụ thuộc Y, khách hàng có thu nhập càng cao thì khả năng khoản vay đó là Bad càng nhỏ. IV của biến thu nhập là 0.05 có thể cho thấy biến X_4 có khả năng phân loại khách hàng tốt và khách hàng xấu ở mức yếu.

Ví dụ 3: Phân tích đối với biến X_2 (số năm kinh nghiệm làm việc)

X_2	Number of Goods	Number of Bads	Total N	Distr of Goods	Distr of Bads	IV	WOE
< 1 year	5645	1464	7109	6,992	7,045	3,94728E-06	-0,007
1 year	5041	1237	6278	6,244	5,952	0,000139409	0,048
10+ years	25952	6485	32437	32,144	31,205	0,000278617	0,030
2 years	7214	1796	9010	8,935	8,642	9,78244E-05	0,033
3 years	6161	1574	7735	7,631	7,574	4,30104E-06	0,008
4 years	4645	1122	5767	5,753	5,399	0,000225342	0,064
5 years	6199	1518	7717	7,678	7,304	0,000186472	0,050
6 years	5172	1358	6530	6,406	6,535	2,54959E-05	-0,020

7 years	4949	1276	6225	6,130	6,140	1,65406E-07	-0,002
8 years	3850	1014	4864	4,769	4,879	2,5356E-05	-0,023
9 years	3049	838	3887	3,777	4,032	0,000167687	-0,066
n/a	2859	1100	3959	3,541	5,293	0,007041393	-0,402
Grand Total	80736	20782	101518	100,000	100,000	0,00819601	

Bảng 7: Kết quả tính WOE và IV cho biến X₂

Qua phân tích có thể thấy không có mối quan hệ rõ ràng giữa biến X₂ - số năm kinh nghiệm làm việc, với biến nhị phân Y; nhóm khách hàng có kinh nghiệm làm việc trên 10 năm cũng không có sự khác biệt với nhóm khách hàng có kinh nghiệm làm việc dưới 1 năm, thể hiện qua tỷ lệ khách hàng xấu trong 2 nhóm này đều ở mức 20%. IV của biến số năm kinh nghiệm là 0.008 cho thấy biến này không phân loại được khách hàng tốt và khách hàng xấu. Vì vậy loại biến này ra khỏi mô hình.

Biến	IV	Chọn biến	Lí do
X ₂	0,008	Loại	IV<0.02
X ₃	0,017	Loại	IV<0.02
X ₄	0,05	Chọn	
X ₅	0,033	Chọn	
X ₆	0,025	Chọn	
X ₇	0,022	Chọn	
X ₈	0,168	Chọn	
X ₉	0,046	Loại	Xu hướng biến không giải thích được
X ₁₃	0,003	Loại	IV<0.02
X ₁₄	0,007	Loại	IV<0.02
X ₁₅	0,006	Loại	IV<0.02
X ₁₆	0,044	Chọn	
X ₁₈	0,0717	Chọn	
X ₁₉	0,0172	Loại	IV<0.02
X ₂₀	0,0006	Loại	IV<0.02

Bảng 8: Tổng hợp các biến độc lập sau khi Xử lý số liệu

Phân tích tương quan giữa các biến được chọn

Sau khi lựa chọn được 7 biến có ý nghĩa chúng tôi đã tạo thêm 7 biến mới:

- TERM_WOE: X₈_WOE
- REVOL_UTIL_WOE: X₁₆_WOE
- TOTAL_CUR_BAL_WOE: X₅_WOE
- LOAN_AMNT_WOE : X₆_WOE
- DTI_WOE: X₁₈_WOE
- PURPOSE_WOE: X₇_WOE
- ANNUAL_INCOM_WOE: X₄_WOE

Sử dụng Eview 7 tính hệ số tương quan giữa 7 biến mới này:

	X ₈ _WOE	X ₁₆ _WOE	X ₅ _WOE	X ₆ _WOE	X ₁₈ _WOE	X ₇ _WOE	X ₄ _WOE
--	---------------------	----------------------	---------------------	---------------------	----------------------	---------------------	---------------------

X ₈ _WOE	1	0.050982	-0.117775	0.422519	0.064649	0.037331	-0.134617
X ₁₆ _WOE	0.050982	1	-0.032606	0.084559	0.210844	-0.024905	-0.028075
X ₅ _WOE	-0.117775	-0.032606	1	-0.284463	0.023227	0.029240	0.511639
X ₆ _WOE	0.422519	0.084559	-0.284463	1	0.03977	-0.02729	-0.447148
X ₁₈ _WOE	0.064649	0.210844	0.023227	0.03977	1	0.014237	0.219171
X ₇ _WOE	0.037331	-0.024905	0.029240	-0.02729	0.014237	1	0.022373
X ₄ _WOE	-0.134617	-0.028075	0.511639	-0.447148	0.219171	0.022373	1

Bảng 9: Ma trận hệ số tương quan giữa các biến

Hệ số tương quan giữa các biến đều không vượt quá 0.6 nên có thể giả thiết không có hiện tượng đa cộng tuyến quá cao vì vậy nhóm nghiên cứu đã lựa chọn cả 7 biến này đưa vào mô hình Logistic.

2.3. Ứng dụng mô hình Logistic ước lượng xác suất khách hàng tốt

Kết quả ước lượng mô hình Logistic với các biến độc lập trên như sau:

Dependent Variable: GOOD
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)
Date: 04/18/16 Time: 12:03
Sample: 1 101518
Included observations: 101518
Convergence achieved after 4 iterations
Covariance matrix computed using second derivatives

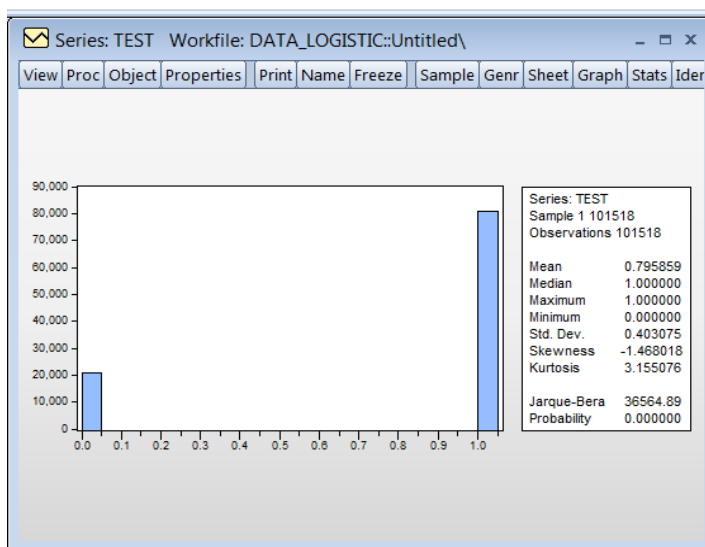
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
X4_WOE	1.188375	0.044448	26.73610	0.0000
X5_WOE	0.775865	0.054943	14.12126	0.0000
X6_WOE	0.887517	0.065188	13.61474	0.0000
X7_WOE	0.967791	0.059942	16.14532	0.0000
X8_WOE	0.974650	0.021108	46.17446	0.0000
X16_WOE	0.840564	0.041478	20.26546	0.0000
X18_WOE	0.553301	0.031919	17.33451	0.0000
C	1.360092	0.008149	166.9075	0.0000
McFadden R-squared	0.059309	Mean dependent var	0.795288	
S.D. dependent var	0.403493	S.E. of regression	0.390678	
Akaike info criterion	0.953766	Sum squared resid	15493.38	
Schwarz criterion	0.954517	Log likelihood	-48404.22	
Hannan-Quinn criter.	0.953994	Deviance	96808.45	
Restr. deviance	102912.1	Restr. log likelihood	-51456.05	
LR statistic	6103.656	Avg. log likelihood	-0.476804	
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	20782	Total obs	101518	
Obs with Dep=1	80736			

Bảng 10: Kết quả hồi quy mô hình Logistic ước lượng xác suất khách hàng tốt

2.4.Đánh giá chất lượng mô hình.

Kết quả mô hình cho thấy với mức ý nghĩa 0.01 thì p-value của các hệ số đều nhỏ hơn, điều đó cho thấy các hệ số của phương trình hồi quy đều khác 0 và có ý nghĩa thống kê. Kích thước mẫu lớn nên có thể cho rằng Kiểm định tính phù hợp của mô hình cho thấy p-value của tỷ số hàm hợp lý LR cũng nhỏ hơn mức ý nghĩa 0.01. Do đó có thể cho rằng mô hình trên là phù hợp với mức ý nghĩa 0.01.

Bên cạnh đó nhóm nghiên cứu kiểm định dựa trên chính số liệu sử dụng trong mô hình. Trước tiên lựa chọn ngưỡng xác suất bằng 0.5, tức là nếu khách hàng có xác suất là khách hàng tốt cao hơn 0.5 được coi là không có khả năng vỡ nợ (khách hàng xấu. Qua kết quả kiểm định trong số khách hàng được cho là tốt có khoảng 20% (20,41%) là vỡ nợ, kết quả đạt được độ chính xác khoảng 80% (bảng 11).



Bảng 11: Kết quả kiểm tra dựa trên chính bộ số liệu phân tích.

Kiểm định dựa trên hệ số Gini: Từ kết quả của việc xếp hạng tín dụng khách hàng nộp hồ sơ vay ta đánh giá chất lượng mô hình. Nhóm nghiên cứu chia $P(Y = 0|X = x)$ thành 10 nhóm phân biệt có số lượng tương đối đều nhau và tính hệ số Gini như sau:

Class	Total N	Percent	Number of Good	Distr of Goods	Cumulative frequency of Good	Number of Bad	Distr of Bad	Cumulative frequency of Bad	Gini
<0.65	10172	10.02%	5799	7.2%	7.2%	4373	21.04%	21.04%	0.007557
0.65 - 0.73	10228	10.08%	7121	8.8%	16.0%	3107	14.95%	35.99%	0.025153
0.73-0.77	10026	9.88%	7541	9.3%	25.3%	2485	11.96%	47.95%	0.039203
0.77-0.80	10257	10.10%	7919	9.8%	35.2%	2338	11.25%	59.20%	0.052549
0.80 - 0.815	10056	9.91%	8027	9.9%	45.1%	2029	9.76%	68.96%	0.063712
0.815-0.84	10408	10.25%	8607	10.7%	55.8%	1801	8.67%	77.63%	0.078139
0.84-0.86	9914	9.77%	8466	10.5%	66.2%	1448	6.97%	84.60%	0.085056
0.86 - 0.88	10189	10.04%	8860	11.0%	77.2%	1329	6.39%	90.99%	0.096346
0.88-0.91	10116	9.96%	8997	11.1%	88.4%	1119	5.38%	96.38%	0.104399
0.91<	10152	10.00%	9399	11.6%	100.0%	753	3.62%	100.00%	0.114307
Total	101518		80736			20782		Gini	0.332843

Bảng 12: Kết quả tính hệ số Gini

Hệ số Gini = 0.33 > 0.25 cho thấy mô hình có khả năng dự báo ở mức trung bình.

Với một kích thước mẫu lớn 101518 quan sát và 111 biến đưa ra ban đầu, bằng trực quan và dựa trên các bước phân tích nhóm nghiên cứu đã phân loại và lọc ra được 7 biến để đưa vào mô hình, trong đó các biến chủ yếu là biến định lượng có tác động cùng chiều lên xác suất để khách hàng là tốt điều đó có thể cho thấy hạn chế của mô hình. Tuy nhiên với sự phù hợp ở mức trung bình có thể cho rằng mô hình hồi quy là chấp nhận được và ta có hàm hồi quy mẫu của mô hình như sau:

Ký hiệu p_i^u là giá trị ước lượng của $P(Y = 0|X = x)$, xác suất một khách hàng là tốt với thông tin vào là X khi đó

$$p_i^u = \frac{1}{1 + e^{-(1.3600092 + 1.188375X4_WOE + \dots + 0.553301 * X18_WOE)}}$$

2.5. Chấm điểm khách hàng dựa trên kết quả của mô hình Logistic

Mô hình chấm điểm khách hàng thường để sử dụng để ra quyết định tín dụng từ chối cho khách hàng vay hoặc chấp nhận cho vay. Xác suất $P(Y = 0|X = x)$ càng cao đại diện cho rủi ro thấp, xác suất càng thấp thì khách hàng đó có rủi ro càng cao. Như vậy mỗi một khách hàng đến sẽ cho thông tin ban đầu là X . Dựa trên dữ liệu đầu vào, sử dụng các mô hình (ví dụ mô hình Logistic) ước lượng mức xác suất của khách hàng đó được cho là tốt $P(Y = 0|X = x)$. Thông thường các ngân hàng sẽ đưa ra một mức xác suất (thuật ngữ gọi là điểm cut-off) mà nếu xác suất thấp hơn mức đó thì sẽ từ chối cho vay, xác suất cao hơn mức đó sẽ được chấp nhận. Thông thường sẽ ở mức thống kê cut off 10% lượng khách hàng trong mẫu. Trong mẫu của chúng ta nó sẽ là mức xác suất 0.65. Nếu khách hàng có xác suất $P(Y = 0|X = x) < 0.65$ sẽ bị từ chối cho vay.

2.6. Kết luận:

Mỗi ngân hàng có một chiến lược kinh doanh, chính sách khác nhau, đặc điểm của khách hàng mỗi phân khúc khác nhau dẫn đến mỗi ngân hàng cần phải xây dựng các mô hình chấm điểm, xếp hạng tín dụng nội bộ sao cho phù hợp với điều kiện của mình.

Do khó khăn trong quá trình thu thập dữ liệu chúng tôi không có được số liệu thực tế của các ngân hàng thương mại ở Việt Nam, chúng tôi đã dựa trên số liệu trên website www.lendingclub.com để mô phỏng lại quá trình xây dựng mô hình chấm điểm khách hàng cá nhân nộp hồ sơ vay ở Ngân hàng thương mại. Tuy nhiên do hạn chế về thời gian cũng như hiểu biết về bộ số liệu nên đã quá chặt chẽ khi đưa các biến được nhận định khá chắc chắn vào mô hình, chưa mở rộng kiểm định thêm các biến định tính để kết hợp đưa ra mô hình phù hợp hơn. Tuy nhiên chủ đề nghiên cứu của đề tài đã mở ra cho nhóm về hướng nghiên cứu tiếp như ứng dụng vào bộ số liệu của Việt Nam, ứng dụng một bộ số liệu trên nhiều mô hình khác nhau, thực hiện các bước kiểm định đánh giá mô hình chặt chẽ và toàn diện hơn.... Vì vậy nhóm nghiên cứu cho rằng đề tài có tính thời sự cả về mặt lý luận và thực tiễn cao. Chúng tôi hy vọng kết quả nghiên cứu sẽ đóng góp phần nào cho các nghiên cứu sâu hơn về mô hình chấm điểm khách hàng, xếp hạng tín dụng cũng như đưa mô hình này ứng dụng vào thực tế nhiều hơn.

TÀI LIỆU THAM KHẢO:

- [1] Phạm Thị Thắng (2009), *Giáo trình Kinh tế lượng*, Nhà xuất bản Tài chính.
- [2] Damodar N. Gujarati (2004), *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, Fourth Edition.
- [3] Naeem Siddiqi (2006), *Credit Risk Scorecards*, John Wiley & Sons, Inc.
- [4] <http://plug-n-score.com/learning/scorecard-validation.htm>
- [5] <http://www.listendata.com/2015/03/weight-of-evidence-woe-and-information.html>
- [6] https://en.wikipedia.org/wiki/Probability_of_default
- [7] <http://documentation.statsoft.com/STATISTICAHelp.aspx?path=WeightofEvidence/WeightofEvidenceWOEIntroductoryOverview>
- [8] https://vi.wikipedia.org/wiki/C%C6%A1_quan_x%E1%BA%BFp_h%E1%BA%A1ng_t%C3%ADn_d%E1%BB%A5ng

APPLYING THE LOGISTIC REGRESSION MODEL TO SCORE THE INDIVIDUAL CUSTOMERS WHEN ASKING FOR A LOAN AT COMMERCIAL BANKS

Authors: Bui Le Tra Linh, Hoang Thi Ngoc Ha, Nguyen Van Khoa, Pham Thi Mai
Academy Of Finance
Science Instructor: PhD. Nguyen Thi Thuy Quynh

SUMMARY

Base on the content of “Credit Risk Scorecards” of Naeem Siddiqi, we use the data including 101,518 individual customers observation from 2011 to 2012 on www.lendingclub.com website and apply the logistic regression model to estimate the model which appraises the probability of good customers asking for a loan. Base on the estimate result from the model to classify and score the customers. Banks will create loan for customer or not through scoring result. Our main contributions are reaserching a logistic regression model, applying the model in reality, analyzing, assessing a detail data to give a result that follows the market trend.

Key words: *scoring, logistic regression model, credit rating*

I. Theoretical foundation

1.1. Introduction

Credit is one of the main activities which brings huge profits for commercial banks. In the process of granting credit to customers, banks or credit institutions have to face to credit risks from many different causes, and often shared a consequence that the customer fails or not fully implemented the financial obligations in time. It's difficult to completely eliminate these risk, we just restrict and prevent them. One of the effective and popular measures to limit credit risk is building the customers scoring model for credit rating, customer classification, and support for the decision making and credit management.

Credit rating has a history developed from many years in the US and European countries. There are three biggest credit rating agencies in the world nowadays (in terms of market share). They are Standard & Poor's (S & P), Moody's and Fitch Group. S & P and Moody's are based in the US, while Fitch has headquarters in both the US and UK and be controlled by FIMALAC (French). Until 2001, Moody's and Standard & Poor's controlled 80% of global credit rating, while Fitch's market share is 15%. Thus, in total three companies controlled 95% of global market share. Each plus sign (+) or minus (-) of these companies will have a significant influence on the assets. When Standard & Poor's, Moody's or Fitch downgrade the stock of a company, they will trigger a panic forcing companies to mobilize new sources of funding as soon as possible if you do not want to go bankrupt. Not only can change the fate of the company, three biggest credit rating agencies also could alter the destiny of a nation and the world. The most obvious proof is the case of Greece or Portugal. Until July 19th, 2011, global market plunged when Moody downgraded credit of Greek, Portugal and Ireland to below investment.

In the past almost all credit institutions buying credit rating model, customer scoring from big credit rating agencies. However, after credit defaults crisis in the US in 2007-2008, the limitations of credit rating model were showed. Combined with the results published by the

credit institutions, banks also realized by the understanding of internal customer data they can build better models with cheaper costs. Because of these things, the trend of making internal customer scoring and credit rating became popular for nearly 10 years.

In Vietnam, credit rating activity just began to be developed since 2002. Before that time, granting the credit or not based on the subjective assessments of people. This leads to unpredictable risks and take the opportunity of the borrower. On the other hand, if banks grant the credit without assessing and preventing risk, the collapse of the bank could be happened. In addition, to standardize banking activities in the globalization to consolidate the stability of the entire international banking system, establishing an unified and equal international banking system, reduce unfair competition, the Basel Committee on banking supervision issued the Basel II in 2004 capital with higher requirements about liquidity, creating a significant impact on the economy in general and banks in particular. Implementing Basel II helps banks to operate safer, healthier due to the level of risk management is increased, the risk management measures, especially risk models and internal credit ratings are actively applied. Currently, there are 10 Vietnam's commercial banks was selected by state bank of Vietnam to pilot Basel II in the period between 2015 and 2018. Applying credit rating become more urgent when commercial banks are trying to achieve Basel III.

With the main major is banking, we realize studying the theory and the application of mathematical models, econometric models will help us catch up the trend and meet the job requirements after graduated. For all things above, we decide to choose the subject ***“Applying the logistic model to score the individual customers when asking for a loan at commercial bank”***.

1.2. Logistic regression model

Default or delinquency is an event that may occur during the duration of a loan or credit card. We use a binary variable to observe a customer number i , ($i = \overline{1, n}$).

$Y_i = 1$	$Y_i = 0$
Default or Delinquency	Non – default or Non - delinquency
Positive event	Negative event
Bad customer	Good customer

In this report, $Y_i = 0$ is represented for the customer number i who is the good customer ($Goods_i$), $Y_i = 1$ is represented for the customer number i who is the bad customer ($Bads_i$).

Based on the data, explanatory variables can be selected to characterize the features of given data:

Personal details	Details about the individual taking the credit, such as employment status, profession, income, residential status, record of court judgements and number of dependents. Often this data is available from the credit application form, but some from credit bureaus.
Past credit history	Length of credit history, number and value of past loans, number and value of past delinquent loans, usually provided by credit bureaus.
Behavioural data	Past history of use of credit on previous products (eg. spend amount, repayment patterns).

Assuming we have a model with Y depending on explanatory variables. Then, for any customers, assume the customer number j will be characterized by a vector of explanatory variables $X_j = (X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{kj})$ and we are interested in probability estimating that customer becomes bad customer, in another word, predicting default ability of customer by the formular $P(Y = 1 | X = X_j)$ (probability of default - PD). There are many econometric models to estimate this probability such as a linear probability model (LPM), Logistic model (or Logit models), Probit model, Tobit model. In this subject, we use Logistic model which is performed:

$$p_i = P(Y = 1 | X = X_i) = \frac{1}{1 + e^{-(b_0 + bX_i)}} = \frac{e^{Z_i}}{1 + e^{Z_i}} \quad (1).$$

where $b_0 \in R; b = (b_1, b_2, \dots, b_k); X_i = b_0 + bX_i$.

Trasform the formular (1) to: $L_i = Ln \frac{p_i}{1 - p_i} = Z_i = b_0 + bX_i \quad (2).$

Using (2) we estimate $Ln \frac{p_i}{1 - p_i}$ (or Log - Odds). Based on bank's estimate, credit institutions calculate credit scores and ratings customers through converted into scores.

Credit scores are often represented in the form of positive integers and the value between 0 and 999 in a defined period of time. Customer with high credit score is usually represented good risk (low PD) and customer with low credit score is represented bad risk (high PD). Although we can calculate easily $1 - p_i = P(Y = 0 | X = X_i)$, to make it conveniently and suit for customers scoring, we use $p_i = P(Y = 0 | X = X_i)$, means that high score customers equivalent to high PD, low score customers equivalent to low PD.

In Logistic regression model, we need to estimate $b_0; b = (b_1, b_2, \dots, b_k)$ through MLE - Maximum likelihood estimation method with a data including n independent observation: $D = \{(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)\}$. Theoretical estimation and testing Logistic model can be found in the reference [2].

1.3. Using WOE, IV to select independent variables

The variables included in the model should be explored and analyzed based on the customer's information in loan applications to eliminate the variable which does not contain information to classify good/bad customer or inconsistent information with the credit rating criteria, the inaccurate information or duplicate information...

The weight of evidence (WOE) and Information value (IV) are two popular tools in the world, using in the process of making a customer credit scoring model in several decades. WOE and IV have different roles in initial analysis process: WOE describes the relationship between an explanatory variable and binary dependent variable; IV measures the strength of that relationship.

Weight of evidence - WOE

Odds are called risk ratio is calculated as the ratio between distribution of good credit outcome and distribution of bad credit outcome in the short term or is the proportion of Goods or Bads in the respective group, relative to the column totals. Odds are calculated by the following formula:

$$Odds = \frac{p_i}{1 - p_i} = \frac{P(Y = 0 | X = X_i)}{P(Y = 1 | X = X_i)}$$

WOE for a group consisting of n observations is computed as:

$$WOE = \ln \frac{p_i}{1 - p_i} = \ln \frac{Distr\ Goods_i}{Distr\ Bads_i} \cdot 100.$$

The value of WoE will be 0 if the odds of *Distribution Goods* / *Distribution Bads* is equal to 1. If the *Distribution Bads* in a group is greater than the *Distribution Goods*, the odds ratio will be less than 1 and the WoE will be a negative number; if the number of *Goods* is greater than the *Distribution Bads* in a group, the WoE value will be a positive number.

The WoE recoding of predictors is particularly well suited for subsequent modeling using Logistic Regression. Therefore, by using WoE-coded predictors in logistic regression, the predictors are all prepared and coded to the same (WoE) scale, and the parameters in the linear logistic regression equation can be directly compared, for example, when using the new modeling tools for Marginal Stepwise Logistic Regression.

Information Value - IV

The *Information Value (IV)* of a predictor is related to the sum of the (absolute) values for WoE over all groups. Thus, it expresses the amount of diagnostic information of a predictor variable for separating the *Goods* from the *Bads*. Specifically, given a predictor with n groups, each with a certain *Distribution* of *Goods* and *Bads*, the *Information Value (IV)* for that predictor can be computed as:

$$IV = \sum_{i=1}^n |Distr\ Goods_i - Distr\ Bads_i| \cdot \ln \frac{Distr\ Goods_i}{Distr\ Bads_i}$$

According to Siddiqi (2006), by convention the values of the IV statistic can be interpreted as follows. If the IV statistic is:

Less than 0.02, then the predictor is not useful for modeling (separating the Goods from the Bads)

0.02 to 0.1, then the predictor has only a weak relationship to the Goods/Bads odds ratio

0.1 to 0.3, then the predictor has a medium strength relationship to the Goods/Bads odds ratio

0.3 or higher, then the predictor has a strong relationship to the Goods/Bads odds ratio.

Example: Calculate WOE, IV with **Loan_amnt** (the amount of money that customer want to have):

Loan_amnt Group	Number of Goods	Number of Bads	Total N	Distr of Goods	Distr of Bads	IV	WOE
<8000	21505	4709	26214	26,636	22,659	0,006	0,162
8000– 15000	30273	7112	37385	37,496	34,222	0,003	0,091
15000 - 25000	21795	6430	28225	26,995	30,940	0,005	-0,136
25000 - 30000	3939	1372	5311	4,879	6,602	0,005	-0,302
30000 <	3224	1159	4383	3,993	5,577	0,005	-0,334
Grand Total	80736	20782	101518	100,000	100,000	0,025	

ChartNo.1: Calculate WOE, IV with Loan_amnt

Number of Goods: The number of good customers in each variable group

Number of Bads: The number of bad customers in each variable group

Total N : The number of customers in each variable group

Grand Total:

$$\text{Distribution of Goods} = \frac{\text{Number of Goods}}{\text{Grand Total}} * 100\%$$

$$\text{Distribution of Bads} = \frac{\text{Number of Bads}}{\text{Grand Total}} * 100\%$$

$$\text{IV} = \text{WOE} * \frac{\text{Distribution of Goods} - \text{Distribution of Bads}}{100}$$

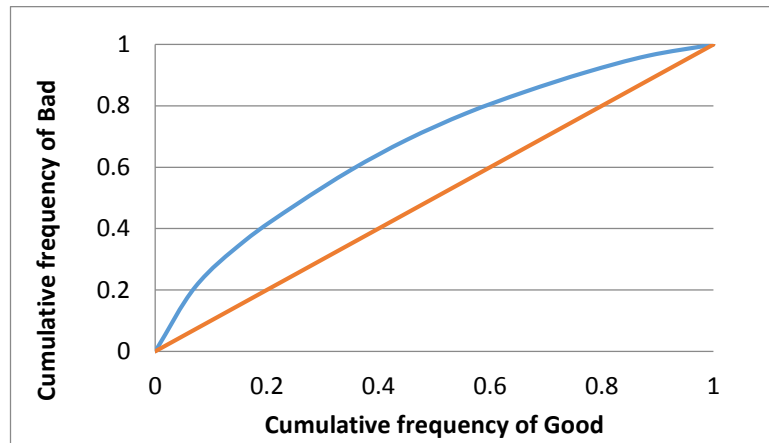
$$\text{WOE} = \text{Ln} \left(\frac{\text{Distribution of Goods}}{\text{Distribution of Bads}} \right).$$

1.4. Calibrate and assess the conformity of the model

A common logistic model has inspection methods to calibrate likelihood ratios (LR), test the conformity Goodness of Fit, ... In fact, to measure quality of customer scoring models, credit rating often used Receiver Operating Characteristic curve (ROC) and the Gini coefficient.

Receiver Operating Characteristic (ROC) curve is used to assess the difference between the customers in the different level of PD.

To draw a ROC curve, firstly, classify by dividing the customers following probability of good customers based on $P(Y = 0 | X = X_i)$. With each group of customers, cumulative frequency of good and cumulative frequency of bad are calculated. Each calculated result of group is performed by a point which has abscissa - cumulative frequency of good and ordinate - cumulative frequency of bad. The line connects all points is ROC curve.



PictureNo.1: ROC curve

The blue line is the ROC curve

The red line is a reference line (it represents an informative model)

There are many ways to calculate GINIcoefficient, in this subject, GINI coefficient is calculated by the area of the image generated by the ROC curve and the reference line.

A customer scoring model is considered good if the curve upward as high as possible, it reflects clearly the discrimination between good customers ratio and bad customer ratio in the model. Reference line occurs when there is no difference between good and bad customer ratio in each group's credit rating. The ROC curve upward, the Gini coefficient increases. According to the reference [4], with credit rating model, if the Gini coefficient is less than 0.2 - the model has less predictability; Gini from 0.25 to 0.45 - the model has the average forecast, and if the Gini coefficient is higher than 0.45 – good model.

II.Applying the logistic model to score the individual customers when asking for a loan at commercial banks

2.1.Data description

We have used the personal customer data for two years: 2011, 2012 on the website www.lendingclub.com to simulate the process of building customer scoring after the file of customer's loan is recorded in Lendingclub.

LendingclubLendingclub is a connection webside between page borrowers and lenders. Lenders can understand as an investor, finding good loans and lending with higher interest comparing to bank deposit interest rates, borrowers can also enjoy a lower interest rate and a quickly process comparing to go to the bank directly. Borrowers will initialize the information profile, based on that, Lendingclub will classify customer in the different risk levels and apply the interest respectively. The borrower's profile will be updated in the list of Lendingclub within 15 days and then the lender will evaluate the loan (good or bad) based on specific variables and make decisions for giving loan.

From the data sources on Lendingclub, we have the initial data with 188,123 observations and 111 independent variables. However we can not collect the information for all the variables because of the inadequate information in Vietnam. After all, we have selected some representative variables some other information of the loan to build the model.

21 variables are selected and divided into 3 groups:

Variable group	Variable	Description
Basic finance and job information of customer	X ₁ : emp_title	The job title of borrower
	X ₂ : emp_length	Employment length in year
	X ₃ :home_ownership	The home ownership status
	X ₄ : annual_inc	The self-reported annual income of borrower
Basic information about the loan of customer	X ₅ : tot_cur_bal	Total current balance of all accounts
	X ₆ : loan_amnt	The listed amount of the loan
	X ₇ : purpose	A category for loan request
	X ₈ : term	The number of payments on the loan
	X ₉ : int_rate	Interest rate of the loan
Credit history of the customer	X ₁₀ : bc_util	Ratio of total current balance to high credit/credit limit for all bankcard account
	X ₁₁ : issue_d	The month which the loan was funded
	X ₁₂ : earliest_cr_line	The month the borrower's earliest reported credit line was opened
	X ₁₃ : open_acc	The number of open credit lines in the borrower's credit life
	X ₁₄ : total_acc	The number of credit lines currently in the borrower's credit life
	X ₁₅ : revol_bal	Total credit revolving balance
	X ₁₆ : revol_util	Revolving line utilization rate
	X ₁₇ : pub_rec	Number of derogatory public records
	X ₁₈ : dti (debt to income)	A ratio calculated using borrower's total monthly debt payments on the total debt obligations
	X ₁₉ : inq_last_6mths	The number of inquiries in past 6 months
	X ₂₀ : delinq_2yrs	The number of 30+ days past-due incidences of delinquency in the borrower's credit file for the past 2 years
X ₂₁ : loan_status	Current status of the loan	

TableNo.2: Variables description

2.2.Data processing

Identifying the dependent variable

The variable X_{21} (situation of loan amount) was selected as a dependent variable and renamed variable Y in which there are 7 groups like the diagram below:

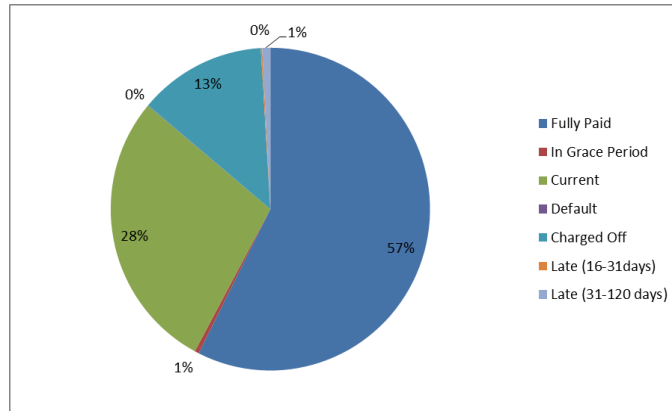


Chart No.2: Groups in the variable Y before being classified

Where:

Current: Current loans

Fully Paid: Customers has paid in full

In Grace Period: In short term, this is the period during which customers are allowed to pay their loans without incurring any fines. (15 days after the deadline customers need to pay its loans)

Late (16-30 days): Loans were paid late than deadline of repayment from 16 to 30 days

Late (31-120 days): Loans were paid late than deadline of repayment from 31 to 120 days

Charged Off: Overdue loans or customers are unable to pay their debts. (over 120 days)

Default:Default customers.

For customers in case [Loan_status = “Current”], we could not conclude their capacity of repayment in futur. For customers in situation [Loan_status = “In Grace Period”] and [“Late (16-30 days)”], it is difficult to give a conclusion for them. Then, with the intention of discriminating “good customer” from “bad customer”, we had classified the groups in the variable Y. Customers having [Loan_status = “Fully paid”] are called “good customer” with $Y = 0$, and customers having [Loan_status = “Default” or “Charged Off” or “Late (31-120 days)”] are named “bad customer” with $Y = 1$.

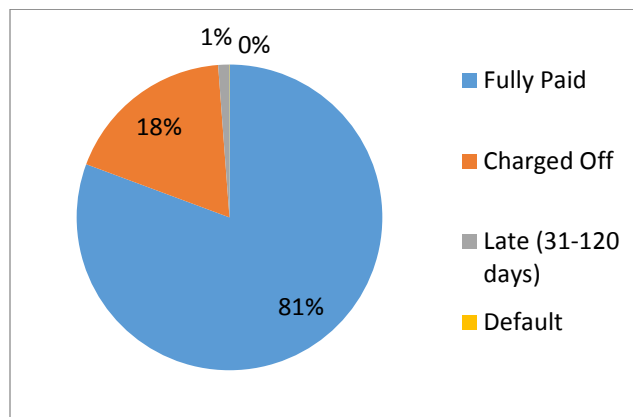


Chart No.3: Groups in the variable Y after being classified

Removing inappropriate variables from the model

We removed the inappropriate variables in data by qualitative analysis

Variable	Reasons
X ₁	Customers provide messy information, so it is difficult to separate jobs
X ₉	Interest rate variable generated after having points of customers
X ₁₁	Loan application date does not impact on the capacity of paying debt
X ₁₂	The day when customer began to have credit relationship does not impact on the capacity of paying debt

Table No.3: Removed variables list

We removed the inappropriate variables in data by quantitative analysis

Ex: X₁₀ - Proportion between the total current balance of all the bank accounts and the highest credit limit of all accounts.

Bank account balance is an important information to verify income level of customers. “Good customers” usually the high proportion between the account balance and credit limit because they have budget to pay loans, but this variable depends on other conditions. For example, there are so many customers were granted low credit limit, especially young or new customers, and low credit limit make higher this proportion. Hence, with the quantitative analysis, we have the table below:

X ₁₀	Number of Goods	Number of Bads	Total N	Distr of Goods	Distr of Bads	IV	WOE
<27.8	9016	1494	10510	11,167	7,189	0,018	0,440
27.8 - 36	3992	753	4745	4,945	3,623	0,004	0,311
36 - 43	4182	866	5048	5,180	4,167	0,002	0,218
43 - 63.8	16433	3936	20369	20,354	18,939	0,001	0,072
63.8 - 75.7	12095	3085	15180	14,981	14,845	0,000	0,009
75.7 - 86.3	12023	3252	15275	14,892	15,648	0,000	-0,050
86 - 94.3	11882	3471	15353	14,717	16,702	0,003	-0,127
94.3 - 98.5	7586	2457	10043	9,396	11,823	0,006	-0,230
98.5<	3527	1468	4995	4,369	7,064	0,013	-0,481
Grand Total	80736	20782	101518	100,000	100,000	0,046	

Table No 4: IV and WOE according to X₁₀

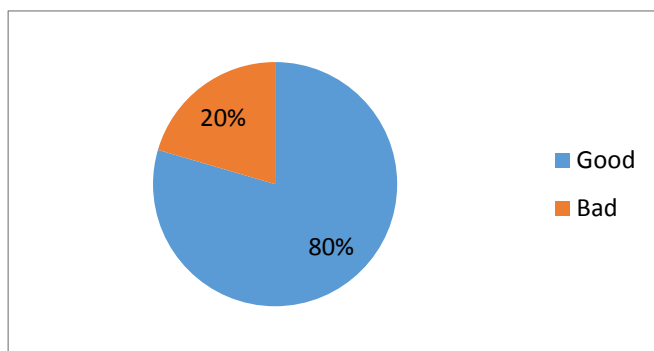
From data of Lendingclub, the customers having the higher value of X₁₀ are probability easier to become “bad customers”. Although IV = 0.046 (> 0.02) shows the capacity of identifying “bad” and “good customers”, the trend is confused with the previous hypothesis. We tried to justify this phenomenon, but we do not find the answer in the moment, so we decided to remove X₁₀ from the model.

Eliminating error samples (missing)

Removing samples having no credit history. For some reasons, Lendingclub does not have information about customers credit history. This is verified in many real cases related to the number of current accounts, the amount of defaults in a year, the number of days since the latest deadline of repayment, current account balance.

Clearing error value samples like the variable X_{16} - the rate of using reaches credit limit. The value of this variable can not be higher than 1, so the elimination of those samples is necessary.

After removing missing samples, there are only 101,518 outcomes used to construct the score card credit model when customers submit the loan records.



ChartNo 4: The proportion between “good customers” and “bad customers” according to the dependent variable Y.

Creating new variable

To construct the model, making a new variable is a best solution. For instance, variable X_{22} (Age_credit) was created to calculate the amount of year during which customers had relationship with credit institutions.

$$X_{22} (\text{Age_credit}) = (\text{issue_d} - \text{earliest_cr_line}) / 360$$

Analysing data to classify groups

Like variable X_7 (borrowing purposes). The information about borrowing purposes was separated to 13 groups by Lendingclub in the chart below:

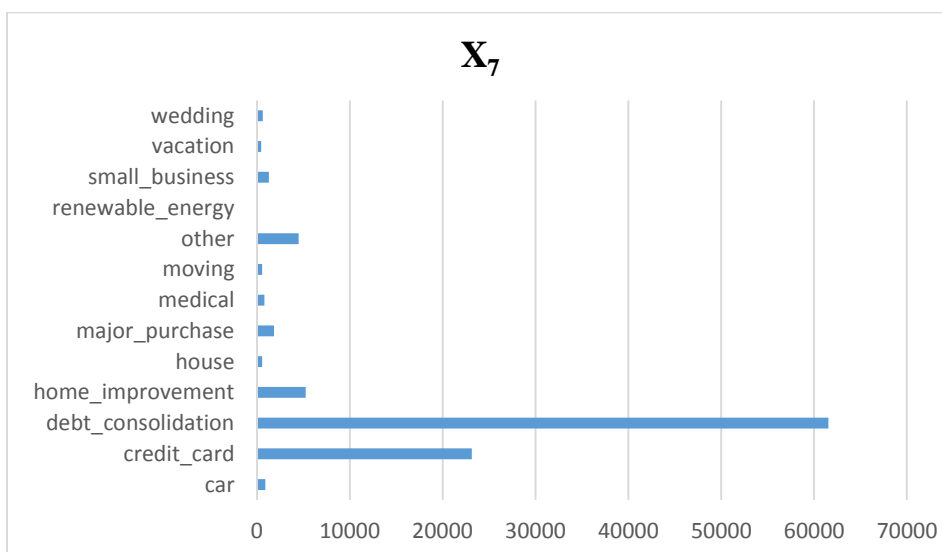


Chart No.5: Groups in the variable X_7 before to be classified

In order to analyze, these groups were classified to 4 main groups:

Credit Card

Debt_Consolidation.

Consumer loan(including car, home_improvement, house, major_purchase, vacation, wedding)

Other

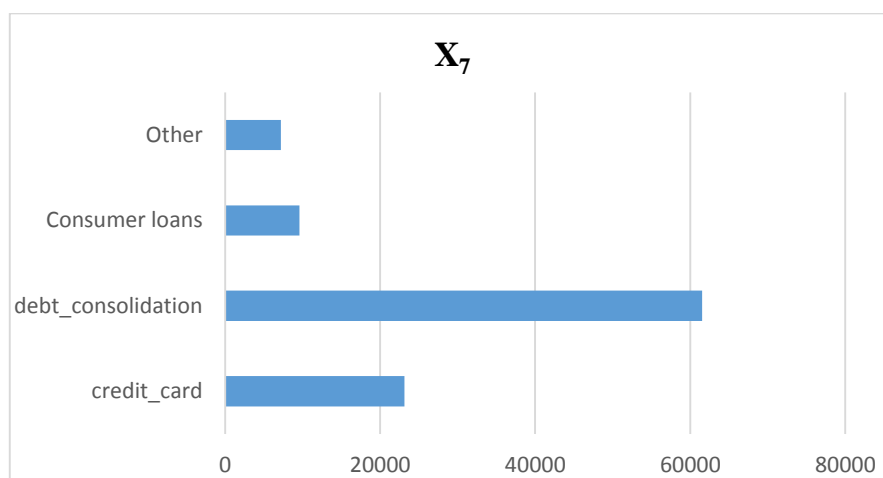


Chart No.6: Groups in the variable X7 after to be classified

In general, WOE and IV were used in process analysis. There are some hypothesis below:

In each group of WOE, there are 5% samples in minimum.

Each groups consists of good and bad customers

WOE is in need of a monotonous

IV>0.02

The trend of WOE is appropriated and can be demonstrated.

Ex.1 : Analysing the variable X7 (purposes)

X ₇	Number of Goods	Number of Bads	Total N	Distr of Goods	Distr of Bads	IV	WOE
Other	5291	1929	7220	6,55	9,28	0,01	-0,35
Debt consolidation	48574	12975	61549	60,16	62,43	0,00	-0,04
Consumer_loans	7863	1748	9611	9,74	8,41	0,00	0,15
Credit_card	19008	4130	23138	23,54	19,87	0,01	0,17
Grand Total	80736	20782	101518	100,00	100,00	0,02	

Table No.5: IV and WOE of X₇

Từ Overall, what stands from the data of the results table Lendingclub is that the majority of loans is in 2 main groups - namely Credit card and Deb_consolidation, with 22.79% and 60.63% respectively. Customers use their loans to pay debts in credit card or in other banks. About 82% of samples are this customers type. Customers in “Other” and “Deb_consolidation” group have WOE equal to -0,35 and -0,04 respectively, lower than customers in “Consumer_loans” and “Credit_card” with WOE equal to 0,15 and 0,17.

IV equals to 0.02, which means that X₇ has the information that can classify customers.

Afer analysing X7 , we created a new variable called X7_WOE by assigning the WOE value of each group for the customers in that group. For instance, any customer of group “Consumer_loans” is assigned to X7_WOE equal to 0.15. Using the same method with other groups.

Ex.2: Analysing the variable X₄(annual income)

X ₄	Number of Goods	Number of Bads	Total N	Distr of Goods	Distr of Bads	IV	WOE
< 29000	3677	1435	5112	4,554	6,905	0,010	-0,416
29000 - 49740	19111	6232	25343	23,671	29,987	0,015	-0,237
49740 - 60000	14300	4057	18357	17,712	19,522	0,002	-0,097
60000 - 66500	5581	1459	7040	6,913	7,020	0,000	-0,015
66500 - 80000	12516	2902	15418	15,502	13,964	0,002	0,105
87000 - 120000	17863	3432	21295	22,125	16,514	0,016	0,292
120000<	7688	1265	8953	9,522	6,087	0,015	0,447
Grand Total	80736	20782	10518	100	100	0,050	

Table No.6: IV and WOE of X₄

GDP of United State is about USD 50,000. The first two groups of customers have low income; with the highest rate of “bad customers” are 28% and 24.5% respectively. For the groups of customers having income over USD 120,000, this rate declines significantly to 12%. According to WOE, it exists a relation between the independent variable X₄ and the dependent Y. Customers with high income has the high capacity of repayment. The IV of X₄ is 0.05, so X₄ can be used to classify “bad” and “good customers” at low level.

Ex.3:Analysing the variable X₂(emp_length)

X ₂	Number of Goods	Number of Bads	Total N	Distr of Goods	Distr of Bads	IV	WOE
< 1 year	5645	1464	7109	6,992	7,045	3,94728E-06	-0,007
1 year	5041	1237	6278	6,244	5,952	0,000139409	0,048
10+ years	25952	6485	32437	32,144	31,205	0,000278617	0,030
2 years	7214	1796	9010	8,935	8,642	9,78244E-05	0,033
3 years	6161	1574	7735	7,631	7,574	4,30104E-06	0,008
4 years	4645	1122	5767	5,753	5,399	0,000225342	0,064
5 years	6199	1518	7717	7,678	7,304	0,000186472	0,050
6 years	5172	1358	6530	6,406	6,535	2,54959E-05	-0,020
7 years	4949	1276	6225	6,130	6,140	1,65406E-07	-0,002
8 years	3850	1014	4864	4,769	4,879	2,5356E-05	-0,023
9 years	3049	838	3887	3,777	4,032	0,000167687	-0,066
n/a	2859	1100	3959	3,541	5,293	0,007041393	-0,402
Grand Total	80736	20782	101518	100,000	100,000	0,00819601	

Table No.7: IV and WOE of X₂

After analysing data, this is not relation between the variable X_2 (the amount of working years) and the variable Y. Group of customers working over 10 years and group of customers working under 1 year have the similar data. The rate of “bad customers” in both are 20%.The IV of X_2 is 0.008, so X_2 can not be used to classify “bad” and “good customers”. Remove this variable from the model

Variable	IV	Result	Reason
X_2	0.008	Eliminated	IV<0.02
X_3	0.017	Eliminated	IV<0.02
X_4	0.05	Selected	
X_5	0,033	Selected	
X_6	0,025	Selected	
X_7	0,022	Selected	
X_8	0,168	Selected	
X_9	0,046	Eliminated	Unidentify variable trend
X_{13}	0,003	Eliminated	IV<0.02
X_{14}	0,007	Eliminated	IV<0.02
X_{15}	0,006	Eliminated	IV<0.02
X_{16}	0,044	Selected	
X_{18}	0,0717	Selected	
X_{19}	0,0172	Eliminated	IV<0.02
X_{20}	0,0006	Eliminated	IV<0.02

Table No.8: Independent variables after analysing data

Correlation analysis chosen variable

After choosing 7 meaningful variables, we created 7 more new variables below:

TERM_WOE: X_8_WOE

REVOL_UTIL_WOE: X_{16_WOE}

TOTAL_CUR_BAL_WOE: X_5_WOE

LOAN_AMNT_WOE : X_6_WOE

DTI_WOE: X_{18_WOE}

PURPOSE_WOE: X_7_WOE

ANNUAL_INCOM_WOE: X_4_WOE

Using Eview 7 to calculate correlation coefficients of these 7 new variables:

	X ₈ _WOE	X ₁₆ _WOE	X ₅ _WOE	X ₆ _WOE	X ₁₈ _WOE	X ₇ _WOE	X ₄ _WOE
X ₈ _WOE	1	0.050982	-0.117775	0.422519	0.064649	0.037331	-0.134617
X ₁₆ _WOE	0.050982	1	-0.032606	0.084559	0.210844	-0.024905	-0.028075
X ₅ _WOE	-0.117775	-0.032606	1	-0.284463	0.023227	0.029240	0.511639
X ₆ _WOE	0.422519	0.084559	-0.284463	1	0.03977	-0.02729	-0.447148
X ₁₈ _WOE	0.064649	0.210844	0.023227	0.03977	1	0.014237	0.219171
X ₇ _WOE	0.037331	-0.024905	0.029240	-0.02729	0.014237	1	0.022373
X ₄ _WOE	-0.134617	-0.028075	0.511639	-0.447148	0.219171	0.022373	1

Table No.9: Correlation coefficients matrix between the new variables

The correlation coefficients of these 7 variables can not be over 0.6, so multicollinearity phenomenon does not exist. Hence, we decided to add 7 variables in Logistic Regression Model.

2.3. Estimating probability “good customers” by using Logistic Regression Model

For independent variables, the estimated results by using Logistic Regression Model reveal in the table:

Dependent Variable: GOOD
 Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)
 Date: 04/18/16 Time: 12:03
 Sample: 1 101518
 Included observations: 101518
 Convergence achieved after 4 iterations
 Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
X4_WOE	1.188375	0.044448	26.73610	0.0000
X5_WOE	0.775865	0.054943	14.12126	0.0000
X6_WOE	0.887517	0.065188	13.61474	0.0000
X7_WOE	0.967791	0.059942	16.14532	0.0000
X8_WOE	0.974650	0.021108	46.17446	0.0000
X16_WOE	0.840564	0.041478	20.26546	0.0000
X18_WOE	0.553301	0.031919	17.33451	0.0000
C	1.360092	0.008149	166.9075	0.0000
McFadden R-squared	0.059309	Mean dependent var	0.795288	
S.D. dependent var	0.403493	S.E. of regression	0.390678	
Akaike info criterion	0.953766	Sum squared resid	15493.38	
Schwarz criterion	0.954517	Log likelihood	-48404.22	
Hannan-Quinn criter.	0.953994	Deviance	96808.45	
Restr. Deviance	102912.1	Restr. log likelihood	-51456.05	
LR statistic	6103.656	Avg. log likelihood	-0.476804	
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	20782	Total obs	101518	
Obs with Dep=1	80736			

Table No.10: Estimated results by using Logistic Regression Model

2.4. Rating the quality of the model

With level of significance in 0.01, all coefficients are different from 0 and have statistical significance. This model is appropriate to the level of significance in 0.01 because of p-value.

Besides, we choose the probability edge = 0.5, “good customers” need to have their probability to be over 0.5. Based on testing results, around 20% (20.41%) of the number of customers supposed to be “good” can be insolvent, so the accuracy of the model is about 80 percent. (Table No.11)

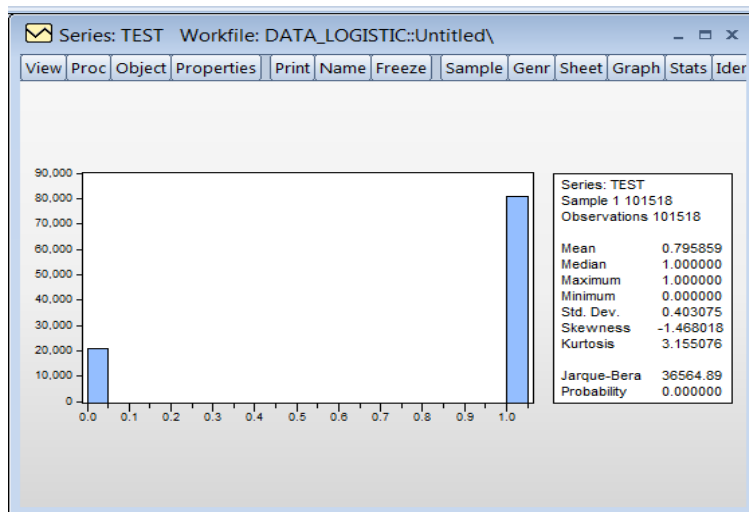


Table No.11: Testing result

Testing based on Gini coefficient: From the result of customers credit rating, we assess the quality of the model. We divide $P(Y = 0|X = x)$ into 10 different group with quite equal number and calculate the Gini coefficient:

Class	Total N	Percent	Number of Good	Distr of Goods	Cumulative frequency of Good	Number of Bad	Distr of Bad	Cumulative frequency of Bad	Gini
<0.65	10172	10.02%	5799	7.2%	7.2%	4373	21.04%	21.04%	0.007557
0.65 - 0.73	10228	10.08%	7121	8.8%	16.0%	3107	14.95%	35.99%	0.025153
0.73–0.77	10026	9.88%	7541	9.3%	25.3%	2485	11.96%	47.95%	0.039203
0.77–0.80	10257	10.10%	7919	9.8%	35.2%	2338	11.25%	59.20%	0.052549
0.80 - 0.815	10056	9.91%	8027	9.9%	45.1%	2029	9.76%	68.96%	0.063712
0.815–0.84	10408	10.25%	8607	10.7%	55.8%	1801	8.67%	77.63%	0.078139
0.84–0.86	9914	9.77%	8466	10.5%	66.2%	1448	6.97%	84.60%	0.085056
0.86 - 0.88	10189	10.04%	8860	11.0%	77.2%	1329	6.39%	90.99%	0.096346
0.88–0.91	10116	9.96%	8997	11.1%	88.4%	1119	5.38%	96.38%	0.104399
0.91<	10152	10.00%	9399	11.6%	100.0%	753	3.62%	100.00%	0.114307
Total	101518		80736			20782		Gini	0.332843

Table No.12: Results table of Gini

Gini coefficient = 0.33 > 0.25, the model has potential to predict in average level

With 101,518 observations and 111 initial variables, by intuitive and based on the analysis step, we have classified and filtered 7 variables to be included in the model, in which the variables are mainly quantitative variables affecting in a positive way to the probability of a good customer. It may indicate limitations of the model. However, consistent with the average level

may assume that the regression model is acceptable and have the sample regression model as follows:

\hat{p}_i is estimated value of $P(Y = 0|X = x)$, the probability of a good customer with X is input information will be:

$$\hat{p}_i = \frac{1}{1 + e^{-(1.3600092 + 1.188375X4_WOE + \dots + 0.553301 * X18_WOE)}}$$

2.5. Customers scoring based on the results of the Logistic regression model

Customer scoring models are often used to make a decision of refusing or accepting the loan request from borrower. Higher probability of $P(Y = 0|X = x)$, lower risk and vice versa.

Như vậy mỗi một khách hàng đến sẽ cho thông tin ban đầu là x . Based on input data, using models to estimate the probability of a good customer $P(Y = 0|X = x)$. Normally, banks will set a specific probability (cut-off point), if the probability lower than that cut-off point, loan request will be refused and vice versa. In our model, if the probability of the customers $P(Y = 0|X = x) < 0.65$, their loan request will be refused.

2.6. Conclusion

Each bank has their own business strategy, different policies, the different characteristics of customers segment leading the different customers scoring model, internal credit ratings will be built in each bank.

Because of the difficulties in the process of collecting the data, we do not have the actual figures of the commercial banks in Vietnam, we based on the data available on www.lendingclub.com website to model individual customer scoring when customers ask for a loan at commercial banks. Due to time constraints, as well as an understanding of the data should have been too tight to put the variables identified quite sure on the model, we do not expand testing to more qualitative variables combined offer more suitable model. However, the subject has opened for us the direction for further research into the application of Vietnam data, applying model as application data sets across multiple models living together, applying model assessment step closer and more extensive. In our point of view, this subject has both theoretical and practical feature. We hope the findings will contribute to further research on customer scoring models, credit rating and the application of this model in reality.

REFERENCES:

- [1] Phạm Thị Thắng (2009), *Giáo trình Kinh tế lượng*, Nhà xuất bản Tài chính.
- [2] Damodar N. Gujarati (2004), *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, Fourth Edition.
- [3] Naeem Siddiqi (2006), *Credit Risk Scorecards*, John Wiley & Sons, Inc.
- [4] <http://plug-n-score.com/learning/scorecard-validation.htm>
- [5] <http://www.listendata.com/2015/03/weight-of-evidence-woe-and-information.html>
- [6] https://en.wikipedia.org/wiki/Probability_of_default
- [7] <http://documentation.statsoft.com/STATISTICAHelp.aspx?path=WeightofEvidence/WeightofEvidenceWOEIntroductoryOverview>
- [8] https://vi.wikipedia.org/wiki/C%C6%A1_quan_x%E1%BA%BFp_h%E1%BA%A1ng_t%C3%ADn_d%E1%BB%A5ng

**ĐÁNH GIÁ ẢNH HƯỞNG CỦA CƠ CẤU NGUỒN VỐN
ĐẾN HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG CỦA CÁC CÔNG TY NGÀNH XÂY DỰNG
NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM**

**SV: Đỗ Phương Thảo, Tô Mai Phương, Nguyễn Thị Vân Hà, Nguyễn Đức Anh,
Nguyễn Đức Minh, Nguyễn Hoàng Linh**

Học viện Tài chính

GVHD: TS. Cù Thu Thủy, TS. Phạm Thị Thanh Hòa

TÓM TẮT

Bài nghiên cứu tổng hợp các lý thuyết cơ cấu nguồn vốn, hiệu quả hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp và mối quan hệ giữa cơ cấu nguồn vốn và hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp. Đồng thời bài nghiên cứu tổng hợp các kết quả của các nghiên cứu trước đây về ảnh hưởng của cơ cấu nguồn vốn đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Từ đó, bài nghiên cứu xây dựng mô hình và kiểm định sự ảnh hưởng của cơ cấu nguồn vốn đến hiệu quả hoạt động của 37 công ty Xây dựng niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn từ năm 2008 - 2014. Nghiên cứu đã tìm ra được hai biến của cơ cấu nguồn vốn là Nợ ngắn hạn trên Tổng tài sản và Tổng nợ trên Tổng tài sản có tác động tiêu cực đến hiệu quả hoạt động kinh doanh, còn biến Nợ dài hạn trên tổng tài sản không có ý nghĩa tác động đến hiệu quả hoạt động. Ngoài ra, các nhân tố bên trong doanh nghiệp như Quy mô tài sản, Tốc độ tăng trưởng, Vòng quay vốn lưu động, Khả năng thanh toán có tác động tích cực, còn Cơ cấu tài sản tác động tiêu cực đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Nhìn chung, các kết quả đều đưa đến kết luận rằng cơ cấu nguồn vốn có tác động đến hiệu quả kinh doanh của các công ty ngành Xây dựng niêm yết trên thị trường chứng khoán ở Việt Nam trong giai đoạn 7 năm. Dựa trên kết quả thực nghiệm đó, nghiên cứu đưa ra một số giải pháp, kiến nghị xây dựng cơ cấu vốn hợp lý để nâng cao hiệu quả hoạt động cho các công ty Xây dựng ở Việt Nam.

Từ khóa: Cơ cấu nguồn vốn, hiệu quả hoạt động, công ty xây dựng, công ty niêm yết, thị trường chứng khoán Việt Nam.

1. MỞ ĐẦU

Một trong những mục tiêu quan trọng mà các nhà quản trị tài chính doanh nghiệp luôn quan tâm là nâng cao hiệu quả hoạt động kinh doanh cho doanh nghiệp. Vì thế các doanh nghiệp cần phải nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả kinh doanh từ đó đưa ra giải pháp phù hợp. Quyết định cơ cấu nguồn vốn là một trong những quyết định quan trọng của doanh nghiệp. Nếu doanh nghiệp xây dựng một cơ cấu vốn không hợp lý có thể khiến doanh nghiệp gặp khó khăn về tài chính, thậm chí là dẫn đến phá sản. Do vậy, doanh nghiệp cần phải xây dựng một cơ cấu vốn hợp lý.

Cơ cấu nguồn vốn và hiệu quả hoạt động sản xuất kinh doanh của doanh nghiệp có mối quan hệ chặt chẽ với nhau. Về mặt lý thuyết nếu doanh nghiệp sử dụng một cơ cấu nguồn vốn hợp lý thì có thể giúp nâng cao hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp và ngược lại.

Trên thế giới đã có nhiều bài nghiên cứu trên cả góc độ lý thuyết và thực nghiệm về ảnh hưởng của cơ cấu nguồn vốn đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp như lý thuyết trật tự phân hạng; lý thuyết đánh đổi; nghiên cứu của đồng tác giả Muhammad Umar, Zaighum

Tanveer, Saeed Aslam và Muhammad Sajid (2012) về tác động cơ cấu nguồn vốn đến hiệu quả hoạt động của các công ty Pakistan hay nghiên cứu của tác giả R.Zeitun, G.G Tian khi xem xét tác động của cơ cấu vốn và hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp tại Jordan... Tuy nhiên các nghiên cứu đó mới chỉ nghiên cứu trong phạm vi một quốc gia mà chưa đi sâu nghiên cứu vào một ngành nghề cụ thể. Ở Việt Nam, cũng có các nghiên cứu về ảnh hưởng của cơ cấu nguồn vốn đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp trên phạm vi nhiều ngành niêm yết trên thị trường chứng khoán, như nghiên cứu sự ảnh hưởng của cơ cấu nguồn vốn đến hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp trên sàn giao dịch thành phố Hồ Chí Minh của tác giả Trần Hùng Sơn và Trần Việt Hoàng năm 2008...

Ngành xây dựng là ngành có vai trò quan trọng của mỗi quốc gia. Ở Việt Nam, ngành xây dựng đóng góp tỷ trọng lớn vào mức tăng trưởng GDP của nền kinh tế và có sức lan tỏa đến sự phát triển của các ngành nghề khác. Ngành xây dựng có vai trò rất quan trọng trong việc sáng tạo nên cơ sở vật chất – kỹ thuật và tài sản cố định như xây dựng các công trình, lắp đặt máy móc thiết bị vào các công trình... cho mọi lĩnh vực trong xã hội dưới mọi hình thức. Do vậy, ngành xây dựng phát triển mạnh sẽ giúp cho nền kinh tế phát triển ổn định và vững chắc. Trong những năm qua, do ảnh hưởng của suy thoái kinh tế, các doanh nghiệp xây dựng Việt Nam gặp rất nhiều khó khăn, thể hiện rõ nét qua tình hình tài chính của các doanh nghiệp. Do tính đặc thù của ngành là sử dụng nguồn vốn lớn, các doanh nghiệp thường xuyên tiến hành việc vay nợ để có đủ vốn đầu tư. Giai đoạn 2008 – 2014, hệ số nợ trung bình của các doanh nghiệp xây dựng khá cao, xấp xỉ 0,6 trong đó, nợ ngắn hạn chiếm tỷ lệ rất lớn trong tổng nợ của các doanh nghiệp và các doanh nghiệp ngành xây dựng trong giai đoạn này lại có tỷ suất sinh lời thấp và biến động qua các năm.

Bài nghiên cứu sẽ đi đánh giá ảnh hưởng của cơ cấu nguồn vốn đến hiệu quả hoạt động của các công ty xây dựng niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong thời gian vừa qua. Từ đó đề xuất những biện pháp cho các nhà quản trị tài chính của doanh nghiệp trong việc xây dựng cơ cấu vốn phù hợp nhằm nâng cao hiệu quả hoạt động cho doanh nghiệp.

2. Cơ sở lý thuyết

Cơ cấu nguồn vốn của doanh nghiệp thể hiện tỷ trọng của các nguồn vốn trong tổng giá trị nguồn vốn mà doanh nghiệp huy động, sử dụng vào hoạt động kinh doanh (*Giáo trình TCDN, Học viện Tài chính, 2013, trang 354*).

Quyết định cơ cấu nguồn vốn là vấn đề tài chính quan trọng của doanh nghiệp bởi lẽ nó sẽ ảnh hưởng đến tỷ suất lợi nhuận vốn chủ sở hữu và chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp. Điều quan trọng là doanh nghiệp cần phối hợp sử dụng để tạo ra một cơ cấu nguồn vốn hợp lý sao cho mang lại lợi ích tối đa cho doanh nghiệp.

Cơ cấu nguồn vốn được thể hiện thông qua chỉ tiêu hệ số nợ và hệ số vốn chủ sở hữu.

$$\text{Hệ số nợ} = \frac{\text{Tổng nợ}}{\text{Tổng nguồn vốn (hoặc tổng tài sản)}}$$

$$\text{Hệ số vốn chủ sở hữu} = \frac{\text{Nguồn vốn chủ sở hữu}}{\text{Tổng nguồn vốn}}$$

Hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp là hiệu quả sử dụng toàn bộ các nguồn lực của doanh nghiệp trong quá trình sản xuất và tiêu thụ sản phẩm, đo lường khả năng sinh lời từ hoạt động kinh doanh của các doanh nghiệp. Hiệu quả hoạt động kinh doanh là việc tiết kiệm tối đa các chi phí kinh doanh và khai thác các nguồn lực sẵn có để đạt được lợi nhuận tối đa. Hiệu quả kinh doanh được đo lường thông qua các chỉ tiêu như: ROS, BEP, ROA, ROE...

Tỷ suất lợi nhuận sau thuế trên vốn kinh doanh ROA:

$$ROA = \frac{\text{Lợi nhuận sau thuế}}{\text{Vốn kinh doanh bình quân}}$$

Hay còn gọi là tỷ suất sinh lời ròng của tài sản, hệ số này phản ánh mỗi đồng vốn sử dụng trong kỳ tạo ra bao nhiêu đồng lợi nhuận sau thuế trong kỳ cho doanh nghiệp.

Tỷ suất sinh lời kinh tế của tài sản BEP:

$$BEP = \frac{\text{Lợi nhuận trước lãi vay và thuế}}{\text{Tổng tài sản vốn kinh doanh bình quân}}$$

Chỉ tiêu này phản ánh khả năng sinh lời của tài sản hay vốn kinh doanh không tính đến ảnh hưởng của nguồn gốc của vốn kinh doanh và thuế thu nhập doanh nghiệp.

Hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp chịu ảnh hưởng của nhiều nhân tố bên trong và bên ngoài doanh nghiệp. Những nhân tố bên ngoài doanh nghiệp như: cơ chế quản lý và chính sách kinh tế của Nhà nước, tình trạng nền kinh tế, đặc thù ngành nghề kinh doanh... Những nhân tố bên trong như: trình độ quản lý và tay nghề của người lao động, sự lựa chọn phương án đầu tư, tốc độ tăng trưởng, vòng quay vốn... Một trong các nhân tố bên trong ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp là cơ cấu nguồn vốn. Có thể nói cách khác là việc sử dụng nợ vay có ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp.

Để đáp ứng nhu cầu vốn cho hoạt động, các doanh nghiệp có thể sử dụng vốn vay như vay vốn ngân hàng và các tổ chức tài chính, phát hành trái phiếu... Một trong những ưu thế khi doanh nghiệp sử dụng vốn vay là lãi vay phải trả được coi là khoản chi phí hợp lý và được tính trừ vào thu nhập chịu thuế của doanh nghiệp. Do vậy, việc sử dụng nợ sẽ tạo lá chắn thuế cho doanh nghiệp. Theo lý thuyết đánh đổi, khi các doanh nghiệp có mức sinh lời cao thì thích sử dụng nợ vay vì các yếu tố khác không thay đổi họ sẽ tận dụng được lá chắn thuế nhiều hơn. Bên cạnh đó, nếu doanh nghiệp sử dụng vốn vay có hiệu quả, tạo ra được tỷ suất sinh lời kinh tế của tài sản lớn hơn chi phí sử dụng vốn vay thì sẽ khuyếch đại được tỷ suất lợi nhuận vốn chủ sở hữu (ROE).

Tuy nhiên, nếu tăng tỷ trọng vay nợ trong cơ cấu nguồn vốn sẽ kéo theo rủi ro tài chính tăng thêm. Các nhà đầu tư cung cấp vốn cho công ty sẽ xem xét mức độ rủi ro này để ấn định tỷ suất sinh lời đòi hỏi của họ, điều đó sẽ khiến cho chi phí sử dụng vốn cũng tăng lên. Do đó, chi phí nợ cũng vì thế mà tăng lên, làm tăng chi phí sản xuất kinh doanh và làm giảm lợi nhuận của doanh nghiệp. Nếu đầu vào tăng lên do vốn vay nhưng đầu ra lại giảm sút do sự tăng lên của chi phí nợ thì hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp sẽ bị giảm sút. Ngoài ra khi doanh nghiệp duy trì một tỷ lệ nợ cao cũng làm cho các doanh nghiệp đối mặt với rủi ro thanh toán, tình trạng khánh kiệt về tài chính.

3. Các bài nghiên cứu trước đây

3.1. Bài nghiên cứu trong nước

Bài nghiên cứu “Cơ cấu vốn và hiệu quả hoạt động doanh nghiệp của các doanh nghiệp niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh” năm 2008 của đồng tác giả Trần Hùng Sơn và Trần Việt Hoàng. Hai tác giả đã nghiên cứu đánh giá sự tác động của hai nhân tố (cơ cấu vốn và cấu trúc thời gian đáo hạn của nợ) đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp của 50 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán TP Hồ Chí Minh tính đến tháng 9 năm 2008. Bài nghiên cứu đưa ra kết luận rằng: Hiệu quả hoạt động của

doanh nghiệp bị tác động bởi cơ cấu nguồn vốn và cơ cấu vốn đo lường qua các tỷ số nợ, bao gồm tỷ số nợ ngắn hạn trên tổng tài sản (STD), tỷ số nợ dài hạn trên tổng tài sản (LTD), và tỷ số nợ trên vốn chủ sở hữu (D/E) có mối quan hệ cùng chiều với hiệu quả hoạt động doanh nghiệp ROE và ROA. Ngoài ra, tốc độ tăng trưởng (GROWTH) và quy mô của doanh nghiệp (SIZE) không có ý nghĩa thống kê trong mô hình nghiên cứu.

Luận văn “Cấu trúc vốn và hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết tại Sở giao dịch chứng khoán TP Hồ Chí Minh” của tác giả Tăng Thị Thanh Loan đã nghiên cứu tác động của cơ cấu nguồn vốn đến hiệu quả hoạt động của 90 công ty niêm yết tại Sở Giao dịch chứng khoán TP Hồ Chí Minh trong thời gian 5 năm từ năm 2008 đến năm 2012. Kết quả nghiên cứu cho rằng: quyết định cấu trúc vốn là quyết định quan trọng và có mối quan hệ ngược chiều với hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Nghiên cứu còn chỉ ra rằng các biến của cấu trúc vốn có mối quan hệ ngược chiều với ROA và chỉ có nợ dài hạn có mối quan hệ ngược chiều với ROE. Ngoài ra, nghiên cứu đưa ra thêm kết luận tốc độ tăng trưởng tài sản, tăng trưởng doanh thu, tỷ lệ doanh thu trên tổng tài sản là những yếu tố quyết định quan trọng đến hiệu quả của doanh nghiệp.

3.2. Bài nghiên cứu nước ngoài

Bài nghiên cứu của đồng tác giả Muhammad Umar, Zaighum Tanveer, Saeed Aslam và Muhammad Sajid (2012) “Impact of Capital Structure on Firms’ Financial Performance: Evidence from Pakistan” (Tác động của cơ cấu nguồn vốn đến hiệu quả hoạt động của các công ty: bằng chứng tại Pakistan) đã xem xét tác động của cơ cấu nguồn vốn đến hiệu quả kinh doanh của 100 công ty niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Karachi trong khoảng thời gian 4 năm từ 2006 - 2009. Sau khi kiểm nghiệm, bài nghiên cứu đưa ra được: Ba biến của cơ cấu nguồn vốn (CLTA, LTLTA, TLTA) tác động tiêu cực đến EBIT, ROA, EPS, và lợi nhuận biên ròng. Trong khi, CLTA thể hiện mối quan hệ tiêu cực, LTLTA thể hiện mối quan hệ tích cực và TLTA không có ý nghĩa đối với chỉ số P/E. Những kết quả trên đưa đến một kết luận rằng cơ cấu nguồn vốn là một yếu tố quyết định và quan trọng tác động đến hiệu quả hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp.

Bài nghiên cứu “Capital structure and corporate performance: evidence from Jordan” (Cấu trúc vốn và hiệu quả hoạt động doanh nghiệp: bằng chứng tại Jordan) của tác giả R. Zeitun, G.G Tian, đã xem xét tác động của cơ cấu nguồn vốn đến hiệu quả hoạt động kinh doanh của 167 công ty phi tài chính tại Jordan trong giai đoạn 15 năm từ 1989 - 2003. Kết quả kiểm nghiệm cho thấy: các biến độc lập bao gồm nợ ngắn hạn trên tổng tài sản (STD), tốc độ tăng trưởng của doanh nghiệp (GROWTH), quy mô doanh nghiệp (SIZE), thuế thu nhập doanh nghiệp (TAX) có tác động tỷ lệ thuận với hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp, các biến độc lập tỷ trọng tài sản cố định (TANGIBILITY) và rủi ro (STDVCF) có tác động tiêu cực đến hiệu quả hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp. Ngoài ra các yếu tố của ngành nghề kinh doanh cũng có tác động tích cực lên hiệu quả hoạt động kinh doanh của các doanh nghiệp.

4. Xây dựng mô hình nghiên cứu

Xây dựng các mô hình đánh giá ảnh hưởng của cơ cấu nguồn vốn đến hiệu quả hoạt động của các công ty ngành xây dựng niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2008-2014.

4.1. Xây dựng giả thuyết

Các khoản vay nợ sẽ làm tăng chi phí cho doanh nghiệp (chi phí lãi vay) tạo ách tắc thuế cho doanh nghiệp. Tuy nhiên khi tỷ lệ nợ trên vốn chủ sở hữu tăng quá cao khiến cho rủi ro

tăng lên, điều này khiến cho các chủ nợ và các chủ sở hữu cũng sẽ phải yêu cầu tăng lợi tức do đó chi phí sử dụng nợ và vốn chủ sở hữu cũng tăng lên. Điều này ảnh hưởng đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp. Như vậy giả thuyết sẽ là:

H1: Cơ cấu nguồn vốn có ảnh hưởng tới hiệu quả kinh doanh.

Để có thể làm cân bằng mô hình, bên cạnh biến cơ cấu nguồn vốn, bài nghiên cứu sẽ cho thêm các biến ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

Tốc độ tăng trưởng được đo bằng tốc độ tăng trưởng của tài sản (GROWTH). Tốc độ tăng trưởng được tính bằng (tài sản năm nay - tài sản năm trước)/ tài sản năm trước. Các công ty có tốc độ tăng trưởng cao có thể tạo ra lợi nhuận từ khoản đầu tư của mình. Vì vậy cơ hội tăng trưởng có tác động tích cực đến hiệu quả kinh doanh. Như vậy giả thuyết là:

H2: Tốc độ tăng trưởng có tác động tích cực đến hiệu quả kinh doanh.

Vòng quay vốn kinh doanh (LV) được đo bằng Doanh thu thuần trên Tài sản bình quân. Chỉ tiêu này đánh giá khả năng sử dụng tài sản của công ty thể hiện qua Doanh thu thuần được sinh ra từ tài sản mà công ty đã đầu tư. Chỉ tiêu này càng cao thì cho thấy công ty phát huy công suất hiệu quả và có khả năng đầu tư thêm nếu mở rộng công suất. Chỉ tiêu này thấp cho thấy việc sử dụng vốn chưa hiệu quả, tài sản bị ứ đọng, dẫn đến hiệu suất hoạt động thấp. Do đó, giả thuyết là:

H3: Vòng quay vốn kinh doanh có tác động tích cực đến hiệu quả kinh doanh.

Quy mô doanh nghiệp (SIZE) được đo bằng giá trị logarithm của tổng tài sản. Những doanh nghiệp có quy mô tài sản lớn thì sẽ tận dụng được lợi thế nhờ quy mô, do đó quy mô kinh doanh của có tác động đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp. Giả thuyết là:

H4: Quy mô có tác động tích cực đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

Cơ cấu tài sản được đo bằng tổng giá trị tài sản cố định trên tổng tài sản (TANG). Doanh nghiệp nào có cơ cấu tài sản hợp lý thì sẽ giúp cho doanh nghiệp có thể nâng cao được hiệu quả sử dụng vốn. Việc đầu tư vào các tài sản không sử dụng hoặc chưa sử dụng quá lớn thì không phát huy được tác dụng của vốn mà còn bị hao hụt, mất mát, giảm hiệu quả sử dụng vốn. Vì vậy giả thuyết:

H5: Cơ cấu tài sản có tác động tích cực đến hiệu quả kinh doanh.

Hệ số khả năng thanh toán (LIQUID) được xác định bằng tài sản ngắn hạn trên nợ ngắn hạn. Hệ số này phản ánh khả năng chuyển đổi tài sản thành tiền để trang trải các khoản nợ ngắn hạn. Từ đó, việc xác định hệ số này cho phép đánh giá việc trả nợ của các doanh nghiệp. Vậy nên có giả thuyết:

H6: Khả năng thanh toán cũng sẽ tác động tích cực lên hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp.

Để đo lường hiệu quả hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp, bài nghiên cứu dùng hai chỉ tiêu là khả năng sinh lời kinh tế của tài sản (BEP) và tỷ suất lợi nhuận sau thuế trên vốn kinh doanh (ROA).

Bảng 1: Bảng dự báo chiều hướng tác động của các nhân tố lên hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp

Chỉ tiêu	ROA		BEP
	Giả thuyết	Nghiên cứu trước đây	Giả thuyết
STDTA	-	-	-
LTDTA	-	-	-
TDTA	-	-	-
SIZE	+	+	+
GROWTH	+	+	+
TANG	+	-	+
LV	+		+
LIQUID	+		+

4.2. Xây dựng mô hình

Tại Việt Nam từ giai đoạn 2008 - 2014 các doanh nghiệp gặp khó khăn trong việc tiếp cận nguồn vốn tín dụng dài hạn do khủng hoảng kinh tế kéo dài. Trong khoảng thời gian này các doanh nghiệp ngành xây dựng niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam đều sử dụng nợ ngắn hạn vay từ các tổ chức tín dụng để tài trợ cho hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp mình. Điều này tiềm ẩn nhiều rủi ro về khả năng thanh khoản, ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động. Để nghiên cứu ảnh hưởng của cơ cấu nguồn vốn đến hiệu quả hoạt động của các công ty xây dựng, bài nghiên cứu xây dựng mô hình tổng quát như sau:

Mô hình 1:

$$\text{Performance} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{STDTA} + \beta_2 \cdot \text{GROWTH} + \beta_3 \cdot \text{SIZE} + \beta_4 \cdot \text{TANG} + \beta_5 \cdot \text{LV} + \beta_6 \cdot \text{LIQUID}$$

Mô hình 2:

$$\text{Performance} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{LTDTA} + \beta_2 \cdot \text{GROWTH} + \beta_3 \cdot \text{SIZE} + \beta_4 \cdot \text{TANG} + \beta_5 \cdot \text{LV} + \beta_6 \cdot \text{LIQUID}$$

Mô hình 3:

$$\text{Performance} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{STDTA} + \beta_2 \cdot \text{GROWTH} + \beta_3 \cdot \text{SIZE} + \beta_4 \cdot \text{TANG} + \beta_5 \cdot \text{LV} + \beta_6 \cdot \text{LIQUID}$$

4.3. Thu thập và xử lý số liệu

Số liệu trong bài nghiên cứu được thu thập từ các báo cáo tài chính và các số liệu thị trường của 37 công ty ngành xây dựng niêm yết trên tất cả các sàn chứng khoán ở Việt Nam từ năm 2008 - 2014, sau đó được xử lý để phục vụ quá trình nghiên cứu. Số liệu của mỗi nhân tố hay mỗi biến được thu thập tồn tại dưới dạng dữ liệu bảng (panel data) với 2 chiều là năm (từ 2008 - 2014) và các công ty (37 công ty). Tổng mẫu thu được là 259 quan sát.

Biến phụ thuộc: Bài nghiên cứu lựa chọn việc đo lường hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp thông qua các biến thông thường như: tỷ suất lợi nhuận trên vốn kinh doanh (ROA) và tỷ suất sinh lời kinh tế của tài sản (BEP).

Biến độc lập: Bài nghiên cứu sử dụng biến độc lập là các chỉ tiêu phản ánh cơ cấu nguồn vốn bao gồm: nợ ngắn hạn trên tổng tài sản (STDTA), nợ dài hạn trên tổng tài sản (LTDTA) và tổng nợ trên tổng tài sản (TDTA).

Biến kiểm soát: Bài nghiên cứu lựa chọn biến kiểm soát là các nhân tố bên trong doanh nghiệp có tác động đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp, bao gồm: quy mô doanh nghiệp (SIZE), tốc độ tăng trưởng (GROWTH), vòng quay vốn kinh doanh (LV), khả năng thanh toán (LIQUID) và cơ cấu tài sản (TANG).

4.3.1. Thống kê mô tả các biến

Bảng 2: Bảng thống kê mô tả trên các biến dữ liệu

variable	N	mean	p50	sd	min	max	cv
bep	259	.0571775	.05772	.0581894	-.27107	.24738	1.017697
roa	259	.0257644	.02477	.0504675	-.27701	.16514	1.958803
tdta	259	.7039168	.71842	.1554638	.2623	1.22907	.2208553
stdta	259	.5654898	.57176	.1915528	.08409	.97895	.3387378
ltdta	259	.1384268	.07317	.1584275	0	.67001	1.144486
tang	259	.1953154	.1611	.1569087	.00435	.83952	.8033607
liquid	259	1.320774	1.18842	.4620953	.62582	3.97288	.3498671
growth	259	.2101881	.11123	.4867387	-.59708	4.54048	2.315729
size	259	11.82237	11.82016	.5329203	10.19275	13.24567	.0450773
lv	259	.7063882	.66174	.4345681	.00221	2.60108	.6151973

Biến phụ thuộc BEP của các doanh nghiệp ngành xây dựng niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam ở mức trung bình là 0.0572, cao nhất ở mức 0.247 và thấp nhất ở mức -0.271.

Biến phụ thuộc ROA của các doanh nghiệp ngành xây dựng niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam ở mức trung bình là 0.0258, cao nhất ở mức 0.165 và thấp nhất ở mức -0.277.

Các biến GROWTH, SIZE, TANG, LIQUID, LV có giá trị trung bình lần lượt là 0.21; 11.822; 0.195; 1.321; 0.71.

Biến cơ cấu vốn STDTA có giá trị trung bình là 0.565, giá trị cao nhất ở mức 0.979 và mức thấp nhất là 0.841. Độ chênh lệch giữa giá trị lớn nhất và giá trị nhỏ nhất là khá lớn. Nhận thấy các doanh nghiệp xây dựng niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam phần lớn sử dụng nợ ngắn hạn cho các hoạt động của mình.

Biến cơ cấu vốn LTDTA có giá trị trung bình là 0.138, giá trị cao nhất ở mức 0.67 và mức thấp nhất là 0. Độ chênh lệch giữa giá trị lớn nhất và giá trị nhỏ nhất là khá lớn. Nhận thấy các doanh nghiệp ngành Xây dựng niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam phần lớn sử dụng nợ, tuy nhiên nợ dài hạn ít được sử dụng cho các hoạt động của mình.

Biến cơ cấu vốn TDTA có giá trị trung bình là 0.7039, giá trị cao nhất ở mức 1.229 và mức thấp nhất là 0.262. Độ chênh lệch giữa giá trị lớn nhất và giá trị nhỏ nhất là khá lớn. Có thể thấy các doanh nghiệp ngành xây dựng niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam phần lớn sử dụng nợ và mức sử dụng nợ khá cao so với tổng tài sản.

Hệ số biến thiên của biến GROWTH là lớn nhất (bằng 2.32). Các biến còn lại đều có hệ số biến thiên khá nhỏ. Điều này hàm ý mức độ biến động trong các biến là không lớn.

4.3.2. Phân tích tương quan giữa các biến

Bảng 3: Bảng ma trận hệ số tương quan

	bep	roa	tdta	stdta	ltdta	tang	liquid	growth	size	lv
bep	1.0000									
roa	0.9219	1.0000								
tdta	-0.2163	-0.2686	1.0000							
stdta	-0.1925	-0.2605	0.6004	1.0000						
ltdta	0.0206	0.0514	0.2553	-0.6199	1.0000					
tang	0.1255	0.0934	-0.1214	-0.5225	0.5126	1.0000				
liquid	0.0564	0.1385	-0.4373	-0.5802	0.2724	0.1167	1.0000			
growth	0.2588	0.2971	0.1024	-0.0031	0.1042	0.1320	-0.0772	1.0000		
size	0.0490	0.0303	0.4064	-0.0337	0.4396	-0.0303	-0.2316	0.0481	1.0000	
lv	0.3816	0.2869	0.0790	0.3401	-0.3337	-0.1062	-0.1878	0.1774	-0.1811	1.0000

Các biến độc lập đại diện cho cơ cấu nguồn vốn là STDTA, LTDTA, TDTA có mối quan hệ tương quan tương đối cao với nhau (hệ số tương quan lớn hơn 0.6). Điều này có thể được giải thích là trong các tỷ lệ Nợ trên Tổng tài sản đã bao gồm các khoản Nợ ngắn hạn và Nợ dài hạn. Do đó, để ngăn chặn hiện tượng đa cộng tuyến thì khi ước lượng mô hình không đưa cả ba biến độc lập đại diện cho cơ cấu nguồn vốn vào mà chỉ đưa lần lượt vào từng mô hình hồi quy.

Biến SIZE tương quan yếu với biến LIQUID, TANG, GROWTH, LV với hệ số tương quan lần lượt là -0.2316; -0.0303; 0.0481; -0.1878. Do đó, khả năng thanh toán, cơ cấu tài sản, tốc độ tăng trưởng, và vòng quay vốn kinh doanh của các doanh nghiệp có quy mô nhỏ có khuynh hướng cao hơn các doanh nghiệp có quy mô lớn.

Biến SIZE, LV có mối tương quan tương đối cao với LTDTA, TDTA nhưng thấp với STDTA.

Biến LIQUID, GROWTH có mối tương quan tương đối thấp với các đại diện của cơ cấu vốn.

Biến TANG có mối tương quan thấp đối với TDTA nhưng cao với LTDTA, STDTA

Biến phụ thuộc ROA và BEP có tương quan âm với 2 biến STDTA, TDTA nhưng dương với LTDTA, có tương quan dương với các biến độc lập còn lại.

4.3.3. Kiểm định tính dừng

Bài nghiên cứu sử dụng tiêu chuẩn kiểm định Levin-Lin-Chu (LLC Test - 2002). Levin, Lin và Chu (2002) là một trong những kiểm định nghiệm đơn vị đầu tiên được phát triển cho dữ liệu dạng bảng. Kết quả kiểm định cho biết các biến có phải là chuỗi dừng hay không. Nếu một trong các biến của mô hình không phải chuỗi dừng thì dẫn đến kết quả ước lượng mô hình có thể sẽ không có ý nghĩa.

Kết quả kiểm định trên tất cả các biến của mô hình đều có giá trị p-value = 0. Như vậy, các chuỗi dữ liệu trong nghiên cứu này đều là chuỗi dừng.

4.4. Phương pháp ước lượng và kiểm định lựa chọn phương pháp

4.4.1. Phương pháp ước lượng mô hình

Bài nghiên cứu này sử dụng ba phương pháp: Pure Pooled OLS, FEM, REM để ước lượng mô hình hồi quy với dữ liệu bảng.

Phương pháp bình phương bé nhất – Pure Pooled OLS.

Phương pháp này còn được coi là phương pháp hồi quy thông thường khi không xét đến các yếu tố không gian và thời gian của dữ liệu bảng.

Mô hình ước lượng:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{1it} + \dots + \beta_k X_{kit} + U_{it}$$

Trong đó:

Y_{it} : Biến phụ thuộc của quan sát i trong thời kỳ t

X_{kit} : Biến độc lập của quan sát i trong thời kỳ t

α : hệ số chặn

β_k : hệ số góc đối với nhân tố X_k

U_{it} : sai số ngẫu nhiên

Với mỗi đơn vị chéo: ε_i là yếu tố không quan sát được, không thay đổi theo thời gian và đặc trưng cho mỗi đơn vị chéo. Nếu ε_i tương quan với bất kỳ biến X_i nào thì ước lượng Y theo X_i sẽ bị ảnh hưởng chéo bởi những nhân tố không đồng nhất không quan sát được. Thậm chí, nếu ε_i không tương quan với bất kỳ một biến giải thích nào thì sự có mặt của nó cũng làm cho các ước lượng OLS không hiệu quả và sai số tiêu chuẩn không có hiệu lực. Với dữ liệu nghiên cứu trong đề tài, để khắc phục những nhược điểm của mô hình Pure Pooled OLS, sẽ sử dụng mô hình FEM và REM.

Phương pháp hồi quy tác động cố định (Fixed Effects Model).

Với giả định, mỗi đơn vị chéo đều có những đặc điểm riêng biệt và có thể ảnh hưởng đến các biến giải thích; FEM phân tích mối tương quan này giữa sai số của mỗi đơn vị với các biến giải thích qua đó kiểm soát và tách ảnh hưởng của các đặc điểm riêng biệt (không đổi theo thời gian) ra khỏi các biến giải thích để có thể ước lượng những ảnh hưởng thực (net effects) của biến giải thích lên biến phụ thuộc.

$$Y_{it} = C_i + \beta X_{it} + U_{it}$$

Trong đó:

Y_{it} : Biến phụ thuộc của quan sát i trong thời kỳ t

X_{it} : Biến độc lập của quan sát i trong thời kỳ t

$C_i (i = 1 \dots n)$: Hệ số chặn cho từng đơn vị (sự khác biệt của mỗi đơn vị chéo).

β : Hệ số góc đối với nhân tố X .

U_{it} : sai số ngẫu nhiên

Phương pháp hồi quy tác động ngẫu nhiên (Random Effects Model).

Điểm khác biệt giữa mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên và mô hình ảnh hưởng cố định được thể hiện ở sự biến động giữa các đơn vị. Nếu sự biến động giữa các đơn vị chéo có tương quan đến biến độc lập - biến giải thích trong mô hình ảnh hưởng cố định thì trong mô hình ảnh

hường ngẫu nhiên sự biến động giữa các đơn vị được giả sử là ngẫu nhiên và không tương quan đến các biến giải thích.

Chính vì vậy, nếu sự khác biệt giữa các đơn vị có ảnh hưởng đến biến phụ thuộc thì REM sẽ thích hợp hơn so với FEM. Trong đó, sai số của mỗi thực thể (không tương quan với biến giải thích) được xem là một biến giải thích mới.

$$Y_{it} = C_i + \beta X_{it} + U_{it}$$

Thay vì trong mô hình FEM, C_i là cố định thì trong REM giả định rằng nó là một biến ngẫu nhiên với trung bình là C và giá trị hệ số chặn được mô tả như sau:

$$C_i = C + \varepsilon_i \quad (i = 1 \dots n)$$

ε_i : Sai số ngẫu nhiên có trung bình bằng 0 và phương sai là σ^2

Thay vào mô hình ta có:

$$Y_{it} = C + \beta X_{it} + \varepsilon_i + U_{it}$$

$$\text{Hay: } Y_{it} = C + \beta X_{it} + w_{it}$$

Với $w_{it} = \varepsilon_i + U_{it}$; ε_i là sai số thành phần của các đối tượng khác nhau (đặc điểm riêng khác nhau của từng doanh nghiệp) và U_{it} là sai số thành phần kết hợp khác của cả đặc điểm riêng theo từng đối tượng và theo thời gian.

4.4.2. Kiểm định Hausman

Để xem xét mô hình FEM hay REM phù hợp hơn, sử dụng kiểm định Hausman. Kiểm định giả thuyết:

H_0 : ε_i và biến độc lập không tương quan

H_1 : ε_i và biến độc lập có tương quan

Khi giá trị p-value < 0.05 bác bỏ H_0 , khi đó ε_i và biến độc lập tương quan với nhau nên sử dụng mô hình tác động cố định (FEM). Ngược lại, khi giá trị p-value > 0.05, thì ta chọn mô hình tác động ngẫu nhiên (REM) sẽ phù hợp hơn.

4.4.3. Kiểm định Breusch & Pagan Lagrange multiplier

Mục đích của kiểm định này là để xem xét mô hình REM hay Pure Pooled OLS phù hợp hơn (thực hiện sau khi đã lựa chọn mô hình REM bằng kiểm định Hausman). Kiểm định giả thuyết:

H_0 : Phương sai của sai số ngẫu nhiên giữa các thực thể bằng không

H_1 : Phương sai của sai số ngẫu nhiên giữa các thực thể khác không

Nếu bác bỏ giả thuyết H_0 thì sử dụng mô hình REM. Ngược lại sẽ sử dụng mô hình OLS.

4.5. Kết quả ước lượng và kiểm định mô hình

4.5.1. Kết quả ước lượng các mô hình hồi quy khi sử dụng cơ cấu vốn là nợ ngắn hạn trên tổng tài sản

Sử dụng kiểm định Hausman để lựa chọn giữa mô hình FEM và REM. Kết quả ước lượng giá trị p-value của kiểm định Hausman tương ứng với BEP và ROA là: 0.8818 và 0.5311 nên chọn mô hình REM.

Tiếp theo, sử dụng kiểm định Breusch & Pagan Lagrange để lựa chọn giữa mô hình Pure Pooled OLS và REM. Kết quả giá trị p-value của kiểm định này tương ứng với BEP và ROA

đều bằng 0. Như vậy, mô hình REM phù hợp với BEP và ROA khi hồi quy với biến độc lập STDTA.

Để kiểm định mô hình có tương quan chuỗi không sử dụng lệnh xtserial trong Stata. Giả thuyết H_0 của kiểm định là mô hình không có tương quan chuỗi. Với giá trị p-value của thống kê F bằng 0.0001 của mô hình sử dụng biến phụ thuộc là ROA, biến độc lập là STDTA và giá trị p-value của thống kê F bằng 0 của mô hình sử dụng biến phụ thuộc là BEP, biến độc lập là STDTA nên kết luận rằng hai mô hình có tương quan chuỗi.

Bảng 4 trình bày kết quả hồi quy tác động của cơ cấu vốn đến hiệu quả kinh doanh của các doanh nghiệp ngành xây dựng Việt Nam giai đoạn 2008 - 2014 theo mô hình được lựa chọn là mô hình tác động ngẫu nhiên (REM), với biến STDTA đại diện cho cơ cấu vốn sau khi đã hiệu chỉnh mô hình.

Bảng 4: Các mô hình hồi quy tác động của cơ cấu vốn (STDTA)

	REM	
	BEP	ROA
C	- 0.03352 (0.862)	0.00572 (0.973)
STDTA	- 0.11035 (0.001)**	- 0.12664 (0.000)**
TANG	- 0.02218 (0.353)	- 0.04314 (0.062)*
LIQUID	- 0.00454 (0.646)	- 0.00014 (0.990)
GROWTH	0.01940 (0.006)**	0.02298 (0.000)**
SIZE	0.00921 (0.544)	0.00484 (0.698)
LV	0.07141 (0.000)**	0.05404 (0.000)**
Số quan sát	259	259
R ²	0.3096	0.3206

Mức độ phù hợp của mô hình hồi quy thể hiện ở thống kê F hay thống kê χ^2 . Giá trị p-value của thống kê là 0 nhỏ hơn mức ý nghĩa 5% và 10%. Do đó, với mức ý nghĩa 5% và 10% mô hình hồi quy là phù hợp.

Hệ số R² trong mô hình hồi quy với biến phụ thuộc BEP là 0.3096, ROA là 0.3206. Kết quả này hàm ý rằng, các biến độc lập của mô hình REM có thể giải thích được 30.96% sự thay đổi của BEP 32.06% sự thay đổi ROA.

Theo kết quả mô hình hồi quy tác động ngẫu nhiên (REM), nhân tố ảnh hưởng của cơ cấu vốn đến BEP, ROA, và có ý nghĩa thống kê bao gồm:

Nợ ngắn hạn trên tổng tài sản (STDTA) tác động tiêu cực và đáng kể đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp (BEP, ROA).

Tốc độ tăng trưởng (GROWTH) tác động tích cực đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp (BEP, ROA).

Vòng quay vốn kinh doanh (LV) tác động tích cực đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp (BEP, ROA).

Cơ cấu tài sản (TANG) tác động tiêu cực đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp (ROA).

4.5.2. Kết quả ước lượng các mô hình hồi quy khi sử dụng cơ cấu vốn là nợ dài hạn trên tổng tài sản.

Sử dụng kiểm định Hausman để lựa chọn giữa mô hình FEM và REM. Kết quả ước lượng giá trị p-value của kiểm định Hausman tương ứng với BEP và ROA là: 0.3825 và 0.0396. Từ kết quả kiểm định thì mô hình FEM để hồi quy ROA với biến độc lập LTDTA sẽ phù hợp. Tuy nhiên, FEM không phù hợp khi hồi quy BEP với biến độc lập LTDTA nên sử dụng kiểm định Breusch & Pagan để lựa chọn giữa REM và Pure Pooled OLS. Kết quả kiểm định có p-value = 0 nên mô hình REM sẽ phù hợp khi hồi quy BEP với biến độc lập LTDTA.

Nhằm phát hiện phương sai sai số thay đổi trong mô hình FEM, sử dụng kiểm định Modified Wald. Giả thuyết H_0 của kiểm định là mô hình không có phương sai sai số thay đổi. Với giá trị p-value = 0 do đó bác bỏ giả thuyết H_0 . Kết luận rằng mô hình FEM với biến phụ thuộc là ROA có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

Kết quả kiểm định hiện tượng tương quan chuỗi có p-value = 0 của mô hình sử dụng biến phụ thuộc là ROA, biến độc lập là LTDTA và của mô hình sử dụng biến phụ thuộc là BEP và biến độc lập là LTDTA nên kết luận rằng hai mô hình có tương quan chuỗi.

Bảng 5: Các mô hình hồi quy tác động của cơ cấu vốn (LTDTA)

	FEM	REM
	ROA	BEP
C	0.10716 (0.745)	-0.18361 (0.417)
LTDTA	-0.00493 (0.902)	-0.01001 (0.813)
TANG	0.02249 (0.372)	0.03751 (0.144)
LIQUID	0.02468 (0.097)**	0.01928 (0.081)**
GROWTH	0.01807 (0.008)*	0.01911 (0.011)*
SIZE	-0.01414 (0.591)	0.01324 (0.457)
LV	0.06479 (0.000)*	0.06911 (0.000)**
Số quan sát		
	259	259
R ²		
	0.2993	0.2912

(Ghi chú: Kết quả chạy từ phần mềm Stata. ** và * cho biết ý nghĩa 5% và mức 10% tương ứng)

Bảng 5 trình bày kết quả hồi quy tác động của cơ cấu vốn đến hiệu quả kinh doanh của các doanh nghiệp ngành Xây dựng Việt Nam giai đoạn 2008 - 2014 với biến LTDTA là biến đại diện cho cơ cấu vốn sau khi đã dùng các lệnh hiệu chỉnh mô hình.

Mức độ phù hợp của mô hình hồi quy thể hiện ở thống kê F hay thống kê χ^2 . Giá trị p-value = 0 nhỏ hơn mức ý nghĩa 5% và 10%. Do đó, với mức ý nghĩa 5% và 10% mô hình hồi quy là phù hợp.

Hệ số R^2 trong mô hình hồi quy với biến phụ thuộc BEP là 0.2912, ROA là 0.2993. Kết quả này hàm ý rằng, các biến độc lập của mô hình REM có thể giải thích được 29.12% sự thay đổi của BEP và mô hình FEM có thể giải thích 29.93% sự thay đổi ROA.

Theo kết quả mô hình hồi quy tác động cố định (FEM) và mô hình hồi quy tác động ngẫu nhiên (REM), ảnh hưởng của cơ cấu vốn đến BEP, ROA, và có ý nghĩa thống kê bao gồm: Khả năng thanh toán (LIQUID), tốc độ tăng trưởng (GROWTH), vòng quay vốn kinh doanh (LV) tác động tích cực đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp (BEP, ROA).

4.5.3. Kết quả ước lượng các mô hình hồi quy khi sử dụng cơ cấu vốn là tổng nợ trên tổng tài sản

Sử dụng kiểm định Hausman để lựa chọn giữa mô hình FEM và REM. Kết quả ước lượng giá trị p-value của kiểm định Hausman tương ứng với BEP và ROA là: 0.7824 và 0.1828 nên chọn mô hình REM.

Tiếp theo, sử dụng kiểm định Breusch & Pagan để lựa chọn giữa mô hình Pure Pooled OLS và REM. Kết quả giá trị p-value của kiểm định này tương ứng với BEP và ROA đều bằng 0. Như vậy, mô hình REM phù hợp với BEP và ROA khi hồi quy với biến độc lập TDTA.

Kết quả kiểm định cho thấy cả hai mô hình đều có tương quan chuỗi.

Bảng 6 trình bày kết quả hồi quy tác động của cơ cấu vốn đến hiệu quả kinh doanh của các doanh nghiệp ngành xây dựng Việt Nam giai đoạn 2008 - 2014 với biến TDTA là biến đại diện cho cơ cấu vốn sau khi đã dùng các lệnh hiệu chỉnh mô hình.

Bảng 6: Các mô hình hồi quy tác động của cơ cấu vốn (TDTA)

	REM	
	BEP	ROA
C	-0.22405 (0.252)	-0.21649 (0.173)
TDTA	-0.12151 (0.005)**	-0.12734 (0.001)**
TANG	0.03207 (0.064)	0.01789 (0.252)
LIQUID	0.00651 (0.361)	0.01351 (0.081)*
GROWTH	0.02022 (0.012)**	0.02441 (0.002)**
SIZE	0.02541 (0.141)	0.02296 (0.095)*
LV	0.06684 (0.000)**	0.04818 (0.000)**
Số quan sát	259	259
R^2	0.3118	0.3221

(Ghi chú: Kết quả chạy từ phần mềm Stata. ** và * cho biết ý nghĩa 5% và mức 10% tương ứng)

Mức độ phù hợp của mô hình hồi quy thể hiện ở thống kê F hay thống kê χ^2 . Giá trị p-value = 0 nhỏ hơn mức ý nghĩa 5% và 10%. Do đó, với mức ý nghĩa 5% và 10% mô hình hồi quy là phù hợp.

Hệ số R^2 trong mô hình hồi quy với biến phụ thuộc BEP là 0.3118, ROA là 0.3221. Kết quả này hàm ý rằng, các biến độc lập của mô hình REM có thể giải thích được 31.18% sự thay đổi của BEP và 32.21% sự thay đổi ROA.

Theo kết quả mô hình hồi quy tác động ngẫu nhiên (REM), ảnh hưởng của cơ cấu vốn đến BEP, ROA và có ý nghĩa thống kê bao gồm:

Tổng nợ trên tổng tài sản (TDTA) tác động tiêu cực và đáng kể đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp (BEP, ROA).

Tốc độ tăng trưởng (GROWTH) tác động tích cực đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp (BEP, ROA).

Quy mô tài sản (SIZE) tác động tích cực đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp (ROA).

Vòng quay vốn kinh doanh (LV) có ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp (BEP, ROA).

Khả năng thanh toán (LIQUID) tác động tích cực và đáng kể đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp (ROA).

5. Một số kiến nghị nhằm nâng cao hiệu quả hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp ngành Xây dựng

Bài nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng để chạy phân tích mô hình hồi quy đa biến trên số liệu của 37 công ty ngành xây dựng niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 7 năm từ 2008 - 2014. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng cơ cấu nguồn vốn là quyết định quan trọng và có mối quan hệ ngược chiều đến hiệu quả hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp, trong đó, hai biến độc lập đại diện cho cơ cấu nguồn vốn là nợ ngắn hạn trên tổng tài sản (STDTA) và tổng nợ trên tổng tài sản (TDTA) có tác động tiêu cực đến hiệu quả hoạt động kinh doanh, còn nợ dài hạn trên tổng tài sản (LTDTA) không có ý nghĩa tác động đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Ngoài ra kết quả hồi quy cho thấy ngoài cơ cấu nguồn vốn thì quy mô doanh nghiệp (SIZE), tốc độ tăng trưởng (GROWTH), vòng quay vốn kinh doanh (LV), cơ cấu tài sản (TANG) tác động tích cực đến hiệu quả hoạt động và khả năng thanh toán (LIQUID) tác động tiêu cực đến hiệu quả hoạt động.

Từ kết quả nghiên cứu trên, bài nghiên cứu đề xuất một số kiến nghị nhằm nâng cao hiệu quả hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp ngành Xây dựng trong thời gian tới như sau:

Một là, tái cơ cấu các khoản nợ của doanh nghiệp.

Qua kết quả nghiên cứu, có thể thấy hiện nay các doanh nghiệp xây dựng đang sử dụng nợ ngắn hạn quá nhiều và chưa thực sự hiệu quả. Trong khi đó, thời gian thu hồi vốn của doanh nghiệp xây dựng lại khá dài gây ra sự mất cân đối về mặt tài chính. Khi doanh nghiệp cần tiền để trả nợ thì lại tiếp tục vay ngắn hạn để đáo hạn nợ. Cứ tiếp tục như vậy sẽ dẫn đến sự bất ổn trong nguồn vốn đầu tư và gây áp lực đến khả năng thanh toán của doanh nghiệp. Do vậy, các công ty cần phải xây dựng một tỷ lệ nợ ngắn hạn sao cho hợp lý với tốc độ quay vòng vốn lưu động và thời gian đáo hạn của các khoản nợ ngắn hạn.

Bên cạnh đó, kết quả còn chỉ ra Nợ dài hạn trên tổng tài sản không có ý nghĩa trong mối quan hệ giữa cơ cấu nguồn vốn và hiệu quả hoạt động của các công ty ngành xây dựng. Chúng

tỏ các công ty ngành xây dựng chưa thực sự chú trọng đến các nguồn vốn thường xuyên (trung và dài hạn) của họ. Vì vậy, các công ty cần quan tâm tới các nguồn vốn tài trợ thông qua việc tập trung nhiều hơn vào các khoản tài trợ trung và dài hạn để phù hợp với tính chất hoạt động của ngành xây dựng. Ngoài ra, các công ty cần khai thác một cách hiệu quả từ các kênh huy động vốn để giảm thiểu rủi ro như huy động các nguồn tài trợ dài hạn khác để thay thế như phát hành trái phiếu, thuê tài chính...

Sau khi huy động vốn, các doanh nghiệp cần xem xét đến chi phí và rủi ro giữa các nguồn vốn vay ngắn hạn và dài hạn. Đồng thời, cần nhắc kỹ lưỡng trong việc tìm ra các nguồn huy động và việc lựa chọn dự án đầu tư sao cho phù hợp với tiềm lực của công ty. Nhìn vào thực trạng của các công ty xây dựng hiện nay có thể thấy hệ số nợ đang rất cao, điều này ảnh hưởng lớn đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Các nhà quản trị nên hoạch định cơ cấu vốn theo hướng an toàn, giảm thiểu rủi ro kinh doanh và rủi ro tài chính, muốn vậy cần giảm tỷ trọng nợ vay. Số tiền huy động được nên ưu tiên phân bổ cho những tài sản có khả năng thanh khoản cao. Việc cơ cấu lại nguồn vốn, gia tăng các khoản nợ chỉ nên sử dụng khi tỷ suất sinh lời kinh tế của tài sản trong doanh nghiệp (BEP) lớn hơn lãi suất tiền vay với độ tin cậy cao.

Hai là, các DN ngành xây dựng nên có các biện pháp quản lý các nguồn lực của mình.

Các công ty cũng cần chú trọng tới công tác quản lý các nguồn lực của mình. Cần tổ chức quản lý chặt chẽ về nguồn nhân lực, vật tư, thành phẩm, chất lượng sản phẩm, các khoản vốn vay, các khoản tiền trong công ty... Hạn chế các khoản nợ khó đòi, đồng thời áp dụng những biện pháp làm vòng quay vốn lưu động tăng nhanh.

Theo kết quả nghiên cứu ở trên, quy mô doanh nghiệp, tốc độ tăng trưởng, khả năng thanh toán, vòng quay vốn kinh doanh có tác động tích cực đến hiệu quả hoạt động. Vì vậy, các công ty cần đưa ra những chính sách hợp lý về cơ chế quản lý để sao cho duy trì và phát huy để nâng cao hơn nữa hiệu quả hoạt động của công ty. Chẳng hạn xây dựng một chính sách quản trị hàng tồn kho, các khoản phải thu hợp lý trong từng giai đoạn để có thể quản lý và sử dụng có hiệu quả nguồn lực của mình. Cũng theo kết quả nghiên cứu ở trên, cơ cấu tài sản lại có tác động tiêu cực đến hiệu quả hoạt động thông qua chỉ tiêu ROA, điều này cho thấy các công ty đang đầu tư quá ít vào tài sản cố định và năng lực sản xuất kinh doanh chưa được các công ty chú trọng đầu tư. Do vậy, trong thời gian tới, các công ty cần nâng cao năng suất sử dụng các tài sản cố định để tăng hiệu quả sử dụng vốn và tăng khả năng cạnh tranh với các công ty nước ngoài.

Ba là, Nhà nước cũng cần có những chính sách hỗ trợ cho các công ty ngành xây dựng, giúp các công ty có thể nâng cao được khả năng cạnh tranh của mình trên thị trường trong và ngoài nước, thông qua việc tạo điều kiện phát triển các kênh huy động vốn dài hạn với lãi suất ưu đãi.

6.KẾT LUẬN

Đối với các doanh nghiệp ngành xây dựng đang hoạt động trong nền kinh tế gặp nhiều khó khăn như hiện nay, việc xây dựng được một cơ cấu hợp lý nhằm góp phần nâng cao hiệu quả hoạt động kinh doanh là một vấn đề cấp thiết và mang tính thực tiễn cao.

Qua quá trình nghiên cứu, nhóm nghiên cứu đưa ra được kết luận rằng: *Cơ cấu nguồn vốn* là nhân tố quan trọng quyết định và tác động tiêu cực đến hiệu quả hoạt động kinh doanh của các công ty ngành xây dựng niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Ngoài ra, các nhân tố bên trong doanh nghiệp như *quy mô doanh nghiệp, tốc độ tăng trưởng, khả năng thanh*

toán, vòng quay vốn kinh doanh có tác động tích cực đến hiệu quả hoạt động còn cơ cấu tài sản có tác động tiêu cực đến hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp.

Từ kết quả nghiên cứu, nhóm nghiên cứu đề xuất giải pháp xây dựng một cơ cấu vốn hợp lý nhằm nâng cao hiệu quả hoạt động kinh doanh của các doanh nghiệp xây dựng hoạt động trong bối cảnh nền kinh tế khó khăn theo chiều hướng giảm các nguồn tài trợ ngắn hạn và chú trọng nhiều hơn vào các kênh huy động vốn trung và dài hạn như: phát hành cổ phiếu, trái phiếu, thuê tài chính... Bên cạnh đó, việc đổi mới cơ chế tổ chức quản lý cũng góp phần nâng cao hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Cuối cùng là những đề xuất đối với Nhà nước tạo điều kiện hỗ trợ cho các công ty ngành xây dựng nâng cao hiệu quả kinh doanh và tăng khả năng cạnh tranh của mình khi tham gia vào quá trình hội nhập kinh tế quốc tế.

Trong bài nghiên cứu này vẫn còn nhiều mặt hạn chế. Do điều kiện thu thập dữ liệu nên bài nghiên cứu mới chỉ lựa chọn những công ty được niêm yết đồng nhất về mặt thời gian và đầy đủ thông tin minh bạch trong báo cáo tài chính. Do đó, bài nghiên cứu chỉ lựa chọn 37 công ty ngành xây dựng niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong thời gian 7 năm từ 2008 – 2014. Chính vì vậy, mẫu nghiên cứu chưa mang tính đại diện cao. Hơn nữa, các số liệu lấy từ báo cáo tài chính của các công ty đôi khi còn có sự trùng lặp giữa các báo cáo tài chính hợp nhất. Mặt khác, bài nghiên cứu mới chỉ đang tập trung vào phân tích sự tác động của cơ cấu nguồn vốn tới hiệu quả hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp thông qua những nhân tố bên trong của doanh nghiệp mà chưa đề cập đến các yếu tố bên ngoài như chính sách Nhà nước, tình trạng của nền kinh tế, lạm phát, lãi suất...

Đề tài nghiên cứu có thể được mở rộng để cung cấp rõ hơn những kết quả thực nghiệm, đồng thời nâng cao độ chính xác của bộ dữ liệu và tìm ra những biện pháp để khắc phục những hạn chế của kết quả nghiên cứu hiện tại. Việc mở rộng có thể được thực hiện bằng những cách sau: Tiếp tục nghiên cứu thêm những nhân tố ảnh hưởng đến cơ cấu nguồn vốn, nghiên cứu thêm cả nhân tố vĩ mô như đối thủ cạnh tranh, thị trường hoạt động của các công ty... và những nhân tố vĩ mô như chính sách của Nhà nước trong mục tiêu từng giai đoạn phát triển, lạm phát, lãi suất, yếu tố chính trị... ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp.

Để hoàn thành bài nghiên cứu, nhóm tác giả đã nhận được sự hướng dẫn và giúp đỡ tận tình của TS. Cù Thu Thủy và TS. Phạm Thị Thanh Hòa, Học viện Tài chính. Do thời gian và kiến thức còn hạn chế, bài nghiên cứu không tránh khỏi những thiếu sót. Nhóm tác giả xin tiếp thu và cảm ơn các ý kiến đóng góp của các nhà khoa học, các thầy cô và các bạn về bài nghiên cứu để có thể bổ sung, hoàn thiện hơn nữa. Xin trân trọng cảm ơn!

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Tài liệu nước ngoài:

- [1] Lee C. Adkins, R. Carter Hill: *Using Stata for Principles of Econometrics*; JOHN WILEY & SONS, INC; 2011.
- [2] Murray Z. Frank and Vidhan K. Goyal: *Capital structure decisions: which factors are reliably important?* FINANCIAL MANAGEMENT 38; 2009.
- [3] Zeitun, R and Tian GG: *Capital Structure and Corporate Performance: Evidence from Jordan*. AUSTRALASIAN ACCOUNTING BUSINESS AND FINANCE JOURNAL
- [4] Muhammad Umar, Zaighum Tanveer, Saeed Aslam, Muhammad Sajid: *Impact of Capital Structure on Firms' Financial Performance: Evidence from Pakistan* ACADEMIC HOSTING & EVENT MANAGEMENT SOLUTIONS; 2012.

[5] Franco Modigliani and Merton H. Miller: *The cost of capital, corporation finance and the theory of investment*. AMERICAN ECONOMIC ASSOCIATION, vol. 48 no. 3, pp.

Tài liệu trong nước:

[6] TS. Bùi Văn Vân, TS. Vũ Văn Ninh: *Giáo trình “Tài chính doanh nghiệp”*, NXB TÀI CHÍNH; 2013.

[7] TS. Nguyễn Minh Kiều: *Giáo trình “Tài chính doanh nghiệp”* NXB THỐNG KÊ; 2006.

[8] TS. Phạm Thị Thắng: *Giáo trình “Kinh tế lượng”*, NXB TÀI CHÍNH; 2009.

[9] Trần Hùng Sơn và Trần Việt Hoàng: *Cơ cấu vốn và hiệu quả hoạt động doanh nghiệp của các công ty niêm yết trên Sở Giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh*; 2008.

[10] Tăng Thị Thanh Loan “*Cấu trúc vốn và hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết tại sở giao dịch chứng khoán TP.HCM*”, WEBSITE 123DOC.ORG ; 2015.

[11] Tài liệu trên Internet:

[12] <http://www.cophieu68.vn/>

[13] <http://vietstock.vn/>

NHỮNG NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN KẾT QUẢ HỌC TIẾNG ANH CỦA SINH VIÊN HỌC VIỆN TÀI CHÍNH

SV: **Phuong Hạnh, Nguyễn Quỳnh Anh, Lăng Thị Huyền Trang**

Học viện Tài chính

GVHD: **TS. Vũ Duy Nguyên**

TÓM TẮT

Bài nghiên cứu tổng hợp các lý thuyết về học tập tiếng Anh của sinh viên và kết quả của các nghiên cứu trong và ngoài nước về các nhân tố ảnh hưởng đến kết quả học tập tiếng Anh của sinh viên và học sinh. Từ đó xây dựng mô hình lý thuyết về các nhân tố ảnh hưởng đến kết quả học tiếng Anh của sinh viên. Nhóm nghiên cứu tiến hành điều tra, khảo sát theo bảng hỏi đối với 201 sinh viên Học viện Tài chính vào tháng 2/2016 để hỏi quy tuyến tính và kiểm định sự ảnh hưởng của các nhân tố chính tới kết quả học tiếng Anh của sinh viên Học viện Tài chính. Nghiên cứu đã tìm ra được bốn nhóm nhân tố chính ảnh hưởng đến kết quả học tiếng Anh của sinh viên: Nhóm nhân tố Năng lực tư duy học tiếng Anh (tương quan +), nhóm nhân tố Thời gian học tiếng Anh (tương quan +), nhóm nhân tố Phương pháp học tiếng Anh (tương quan +) và nhóm nhân tố Tâm lý, tính cách của sinh viên (tương quan +). Bên cạnh đó, nghiên cứu cũng phát hiện có sự khác biệt về kết quả học tiếng Anh của sinh viên giữa độ tuổi 18 và 23 tuổi. Dựa trên kết quả phân tích định lượng, nghiên cứu đã đề xuất một số giải pháp nhằm nâng cao kết quả học tiếng Anh của sinh viên Học viện Tài chính.

Từ khóa: *Kết quả học tiếng Anh, phương pháp học tiếng Anh, điều kiện học tiếng Anh, thời gian học tiếng Anh, tham gia câu lạc bộ tiếng Anh, giao tiếp tiếng Anh, đọc tài liệu tiếng Anh.*

A. PHẦN MỞ ĐẦU

1. Giới thiệu

Thế giới đang bước vào nền kinh tế tri thức kéo theo đó là sự phát triển vượt bậc của khoa học công nghệ đòi hỏi năng lực của người lao động phải được nâng cao hơn bao giờ hết. Để có thể phát triển nhanh và hòa nhập với cộng đồng kinh tế thế giới, người lao động phải chủ động đổi mới kiến thức và năng lực của mình cho phù hợp với yêu cầu, đòi hỏi của thị trường lao động. Trước tình hình đó, ngoại ngữ nói chung và tiếng Anh nói riêng (ngôn ngữ phổ biến nhất trên thế giới) được nhắc tới như một điều kiện quan trọng không thể thiếu trong đào tạo nguồn nhân lực chất lượng cao và trong quá trình tạo tiền đề cho hội nhập quốc tế hiệu quả của đất nước.

Hệ thống giáo dục của Việt Nam đã đưa tiếng Anh là môn học bắt buộc trên ghế nhà trường từ những năm tiểu học. Tiếng Anh cũng là môn thi tốt nghiệp bắt buộc các cấp. Đặc biệt là bậc Đại học, tiếng Anh đã được coi như một tiêu chuẩn đầu ra cho sinh viên khối ngành khác nhau. Tuy đã được quan tâm nhưng một thực trạng đáng lo ngại hiện nay đối với giáo dục hệ Đại học là tình trạng sinh viên thiếu kiến thức tiếng Anh cơ bản cũng như tiếng Anh chuyên ngành (đối với các trường không chuyên ngữ) đang chiếm tỷ lệ rất cao mặc dù đã có nhiều đổi mới trong phương pháp giảng dạy và học ở nhiều trường Đại học, Cao đẳng trên cả nước. Thực trạng đó đã khiến cho sinh viên Việt Nam, đặc biệt là sinh viên khối ngành kinh tế không thể bắt kịp và cạnh tranh với sinh viên trong khu vực và quốc tế trước thềm hội nhập kinh tế quốc

tế. Kể từ khi Việt Nam gia nhập WTO, ngày càng nhiều các tập đoàn lớn, công ty nước ngoài đầu tư vào Việt Nam để mở rộng thị trường. Trước những cơ hội đó, tiếng Anh trở thành một công cụ đắc lực để người lao động khẳng định năng lực của mình. Thực tế cho thấy giới trẻ đang có nhiều cơ hội tại các môi trường quốc tế bởi khả năng nắm bắt nhanh và tư duy nhạy bén, tuy nhiên hơn nửa sinh viên ra trường vẫn bơi trước dòng biển tìm việc mà không thể chớp lấy cơ hội bởi năng lực tiếng Anh còn hạn chế dù được học bài bản ngoại ngữ từ trên ghế nhà trường. Theo khảo sát của Vụ Giáo dục Đại học về việc sinh viên sau khi ra trường đáp ứng yêu cầu kỹ năng tiếng Anh, có khoảng 49,3% sinh viên đáp ứng được yêu cầu của người sử dụng, 18,9% sinh viên không đáp ứng được và 31,8% sinh viên cần đào tạo thêm.

Nhiều cuộc hội thảo khoa học về vấn đề đào tạo tiếng Anh căn bản và chuyên ngành ở các trường Đại học và Cao đẳng đã diễn ra. Một trong những vấn đề được bàn đến đó là tình trạng học ngoại ngữ hiện nay của sinh viên (đặc biệt là tiếng Anh) đang trở nên “báo động”, sinh viên yếu trong kỹ năng nghe và nói, mất nhiều kiến thức về từ vựng, ngữ pháp và kể cả “mất gốc” môn tiếng Anh ngay từ khi còn học THPT. Hơn nữa, hầu hết những sinh viên đã có nền tảng tốt về tiếng Anh thì lại không thể giao tiếp một cách tự tin, cởi mở và đúng ngữ điệu mà chỉ giỏi về ngữ pháp. Đây cũng là một thách thức đối với việc dạy và học ngoại ngữ trong Học viện Tài chính, khi năng lực tiếng Anh của sinh viên Học viện Tài chính chưa được đánh giá cao so với mặt bằng chung các khối trường kinh tế khác trong khi năng lực chuyên môn của sinh viên lại được coi trọng. Thực tế là hầu hết các sinh viên của Học viện Tài chính đều bắt đầu từ khối A với các môn tự nhiên toán, lý, hóa. Tỷ lệ phần trăm của sinh viên khối ngành ngôn ngữ Anh chiếm rất khiêm tốn 3,5%. Nhưng đó có thực sự là nguyên nhân chính dẫn tới sự thiếu kiến thức tiếng Anh của sinh viên Học viện Tài chính hay không. Có rất nhiều giả thuyết đặt ra nhưng chưa có một nghiên cứu nào cụ thể. Một vấn đề cấp bách đặt ra là cần nghiên cứu các nhân tố chính ảnh hưởng tới việc học tiếng Anh của sinh viên một cách hệ thống, khoa học và nghiêm túc kết hợp với điều tra, khảo sát thực địa với mẫu đại diện đủ lớn và cách tiếp cận định lượng khoa học để tìm ra nguyên nhân tác động tích cực và tiêu cực tới kết quả học tiếng Anh của sinh viên và qua đó thể đẩy mạnh trong trào dạy và học ngoại ngữ trong Học viện lên cao, nâng cao chất lượng học tập của sinh viên Học viện Tài chính, tạo ra nguồn nhân lực chất lượng cao về tài chính - ngân hàng, kế toán và kinh tế trong nước, khu vực ASEAN và trên thế giới. để đón đầu sự đổi mới của nền kinh tế thị trường.

2. Mục tiêu nghiên cứu:

Lựa chọn mô hình lý thuyết các nhóm nhân tố ảnh hưởng đến kết quả học tập tiếng Anh của sinh viên bậc Đại học.

Ước lượng, hồi quy các nhân tố ảnh hưởng đến kết quả học tiếng Anh của sinh viên Học viện Tài chính trên cơ sở mẫu điều tra, khảo sát của nhóm nghiên cứu.

Kết luận của nhóm nghiên cứu và đề xuất một số giải pháp nhằm nâng cao kết quả học tiếng Anh của sinh viên Học viện Tài chính

3. Đối tượng và phạm vi nghiên cứu:

Đối tượng nghiên cứu: các nhân tố tác động đến kết quả học tiếng Anh của sinh viên Học viện Tài chính.

Phạm vi nghiên cứu: sinh viên các khóa của 21 chuyên ngành qua điều tra, khảo sát 201 mẫu bao gồm sinh viên năm thứ nhất, năm thứ hai, năm ba và năm bốn của Học viện Tài chính.

Giới hạn nghiên cứu: Ước lượng, hồi quy và kiểm định thống kê các nhân tố ảnh hưởng đến kết quả học tiếng Anh của sinh viên Học viện Tài chính hiện nay và một số giải pháp được đề xuất từ kết quả của mô hình.

4. Phương pháp nghiên cứu:

Phương pháp nghiên cứu dựa trên phương pháp điều tra, khảo sát ngẫu nhiên mẫu 201 sinh viên theo nội dung bảng câu hỏi nhóm nghiên cứu xây dựng và sử dụng phần mềm SPSS 20 để phân tích, ước lượng, hồi quy mô hình và kiểm định giả thuyết thống kê liên quan đến mô hình.

B. XÂY DỰNG VÀ LƯỢNG HÓA MÔ HÌNH CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN KẾT QUẢ HỌC TIẾNG ANH CỦA SINH VIÊN HỌC VIỆN TÀI CHÍNH

1. Mô hình các nhân tố tác động đến kết quả học tiếng Anh của sinh viên

1.1. Cơ sở lý thuyết

Học tiếng Anh là một trong những hoạt động học tập của sinh viên. Theo chủ nghĩa Mác-Lênin, thì hoạt động học tập này dựa trên lý luận nhận thức của con người. Đây là một nội dung cơ bản của lý luận nhận thức duy vật biện chứng, hay còn gọi là học thuyết về khả năng nhận thức của con người đối với thế giới khách quan thông qua hoạt động thực tiễn. Học thuyết lý giải bản chất, con đường và quy luật chung của quá trình con người nhận thức chân lý, nhận thức hiện thực khách quan nhằm phục vụ hoạt động thực tiễn của con người. V.I. Lênin khái quát con đường biện chứng của sự nhận thức chân lý như sau: “Từ trực quan sinh động đến tư duy trừu tượng, và từ tư duy trừu tượng đến thực tiễn - đó là con đường biện chứng của sự nhận thức chân lý, nhận thức hiện thực khách quan”.

Học tiếng Anh của sinh viên về bản chất là quá trình nhận thức chân lý, từ nhận thức cảm tính đến nhận thức lý tính về ngôn ngữ thứ hai khác với ngôn ngữ bản địa. Trong đó, nhận thức cảm tính bao gồm: cảm giác, tri giác và biểu tượng về dấu hiệu, quy tắc ngôn ngữ, sự vật, hiện tượng khách quan. Nhận thức lý tính lý là giai đoạn cao hơn của quá trình nhận thức, đó là sự phản ánh gián tiếp, trừu tượng và khái quát những thuộc tính, những đặc điểm bản chất của các hiện tượng, dấu hiệu ngôn ngữ cũng như sự vật khách quan trong bối cảnh ngôn ngữ đó. Đây là giai đoạn nhận thức thực hiện chức năng quan trọng nhất là tách ra và nắm lấy cái bản chất, có tính quy luật của các sự vật, hiện tượng và nguyên tắc nghe, nói đọc viết của một ngôn ngữ. Nhận thức lý tính bao gồm tư duy và tưởng tượng. Đặc biệt tư duy logic được thực hiện hàng loạt các thao tác tư duy từ so sánh đến phân tích, tổng hợp, khái quát hóa, trừu tượng hóa và đến cụ thể hóa. Hai giai đoạn nhận thức có mối quan hệ chặt chẽ với nhau và tác động lẫn nhau trong quá trình học tiếng Anh của sinh viên.

1.2. Mô hình lý thuyết chung về kết quả học tiếng Anh

Theo nghiên cứu của Bernard Spolsky (1989), có 4 yếu tố chính ảnh hưởng đến kết quả học ngôn ngữ thứ hai của sinh viên và mối quan hệ đó được biểu diễn qua công thức chung:

$$Kf = Kp + A + M + O$$

Trong đó, Kf: Kiến thức và kỹ năng về ngôn ngữ thứ hai đạt được trong tương lai; Kp: Kiến thức và kỹ năng hiện tại, bao gồm những kiến thức chung về ngôn ngữ thứ nhất và những ngôn ngữ khác; A: Khả năng của người học (tuổi, thể chất,...); M: Tính cách, thái độ, động lực; O: Cơ hội để học ngôn ngữ thứ hai, bao gồm những điều kiện chính thức và không chính thức mà người học được sử dụng ngôn ngữ đó. Ngoài ra, Bernard Spolsky còn nhấn mạnh, mỗi yếu

tổ trên đều có một vai trò khác nhau: không thể học ngôn ngữ mới nếu bất kì một yếu tố nào mất đi và nếu bất kì yếu tố nào tăng lên thì lượng kiến thức thu được cũng sẽ tăng lên.

Trong nghiên cứu ‘How Languages Are Learned’, các tác giả Lightbown, Patsy M., and Nina Spada (2013) đã đưa ra 9 nhân tố tác động đến kết quả học tiếng Anh, trong đó 6 nhân tố bên trong và 3 nhân tố bên ngoài. Thứ nhất, 6 nhân tố bên trong gồm: Độ tuổi, Nhân cách (những người có tính cách hướng nội, hay lo lắng thường học một thứ tiếng khác chậm hơn, vì họ luôn gặp khó khăn về khẩu hình miệng. Họ hay e ngại và không biết nắm lấy cơ hội để giao tiếp. Những người có tính cách hướng ngoại họ sẽ không lo lắng khi gặp những lỗi sai không thể tránh được trong giao tiếp. Tuy nhiên họ sẽ rút kinh nghiệm và luyện tập nhiều hơn.), Động lực bên trong (Động lực bên trong có liên quan đến các thành tích trong học tập. Rõ ràng, những người thích học tiếng Anh và tự hào về kết quả mà họ đạt được thì thường quá trình học tiếng Anh của họ sẽ nhanh hơn), Động lực bên ngoài cũng là một yếu tố quan trọng (Ví dụ những học sinh học tiếng Anh để đi du học ở các trường đại học ở Mỹ hoặc để có người yêu là người Anh/Mỹ thì thường học tiếng Anh nhanh và hiệu quả hơn.), Kinh nghiệm (Những người có nhiều kinh nghiệm, nhiều kiến thức thì thường có lợi thế hơn so với những người khác), Năng khiếu. Thứ hai, 3 nhân tố bên ngoài gồm: Chương trình giảng dạy (Việc học tiếng Anh rất khó có thể thành công nếu sinh viên có quá nhiều môn học cùng lúc, Sự giảng dạy rõ ràng, một số giáo viên tiếng Anh có nhiều kinh nghiệm về giảng dạy hơn những giáo viên khác, những giáo viên đó có thể giúp cho sinh viên của họ học tiếng Anh nhanh hơn), Văn hóa (Có một số bằng chứng cho rằng sinh viên trong tình huống mà văn hóa của họ khác biệt với văn hóa của nước mà họ đang học tiếng Anh thì họ sẽ khó khăn để học hơn), Sự tiếp cận với người bản xứ (Có cơ hội để tiếp xúc với người bản xứ ở bên ngoài trường học là một lợi thế rất lớn. Người bản xứ là nhà ngôn ngữ học thiết thực nhất khi mà bạn có thể chỉnh khẩu hình, trọng âm, ngữ điệu từ họ).

Theo mô hình giáo dục-xã hội của việc học ngôn ngữ thứ hai (Gardner, 1985), mô hình bối cảnh xã hội (Clément, 1980), các mô hình tự Xác định (Noels, & Clément, 1996), Mô hình sẵn sàng giáo tiếp (MacIntyre, Clément, Dörnyei, & Noels, 1998) và mô hình mở rộng khung động cơ (Dörnyei, 1994) đều nhấn mạnh đến yếu tố động cơ người học tác động đến kết quả học tiếng Anh. Trong đó, động cơ chia thành hai loại: động cơ công cụ và động cơ tích hợp. Động cơ công cụ xuất hiện ở đa phần những người học tiếng Anh nhằm đáp ứng yêu cầu thực tế sử dụng tiếng Anh như là công cụ, phương tiện giáo tiếp, học tập và thăng tiến của trường đại học, của tổ chức hoặc giao tiếp hàng ngày. Trong khi đó, động cơ tích hợp thường xuất hiện từ những người học tiếng Anh vì mong muốn hiểu sâu ngôn ngữ đó, nghiên cứu về ngôn ngữ đó và có khả năng thực hành, giảng dạy, nghiên cứu về ngôn ngữ đó. Trong khi cả hai động lực tích hợp và công cụ là những yếu tố thiết yếu của sự thành công trong học tiếng Anh, thì động cơ tích hợp đã được nhấn mạnh vai trò để duy trì thành công lâu dài khi học một ngôn ngữ thứ hai (Taylor, Maynard và Rheault 1977; Ellis 1997; Crookes et al 1991).

Theo Nguyễn Văn Lợi và Chung Thi Thanh Hằng (2014) trong nghiên cứu ‘Các yếu tố ảnh hưởng năng lực tiếng Anh của sinh viên Sư phạm Tiếng Anh trường Đại học Cần Thơ’ đã đề xuất mô hình các yếu tố ảnh hưởng năng lực Tiếng của sinh viên. Mô hình chỉ ra 4 yếu tố chính tác động vào quá trình dạy và học trong một chương trình đào tạo tiếng Anh của sinh viên sư phạm tiếng Anh: Tự học (Phương pháp học tập), cơ hội tiếp xúc với ngữ liệu và sử dụng ngôn ngữ, động cơ và thái độ học tập, phương pháp kiểm tra đánh giá học tập. Để làm rõ các yếu tố, phiếu khảo sát đề cập đến các biến quan sát: Học thêm; Kinh tế gia đình; Làm thêm; Giờ

làm thêm trên một tuần; Số giờ tự học trên tuần; Tự điều chỉnh; Tìm cơ hội sử dụng tiếng Anh; Rèn luyện thêm tiếng Anh; Rèn luyện tiếng Anh trên lớp; Động cơ thái độ học tập; Trình độ đầu vào; Giờ tự học trong tuần; Đánh giá kết quả; Đánh giá tiến trình. Nhóm tác giả đã sử dụng thang đo Likert 5 bậc để đo lường các biến quan sát trong mô hình nghiên cứu.

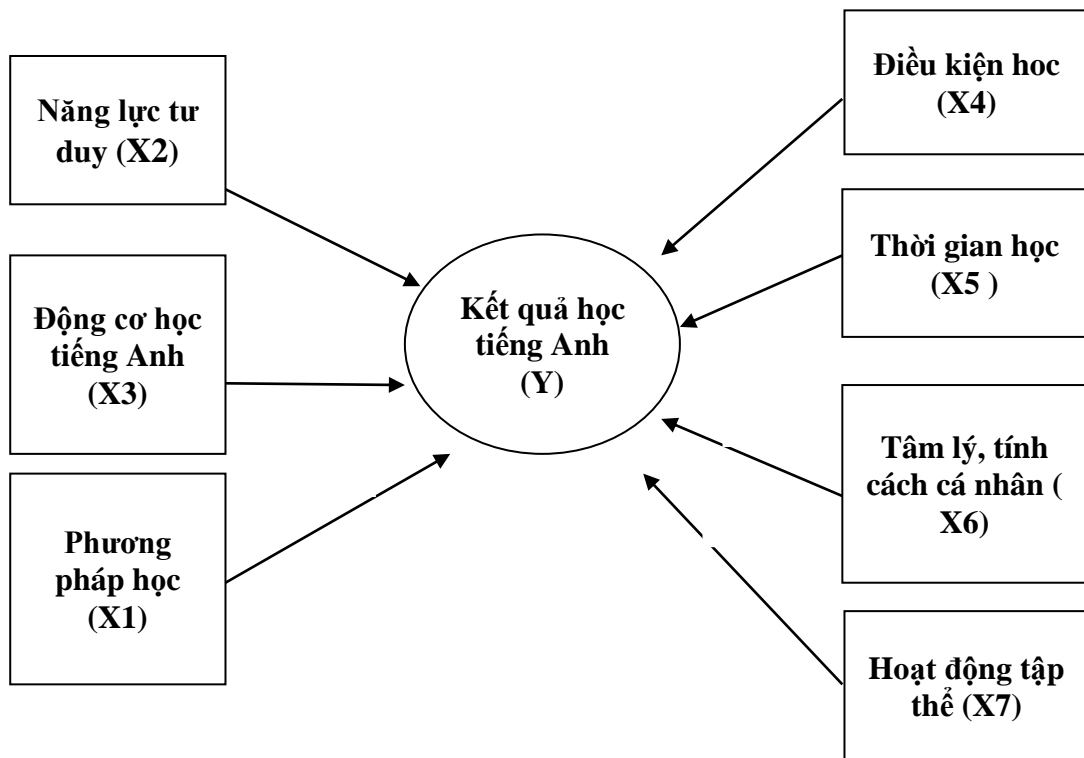
1.3. Mô hình lựa chọn nghiên cứu

Trên cơ sở nghiên cứu lý thuyết và nghiên cứu các mô hình liên quan, nhóm nghiên cứu đề xuất mô hình nghiên cứu các nhân tố tác động đến kết quả học tiếng Anh của sinh viên Học viện Tài chính:

$$Y_i = Y(X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7)$$

Trong đó: Y là kết quả học tập tiếng Anh; X₂ là năng lực tư duy học tiếng Anh; X₃ là động cơ học tiếng Anh; X₁ phương pháp học tiếng Anh; X₄ là điều kiện học tiếng Anh; X₅ là thời gian học tiếng Anh; X₆ là tâm lý, tính cách cá nhân; X₇ là tham gia hoạt động tập thể. Các hệ số $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6, \alpha_7$ sẽ được ước lượng, kiểm định trên cơ sở mẫu điều tra.

Sơ đồ 1: Các nhân tố tác động đến kết quả học tiếng Anh của sinh viên



Nguồn: Tổng hợp từ nhóm nghiên cứu

Cụ thể biến phụ thuộc Y được đánh giá dựa trên 4 kỹ năng học tiếng Anh cần đạt được: kết quả Nghe, Nói, Đọc và Viết của sinh viên được đo lường trên thang đo liker 5 bậc. Các nhân tố ảnh hưởng đến kết quả học tiếng Anh của sinh viên Học viện Tài chính bao gồm:

Năng lực tư duy học tiếng Anh (X2)

Năng lực tư duy thể hiện qua: khả năng ghi nhớ, khả năng so sánh, khả năng phân tích, khả năng tổng hợp và khả năng sáng tạo và thực hành ngôn ngữ. Kỳ vọng là năng lực tư duy càng tốt thì kết quả học tiếng Anh càng cao. Hệ số tương quan $\alpha_1 > 0$

Động cơ học tiếng Anh (X3)

Động cơ được xem là một trong những yếu tố quan trọng trong quá trình tiếp thu và học tiếng Anh. Động cơ của người học sẽ quyết định sự kiên trì của người học khi đương đầu với

những thử thách hay khó khăn trong học tập, yếu tố này có ảnh hưởng đến mức độ thành thạo ngôn ngữ của người học và luân phiên dẫn đến thành công hay thất bại trong việc phát triển ngoại ngữ (theo nghiên cứu của Ellis, 1994). Nếu người học có động cơ và thái độ tích cực (do kết quả học tập mang lại), thì nó sẽ tiếp tục dẫn người học đến thành công, ngược lại một động cơ và thái độ tiêu cực sẽ là rào cản cho sự phát triển ngôn ngữ của người học. Về động cơ học tiếng Anh, phân tích hồi quy của Gradman và Hanania năm 1991 cho thấy rằng việc người học nhận thức được nhu cầu phải học tiếng Anh và vai trò của tiếng Anh trong tương lai có tác động đến sự thành công của họ. Trong mô hình nghiên cứu, động cơ của việc học tiếng Anh của sinh viên được đánh giá qua các yếu tố như: học tiếng Anh vì sở thích năng khiếu, học tiếng Anh nhằm đạt kết quả học tập cao, học để đạt điều kiện đi du học, học tiếng Anh để có thu nhập cao và thăng tiến trong tương lai, học vì truyền thống gia đình và cạnh tranh với bạn bè. Kỳ vọng là động cơ học càng tốt thì kết quả học tiếng Anh càng cao. Hệ số tương quan $\alpha_2 > 0$

Phương pháp học tiếng Anh(X1)

Theo một nghiên cứu ở Hàn Quốc của tác giả Kim năm 2012 về tìm hiểu các yếu tố ảnh hưởng đến sự thành công của một chương trình đào tạo tiếng Anh cho sinh viên Hàn Quốc tại Đại học Biola University. Kết quả cho thấy phương pháp học tập là một trong những yếu tố quan trọng nhất tác động đến kết quả học của sinh viên. Một mô hình nghiên cứu khác của Chou năm 2007 đã sử dụng bảng điều tra 43 câu hỏi đối với 604 đối tượng học tiếng Anh như là một ngoại ngữ tại các viện ngôn ngữ ở Mỹ về các yếu tố ảnh hưởng đến sự phát triển năng lực tiếng Anh của họ. Kết quả phân tích nhân tố và hồi quy cho thấy việc sử dụng các phương pháp học tập có tác động nhiều nhất đến sự phát triển năng lực tiếng Anh của đối tượng nghiên cứu.

Phương pháp học tiếng Anh được xem xét trên các nhân tố: lập thời khóa biểu học tiếng Anh (nghe, nói, đọc, viết), chuẩn bị bài trước khi lên lớp, tìm đọc tài liệu tham khảo bằng tiếng Anh, học nhóm với bạn bè, với người thân trong gia đình, gia sư tiếng Anh và tìm cơ hội việc làm sử dụng tiếng Anh đã học, xem phim, nghe nhạc và giao tiếp bằng tiếng Anh, được tiếp cận phương pháp kiểm tra, đánh giá tốt kết quả học tiếng Anh qua lớp học TOEIC, IELTS, TOEFL, được tiếp cận phương pháp giảng dạy tốt từ giảng viên và các chuyên gia về tiếng Anh. Kỳ vọng là phương pháp học càng tốt thì kết quả học tiếng Anh càng cao. Hệ số tương quan $\alpha_3 > 0$

Điều kiện học tiếng Anh(X4)

Để xét kết quả học tiếng Anh của sinh viên không thể không nhắc tới điều kiện học tập, cụ thể là cơ sở vật chất, trang thiết bị của mỗi phòng học hay tài liệu mà sinh viên có thể tiếp cận. Thực tế cho thấy sinh viên có khuynh hướng học tập hứng thú hơn trong điều kiện học tốt hơn. Điều kiện học tập của sinh viên phản ánh qua các yếu tố: 1. Môi trường học trên lớp, 2. trang thiết bị, tài liệu tham khảo, giáo trình phục vụ học tiếng Anh, 3. nguồn tiền trang trải học tiếng Anh (mua tài liệu, học thêm), 4. Giáo trình, tài liệu tham khảo, tạp chí chuyên ngành bằng tiếng Anh. Kỳ vọng là điều kiện học càng tốt thì kết quả học tiếng Anh càng cao. Hệ số tương quan $\alpha_4 > 0$

Thời gian học tiếng Anh (X5)

Thời gian là yếu tố thực sự quan trọng quyết định khả năng thành công của việc học một ngôn ngữ mới. Năm 2008, Carhill, Suarez-Orozco và Carola đã nghiên cứu 274 di dân ở tuổi vị thành niên từ Trung Hoa, Cộng Hòa Dominica, Haiti, Mexico đến Mỹ và nhận thấy rằng môi trường ngôn ngữ tác động mạnh đến khả năng tiếng Anh của họ. Nghiên cứu cho thấy nếu người học dành nhiều thời gian để tiếp xúc và sử dụng tiếng Anh trong thực tế, thì khả năng sử

dụng tiếng Anh của họ sẽ tốt hơn. Một nghiên cứu khác cho thấy khoảng 20-30% mức độ thành công của việc học tiếng Anh phụ thuộc vào mức độ luyện tập thường xuyên của người học. Thời gian học tiếng Anh gồm các nhân tố: 1. Số năm học tiếng Anh, 2. Thời gian học tiếng Anh trên lớp trong tuần, 3. Thời gian học tiếng Anh ngoại khóa (học thêm, thực tập) trong tuần, 4. Thời gian tự học trong tuần, 5. Thời gian giao tiếp tiếng Anh với người bản địa, bạn bè, đồng nghiệp trong tuần. Kỳ vọng là thời gian học càng tốt thì kết quả học tiếng Anh càng cao. Hệ số tương quan $\alpha_5 > 0$

Tâm lý, tính cách cá nhân (X6)

Trong lớp học tiếng Anh, thái độ người học sẽ thể hiện thông qua các hoạt động dạy và học tiếng Anh. Thái độ của người học sẽ quyết định sự kiên trì của người học khi đương đầu với những thử thách hay khó khăn trong học tập. Những sinh viên có một tâm thế lạc quan, luôn siêng năng và không sợ mắc sai lầm thường sẽ có một kết quả học tập tốt hơn. Họ luôn chăm chỉ tìm cho mình một mục tiêu học tập đứng đắn và tin tưởng vào bản thân. Ngược lại một động cơ và thái độ tiêu cực sẽ là rào cản cho sự phát triển ngôn ngữ của người học. Tâm lý, tính cách cá nhân được phản ánh qua các yếu tố: 1. vui vẻ lạc quan, 2. Năng động cởi mở thích giao tiếp, 3. Không sợ mắc sai lầm, có tính cầu thị, cầu tiến, 4. Siêng năng chăm chỉ. Kỳ vọng là tâm lý tính cách cá nhân có xu hướng tích cực thì kết quả học tiếng Anh càng cao. Hệ số tương quan $\alpha_6 > 0$

Tham gia hoạt động tập thể (X7)

Cơ hội tiếp xúc với ngữ liệu và việc sử dụng ngôn ngữ, tiếng Anh một cách có ý nghĩa thông qua các hoạt động học tập ngoài lớp học cũng là những yếu tố quan trọng có thể ảnh hưởng đến việc phát triển ngôn ngữ. Các hoạt động tập thể khiến sinh viên có tâm thế tự tin và hòa nhập nhanh hơn. Hoạt động tập thể xem xét trên các yếu tố: 1. Tham gia hoạt động câu lạc bộ tiếng Anh, 2. Tham gia hoạt động do câu lạc bộ lớp, Khoa, Trường tổ chức, 3. Tham gia nhóm bạn có người bản xứ, bạn du học, bạn chuyên ngành tiếng Anh, 4. Kết bạn với người bản xứ, bạn du học qua Facebook, Skype, Yahoo messenger, Twitter. Kỳ vọng hệ số tương quan $\alpha_7 > 0$.

2. Tổ chức nghiên cứu và kết quả nghiên cứu

2.1. Tổ chức nghiên cứu

Nghiên cứu sơ bộ

Nghiên cứu sơ bộ được thực hiện thông qua phương pháp định tính gồm các nội dung sau: nghiên cứu chi tiết mô hình lý thuyết đề xuất các biến phụ thuộc và biến quan sát và chuyển hóa thành các câu hỏi, xây dựng thang đo cho 39 biến trên cơ sở thang đo Likert 5 bậc với ý nghĩa và mức độ của thang đo. Tiến hành rà soát, chỉnh sửa nội dung bảng hỏi và thực hiện điều tra khảo sát mẫu 10 sinh viên thuộc các chuyên ngành khác nhau để kiểm tra lại từ ngữ, ý nghĩa các câu hỏi, thứ tự các câu hỏi, hình thức trình bày. Sau đó nhóm nghiên cứu hoàn chỉnh bản câu hỏi và chính thức sử dụng bản câu hỏi để điều tra mẫu phục vụ cho nghiên cứu định lượng.

Nghiên cứu chính thức

Mẫu nghiên cứu: Trên cơ sở kinh nghiệm các nghiên cứu trước và phương pháp nghiên cứu định lượng sử dụng phần mềm SPSS 20. Nhóm nghiên cứu đưa ra 39 câu hỏi theo thang đo likert 5 bậc và 4 câu hỏi định tính mang tính phân loại. Cỡ mẫu quan sát điều tra là $n=201$. Tổng số bản hỏi phát ra 220 phiếu, tổng số thu về 201 phiếu. Phiếu điều tra được phát và lấy thông tin đảm bảo nguyên tắc đại diện và ngẫu nhiên trên cơ sở phân tổ theo số khoa và tỷ lệ phiếu theo

tỷ lệ số sinh viên của 21 chuyên ngành. Sinh viên được lựa chọn ngẫu nhiên theo khoa, chuyên ngành. Sau khi nhập số liệu và làm sạch số liệu thì số phiếu câu hỏi hợp lệ được sử dụng trong phân xử lý chính thức là 201 phiếu.

Phương pháp phân tích dữ liệu: Phân tích định lượng được dựa trên phần mềm SPSS20 và nghiên cứu được thực hiện vào tháng 2/2016. Quy trình nghiên cứu định lượng tuân thủ các bước: Sử dụng kiểm định sơ bộ bằng hệ số tin cậy Cronbach's Alpha, Phân tích nhân tố khám phá EFA và phân tích tương quan và hồi quy tuyến tính đa biến.

2.2. Kết quả nghiên cứu

2.2.1. Mô tả thang đo và xác định thống kê mô tả mẫu điều tra khảo sát

Bảng 1: Giới thiệu thang đo và thống kê mô tả

Khái niệm	Nội dung các câu hỏi	Ý nghĩa và mức độ thang đo	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn
Kết quả học tiếng Anh (KQHTA)	Q1. Kết quả Nghe	Yếu	2,45	1,004
	Q2. Kết quả Nói	Trung bình	2,55	,999
	Q3. Kết quả Đọc	TB Khá	3,00	1,012
	Q4. Kết quả Viết	Khá Giỏi, Xuất sắc	2,64	1,064
Năng lực tư duy học tiếng Anh (NLTDTA)	Q5. Khả năng ghi nhớ	Kém	2,99	,967
	Q6. Khả năng so sánh	Hơi kém	2,84	,953
	Q7. Khả năng phân tích	Trung bình	2,90	1,002
	Q8. Khả năng tổng hợp	Khá	2,91	,981
	Q9. Khả năng sáng tạo và thực hành tiếng Anh	Giỏi, Xuất sắc	2,78	1,035
Động cơ học tiếng Anh (ĐCHTA)	Q10. Học tiếng Anh là sở thích và phát triển năng khiếu	Không đồng ý	3,70	1,261
	Q11. Học tiếng Anh nhằm đạt kết quả cao trong học tập	Hơi đồng ý	3,97	1,140
	Q12. Học tiếng Anh để đạt điều kiện đi du học	Phân vân	3,51	1,390
	Q13. Học tiếng Anh để có thu nhập cao và thăng tiến trong tương lai	Khá đồng ý	4,46	,854
	Q14. Học tiếng Anh vì truyền thống gia đình và cạnh tranh với bạn bè	Rất đồng ý	2,50	1,439
Phương pháp học tiếng Anh (PPHTA)	Q15. Lập thời khóa biểu học tiếng Anh (Nghe, nói, đọc, viết)		2,48	,980
	Q16. Chuẩn bị bài trước khi lên lớp	1- Không bao giờ	2,99	1,007
	Q17. Tìm đọc thêm tài liệu tham khảo bằng tiếng nước ngoài	2- Rất hiếm	2,70	1,082
	Q18. Học nhóm với bạn bè, với người thân trong gia đình	3- Thỉnh thoảng	2,57	1,013
	Q19. Gia sư tiếng Anh và tìm cơ hội việc làm thêm sử dụng ngoại ngữ đã học	4- Thường xuyên	2,15	1,141
	Q20. Xem phim, nghe nhạc và giao tiếp bằng	5- Luôn luôn	3,34	1,046

	tiếng Anh			
	Q21. Được tiếp cận phương pháp kiểm tra, đánh giá tốt kết quả học tiếng Anh qua lớp học TOEIC, IELTS, TOEFL		2,70	1,030
	Q22. Được tiếp cận phương pháp giảng dạy tiếng Anh tốt từ giảng viên và các chuyên gia về tiếng Anh		2,65	1,099
Điều kiện học tiếng Anh (ĐKHHTA)	Q23. Môi trường học tập tiếng Anh trên lớp	1- Thiếu thốn 2- Hơi thiếu thốn 3- Trung bình 4- Khá đầy đủ 5- Đầy đủ	2,77	1,033
	Q24. Trang thiết bị, tài liệu tham khảo, giáo trình phục vụ học tiếng Anh		2,94	1,025
	Q25. Nguồn tiền trang trải học tiếng Anh (mua tài liệu, học thêm)		3,02	,982
	Q26. Giáo trình, tài liệu tham khảo, tạp chí của chuyên ngành bằng tiếng Anh		2,81	1,013
Thời gian học tiếng Anh (TGHTA)	Q27. Số năm học tiếng Anh	năm	9,11	2,729
	Q28. Thời gian học tiếng Anh trên lớp trong tuần	giờ/tuần	4,94	2,555
	Q29. Thời gian học tiếng Anh ngoại khóa (học thêm, thực tập) trong tuần	giờ/tuần	3,13	3,305
	Q30. Thời gian tự học tiếng Anh trong tuần	giờ/tuần	4,31	4,406
	Q31. Thời gian giao tiếp tiếng Anh với người bản địa, bạn bè, đồng nghiệp trong tuần	giờ/tuần	1,24	1,767
Tâm lý, tính cách cá nhân (TLHTA)	Q32. Vui vẻ, lạc quan	1- Không có	3,67	1,017
	Q33. Năng động, cởi mở thích giao tiếp	2- Chút ít	3,38	,993
	Q34. Không sợ mắc sai lầm, có tính cầu thị, cầu tiến	3- Trung bình 4- Khá nhiều	3,27	,994
	Q35. Siêng năng, chăm chỉ	5- Rất nhiều	3,04	1,095
Tham gia hoạt động tập thể (TGTT)	Q36. Tham gia hoạt động câu lạc bộ tiếng Anh	1- Không bao giờ	2,24	1,128
	Q37. Tham gia hoạt động do CLB, lớp, Khoa, Trường tổ chức	2- Rất hiếm 3- Thỉnh thoảng	2,78	1,274
	Q38. Tham gia nhóm bạn có người bản xứ, bạn du học, bạn học chuyên ngành ngoại ngữ	4- Thường xuyên 5- Luôn luôn	2,21	1,122
	Q39. Kết bạn với người bản xứ, bạn du học trên Facebook, Skype, yahoo messenger, Twitter		2,27	1,248

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp và xử lý dữ liệu theo phần mềm SPSS20

Thống kê mô tả của mẫu điều tra 201 sinh viên cho thấy sơ bộ xu hướng và mức độ kết quả học tập tiếng Anh và các nhân tố tác động đến kết quả này:

Thứ nhất, về kết quả học tiếng Anh của sinh viên xét kỹ năng Nghe, Nói, Đọc và Viết thì giá trị trung bình chỉ đạt mức 3,00, trung bình khá trong thang điểm 5. Độ phân tán về kết quả học tập tiếng Anh của sinh viên cũng khá cao xoay quanh 1 điểm. Trong đó, kết quả đọc đạt mức cao nhất với trung bình là 3,00 và độ lệch chuẩn 1,02. Kết quả nghe là thấp nhất trong 4 kỹ năng với giá trị trung bình đạt 2,45 và độ lệch chuẩn 1,004 chỉ ở mức trung bình. Kết quả khảo

sát này cũng phản ánh xu hướng chung của người Việt Nam học ngoại ngữ đó là mạnh về ngữ pháp và đọc hiểu, nhưng kém về nghe, nói giao tiếp và viết.

Thứ hai, thông kê mô tả các nhóm nhân tố ảnh hưởng đến kết quả học tiếng Anh

Năng lực tư duy học tiếng Anh (NLDTA): giá trị trung bình các biến quan sát quay quanh mức 3,00/5 điểm đạt mức trung bình thang đo. Độ phân tán của các biến khá cao ở mức 1 điểm. Trong đó, biến khả năng ghi nhớ đạt mức trung bình cao nhất (2,99) và Khả năng sáng tạo và thực hành tiếng Anh ở mức trung bình thấp nhất và cũng có độ phân tán cao nhất. Điều này cũng phản ánh một phần khả năng nói và viết của sinh viên còn hạn chế.

Động cơ học tiếng Anh (ĐCHTA): Giá trị trung bình các biến quan sát khá cao thể hiện rõ động cơ học tiếng Anh của sinh viên tập trung vào học tiếng Anh nhằm đạt kết quả cao trong học tập và để có thu nhập cao, thăng tiến trong tương lai. Học tiếng Anh vì truyền thống gia đình và cạnh tranh với bạn bè có giá trị trung bình khá thấp và có độ phân tán cao. Điều này cũng phản ánh một phần sinh viên chủ yếu có đầu vào đại học khối A và gia đình cũng không thiên về ngôn ngữ.

Phương pháp học tiếng Anh (PPHTA): với 8 biến quan sát có mức trung bình khá thấp xoay quanh 2,6/thang 5 điểm, độ lệch chuẩn cũng khá cao thể hiện sự không đồng đều của sinh viên có phương pháp học. Điều này phản ánh phương pháp học tiếng Anh của sinh viên chưa được chú trọng, đặc biệt được tiếp cận phương pháp kiểm tra, đánh giá tốt kết quả học tiếng Anh qua lớp học TOEIC, IELTS, TOEFL và được tiếp cận phương pháp giảng dạy tiếng Anh tốt từ giảng viên và các chuyên gia về tiếng Anh.

Điều kiện học tiếng Anh (ĐKHTA): cũng chỉ đạt mức trung bình, đảm bảo cho việc học tiếng Anh. Trong đó, Môi trường học tập tiếng Anh trên lớp và Giáo trình, tài liệu tham khảo, tạp chí của chuyên ngành bằng tiếng Anh còn chưa được quan tâm nhiều.

Thời gian học tiếng Anh (TGHTA): tổng thời gian trung bình học tiếng Anh trong tuần ở mức 13,62 giờ/tuần. Như vậy khá thấp so với tổng quỹ thời gian của sinh viên trong tuần. Bên cạnh đó, độ phân tán giữa các sinh viên về thời gian học khá cao, thể hiện sự không đồng đều. Đặc biệt thời gian giao tiếp tiếng Anh với người bản địa, bạn bè, đồng nghiệp trong tuần ở mức rất thấp và phân tán (1,24 giờ/tuần). Nó phản ánh khả năng thực hành tiếng Anh còn hạn chế.

Tâm lý, tính cách cá nhân (TLHTA): phản ánh thông qua 4 biến quan sát và thể hiện mức đánh giá khá cao thông qua giá trị trung bình đều đạt trên 3 điểm/thang 5 và đặc biệt là thái độ vui vẻ, lạc quan khi học tiếng Anh sẽ giúp việc học tốt hơn.

Tham gia hoạt động tập thể (TGTT): phản ánh thông qua 4 biến quan sát với giá trị trung bình khá thấp và độ phân tán cao. Điều này phản ánh sơ bộ sự tham gia giao tiếp, hoạt động cộng đồng và thực hành tiếng Anh còn chưa được sinh viên quan tâm.

2.2.2. Kiểm định độ tin cậy của thang đo bằng hệ số Cronbach's Alpha

Nghiên cứu quan tâm đến các biến quan sát từ Q1 đến Q39 có cùng đo lường cho 1 khái niệm tương ứng hay không. Vì vậy, nghiên cứu đi tính toán hệ số Cronbach's Alpha cho khái niệm: Kết quả học tiếng Anh và 7 nhóm nhân tố ảnh hưởng đến kết quả này như thế nào. Thang đo lường độ tin cậy cho các khái niệm được xây dựng và tính toán kết quả hệ số Cronbach's Alpha như sau:

Bảng 2: Bảng tóm tắt kết quả tính toán hệ số Cronbach's Alpha

STT	Thang đo	Đặc trưng biến quan sát	Hệ số Cronbach's Alpha	Đánh giá
1	KQHTA	Q1, Q2, Q3, Q4	0,873	Đo lường tốt
2	NLTDTA	Q5, Q6, Q7, Q8, Q9	0,894	Đo lường tốt
3	ĐCHTA	Q10, Q11, Q12, Q13, Q14	0,653	Sử dụng được
4	PPHTA	Q15, Q16, Q17, Q18, Q19 Q20, Q21, Q22	0,860	Đo lường tốt
5	ĐKHTA	Q23, Q24, Q25, Q26	0,772	Sử dụng được
6	TGHTA	Q28, Q29, Q30, Q31	0,675	Sử dụng được
7	TLHTA	Q32, Q33, Q34, Q35	0,741	Sử dụng được
8	TGTT	Q36, Q37, Q38, Q39	0,717	Sử dụng được

Nguồn: Kết quả phân tích Cronbach's Alpha từ số liệu điều tra tháng 2/2016

Kết quả tính toán cho thấy các hệ số Cronbach's Alpha đều lớn hơn 0,6 và có 38 biến quan sát có hệ số tương quan biến - tổng lớn hơn 0,3. Duy nhất có hệ số tương quan giữa biến Q27 và tổng TGHTA nhỏ hơn 0,3 nên tạm thời loại biến này ra khỏi biến tổng TGHTA. Như vậy, tất cả 8 thang đo được đánh giá đều có thể sử dụng được. Trong đó, 3 thang đo KQHTA, NLTDTA, PPHTA có hệ số Cronbach's Alpha >0,8 nên được đánh giá là có độ tin cậy đo lường tốt. 5 thang đo còn lại đều có hệ số Cronbach's Alpha >0,6 nên được đánh giá có độ tin cậy sử dụng được. Kết quả này là tiền đề để tiến hành phân tích nhân tố EFA để nhóm các biến quan sát thành các nhân tố tổng hợp tác động đến kết quả học tiếng Anh.

2.2.3. Phân tích nhân tố khám phá EFA

Phân tích nhân tố khám phá là một phương pháp phân tích thống kê dùng để rút gọn một tập gồm nhiều biến quan sát phụ thuộc lẫn nhau thành một tập biến (gọi là các nhân tố) ít hơn để chúng có ý nghĩa hơn nhưng vẫn chứa đựng hầu hết nội dung thông tin của tập biến ban đầu.

Phân tích EFA đối với các biến quan sát phản ánh kết quả học tiếng Anh (KQHTA).

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		0,813
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	397,589
	df	6
	Sig.	0,000

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings	
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance
1	2,900	72,498	72,498	2,900	72,498
2	,475	11,877	84,375		
3	,332	8,296	92,671		
4	,293	7,329	100,000		

Kết quả phân tích nhân tố EFA đối với biến phụ thuộc KQHTA cho thấy một số nội dung sau:

Thứ nhất, hệ số tải nhân tố (Factor loading): là hệ số tương quan đơn giữa các biến quan sát và nhân tố, là chỉ tiêu để đảm bảo mức ý nghĩa thiết thực của EFA. Với mẫu 201 quan sát đã được khảo sát, để hệ số tải nhân tố có ý nghĩa thực tế thì hệ số này được chọn $> 0,55$.

Thứ hai, hệ số KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) là một chỉ tiêu dùng để xem xét sự thích hợp của EFA, $0,5 \leq KMO \leq 1$ thì phân tích nhân tố là thích hợp. Kết quả **KMO = 0,831** nên việc sử dụng phân tích EFA là thích hợp.

Kiểm định Bartlett xem xét giả thuyết

Ho: độ tương quan giữa các biến quan sát bằng không trong tổng thể.

H₁: tương quan giữa các biến quan sát khác không trong tổng thể

Do thống kê Chi-Square của kiểm định ở mức 397,589 có ý nghĩa thống kê Sig.=0,00 (Sig $\leq 0,05$), giá trị nên các biến quan sát có tương quan với nhau xét trên phạm vi tổng thể.

Phương sai trích đạt **72,498%** ($>50\%$) thể hiện rằng 1 nhân tố rút ra giải thích được 72,498% biến thiên của dữ liệu; do vậy các thang đo rút ra được chấp nhận. Điểm dừng khi rút trích nhân tố thứ nhất với eigenvalue = 2,900 (≥ 1) đại diện cho phần biến thiên được giải thích bởi mỗi nhân tố đạt yêu cầu.

Phân tích nhân tố EFA đối với các biến quan sát thuộc các nhân tố ảnh hưởng đến kết quả học tiếng Anh

Thực hiện phân tích EFA cho 34 biến quan sát thuộc 7 nhóm nhân tố độc lập cho kết quả sau:

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,844
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	3306,710
	Df	595
	Sig.	,000

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings	
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance
1	9,593	27,408	27,408	9,593	27,408
2	2,450	7,001	34,409	2,450	7,001
3	1,944	5,554	39,963	1,944	5,554
4	1,888	5,393	45,356	1,888	5,393
5	1,592	4,549	49,905	1,592	4,549
6	1,544	4,412	54,318	1,544	4,412
7	1,412	4,034	58,352	1,412	4,034
8	1,283	3,665	62,017	1,283	3,665
9	1,095	3,130	65,146	1,095	3,130
10	,989	2,826	67,973		
11	,940	2,685	70,658		

Kết quả phân tích nhân tố EFA đối với các biến quan sát độc lập từ Q5 đến Q39 cho thấy một số nội dung sau:

Thứ nhất, hệ số tải nhân tố (Factor loading): là hệ số tương quan đơn giữa các biến quan sát và nhân tố, là chỉ tiêu để đảm bảo mức ý nghĩa thiết thực của EFA. Với mẫu 201 quan sát đã được khảo sát, để hệ số tải nhân tố có ý nghĩa thực tế thì hệ số này được chọn $> 0,55$.

Thứ hai, hệ số KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) là một chỉ tiêu dùng để xem xét sự thích hợp của EFA, $0,5 \leq KMO \leq 1$ thì phân tích nhân tố là thích hợp. Kết quả $KMO = 0,844$ nên việc sử dụng phân tích EFA là thích hợp đối với các biến quan sát trên.

Thứ ba, Kiểm định Bartlett xem xét giả thuyết

H_0 : độ tương quan giữa các biến quan sát bằng không trong tổng thể

H_1 : tương quan giữa các biến quan sát khác không trong tổng thể

Do thống kê Chi-Square của kiểm định ở mức giá trị 3306,710 có ý nghĩa thống kê $Sig=0,000$ ($Sig \leq 0,05$), giá trị nên các biến quan sát có tương quan với nhau xét trên phạm vi tổng thể.

Rotated Component Matrix ^a									
	Component								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Q21	,706								
Q17	,694								
Q22	,621								
Q18	,612								
Q19									
Q20									
Q15									
Q16									
Q8		,806							
Q7		,803							
Q6		,779							
Q5		,689							
Q9		,678							
Q35									
Q29			,752						
Q30			,705						
Q31			,701						
Q28			,553						
Q32				,786					
Q33				,779					
Q34				,767					
Q24					,798				
Q23					,795				
Q26					,650				
Q25					,566				
Q11						,723			
Q13						,702			
Q12						,616			
Q10									
Q38							,787		
Q39							,722		
Q37								,733	
Q36								,684	
Q27									
Q14									,751

Phương sai trích đạt **65,146%** (>50%) thể hiện rằng 9 nhân tố rút ra giải thích được **65,146%** biến thiên của dữ liệu; do vậy các thang đo rút ra được chấp nhận. Điểm dừng khi rút

trích nhân tố thứ chín với eigenvalue = 1,095 (≥ 1) đại diện cho phần biến thiên được giải thích bởi mỗi nhân tố đạt yêu cầu.

Kết quả ma trận xoay cho thấy: 35 biến quan sát đưa vào phân tích EFA có 7 biến bị loại ra (Q10, Q15, Q16, Q19, Q20, Q27 và Q35) do hệ số tải nhân tố nhỏ hơn 0,55 theo yêu cầu đặt ra. 28 biến quan sát đạt yêu cầu được đưa vào 9 nhóm nhân tố giải thích được **65,146%** biến thiên của dữ liệu. Kết quả các nhân tố xếp theo thứ tự như sau: PPHTA (Q21, Q17, Q22, Q18) giải thích được 27,408% biến thiên của dữ liệu, NLTDTA (Q8, Q7, Q6, Q5, Q9) giải thích được 7,001% biến thiên của dữ liệu, TGHTA (Q29, Q30, Q31, Q28) giải thích được 5,554 % biến thiên của dữ liệu, TLHTA (Q32, Q33, Q34) giải thích được 5,393% biến thiên của dữ liệu, ĐKHTA ((Q24, Q23, Q26, Q25) giải thích được 4,549% biến thiên của dữ liệu, ĐCHTA (Q11, Q13, Q12) giải thích được 4,412% biến thiên của dữ liệu, Tham gia tập thể TGTT (Q38, Q39) giải thích được 4,034% biến thiên của dữ liệu, Tham gia câu lạc bộ tiếng Anh TGCLBTA (Q37, Q36) giải thích được 3,665% biến thiên của dữ liệu và Q14 giải thích được 3,130% biến thiên của dữ liệu.

2.2.4. Phân tích hồi quy đa biến

Các biến độc lập và biến phụ thuộc tham gia vào mô hình hồi quy đa biến. Trên cơ sở kết quả phân tích nhân tố EFA, nhóm tác giả đề xuất mô hình hồi quy đa biến thể hiện quan hệ tuyến tính giữa biến phụ thuộc KQHTA và 9 biến độc lập tương ứng với 9 nhân tố tác động đến kết quả học tiếng Anh.

$$KQHTA = f(NLTDTA, TGHTA, PPHTA, TLHTA, ĐKHTA, ĐCHTA, TGTT, TGCLBTA, Q14)$$

Trong đó các biến đưa vào phân tích tương quan và phân tích hồi quy được xác định bằng cách tính trung bình cộng các biến quan sát thuộc nhân tố đó (sử dụng hàm Mean). Để phân tích tương quan và phân tích hồi quy tạo ra tương ứng 8 biến sau: TB_PPHTA, TB_NLTDTA, TB_TGHTA, TB_TLHTA, TB_ĐKHTA, TB_ĐCHTA, TB_TGTT, TB_TGCLBTA.

Mô hình hồi quy được viết dưới dạng tuyến tính sau:

$$TB_KQHTA = \beta_0 + \beta_1 TB_PPHTA + \beta_2 TB_NLTDTA + \beta_3 TB_TGHTA + \beta_4 TB_TLHTA + \beta_5 TB_ĐKHTA + \beta_6 TB_ĐCHTA + \beta_7 TB_TGTT + \beta_8 TB_GCLBTA + \beta_9 Q14 + \epsilon_i$$

β_0 là hệ số tự do

$\beta_i (i=1,9)$ hệ số hồi quy các nhân tố độc lập tương ứng

ϵ_i : sai số ngẫu nhiên có phân phối chuẩn, TB bằng 0, phương sai không đổi và độc lập

Để mô hình hồi quy đảm bảo khả năng tin cậy và hiệu quả thì tiến hành kiểm định 5 giả thuyết liên quan đến mô hình hồi quy đa biến.

Thực hiện phân tích hồi quy thông qua phân tích hồi quy sử dụng phương pháp đưa vào một lượt (Enter) tất các biến của hàm hồi quy. Như vậy TB_KQHTA là biến phụ thuộc, và các biến TB_PPHTA, TB_NLTDTA, TB_TGHTA, TB_TLHTA, TB_ĐKHTA, TB_ĐCHTA, TB_TGTT, TB_GCLBTA, Q14 là biến độc lập.

(1) Kiểm định tương quan từng phần các hệ số hồi quy

Bảng 3: Kết quả hồi quy đa biến**Coefficients^a**

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
(Constant)	,261	,248		1,052	,294		
TB_PPHTA	,162	,066	,156	2,459	,015	,514	1,945
TB_NLTDTA	,592	,062	,565	9,531	,000	,588	1,700
TB_TGHTA	,061	,020	,158	3,045	,003	,766	1,306
TB_TLHTA	,113	,052	,110	2,165	,032	,800	1,251
TB_ĐKHTA	,048	,060	,044	,807	,421	,711	1,407
TB_ĐCHTA	-,112	,053	-,108	-2,113	,036	,788	1,269
TB_TGTT	,015	,045	,018	,324	,747	,662	1,511
TB_TGCLB	-,023	,044	-,028	-,532	,595	,760	1,316
Q14	-,001	,029	-,002	-,032	,975	,876	1,141

Nguồn: kết quả hồi quy đa biến trên cơ sở dữ liệu điều tra tháng 2/2016

Kết quả hồi quy cho thấy: Giá trị Sig. kiểm định t của các biến TB_ĐKHTA, TB_TGTT, TB_TGCLB và Q14 đều >0,05 nên các biến này tương quan không có ý nghĩa với biến phụ thuộc TB_KQHTA. Giá trị Sig. kiểm định t của 4 biến TB_PPHTA, TB_NLTDTA, TB_TGHTA, TB_TLHTA đều < 0,05 và giá trị t > 2 nên các biến này tương quan có ý nghĩa với biến phụ thuộc TB_KQHTA. Biến TB_ĐCHTA tuy có Sig. nhỏ hơn 0,05 nhưng giá trị t = -2,113 < 2 nên biến này tương quan không có ý nghĩa với biến phụ thuộc TB_KQHTA.

(2) Kiểm định mức độ phù hợp của mô hình**Bảng 4: Mức độ giải thích của mô hình****Model Summary^b**

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics					Durbin-Watson
					R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change	
1	,778 ^a	,605	,586	,55836	,605	32,508	9	191	,000	2,082

a. Predictors: (Constant), TB_PPHTA, Q14, TB_TLHTA, TB_TGCLB, TB_ĐCHTA, TB_TGHTA, TB_ĐKHTA, TB_TGTT, TB_NLTDTA

b. Dependent Variable: TB_KQHTA

Kết quả nghiên cứu mô hình cho thấy kết quả thống kê có giá trị $R^2 = 0,605$ và R^2 hiệu chỉnh = 0,586 (giá trị Sig. (=0,0000) < 0,05 và F Change = 32,508). Điều này cho thấy trong 100% sự biến động của biến phụ thuộc kết quả học tiếng Anh TB_KQHTA thì có 58,6% sự biến động là do tác động từ các biến độc lập, còn lại do 31,4% là do sai số ngẫu nhiên hoặc các yếu tố ngoài mô hình.

Mức độ phù hợp của mô hình: Phân tích phương sai ANOVA

Kiểm định giả thuyết:

H_0 : Các hệ số hồi quy $\beta_i = 0$

H_1 : Các hệ số hồi quy β_i đều $\neq 0$

ANOVAa

Model	Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
Regression	91,215	9	10,135	32,508	,000b
1 Residual	59,548	191	,312		
Total	150,763	200			

a. Dependent Variable: TB_KQHTA

b. Predictors: (Constant), TB_PPHTA, Q14, TB_TLHTA, TB_TGCLB, TB_ĐCHTA, TB_TGHTA, TB_ĐKHTA, TB_TGTT, TB_NLTDTA

Qua bảng phân tích phương sai, sử dụng kiểm định F xem xét cho thấy: **giá trị thông kê** $F = 32,508$, **Sig. = 0,000**, với mức độ tin cậy 99%, có thể kết luận rằng bác bỏ giả thuyết H_0 , mô hình đưa ra có hệ số hồi quy khác 0 và chứng tỏ mô hình lý thuyết phù hợp với dữ liệu thực tế. Hay nói cách khác các biến độc lập có tương quan tuyến tính với biến phụ thuộc với mức độ tin cậy 99%.

(3) Kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến của các biến độc lập

Sử dụng hệ số tương quan Pearson, kiểm định Spearman's rho và thước đo độ phóng đại phương sai VIF (Variance Inflation Factor) để xem xét có hay không hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập?

Correlations

		TB_PPHTA	TB_NLTDTA	TB_TGHTA	TB_TLHTA
TB_PPHTA	Pearson Correlation	1	,574**	,408**	,239**
	Sig. (2-tailed)		,000	,000	,001
	N	201	201	201	201
TB_NLTDTA	Pearson Correlation	,574**	1	,376**	,286**
	Sig. (2-tailed)	,000		,000	,000
	N	201	201	201	201
TB_TGHTA	Pearson Correlation	,408**	,376**	1	,137
	Sig. (2-tailed)	,000	,000		,053
	N	201	201	201	201
TB_TLHTA	Pearson Correlation	,239**	,286**	,137	1
	Sig. (2-tailed)	,001	,000	,053	
	N	201	201	201	201

Theo bảng trên, hệ số tương quan Pearson giữa các biến độc lập hầu hết nhỏ hơn 0,5 và có Sig. rất thấp ở mức giá trị 0,000. Như vậy, tương quan giữa các biến độc lập rất thấp. Bên cạnh đó, qua kiểm định Spearman cho thấy các Sig. đều $< 0,05$ nên bác bỏ giả thuyết tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập. Thông qua xem xét thước đo độ phóng đại phương sai VIF (Variance Inflation Factor) tại bảng 3 hồi quy tương quan có thể thấy giá trị VIF của các biến đều < 10 . Như vậy kết luận không có hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập của mô hình.

(4) Kiểm định hiện tượng tự tương quan của phần dư (Durbin-Watson)

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics					Durbin-Watson
					R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change	
1	,778 ^a	,605	,586	,55836	,605	32,508	9	191	,000	2,082

a. Predictors: (Constant), TB_PPHTA, Q14, TB_TLHTA, TB_TGCLB, TB_ĐCHTA, TB_TGHTA, TB_ĐKHHTA, TB_TGTT, TB_NLTDTA

b. Dependent Variable: TB_KQHTA

Trị thống kê $d_{dw}=2,082$

Số quan sát = 201, số tham số $(k-1)=8$, mức ý nghĩa 0,01 (99%) trong bảng thống kê Durbin Watson, $d_L=1,68$ và $d_U=1,86$

Như vậy $d_U=1,86 < d_{dw}=2,082 < (4 - d_U = 2,14)$. Kết luận không có hiện tượng tự tương quan giữa các phần dư trong mô hình.

(5) Kiểm định phương sai của phần dư thay đổi (Heteroskedasticity)

Để thực hiện kiểm định, cần xây dựng mô hình hồi quy phụ

$$TB_KQHTA^2 = \alpha_0 + \alpha_1 TB_PPHTA + \alpha_2 TB_NLTDTA + \alpha_3 TB_TGHTA + \alpha_4 TB_TLHTA + \alpha_5 TB_PPHTA^2 + \alpha_6 TB_NLTDTA^2 + \alpha_7 TB_TGHTA^2 + \alpha_8 TB_TLHTA^2 + \alpha_9 TB_PPHTA * TB_NLTDTA * TB_TGHTA * TB_TLHTA + v_i$$

Kết quả mô hình hồi quy phụ như sau :

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics					Durbin-Watson
					R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change	
1	,786 ^a	,617	,599	2,98831	,617	34,217	9	191	,000	1,997

a. Predictors: (Constant), Multi, TB_TLHTA, TB_NLTDTA, TB_PPHTA², TB_TGHTA, TB_TGHTA², TB_PPHTA, TB_NLTDTA², TB_TLHTA²

b. Dependent Variable: TB_KQHTA²

Kết quả cho thấy: $R^2 = 0,617 \rightarrow n R^2 = 201 * 0,617 = 124,07$

Số tham số $(k-1) =$ bậc tự do $df1 = 9$ của mô hình hồi quy phụ, mức ý nghĩa 0,01 (99%) trong bảng phân phối Chi bình phương. Giá trị tới hạn của Chi bình phương = 21,67

So sánh $n R^2 = 124,07 >$ Giá trị tới hạn của Chi bình phương = 21,67

Kết luận phương sai phần dư không đổi.

Như vậy, hàm hồi quy có dạng:

$$TB_KQHTA = 0,162 * TB_PPHTA + 0,592 * TB_NLTDTA + 0,061 * TB_TGHTA + 0,113 * TB_TLHTA$$

2.2.5. Thảo luận kết quả hồi quy

Hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa (Unstandardized Coefficients)

+ $\beta_1=0,162$. Dấu +: quan hệ cùng chiều, Khi phương pháp học tập tiếng Anh tăng thêm 1 điểm thì kết quả học tiếng Anh sẽ tăng thêm 0,162 điểm.

+ $\beta_2=0,592$. Dấu +: quan hệ cùng chiều, khi năng lực tư duy học tập tiếng Anh tăng thêm 1 điểm thì kết quả học tiếng Anh sẽ tăng thêm 0,592 điểm.

+ $\beta_3=0,061$. Dấu +: quan hệ cùng chiều, khi thời gian học tập tiếng Anh tăng thêm 1 điểm thì kết quả học tiếng Anh sẽ tăng thêm 0,061 điểm.

+ $\beta_4=0,113$. Dấu +: quan hệ cùng chiều, khi tâm lý học tập tiếng Anh tăng thêm 1 điểm thì kết quả học tiếng Anh sẽ tăng thêm 0,113 điểm.

Hệ số hồi quy chuẩn hóa (Standardized Coefficients)

Trên cơ sở hệ số hồi quy chuẩn hóa, tầm quan trọng của các biến độc lập được xác định theo % như sau:

Bảng 5: Thứ tự ảnh hưởng của các biến trong mô hình hồi quy đa biến

STT	Biến	Standardized Coefficients	Tỷ lệ %	Thứ tự ảnh hưởng
1	TB_PPHTA (Phương pháp học tiếng Anh)	0,156	15,77%	3
2	TB_NLTDTA (Năng lực tư duy tiếng Anh)	0,565	57,13%	1
3	TB_TGHTA (thời gian học tiếng Anh)	0,158	15,98%	2
4	TB_TLHTA (Tâm lý học tiếng Anh)	0,110	11,12%	4
	Tổng	0,989	100,00%	

2.2.6. Phân tích ANOVA

Phân tích ANOVA dùng trong kiểm định sự khác biệt giữa các biến định tính: độ tuổi, giới tính, khóa học và chuyên ngành học ảnh hưởng tới kết quả học tập hay không. Sử dụng kỹ thuật phân tích phương sai một yếu tố (One-Way ANOVA) để kiểm định giả thuyết:

H_0 : không có sự khác biệt về kết quả học tập tiếng Anh giữa các nhóm

H_1 : có sự khác biệt về kết quả học tập tiếng Anh giữa các nhóm

Thực hiện kỹ thuật phân tích phương sai một yếu tố (One-Way ANOVA) cho lần lượt các biến định tính:

Độ tuổi (gồm có các nhóm: 18,19,20, 21,22,23)

Test of Homogeneity of Variances

TB_KQHTA

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
1,889	5	195	,098

Giá trị Sig. trong kiểm tra tính đồng nhất (**Homogeneity test**) của biến độ tuổi là $0,098 > 0,05$, điều này cho biết phương sai của độ tuổi là bằng nhau, thỏa mãn điều kiện phân tích ANOVA.

ANOVA
TB_KQHTA

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	9,961	5	1,992	2,759	,020
Within Groups	140,802	195	,722		
Total	150,763	200			

Kết quả giá trị Sig. = 0,02 < 0,05 nên có cơ sở bác bỏ giả thuyết H_0 , công nhận giả thuyết H_1 . Như vậy có sự khác biệt về kết quả học tập tiếng Anh giữa các độ tuổi. Để xác định rõ hơn thì cần sử dụng kiểm định Bonferroni để tìm sự khác biệt kết quả học tiếng Anh giữa các độ tuổi của sinh viên.

Kết quả có duy nhất Sig. = 0,037 < 0,05, có cơ sở bác bỏ giả thuyết H_0 trong xem xét sự khác biệt về kết quả học tập tiếng Anh của sinh viên giữa độ tuổi 18 và 23. Các độ tuổi khác có Sig. > 0,05 nên chưa đủ cơ sở bác bỏ giả thuyết H_0 . Do vậy chưa đủ cơ sở khẳng định có sự khác biệt về kết quả học tập tiếng Anh giữa các sinh viên ở độ tuổi này.

Giới tính (gồm nam và nữ):

Muốn kiểm định xem có sự khác biệt về kết quả học tập tiếng Anh giữa sinh viên nam và sinh viên nữ không?

Kết quả thu được Sig. = 0,194 > 0,05 nên chưa đủ cơ sở bác bỏ giả thuyết H_0 . Chưa có cơ sở khẳng định có sự khác biệt về kết quả học tập tiếng Anh giữa sinh viên nam và sinh viên nữ.

Khóa học (gồm các khóa năm thứ nhất, năm thứ hai, năm thứ ba, năm thứ tư):

Muốn kiểm định xem có sự khác biệt về kết quả học tập tiếng Anh giữa sinh viên các khóa không?

Kết quả thu được Sig. = 0,881 > 0,05 nên chưa đủ cơ sở bác bỏ giả thuyết H_0 . Chưa có cơ sở khẳng định có sự khác biệt về kết quả học tập tiếng Anh giữa sinh viên của các khóa năm thứ nhất, năm thứ hai, năm thứ ba, năm thứ tư.

Chuyên ngành (bao gồm 21 chuyên ngành gồm các mã sau: 01,02,03,05,08,11,15,16,17,19,20,21,22,23,31,32,41,51,61,62,63)

Muốn kiểm định xem có sự khác biệt về kết quả học tập tiếng Anh giữa sinh viên các chuyên ngành trong Học viện không?

Kết quả thu được Sig. = 0,584 > 0,05 nên chưa đủ cơ sở bác bỏ giả thuyết H_0 . Chưa có cơ sở khẳng định có sự khác biệt về kết quả học tập tiếng Anh giữa sinh viên của 21 chuyên ngành trong Học viện.

C. MỘT SỐ GIẢ PHÁP ĐỀ XUẤT NHẪM NÂNG CAO KẾT QUẢ HỌC TẬP TIẾNG ANH CỦA SINH VIÊN HỌC VIỆN TÀI CHÍNH

1. Cải thiện kết quả học tiếng Anh của sinh viên Học viện Tài chính

Trên cơ sở kết quả thống kê mô tả và hệ số tương quan biến quan sát kết quả Nghe (Q1), Nói (Q2), Đọc (Q3) và Viết (Q4) với biến tổng KQHTA thì khẳng định: Kết quả học tiếng Anh của sinh viên còn ở mức trung bình khá (khoảng 2,6/thang điểm 5) và chưa đồng đều giữa các sinh viên do độ phân tán cao. Sinh viên có kết quả đọc tốt nhất và đóng góp vào kết quả chung học tập tiếng Anh cao nhất (với hệ số tương quan biến-tổng = 0,758). Kết quả Nghe đóng góp vị trí thứ 2 vào kết quả chung, tuy nhiên mức kết quả Nghe qua khảo sát lại ở mức thấp nhất và có sự không đồng đều của sinh viên.

Vì vậy, đề xuất nên khuyến khích sinh viên và giảng viên giảng dạy tiếng Anh tập trung nâng cao hơn nữa các kỹ năng nghe, nói, đọc, viết tiếng Anh của sinh viên. Trong đó, đặc biệt lưu ý đến kỹ năng đọc và kỹ năng nghe thì kết quả học tập tiếng Anh sẽ tốt hơn.

2. Tập trung nâng cao năng lực tư duy tiếng Anh cho sinh viên

Kết quả hồi quy cho thấy, nhóm nhân tố năng lực tư duy tiếng Anh có mức ảnh hưởng lớn nhất chiếm 57,13% tới kết quả học tập tiếng Anh. Trên cơ sở hệ số tương quan biến quan sát-tổng trong phân tích Cronbach's Anpha thì các giải pháp nên tập trung vào rèn luyện kỹ năng phân tích ngôn ngữ (hệ số 0,825), như: phân tích nội dung bài khóa, đoạn, câu và từ, phân tích cấu trúc ngữ pháp, phân tích ngữ điệu, loại từ. Bên cạnh đó rèn luyện khả năng so sánh ngôn ngữ (hệ số 0,85), như so sách từ vựng, so sánh cấu trúc câu, so sánh ngữ âm của từ và câu. Đặc biệt, khuyến khích sinh viên tự tư duy, suy nghĩ các nội dung học tập, hoạt động cuộc sống bằng tiếng Anh thay vì bằng tiếng Việt; tăng cường giao tiếp, tranh luận, trao đổi bằng tiếng Anh với thầy cô giáo, sinh viên, bạn bè và người bản xứ để thực hành thao tác tư duy bằng ngôn ngữ tiếng Anh. Sinh viên cũng cần cải thiện khả năng ghi nhớ và khả năng tổng hợp tiếng Anh thông qua viết các bài khóa ngắn có giới hạn số từ, tập phản xạ từ thông qua các hoạt động đó vui có thưởng hay nhắc lại các đoạn hội thoại theo độ dài thời gian tăng dần.

3. Tăng cường thời gian học tiếng Anh của sinh viên

Nhóm nhân tố thời gian học tiếng Anh ảnh hưởng đến 15,98% kết quả học tiếng Anh. Với thống kê mô tả thì thời gian học 13,26h/tuần còn ở mức khiêm tốn trên tổng quỹ thời gian của sinh viên trong tuần. Vì vậy, cần tăng cường thời gian học của sinh viên đối với môn học tiếng Anh theo hướng tăng thời gian giao tiếp tiếng Anh với người bản xứ, bạn bè, đồng nghiệp trong tuần (hệ số tương quan cao nhất =0,6), tăng thời gian học tiếng Anh ngoại khóa (học thêm, thực tập) trong tuần và tự học trong tuần. Thông qua phân tích hệ số biến-tổng thì vai trò thời gian học trên lớp không cao (hệ số thấp nhất=0,32), trong khi thời gian thực tế trung bình sinh viên phải học là 4,94 giờ trong tuần. Như vậy, hiệu quả của học trên lớp chính khóa có vấn đề đòi hỏi giảng viên, sinh viên và nhà trường cần xem xét lại phương pháp, động cơ và môi trường học tiếng Anh. Điều này cũng phù hợp với kết quả thống kê mô tả Q23 về Môi trường học tập tiếng Anh trên lớp bị đánh giá thấp nhất (trung bình 2,77/thang 5 điểm).

Bên cạnh đó, biến quan sát số năm học tiếng Anh Q27 không có ý nghĩa thống kê mặc dù giá trị trung bình số năm học là 9,11 năm, độ lệch chuẩn 2,79 năm. Điều này cũng đồng ý sinh viên rằng những sinh viên có nhiều năm học ngoại ngữ chưa chắc đã có kết quả học tập cao mà kết quả này phụ thuộc chủ yếu vào thời gian học hiện tại trong tuần và phụ thuộc vào tự học, tham gia giao tiếp với người bản xứ, bạn bè bằng tiếng Anh để luyện tư duy, khả năng nghe, khả năng nói tiếng Anh.

4. Tăng cường cải thiện phương pháp học tiếng Anh cho sinh viên

Phương pháp học tiếng Anh cho sinh viên là nhóm nhân tố xếp thứ ba ảnh hưởng đến cải thiện kết quả học tiếng Anh (ở mức 15,77%). Nhóm nhân tố này cũng là nhóm cao nhất trong giải thích sự biến thiên của dữ liệu (27,4%) liên quan đến kết quả học tiếng Anh trong phân tích nhân tố EFA. Vì vậy, hướng cải thiện phương pháp học nên đặc biệt tập trung vào bốn nội dung (bốn biến quan sát được chọn trong phân tích EFA): (1) Hỗ trợ, khuyến khích sinh viên được tiếp cận hiệu quả với phương pháp kiểm tra, đánh giá kết quả học tiếng Anh thông qua lớp học TOEIC, IELTS, TOEFL hoặc giảng viên trên lớp từng bước tiếp cận và áp dụng các phương pháp đánh giá này. (2) tạo cơ hội cho sinh viên được tiếp cận phương pháp giảng dạy tiếng Anh tốt từ giảng viên và các chuyên gia về tiếng Anh trong và ngoài nước

thông qua các buổi hội thảo, thỉnh giảng và tọa đàm. Bên cạnh đó, nhà trường cũng cần đẩy mạnh việc bồi dưỡng, đào tạo lại đội ngũ giảng viên theo các phương pháp giảng dạy tiên tiến, (3) Khuyến khích sinh viên học nhóm với bạn bè, với người thân trong gia đình liên quan đến hội thoại, trao đổi nhằm rèn luyện kỹ năng nói và nghe, (4) khuyến khích sinh viên tham gia hoạt động gia sư tiếng Anh cho học sinh bậc tiểu học và trung học cơ sở để hộ chủ động trong nghiên cứu, tìm hiểu tiếng Anh và tìm cơ hội việc làm thêm sử dụng tiếng Anh đã học tại các khách sạn, cửa hàng bán lưu niệm, các trung tâm hướng dẫn du lịch hoặc các công ty xuất nhập khẩu. Ngoài ra, cần tiếp tục khuyến khích sinh viên thiết lập thói quen như: Lập thời khóa biểu học tiếng Anh (Nghe, nói, đọc, viết) trong tuần, Chuẩn bị bài trước khi lên lớp thông qua tự học hoặc trao đổi với bạn bè, Tìm đọc thêm tài liệu tham khảo chuyên ngành bằng tiếng nước ngoài tại thư viện trường, từ sự giới thiệu của thầy cô giảng chuyên ngành, từ các trang web của WB, IMF, ADB, OECD.., Xem phim, nghe nhạc và giao tiếp bằng tiếng Anh.

5.Cải thiện tâm lý học tiếng Anh cho sinh viên

Tâm lý, tính cách của sinh viên cũng là nhân tố quan trọng và có ý nghĩa ảnh hưởng tới kết quả học tiếng Anh (11,12%), giải thích được 5,3% sự biến thiên của dữ liệu. Qua thống kê mô tả mẫu thì sinh viên có tâm lý khá tốt khi học tiếng Anh (trung bình xoay quanh 3,3/thang 5 điểm). Tuy nhiên, sinh viên nên tiếp tục cải thiện tâm lý, tính cách theo hướng trọng tâm: thứ nhất, năng động, cởi mở trong giao tiếp không chỉ với bạn bè, đồng nghiệp, người thân mà với người nước ngoài để tận dụng cơ hội thực hành tiếng Anh; thứ hai, luôn giữ tâm lý vui vẻ, lạc quan khi học tập và nghiên cứu liên quan đến tiếng Anh. Luôn suy nghĩ theo hướng tích cực ‘mọi vấn đề đều có phương án giải quyết và nên chọn phương án nào hiệu quả nhất mà thôi’; thứ ba, loại bỏ tâm lý sợ mắc sai lầm khi học và khi tiếp cận vấn đề mới, làm bài tập dạng mới hay khi luyện âm, có tính cầu thị, cầu tiến, học hỏi bạn bè và tiếp thu kiến thức, phương pháp học tập mới; thứ tư, cần siêng năng, chăm chỉ học tiếng Anh hơn nữa vì qua khảo sát sinh viên chỉ dành 13,24 h trong tuần cho học tiếng Anh, trong đó tự học và học với người bản xứ, bạn học tiếng Anh rất thấp. Chỉ có siêng năng, chăm chỉ mới có thể tích lũy vốn từ, kiến thức ngữ pháp và rèn luyện kỹ năng nghe, phát âm chuẩn cũng như phong cách đọc, viết tiếng Anh tốt.

6.Tiếp tục cải thiện điều kiện học tiếng Anh, xác định động cơ học tiếng Anh rõ ràng, tích cực tham gia các hoạt động câu lạc bộ tiếng Anh và các nhóm hoạt động có người bản xứ.

Mặc dù trong mô hình hồi quy hệ số tương quan các biến độc lập với biến phụ thuộc không có ý nghĩa thống kê, tuy nhiên cần khẳng định mô hình mới chỉ giải thích được 58,6% sự biến động. Trên thực tế, các yếu tố này vẫn tác động đến kết quả học tiếng Anh của sinh viên. Do đó, khuyến khích sinh viên khi học tiếng Anh cần có động cơ, mục tiêu rõ ràng, cần cải thiện điều kiện học tiếng Anh qua trang bị phương tiện hiện đại, tài liệu và kinh phí học tập. Ngoài ra, cũng khuyến khích sinh viên tham gia vào các câu lạc bộ tiếng Anh, các nhóm bạn có người bản xứ để luyện kỹ năng nghe, nói và tâm lý giao tiếp. Các nhóm nhân tố này không có ý nghĩa thống kê trong mô hình đề xuất cũng là một vấn đề mà nhóm nghiên cứu cần suy nghĩ và tiếp tục các công trình nghiên cứu để hoàn thiện mô hình, để nghiên cứu đề tài mới chuyên sâu hơn.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Hoàng Văn Vân (2008), “*Những yếu tố ảnh hưởng đến chất lượng đào tạo tiếng Anh không chuyên ở Đại học Quốc gia Hà Nội*”, Tạp chí nghiên cứu khoa học của trường đại học Quốc gia ngày 29 tháng 02 năm 2008.
- [2] Nguyễn Văn Lợi, Chung Thị Thanh Hằng (2014), “*Các yếu tố ảnh hưởng tới năng lực học tiếng Anh của sinh viên Sư Phạm tiếng Anh trường đại học Cần Thơ*”, Tạp chí khoa học Trường đại học Cần Thơ ngày 27/06/2014.
- [3] Phan Hữu Tín, Nguyễn Thúy Quỳnh Loan (2011), “*Các yếu tố ảnh hưởng đến thái độ học tập của sinh viên trường đại học Đà Lạt*”, Tạp chí nghiên cứu khoa học Trường Đại học Đà Lạt ngày 11 tháng 09 năm 2011.
- [4] TS. Vũ Thị Phương Anh, Ths. Nguyễn Bích Hạnh, “*năng lực tiếng anh của sinh viên các trường đại học trên địa bàn TP. Hồ Chí Minh trước yêu cầu của một nền kinh tế tri thức: thực trạng và những giải pháp*”.
- [5] <http://www.nsl.hcmus.edu.vn/greenstone/collect/kyyeuhn/index/assoc/HASHf4d4.dir/>
- [6] Những nguyên lý cơ bản của chủ nghĩa Mác - Lênin/P1.II.5
- [7] http://tusach.thuvienkhoahoc.com/wiki/Nh%E1%BB%AFng_nguy%C3%AAn_l%C3%BD_c%C6%A1_b%E1%BA%A3n_c%E1%BB%A7a_ch%E1%BB%A7_ngh%C4%A9a_M%C3%A1c_-_L%C3%AAnin/P1.II.5
- [8] Bernard Spolsky, Bar-Ilan University – Tesol Quarterly (1988), ‘*A general Theory of Second Language Learning*’ –Volume 22, Number 3, September 1988.
- [9] Jacqueline Norris-Holt (2001), “*Motivation as a Contributing Factor in Second Language Acquisition*”.
- [10] <http://iteslj.org/Articles/Norris-Motivation.html>
- [11] Male Fakatava Latu (12th April 1994), “*Factors affecting the learning of English as a Second Language macroskills among Tongan secondary students*”.
- [12] <http://ro.ecu.edu.au/cgi/viewcontent.cgi?article=2111&context=theses>
- [13] Paul Shoebottom (1996), “*The factors that influence the acquisition of a second language*”.
- [14] Peter (2010), “*6 Top factors that influence second language acquisition*”
- [15] <http://www.creativityandlanguages.com/2010/12/factors-that-influence-second-language-acquisition/>

ỨNG DỤNG MÔ HÌNH KINH TẾ LƯỢNG PHÂN TÍCH CÁC NHÂN TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN MÔI TRƯỜNG ĐẦU TƯ TRONG VIỆC THU HÚT VỐN ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI TRONG BỐI CẢNH VIỆT NAM HIỆN NAY

SV: Ngô Văn Hải, Phan Văn Mạnh, Mai Thị Phương Thanh, Mai Thị Lan Anh,
Bùi Thảo Vân
Đại học Bách Khoa Hà Nội

MỞ ĐẦU

1. Tính cấp thiết của đề tài.

Nguồn vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài FDI ngày càng giữ vai trò quan trọng đối với sự phát triển của mỗi quốc gia. Nguồn vốn FDI thường chiếm tỷ trọng lớn trong cơ cấu vốn đầu tư nước ngoài, không những thế còn mang lại rất nhiều lợi ích cho nước nhận đầu tư để đáp ứng mục tiêu tăng trưởng kinh tế hay giải quyết các vấn đề chính trị, xã hội.

Khu vực Bắc Trung Bộ bao gồm 6 tỉnh: Thanh Hóa, Nghệ An, Hà Tĩnh, Quảng Bình, Quảng Trị. Đây là khu vực có vị trí địa lý quan trọng về chính trị, quốc phòng an ninh, kinh tế, văn hóa xã hội. Lượng thu vốn FDI của mỗi tỉnh là khác nhau và khá chênh lệch. Lý do được giải thích đó là sự khác nhau giữa yếu tố môi trường đầu tư tác động lên nhà ĐTNN ở mỗi khu vực, mỗi địa phương là khác nhau.

Nhận thức được yếu tố môi trường đầu tư dẫn đến sự khác nhau trong việc thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài, cũng như việc tìm ra các nhân tố tác động đến môi trường đầu tư là rất cần thiết, nhóm sinh viên nghiên cứu đã giả thiết xây dựng một số mô hình ứng dụng kinh tế lượng với sự hỗ trợ của phần mềm máy tính Eviews để đo lường, phân tích tác động của các nhân tố tới môi trường đầu tư.

Đề tài nhóm sinh viên lựa chọn và nghiên cứu : “*Ứng dụng mô hình kinh tế lượng phân tích các nhân tố tác động tới môi trường đầu tư trong việc thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào một số tỉnh Bắc Trung Bộ trong bối cảnh Việt Nam hiện nay*” là hoàn có cơ sở và hợp lý, có ý nghĩa cả về lý luận và thực tiễn.

2. Tổng quan đề tài nghiên cứu.

Mảng nghiên cứu sự ảnh hưởng, tác động của các nhân tố đến môi trường đầu tư trong nước hay một vùng, địa phương, cho đến nay không phải là một đề tài mới, đã có nhiều nhà kinh tế thực hiện nghiên cứu đề tài này.

2.1. Tình hình nghiên cứu trên thế giới :

- Nghiên cứu của Beven & Estrin (1) (2000): Nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến FDI tại các nền kinh tế chuyển đổi (Trung và Đông Âu) từ năm 1994 – 1998.
- Nghiên cứu của Pravakar Sahoo (2) (2006): Nghiên cứu các nhân tố tác động lên FDI tại các nước Nam Á trong giai đoạn 1975 – 2003
- Nghiên cứu của Pravin Jadhav (3) (2012): Xác định các nhân tố tác động lên FDI tại các nền kinh tế BRIC từ năm 2000-2009
- Nghiên cứu của Ab Quyoom Khachoo & Mohd Imran Khan(4) (2012): Dựa vào mô hình dữ liệu bảng (panel data) sử dụng mẫu 32 quốc gia đang phát triển từ năm 1982 đến 2008.

2.2. Tình hình nghiên cứu trong nước

Một số công trình nghiên cứu được công bố về việc xác định được tầm quan trọng của môi trường đầu tư trong việc thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài đối với sự phát triển kinh tế xã hội mang lại giá trị thực tiễn như:

- Triệu Hồng Cẩm(5) (2003): Nghiên cứu đã khảo sát một số nhân tố ảnh hưởng đến môi trường đầu tư của Việt Nam.
- Nguyễn Phương Hoa(6): nghiên cứu yếu tố ảnh hưởng đến phân bố FDI ở các tỉnh Việt Nam 1990-2000.
- Phạm Hoàng Mai(7) : nghiên cứu yếu tố ảnh hưởng đến thu hút FDI ở các tỉnh Việt Nam giai đoạn 1988-1998.
- Nguyễn Mạnh Toàn(8) : nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến thu hút FDI vào một địa phương ở Việt Nam
- Nguyễn Thị Tường Anh, Nguyễn Hữu Tâm(9)(2013): Nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến việc thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào các tỉnh ở Việt Nam.

3.Mục đích nghiên cứu của đề tài:

Thứ nhất, trình bày thực trạng môi trường đầu tư tại các tỉnh Bắc Trung và đánh giá tình hình thu hút các doanh nghiệp vào hoạt động tại các tỉnh này.

Thứ hai, khái quát hóa được đặc thù và vai trò của đầu tư nước ngoài FDI đối với sự phát triển kinh tế - xã hội ở vùng Bắc Trung Bộ

Thứ ba, đo lường sự tác động của các nhân tố ảnh hưởng đến môi trường đầu tư tại các tỉnh Bắc Trung Bộ, khái quát hóa thực trạng yếu tố vùng có tác động và mức độ ảnh hưởng của nó đến dòng chảy FDI.

Thứ tư, đưa ra một số chính sách nhằm cải thiện một số nhân tố ảnh hưởng để tăng cường thu hút vốn FDI của khu vực các tỉnh Bắc Trung Bộ cũng như một số vùng khác.

4. Đối tượng và mục tiêu nghiên cứu:

Về đối tượng nghiên cứu

Đề tài nghiên cứu các nhân tố tác động đến môi trường đầu tư trong việc thu hút vốn đầu tư vào một số tỉnh Bắc Trung Bộ trong bối cảnh Việt Nam hiện nay

Về mục tiêu nghiên cứu

- Hệ thống hóa cơ sở lý luận và thực tiễn liên quan đến đầu tư FDI
- Đánh giá mức độ ảnh hưởng của một số nhân tố thuộc môi trường đầu tư đến thu hút FDI của một số tỉnh thuộc khu vực Bắc Trung Bộ.
- Đề xuất các giải pháp nhằm nâng cao khả năng thu hút và sử dụng nguồn vốn FDI vào các tỉnh khu vực Bắc Trung Bộ trong thời gian tới.

5.Phạm vi nghiên cứu:

Đề tài giới hạn không gian nghiên cứu tại các tỉnh thuộc khu vực Bắc Trung Bộ của Việt Nam từ năm 2006 đến năm 2015

6.Dữ liệu nghiên cứu:

Số liệu thu thập được lấy từ Niên giám thống kê các năm 2006 - 2014, Niên giám thống kê các tỉnh, Tổng cục thống kê, Cục đầu tư nước ngoài, Bộ Kế hoạch và đầu tư, trang thông tin điện tử của Sở Kế hoạch đầu tư và số liệu sơ cấp từ báo cáo chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh PCI các năm 2006 – 2015.

7.Phương pháp nghiên cứu:

Sử dụng phương pháp nghiên cứu định lượng, áp dụng các mô hình kinh tế lượng phân tích các nhân tố tác động đến môi trường đầu tư trong việc thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài.

8.Kết cấu bài nghiên cứu:

Ngoài phần mở đầu và kết luận, bài nghiên cứu được chia thành 3 chương:

Chương 1:Cơ sở lý thuyết của đề tài

Chương 2: Ứng dụng mô hình kinh tế lượng phân tích các nhân tố tác động đến môi trường đầu tư trong việc thu hút vốn đầu tư nước ngoài tại một số tỉnh Bắc Trung Bộ trong bối cảnh Việt Nam hiện nay.

Chương 3: Kiến nghị và gợi ý chính sách.

CHƯƠNG 1:CƠ SỞ LÝ THUYẾT CỦA ĐỀ TÀI

1.1. Môi trường đầu tư và đầu tư trực tiếp nước ngoài

1.1.1. Khái niệm môi trường đầu tư:

Môi trường đầu tư là một thuật ngữ được nghiên cứu và sử dụng trong lĩnh vực kinh tế và quản trị kinh doanh ở nhiều nước trên thế giới. Khái niệm môi trường đầu tư được nghiên cứu và xem xét theo nhiều khía cạnh khác nhau tùy theo mục đích, phạm vi, đối tượng nghiên cứu như sau:

“Môi trường đầu tư phản ánh những nhân tố đặc trưng của địa điểm, từ đó tạo thành các cơ hội và động lực cho doanh nghiệp đầu tư hiệu quả, tạo việc làm và phát triển

“Môi trường đầu tư là tổng hợp các yếu tố (điều kiện về pháp luật, kinh tế, chính trị- xã hội, các yếu tố về cơ sở hạ tầng, năng lực thị trường và cả các lợi thế của một quốc gia) có ảnh hưởng trực tiếp đến hoạt động đầu tư của các nhà đầu tư tại một quốc gia”

“Môi trường đầu tư là một tập hợp các yếu tố tác động tới các cơ hội, các ưu đãi, các lợi ích của các doanh nghiệp khi đầu tư mới, mở rộng sản xuất kinh doanh, có tác động chi phối tới hoạt động đầu tư thông qua chi phí, rủi ro và cạnh tranh”.

Qua những khái niệm này, ta có thể tập hợp các thành phần chính của môi trường đầu tư theo hai phương diện chính: Một là, các chính sách của chính phủ (tạm gọi là các nhân tố mềm). Hai là, các nhân tố liên quan đến quy mô thị trường hay vị trí địa lý (tạm gọi là các nhân tố cứng).

1.1.2.Đầu tư trực tiếp nước ngoài:

Đầu tư trực tiếp nước ngoài (tiếng Anh: Foreign Direct Investment, viết tắt là FDI), được định nghĩa rất đa dạng và phong phú bởi nhiều tổ chức, nhà kinh tế như Luật Đầu tư nước ngoài tại Việt Nam (năm 1987), Quỹ tiền tệ quốc tế IMF, Hội nghị Liên Hợp Quốc, Tổ chức hợp tác và phát triển kinh tế, Tổ chức Thương mại Thế giới,...theo từng góc độ nhìn nhận khác nhau.

Qua các định nghĩa mà các tổ chức, nhà kinh tế nghiên cứu, ta có thể rút ra một định nghĩa khái quát nhất như sau: *“FDI là loại hình kinh doanh mà nhà đầu tư nước ngoài bỏ vốn bằng tiền hay tài sản vào nước sở tại để tự thiết lập các cơ sở sản xuất kinh doanh cho riêng mình, đứng chủ sở hữu, tự quản lý, khai thác hoặc thuê người quản lý, khai thác cơ sở này, hoặc hợp tác với đối tác nước sở tại thành lập cơ sở sản xuất kinh doanh và tham gia quản lý, cùng với đối tác nước sở tại chia sẻ lợi nhuận và rủi ro”*

1.2. Các nhân tố tác động đến đầu tư trực tiếp FDI

1.2.1. Các nhân tố vĩ mô:

- Môi trường chính trị - xã hội.
- Sự ổn định của môi trường kinh tế vĩ mô.
- Hệ thống pháp luật đồng bộ và hoàn thiện, bộ máy quản lý nhà nước có hiệu quả.
- Hệ thống cơ sở hạ tầng kỹ thuật.
- Hệ thống thị trường đồng bộ, chiến lược phát triển hướng ngoại.
- Trình độ quản lý và năng lực của người lao động.
- Tình hình kinh tế - chính trị trong khu vực và trên thế giới.

1.2.2. Nhân tố ảnh hưởng đến đầu tư qua các mô hình, lý thuyết kinh tế:

Qua các mô hình hành vi đầu tư của doanh nghiệp tiếp cận theo nguyên lý gia tốc của Barro và Sala-i-martin và mô hình ngoại tác của Romer và Lucas, ta có thể thấy được các nhân tố ảnh hưởng đến đầu tư:

- Sự thay đổi trong nhu cầu
- Lãi suất
- Đầu tư công cộng
- Khả năng về nguồn nhân lực: nguồn nhân lực càng phát triển càng hỗ trợ cho đầu tư.
- Các dự án đầu tư khác trong cùng ngành hay trong các ngành có môi liên kết.
- Tình hình phát triển công nghệ, khả năng tiếp thu và vận dụng công nghệ.
- Mức độ ổn định về môi trường đầu tư
- Các quy định về thủ tục
- Mức độ đầy đủ thông tin.

1.2.3. Các nhân tố ảnh hưởng theo quan điểm của PCI:

Chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI) Việt Nam năm 2006 đã xây dựng mười nhân tố cấu thành năng lực cạnh tranh phản ánh những khía cạnh khác nhau của môi trường đầu tư, gồm:

- Chi phí gia nhập thị trường
- Tiếp cận đất đai và sự ổn định trong sử dụng đất
- Tính minh bạch và tiếp cận thông tin
- Chi phí thời gian để thực hiện các quy định của Nhà nước
- Chi phí không chính thức
- Ưu đãi đối với doanh nghiệp nhà nước (môi trường cạnh tranh)
- Tính năng động và tiên phong của lãnh đạo tỉnh
- Chính sách phát triển khu vực kinh tế tư nhân
- Đào tạo lao động
- Thiết chế pháp lý

1.3. Vai trò:

Đứng dưới góc độ nước nhận đầu tư, FDI có một vai trò sau:

- FDI là một trong những nguồn quan trọng để bù đắp sự thiếu hụt về vốn, ngoại tệ của các nước nhận đầu tư, đặc biệt là những nước kém phát triển.
- Lợi ích quan trọng mà FDI mang lại đó là công nghệ kỹ thuật hiện đại, kỹ xảo chuyên môn, trình độ quản lý tiên tiến của các nước đi trước.

- FDI mang lại kinh nghiệm quản lý, kỹ năng kinh doanh và trình độ kỹ thuật và thúc đẩy đào tạo những kỹ sư, nhà quản lý có trình độ chuyên môn.
- FDI ảnh hưởng trực tiếp tới cơ hội tạo việc làm thông qua việc cung cấp việc làm trong các hãng có vốn đầu tư nước ngoài.

CHƯƠNG 2: ỨNG DỤNG MÔ HÌNH KINH TẾ LƯỢNG PHÂN TÍCH CÁC NHÂN TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN MÔI TRƯỜNG ĐẦU TƯ TRONG VIỆC THU HÚT VỐN ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI VÀO MỘT SỐ TỈNH BẮC TRUNG BỘ TRONG BỐI CẢNH VIỆT NAM HIỆN NAY

2.1. Thực trạng môi trường đầu tư FDI của Bắc Trung Bộ.

Khu vực Bắc Trung Bộ có điều kiện tự nhiên của vùng thuận lợi cho việc phát triển nghề rừng và đánh bắt hải sản, đặc biệt là có thế mạnh về khai thác ngành du lịch...Tuy nhiên, nhìn chung môi trường đầu tư của Bắc Trung Bộ hiện vẫn còn nhiều khó khăn và hạn chế.

2.2. Ứng dụng mô hình kinh tế lượng phân tích các nhân tố tác động đến môi trường đầu tư trong việc thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào một số tỉnh Bắc Trung Bộ trong bối cảnh Việt Nam hiện nay.

Phương pháp nghiên cứu:

Mô hình hồi quy giữa biến phụ thuộc là FDI và chín biến độc lập theo quan điểm của PCI và dữ liệu bảng bằng phương pháp Fixed effectsmodel (FEM), phương pháp Pooled OLS và kiểm định để lựa chọn mô hình phù hợp.

Dữ liệu nghiên cứu:

- Dữ liệu của biến phụ thuộc: nhóm sinh viên quyết định lựa chọn FDI đăng ký làm dữ liệu nghiên cứu của mình. FDI đăng ký/người, không sử dụng logarit tự nhiên.
- Dữ liệu của biến độc lập: các chỉ số thành phần trong PCI đã được lựa chọn để phản ánh chất lượng môi trường đầu tư mỗi địa địa phương.

2.3. Xây dựng mô hình kinh tế lượng:

Mô hình hồi quy tổng thể được xây dựng như sau:

$$FDI_{it} = \beta_1 + \beta_2 EC_{it} + \beta_3 LA_{it} + \beta_4 TA_{it} + \beta_5 TC_{it} + \beta_6 IC_{it} + \beta_7 PA_{it} + \beta_8 PS_{it} + \beta_9 LT_{it} + \beta_{10} LI_{it} + U_{it}$$

Trong đó: i = các tỉnh nghiên cứu với $i = 1$: Thanh Hóa (TH), $i = 2$: Nghệ An (NA), $i = 3$: Hà Tĩnh (HT), $i = 4$: Quảng Bình (QB), $i = 5$: Quảng Trị (QT), $i = 6$: Thừa Thiên Huế (TTH)

t : 2006-2015

Mô tả biến nghiên cứu:

TT	Tên biến	Ký hiệu	Ghi chú	Phương pháp
1	Vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (đăng ký)	FDI	Foreign Direct Investment	Đây là dòng vốn thuần đầu tư nên không lấy giá trị logarit tự nhiên
2	Chi phí gia nhập thị trường	EC	Entry Costs	Các chỉ số này đều được lượng hóa theo thang điểm trên 10 nên cũng không lấy giá trị logarit tự nhiên
3	Chi phí tiếp cận đất đai	LA	Land Access	

4	Tính minh bạch và tiếp cận thông tin	TA	Transpaency and Access to information
5	Chi phí thời gian để thực hiện các quy định nhà nước	TC	Time costs and Regulatory Compliance
6	Chi phí không chính thức	IC	Information Charges
7	Tính năng động và tiên phong của lãnh đạo tỉnh	PA	Pro-activity of Provincial Leadership
8	Đào tạo lao động	LT	Labor Training
9	Thiết chế pháp lý	LI	Legal Institutions

2.4. Kết quả nghiên cứu:

Qua ma trận tương quan các hệ số, nhận thấy hệ số tương quan giữa các biến khá nhỏ nên không cần quan tâm hiện tượng đa cộng tuyến trong bài nghiên cứu.

Kết quả hồi quy:

Bằng phương pháp Pooled OLS, nhóm sinh viên hồi quy theo 3 mô hình:

Mô hình 1. Hồi quy FDI với 9 chỉ số còn lại của PCI tại thời điểm t.

$$FDI_{it} = \beta_1 + \beta_2 EC_{it} + \beta_3 LA_{it} + \beta_4 TA_{it} + \beta_5 TC_{it} + \beta_6 IC_{it} + \beta_7 PA_{it} + \beta_8 PS_{it} + \beta_9 LT_{it} + \beta_{10} LI_{it} + U_{it}$$

Mô hình 2: Hồi quy FDI với các chỉ số còn lại với độ trễ là 1 năm

$$FDI_{it+1} = \beta_1 + \beta_2 EC_{it} + \beta_3 LA_{it} + \beta_4 TA_{it} + \beta_5 TC_{it} + \beta_6 IC_{it} + \beta_7 PA_{it} + \beta_8 PS_{it} + \beta_9 LT_{it} + \beta_{10} LI_{it} + U_{it}$$

Mô hình 3: Hồi quy FDI với các chỉ số còn lại với độ trễ là 2 năm:

$$FDI_{it+2} = \beta_1 + \beta_2 EC_{it} + \beta_3 LA_{it} + \beta_4 TA_{it} + \beta_5 TC_{it} + \beta_6 IC_{it} + \beta_7 PA_{it} + \beta_8 PS_{it} + \beta_9 LT_{it} + \beta_{10} LI_{it} + U_{it}$$

Trong quá trình thực nghiệm, nhóm sinh viên đã tính toán đến độ trễ của mô hình. Tuy nhiên qua kết quả chạy mô hình Pooled OLS cho thấy độ trễ của số liệu trong trường hợp này là không đủ cơ sở. Chính vì lý do trên nhóm quyết định chọn mô hình 1 trong phương pháp Pooled OLS làm mô hình nghiên cứu.

Sau khi có quyết định lựa chọn mô hình 1 trong phương pháp Pooled OLS nhóm sinh viên tiến hành hồi quy theo phương pháp REM và cho ra kết quả như sau:

Hàm hồi quy của các tỉnh lần lượt như sau:

Thanh Hóa: $FDI_{1t} = -1556.83 + 6.078 + 211.835EC_{1t} + 58.110LA_{1t} + 192.483TA_{1t} - 277.108TC_{1t} + 1.268IC_{1t} + 255.713PA_{1t} + 212.941PS_{1t} - 255.464LT_{1t} - 212.768LI_{1t} + U_1$

Nghệ An: $FDI_{2t} = -1556.8 - 158.107 + 211.835EC_{2t} + 58.110LA_{2t} + 192.483TA_{2t} - 277.108TC_{2t} + 1.268IC_{2t} + 255.713PA_{2t} + 212.941PS_{2t} - 255.464LT_{2t} - 212.768LI_{2t} + U_{2t}$

Hà Tĩnh: $FDI_{3t} = -1556.83 + 551.313 + 211.835EC_{3t} + 58.110LA_{3t} + 192.483TA_{3t} - 277.108TC_{3t} + 1.268IC_{3t} + 255.713PA_{3t} + 212.941PS_{3t} - 255.464LT_{3t} - 212.768LI_{3t} + U_{3t}$

Quảng Bình: $FDI_{4t} = -1556.83 - 211.167 + 211.835EC_{4t} + 58.110LA_{4t} + 192.483TA_{4t} - 277.108TC_{4t} + 1.268IC_{4t} + 255.713PA_{4t} + 212.941PS_{4t} - 255.464LT_{4t} - 212.768LI_{4t} + U_{4t}$

Quảng Trị : $FDI_{5t} = -1556.83 - 53.955 + 211.835EC_{5t} + 58.110LA_{5t} + 192.483TA_{5t} - 277.108TC_{5t} + 1.268IC_{5t} + 255.713PA_{5t} + 212.941PS_{5t} - 255.464LT_{5t} - 212.768LI_{5t} + U_{5t}$

Thừa Thiên Huế: $FDI_{6t} = -1556.8 - 124.160 + 211.835EC_{6t} + 58.110LA_{6t} + 192.483TA_{6t} - 277.108TC_{6t} + 1.268IC_{6t} + 255.713PA_{6t} + 212.941PS_{6t} - 255.464LT_{6t} - 212.768LI_{6t} + U_{6t}$

Kiểm định lựa chọn mô hình Pooled OLS hay FEM:

Chọn cặp giả thiết như sau:

$$\begin{cases} H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_i = A \text{ (Sử dụng Pooled OLS)} \\ H_1: \text{Các } \alpha \text{ là khác nhau (Sử dụng Fix Effects Model)} \end{cases}$$

Sử dụng kiểm định bằng nhau của các tác động cố định ta có kết quả như sau:

Redundant Fixed Effects Tests

Equation: Untitled

Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	0.970587	(5,45)	0.4460
Cross-section Chi-square	6.144890	5	0.2924

Nhận xét: Cả hai giá trị Cross-section F và Cross-section Chi-square đều không có ý nghĩa ở mức thống kê 5% do Prob > α . Cho nên chấp nhận giả thiết H₁. Nên sử dụng Pooled OLS.

2.5. Phân tích mô hình 1 – Phương pháp Pooled OLS

Dependent Variable: FDI

Method: Panel Least Squares

Date: 04/21/16 Time: 02:12

Sample: 2006 2015

Periods included: 10

Cross-sections included: 6

Total panel (balanced) observations: 60

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1208.357	1725.444	-0.700317	0.4870
EC	148.7291	117.8271	1.262265	0.2127
LA	187.2566	128.7368	1.454569	0.1520
TA	205.4558	155.3871	1.322219	0.1921
TC	-190.3720	130.0284	-1.464080	0.1494
IC	-137.2019	116.0921	-1.181837	0.2429
PA	334.5732	113.2963	2.953081	0.0048
PS	207.6399	86.88450	2.389839	0.0207
LT	-260.4031	120.3803	-2.163169	0.0353
LI	-303.4063	99.01094	-3.064371	0.0035

R-squared	0.452659	Mean dependent var	246.0684
Adjusted R-squared	0.354138	S.D. dependent var	884.1232
S.E. of regression	710.5305	Akaike info criterion	16.12091
Sum squared resid	25242683	Schwarz criterion	16.46997
Log likelihood	-473.6274	Hannan-Quinn criter.	16.25745
F-statistic	4.594528	Durbin-Watson stat	2.044660
Prob(F-statistic)	0.000191		

Kết quả rút ra được từ mô hình như sau:

Với mức ý nghĩa là 5%, ta nhận thấy rằng, mô hình trên là hoàn toàn có ý nghĩa ($\text{Prob}(F\text{-statistic}) < \alpha$). Tuy nhiên mức độ giải thích của mô hình là chưa thật sự cao. Điều đáng đề cập trong mô hình này đó chính là nhóm chính sách phát triển khu vực kinh tế tư nhân và sự năng động của lãnh đạo tỉnh có mức ảnh hưởng rất lớn đến lượng FDI. Cụ thể, ta phân tích như sau:

Khi Chính sách phát triển khu vực kinh tế tư nhân có điểm chỉ số tăng lên 1 điểm thì FDI bình quân đầu người tăng lên khoảng 207 USD/ người. Khi tính năng động và tiên phong của lãnh đạo tỉnh có điểm chỉ số tăng lên 1 điểm thì FDI bình quân đầu người tăng lên khoảng 335 USD/ người.

Những phát hiện và lý giải kết quả:

Theo kết quả hồi quy, trong số 9 biến chỉ số thành phần của PCI không phải tất cả các chỉ số đều tác động đến FDI đăng ký trong giai đoạn nghiên cứu là 2006-2015. Các chỉ số về chi phí gia nhập thị trường (EC), chỉ số tiếp cận đất đai (LA), chỉ số chi phí thời gian để thực hiện các quy định của nhà nước (TC) hay chỉ số về chi phí không chính thức (IC) không có tác động đến FDI đăng ký. Bốn chỉ số còn lại là chỉ số về tính năng động, tiên phong của lãnh đạo tỉnh (PA), chỉ số về chính sách phát triển khu vực kinh tế tư nhân (PS), chỉ số về đào tạo lao động (LT) hay chỉ số về thiết chế pháp lý (LI) là có sự tác động

Một điều đáng ngạc nhiên là các biến như Đào tạo lao động, hay Thiết chế pháp lý có tác động đến FDI nhưng lại có mối tác động quan hệ ngược chiều.

Lý giải kết quả:

Thứ nhất, việc lãnh đạo tỉnh và lãnh đạo các ban ngành trong tỉnh luôn tiên phong đi đầu, luôn sẵn sàng giải đáp thắc mắc, tháo gỡ khó khăn và luôn có động thái hỗ trợ doanh nghiệp sẽ thúc đẩy sự hợp tác cũng như lòng tin của nhà ĐTNN với địa phương. Chính điều này góp phần tích cực trong việc thu hút vốn FDI.

Thứ hai, việc phát triển chính sách khu vực kinh tế tư nhân cũng là một nhân tố quyết định trong việc thu hút vốn FDI vào khu vực Bắc Trung Bộ. Nó thể hiện qua hàng loạt các chính sách nâng cao chất lượng dịch vụ khu vực tư nhân. Thông tin xúc tiến thương mại trong thời gian qua của một số tỉnh trong khu vực là khá tốt.

Thứ ba, biến đào tạo lao động có ảnh hưởng ngược chiều đến khả năng thu hút FDI là do hiện nay, FDI đầu tư vào Việt Nam chủ yếu tận dụng lợi thế nguồn nhân lực dồi dào với chi phí rẻ. Bên cạnh đó, các doanh nghiệp FDI vào Việt Nam phần lớn là có quy mô vừa và nhỏ, chất lượng lao động chưa ảnh hưởng nhiều đến hoạt động kinh doanh. Bên cạnh đó, lượng lao động có trình độ cao thường có xu hướng ở lại các thành phố lớn, các địa phương tiềm năng trong việc thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài. Các biến thiết chế pháp lý cũng không có ý nghĩa quan trọng trong thu hút FDI do các doanh nghiệp đánh giá không cao về các thiết chế pháp lý ở tỉnh.

CHƯƠNG 3: KẾT LUẬN VÀ ĐỀ XUẤT Ý KIẾN NHẪM CẢI THIỆN MÔI TRƯỜNG ĐẦU TƯ KHU VỰC BẮC TRUNG BỘ

3.1. Đề xuất một số giải pháp:

- Sau quá trình phân tích mô hình kinh tế lượng, nhóm sinh viên xin được đề xuất một số giải pháp sau trong việc cải thiện môi trường đầu tư một số tỉnh Bắc Trung Bộ như sau:
- Đẩy mạnh và hỗ trợ toàn diện, có những chính sách phù hợp trong phát triển khu vực kinh tế tư nhân.
- Giảm tối thiểu chi phí không chính thức, chi phí gia nhập thị trường. Đẩy mạnh cải cách thủ tục hành chính, học hỏi kinh nghiệm.
- Có chính sách phát triển nguồn nhân lực hợp lý. Nên xây dựng hệ thống đại học vùng để đào tạo trực tiếp nguồn lao động cho địa phương.
- Tập trung vào các ngành công nghiệp phụ trợ, các ngành công nghiệp thu hút được lượng đầu tư nước ngoài lớn như thép, xi măng, hóa chất, ...
- Cải thiện và đồng bộ cơ sở hạ tầng .

3.2. Kết luận:

Qua phân tích dựa trên quan điểm những nhân tố mềm của chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh PCI, nhóm sinh viên đã xây dựng được mô hình kinh tế lượng để đánh giá tác động của một số nhân tố tác động lên môi trường đầu tư trong việc thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào một số tỉnh Bắc Trung Bộ trong bối cảnh của Việt Nam hiện nay. Kết quả cũng ghi nhận được một số nhân tố tác động rõ nét, một số nhân tố trong trường hợp môi trường của các tỉnh Bắc Trung Bộ chưa có sự tác động nổi bật.

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

Tài liệu Tiếng Việt

- [1] Nguyễn Ngọc Anh (2014), “Nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài vào vùng kinh tế trọng điểm miền Trung”, Luận án tiến sĩ kinh tế, Đại học Kinh tế - Đại học Đà Nẵng.
- [2] Nguyễn Tường Anh, Nguyễn Hữu Tâm (2013), “Nghiên cứu định lượng về các nhân tố ảnh hưởng đến việc thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài tại các tỉnh thành Việt Nam.
- [3] Bộ Kế hoạch và đầu tư (2011), “Doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài giai đoạn 2006-2011, trang 277-620
- [4] Triệu Hồng Cẩm (2003), “Các nhân tố ảnh hưởng và giải pháp đẩy mạnh thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài tại Việt Nam”.
- [5] Đặng Đình Cường (2012), “Tăng cường thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào tỉnh Nghệ An”, Luận án tiến sĩ kinh tế, Đại học Kinh tế quốc dân.
- [6] Cục đầu tư nước ngoài – Bộ Kế hoạch và đầu tư (2015), Sơ bộ vốn FDI vào Việt Nam
- [7] Lương Hữu Đức (2006), “Các nhân tố tác động đến việc cải thiện môi trường đầu tư tỉnh Lâm Đồng”, Luận án thạc sĩ kinh tế, Đại học Kinh tế TP Hồ Chí Minh.
- [8] Nguyễn Quang Đông (2013), Giáo trình Kinh tế lượng, NXB Đại học Kinh tế Quốc dân.
- [9] Nguyễn Phương Hoa (2002), “Sự đóng góp của vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài trong việc xóa đói giảm nghèo”.
- [10] Nguyễn Tài Vượng (2008), Giáo trình kinh tế quốc tế.

Tài liệu tham khảo tiếng Anh:

- [11] Alan A. Bevan and Saul Estrin (2000), The Determinants of Foreign Direct Investment in Transition Economies
- [12] Pravin Jadhav (2012), “Determinants Of Foreign Direct Investment In Brics Economies: Analysis Of Economic, Institutional And Political Factor Procedia”, Social and Behavioral Sciences 37 (2012), pp 5 – 14
- [13] Pravakar Sahoo (2006), Foreign Direct Investment in South Asia: Policy, Trends, Impact and Determinants
- [14] Ab Quyoom Khachoo và Mohd Imran Khan (2012), “Determinants Of Fdi Inflows To Developing Countries: A Panel Data Analysis, MPRA Pape” No. 37278.
- [15] Trang thông tin điện tử:
- [16] <http://thanhhoa.gov.vn/portal/Pages/default.aspx>
- [17] <http://nghean.gov.vn/wps/portal/mainportal/trangchu>
- [18] <http://hatinh.gov.vn/>

PHỤ LỤC 1:

Bảng số liệu hồi quy, dữ liệu hồi quy

PHỤ LỤC 2

Các mô hình đánh giá tác động các nhân tố tới FDI qua phần mềm máy tính Eviews 8

PHỤ LỤC 3

Mô tả chi tiết các chỉ số thành phần PCI

TỐI ƯU LỢI NHUẬN KINH DOANH SỬ DỤNG MÔ HÌNH XÍCH MARKOV VÀ QUY HOẠCH ĐỘNG NGẪU NHIÊN: ÁP DỤNG VÀO CÔNG TY BẢO DƯỠNG VÀ SỬA CHỮA Ô TÔ TẠI ĐÀI LOAN

SV: Lê Văn Chiến, Đoàn Thị Vân Thảo

Đại học Bách khoa Hà Nội

GVHD: TS. Nguyễn Thị Ngọc Anh

TÓM TẮT

Trong môi trường kinh doanh cạnh tranh như hiện nay, việc xác định chiến lược kinh doanh nhằm cực đại lợi nhuận thu được từ khách hàng là bài toán sống còn đối với mỗi công ty. Giá trị vòng đời khách hàng (Customer Lifetime Value - CLV) là một chỉ số quan trọng trong kinh doanh, xác định lợi nhuận mà khách hàng mang lại cho công ty. Trong bài viết này, chúng tôi sẽ nghiên cứu mô hình bài toán tìm chiến lược khuyến mại nhằm tối ưu CLV dựa trên cách tiếp cận của các tác giả Wai-Ki Ching và Micheal K. Ng., được trình bày trong cuốn "Markov chain: Models, algorithms and applications". Theo đó, chúng tôi sử dụng mô hình xích Markov và quy hoạch động ngẫu nhiên để giải quyết bài toán này. Các khái niệm về CLV và một mô hình tính CLV điển hình sẽ được tiếp cận trong phần đầu bài nghiên cứu. Tiếp đó, chúng tôi sẽ mô phỏng quá trình thay đổi hành vi của khách hàng thông qua xích Markov. Ví dụ minh họa tại một công ty dịch vụ máy tính cũng được trình bày nhằm làm rõ các khái niệm và cách ước lượng các tham số của xích Markov. Phần tiếp theo, chúng tôi sử dụng quy hoạch động ngẫu nhiên và quá trình quyết định Markov để mô hình hóa bài toán tìm chiến lược kinh doanh nhằm tối ưu lợi nhuận từ khách hàng. Ba mô hình khác nhau của bài toán sẽ được trình bày và giải quyết triệt để: (1) số chu kỳ vô hạn không ràng buộc, (2) số chu kỳ hữu hạn có ràng buộc chặt và (3) số chu kỳ vô hạn có ràng buộc chặt. Qua bài nghiên cứu này, mô hình xích Markov và quy hoạch động ngẫu nhiên đã được áp dụng để giải quyết triệt để bài toán tìm chiến lược khuyến mại tối ưu. Tính mới của bài viết chính nằm ở giá trị thực tế của nó, thông qua việc giải quyết bài toán trên dữ liệu thực tế của một công ty bảo dưỡng và sửa chữa ô tô tại Đài Loan.

Các từ khóa: Giá trị vòng đời khách hàng, quá trình quyết định Markov, xích Markov, quy hoạch động ngẫu nhiên.

1. Giới thiệu

1.1. Giới thiệu về CLV

Trong môi trường kinh doanh mang tính cạnh tranh cao, khả năng xác định được đâu là khách hàng tiềm năng và xây dựng niềm tin lâu dài với họ là yếu tố vô cùng quan trọng. Dựa theo quan điểm này, rõ ràng các khách hàng là "không giống nhau" và do đó, công ty cũng không thể cung cấp cùng một loại dịch vụ cho tất cả các khách hàng. Thay vào đó, mỗi công ty cần tìm ra các khách hàng tiềm năng có thể mang lại mức lợi nhuận lớn hơn cho mình. Do vậy, việc tối ưu hóa giá trị lợi nhuận mà mỗi khách hàng mang lại là điểm trọng yếu quyết định đến thành công trong kinh doanh. Tuy nhiên, đây không phải là một bài toán dễ giải, bởi nó liên quan đến việc dự đoán hành vi mua hàng trong tương lai, bao gồm các yếu tố chính: một khách hàng sẽ tiếp tục mua hàng tại công ty trong bao nhiêu năm nữa, và khoản tiền khách hàng bỏ ra

mỗi năm để mua sản phẩm tại công ty là bao nhiêu. Khoảng thời gian khách hàng mua hàng tại công ty được coi như vòng đời của khách hàng và lợi nhuận khách hàng này mang lại được gọi là giá trị vòng đời khách hàng (*Customer Lifetime Value - CLV*).

1.2. Một số nghiên cứu về CLV

Đã có rất nhiều ứng dụng sử dụng CLV trong xây dựng các chiến lược kinh doanh như: chiến lược về giá (Berger P and Nasr N, 1998), chọn kênh truyền thông (Jackson, 1985), và đặc biệt là đưa ra chiến lược khuyến mại với ngân sách hạn hẹp sao cho hiệu quả đạt được là tối ưu (Blattberg R, Deighton J, 1996). Hwang (Hwang, H., Jung, T. and Suh, E., 2004) và Kim (Kim, S.-Y., Jung, T.-S., Suh, E.-H. and Hwang, H.-S., 2006) cho rằng mô hình tính toán CLV phải tính đến lợi nhuận trong quá khứ, lợi nhuận tiềm năng và xác suất khách hàng sẽ mua hàng tại công ty khác. Shih và Liu (Shih, Y.-Y. and Liu, D.-R., 2008) cho rằng CLV có thể được sử dụng để xây dựng hệ thống gợi ý sản phẩm ứng với từng khách hàng. Chan (Chan, S.L., Ip, W.H. and Cho, V., 2010) cũng đã sử dụng CLV để định lượng lợi nhuận dài hạn của các công ty đầu tư. Trong bài nghiên cứu này, chúng tôi đưa ra một phương án giúp các doanh nghiệp xây dựng chiến lược kinh doanh cụ thể nhằm tối ưu CLV.

Trong cuốn "*Marketing Models*", nhóm tác giả Lilien, Kotler và Moorthy (Lilien L, Kotler P and Moorthy K, 1992) cũng đã xây dựng nhiều công thức tính CLV. Trong đó có đề cập tới một khái niệm quan trọng trong kinh tế: tỉ lệ duy trì (hay ở lại) của khách hàng (*The Retention Rate*). Tỉ lệ duy trì (Jackson, 1985) được định nghĩa là khả năng khách hàng tiếp tục mua hàng tại công ty trong chu kỳ mua tiếp theo. Jackson (Jackson, 1985) cho rằng có thể tính xấp xỉ tỉ lệ này bằng các dữ liệu mua bán trong quá khứ. Các mô hình khác về tỉ lệ duy trì có thể tìm tại [(DuWors R and Haines G, 1990; Lilien L, Kotler P and Moorthy K, 1992)].

Blattberg và Deighton (Blattberg R, Deighton J, 1996) cũng đã đưa ra công thức tính CLV, bằng tổng của hai giá trị: doanh thu từ việc thu hút khách hàng mới và doanh thu từ việc tiếp tục mua hàng của khách hàng đó. Công thức tính CLV như sau:

$$CLV = am - A + \sum_{k=1}^{\infty} a \left(m - \frac{R}{r} \right) [r((1+d)^{-1})]^k$$

$$= am - A + a \left(m - \frac{R}{r} \right) \left(\frac{r}{1+d-r} \right) \quad (1)$$

với a là tỉ lệ thu hút khách hàng (xác suất một khách hàng đến mua hàng tại công ty - *The Acquisition Rate*), A là chi phí bỏ ra để thu hút khách hàng mới, m là doanh thu có được khi một khách hàng mua hàng tại công ty, R là chi phí bỏ ra để giữ chân một khách hàng mỗi năm, r là tỉ lệ duy trì hàng năm và d là tỉ lệ chiết khấu (*Discounted Rate*). Trong thực tế, a và r thường tương ứng là các hàm của A và R , được cho bởi công thức:

$$a(A) = a_0(1 - e^{-K_1 A}), \quad r(R) = r_0(1 - e^{-K_2 R}) \quad (2)$$

với a_0 và r_0 là các tỉ lệ trần, K_1 và K_2 là hai số thực dương.

Hạn chế của hầu hết các nghiên cứu trên là ở chỗ: CLV được tính khi chiến lược kinh doanh không thay đổi. Trong môi trường kinh doanh mang tính cạnh tranh, chẳng hạn như tổ chức khuyến mại, ngày hội mua sắm,... việc áp dụng các mô hình CLV này sẽ bị ảnh hưởng đáng kể.

1.3. Mục tiêu nghiên cứu

Để khắc phục hạn chế đã nêu, chúng tôi đưa ra một cách tiếp cận mới: sử dụng xích Markov để mô hình hóa hành vi khách hàng (*Customer's Behavior*) và dùng quy hoạch động ngẫu nhiên để tối ưu CLV trong 3 trường hợp cụ thể:

- i. Vòng đời khách hàng vô hạn (hoặc không xác định trước) và không ràng buộc về ngân quỹ khuyến mại (không giới hạn số lần khuyến mại).
- ii. Vòng đời khách hàng hữu hạn và có ràng buộc về ngân quỹ khuyến mại.
- iii. Vòng đời khách hàng vô hạn và có ràng buộc về ngân quỹ khuyến mại.

2. Mô hình xích Markov với hành vi khách hàng

Phần này sẽ đưa ra mô hình mô phỏng hành vi khách hàng thông qua xích Markov. Dựa vào các tiêu chí khác nhau, tại một thời điểm, công ty có thể phân loại mỗi khách hàng vào một trong N trạng thái: $0, 1, 2, \dots, N - 1$.

Chẳng hạn, xét trường hợp $N = 4$. Khi đó, một khách hàng tại một thời điểm được chia vào 1 trong 4 trạng thái: người mua ít (trạng thái 1), người mua trung bình (trạng thái 2), người mua nhiều (trạng thái 3) và trạng thái 0 dành cho những người đang mua hàng tại công ty khác hoặc không mua hàng tại công ty trong khoảng thời gian được xét. Tại một thời điểm, một khách hàng chỉ thuộc duy nhất một trong các trạng thái. Với các điều kiện trên, ta nhận thấy xích Markov là một mô hình tốt để mô phỏng sự chuyển trạng thái của khách hàng.

Ma trận xác suất chuyển trạng thái là ma trận P , kích thước $N \times N$. Trong đó, P_{ij} ($i, j = 0, 1, 2, \dots, N - 1$) là xác suất một khách hàng sẽ chuyển từ trạng thái j (ở thời điểm hiện tại) sang trạng thái i ở thời điểm tiếp theo. Do đó xác suất duy trì để một khách hàng sẽ tiếp tục ở trạng thái i là P_{ii} . Nếu xích Markov là tối giản thì tồn tại duy nhất phân phối dừng $p = (p_0, p_1, \dots, p_{N-1})^t$ sao cho:

- i. $p_i \geq 0$ và $\sum_{i=0}^{N-1} p_i = 1$.
- ii. $P.p = p$.

Xem thêm tính chất của phân phối dừng trong phần Phụ lục A.

Từ phân phối dừng, có thể tính xác suất duy trì của một khách hàng như sau (Ching, WK., Huang, X., Ng, MK ... et al., 2013):

$$\sum_{i=1}^{N-1} \left(\frac{p_i}{\sum_{j=1}^{N-1} p_j} \right) (1 - P_{i0}) = 1 - \frac{1}{1 - p_0} \sum_{i=0}^{N-1} p_i P_{0i} = 1 - \frac{p_0(1 - P_{00})}{1 - p_0} \quad (3)$$

Gọi c_i là doanh thu thu được từ một khách hàng ở trạng thái i . Khi đó, doanh thu kì vọng thu được từ một khách hàng là:

$$\sum_{i=0}^{N-1} c_i p_i \quad (4)$$

Doanh thu kì vọng này được tính với giả thiết công ty không tổ chức các đợt khuyến mại (môi trường không cạnh tranh). Trong trường hợp có khuyến mại, chiến lược khuyến mại như thế nào để doanh thu lớn nhất; nếu ngân sách khuyến mại bị hạn chế thì chiến lược này sẽ thay đổi ra sao? Những vấn đề này sẽ được làm rõ trong phần sau bằng việc sử dụng mô hình quy hoạch động ngẫu nhiên.

2.1. Ước lượng xác suất chuyển

Để áp dụng mô hình xích Markov, ta phải ước lượng ma trận xác suất chuyển từ dữ liệu thực tế. Trong phần này, ta ước lượng ma trận P theo dữ liệu của một công ty dịch vụ máy tính. Trong cơ sở dữ liệu có được, mỗi khách hàng gồm bốn thuộc tính (A, B, C, D) . A là "Mã số khách hàng", mỗi khách hàng có một mã duy nhất. B là "Tuần", là số thứ tự của tuần mà dữ liệu đó được lấy. C là "Doanh thu", là tổng số tiền khách hàng đã bỏ ra để mua hàng trong tuần lấy dữ liệu. D là "Giờ", số giờ mà khách hàng mua hàng trong tuần được xét.

Tổng số tuần được xét là 20. Trong 20 tuần này, công ty tổ chức một đợt khuyến mại trong 8 tuần liên tiếp và không có khuyến mại trong 12 tuần tiếp sau. Dữ liệu hành vi khách hàng trong đợt khuyến mại và trong đợt không khuyến mại được ghi lại và tính toán. Trong mỗi tuần, tất cả các khách hàng đều được chia vào một trong bốn trạng thái $(0, 1, 2, 3)$ dựa theo số giờ mà khách hàng đã mua hàng tại công ty.

Trạng thái	0	1	2	3
Số giờ mua hàng	0.00	1 - 20	21 - 40	>40

Bảng 1: Phân chia trạng thái khách hàng theo số giờ mua hàng

Với các giả thiết trên, ta có thể ước lượng hai ma trận xác suất chuyển gồm: một ma trận cho giai đoạn có khuyến mại (8 tuần liên tiếp) và một ma trận cho giai đoạn không có khuyến mại (12 tuần liên tiếp). Với mỗi giai đoạn, số lượng khách hàng chuyển từ trạng thái i sang trạng thái j được ghi lại. Sau đó chia cho tổng số khách hàng ở trạng thái i , lúc này ta có thể dùng tỉ lệ trên để ước lượng cho xác suất chuyển trạng thái của khách hàng. Theo đó, ma trận xác suất chuyển cho giai đoạn có khuyến mại $P^{(P)}$ và giai đoạn không có khuyến mại $P^{(NP)}$ tính được lần lượt như dưới đây:

$$P^{(P)} = \begin{pmatrix} \mathbf{0.8054} & \mathbf{0.0191} & \mathbf{0.0266} & \mathbf{0.1489} \\ \mathbf{0.1372} & \mathbf{0.4447} & \mathbf{0.2034} & \mathbf{0.2147} \\ \mathbf{0.2285} & \mathbf{0.2148} & \mathbf{0.2109} & \mathbf{0.3458} \\ \mathbf{0.4163} & \mathbf{0.0615} & \mathbf{0.0992} & \mathbf{0.4230} \end{pmatrix},$$

$$P^{(NP)} = \begin{pmatrix} 0.8762 & 0.0053 & 0.0121 & 0.1064 \\ 0.2380 & 0.2809 & 0.2079 & 0.2742 \\ 0.3261 & 0.1158 & 0.1744 & 0.3837 \\ 0.4964 & 0.0267 & 0.0623 & 0.4146 \end{pmatrix}$$

Trong thực tế, với những mô hình có nhiều hình thức khuyến mại thì số các ma trận xác suất chuyển có thể nhiều hơn hai.

2.2. Xác suất duy trì và CLV

Phân phối dừng của hai xích Markov tương ứng với $P^{(P)}$ và $P^{(NP)}$ lần lượt là:

$$p^{(1)} = (0.2306, 0.0691, 0.0738, 0.6265)^t$$

$$p^{(2)} = (0.1692, 0.0285, 0.0167, 0.7856)^t$$

Theo công thức (5), xác suất duy trì trong giai đoạn có và không có khuyến mại lần lượt là: 0.6736 và 0.5461. Ta thấy tỉ lệ khách hàng ở lại với công ty trong giai đoạn có khuyến mại cao hơn hẳn so với giai đoạn không có khuyến mại.

Ước lượng tương tự, ta tính được doanh thu kì vọng thu được từ một khách hàng tại các trạng thái khác nhau trong giai đoạn khuyến mại và không khuyến mại như trong bảng 2.

Trạng thái	0	1	2	3
Khuyến mại	0.00	6.97	18.09	43.75
Không khuyến mại	0.00	14.03	51.72	139.20

Bảng 2: Doanh thu kì vọng của khách hàng tại mỗi trạng thái

Trong giai đoạn khuyến mại, do có chiến lược giảm giá cho khách hàng nên doanh thu thu được tại mỗi trạng thái tương ứng sẽ nhỏ hơn trong giai đoạn không có khuyến mại. Từ công thức (6), doanh thu kì vọng thu được từ một khách hàng trong giai đoạn khuyến mại (giả sử chỉ có chi phí khuyến mại làm giảm doanh thu) và không khuyến mại lần lượt là 2.42 và 17.09.

Mặc dù có thể tính được CLV của một khách hàng trong từng giai đoạn nhưng ta cần tính CLV tổng quát, tức là trong cả vòng đời khách hàng tại công ty, bao gồm cả khoảng thời gian có khuyến mại hoặc không có khuyến mại. Đặc biệt là khi muốn tối ưu chiến lược khuyến mại với ngân sách khuyến mại bị giới hạn (số lần tổ chức khuyến mại giới hạn). Bài toán này sẽ được giải quyết bằng mô hình quy hoạch động ngẫu nhiên trong phần tiếp theo.

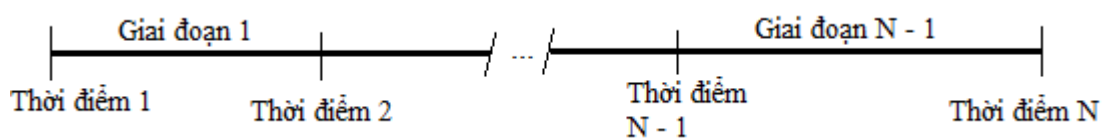
3. Mô hình quá trình quyết định Markov và quy hoạch động ngẫu nhiên

3.1. Mô hình quá trình quyết định Markov

Người ra quyết định là người can thiệp vào một hệ thống nhằm đưa hệ tiến triển theo thời gian. Mục tiêu của người ra quyết định là lựa chọn một chuỗi các hành động hoặc quyết định nhằm tối ưu hoạt động của hệ thống. Trạng thái của hệ tại thời điểm tiếp theo phụ thuộc vào quyết định được lựa chọn ở thời điểm hiện tại. Do đó, không thể lựa chọn quyết định một cách thiên cận mà phải dựa vào hiệu quả mà quyết định mang lại trong giai đoạn tiếp theo.

3.1.1. Thời điểm quyết định và giai đoạn

Quyết định cần đưa ra tại những thời điểm nhất định gọi là thời điểm quyết định. Kí hiệu $T \subset \mathbb{N}$ là tập các thời điểm quyết định. T có thể là tập rời rạc hoặc liên tục, hữu hạn hoặc vô hạn. Trong phạm vi bài nghiên cứu này, ta chỉ xem xét tập thời điểm quyết định T rời rạc. Số phần tử của T kí hiệu là N . Các thời điểm quyết định chia thời gian thành các khoảng thời gian. Mỗi khoảng thời gian tương ứng là một chu kì hoặc giai đoạn của hệ.



Hình vẽ 1: Thời điểm quyết định và giai đoạn

Mỗi phần tử của T là một thời điểm quyết định (gọi tắt là thời điểm), kí hiệu là t . Nếu N hữu hạn, bài toán quyết định được gọi là bài toán số chu kì hữu hạn (*finite horizon*). Khi đó, quyết định chỉ được đưa ra tại các thời điểm $1, \dots, N - 1$ mà không được đưa ra tại thời điểm cuối cùng. Ngược lại, khi N vô hạn, bài toán được gọi là bài toán số chu kì vô hạn (*infinite horizon*).

3.1.2. Trạng thái và tập quyết định

Tại mỗi thời điểm, hệ đạt một trạng thái nhất định nào đó. Kí hiệu tập tất cả các trạng thái của hệ là S . Người ra quyết định có thể lựa chọn một quyết định từ một tập các quyết định, phụ thuộc vào trạng thái hiện tại của hệ. Kí hiệu A_s là tập tất cả các quyết định có thể lựa chọn khi hệ ở trạng thái s và

$$A = \bigcup_{s \in S} A_s \quad (5)$$

A được gọi là tập tất cả các quyết định của hệ. Trong bài nghiên cứu này, ta chỉ xét các tập A_s và A là các tập rời rạc không phụ thuộc vào thời gian t .

3.1.3. Giá trị đạt được và xác suất chuyển

Tại thời điểm t , giả sử hệ ở trạng thái s và quyết định $a \in A_s$ được chọn, khi đó:

- Hiệu quả hoạt động của hệ được định lượng bằng một giá trị là $r_t(s, a)$
- Trạng thái tại thời điểm tiếp theo của hệ được xác định bởi một phân phối xác suất $p_t(s, a)$.

Nếu $r_t(s, a)$ dương, ta gọi đại lượng này là lợi nhuận đạt được. Ngược lại nếu âm, $r_t(s, a)$ là chi phí bỏ ra. Để lựa chọn quyết định tại thời điểm t , người ra quyết định cần biết giá trị đạt được của hệ tại thời điểm $t + 1$. Trong bài nghiên cứu này, ta chỉ xét trường hợp giá trị đạt được của hệ được tích lũy qua từng giai đoạn.

Ta kí hiệu $r_t(s, a, s')$ là giá trị đạt được của hệ khi biết tại thời điểm t hệ ở trạng thái s , quyết định $a \in A_s$ được lựa chọn và hệ sẽ ở trạng thái s' ở thời điểm $t + 1$. Khi đó, giá trị kì vọng đạt được của hệ:

$$r_t(s, a) = \sum_{s' \in S} r_t(s, a, s') \cdot p_t(s' | s, a) \quad (6)$$

Trong đó: $p_t(s' | s, a)$ là xác suất hệ ở trạng thái s' tại thời điểm $t + 1$, khi biết tại thời điểm t , hệ ở trạng thái s và quyết định a được chọn. $p_t(s' | s, a)$ được gọi là xác suất chuyển trạng thái, thỏa mãn:

$$\sum_{s' \in S} p_t(s' | s, a) = 1 \quad (7)$$

Định nghĩa 1: Một quá trình quyết định Markov là một bộ gồm năm thành phần:

$$\{T, S, A_s, p_t(s, a), r_t(s, a)\} \quad (8)$$

Trong đó: $T, S, A_s, p_t(s, a), r_t(s, a)$ được định nghĩa như trên.

3.1.4. Quy tắc ra quyết định

Một quy tắc ra quyết định là một thủ tục xác định quyết định được lựa chọn ở mỗi trạng thái của hệ tại thời điểm t nhất định. Trong bài nghiên cứu này, ta chỉ xét các quy tắc ra quyết định có tính *không nhớ* (hoặc tính *Markov*) và tính *xác định* (tại một thời điểm nhất định, mỗi quy tắc ra quyết định xác định duy nhất một quyết định cho mỗi trạng thái của hệ). Các quy tắc ra quyết định là các hàm số có dạng:

$$d_t: S \rightarrow A_s \quad (9)$$

Đặt D_t là tập tất cả các quy tắc ra quyết định tại thời điểm t .

3.1.5. Chiến lược

Một chiến lược xác định quy tắc ra quyết định sẽ được áp dụng tại tất cả các thời điểm của hệ. Một chiến lược δ là một chuỗi các quy tắc ra quyết định: $\delta = (d_1, d_2, \dots, d_{N-1})$, trong đó, $d_t \in D_t$.

Một chiến lược được gọi là dừng nếu $d_t = d \forall t \in T$. Khi đó, chiến lược δ có dạng: $\delta = (d, d, \dots, d)$.

3.2. Mô hình quy hoạch động ngẫu nhiên

Xét bài toán tìm chiến lược khuyến mại nhằm tối ưu CLV, trong đó:

- N là số các trạng thái của khách hàng.

- A_i là tập tất cả các quyết định có thể thực hiện tại trạng thái i .
- T là tổng số chu kỳ trong vòng đời khách hàng, t là số chu kỳ còn lại tính từ thời điểm đang xét ($t = 1, \dots, T$).
- d_k là chi phí cần thiết để thực hiện quyết định k tại mỗi chu kỳ.
- $c_i^{(k)}$ là doanh thu thu được khi khách hàng ở trạng thái i và thực hiện quyết định k tại mỗi chu kỳ.
- $p_{ij}^{(k)}$ là xác suất khách hàng chuyển từ trạng thái j sang trạng thái i khi thực hiện hành động k tại mỗi chu kỳ.
- α là tỉ lệ chiết khấu.

Định nghĩa 2: $v_{i,\delta}(t)$ là tổng lợi nhuận kỳ vọng đạt được từ khách hàng khi hệ đang ở trạng thái i ($i = 0, 1, \dots, N-1$) và còn lại t chu kỳ ($t = 1, 2, \dots, T$) theo chiến lược δ :

$$v_{i,\delta}(t) = E \left(\sum_{\tau=0}^t \alpha^\tau r_{\delta(\tau)} \right) \quad (10)$$

Với $r_{\delta(\tau)}$ là lợi nhuận kỳ vọng thu được tại chu kỳ τ theo chiến lược δ .

Ta định nghĩa giá trị lợi nhuận kỳ vọng cực đại:

$$\mathbf{v}_i(\mathbf{t}) = \max_{\delta \in \Delta} \mathbf{v}_{i,\delta}(\mathbf{t}) \quad (11)$$

Trong đó: Δ là tập tất cả các chiến lược có thể thực hiện.

Định nghĩa 3: δ^* là chiến lược tối ưu nếu thỏa mãn điều kiện:

$$v_i(t) = v_{i,\delta^*}(t) \quad (12)$$

Theo nguyên lí quy hoạch động, ta có mối quan hệ đệ quy:

$$v_i(t) = \max_{k \in A_i} \left\{ c_i^{(k)} - d_k + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(k)} v_j(t-1) \right\} \quad (13)$$

Dưới đây, ta sẽ áp dụng mối quan hệ trên để nghiên cứu 3 mô hình CLV khác nhau: Số chu kỳ vô hạn không ràng buộc, số chu kỳ hữu hạn có ràng buộc, số chu kỳ vô hạn có ràng buộc.

3.2.1. Số chu kỳ vô hạn không ràng buộc

Trong trường hợp số chu kỳ vô hạn, Blackwell (Blackwell, 1962) đã chứng minh rằng tồn tại một chiến lược tối ưu, và đồng thời là một chiến lược dừng. Khi đó, ta có:

$$v_i = \max_{k \in A_i} \left\{ c_i^{(k)} - d_k + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(k)} v_j \right\} \quad (14)$$

Ta viết lại ràng buộc trên dưới dạng các bất phương trình tuyến tính:

$$v_i \geq c_i^{(k)} - d_k + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(k)} v_j, \quad \forall k \in A_i \quad (15)$$

Các ràng buộc bất đẳng thức tuyến tính là điều kiện cần nhưng không đủ. Do đó, ta chuyển bài toán xác định giá trị lợi nhuận kỳ vọng tối ưu v_i về bài toán quy hoạch tuyến tính sau:

$$\min \sum_{i=0}^{N-1} v_i \quad (16)$$

Với các ràng buộc:

$$\begin{cases} v_i \geq c_i^{(k)} - d_k + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(k)} v_j, & \forall i = \overline{0, N-1} \\ v_i \geq 0, & \forall i = \overline{0, N-1} \end{cases} \quad (17)$$

Giải bài toán quy hoạch tuyến tính (17), ta được tìm được vector CLV tối ưu

$$\mathbf{v}^* = (v_0^*, v_1^*, \dots, v_{N-1}^*)^t \quad (18)$$

Giả sử vector CLV tối ưu \mathbf{v}^* thỏa mãn các ràng buộc chặt:

$$v_i^* = c_i^{(k_i)} - d_{k_i} + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(k_i)} v_j^*, \quad \forall i = \overline{0, N-1} \quad (19)$$

Khi đó, quy tắc ra quyết định tối ưu \mathbf{d}^* thỏa mãn:

$$\mathbf{d}^*(i) = k_i, \quad \forall i = \overline{0, N-1} \quad (20)$$

Chiến lược khuyến mại tối ưu cho bài toán này là $\delta^* = (\mathbf{d}^*, \mathbf{d}^*, \dots)$.

Bài toán quy hoạch tuyến tính (17) có thể giải quyết triệt để bằng phương pháp đơn hình. Dưới đây, chúng tôi sẽ minh họa cách giải bài toán quy hoạch tuyến tính trên công cụ Excel. Từ giờ trở đi, ta chỉ xét việc đưa các bài toán xác định chiến lược khuyến mại tối ưu về bài toán quy hoạch tuyến tính, việc giải quyết các bài toán quy hoạch tuyến tính này xem như đã biết.

Xét bài toán tìm chiến lược khuyến mại tối ưu của công ty dịch vụ máy tính đã được trình bày ở phần 2.1. Giả sử vòng đời của mỗi khách hàng là vô hạn (hoặc không xác định trước) và không có ràng buộc về ngân quỹ dành cho khuyến mại. Công ty cần đưa ra quyết định có hoặc không thực hiện khuyến mại cho mỗi khách hàng. Khi không thực hiện khuyến mại, chi phí bỏ ra bằng không. Chi phí thực hiện khuyến mại là $d = 2$. Tỷ lệ chiết khấu $\alpha = 0.9$. Các ma trận chuyển trạng thái đã biết:

$$P^{(P)} = \begin{pmatrix} 0.8054 & 0.0191 & 0.0266 & 0.1489 \\ 0.1372 & 0.4447 & 0.2034 & 0.2147 \\ 0.2285 & 0.2148 & 0.2109 & 0.3458 \\ 0.4163 & 0.0615 & 0.0992 & 0.4230 \end{pmatrix},$$

$$P^{(NP)} = \begin{pmatrix} 0.8762 & 0.0053 & 0.0121 & 0.1064 \\ 0.2380 & 0.2809 & 0.2079 & 0.2742 \\ 0.3261 & 0.1158 & 0.1744 & 0.3837 \\ 0.4964 & 0.0267 & 0.0623 & 0.4146 \end{pmatrix}$$

Doanh thu của khách hàng khi có và không có khuyến mại tương ứng là $C^{(P)}$ và $C^{(NP)}$ được cho bởi:

$$C^{(P)} = \begin{pmatrix} 0 \\ 6.9744 \\ 18.091354 \\ 43.75314 \end{pmatrix}, \quad C^{(NP)} = \begin{pmatrix} 0 \\ 14.0327 \\ 51.7172 \\ 139.2049 \end{pmatrix}$$

Khi đó, bài toán tìm chiến lược khuyến mại tối ưu có thể chuyển về bài toán quy hoạch tuyến tính sau:

$$\min \sum_{i=0}^3 v_i$$

Với các ràng buộc:

$$\left\{ \begin{array}{l} v_0 \geq 0 - 2 + 0.9 \cdot (0.8054v_0 + 0.0191v_1 + 0.0266v_2 + 0.2147v_3) \\ v_1 \geq 6.9744 - 2 + 0.9(0.1372v_0 + 0.4447v_1 + 0.2034v_2 + 0.1489v_3) \\ v_2 \geq 18.091354 - 2 + 0.9(0.2285v_0 + 0.2148v_1 + 0.2109v_2 + 0.3458v_3) \\ v_3 \geq 43.75314 - 2 + 0.9(0.4163v_0 + 0.0615v_1 + 0.0992v_2 + 0.4230v_3) \\ v_0 \geq 0 + 0.9(0.8762v_0 + 0.0053v_1 + 0.0121v_2 + 0.1064v_3) \\ v_1 \geq 14.0327 + 0.9(0.2380v_0 + 0.2809v_1 + 0.2079v_2 + 0.2742v_3) \\ v_2 \geq 51.7172 + 0.9(0.3261v_0 + 0.1158v_1 + 0.1744v_2 + 0.3837v_3) \\ v_3 \geq 139.2049 + 0.9(0.4964v_0 + 0.0267v_1 + 0.0623v_2 + 0.4146v_3) \\ v_0, v_1, v_2, v_3 \geq 0 \end{array} \right.$$

Bài toán quy hoạch tuyến tính trên được giải quyết bằng công cụ phổ biến Excel (như trên hình vẽ). Các CLV thu được là:

$$v = \begin{pmatrix} 285.8153 \\ 353.5651 \\ 402.9998 \\ 484.3942 \end{pmatrix}$$

Kết quả chiến lược khuyến mại tối ưu cần tìm:

Trạng thái	0	1	2	3
Quyết định	P	NP	NP	NP

Bảng 3: Bảng kết quả chiến lược khuyến mại tối ưu 1

Theo đó, để tối ưu CLV, các chương trình khuyến mại chỉ nên áp dụng cho các khách hàng ở trạng thái 0. Các khách hàng ở trạng thái 1,2 và 3 sẽ không được áp dụng khuyến mại.

A	B	C	D	E	F	G	H
d =	2						
alpha =	0.9						
Ma trận chuyển (khi có khuyến mại)				Doanh thu	Ràng buộc		
0.80542	0.01907	0.0266	0.14891	0	285.8153		
0.13717	0.4447	0.20337	0.21476	6.9744	352.028434		
0.2285	0.2148	0.2109	0.3458	18.091354	370.467028		
0.416245	0.0615	0.09921	0.423045	43.75314	385.933169		
Ma trận chuyển (khi không có khuyến mại)				Doanh thu	Ràng buộc		
0.8762	0.0053	0.021	0.0975	0	277.197023		
0.238	0.2809	0.20688	0.27422	14.0327	353.56511		
0.326	0.1158	0.17438	0.38382	51.71727	402.99979		
0.4964	0.02668	0.0623	0.41462	139.2049	484.39419		
Giá trị tối ưu		1526.774392					
	v0	v1	v2	v3			
	285.8153	353.565114	402.9998	484.3942			

Hình vẽ 2: Ví dụ minh họa giải bài toán quy hoạch tuyến tính bằng Excel

3.2.2. Số chu kỳ hữu hạn có ràng buộc chặt

Trong một số ngành công nghiệp, vòng đời của sản phẩm thường tương đối ngắn, thông thường là một năm. Do đó, trong phần này ta sẽ xem xét bài toán tìm chiến lược khuyến mại tối ưu khi vòng đời khách hàng hữu hạn và có ràng buộc giới hạn về ngân sách khuyến mại. Giả thiết người ra quyết định cần quyết định có hoặc không tổ chức khuyến mại cho mỗi khách hàng.

Kí hiệu:

- n là chu kì còn lại trong vòng đời của khách hàng.
- p là số chu kì khuyến mại còn lại theo ràng buộc về ngân sách.

Áp dụng nguyên lí quy hoạch động, ta có mối quan hệ đệ quy:

$$v_i(n, p) = \max \left\{ c_i^{(P)} - d_p + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(P)} v_j(n-1, p-1), c_i^{(NP)} - d_{NP} + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(NP)} v_j(n-1, p) \right\} \quad (21)$$

$$v_i(n, 0) = c_i^{(NP)} - d_{NP} + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(NP)} v_j(n-1, 0) \quad (22)$$

với $n = 1, 2, \dots, n_{max}$ và $p = 1, 2, \dots, p_{max}$

Tương tự phần 3.2.1, ta có thể chuyển bài toán trên về bài toán quy hoạch tuyến tính sau:

$$\min \sum_{i=0}^{N-1} \sum_{n=1}^{n_{max}} \sum_{p=1}^{p_{max}} v_i(n, p) \quad (23)$$

Với các ràng buộc:

$$\left\{ \begin{array}{l} v_i(n, p) \geq c_i^{(P)} - d_p + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(P)} v_j(n-1, p-1) \\ v_i(n, p) \geq c_i^{(NP)} - d_{NP} + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(NP)} v_j(n-1, p) \\ v_i(n, 0) = c_i^{(NP)} - d_{NP} + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(NP)} v_j(n-1, 0) \\ v_i(0, p) = 0, \\ v_i(n, p) \geq 0 \end{array} \right. \quad (24)$$

Giải bài toán quy hoạch tuyến tính (24), ta được tìm được các CLV tối ưu $v_i^*(n, p)$, $\forall i = 0, 1, \dots, N-1$, $n = 1, 2, \dots, n_{max}$, $p = 1, 2, \dots, p_{max}$.

Giả sử quy tắc ra quyết định tối ưu khi còn lại n chu kì trong vòng đời của khách hàng là d_n^* , $\forall n = 1, 2, \dots, n_{max}$. Khi đó, chiến lược khuyến mại tối ưu cho bài toán này là $\delta^* = (d_1^*, d_2^*, \dots, d_{n_{max}}^*)$.

Nếu CLV tối ưu $v_i^*(n, p)$ với $p > 0$ thỏa mãn ràng buộc:

$$v_i^*(n, p) = c_i^{(P)} - d_p + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(P)} v_j^*(n-1, p-1) \quad (25)$$

thì $d_n^*(i) = P$. Nghĩa là, nên thực hiện khuyến mại (nếu có thể) khi khách hàng đang ở trạng thái i và còn lại n chu kì.

Ngược lại, nếu CLV tối ưu $v_i^*(n, p)$ thỏa mãn:

$$v_i^*(n, p) = c_i^{(NP)} - d_{NP} + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(NP)} v_j^*(n-1, p) \quad (26)$$

thì $d_n^*(i) = NP$. Nghĩa là, không nên thực hiện khuyến mại khi khách hàng đang ở trạng thái i và còn lại n chu kỳ.

Một ứng dụng của mô hình này sẽ được trình bày trong phần sau.

3.2.3. Số chu kỳ hữu hạn có ràng buộc chặt

Trong phần này, ta sẽ xem xét bài toán tìm chiến lược tối ưu với vòng đời khách hàng vô hạn và ràng buộc giới hạn về ngân quỹ khuyến mại dành cho mỗi khách hàng. Ký hiệu p_{max} là số lượng tối đa số chương trình khuyến mại có thể thực hiện. Khi đó hàm giá trị lợi nhuận kỳ vọng cực đại $v_i(p)$ thể hiện giá trị CLV tối ưu khi một khách hàng đang ở trạng thái i và còn lại tối đa p chương trình khuyến mại có thể thực hiện cho khách hàng đó. Theo nguyên lý quy hoạch động, ta có mối quan hệ:

$$v_i(p) = \max \left\{ c_i^{(P)} - d_P + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(P)} v_j(p-1), c_i^{(NP)} - d_{NP} + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(NP)} v_j(p) \right\} \quad (27)$$

Với $p = 1, 2, \dots, p_{max}$ và

$$v_i(0) = c_i^{(NP)} - d_{NP} + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(NP)} v_j(0) \quad (28)$$

Tương tự phần 3.2.1, ta đưa bài toán tìm giá trị CLV tối ưu $v_i(p)$ về bài toán quy hoạch tuyến tính sau:

$$\min \sum_{i=0}^{N-1} \sum_{p=1}^{p_{max}} v_i(p) \quad (29)$$

Với các ràng buộc:

$$\left\{ \begin{array}{l} v_i(p) \geq c_i^{(P)} - d_P + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(P)} v_j(p-1), \quad \forall p = \overline{1, p_{max}} \\ v_i(p) \geq c_i^{(NP)} - d_{NP} + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(NP)} v_j(p), \quad \forall p = \overline{1, p_{max}} \\ v_i(0) = c_i^{(NP)} - d_{NP} + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(NP)} v_j(0) \\ v_i(p) \geq 0 \end{array} \right. \quad (30)$$

Giải bài toán quy hoạch tuyến tính (30), ta được tìm được các CLV tối ưu $v_i^*(p)$, $\forall i = 0, 1, \dots, N-1, p = 1, 2, \dots, p_{max}$.

Nếu CLV tối ưu $v_i^*(p)$ với $p > 0$ thỏa mãn ràng buộc:

$$v_i^*(p) = c_i^{(P)} - d_P + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(P)} v_j^*(p-1) \quad (31)$$

thì quy tắc ra quyết định tối ưu d^* thỏa mãn $d^*(i) = P$. Nghĩa là, nên thực hiện khuyến mại (nếu có thể) cho các khách hàng đang ở trạng thái i .

Ngược lại, nếu CLV tối ưu $v_i^*(p)$ thỏa mãn:

$$v_i^*(p) = c_i^{(NP)} - d_p + \alpha \sum_{j=0}^{N-1} p_{ji}^{(NP)} v_j^*(p) \quad (32)$$

thì $d^*(i) = NP$. Nghĩa là, không nên thực hiện khuyến mại cho các khách hàng đang ở trạng thái i .

Chiến lược khuyến mại tối ưu cho bài toán này có dạng $\delta^* = (d^*, d^*, \dots)$. Một ứng dụng của mô hình này sẽ được trình bày trong phần sau.

Như vậy, thông qua việc sử dụng quá trình quyết định Markov và quy hoạch động ngẫu nhiên, ta đã đưa ra một phương pháp giải quyết triệt để bài toán tìm chiến lược khuyến mại nhằm tối ưu CLV. Bài viết sẽ đặc biệt có ý nghĩa nếu có thể được áp dụng trực tiếp tại Việt Nam. Mặc dù nhóm nghiên cứu đã tích cực tìm hiểu, tuy nhiên, do nhiều nguyên nhân khách quan, chúng tôi không thể tìm được địa chỉ ứng dụng tin cậy tại Việt Nam. Trong phần sau, chúng tôi sẽ áp dụng mô hình này vào dữ liệu thực tế tại một công ty sửa chữa và bảo dưỡng ô tô tại Đà Loan.

4. Áp dụng mô hình tìm chiến lược tối ưu vào một công ty sửa chữa và bảo dưỡng ô tô tại Đà Loan

4.1. Giới thiệu về ngành công nghiệp ô tô tại Đà Loan

Trước năm 2002, ngành công nghiệp ô tô tại Đà Loan được chính phủ bảo vệ bởi hàng rào thuế quan rất nghiêm ngặt. Tuy nhiên, sau khi gia nhập Tổ chức thương mại thế giới WTO vào năm 2002, cùng với việc mở cửa thị trường, ngành công nghiệp này đã phải đối mặt với rất nhiều khó khăn. Năm 2005, 445000 ô tô tại thị trường trong nước được tiêu thụ, nhưng con số này chỉ là 234000 vào năm 2009 (TTVMA, 2010). Đi đôi với khủng hoảng kinh tế và giá nhiên liệu tăng cao, thế giới đã có những dự đoán không hề lạc quan về tương lai của ngành công nghiệp ô tô ở Đà Loan.

Trước nhu cầu mua xe mới tụt giảm, dịch vụ sửa chữa và bảo hành ô tô có thể sẽ là một hướng đi mới mang lại nguồn lợi nhuận chủ yếu cho các công ty kinh doanh ô tô tại quốc gia này. Tuy nhiên, vấn đề đặt ra là trung bình mỗi công ty, xí nghiệp bảo dưỡng phải cạnh tranh với hơn 86000 gara ô tô - nơi cùng cung cấp dịch vụ nhưng giá cả lại rẻ hơn nhiều. Nói chung, khi một chiếc xe đang trong thời kỳ bảo hành, khách hàng mua xe sẽ trở lại công ty đã mua để bảo dưỡng, nhưng khi đã hết hạn bảo hành, 42% người mua sẽ chọn các gara khác (W.-J., 2007). Mặt khác, một nghiên cứu của Reichheld và Sasser (R and S. Reichheld F.F. and Sasser Jr.) đã chỉ ra rằng, việc giảm 5% khách hàng sử dụng dịch vụ của công ty đối thủ sẽ tăng lợi nhuận của công ty lên gần 30%. Do đó, việc xác định lợi nhuận khách hàng mang lại và xây dựng sự tin cậy lâu bền với họ sẽ quyết định đến sự sống còn của công ty.

Hai bài toán trên sẽ được giải quyết trọn vẹn nếu ta có thể định lượng được giá trị mà mỗi khách hàng mang lại và sự biến động của giá trị này khi chiến lược kinh doanh thay đổi. Trong phần này, chúng tôi sẽ áp dụng mô hình đã được trình bày ở trên để mô phỏng hành vi của khách hàng và tìm chiến lược khuyến mại nhằm tối ưu lợi nhuận của công ty. Giả thiết rằng công ty này cần tìm chiến lược ra quyết định có hoặc không tổ chức khuyến mại cho khách hàng.

4.2. Mô hình hóa hành vi khách hàng

Dựa theo số lần sử dụng dịch vụ tại công ty trong vòng một năm, ta có thể chia khách hàng thành 5 loại. Theo đó, một khách hàng bất kì chỉ có thể thuộc một trong 5 trạng thái:

Trạng thái	0	1	2	3	4
Số lần sử dụng	0	1	2	3	≥ 4

Bảng 4: Phân loại trạng thái khách hàng theo số lần sử dụng dịch vụ

Trong bài nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng ma trận xác suất chuyển trạng thái do C.-J.Cheng(C.-J.Cheng, S.W.Chiu, C.-B.Cheng and J.-Y.Wu, 2012) xây dựng dựa trên dữ liệu thực tế tại một công ty sửa chữa và bảo dưỡng ô tô Đà Loan. Ma trận xác suất chuyển trạng thái của khách hàng khi có và không có khuyến mại như sau:

$$P^{(P)} = \begin{pmatrix} 0.119 & 0.263 & 0.301 & 0.206 & 0.111 \\ 0.203 & 0.321 & 0.272 & 0.113 & 0.091 \\ 0.097 & 0.245 & 0.205 & 0.286 & 0.167 \\ 0.060 & 0.186 & 0.240 & 0.281 & 0.233 \\ 0.025 & 0.091 & 0.126 & 0.287 & 0.471 \end{pmatrix}$$

$$P^{(NP)} = \begin{pmatrix} 0.144 & 0.279 & 0.270 & 0.175 & 0.132 \\ 0.220 & 0.333 & 0.252 & 0.127 & 0.068 \\ 0.148 & 0.283 & 0.270 & 0.172 & 0.127 \\ 0.087 & 0.213 & 0.260 & 0.211 & 0.229 \\ 0.032 & 0.110 & 0.189 & 0.217 & 0.452 \end{pmatrix}$$

Doanh thu của một khách hàng mang lại cho công ty khi có và không có khuyến mại tương ứng là $C^{(P)}$ và $C^{(NP)}$ được cho bởi:

$$C^{(P)} = \begin{pmatrix} 0 \\ 10 \\ 19 \\ 37.5 \\ 55.5 \end{pmatrix}, \quad C^{(NP)} = \begin{pmatrix} 0 \\ 10 \\ 19.5 \\ 38.5 \\ 57 \end{pmatrix}$$

Phần dưới đây, ta sẽ minh họa bài toán tìm chiến lược khuyến mại tối ưu cho công ty trong 3 trường hợp: (1) vòng đời của khách hàng vô hạn (hoặc chưa xác định trước) và không có ràng buộc về ngân sách dành cho khuyến mại; (2) vòng đời của khách hàng hữu hạn và có ràng buộc; (3) vòng đời của khách hàng vô hạn và có ràng buộc.

4.3. Tính CLV và hoạch định chiến lược kinh doanh

Xét bài toán tìm chiến lược khuyến mại tối ưu của công ty sửa chữa và bảo dưỡng ô tô tại Đà Loan được trình bày ở trên. Công ty cần đưa ra quyết định có hoặc không thực hiện khuyến mại cho mỗi khách hàng. Khi không thực hiện khuyến mại, chi phí bỏ ra bằng không. Chi phí thực hiện khuyến mại là $d = 2$. Tỷ lệ chiết khấu $\alpha = 0.9$.

4.3.1. Số chu kỳ vô hạn không ràng buộc

Xét bài toán tìm chiến lược khuyến mại tối ưu với giả thiết vòng đời khách hàng vô hạn và không có ràng buộc giới hạn số lần khuyến mại dành cho mỗi khách hàng.

Ta chuyển bài toán tìm chiến lược khuyến mại tối ưu về bài toán quy hoạch tuyến tính dưới đây:

$$\min \sum_{i=0}^4 v_i$$

Với các ràng buộc:

$$\left\{ \begin{array}{l} v_0 \geq 0 - 2 + 0.9(0.119v_0 + 0.0.263v_1 + 0.301v_2 + 0.206v_3 + 0.111v_4) \\ v_1 \geq 10 - 2 + 0.9(0.203v_0 + 0.321v_1 + 0.272v_2 + 0.113v_3 + +0.111v_4) \\ v_2 \geq 19 - 2 + 0.9(0.097v_0 + 0.245v_1 + 0.205 + 0.286v_3 + 0.167v_4) \\ v_3 \geq 37.5 - 2 + 0.9(0.06v_0 + 0.186v_1 + 0.24v_2 + 0.281v_3 + 0.233v_4) \\ v_4 \geq 55.5 - 2 + 0.9(0.025v_0 + 0.091v_1 + 0.126v_2 + 0.287v_3 + 0.471v_4) \\ v_0 \geq 0 + 0.9(0.144v_0 + 0.279v_1 + 0.27v_2 + 0.175v_3 + 0.132v_4) \\ v_1 \geq 10 + 0.9(0.22v_0 + 0.333v_1 + 0.252v_2 + 0.127v_3 + 0.068v_4) \\ v_2 \geq 19.5 + 0.9(0.148v_0 + 0.283v_1 + 0.27v_2 + 0.172v_3 + 0.127v_4) \\ v_3 \geq 38.5 + 0.9(0.087v_0 + 0.213v_1 + 0.26v_2 + 0.211v_3 + 0.229v_4) \\ v_4 \geq 57 + 0.9(0.032v_0 + 0.11v_1 + 0.189v_2 + 0.217v_3 + 0.452v_4) \\ v_0, v_1, v_2, v_3, v_4 \geq 0 \end{array} \right.$$

Hệ trên được tính toán bằng Excel như hình vẽ:

A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
d =	2								
alpha =	0.9								
Ma trận chuyển cho giai đoạn không có khuyến mại					Doanh thu		Ràng buộc		
0.144	0.279	0.27	0.175	0.132		0		231.0473	
0.22	0.333	0.252	0.127	0.068		10		234.24295	
0.148	0.283	0.27	0.172	0.127		19.5		250.075273	
0.087	0.213	0.26	0.211	0.229		38.5		277.603264	
0.032	0.11	0.189	0.217	0.452		57		310.56536	
Ma trận chuyển cho giai đoạn có khuyến mại					Doanh thu		Ràng buộc		
0.119	0.263	0.301	0.206	0.111		0		229.431425	
0.203	0.321	0.272	0.113	0.091		10		233.676969	
0.097	0.245	0.205	0.286	0.167		19		253.77566	
0.06	0.186	0.24	0.281	0.233		37.5		277.33579	
0.025	0.091	0.126	0.287	0.471		55.5		310.014802	
f(v) tối ưu =					1307.234544				
v0	v1	v2	v3	v4					
231.047301	234.242952	253.775664	277.603264	310.565362					

Hình vẽ 3: Giải bài toán số chu kỳ vô hạn không ràng buộc bằng Excel

Các CLV tối ưu thu được là:

$$v = \begin{pmatrix} 231.0473 \\ 234.243 \\ 253.7757 \\ 277.6033 \\ 310.5654 \end{pmatrix}$$

v_0, v_1, v_2, v_3, v_4 lần lượt là các giá trị tối ưu mà mỗi khách hàng đang ở các trạng thái **0, 1, 2, 3, 4** mang lại cho công ty trong vòng đời của mình.

Chiến lược khuyến mại tối ưu cần tìm là:

Trạng thái	0	1	2	3	4
Quyết định	NP	NP	P	NP	NP

Bảng 5: Bảng kết quả chiến lược khuyến mại tối ưu 2

Kết quả này nói lên rằng: trong trường hợp không giới hạn số lần khuyến mại thì chính sách khuyến mại chỉ nên áp dụng với các khách hàng đang ở trạng thái 2, lúc đó CLV đạt được là tối ưu, đồng nghĩa với việc giá trị lợi nhuận thu được là tối ưu.

4.3.2. Số chu kỳ hữu hạn có ràng buộc

Xét bài toán tìm chiến lược khuyến mại tối ưu với giả thiết vòng đời khách hàng hữu hạn $n_{max} = 3$ năm và có ràng buộc giới hạn số lần khuyến mại dành cho mỗi khách hàng. Theo đó, mỗi khách hàng sẽ được khuyến mại tối đa

$p_{max} = 1$ lần trong toàn bộ khoảng thời gian khách hàng sử dụng dịch vụ tại công ty.

Ở đây ta giả định rằng mỗi lần tổ chức khuyến mại sẽ kéo dài trong 1 năm và doanh nghiệp sẽ tổ chức khuyến mại 1 lần duy nhất trong vòng 3 năm. Giả thiết này có thể thay đổi linh hoạt tùy thuộc vào đặc điểm kinh doanh doanh nghiệp và dữ liệu thu được.

Tương tự phần 3.2.1, ta chuyển bài toán tìm chiến lược khuyến mại tối ưu về bài toán quy hoạch tuyến tính và giải bằng Excel như hình vẽ.

Chiến lược khuyến mại tối ưu cần tìm là:

$n = 1$ (còn 1 năm)	Trạng thái	0	1	2	3	4
	Quyết định	NP	NP	NP	NP	NP
$n = 2$ (còn 2 năm)	Trạng thái	0	1	2	3	4
	Quyết định	NP	NP	P	NP	NP
$n = 3$ (còn 3 năm)	Trạng thái	0	1	2	3	4
	Quyết định	NP	NP	P	NP	NP

Bảng 6: Bảng kết quả chiến lược khuyến mại tối ưu 3

A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M
d =	2											
alpha =	0.9											
Ma trận chuyển cho giai đoạn không có khuyến m					Doanh thu			Ràng buộc				
	0	1	2	3	0	n=1	n=2	n=3				
	0.144	0.22	0.148	0.087	0.032	0	20.0849	40.0063				
	0.279	0.333	0.283	0.213	0.11	10	25.3086	43.8749				
	0.27	0.252	0.27	0.26	0.189	19.5	39.2604	59.0827				
	0.175	0.127	0.172	0.211	0.217	38.5	64.0389	85.7087				
	0.132	0.068	0.127	0.229	0.452	57	92.0136	117.044				
Ma trận chuyển cho giai đoạn có khuyến mại					Doanh thu			Ràng buộc				
	0	1	2	3	0	n=1	n=2	n=3				
	0.119	0.203	0.097	0.06	0.025	0	18.4818	37.8422				
	0.263	0.321	0.245	0.186	0.091	10	24.2464	42.6408				
	0.301	0.272	0.205	0.24	0.126	19	41.2798	61.8907				
	0.206	0.113	0.286	0.281	0.287	37.5	63.0756	84.7922				
	0.111	0.091	0.167	0.233	0.471	37.5	72.6372	98.0226				
					f(v) tối ưu			1425.416927				
		n=0	n=1	n=2	n=3							
p=0	v0	0	0	20.0849	39.5156							
	v1	0	10	25.3086	43.4169							
	v2	0	19.5	39.2604	58.592							
	v3	0	38.5	64.0389	85.2362							
	v4	0	57	92.0136	116.7							
p=1	v0	0	0	20.0849	40.0063							
	v1	0	10	25.3086	43.8749							
	v2	0	19.5	41.2798	61.8907							
	v3	0	38.5	64.0389	85.7087							
	v4	0	57	92.0136	117.044							

Hình vẽ 4: Giải bài toán số chu kỳ hữu hạn có ràng buộc bằng Excel

Bảng kết quả này cho biết:

- Trong năm cuối cùng ($n = 1$), doanh nghiệp không nên tổ chức khuyến mại, do tất cả các trạng thái đều đạt tối ưu ứng với quyết định NP.

- Năm thứ nhất và hai nên tổ chức khuyến mại. Do số lần tổ chức khuyến mại là một lần duy nhất, nên doanh nghiệp có thể tổ chức vào một trong hai năm: thứ nhất hoặc thứ hai.
- Khi tổ chức khuyến mại, chỉ nên áp dụng chính sách này cho các khách hàng đang tại trạng thái thứ hai.

4.3.3. Số chu kỳ vô hạn có ràng buộc

Xét bài toán tìm chiến lược khuyến mại tối ưu của công ty sửa chữa và bảo dưỡng ô tô tại Đà Loan được trình bày ở trên, với giả thiết vòng đời khách hàng vô hạn và có ràng buộc giới hạn số lần khuyến mại dành cho mỗi khách hàng. Theo đó, mỗi khách hàng sẽ được khuyến mại tối đa $p_{max} = 4$ lần trong toàn bộ khoảng thời gian khách hàng sử dụng dịch vụ.

Đưa bài toán tìm chiến lược khuyến mại tối ưu về bài toán quy hoạch tuyến tính như trong phần 3.2.3. Việc giải bài toán quy hoạch tuyến tính này bằng công cụ Excel được trình bày như trong hình vẽ. Giá trị lợi nhuận kỳ vọng cực đại thu được là:

p Trạng thái	0	1	2	3	4
0	222.6938	225.4211	227.2579	228.4951	229.3283
1	225.9268	228.6419	230.4705	231.7022	232.5317
2	241.7201	245.656	248.3069	250.0924	251.2949
3	269.3157	272.0214	273.8438	275.0712	275.8979
4	302.5864	305.1914	306.9459	308.1276	308.9235

Bảng 7: Bảng kết quả CLV tối ưu

Kết quả chiến lược khuyến mại tối ưu cần tìm:

p Trạng thái	0	1	2	3	4
0	NP	NP	NP	NP	NP
1	NP	NP	NP	NP	NP
2	P	P	P	P	P
3	NP	NP	NP	NP	NP
4	NP	NP	NP	NP	NP

Bảng 8: Bảng kết quả chiến lược khuyến mại tối ưu 4

hóa mà công ty cung cấp. Sau khi tính được CLV ứng với mỗi khách hàng, công ty có thể sử dụng kết quả này để đưa ra chiến lược kinh doanh phù hợp với từng loại khách hàng. Qua đó, có thể duy trì mối quan hệ và sự tin tưởng lâu dài của họ với công ty.

Trong các bài nghiên cứu tiếp theo, chúng tôi sẽ áp dụng bài viết này theo các hướng: (1) tối ưu chiến lược quảng cáo; (2) mô hình hóa các trạng thái hành vi khách hàng dựa trên nhiều biến. Hướng thứ nhất đặc biệt hữu dụng trong kinh doanh, bởi hiện nay, quảng cáo là công cụ phổ biến nhất giúp khách hàng tiếp cận được sản phẩm mình cần và cũng là giúp các doanh nghiệp tiêu thụ được nhiều sản phẩm hơn. Đi theo hướng thứ hai, tức là, nhiều biến sẽ đồng thời cùng được sử dụng để biểu diễn một trạng thái khách hàng. Bài toán này sẽ phức tạp hơn nhiều, nhưng vẫn có thể giải được bằng các phương pháp mô phỏng như: hệ động lực hoặc mạng Petri để mô hình hóa hành vi trong tương lai của khách hàng.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Berger P and Nasr N. (1998). Customer Lifetime Value: Marketing Models and Applications. *Journal of Interactive Marketing*, 12:17-30.
- [2] Blackwell, D. (1962). Discrete Dynamic Programming. *University of California* .
- [3] Blattberg R, Deighton J. (1996). Manage Market by the Customer Equity. *Harvard Business Review*, 73:136-144.
- [4] C.-J.Cheng, S.W.Chiu, C.-B.Cheng and J.-Y.Wu. (2012). Customer lifetime value prediction by a Markov chain based data. *Sharif University of Technology*.
- [5] Chan, S.L., Ip, W.H. and Cho, V. (2010). A model for predicting customer value from perspectives of product attractiveness and marketing strategy. Ching, WK., Huang, X., Ng, MK ... et al. (2013). *Markov chains: models, algorithms and applications* D, W. (n.d.). *Markov Decision Processes*. Chichester: John Wiley and Sons.
- [6] DuWors R and Haines G. (1990). Event History Analysis Measure of Brand Loyalty. *Journal of Marketing Research*, 27:485-493.
- [7] E, A. (1999). Constrained Markov Decision Processes. *Chapman and Hall/CRC*.
- [8] Hwang, H., Jung, T. and Suh, E. (2004). An LTVmodel and customer segmentation based on customer value: a case study on the wireless telecommunication industry.
- [9] Jackson, B. (1985). *Winning and Keeping Industrial Customers*. Lexington.
- [10] Kim, S.-Y., Jung, T.-S., Suh, E.-H. and Hwang, H.-S. (2006). Customer segmentation and strategy development based on customer life time value: a case study.
- [11] L.Puterman, M. (2005). *Markov Decision Process: Discrete Stochastic Dynamic Programming*. University of British Columbia.
- [12] Lilien L, Kotler P and Moorthy K. (1992). *Marketing Models*. New Jersey: Prentice Hall.
- [13] R and S. Reichheld F.F. and Sasser Jr. (n.d.). Zero defections: quality comes to services. *Harvard Business Review*, 105-111.
- [14] Shih, Y.-Y. and Liu, D.-R. (2008). Product recommendation approaches: collaborative filtering via customer lifetime value and customer demands.
- [15] Shin, H.W., Sohn, S.Y. (2004). Segmentation of stock trading customers according to potential value . *Expert Systems with Applications*, 27-33.
- [16] TTVMA. (2010). *TTVMA (Taiwan Transportation Vehicle Manufacturers Association) Industry status report*. TaiWan.

HỆ THỐNG THƯỞNG PHẠT TRONG TÁI TỤC BẢO HIỂM TRÁCH NHIỆM DÂN SỰ CỦA CHỦ XE CƠ GIỚI ĐỐI VỚI BÊN THỨ BA

SV: Nguyễn Thế Lâm, Bùi Tuấn Anh - Đại học Bách Khoa Hà Nội

Vũ Thị Khuyên, Đào Thu Thủy – Học viện Tài Chính

Đỗ Quỳnh Anh – Đại học Ngoại Thương

GVHD: TS. Hà Bình Minh, TS. Nguyễn Thị Thúy Quỳnh

TÓM TẮT

Bảo hiểm là biện pháp chia sẻ rủi ro của một người hay của số một ít người cho cả cộng đồng những người có khả năng gặp rủi ro cùng loại, bằng cách mỗi người trong cộng đồng góp một số tiền nhất định vào một quỹ chung, và từ quỹ chung đó bù đắp thiệt hại cho thành viên trong cộng đồng không may bị thiệt hại do rủi ro đó gây ra. Bảo hiểm được xem như là một cách thức chuyển giao rủi ro tiềm năng một cách công bằng từ một cá thể sang cộng đồng thông qua phí bảo hiểm. Do đó việc định phí bảo hiểm nhằm đảm bảo nguyên tắc này là vô cùng quan trọng.

Bài nghiên cứu dựa trên cuốn sách Bonus - Malus System in Automoblie Insurance của tác giả Jean Lemaire và số liệu thống kê tại Bỉ, sử dụng mô hình nhị thức âm (một mô hình kết phân phối Poisson kết hợp phân phối Gamma) để mô phỏng phân phối của số vụ khiếu nại cho các hợp đồng bảo hiểm. Căn cứ trên đó, sử dụng phương pháp phân tích Bayes để tính mức phí khi tái tục hợp đồng bảo hiểm, nhằm tạo ra sự cân bằng giữa các khách hàng bảo hiểm, cũng như giữa khách hàng bảo hiểm với công ty bảo hiểm. Với mục tiêu làm rõ khái niệm thưởng - phạt, làm rõ mô hình toán học trong phân chia lớp phí bảo hiểm, từ đó minh họa mô hình trên số liệu thống kê tại Bỉ và số liệu của doanh nghiệp Bảo hiểm tại Việt Nam, bài nghiên cứu thực sự có ý nghĩa đối với ngành Bảo hiểm cũng như nền kinh tế.

Từ khóa: Bảo hiểm, hệ thống thưởng phạt, mô hình Poisson, mô hình nhị thức âm.

I. Thực trạng việc thưởng phạt trong tái tục hợp đồng bảo hiểm xe cơ giới tại Việt Nam

1.1. Thực trạng thị trường Bảo hiểm trên thế giới và tại Việt Nam

Đầu những năm 1900, số lượng xe ô tô trên thế giới được ước lượng chỉ vài ngàn chiếc, đến năm 2014 đã lên đến hơn 1 tỷ chiếc và có thể tăng đến 2 tỷ chiếc vào năm 2035 (theo tạp chí Ward's Auto). Hệ quả đi kèm với nó là sự gia tăng đồng thời của tai nạn và thương vong, hơn 1.24 triệu người chết và khoảng 50 triệu người bị thương vì tai nạn giao thông mỗi năm (theo báo cáo năm 2013 của Tổ chức y tế Thế giới WHO). Còn tại Việt Nam, bình quân mỗi năm có 9.000 người chết, mỗi ngày có 24 người vĩnh viễn ra đi; 70 người bị thương và tàn phế suốt đời do tai nạn giao thông. Hàng năm tai nạn giao thông đã cướp đi 2,5 - 2,9% GDP (ước tính khoảng 250 - 300 tỷ đồng mỗi ngày). Ngoài những thiệt hại về kinh tế có thể quy đổi ra những con số cụ thể thì tai nạn giao thông còn để lại những nỗi đau, sự mất mát vô cùng to lớn cho người thân, gia đình của những người bị nạn cũng như của toàn xã hội. Về phía cá nhân mỗi người tham gia giao thông, với mỗi chủ phương tiện, khi rủi ro bất ngờ xảy ra với ô tô và phương tiện vận tải nói chung, ngoài việc phải chịu những thiệt hại vật chất do phương tiện của chính mình bị hư hỏng hay mất mát, còn phải chịu trách nhiệm cho những tổn thất do phương tiện của mình gây ra cho bên thứ ba.

Trước bối cảnh đó, các công ty bảo hiểm đã ra đời nhằm thực hiện chức năng phân tán rủi ro, giúp cho các cá nhân tránh khỏi tình trạng kiệt quệ về tài chính do tổn thất mà tai nạn đem lại; đồng thời việc mỗi cá nhân ổn định tài chính cũng là đem lại sự ổn định tài chính của xã hội. Như vậy, bảo hiểm được xem như tấm lá chắn tài chính đối với mỗi cá nhân cũng như toàn xã hội. Đối với người tham gia bảo hiểm dành cho xe ô tô nói riêng thì các sản phẩm bảo hiểm này là giải pháp hạn chế thiệt hại cho họ sau mỗi vụ tai nạn xảy ra. Sản phẩm bảo hiểm dành cho xe ô tô gồm hai phần: Bảo hiểm thiệt hại vật chất ô tô và Bảo hiểm trách nhiệm dân sự đối với bên thứ ba... Xuất phát từ vai trò, nhiệm vụ to lớn của bảo hiểm đối với người tham gia bảo hiểm nói riêng và toàn xã hội nói chung, nhà nước cần tuyên truyền để người dân thấy tham gia bảo hiểm là thiết thực với bản thân, là trách nhiệm với cộng đồng và xã hội. Bên cạnh việc áp dụng các điều luật nhằm đảm bảo mọi người thực thi đúng thì yếu tố căn bản là sự công bằng giữa những người tham gia bảo hiểm sẽ khiến mọi người tự nguyện tham gia bảo hiểm. Điều đó đặt ra bài toán cho các công ty bảo hiểm là phải xác định mức phí phù hợp cho từng đối tượng tham gia bảo hiểm.

Trên thế giới, các công ty bảo hiểm đã áp dụng hệ thống thưởng - phạt (Bonus - malus systems, viết tắt là BMS) để xác định mức phí cho từng hợp đồng bảo hiểm khi tái tục. Quốc gia điển hình áp dụng hệ thống BMS sớm nhất là Bỉ, hệ thống phiên bản đầu tiên được giới thiệu bởi một công ty vào những năm 1960 và được tất cả các công ty sử dụng vào năm 1971. BMS đã trở nên phổ biến tại một số nước châu Âu, châu Á, một số nước Mỹ - Latinh và Châu Phi. Theo đó, các hợp đồng bảo hiểm được chia thành các lớp, và những người ở cùng một lớp sẽ chi trả cùng một mức phí. Hệ thống BMS tồn tại phụ thuộc vào môi trường khuôn khổ pháp lý ở mỗi quốc gia. Ở những nước cho phép việc đánh giá tự do, các BMS khác nhau có thể cùng tồn tại. Khi có sự điều chỉnh, cả những hệ thống BMS mới và cũ đều được đưa ra thảo luận một cách thận trọng. Ví dụ như ở Anh, môi trường pháp lý hoàn toàn tự do, các công ty có thể tự do thiết kế BMS của mình; ở Thụy Điển, nơi có sự can thiệp của Chính phủ, các công ty phải sử dụng cùng một BMS; còn ở Đan Mạch, các công ty lại sử dụng BMS một cách khá linh hoạt.

Tại Việt Nam, thị trường bảo hiểm trong nước những năm gần đây đã rất sôi động, đa dạng. Số lượng công ty hoạt động kinh doanh bảo hiểm ngày càng tăng, nếu trước năm 1993 cả nước chỉ có Bảo Việt kinh doanh, hoạt động dưới hình thức bao cấp thì đến nay số lượng các doanh nghiệp bảo hiểm đã tăng lên đáng kể, cụ thể, tính đến ngày 31/12/2015, có 61 doanh nghiệp bảo hiểm (DNBH) đang hoạt động tại Việt Nam, trong đó gồm 29 DNBH phi nhân thọ, 1 chi nhánh DNBH phi nhân thọ nước ngoài tại Việt Nam, 17 DNBH nhân thọ, 12 doanh nghiệp môi giới bảo hiểm (DNMGBH) và 2 doanh nghiệp tái bảo hiểm (DNTBH) với các loại hình sở hữu đa dạng; tính cạnh tranh của các công ty đã và đang từng bước đáp ứng tốt hơn nhu cầu của các khách hàng. Tuy nhiên, thị trường bảo hiểm Việt Nam vẫn chưa thực sự đáp ứng được yêu cầu của quá trình phát triển kinh tế - xã hội. Năng lực hoạt động của các doanh nghiệp bảo hiểm và môi giới bảo hiểm còn khá nhiều hạn chế. Việc cạnh tranh không lành mạnh giữa các doanh nghiệp bảo hiểm đang ở tình trạng báo động. Sự thiếu hoàn thiện của hệ thống văn bản pháp luật và công tác quản lý nhà nước cũng đang ảnh hưởng không nhỏ tới sự phát triển lành mạnh của ngành bảo hiểm. Một thị trường Bảo hiểm còn non kém, không minh bạch, thiếu mô hình phân tích định lượng kéo theo các sản phẩm bảo hiểm chưa đáp ứng được nhu cầu khách quan, thiếu công bằng giữa những người tham gia bảo hiểm. Đối với việc xác định mức phí phù hợp cho một hợp đồng bảo hiểm, hiện nay tại Việt Nam chưa có một mô hình định lượng nào được xây dựng. Vì thế, mô hình thưởng phạt BMS cũng chưa được đưa ra. Các công

ty bảo hiểm Việt Nam mới chỉ áp dụng hình thức thưởng đối với khách hàng. Điều này được giải thích bởi nhiều nguyên nhân khách quan và chủ quan như sau:

Cạnh tranh không lành mạnh, môi trường kinh doanh thiếu tính đồng bộ: Nếu công ty bảo hiểm áp dụng cả hình thức phạt đối với khách hàng, kỳ hợp đồng tiếp theo khách hàng sẽ không tiếp tục ký hợp đồng với công ty bảo hiểm đó và chuyển sang công ty khác có nhiều chính sách ưu đãi hơn.

Việc xác định mức phí phù hợp với mỗi hợp đồng bảo hiểm là một bài toán khó với nhiều yếu tố phức tạp liên quan đến cá nhân người tham gia bảo hiểm và phương tiện được bảo hiểm.

Bản thân các công ty bảo hiểm chưa đáp ứng được nguồn nhân lực chất lượng cao có khả năng xây dựng hoặc ứng dụng được mô hình định phí để xác định mức phí cho mỗi hợp đồng.

Vấn đề đặt ra đối với ngành bảo hiểm Việt Nam là làm sao để xây dựng và áp dụng mô hình toán trong định phí bảo hiểm. Đứng trước yêu cầu thực tiễn này, chúng tôi lựa chọn chủ đề “Hệ thống thưởng - phạt (BMS) trong tái tục bảo hiểm trách nhiệm dân sự của chủ xe cơ giới đối với bên thứ ba”.

1.2. Hệ thống thưởng - phạt trong bảo hiểm trách nhiệm dân sự của chủ xe cơ giới đối với bên thứ ba

Hệ thống thưởng phạt là những quy tắc định giá mà ở đó phí bảo hiểm của người tham gia bảo hiểm sẽ tăng (phạt) khi trước đó người tham gia bảo hiểm gây ra tai nạn dẫn đến tổn thất đòi bồi thường, giảm (thưởng) nếu trước đó không có yêu cầu khiếu nại bồi thường nào.

Phụ thuộc vào từng quốc gia, các công ty bảo hiểm có thể sử dụng các thuật ngữ như “giảm phí khi không yêu cầu bồi thường” (no claim discount), “tính phí dựa trên đánh giá kinh nghiệm” (experienced - rated premiums), “tính phí dựa trên từng cá nhân” (personalized premiums), “hệ thống tính công” (merit - rating systems). Ở nhiều nước châu Âu và châu Á, thuật ngữ phổ biến được sử dụng là Bonus - malus systems (BMS). Mục đích chính của hệ thống này, bên cạnh khuyến khích người tham gia bảo hiểm lái xe an toàn, còn kiểm soát được rủi ro của từng người để người đó chỉ trả khoản phí tương ứng với tần suất yêu cầu bồi thường của chính họ.

Một người khi tham gia bảo hiểm đặt một khoản tiền tương ứng với mức độ rủi ro của mình và nhận lại một khoản tiền đã thỏa thuận dựa trên tai nạn nếu họ gặp phải. Mức độ rủi ro của mỗi người là không giống nhau nên mức phí bảo hiểm mà họ chỉ trả cũng cần khác nhau. Nhiệm vụ chính của việc định phí bảo hiểm là đánh giá mức độ rủi ro của đối tượng tham gia bảo hiểm để đảm bảo sao cho chi phí bồi thường được chia sẻ một cách công bằng nhất có thể. Điều đó được thực hiện bằng cách chia hợp đồng bảo hiểm thành các lớp, những người ở cùng một lớp sẽ chỉ trả cùng một mức phí. Trong bảo hiểm trách nhiệm dân sự đối với bên thứ ba, căn cứ để phân chia các lớp phí dựa trên mức độ rủi ro bao gồm:

Các yếu tố liên quan đến bản thân chiếc xe và vấn đề sử dụng xe (loại xe, mục đích sử dụng, phạm vi địa bàn hoạt động, thời gian đã sử dụng, giá trị xe...);

Các yếu tố liên quan đến người được bảo hiểm, người điều khiển xe (giới tính, độ tuổi của lái xe, tiền sử của lái xe, kinh nghiệm của lái xe, quá trình tham gia bảo hiểm của người được bảo hiểm);

Sự giới hạn phạm vi bảo hiểm và có sự phân biệt giữa bảo hiểm lẻ và bảo hiểm cả đội xe.

Các hệ thống BMS phiên bản đầu tiên sử dụng những căn cứ cảm tính (được xác định trước khi người tham gia bảo hiểm lái xe) để phân biệt các mức phí cho các hợp đồng bảo hiểm

ô tô như: tuổi tác, giới tính, nghề nghiệp của lái xe, nơi sống và loại xe... Ví dụ, người tham gia bảo hiểm là nữ được chứng minh là gây ra ít tai nạn hơn đáng kể so với người tham gia bảo hiểm là nam. Để đảm bảo công bằng, nữ giới khi tham gia bảo hiểm cần được giảm tiền phí bảo hiểm so với nam giới. Giả sử nếu một công ty bảo hiểm bỏ qua đặc điểm này và yêu cầu một mức phí giống nhau đối với tất cả mọi người, do tính cạnh tranh gay gắt trên thị trường, phần lớn những người tham gia bảo hiểm là nữ sẽ chuyển sang mua bảo hiểm tại một công ty khác có mức phí thấp hơn dành cho họ. Công ty bảo hiểm kia sẽ còn lại toàn khách hàng là nam với mức độ rủi ro cao, dẫn đến thiếu hụt nguồn thu để chi trả cho các vụ bồi thường. Như vậy, nếu mọi nhân tố ảnh hưởng đến mức độ rủi ro được phát hiện và đo lường để đưa vào tính phí thì mức phí trung bình của mỗi hợp đồng là ổn định.

Tuy nhiên, việc đánh giá rủi ro trong định phí bảo hiểm chỉ dựa vào các căn cứ trên là chưa đủ. Một vài nghiên cứu trên thế giới sau đó đã chỉ ra rằng, yếu tố dùng để dự toán tốt nhất số vụ bồi thường trong tương lai không phải là tuổi tác, giới tính hoặc nghề nghiệp của người lái xe mà là hành vi bồi thường trong lịch sử của người lái xe. Tức là phí bảo hiểm phải được điều chỉnh theo một quá trình theo dõi lịch sử bồi thường của người được bảo hiểm. Khi đó, BMS là một cách để khắc phục những bất lợi do sự thiếu hiểu biết các thông tin về hành vi, thói quen của người lái xe. Ví dụ, theo cảm tính, nhiều người cho rằng tổng số quãng đường đi được trong một năm của người lái xe tương quan với tần suất khiếu nại. Nhưng hầu hết các công ty bảo hiểm trên thế giới không đồng ý với ý kiến này. Họ cho rằng, tổng số quãng đường hàng năm phải được đo lường gián tiếp: những người khiếu nại càng nhiều là những người dành nhiều thời gian lái xe.

1.3. Biểu phí bảo hiểm trách nhiệm dân sự đối với bên thứ ba áp dụng tại Việt Nam

Trong phạm vi đề tài, chúng tôi giới thiệu biểu phí trách nhiệm dân sự bắt buộc được ban hành bởi Bộ tài chính và biểu phí trách nhiệm dân sự tự nguyện của hai công ty tại Việt Nam: Tổng Công ty Cổ phần Bảo hiểm Bảo Việt, Tổng công ty Cổ phần Bảo hiểm Quân đội MIC.

Hiện nay, trên thị trường bảo hiểm Việt Nam, đặc biệt là bảo hiểm trách nhiệm dân sự bắt buộc vẫn có sự can thiệp của Nhà nước. Cụ thể, biểu phí bảo hiểm trách nhiệm dân sự bắt buộc được Bộ Tài chính ban hành kèm theo thông tư 22/2016-TT/BTC và các doanh nghiệp bảo hiểm khi cấp bảo hiểm cho khách hàng bắt buộc phải tuân theo biểu phí này. Không giống như bảo hiểm vật chất xe, mỗi doanh nghiệp bảo hiểm được phép xây dựng riêng cho mình một biểu phí dưới sự đồng ý của Bộ Tài chính, đối với bảo hiểm trách nhiệm dân sự bắt buộc- các doanh nghiệp bảo hiểm không có sự lựa chọn nào khác ngoài việc áp dụng biểu phí theo quy định chung, do đó việc giảm phí hay yếu tố thưởng là không có. Biểu phí bảo hiểm trách nhiệm dân sự bắt buộc được minh họa như dưới đây:

**BIỂU PHÍ BẢO HIỂM BẮT BUỘC TRÁCH NHIỆM DÂN SỰ
CỦA CHỦ XE CƠ GIỚI ĐỐI VỚI BÊN THỨ BA**

(Ban hành kèm theo Thông tư số 22 /2016 /TT-BTC ngày 16 tháng 02 năm của Bộ Tài chính)

Số TT	Loại xe	Phí bảo hiểm năm (đồng)
I	Mô tô 2 bánh	
1	Từ 50 cc trở xuống	55.000
2	Trên 50	60.000
II	Xe mô tô ba bánh, xe gắn máy và các loại xe cơ giới tương tự	290.000
III	Xe ô tô không kinh doanh vận tải	
1	Loại xe dưới 6 chỗ ngồi	437.000
2	Loại xe từ 6 đến 11 chỗ ngồi	794.000
3	Loại xe từ 12 đến 24 chỗ ngồi	1.270.000
4	Loại xe trên 24 chỗ ngồi	1.825.000
5	Xe vừa chở người vừa chở hàng (Pickup, minivan)	933.000
IV	Xe ô tô kinh doanh vận tải	
1	Dưới 6 chỗ ngồi theo đăng ký	756.000
2	6 chỗ ngồi theo đăng ký	929.000
3	7 chỗ ngồi theo đăng ký	1.080.000
4	8 chỗ ngồi theo đăng ký	1.253.000
5	9 chỗ ngồi theo đăng ký	1.404.000
6	10 chỗ ngồi theo đăng ký	1.512.000
7	11 chỗ ngồi theo đăng ký	1.656.000
8	12 chỗ ngồi theo đăng ký	1.822.000
9	13 chỗ ngồi theo đăng ký	2.049.000
10	14 chỗ ngồi theo đăng ký	2.221.000
11	15 chỗ ngồi theo đăng ký	2.394.000
12	16 chỗ ngồi theo đăng ký	3.054.000
13	17 chỗ ngồi theo đăng ký	2.718.000
14	18 chỗ ngồi theo đăng ký	2.869.000
15	19 chỗ ngồi theo đăng ký	3.041.000
16	20 chỗ ngồi theo đăng ký	3.191.000
17	21 chỗ ngồi theo đăng ký	3.364.000
18	22 chỗ ngồi theo đăng ký	3.515.000

19	23 chỗ ngồi theo đăng ký	3.688.000
20	24 chỗ ngồi theo đăng ký	4.632.000
21	25 chỗ ngồi theo đăng ký	4.813.000
22	Trên 25 chỗ ngồi	$[4.813.000 + 30.000 \times (\text{số chỗ ngồi} - 25 \text{ chỗ})]$
V	Xe ô tô chở hàng (xe tải)	
1	Dưới 3 tấn	853.000
2	Từ 3 đến 8 tấn	1.660.000
3	Trên 8 đến 15 tấn	2.746.000
4	Trên 15 tấn	3.200.000

VI. BIỂU PHÍ TRONG MỘT SỐ TRƯỜNG HỢP KHÁC

1. Xe tập lái

Tính bằng 120% của phí xe cùng chủng loại quy định mục III và mục V.

2. Xe Taxi

Tính bằng 170% của phí xe kinh doanh cùng số chỗ ngồi quy định tại mục IV.

3. Xe ô tô chuyên dùng

Phí bảo hiểm của xe cứu thương được tính bằng 120% phí bảo hiểm của xe pickup.

Phí bảo hiểm của xe chở tiền được tính bằng 120% phí bảo hiểm của xe dưới 6 chỗ ngồi quy định tại mục III.

Phí bảo hiểm của các loại xe chuyên dùng khác được tính bằng 120% phí bảo hiểm của xe chở hàng cùng trọng tải quy định tại mục V.

4. Đầu kéo rơ-moóc

Tính bằng 150% của phí xe trọng tải trên 15 tấn. Phí bảo hiểm của xe đầu kéo rơ-moóc là phí của cả đầu kéo và rơ-moóc.

5. Xe máy chuyên dùng

Tính bằng 120% phí bảo hiểm của xe chở hàng dưới 3 tấn quy định tại mục V.

6. Xe buýt

Tính bằng phí bảo hiểm của xe không kinh doanh vận tải cùng số chỗ ngồi quy định tại mục III.

(Phí bảo hiểm trên đây chưa bao gồm 10% thuế Giá trị gia tăng).

Bảo Việt, MIC là hai công ty bảo hiểm lớn hàng đầu và có uy tín tại Việt Nam. Theo thống kê của Hiệp hội bảo hiểm Việt Nam, Bảo Việt đang đứng đầu và MIC đang đứng thứ 7 trên thị trường bảo hiểm phi nhân thọ về thị phần bảo hiểm gốc và là các công ty có tốc độ tăng trưởng bình quân ổn định trong nhiều năm. Trên cơ sở Biểu phí và mức trách nhiệm bảo hiểm bắt buộc trách nhiệm dân sự chủ xe cơ giới của Bộ Tài chính, Bảo Việt và MIC đưa ra một số mức trách nhiệm bảo hiểm tự nguyện như sau:

Tổng công ty Bảo hiểm Bảo Việt

Biểu phí khai thác

Bảo hiểm tự nguyện trách nhiệm dân sự chủ xe ô tô

a. Các Mức trách nhiệm (MTN) bảo hiểm phổ thông

i) Mức trách nhiệm

MTN bảo hiểm tự nguyện tính bằng Đồng Việt Nam – Phần vượt quá mức bắt buộc

MTN	Mức I	Mức II	Mức III
MTN về người:	30 trđ/người/vụ	80 trđ/người/vụ	130 trđ/người/vụ
MTN về tài sản:	30 trđ/vụ	80 trđ/vụ	130 trđ/vụ

MTN bảo hiểm tính bằng Đô la Mỹ (\$) – Chưa bao gồm cả mức bắt buộc:

MTN	Mức IV	Mức V	Mức VI
MTN về người:	5.000 \$/người/vụ	10.000 \$/người/vụ	20.000 \$/người/vụ
MTN về tài sản:	20.000 \$/vụ	50.000 \$/vụ	100.000 \$/vụ

Trách nhiệm tối đa (cả người và tài sản): 500.000 \$/vụ

ii) Phí bảo hiểm

Phí bảo hiểm tự nguyện (đồng) - Chưa bao gồm phí bắt buộc của Bộ Tài Chính:

STT	Loại Xe	Phí bảo hiểm 1 năm (đồng)		
		Mức I	Mức II	Mức III
III	Xe ô tô không kinh doanh vận tải			
1	Loại xe dưới 6 chỗ ngồi	221.000	589.000	958.000
2	Loại xe từ 6 chỗ đến 11 chỗ ngồi	442.000	1.179.000	1.916.000
3	Loại xe từ 12 chỗ đến 24 chỗ ngồi	707.000	1.886.000	3.065.000
4	Loại xe trên 24 chỗ ngồi	1.017.000	2.712.000	4.406.000
5	Xe vừa chở người vừa chở hàng	520.000	1.386.000	2.252.000
IV	Xe ô tô kinh doanh vận tải			
1	Dưới 6 chỗ ngồi theo đăng ký	421.000	1.123.000	1.825.000
2	6 Chỗ ngồi theo đăng ký	517.000	1.380.000	2.242.000
3	7 Chỗ ngồi theo đăng ký	602.000	1.605.000	2.607.000
4	8 Chỗ ngồi theo đăng ký	698.000	1.861.000	3.025.000
5	9 Chỗ ngồi theo đăng ký	782.000	2.086.000	3.390.000
6	10 Chỗ ngồi theo đăng ký	842.000	2.246.000	3.650.000
7	11 Chỗ ngồi theo đăng ký	923.000	2.460.000	3.998.000
8	12 Chỗ ngồi theo đăng ký	1.015.000	2.706.000	4.398.000
9	13 Chỗ ngồi theo đăng ký	1.141.000	3.044.000	4.946.000
10	14 Chỗ ngồi theo đăng ký	1.238.000	3.300.000	5.363.000
11	15 Chỗ ngồi theo đăng ký	1.334.000	3.556.000	5.779.000

12	16 Chỗ ngồi theo đăng ký	1.418.000	3.781.000	6.144.000
13	17 Chỗ ngồi theo đăng ký	1.514.000	4.037.000	6.561.000
14	18 Chỗ ngồi theo đăng ký	1.598.000	4.262.000	6.926.000
15	19 Chỗ ngồi theo đăng ký	1.694.000	4.518.000	7.342.000
16	20 Chỗ ngồi theo đăng ký	1.778.000	4.741.000	7.705.000
17	21 Chỗ ngồi theo đăng ký	1.874.000	4.998.000	8.121.000
18	22 Chỗ ngồi theo đăng ký	1.958.000	5.222.000	8.486.000
19	23 Chỗ ngồi theo đăng ký	2.054.000	5.479.000	8.903.000
20	24 Chỗ ngồi theo đăng ký	2.151.000	5.735.000	9.319.000
21	25 Chỗ ngồi theo đăng ký	2.235.000	5.960.000	9.684.000
22	Trên 25 chỗ ngồi theo đăng ký	2.235.000 + 18.000 x (Số chỗ - 25)	5.960.000 + 48.000 x (Số chỗ - 25)	9.684.000 + 78.000 x (Số chỗ - 25)
V	Xe ô tô chở hàng (Xe tải)			
1	Dưới 3 tấn	439.000	1.170.000	1.901.000
2	Từ 3 đến 8 tấn	854.000	2.277.000	3.700.000
3	Trên 8 tấn đến 15 tấn	1.177.000	3.138.000	5.099.000
4	Trên 15 tấn	1.500.000	3.999.000	6.498.000

Phí bảo hiểm tính bằng Đô la Mỹ (\$) - Chưa bao gồm phí bảo hiểm bắt buộc của BTC:

STT	Loại Xe	Phí bảo hiểm 1 năm (\$)		
		Mức IV	Mức V	Mức VI
III	Xe ô tô không kinh doanh vận tải			
1	Loại xe dưới 6 chỗ ngồi	81	192	383
2	Loại xe từ 6 chỗ đến 11 chỗ ngồi	162	383	766
3	Loại xe từ 12 chỗ đến 24 chỗ ngồi	259	613	1.226
4	Loại xe trên 24 chỗ ngồi	373	881	1.762
5	Xe vừa chở người vừa chở hàng	191	450	901
IV	Xe ô tô kinh doanh vận tải			
1	Dưới 6 chỗ ngồi theo đăng ký	141	329	659
2	6 Chỗ ngồi theo đăng ký	173	404	808
3	7 Chỗ ngồi theo đăng ký	201	468	936
4	8 Chỗ ngồi theo đăng ký	233	543	1.085
5	9 Chỗ ngồi theo đăng ký	260	607	1.213
6	10 Chỗ ngồi theo đăng ký	279	650	1.300

7	11 Chỗ ngồi theo đăng ký	305	710	1.421
8	12 Chỗ ngồi theo đăng ký	335	782	1.563
9	13 Chỗ ngồi theo đăng ký	378	882	1.765
10	14 Chỗ ngồi theo đăng ký	410	957	1.913
11	15 Chỗ ngồi theo đăng ký	442	1.031	2.062
12	16 Chỗ ngồi theo đăng ký	470	1.095	2.190
13	17 Chỗ ngồi theo đăng ký	502	1.170	2.339
14	18 Chỗ ngồi theo đăng ký	529	1.234	2.467
15	19 Chỗ ngồi theo đăng ký	561	1.308	2.616
16	20 Chỗ ngồi theo đăng ký	588	1.372	2.743
17	21 Chỗ ngồi theo đăng ký	620	1.446	2.892
18	22 Chỗ ngồi theo đăng ký	648	1.510	3.020
19	23 Chỗ ngồi theo đăng ký	680	1.584	3.169
20	24 Chỗ ngồi theo đăng ký	712	1.659	3.318
21	25 Chỗ ngồi theo đăng ký	739	1.723	3.446
22	Trên 25 chỗ ngồi theo đăng ký	739 + 3 x (Số chỗ - 25)	1.723 + 6 x (Số chỗ - 25)	3.446 + 12 x (Số chỗ - 25)
V	Xe ô tô chở hàng (Xe tải)			
1	Dưới 3 tấn	161	380	760
2	Từ 3 đến 8 tấn	313	740	1.480
3	Trên 8 tấn đến 15 tấn	431	1.020	2.040
4	Trên 15 tấn	550	1.300	2.599

Tổng công ty Cổ phần Bảo hiểm Quân đội MIC

Biểu phí khai thác

STT	Loại Xe	Phí bảo hiểm 1 năm (đã bao gồm VAT)		
		Mức I	Mức II	Mức III
		30/30 (triệu đồng)	50/50 (triệu đồng)	80/80 (triệu đồng)
A	Ô tô chở người không kinh doanh vận tải			
1	Loại xe dưới 6 chỗ ngồi	300.000	500.000	800.000
2	Loại xe từ 6 chỗ đến 11 chỗ ngồi	540.000	900.000	1.440.000
3	Loại xe từ 12 chỗ đến 24 chỗ ngồi	990.000	1.650.000	2.640.000
4	Loại xe trên 24 chỗ ngồi	1.320.000	2.200.000	3.520.000
5	Xe vừa chở người vừa chở hàng	600.000	1.000.000	1.600.000

B	Xe ô tô chở người kinh doanh vận tải			
1	Dưới 6 chỗ ngồi theo đăng ký	480.000	800.000	1.280.000
2	7 Chỗ ngồi theo đăng ký	750.000	1.250.000	2.000.000
3	9 Chỗ ngồi theo đăng ký	810.000	1.350.000	2.160.000
4	12 Chỗ ngồi theo đăng ký	1.350.000	2.250.000	3.600.000
5	15 Chỗ ngồi theo đăng ký	1.440.000	2.400.000	3.840.000
6	16 Chỗ ngồi theo đăng ký	1.470.000	2.450.000	3.920.000
7	24 Chỗ ngồi theo đăng ký	1.710.000	2.850.000	4.560.000
8	Trên 25 chỗ ngồi theo đăng ký	1.320.000 + 30.000 x (Số chỗ - 1)	2.200.000 + 50.000 x (Số chỗ - 1)	3.250.000 + 80.000 x (Số chỗ - 1)
C	Xe ô tô chở hàng (Xe tải)			
1	Dưới 3 tấn	540.000	900.000	1.440.000
2	Từ 3 đến 8 tấn	960.000	1.600.000	2.560.000
3	Trên 8 tấn đến 15 tấn	1.410.000	2.350.000	3.760.000
4	Trên 15 tấn	1.710.000	2.850.000	4.480.000
D	Đầu kéo romooc	2.400.000	4.000.000	6.400.000
E	Xe máy chuyên dùng	540.000	900.000	1.440.000
F	Xe ô tô chuyên dùng (trừ hai loại dưới đây)	Tính bằng 120% phí bảo hiểm của xe tải có cùng trọng tải quy định tại mục C		
1	Xe cứu thương	600.000	1.000.000	1.600.000
2	Xe chở tiền	300.000	500.000	800.000
G	Xe tập lái	Tính bằng 120% phí bảo hiểm của xe cùng loại		
H	Xe taxi	Tính bằng 150% phí bảo hiern của xe kinh doanh vận tải có cùng số chỗ ngồi		
I	Xe buýt	Tính bằng phí bảo hiểm của xe không kinh doanh có cùng chỗ ngồi		

ĐỐI VỚI CÁC MỨC TRÁCH NHIỆM BẢO HIỂM CAO
Phí bảo hiểm tính bằng Đồng Việt Nam (đã bao gồm VAT)

STT	Loại Xe	Phí bảo hiểm theo các mức trách nhiệm			
		Mức IV	Mức V	Mức VI	Mức VII
		100/300 tối đa 6.400 trđ/ vụ	200/800 tối đa 6.400 trđ/ vụ	300/1.200 tối đa 6.400 trđ/ vụ	500/1.500 tối đa 6.400 trđ/ vụ
A	Ô tô chở người không kinh doanh vận tải				
1	Loại xe dưới 6 chỗ ngồi	1.400.000	3.200.000	4.800.000	7.000.000
2	Loại xe từ 6 chỗ đến 11 chỗ ngồi	2.400.000	5.400.000	8.100.000	12.000.000
3	Loại xe từ 12 chỗ đến 24 chỗ ngồi	4.900.000	11.400.000	17.100.000	24.000.000
4	Loại xe trên 24 chỗ ngồi	6.400.000	14.800.000	22.100.000	32.000.000
5	Xe vừa chở người vừa chở hàng	3.000.000	7.000.000	10.500.000	15.000.000
B	Xe ô tô chở hàng (Xe tải)				
1	Dưới 3 tấn	2.800.000	6.600.000	9.900.000	14.000.000
2	Từ 3 đến 8 tấn	5.200.000	12.400.000	18.600.000	26.000.000
3	Trên 8 tấn đến 15 tấn	7.100.000	16.600.000	24.900.000	35.500.000
4	Trên 15 tấn	8.400.000	19.600.000	29.400.000	35.500.000
C	Đầu kéo romooc	12.000.000	28.000.000	42.000.000	60.000.000
D	Xe máy chuyên dùng	Tính bằng phí bảo hiểm của xe chở hàng trọng tải dưới 3 tấn			
E	Xe ô tô chuyên dùng	Tính bằng 120% phí bảo hiểm của xe tải có cùng trọng tải quy định tại mục B. Riêng			
F	Xe tập lái	Tính bằng 120% phí bảo hiểm của xe cùng loại			
G	Xe taxi	Tính bằng 150% phí bảo hiểm của xe kinh doanh vận tải có cùng số chỗ ngồi			
H	Xe buýt	Tính bằng phí bảo hiểm của xe không kinh doanh có cùng chỗ ngồi			

Theo nguyên tắc chung, khi xác định số phí bảo hiểm mà người tham gia bảo hiểm phải đóng cho doanh nghiệp bảo hiểm khi chấp nhận tham gia bảo hiểm, công ty bảo hiểm sẽ căn cứ vào loại xe và mục đích sử dụng xe sau đó đối chiếu với phí bảo hiểm được quy định bởi Bộ tài chính để tìm ra được con số cụ thể số tiền mà người tham gia bảo hiểm phải đóng. Bên cạnh biểu phí bảo hiểm TNDS bắt buộc được quy định chung, các doanh nghiệp bảo hiểm cũng xây dựng cho mình biểu phí TNDS tự nguyện áp dụng với những mức trách nhiệm vượt trên mức tối thiểu quy định của Bộ tài chính (MTN 100 triệu đồng/1 người/ 1 vụ và 100 triệu đồng/ tài sản). Tuy nhiên cơ sở của việc xây dựng nên các biểu phí là dựa trên quy định của Bộ tài chính, các doanh nghiệp chưa có tính chủ động trong việc định phí. Hiện nay, các mức phí được tính toán chưa thực sự khoa học mà về hình thức có thể hình dung như phương pháp bốc thuốc. Nhược điểm của biểu phí trên là, mặc dù lịch sử tham gia giao thông của mỗi người tham gia giao thông khác nhau là khác nhau, rủi ro xảy ra tai nạn ở mỗi cá nhân là khác nhau nhưng phải đóng

một mức phí là giống nhau. Trong khi đó, nguyên lý cơ bản của việc định phí bảo hiểm là dựa trên sự khác biệt về yếu tố rủi ro của mỗi cá thể.

Ở một số nước phát triển trên thế giới, việc tính phí bảo hiểm là do các doanh nghiệp bảo hiểm chủ động thực hiện. Căn cứ vào lịch sử tổn thất mà có mức tăng- phạt hay giảm- thưởng khác nhau. Căn cứ để các doanh nghiệp đưa ra mức giảm phí hay tăng phí bởi, căn cứ vào lịch sử tham gia giao thông của chủ xe mà mỗi doanh nghiệp bảo hiểm đã thống kê có thể chỉ ra rằng, rủi ro gây ra tai nạn ở những đối tượng này thấp hơn những đối tượng khác- có thể do nguyên nhân chủ quan hoặc nguyên nhân khách quan.

Để đưa ra được mức phí phù hợp với từng đối tượng tham gia bảo hiểm, các doanh nghiệp bảo hiểm phải căn cứ vào nhiều yếu tố và đảm bảo mọi đối tượng tham gia được đối xử công bằng.

1.4. Căn cứ định phí

Phí bảo hiểm là một khoản tiền mà chủ xe cơ giới phải nộp cho nhà bảo hiểm để hình thành một quỹ tiền tệ độc lập, tập trung đủ lớn để bồi thường thiệt hại xảy ra trong năm nghiệp vụ theo phạm vi bảo hiểm và hạn mức trách nhiệm mà người tham gia đã ký với nhà bảo hiểm trong hợp đồng bảo hiểm.

Việc xác định mức phí bảo hiểm nhìn chung khó khăn, bởi phí bảo hiểm là nguồn thu chủ yếu của các công ty bảo hiểm nên mức phí tối thiểu phải thỏa mãn nhu cầu thanh toán bồi thường và công tác đề phòng hạn chế tổn thất đồng thời phải đảm bảo cho công ty có được khoản lợi nhất định. Cùng với sự phát triển mạnh mẽ của thị trường bảo hiểm, ngày càng có nhiều các công ty bảo hiểm gia nhập làm cho thị trường ngày càng trở nên cạnh tranh gay gắt. Chính vì vậy việc đưa ra một mức phí thích hợp là một vấn đề không dễ dàng đối với các công ty bảo hiểm. Phí bảo hiểm phải là một mức phí cạnh tranh, không quá cao, không quá thấp so với mức phí của bộ tài chính quy định. Mức phí này phải đảm bảo được nguyên tắc số đông bù số ít và đảm bảo được sự cân đối thu chi trong hoạt động kinh doanh của công ty bảo hiểm.

Phí bảo hiểm được cấu tạo bởi hai phần là phí thuần và phí hoạt động. Phí thuần là phí đủ để bồi thường, trả tiền bảo hiểm cho những sự kiện bảo hiểm phát sinh. Phí hoạt động bao gồm chi phí hợp đồng mới, chi phí thu phí và chi phí duy trì hợp đồng. Trong đó, việc xác định được phí thuần bảo hiểm là cơ bản và quan trọng nhất. Để xác định được phí thuần, các chuyên gia tính phí cần phải tính toán được doanh nghiệp bảo hiểm sẽ phải bồi thường bao nhiêu cho những sự kiện bảo hiểm sẽ xảy ra, tuy nhiên việc xác định sẽ phải trả bao nhiêu tiền trong tương lai tại một thời điểm hiện tại thường không chính xác bởi việc dự đoán các yếu tố xảy ra trong tương lai là không chắc chắn. Do đó các chuyên gia định phí thường sử dụng các số liệu thống kê quá khứ để dự đoán sự phát triển trong tương lai.

Lịch sử tham gia giao thông của mỗi cá nhân khác nhau là không giống nhau do khả năng xảy ra tai nạn ở mỗi cá nhân khác nhau là khác nhau. Những yếu tố làm nên sự khác nhau đó có thể kể đến như:

Mất tập trung khi lái xe. Nguyên nhân hàng đầu gây tai nạn khi lái xe không phải là say rượu khi cầm lái mà là phân tâm khi lái xe. Người lái xe bị phân tâm khi không tập trung sự chú ý vào con đường trước mặt và công việc lái xe, thay vào đó là nói điện thoại, gửi tin nhắn, ăn vặt, trang điểm v.v. Lái xe mất tập trung đặc biệt nguy hiểm vì nó có thể xảy ra bất cứ lúc nào trong ngày trong khi lái xe trong cơn say thường xảy ra vào ban đêm. Theo NHTSA, 65% tai nạn giao thông do lái xe mất tập trung 3 giây trước khi xảy ra tai nạn.

Nói chuyện điện thoại, gửi tin nhắn văn bản. Các nhà nghiên cứu thuộc NHTSA cho biết vừa lái xe vừa bấm số điện thoại tăng nguy cơ xảy ra tai nạn 2,8 lần, nói chuyện điện thoại tăng nguy cơ xảy ra tai nạn 1,3 lần.

Lái xe vượt tốc độ quy định. Lái xe quá tốc độ quy định là nguyên nhân gây nên 1/3 tai nạn giao thông. Khi bạn chạy xe với tốc độ nhanh hơn, thời gian cho phép bạn phản ứng để tránh khỏi va chạm sẽ ít đi, khả năng xảy ra va chạm sẽ tăng thêm. Đó là chưa kể đến hậu quả va chạm sẽ nghiêm trọng hơn khi bạn di chuyển ở tốc độ cao.

Lái xe khi bị ảnh hưởng bởi rượu bia. Trên thế giới, nguyên nhân lái xe khi say rượu mỗi năm cướp đi sinh mạng 1,3 triệu người. Theo các kết quả nghiên cứu ở Việt Nam, rượu là nguyên nhân trực tiếp làm giảm tốc độ phản ứng của lái xe từ 10 - 30%, giảm khả năng điều khiển tự chủ, phản xạ và thị lực, gây ảnh hưởng trực tiếp đến thị giác, quá trình xử lý và truyền tải hình ảnh tới não, gây ước tính sai về khoảng cách, dẫn đến gia tăng mức độ rủi ro và TNGT.

Bất cẩn khi lái xe. Bất cẩn khi lái xe thường vi phạm nhiều hơn một những lỗi gây ra dễ tai nạn sau: Phân tâm khi lái xe, say rượu khi lái xe, say ma túy khi lái xe, xe không đèn chiếu sáng, quay đầu không hợp lệ, vượt đèn đỏ, không chấp hành lệnh dừng xe của cảnh sát, vượt quá tốc độ, đi sai làn đường, phần đường, vượt tránh sai quy định, không giữ khoảng cách an toàn, phanh bất ngờ, chạy núp bóng xe khác...

Nhiều số liệu thống kê chỉ ra rằng tỷ lệ tử vong do tai nạn giao thông ở nam giới cao hơn gấp hai lần nữ giới. Một số yếu tố ảnh hưởng đến số người chết chênh lệch lớn ở nam giới và nữ giới bao gồm: Nam giới chạy nhiều hơn phụ nữ khoảng 50 % quãng đường mỗi năm; Nam giới có xu hướng chạy nhanh hơn, tăng tốc mạnh hơn phụ nữ do đó tai nạn nghiêm trọng hơn; Nam giới lái xe trong tình trạng say xỉn nhiều hơn... Theo dữ liệu của Cục an toàn giao thông quốc gia Mỹ, Khoảng 25% số nam giới liên quan đến những vụ tai nạn chết người năm 2012 có nồng độ cồn trong máu cao hơn 0.08%, trong khi đó con số này ở phụ nữ là 15%.

II. Cơ sở toán học của mô hình

2.1. Mô phỏng phân phối số yêu cầu bồi thường

Như vậy, qua những phân tích trên, có thể đi đến kết luận là việc tính phí bảo hiểm khi tái tục hợp đồng cần phải dựa trên việc đánh giá hậu nghiệm chứ không phải tiền nghiệm. Việc xây mô hình định phí bằng hệ thống thưởng phạt được định nghĩa ở phần trước dựa trên một yếu tố đánh giá hậu nghiệm duy nhất, đó là số vụ yêu cầu bồi thường (gọi tắt là khiếu nại) của người lái xe trong những năm trước đó.

Nguyên tắc của việc tính phí bảo hiểm cho một người là phải đoán trước được xem khả năng phải bồi thường cho người đó trong năm tới là bao nhiêu, hay nói cách khác phải dự đoán được tần suất yêu cầu bồi thường của người đó trong năm tiếp theo.

Việc dự đoán được khả năng một khách hàng sẽ yêu cầu bồi thường trong năm tới sẽ dựa vào lịch sử yêu cầu bồi thường của khách hàng đó. Giáo sư Jean Lemaire vào năm 1995, trong cuốn "*Bonus Malus system in auto insurance*" đã đưa ra một mô hình nhằm giải quyết vấn đề này:

Nếu xét phép thử chọn ngẫu nhiên một khách hàng, coi số vụ khiếu nại của một hợp đồng trong năm thứ i là một biến ngẫu nhiên K_i . Để dự đoán xem năm thứ $i + 1$ khả năng khiếu nại của hợp đồng đó là bao nhiêu, cần xây dựng một mô hình tính toán phân phối số vụ khiếu nại (tức là phân phối của biến ngẫu nhiên K_i sao cho phù hợp nhất với phân phối trên thực tế. Sau

đó sử dụng phương pháp phân tích Bayes đối với phân phối trên để dự đoán tần số khiếu nại của khách hàng trong năm thứ $i + 1$.

Trong phần này, hai mô hình mô phỏng phân phối số vụ khiếu nại dựa trên thực tế quan sát sẽ được trình bày. Phương pháp kiểm định cũng được đưa ra nhằm chọn ra mô hình thích hợp nhất.

Mô hình đầu tiên dựa trên phân phối Poisson, một phân phối được tìm ra bởi nhà toán học Siméon-Denis Poisson (1781-1840) vào năm 1838, được cho là gần đúng với phân phối trong thực tế. Tuy nhiên, nếu sử dụng các phương pháp kiểm định thống kê thì mô hình Nhị thức âm, một mô hình phát triển lên từ mô hình Poisson, lại mô tả tốt hơn phân phối số vụ khiếu nại. Dù vậy, Mô hình Poisson được đưa ra để chứng minh là những giả thuyết của nó là phù hợp với phân phối số vụ khiếu nại.

2.1.1. Mô hình Poisson

Ký hiệu $N(t, t + \Delta t)$ là số vụ yêu cầu trong khoảng thời gian $(t, t + \Delta t)$. Ba giả thuyết của mô hình Poisson gồm có:

$$P[N(t, t + \Delta t) = 1] = \lambda \Delta t + o(\Delta t), \text{ với } \lambda > 0.$$

$$P[N(t, t + \Delta t) > 1] = o(\Delta t)$$

Cho τ và τ' là hai điểm rời rạc trong khoảng đang xét, ta có $P[N(\tau) = k \& N(\tau') = k'] = P[N(\tau) = k].P[N(\tau') = k']$.

$o(h)$ là một hàm sao cho $\lim_{h \rightarrow 0} o(h) / h = 0$.

Giả thuyết đầu tiên có nghĩa là xác suất của một tai nạn trong một khoảng thời gian rất nhỏ $(t, t + \Delta t)$ tỷ lệ thuận với độ dài khoảng thời gian đó. Nó không phụ thuộc vào điểm khởi đầu của khoảng thời gian xét.

Giả thiết thứ hai cho rằng xác suất để xảy ra hai hoặc nhiều hơn vụ tai nạn trong khoảng thời gian nhỏ là không đáng kể.

Giải thuyết thứ ba nói rằng số vụ tai nạn tại hai thời điểm rời rạc trong khoảng thời gian nhỏ là độc lập với nhau.

Có thể thấy Phân phối Poisson thỏa mãn ba giả thuyết trên. Ngược lại, nếu có ba giả thuyết trên thì phân phối của số vụ khiếu nại trong một năm là phân phối Poisson với tham số λ

$$P_k = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}, \quad k = 1, 2, 3 \dots$$

Cụ thể, với $p_k(t) = P[N(0, t) = k]$, ta có

$$p_k(t + \Delta t) = p_k(t).P[N(t, t + \Delta t) = 0] + p_{k-1}(t).P[N(t, t + \Delta t) = 1] + \sum_{i=2}^k p_{k-i}(t).P[N(t, t + \Delta t) = i]$$

Với $k = 0$ đặt $p_{k-1}(t) = p_{0-1}(t) = 0$ nên

$$\frac{p_k(t + \Delta t) - p_k(t)}{\Delta t} = -\lambda p_k(t) + \lambda p_{k-1}(t) + \frac{o(\Delta t)}{\Delta t}.$$

Cho $\Delta t \rightarrow 0$ ta có:

$$p'_k(t) = -\lambda p_k(t) + \lambda p_{k-1}(t), \quad k = 1, 2, \dots \text{ và } p'_0(t) = -\lambda p_0(t)$$

Bằng cách giải đệ quy các phương trình này với điều kiện ban đầu $p'_0(t) = 0$ nếu $k > 0$, thu được $p_k(t) = \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^k}{k!}$.

Trong một khoảng thời gian đơn vị, công thức này trở thành: $p_k = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}$.

Vì vậy phân phối Poisson được cho là phân phối duy nhất thỏa mãn ba giả thuyết trên. Do đó, nếu coi rằng thói quen gây tai nạn của các lái xe ô tô tuân theo ba giả thuyết trên, thì phân phối Poisson sẽ được dùng để mô phỏng phân phối của số vụ khiếu nại của từng người mua bảo hiểm.

Các giả thuyết trên có vẻ khá hợp lý cho việc mô tả hành vi yêu cầu bồi thường. Trong khi giả thuyết 1 loại bỏ bất cứ tác động nào mang tính mùa vụ, giả thuyết 3 mô tả việc rút ra kinh nghiệm học được từ một tai nạn, tập các giả thuyết này đưa ra một xấp xỉ rất tốt cho hiện tượng gây tai nạn, dù là rất ít.

Như vậy, mô hình Poisson có thể được dùng để mô hình phân phối số vụ khiếu nại của một công ty bảo hiểm nếu giả sử là tất cả các hợp đồng là đồng nhất, nghĩa là tất cả phân phối số vụ khiếu nại của từng khách hàng đều bằng λ .

Bảng 2.1 trình bày phân phối số vụ khiếu nại n_k trong tập hợp tất cả các hợp đồng bảo hiểm trách nhiệm dân sự giành cho bên thứ ba của một công ty ở Bỉ vào năm 1976. Nó bao gồm $n = 106974$ đối tượng và có trung bình là $\bar{x} = 0.1011$ và phương sai $s^2 = 0.1074$.

k	n_k
0	96987
1	9240
2	704
3	43
4	9
>4	0
Tổng	<u>106974</u>

Bảng 2-9. Phân phối số vụ khiếu nại của một công ty bảo hiểm ở Bỉ (1976)

Sử dụng phương pháp ước lượng điểm và ước lượng khoảng tin cậy lớn nhất đều lựa chọn trung bình quan sát \bar{x} là ước lượng cho λ . Tính toán các xác suất p_k của một phân phối Poisson với $\hat{\lambda} = 0.1011$, và nhân chúng với kích thước mẫu 106974 sẽ thu được các phân phối theo lý thuyết được trình bày trong cột 3 của bảng 2.2.

k	n_k	np_k
0	96987	96689.6
1	9240	9773.5
2	704	493.9
3	43	16.6
4	9	0.4
>4	0	0
Tổng	$\overline{106974}$	$\overline{106974}$

Bảng 2-2. Phân phối quan sát được và theo mô hình Poisson

Tiêu chuẩn kiểm định:

Tiến hành kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : & K_i \text{ tuân theo phân phối Poisson} \\ H_1 : & K_i \text{ không tuân theo phân phối Poisson} \end{cases}$$

Với mức ý nghĩa 5%

Sử dụng tiêu chuẩn kiểm định $\chi^2 = \sum_{k=0}^m \frac{(n_k - np_k)^2}{np_k}$ có bậc tự do là 4. Trong trường hợp $m = 4$,

$n = 106974$:

Với mức ý nghĩa 5%, $\chi^2_{calc} = 191.41 > \chi^2_{2;0.95} = 5.991$, nên bác bỏ giả thuyết H_0 và chấp nhận đối thuyết H_1 .

Để ứng dụng mô hình Poisson thì điều kiện là trung bình và phương sai phải bằng nhau và bằng tham số λ , có nghĩa là mọi khách hàng của một công ty bảo hiểm đều có khả năng khiếu nại là như nhau và bằng λ . Điều này là không phù hợp với thực tế, khi mà khả năng gây ra tai nạn cũng như khiếu nại là khác nhau với mỗi người. Mô hình Poisson sẽ không còn phù hợp khi trung bình và phương sai không bằng nhau vì vậy cần có một phân phối khác để phù hợp với yêu cầu này. Đó là mô hình Nhị thức âm.

2.1.2. Mô hình nhị thức âm

Mô hình Poisson bị bác bỏ bởi kiểm định χ^2 chứng tỏ rằng hành vi lái của người mua bảo hiểm là không giống nhau. Cần xây dựng một mô hình tồn tại sự khác biệt trong hành vi của mỗi khách hàng dựa trên cơ sở những rủi ro của từng người. Giả thiết rằng phân phối $\{p_k(\lambda), k = 0, 1, 2, \dots\}$ của số vụ khiếu nại của mỗi cá nhân tuân theo phân phối Poisson

$$p_k(\lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

Với tham số λ khác nhau với từng cá nhân. Mỗi người mua bảo hiểm được đặc trưng bởi tham số λ riêng của mình. Trong phương pháp này, λ được xem là giá trị của biến ngẫu nhiên Δ có phân phối liên tục trong nửa đoạn $[0, \infty)$. Hàm mật độ của Δ sẽ được ký hiệu là $u(\lambda)$, được gọi là hàm cấu trúc. Như vậy phân phối kết quả số vụ khiếu nại trong một hồ sơ:

$$p_k = \int_0^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} u(\lambda) d\lambda \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

được gọi là phân phối Poisson trộn. Giả sử ta chọn phân phối của Δ một hàm Gamma với đối và a và τ .

$$u(\lambda) = \frac{\tau^a e^{-\tau\lambda} \lambda^{a-1}}{\Gamma(a)}, \quad a, \tau > 0.$$

Phân phối Gamma chính là phân phối Pearson Loại III. Trung bình của nó là a/τ , phương sai là a/τ^2 , hệ số lệch là $2/\sqrt{a}$ và hàm sinh moment là

$$M(t) = \left(\frac{\tau}{\tau-t}\right)^a, \quad 0 \leq t < \tau.$$

Phân phối $\{p_k, k = 0, 1, 2, \dots\}$ với p_k là xác suất để một khách hàng yêu cầu k vụ khiếu nại trong một năm, được tính lũy tích như sau:

$$\begin{aligned} p_k &= \int_0^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} u(\lambda) d\lambda = \int_0^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} \frac{\tau^a e^{-\tau\lambda} \lambda^{a-1}}{\Gamma(a)} d\lambda \\ &= \frac{\tau^a}{k! \Gamma(a) (1+a)^{k+a}} \int_0^{\infty} e^{-\lambda(1+\tau)} [\lambda(1+\tau)]^{k+a-1} d[\lambda(1+\tau)] \\ &= \frac{\Gamma(k+a)}{\Gamma(k+1)\Gamma(a)} \frac{\tau^a}{(1+\tau)^{k+a}} = \binom{k+a-1}{k} \left(\frac{\tau}{1+\tau}\right)^a \left(\frac{1}{1+\tau}\right)^k \\ &= \binom{k+a-1}{k} p^a q^k. \end{aligned}$$

Đặt $p = \frac{\tau}{1+\tau}$ và $q = 1-p$ và định nghĩa $\binom{k+a-1}{k} = \frac{\Gamma(k+a)}{\Gamma(k+1)\Gamma(a)}$

Thu được phân phối nhị thức âm, có trung bình $m = a/\tau$ và phương sai $\sigma^2 = \frac{a}{\tau} \left(1 + \frac{1}{\tau}\right)$; hàm sinh moment là $\left(\frac{\tau}{1+\tau-e^t}\right)^a, t < \ln(1+\tau)$.

Sử dụng tính chất $\Gamma(k+1) = \Gamma(a)$ tính các xác suất nhị thức âm bằng cách sử dụng phép đệ

quy:
$$p_{k+1} = \frac{k+a}{(k+1)(1+\tau)} p_k.$$

Bắt đầu từ
$$p_0 = \left(\frac{\tau}{1+\tau}\right)^a.$$

Bằng phương pháp ước lượng điểm, ta xác định m và σ^2 với giá trị quan sát $\bar{x} = 0.1011$ và $s^2 = 0.1074$. Điều này dẫn đến ước lượng

$$\hat{\tau} = \frac{\bar{x}}{s^2 - \bar{x}} = 15.8778 \text{ và } \hat{a} = \frac{\bar{x}^2}{s^2 - \bar{x}} = 1.6049.$$

Sau khi nhân xác suất nhị thức âm với số mẫu n ta được phân phối số vụ khiếu nại như sau:

k	n_k	np_k
0	96987	96985.5
1	9240	9222.5
2	704	711.7
3	43	50.7
4	9	3.6
>4	0	0
Tổng	<u>106974</u>	<u>106974</u>

Bảng 2-10. Phân phối quan sát được và phân phối theo mô hình của số vụ khiêu nại:

Mô hình Nhị thức âm

Khi bình phương (χ^2) là một kiểm định tính tiệm cận. Do đó cần thực hiện việc nhóm các lớp ở bên phải của phân phối, sao cho tần số H_1 là đủ lớn. Có nhiều phương pháp nhóm (ví dụ như trong D'Agostino and Stephens, 1986) đã được đề xuất trong các sách về thống kê. Hai phương pháp được phổ biến là:

Luật A: (i) Tất cả $np_k > 1$; (ii) Tối thiểu 80% các $np_k > 5$.

Luật B: Tất cả $np_k > 5$.

Sử dụng tiêu chuẩn kiểm định χ^2 để kiểm tra giả thuyết H_0 : " K_i tuân theo phân phối Nhị thức âm", với đối thuyết H_1 đối lập với H_0 . Giá trị χ^2 là 0.21 theo luật B và 9.39 theo luật A. So với $\chi^2_{2,0.95} = 5.991$, có thể thấy mức độ phù hợp giữa hai mô hình trên lý thuyết và thực tế là rất tốt.

Kết luận: Mô hình nhị thức âm đưa ra một mô tả tốt cho hành vi lái xe của khách hàng. Độ phù hợp của mô hình so với thực tế cho thấy rằng các giả thuyết Poisson cho hành vi lái xe của cá nhân và các giả thuyết Gamma cho phân phối tần số số vụ khiêu nại, là các giả thuyết hợp lý.

2.1.3. Ví dụ về ứng dụng các mô hình trên trong một số lĩnh vực khác

Phân phối Poisson và Nhị thức âm là các phân phối còn được sử dụng rộng rãi trong nhiều lĩnh vực. Phần này trình bày hai ví dụ trích trong phụ lục trong cuốn sách *Bonus malus system in Auto Insurance* nhằm chỉ ra ứng dụng của phân phối Poisson và phân phối Nhị thức âm. Qua hai ví dụ có thể so sánh thêm tính phù hợp ứng dụng thực tiễn của hai phân phối đó bằng giá trị của kiểm định χ^2 được tính theo luật A.

Ví dụ 1: Tìm một phân phối xác suất để mô phỏng số cuộc chiến tranh xảy ra trong 432 năm từ 1500 đến 1931.

Giả thuyết phân phối xác suất đó là phân phối Poisson. Bằng kiểm định Khi bình phương ta thấy giả thuyết đó được chấp nhận do ($\chi^2_{calc} = 2.74 < \chi^2_{2,0.95} = 5.991$), điều này chứng tỏ số cuộc chiến xảy ra là một quá trình ngẫu nhiên tuân theo quy luật phân phối Poisson.

Thực tế		Poisson	Nhị thức âm (sử dụng ước lượng điểm)
k	n_k	np_k	np_k

0	223	216.22	222.71
1	142	149.65	141.35
2	48	51.79	50.72
3	15	11.95	13.54
4	4	2.07	2.99
>4	0	0.31	0.69
	$\overline{432}$	$\chi^2 = 2.74$	$\chi^2 = 0.34$
$\bar{x} = 0.692$		$\bar{\lambda} = 0.692$	$\$ = 11.05$
$s^2 = 0.755$			$\$ = 7.650$
$\gamma = 1.295$		$\gamma = 1.202$	$\gamma = 1.359$

Bảng 2-11. Ví dụ 1 (Theo Richardson, 1945, Ortiz, 1990)

Ví dụ 2: Tìm 1 phân phối xác suất để mô phỏng số bàn thắng mà một đội ghi được trong một trận đấu ở giải vô địch nước Anh mùa 1967-1968.

Thực tế		Poisson	Nhị thức âm (sử dụng ước lượng điểm)
k	n_k	np_k	np_k
0	225	203.73	225.71
1	293	308.02	297.05
2	224	232.85	214.71
3	114	117.35	112.73
4	41	44.36	48.04
5	15	13.41	17.62
6	9	3.83	5.77
>=7	3	0.90	2.37
	$\overline{924}$	$\chi^2 = 17.75$	$\chi^2 = 3.87$
$\bar{x} = 1.512$		$\bar{\lambda} = 1.512$	$\$ = 6.721$
$s^2 = 1.737$			$\$ = 10.16$
$\gamma = 1.202$		$\gamma = 0.813$	$\gamma = 0.985$

Bảng 2-12. Ví dụ 2 (Theo Reep, Pollard and Benjamin, 1971)

Kiểm định *Khi bình phương* chỉ ra rằng mô hình Poisson không phù hợp để mô tả phân phối số bàn thắng mà một đội ghi được trong một trận đấu. Trong khi đó mô hình Nhị thức âm lại sử dụng được đưa ra một mô tả tốt hơn rất nhiều.

2.2. Xây dựng hệ thống thưởng phạt tối ưu bằng nguyên tắc giá trị kỳ vọng

Như đã trình bày ở trên, khi một người tham gia bảo hiểm, công ty bảo hiểm phải dự đoán được tần số yêu cầu bồi thường của họ, từ đó tính được mức phí tương ứng mà họ sẽ phải đóng. Việc tính chính xác tần số yêu cầu bồi thường của người tham gia bảo hiểm là không thể. Hơn nữa rủi ro sẽ là rất lớn nếu công ty bảo hiểm dự đoán sai lệch lớn. Vì vậy để có được kết quả tốt nhất cần có nhiều mô hình, nhiều phương pháp có căn cứ khoa học cho việc lựa chọn ra các

quyết định các mức đóng bảo hiểm phù hợp. Trong phần tiếp theo, nhóm nghiên cứu sẽ trình bày hai phương pháp:

Lý thuyết xác suất Bayes làm cực tiểu rủi ro khi các công ty dự đoán tần số yêu cầu bồi thường.

Nguyên lý giá trị kỳ vọng tính toán được mức phí người bảo hiểm sẽ phải đóng tương ứng với tần số yêu cầu bồi thường đã được công ty dự đoán.

Một hệ thống thưởng phạt kết hợp hai yếu tố trên được gọi là hệ thống thưởng phạt BMS tối ưu bằng nguyên tắc giá trị kỳ vọng.

2.2.1. Giả thiết

Quan sát một người tham gia bảo hiểm trong t năm, ký hiệu k_j là số tai nạn mà anh ta gây ra trong năm j . Vì vậy có thể xem thông tin chúng ta quan tâm đến là vector (k_1, \dots, k_t) .

Số vụ tai nạn trong năm $j (j = 1, 2, \dots)$ là một biến ngẫu nhiên K_j , giả thiết chúng độc lập và có cùng phân phối xác suất. Giả sử, với mỗi vụ tai nạn, mọi người đều khiếu nại thì các biến ngẫu nhiên K_j này có cùng phân phối xác suất với tần số yêu cầu bồi thường của họ.

$\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t)$ là hàm ước lượng tần số yêu cầu bồi thường λ tại năm $t+1$ khi đã biết số các vụ tai nạn trong các năm trước đó.

$F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda)$ là hàm tổn thất khi xấp xỉ giá trị thực λ bằng $\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t)$ và là một hàm không âm.

2.2.2. Mô hình toán học

Bài toán tối ưu

Đặt: $\Gamma_{t+1} = (A_0, D_{t+1}, R_{t+1})$, trong đó:

A_0 là không gian thực, (là khoảng $[0, \infty)$), là tập các giá trị mà tham số λ chưa biết có thể nhận.

D_{t+1} là không gian lớp các hàm ước lượng tại thời điểm $t+1$: $\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t)$ biến mỗi vector quan sát (k_1, \dots, k_t) thành một giá trị $\lambda_{t+1} \in A_0$

$R_{t+1} = R_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda)$ là hàm rủi ro tại thời điểm $t+1$, được định nghĩa bằng kỳ vọng của các hàm tổn thất $F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda)$.

$$R_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda) = E[F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda)] = \sum F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda) P(k_1, \dots, k_t | \lambda)$$

Tập hợp $\Gamma_t (t = 1, 2, \dots)$ tạo thành một hệ thống thưởng phạt.

Bài toán đặt ra là tìm các hàm ước lượng $\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t)$ sao cho rủi ro $R_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda)$ là nhỏ nhất.

Giải bài toán tối ưu

Đặt: $\Gamma = (A_0, D, R)$, trong đó $D = D_1 \times D_2 \times \dots \times D_t \times \dots$ và

$$R = R(\lambda_1, \dots, \lambda_t, \dots; \lambda) = \sum_{t=1}^{\infty} R_t(\lambda_t, \lambda) = \sum_{t=1}^{\infty} E[F_t(\lambda_t, \lambda)]$$
 là tổng tổn thất trung bình của thống kê.

Một chuỗi các giá trị $(\lambda_1^*, \dots, \lambda_t^*, \dots; \lambda)$ được gọi là tối ưu đều nếu

$$R(\lambda_1^*, \dots, \lambda_t^*, \dots; \lambda) \leq R(\lambda_1, \dots, \lambda_t, \dots; \lambda)$$
 với mỗi giá trị λ và với mọi bộ $(\lambda_1, \dots, \lambda_t, \dots)$

Trong phần trước đã giả thiết rằng A là biến ngẫu nhiên có hàm mật độ $u(\lambda)$ nên trong thực tế một cách tiếp cận phù hợp hơn là:

$$R(\lambda_1, \dots, \lambda_t, \dots; \lambda) = \int_0^{\infty} R(\lambda_1, \dots, \lambda_t, \dots; \lambda) \cdot u(\lambda) d\lambda$$

Như vậy một chuỗi $(\lambda_1^*, \dots, \lambda_t^*, \dots)$ là tối ưu nếu:

$$R(\lambda_1^*, \dots, \lambda_t^*, \dots; \lambda) = \inf_{(\lambda_1, \dots, \lambda_t, \dots) \in D} R(\lambda_1, \dots, \lambda_t, \dots).$$

Theo lí thuyết Bayes, hàm mật độ xác suất hậu nghiệm, khi đã biết lịch sử khiếu nại (k_1, \dots, k_t)

$$\text{là } u(\lambda | k_1, \dots, k_t) = \frac{P(k_1, \dots, k_t | \lambda) u(\lambda)}{\bar{P}(k_1, \dots, k_t)} \text{ trong đó } \bar{P}(k_1, \dots, k_t) = \int_0^{\infty} P(k_1, \dots, k_t | \lambda) u(\lambda) d\lambda$$

phân phối đồng thời của số yêu cầu khiếu nại trong suốt t năm quan sát.

Cần cực tiểu:

$$\begin{aligned} R(\lambda_1, \dots, \lambda_t, \dots) &= \sum_{t=0}^{\infty} \int_0^{\infty} \sum F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda) \cdot P(k_1, \dots, k_t | \lambda \dots) \cdot u(\lambda) d\lambda \\ &= \sum_{t=0}^{\infty} \sum F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda) \cdot \bar{P}(k_1, \dots, k_t) \cdot u(k_1, \dots, k_t | \lambda) d\lambda \end{aligned}$$

Bởi vì hàm tổn thất là không âm nên chỉ cần cực tiểu:

$$\int_0^{\infty} F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda) \cdot u(\lambda | k_1, \dots, k_t) \cdot d\lambda \text{ và được gọi là rủi ro hậu nghiệm của } A.$$

Hàm tổn thất là hàm tăng theo độ độ lớn sai số của việc dự đoán tần số yêu cầu bồi thường. Khi $\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) < \lambda$ người tham gia bảo hiểm sẽ trả ít phí, và công ty bảo hiểm sẽ thua thiệt. Và ngược lại khi $\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) > \lambda$ người tham gia bảo hiểm phải trả quá phí, công ty bảo hiểm sẽ được lợi từ chính sách này. Sai số dự đoán càng lớn thì tổn thất càng lớn. Hàm tổn thất bằng 0 khi không xảy ra sai số dự đoán, tức là: $\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = \lambda$.

Có rất nhiều hàm tổn thất, nhưng ở đây chỉ xét hàm tổn thất là có dạng bình phương. Trong trường hợp ấy, chúng ta cần cực tiểu hàm:

$$\int_0^{\infty} (\lambda_{t+1} - \lambda)^2 \cdot u(\lambda | k_1, \dots, k_t) \cdot d\lambda$$

Từ đó dẫn đến

$$\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = \int_0^{\infty} \lambda \cdot u(\lambda | k_1, \dots, k_t) \cdot d\lambda$$

Đây chính là kì vọng hậu nghiệm của A , $E[A | k_1, \dots, k_t]$.

Do đó các giá trị $\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t)$ được tính như trên còn gọi là giá trị kì vọng. Dựa vào các giá trị kì vọng này thì người ta đưa ra một nguyên tắc tính phí bảo hiểm cho người tham gia bảo hiểm. Nguyên tắc đó là nguyên tắc giá trị kì vọng.

Nguyên tắc giá trị kì vọng

Một nguyên tắc tính phí đơn giản nhất cho công ty bảo hiểm là yêu cầu người tham gia bảo hiểm phải trả một khoản phí thực cộng với một phí an toàn tỉ lệ với mức phí thực. Đó là nguyên tắc giá trị kì vọng. Nguyên tắc này có nghĩa là những hợp đồng bảo hiểm đã trải qua lịch sử khiếu nại (k_1, \dots, k_t) sẽ phải trả một mức phí:

$$\text{Price}_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = (1 + \alpha)\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) \text{ trong đó } \alpha \text{ là tỉ lệ phí an toàn.}$$

2.2.3. Ví dụ

Xét ví dụ với giả thiết số yêu cầu bồi thường tuân theo quy luật phân phối Gamma (mô hình Nhị thức âm) và hàm tổn thất là hàm có dạng bình phương. Khi đó hàm mật độ $u(A)$ của A được tính dựa trên hàm Gamma với tham số α và τ

$$u(\lambda) = \frac{\tau^\alpha e^{-\tau\lambda} \lambda^{\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)} \quad \alpha, \tau > 0$$

Chúng ta sẽ chỉ ra rằng nếu hàm mật độ tiên nghiệm của A là một hàm Gamma với tham số α và τ , thì hàm mật độ hậu nghiệm cũng là một hàm Gamma nhưng với tham số là $\tau + t$ và $\alpha + k$ trong đó $k = \sum_{i=1}^t k_i$ là tổng số khiếu nại của người bảo hiểm.

Với các giả thiết của mô hình ta có

$$\begin{aligned} P(k_1, \dots, k_t | \lambda) &= P(k_1 | \lambda) \dots P(k_t | \lambda) \\ &= \frac{\lambda^{k_1} e^{-\lambda}}{k_1!} \dots \frac{\lambda^{k_t} e^{-\lambda}}{k_t!} = \frac{\lambda^k e^{-t\lambda}}{\prod_j (k_j!)} \end{aligned}$$

Theo lí thuyết Bayes

$$\begin{aligned} u(\lambda | k_1, \dots, k_t) &= \frac{P(k_1, \dots, k_t | \lambda) u(\lambda)}{\bar{P}(k_1, \dots, k_t)} = \frac{\frac{\lambda^k e^{-t\lambda}}{\prod_j (k_j!)} \frac{\tau^\alpha e^{-\tau\lambda} \lambda^{\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)}}{\int_0^\infty \frac{\lambda^k e^{-t\lambda}}{\prod_j (k_j!)} \frac{\tau^\alpha e^{-\tau\lambda} \lambda^{\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)} d\lambda} \\ &= \frac{\lambda^{k+\alpha-1} e^{-(t+\tau)\lambda}}{\int_0^\infty \lambda^{k+\alpha-1} e^{-(t+\tau)\lambda} d\lambda} = \frac{(t+\tau)^{\alpha+k} \lambda^{k+\alpha-1} e^{-(t+\tau)\lambda}}{\int_0^\infty \lambda(t+\tau)^{\alpha+k-1} e^{-(t+\tau)\lambda} d[(t+\tau)\lambda]} = \frac{(t+\tau)^{\alpha+k} \lambda^{k+\alpha-1} e^{-(t+\tau)\lambda}}{\Gamma(\alpha+k)} \end{aligned}$$

Đây chính là hàm mật độ Gamma với tham số $\alpha + k$ và $t + \tau$.

Do đó, giá trị kì vọng trong ví dụ này là: $\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = \frac{\alpha + k}{t + \tau}$

Áp dụng nguyên tắc giá trị kì vọng, mức phí mà những hợp đồng bảo hiểm đã trải qua lịch sử khiếu nại (k_1, \dots, k_t) là:

$$\text{Price}_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = (1 + \alpha)\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = (1 + \alpha) \frac{\alpha + k}{t + \tau} \text{ trong đó } \alpha \text{ là tỉ lệ phí an toàn.}$$

2.2.4. Các tính chất của mô hình BMS tối ưu

Mô hình BMS tối ưu có các tính chất sau:

- Hệ thống là công bằng giữa các bên. Mọi người tham gia bảo hiểm đều phải trả một khoản phí mới, tỉ lệ với tần số yêu cầu bồi thường của họ.

- Hệ thống là cân bằng tài chính: Tại mỗi thời điểm, trung bình của tần số yêu cầu bồi thường đều bằng nhau và bằng $\frac{\alpha}{\tau}$. Tức là mỗi năm, trung bình của các mức phí được tính toán trên mỗi người tham gia bảo hiểm đều duy trì ở mức ban đầu $\frac{\alpha}{\tau}$.
- Sự ổn định tài chính của hệ thống BMS là suy ra trực tiếp từ tính chất của kì vọng có điều kiện:

$$E_A[A] = E(k_1, \dots, k_t) [E_A(\lambda | (k_1, \dots, k_t))]$$

Chứng minh: Thu nhập trung bình của công ty trên một người tham gia bảo hiểm là:

$$\begin{aligned} & \sum \lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) \cdot \bar{P}(k_1, \dots, k_t) \\ &= \int_0^{\infty} \sum \frac{\alpha + k}{\tau + t} P(k_1, \dots, k_t | \lambda) u(\lambda) d\lambda = \int_0^{\infty} \left[\sum \frac{\alpha + k}{\tau + t} \frac{\lambda^k e^{-t\lambda}}{\prod_j (k_j!)} \right] u(\lambda) d\lambda \\ &= \int_0^{\infty} \left[\frac{\alpha}{\tau + t} \sum \frac{\lambda^k e^{-t\lambda}}{\prod_j (k_j!)} + \frac{1}{\tau + t} \sum \frac{\sum_i k_i \lambda^k e^{-t\lambda}}{\prod_{j=1}^t (k_j!)} \right] u(\lambda) d\lambda \\ &= \int_0^{\infty} \left[\frac{\alpha}{\tau + t} \sum \prod_{j=1}^t \frac{\lambda^k e^{-t\lambda}}{k_j!} + \frac{1}{\tau + t} \sum \sum_i k_i \prod_{j=1}^t \frac{\lambda^k e^{-t\lambda}}{k_j!} \right] u(\lambda) d\lambda \\ &= \int_0^{\infty} \left[\frac{\alpha}{\tau + t} \sum \prod_{j=1}^t \frac{\lambda^{k_j} e^{-\lambda}}{k_j!} + \frac{1}{\tau + t} \sum \sum_i k_i \prod_{j=1}^t \frac{\lambda^{k_j} e^{-\lambda}}{k_j!} \right] u(\lambda) d\lambda \\ &= \int_0^{\infty} \left[\frac{\alpha}{\tau + t} \sum_{k_j=0}^t \prod_{j=1}^t \frac{\lambda^{k_j} e^{-\lambda}}{k_j!} + \frac{1}{\tau + t} \sum \sum_i \frac{\lambda^{k_i} e^{-\lambda}}{k_i!} \prod_{j=1}^t \frac{\lambda^{k_j} e^{-\lambda}}{k_j!} \right] u(\lambda) d\lambda \\ &= \int_0^{\infty} \left[\frac{\alpha}{\tau + t} + \frac{1}{\tau + t} t\lambda \right] u(\lambda) d\lambda = \frac{\alpha}{\tau + t} \int_0^{\infty} u(\lambda) d\lambda + \frac{t}{\tau + t} \int_0^{\infty} \lambda u(\lambda) d\lambda \\ &= \frac{\alpha}{\tau + t} + \frac{1}{\tau + t} \frac{\alpha}{\tau} = \frac{\alpha}{\tau} \end{aligned}$$

Và phải bằng mức phí ban đầu.

Các mức phí chỉ phụ thuộc vào k là tổng số tai nạn được báo cáo. Nó không phụ thuộc vào phân phối của các tai nạn trong năm đó.

Tại thời điểm $t = 0$, chưa có thông tin gì về người mua bảo hiểm nên rủi ro là chưa có, tất cả những người tham gia bảo hiểm đều phải trả một mức phí được đánh giá qua các yếu tố đầu vào, tỉ lệ với tần số yêu cầu bồi thường trung bình là $\lambda = \frac{\alpha}{\tau}$.

Khi t tăng thì ước lượng của tần số khiếu nại sẽ khác nhau. Phương sai của ước lượng A là $Var[A|k_1, \dots, k_t] = \frac{\alpha + k}{(t + \tau)^2}$. Khi $t \rightarrow \infty$ thì $Var[A|k_1, \dots, k_t] \rightarrow 0$ tức là với một khoảng thời gian đủ dài, mỗi người sẽ phải trả một mức phí tương ứng chính xác với rủi ro của riêng họ.

III. Áp dụng hệ thống thưởng phạt dựa trên số liệu của công ty bảo hiểm ở Bỉ và Việt Nam

3.1. Công ty bảo hiểm của Bỉ

Phần này sẽ áp dụng hệ thống thưởng phạt được thiết kế ở trên với một tập hồ sơ bảo hiểm tại Bỉ với 106974 người tham gia bảo hiểm

k	n_k
0	96987
1	9240
2	704
3	43
4	9
>4	0
Tổng	106974

Bảng 13. Phân phối số vụ khiếu nại của một công ty bảo hiểm ở Bỉ năm 1976

Xét phân phối của số yêu cầu bồi thường là phân phối Gamma. Ta tính được các tham số của hàm mật độ Gamma là $\alpha = 1.6049$ và $\tau = 15.8778$. Ở đây, chúng ta giả sử là những người mới tham gia bảo hiểm sẽ phải trả mức phí 100%. Như vậy, mức phí hậu nghiệm sẽ là:

$$\text{Price}_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = 100 \frac{\tau(\alpha + k)}{\alpha(t + \tau)}$$

Chú ý: Ở đây ta thay thế nhân tử $1 + \alpha = \frac{\tau}{\alpha}$ để khi $k = 0$, $t = 0$ thì người tham gia bảo hiểm sẽ phải trả mức phí cơ bản 100%, điều này phù hợp với tự nhiên.

Sau đây là bảng chỉ ra các mức phí mà người tham gia bảo hiểm sẽ phải trả khi gây ra k tai nạn trong t năm, với mức phí cơ bản là 100%.

t	k						
	0	1	2	3	4	5	6
0	100.00						
1	94.07	152.69	211.31	269.92	328.54	387.16	445.77
2	88.81	144.15	199.49	254.83	310.16	365.50	420.84
3	84.11	136.51	188.92	241.33	293.73	346.14	398.54
4	79.88	129.65	179.42	229.19	278.96	328.73	378.49
5	76.05	123.44	170.82	218.21	265.59	312.98	360.37
6	72.57	117.79	163.01	208.23	253.45	298.67	343.89
7	69.40	112.65	155.89	199.13	242.38	285.62	328.86

Bảng - 14: Hệ thống thưởng phạt tối ưu, Mô hình nhị thức âm

Minh họa kết quả bảng 3-2:

t biểu diễn số năm người bảo hiểm nằm trong hệ thống,

k là số vụ bồi thường của người tham gia bảo hiểm.

Ô ứng với dòng t cột k cho biết trong năm thứ t đó người tham gia bảo hiểm yêu cầu bồi thường k vụ.

Ví dụ: Ông An đến tham gia bảo hiểm tại 1 công ty bảo hiểm B áp dụng hệ thống như bảng 3-2. Nếu sau năm thứ 1, ông An gây ra 2 tai nạn thì đến năm thứ 2 ông An sẽ phải đóng 1 mức phí bảo hiểm là:

$$P_2(2) = P_{1+1} = 211.31\%$$

= giá trị tương ứng dòng $t = 1$ và cột $k = 2$

Trong năm thứ 2 ông An gây ra 1 tai nạn nữa nên khi gia hạn hợp đồng bảo hiểm vào năm thứ 3, sẽ phải trả 1 mức phí:

$$P_3(2,1) = 254.83 = P_{2+1}(3)$$

= giá trị trong ô có $t = 2$ và $k = 3$

Nếu năm tiếp theo ông An tiếp tục gây ra 2 tai nạn nữa, thì đến năm thứ 4, ông sẽ phải trả 1 mức phí bảo hiểm là

$$P_4(2,1,2) = P_{3+1}(5) = 346.1385\%$$

= giá trị trong ô có $t = 3$ và $k = 5$

Minh họa tính toán bằng bảng 3-2 trên phần mềm Excel

Đầu vào: Bảng phân phối số vụ bồi thường

k	n_k
0	96978
1	9240
2	704
3	43
4	9

Trong đó k là số vụ bồi thường, n_k là số hợp đồng bảo hiểm yêu cầu k vụ bồi thường.

Kết quả: Bảng mức phí bảo hiểm

Với dữ liệu đầu vào như trên, chương trình sẽ tính ra kì vọng \bar{x} và phương sai s^2 của phân phối số yêu cầu bồi thường:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{k=0}^{\infty} k * n_k}{\sum_{k=0}^{\infty} n_k} = 0.1011$$

$$s^2 = \frac{\sum_{k=0}^{\infty} k^2 * n_k}{\sum_{k=0}^{\infty} n_k} - \bar{x}^2 = 0.1074$$

Từ đó các tham số α và τ của hàm mật độ Gamma như sau:

$$\tau = \frac{\bar{x}}{s^2 - \bar{x}} = 15.8778 \text{ và } \alpha = \frac{\bar{x}^2}{s^2 - \bar{x}} = 1.6049.$$

Tiếp đó, chương trình sẽ lập và tính ra các giá trị rồi chèn vào trong bảng tương ứng dưới đây.

Ví dụ:

Với $t = 0, k = 0$: người bắt đầu tham gia bảo hiểm có mức phí mặc định là 100%.

Với $t = 1, k = 0$: tức là người tham gia bảo hiểm sau một năm không yêu cầu bồi thường, thì năm thứ hai mức phí sẽ được tính:

$$P_{t+1=1+1}(k=0) = 100 \frac{\tau(\alpha+k)}{\alpha(t+\tau)} = 100 * \frac{15.8778 * (1.6049 + 0)}{1.6049 * (1 + 15.8778)} = 94.07505\%$$

Với $t = 5, k = 2$: tức là người tham gia bảo hiểm sau 5 năm yêu cầu tất cả hai vụ bồi thường, thì năm thứ sáu mức phí tái tục hợp đồng sẽ được tính:

$$P_{t+1=5+1}(k=2) = 100 \frac{\tau(\alpha+k)}{\alpha(t+\tau)} = 100 * \frac{15.8778 * (1.6049 + 2)}{1.6049 * (5 + 15.8778)} = 170.8226\%$$

Các ô khác trong bảng sẽ được tính tương tự. Khi đó ta có:

Tính t	K						
	0	1	2	3	4	5	6
0	100						
1	94.07505	152.6912	211.3073	269.9234	328.5395	387.1556	445.7717
2	88.81292	144.1503	199.4877	254.8251	310.1625	365.4999	420.8373
3	84.10829	136.5143	188.9204	241.3264	293.7325	346.1385	398.5445
4	79.87702	129.6466	179.4163	229.1859	278.9555	328.7252	378.4948
5	76.05108	123.4369	170.8226	218.2084	265.5942	312.9799	360.3657
6	72.5749	117.7947	163.0146	208.2344	253.4543	298.6741	343.8939

3.2. Số liệu của Tổng Công ty bảo hiểm Xuân Thành

Thực chất việc gây ra tai nạn và dẫn khiếu nại bồi thường làm một quá trình ngẫu nhiên. Do đó biến ngẫu nhiên số vụ khiếu nại trong bảo hiểm trách nhiệm dân sự dành cho bên thứ ba hay bảo hiểm vật chất đều tuân theo một phân phối nào đó. Trong phần này, báo cáo sẽ trình bày việc áp dụng hệ thống thưởng phạt được thiết kế ở trên với dữ liệu về hồ sơ bảo hiểm Trách nhiệm dân sự dành cho bên thứ ba của Tổng công ty cổ phần Bảo hiểm Xuân Thành, được thống kê từ 01/01/2015 đến 31/12/2015 với 18266 khách hàng.

Tổng công ty cổ phần Bảo hiểm Xuân Thành tiền thân là Công ty Cổ phần Bảo hiểm Thái Sơn (GMIC) được thành lập theo quyết định của Bộ Tài chính năm 2009 với số vốn điều lệ là 300 tỷ đồng, được thành lập bởi cổ đông là những tập đoàn kinh tế mạnh, trong đó có Tập đoàn Xuân Thành. Sau một thời gian ngắn đi vào hoạt động, Bảo hiểm Xuân Thành đã từng bước khẳng định vị thế của mình trên thị trường bảo hiểm Việt Nam. Năm 2015, tổng tài sản của công ty là 490.429.455.743 đồng, lợi nhuận sau thuế là 4,560.483.592 đồng.

Tính toán dựa trên số liệu

k	n_k
0	13192
1	3621
2	1007
3	297
4	108
5	24
6	13
7	1
9	2
15	1

Bảng 3-3. Phân phối số vụ khiếu nại của một công ty bảo hiểm ở Việt Nam năm 2015

Trung bình và phương sai của mẫu lần lượt là: $\bar{x} = 0.394$ và $s^2 = 0,5868$. Từ đó ta tính được các tham số của hàm mật độ Gamma là $\alpha = 0.804664$ và $\tau = 2.042524$.

Sử dụng Mô hình nhị thức âm cho dữ liệu trên ta thu được sự so sánh giữa phân phối quan sát và mô hình như sau:

k	n_k	np_k
0	13192	13255,09
1	3621	3505,61
2	1007	1039,67
3	297	319,46
4	108	99,87
5	24	31,54
6	13	10,03
7	1	3,20
9	2	1,03
15	1	0,33

Bảng 3-4 Sự phù hợp của mô hình nhị thức âm

Sử dụng tiêu chuẩn kiểm định χ^2 để kiểm tra giả thuyết H_0 : " K_i tuân theo phân phối Nhị thức âm", với đối thuyết H_1 đối lập với H_0 . $\chi^2_{calc} = 10.04 < \chi^2_{5;0.95} = 11.07$ (theo luật B, tức là chỉ xét các hợp đồng có số vụ khiếu nại lớn hơn 5).

Sử dụng công thức tính mức phí hậu nghiệm $Price_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = 100 \frac{\tau(\alpha + k)}{\alpha(t + \tau)}$, ta thu được bảng mức phí mà người tham gia bảo hiểm sẽ phải trả khi gây ra k tai nạn trong t năm, với mức phí cơ bản là 100%.

	k						
t	0	1	2	3	4	5	6
0	100						
1	67,13	150,56	233,99	317,42	400,85	484,28	567,71
2	50,53	113,32	176,11	238,90	301,69	364,48	427,27
3	40,51	90,84	141,18	191,52	241,86	292,20	342,54
4	33,80	75,81	117,82	159,83	201,83	243,84	285,85
5	29,00	65,05	101,09	137,13	173,18	209,22	245,26
6	25,40	56,96	88,52	120,08	151,64	183,20	214,77

Bảng 3- 5: Hệ thống thưởng phạt tối ưu, Mô hình nhị thức âm

Minh họa kết quả bảng 3-5:

Ví dụ: Giả sử một ông An đến tham gia bảo hiểm tại một công ty bảo hiểm B áp dụng hệ thống thưởng phạt như bảng 3-5. Nếu sau năm thứ 1, ông An gây ra 2 tai nạn thì đến năm thứ 2 ông An sẽ phải đóng mức phí bảo hiểm là:

$$P_2(2) = P_{1+1} = 233.99\%$$

Trong năm thứ 2 ông An gây ra 1 tai nạn nữa nên khi gia hạn hợp đồng bảo hiểm vào năm thứ 3, sẽ phải trả 1 mức phí:

$$P_3(2,1) = 238.90 = P_{2+1}(3)$$

Nếu năm tiếp theo ông An tiếp tục gây ra 2 tai nạn nữa, thì đến năm thứ 4, ông ta sẽ phải trả 1 mức phí bảo hiểm là

$$P_4(2,1,2) = P_{3+1}(5) = 292.20\%$$

Minh họa tính toán bảng 3-5 trên phần mềm Excel

Đầu vào: Bảng phân phối số vụ bồi thường

k	n_k
0	13192
1	3621
2	1007
3	297
4	108
5	24
6	13
7	1
9	2
15	1

Trong đó k là số vụ bồi thường, n_k là số hợp đồng bảo hiểm yêu cầu k vụ bồi thường.

Kết quả: Bảng mức phí bảo hiểm

Với đầu vào như trên, chương trình sẽ tính ra kì vọng \bar{x} và phương sai s^2 của phân phối số yêu cầu bồi thường:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{k=0}^{\infty} k * n_k}{\sum_{k=0}^{\infty} n_k} = 0,394$$

$$s^2 = \frac{\sum_{k=0}^{\infty} k^2 * n_k}{\sum_{k=0}^{\infty} n_k} - \bar{x}^2 = 0.5868$$

Từ đó các tham số α và τ của hàm mật độ Gamma như sau:

$$\tau = \frac{\bar{x}}{s^2 - \bar{x}} = 2,0425 \text{ và } \alpha = \frac{\bar{x}^2}{s^2 - \bar{x}} = 0,8047.$$

Tiếp đó, chương trình sẽ lặp và tính ra các giá trị rồi chèn vào trong bảng tương ứng dưới đây.

Ví dụ:

Với $t = 0, k = 0$: người bắt đầu tham gia bảo hiểm có mức phí mặc định là 100%.

Với $t = 1, k = 0$: tức là người tham gia bảo hiểm sau một năm không yêu cầu bồi thường, thì năm thứ hai mức phí sẽ được tính:

$$P_{t+1=1+1}(k=0) = 100 \frac{\tau(\alpha+k)}{\alpha(t+\tau)} = 100 * \frac{2,0425 * (0.8047 + 0)}{0.8047 * (1 + 2,0425)} = 67.13\%$$

Với $t = 5, k = 2$: tức là người tham gia bảo hiểm sau 5 năm yêu cầu tất cả hai vụ bồi thường, thì năm thứ sáu mức phí tái tục hợp đồng sẽ được tính:

$$P_{t+1=5+1}(k=2) = 100 \frac{\tau(\alpha+k)}{\alpha(t+\tau)} = 100 * \frac{2,0425 * (0.8047 + 2)}{0.8047 * (5 + 2,0425)} = 101.09\%$$

Các ô khác trong bảng sẽ được tính tương tự. Khi đó ta có:

Tính	k						
t	0	1	2	3	4	5	6
0	100						
1	67,13255	150,5618	233,991	317,4203	400,8496	484,2788	567,7081
2	50,52595	113,3173	176,1086	238,9	301,6913	364,4826	427,274
3	40,50598	90,84495	141,1839	191,5229	241,8619	292,2009	342,5398
4	33,80249	75,81068	117,8189	159,8271	201,8352	243,8434	285,8516
5	29,00272	65,04598	101,0892	137,1325	173,1757	209,219	245,2622
6	25,39655	56,95822	88,51989	120,0816	151,6432	183,2049	214,7666

IV. Kết luận

Việc xác định mức phí cho khách hàng là vô cùng quan trọng, nó không chỉ ảnh hưởng đến sự công bằng giữa những người tham gia bảo hiểm mà còn ảnh hưởng đến hoạt động kinh doanh của mỗi công ty bảo hiểm. Ngoài ra, một hệ thống thưởng phạt tốt được xây dựng nhằm đến việc khiến cho người lái xe “ấu” sẽ phải chi trả so với lái xe tốt nhiều hơn tương ứng với hành vi của mình và khuyến khích các người mua bảo hiểm lái xe cẩn thận hơn.

Bài nghiên cứu đã làm rõ được thực trạng về việc áp dụng hình thức thưởng phạt trên thế giới và cụ thể hơn tại Việt Nam. Thực tế hiện nay thị trường bảo hiểm Việt Nam chưa áp dụng được một hệ thống thưởng phạt có mô hình tính toán định lượng.

Đồng thời, báo cáo này xây dựng mô hình toán học cho Hệ thống thưởng phạt và áp dụng mô hình dựa trên số liệu tại Bỉ và Việt Nam. Mô hình được xây dựng cách kết hợp phân phối Poisson và phân phối Gama để mô phỏng lại phân phối số vụ khiếu nại, sau đó sử dụng lý thuyết xác suất Bayes làm cực tiểu rủi ro khi dự đoán tần số yêu cầu bồi thường và nguyên lý

giá trị kì vọng để tính toán mức phí người bảo hiểm sẽ phải đóng tương ứng với tần số yêu cầu bồi thường đã được dự đoán.

Hệ thống này đã được chứng minh cụ thể trong báo cáo là có nhiều tính chất tốt như: công bằng giữa các bên tham gia vào việc bảo hiểm; cân bằng tài chính đối với công ty bảo hiểm hay tính ổn định khi với một khoảng thời gian đủ dài, mỗi người sẽ phải trả một mức phí tương ứng chính xác với rủi ro của riêng họ. Tuy nhiên, kết quả nghiên cứu vẫn còn nhiều hạn chế. Điểm dễ nhận thấy nhất là hệ thống quá nghiêm khắc đối với những khách hàng tham gia trong một đến hai năm đầu tiên và khiếu nại nhiều hơn hai vụ. Trong thực tế, sẽ không có công ty bảo hiểm nào thu phí gấp 5 lần đối với một khách hàng khi tái tục dù là trong năm hợp đồng đầu tiên khách hàng này khiếu nại đến 5 lần. Điều này sẽ dẫn đến suy giảm sự tăng trưởng số lượng hợp đồng trong các năm tiếp theo.

Việc vừa đảm bảo giữ được các tính chất tốt của hệ thống nhưng vẫn hấp dẫn đối với người mua bảo hiểm, qua đảm bảo doanh thu và lợi nhuận của công ty bảo hiểm, là vấn đề mà nhóm sẽ tiếp tục nghiên cứu hoàn thiện trong thời gian sắp tới. Ngoài ra, nhóm cũng rất mong muốn nhận được sự trợ giúp của các công ty bảo hiểm tại Việt Nam trong việc cung cấp số liệu để hoàn thiện hơn nữa đề tài này.

Lời cảm ơn

Xin gửi lời cảm ơn chân thành đến TS. Nguyễn Thị Thúy Quỳnh và TS. Hà Bình Minh đã hướng dẫn rất tận tình để chúng tôi có thể hoàn thành bài nghiên cứu này.

Tài liệu tham khảo

- [1] Tổng Đình Quỳ (2005), Giáo trình Xác suất thống kê, NXB ĐH Bách Khoa Hà Nội,
- [2] Lemire (1998), Bonus - Malus system in Auto Insurance, Springer Science & Business Media,
- [3] www.baoviet.com.vn, Tổng công ty Bảo hiểm Bảo Việt,
- [4] www.pti.com.vn Tổng công ty Cổ phần Bảo hiểm Bưu điện,
- [5] www.mic.vn, Tổng công ty cổ phần Bảo hiểm Quân đội.
- [6] <http://laodong.com.vn/> Báo lao động
- [7] <http://www.mof.gov.vn/> Cục quản lý giám sát bảo hiểm- Bộ Tài Chính

BONUS – MALUS SYSTEM IN RENEWALS OF CIVIL LIABILITY INSURANCE OF VEHICLE OWNER TO THE THIRD PARTY

**Authours: Nguyen The Lam, Bui Tuan Anh - Hanoi University of Science and Technology
Vu Thi Khuyen, Dao Thu Thuy - Academy Of Finance
Do Thi Quynh Anh - Foreign Trade University
Science Instructor: PhD. Ha Binh Minh, PhD.Nguyen Thi Thuy Quynh**

SUMMARY

Insurance is a risk – sharing measure of a person or a few people to the whole community who have the ability to meet the same kind of risk, by the way that each person in the community contribute a certain amount in a fund, and from that fund to compensate for member of the community who unfortunately suffer from damage caused by such risks. Insurance is considered as a way of transferring potential risks equitably from one individual to the community through premiums. Therefore, the determining premium to ensure this principle is extremely important.

Our research is based on the book Bonus – Malus System in Automobile Insurance (author Jean Lemaire) and statistic data in Belgium, using Negative binominal model a model combining the Poisson model and the Gama model to simulate distribution of number of claims to insurance contracts. Based on that, we use Bayesian analysis to charge the premium in re–insurance, to create the balance between insurance customers, as well as between insureds and insurers. With the aim is to clarify the concept of bonus – malus, clarifying mathematics models in premium class division, in order to illustrate model in statistic data in Belgium and data of insurance company in Vietnam, this research has a meaning to insurance industry as well as the economy.

***Keywords:** Insurance, Bonus – Malus system, Poisson model, Negative binominal model.*

I.The situation of bonus – malus in renewal of automobile insurance contract in Vietnam

1.1.The situation of insurance market in the world and in Vietnam

In the early 1990s, the number of car in the world is estimated only a few thousand units, to 2014 it has reach over 1 billion units, and may rise to 2 billion units in 2035 (according to Ward’s Auto magazine). The consequences coming along with it is the simultaneous increase both of accidents and casualties, more than 1.24 million deads and 50 million injureds because of traffic accidents each year (as reported in 2013 by World Health Organization).In Vietnam, there are average 9,000 people died every year, 24 people died everyday, 70 people injured and maimed for life due to traffic accidents. Every year, traffic accident has damaged for 2,5 – 2,9% GDP (estimated about 250 – 300 billions dong every day). In addition to the economic damage can be converted into specific numbers, traffic accident leaves the pain, the tremendous loss for the family of victims as well as the whole society. About each individual participating in traffic, with each vehicle owner, when unexpected risks occur with cars and vehicles in general, he not only suffers from physical damages by his vehicle being damaged or lost, but also takes responsibility for the losses caused by his vehicle to the third party.

With this situation, insurance companies had been formed to implement risk dispersal function, to help individuals avoid exhaustion of financial losses caused by accidents; simultaneously financial stability of each individual also ensure the financial stability of the society. Thus, insurance is considered as a financial shield for each individual as well as society at large. For the insured, especially for car, insurance products are solution for them to limit damage after accident occurred. Automobile insurance includes two parts: physical damage insurance and civil liability to third parties... Starting from the role, big task of insurance to insured in particular and society in general, the State should propagandise that participating in insurance is practical for individual, is responsible to community and society. Along with applying regulations to ensure people execute properly, the basic factor is the fairness between insured which will make people voluntarily participating in insurance. That posing a problem for insurance companies is to determine the appropriate premium for each insured.

In the world, insurance companies have applied Bonus – Malus system (BMS) to determine the premium for each insurance contract in renewal of automobile insurance contract. Belgium is the earliest country applying BMS, the first version of this system was introduced by one company in the 1900s and was applied by all companies in 1971. BMS has become popular in some countries in Europe, Asia, and some America – Latin and Africa. Accordingly, insurance contracts are divided into classes, and those in the same class will pay the same premium. The existence of Bonus – malus system depends on legal framework in each country. In countries allowing the free assessment, the various BMS co-exist. When adjustments, both old and new BMS are discussed in a prudent way. For example, in the UK, legal environment is completely free, companies are free to design their own BMS; in Sweden, where having the intervention of the Government, companies have to use one general BMS; in Denmark, companies can use flexibly BMS.

In Vietnam, the domestic insurance market in recently have been very diverse and active. There is an increase in number of insurance companies, before 1993, there was only Bao Viet operating under the form of subsidies, but now the number of insurers has increased significantly, specifically, until 31/12/2015, there are 61 insurers operating in Vietnam, including 29 non – life insurance companies, 1 branch of foreign non – life insurance company in Vietnam, 17 life insurance companies, 12 insurance brokers, and 2 re – insurance companies with diverse forms of ownership, the competitiveness of company met the needs of customers. However, Vietnam's insurance market has not really meet the requirements of economic – social development. Operational capacity of insurers and insurance brokers are quite limited. The unhealthy competition between insurers is on the alert. The lack of improvement of the legal system and state management significantly affects to the healthy development of the insurance industry. Insurance market is still inexperienced, not transparent, lack of quantitative analysis model so that insurance products can not meet the objective needs, inequities between insureds. For the determining appropriate premium for an insurance contract, now in Vietnam there is no quantitative model being built. Therefore, BMS model also has not been made. Vietnam insurance companies just only apply bonus form to customers. This is explained by objective and subjective reasons as follows:

Unhealthy competition, business environment lacks of uniformity: If insurance company applies malus form to customer, in the next contract, customers will not continue to sign contract with insurance company and move to other company with more preferential policies.

The determination of appropriate premium for each insurance contract is a difficult problem with many complex factors relating to the insured and insured vehicle.

Insurance companies themselves have not meet the high quality of human resources who are capable of building or applying determining premium model to charge for each contract.

The problem for Vietnam insurance industry is how to develop and apply mathematical models in charging premium. Standing in front of the practical requirements, we select the themse: “Bonus – Malus System in in renewal of automobile insurance contract”

1.2. Bonus – Malus System in automobile insurance

Bonus – malus system is the pricing system that the premium of the insured will increase (malus) when previously insured causing the accident resulting in claims, decreased (bonus) if not previously requested any compensation claims.

Depending on each country, insurance companies can use some term such as no - claim discount, experience-rated premiums, personalized premiums, merit-rating systems. In many countries in Europe and Asia, the common term used is bonus – malus system. The main purpose of this system, besides encouraging insureds driving safety, also controls risks of each person so that he pay premium corresponding to his claim frequency.

An insured pay an amount of money corresponding to his risk level and get back an agreed amount based on accidents that he got. The risk level of each person is not the same, so that the premium paid is also different. The main task of charging premium in designing a charging system is to ensure that the price is as fair as possible for all parties. It can be done by separating the insurance contracts into classes, and those in the same class will pay the same fee. In the automobile insurance, the parameters used to classify – prior variables are introduced to divide the risks into classes, normally include:

Factors relating to the vehicle itself and car using issues (kind of vehicle, using purpose, area of operation, time of using vehicle, vehicle value,...);

Factors related to insured, driver (gender, driver’s age, driver’s history and experience, participating insurance process of the insured);

The limitations of insurance scope and the differentiation between retail insurance and insurance of vehicle team.

The first version of BMS systems used impulsive basis (determined before insured drives) to differentiate the rates of premium for car insurance contracts such as: age, gender, driver’s occupation, place of living, kind of car,... For example, female insured proves that she caused less accidents than male insured. To ensure fairness, female insured pays less premiums than male does. Now suppose that if a company was to disregard this feature and required the same premium for everyone, regardless of gender, due to competitive strategy, most of female insured shall switch to buy insurance at another insurer with lower premium. That insurer will remain only male customers with high level of risk, leading to a shortage of revenue to pay for compensation. Thus, if all the factors affecting the level of risk are detected and measured to determine to charge, the average premium per contract is stable.

However, the selection of risk in charging premium based only on above basis is not enough. Some research on the world then pointed out that factor used to predict the number of compensation in the future is not age, gender or driver’s occupation but is act of compensation in driver’s history. It means that premium should be adjusted according to a tracking process of

compensation history of insured. Meanwhile, BMS is a way to overcome disadvantages caused by ignorance of information about the behavior, habits of the driver. For example, many people assume that the total distance traveled in a year of a driver is correlated with the frequency of complaints. But most of insurance companies in the world do not agree with this opinion. They said that the total annual distance must be measured indirectly: Those who complaint much are those who spend a lot of time driving.

1.3. Insurance fee schedule of civil liability to the third party applying in Vietnam

Within the scope of subject, we would like to introduce compulsory fee schedule published by Ministry of Finance and fee schedule of voluntarily civil liability of two companies in Viet Nam: Bao Viet Insurance Corporation and Military Insurance Corporation (MIC)

Currently, in Vietnam's insurance market, especially compulsory civil liability insurance is still interfered by the State. Specifically, fee schedule of compulsory civil liability insurance is issued by Ministry of Finance with circular 22/2016-TT/BTC and insurance companies when providing insurance have to obey to this fee schedule. Unlike car physical insurance, each insurance company is allowed to build its own fee schedule under the permission of Ministry of Finance, with compulsory civil liability insurance – insurance companies have no choice but applying one fee schedule according to general regulations, therefore, there is no fee reduction or bonus factor. Fee schedule of compulsory civil liability insurance is illustrated as follow:

FEE SCHEDULE OF COMPULSORY CIVIL LIABILITY INSURANCE OF VEHICLE OWNER

(Publishing with circular 22/2016-TT/BTC 16th Feb 2016 of Ministry of Finance)

No.	Types of vehicle	Yearly premium (dong)
I	2- wheel motobike	
1	50cc or less	55.000
2	More than 50cc	60.000
II	3 – wheel motobike, motobike and other similar vehicles	290.000
III	Cars are not joined in transport business	
1	Car under 6 seats	437.000
2	Car from 6 to 11 seats	794.000
3	Car from 12 to 24 seats	1.270.000
4	Car with more than 24 seats	1.825.000
5	Car carrying both passengers and goods (pickup, minivan)	933.000
IV	Cars are joined in transport business	
1	Under 6 seats according to registration	756.000
2	6 seats according to registration	929.000
3	7 seats according to registration	1.080.000

4	8 seats according to registration	1.253.000
5	9 seats according to registration	1.404.000
6	10 seats according to registration	1.512.000
7	11 seats according to registration	1.656.000
8	12 seats according to registration	1.822.000
9	13 seats according to registration	2.049.000
10	14 seats according to registration	2.221.000
11	15 seats according to registration	2.394.000
12	16 seats according to registration	3.054.000
13	17 seats according to registration	2.718.000
14	18 seats according to registration	2.869.000
15	19 seats according to registration	3.041.000
16	20 seats according to registration	3.191.000
17	21 seats according to registration	3.364.000
18	22 according to registration	3.515.000
19	23 seats according to registration	3.688.000
20	24 seats according to registration	4.632.000
21	25 seats according to registration	4.813.000
22	More than 25 seats according to registration	[4.813.000 + 30.000 x (seats – 25 seats)]
V	Freight car (truck)	
1	Under 3 tons	853.000
2	From 3 to 8 tons	1.660.000
3	From 8 to 15 tons	2.746.000
4	More than 15 tons	3.200.000

VI. FEE SCHEDULE IN OTHER SITUATIONS

1. Driving practice car

Calculated by 120% of the fee in the same category of vehicle regulations in section III and section V

2. Taxi

Calculated by 170% of the business car fee with the same seats regulated in section IV.

3. Specialized car

Premium of ambulance is calculated by 120% premium of pickup car.

Premium of money carrying is calculated 120% premium of under 6 seats car regulated in section III.

Premium of other specialized cars is calculated by 120% premium of freight car with the same weight regulated in section V.

4. Tractors and Trailers

Calculated by 150% premium of car with more than 15 tons weight. Premium of tractors and trailers is fee of both trailers and tractors.

5. Specialized motobike

Calculated by 120% premium of freight car under 3 tons regulated in section V.

6. Bus

Calculated by premium of non-business car with the same seats regulated in section III.

(The above premium is not included 10% VAT).

BaoViet, MIC are two largest and top reputable insurance companies in Vietnam. According to statistics of Vietnam Insurance Association, Bao Viet is in the 1st and MIC is 7th on non-life insurance market of original insurance market share and both companies have a stable average growth rate in many years. On the basis of fee schedule and responsibilities of compulsory civil liability insurance of vehicle owner of Ministry of Finance, Bao Viet and MIC provide some level of voluntary insurance liability as follow:

Bao Viet Insurance Corporation

Exploit fee schedule

Voluntary civil liability insurance of car owner

a. Level of responsibility of common insurance

i) Level of responsibility

Level of responsibility of voluntary insurance calculated by Vietnam dong – Part exceed obligatory level

Level of responsibility	Level I	Level II	Level III
Level of responsibility for the people	30 mil/person/case	80 mil/person/case	130 mil/person/case
Level of responsibility for the property	30 mil/case	80 mil/case	130 mil/case

Level of responsibility insurance calculated by USD (\$) – not included obligatory level

Level of responsibility	Level IV	Level V	Level VI
Level of responsibility for the people	5.000\$/person/case	10.000\$/person/case	20.000\$/person/case
Level of responsibility for the property	20.000\$/case	50.000\$/case	100.000\$/case
<i>Maximum liability (both people and property): 500.000\$/case</i>			

ii)Premium

Voluntary premium (dong) – not included compulsory fee of Ministry of Finance:

No.	Types of vehicle	1 year premium (dong)		
		Level I	Level II	Level III
III	Cars are not joined in transport business			
1	Car under 6 seats	221.000	589.000	958.000
2	Car from 6 to 11 seats	442.000	1.179.000	1.916.000
3	Car from 12 to 24 seats	707.000	1.886.000	3.065.000
4	Car with more than 24 seats	1.017.000	2.712.000	4.406.000
5	Car carrying both passengers and goods	520.000	1.386.000	2.252.000
IV	Cars are joined in transport business			
1	Under 6 seats according to registration	421.000	1.123.000	1.825.000
2	6 seats according to registration	517.000	1.380.000	2.242.000
3	7 seats according to registration	602.000	1.605.000	2.607.000
4	seats according to registration	698.000	1.861.000	3.025.000
5	8 seats according to registration	782.000	2.086.000	3.390.000
6	9 seats according to registration	842.000	2.246.000	3.650.000
7	10 seats according to registration	923.000	2.460.000	3.998.000
8	11 seats according to registration	1.015.000	2.706.000	4.398.000
9	12 seats according to registration	1.141.000	3.044.000	4.946.000
10	13 seats according to registration	1.238.000	3.300.000	5.363.000
11	14 seats according to registration	1.334.000	3.556.000	5.779.000
12	15 seats according to registration	1.418.000	3.781.000	6.144.000
13	16 seats according to registration	1.514.000	4.037.000	6.561.000
14	17 seats according to registration	1.598.000	4.262.000	6.926.000
15	18 seats according to registration	1.694.000	4.518.000	7.342.000
16	19 seats according to registration	1.778.000	4.741.000	7.705.000
17	20 seats according to registration	1.874.000	4.998.000	8.121.000
18	21 seats according to registration	1.958.000	5.222.000	8.486.000
19	22 seats according to registration	2.054.000	5.479.000	8.903.000
20	23 seats according to registration	2.151.000	5.735.000	9.319.000
21	24 seats according to registration	2.235.000	5.960.000	9.684.000
22	More than 25 seats	2.235.000 + 18.000 x	5.960.000 + 48.000 x	9.684.000 + 78.000 x

		(seats - 25)	(Seats - 25)	(Seats - 25)
V	Freight car (truck)			
1	Under 3 tons	439.000	1.170.000	1.901.000
2	From 3 to 8 tons	854.000	2.277.000	3.700.000
3	From 8 to 15 tons	1.177.000	3.138.000	5.099.000
4	More than 15 tons	1.500.000	3.999.000	6.498.000

Premium calculated by USD (\$) – not included compulsory fee of Ministry of Finance:

No	Types of vehicle	1 year premium (\$)		
		Level IV	Level V	Level VI
III	Cars are not joined in transport business			
1	Car under 6 seats	81	192	383
2	Car from 6 to 11 seats	162	383	766
3	Car from 12 to 24 seats	259	613	1.226
4	Car with more than 24 seats	373	881	1.762
5	Car carrying both passengers and goods	191	450	901
IV	Cars are joined in transport business			
1	Under 6 seats according to registration	141	329	659
2	6 seats according to registration	173	404	808
3	7 seats according to registration	201	468	936
4	8 seats according to registration	233	543	1.085
5	9 seats according to registration	260	607	1.213
6	10 seats according to registration	279	650	1.300
7	11 seats according to registration	305	710	1.421
8	12 seats according to registration	335	782	1.563
9	13 seats according to registration	378	882	1.765
10	14 seats according to registration	410	957	1.913
11	15 seats according to registration	442	1.031	2.062
12	16 seats according to registration	470	1.095	2.190
13	17 seats according to registration	502	1.170	2.339
14	18 seats according to registration	529	1.234	2.467
15	19 seats according to registration	561	1.308	2.616
16	20 seats according to registration	588	1.372	2.743
17	21 seats according to registration	620	1.446	2.892
18	22 seats according to registration	648	1.510	3.020

19	23 seats according to registration	680	1.584	3.169
20	24 seats according to registration	712	1.659	3.318
21	25 seats according to registration	739	1.723	3.446
22	More than 25 seats according to registration	739 + 3 x (Seats - 25)	1.723 + 6 x (Seats - 25)	3.446 + 12 x (Seats - 25)
V	Freight car (truck)			
1	Under 3 tons	161	380	760
2	From 3 to 8 tons	313	740	1.480
3	From 8 to 15 tons	431	1.020	2.040
4	More than 15 tons	550	1.300	2.599

Military Insurance Corporation (MIC)

Exploit fee schedule

No	Types of car	1 year premium (include VAT)		
		Level I	Level II	Level III
		30/30 (Million dong)	50/50 (Million dong)	80/80 (Million dong)
A	Passenger cars are not joined in transport business			
1	Car under 6 seats	300.000	500.000	800.000
2	Car from 6 to 11 seats	540.000	900.000	1.440.000
3	Car from 12 to 24 seats	990.000	1.650.000	2.640.000
4	Car with more than 24 seats	1.320.000	2.200.000	3.520.000
5	Car carrying both passengers and goods	600.000	1.000.000	1.600.000
B	Passenger car carrying both passengers and goods			
1	Under 6 seats according to registration	480.000	800.000	1.280.000
2	7 seats according to registration	750.000	1.250.000	2.000.000
3	9 seats according to registration	810.000	1.350.000	2.160.000
4	12 seats according to registration	1.350.000	2.250.000	3.600.000
5	15 seats according to registration	1.440.000	2.400.000	3.840.000
6	16 seats according to registration	1.470.000	2.450.000	3.920.000
7	24 seats according to registration	1.710.000	2.850.000	4.560.000
8	More than 25 seats according to registration	1.320.000 + 30.000 x (Seats - 1)	2.200.000 + 50.000 x (Seats - 1)	3.250.000 + 80.000 x (Seats - 1)
C	Freight car (truck)			

1	Under 3 tons	540.000	900.000	1.440.000
2	From 3 to 8 tons	960.000	1.600.000	2.560.000
3	From 8 to 15 tons	1.410.000	2.350.000	3.760.000
4	More than 15 tons	1.710.000	2.850.000	4.480.000
D	Tractors and trailers	2.400.000	4.000.000	6.400.000
E	Specialized motobike	540.000	900.000	1.440.000
F	Specialized car (except two kinds below)	Calculated by 120% premium of truck with the same weight registered in section C		
1	Ambulance	600.000	1.000.000	1.600.000
2	Money carrying	300.000	500.000	800.000
G	Driving practice car	Calculated by 120% premium of the same kinds of car		
H	Taxi	Calculated by 150% premium of cars joined in transport business with the same number of seats		
I	Bus	Calculated by premium of non-business car with the same seats.		

b.High level of responsibility insurance

Premium calculated by Vietnam dong (included VAT)

No	Types of car	Premium calculated according to levels of responsibility			
		Level IV	Level V	Level VI	Level VII
		100/300 maximum 6.400mil/case	200/800 maximum 6.400mil/case	300/1.200 maximum 6.400mil/case	500/1.500 maximum 6.400mil/case
A	Cars are not joined in transport business				
1	Car under 6 seats	1.400.000	3.200.000	4.800.000	7.000.000
2	Car from 6 to 11 seats	2.400.000	5.400.000	8.100.000	12.000.000
3	Car from 12 to 24 seats	4.900.000	11.400.000	17.100.000	24.000.000
4	Car with more than 24 seats	6.400.000	14.800.000	22.100.000	32.000.000
5	Car carrying both passengers and goods	3.000.000	7.000.000	10.500.000	15.000.000
B	Freight car (truck)				
1	Under 3 tons	2.800.000	6.600.000	9.900.000	14.000.000
2	From 3 to 8 tons	5.200.000	12.400.000	18.600.000	26.000.000
3	From 8 to 15 tons	7.100.000	16.600.000	24.900.000	35.500.000
4	More than 15 tons	8.400.000	19.600.000	29.400.000	35.500.000

C	Tractors and trailers	12.000.000	28.000.000	42.000.000	60.000.000
D	Specialized motobike	Calculated by premium of freight car with weight under 3 tons			
E	Specialized car	Calculated by 120% premium of truck having the same weight registered in section B			
F	Driving practice car	Calculated by 120% premium of car with the same kind			
G	Taxi	Calculated by 150% premium of car joined in transport business with the same number of seats			
H	Bus	Calculated by premium of non-business car with the same seats.			

As a general regulation, when determining the amount of premium that the insured have to pay to the insurers when participating premium, the insurance company will base on the type of vehicle and the purpose of using car then compared with premium that setting by Ministry of Finance to find out the specific amount that the insured have to pay. Besides, the fee schedule of compulsory civil liability insurance is a general regulation, the insurer also build their own fee schedule of voluntary civil liability applying to levels of responsibility exceeding the minimum level setting by the Ministry of Finance (Level of responsibility 100 million dong/1 person/1 case and 100 million dong/case). However, the basis of building the fee schedule is based on the regulations of Ministry of Finance, companies do not have the initiative in the setting fee. Currently, the fee calculated is not really scientific but in formal can imagine as the mode of writing a prescription of patient. The weakness of the above fee schedule is that, although history of participating traffic of each participant is different and the accident risk in each individual is different, they still have to pay the same premium. Meanwhile, the basic principle of premium is based on the differences in risk factors of each individual. In some developed countries in the world, determining premium is due to the insurers actively performed. Based on loss history, they bring up the different level of bonus – malus. So that insurers can reduce or increase fee by based on history of participating traffic of vehicle owner, each insurers indicate that risk causing accidents of these objects is lower than other object – due to subjective or objective reasons.

To come up with the appropriate premium for each insured, insurance companies have to base on many factors and guarantee that all insured objects are treated fairly.

1.4. Basis of determining premiums

Premium is an amount that vehicle owners must pay for insurer to form an independent monetary fund, focused enough to compensate for damage occurring in a year under the coverage and limit of responsibility that insured had agreed with insurers in the insurance contract.

The determination of premium rates is generally difficult. Because premium is primary revenue of the insurance companies, the minimum fee is required to satisfy the demand of payment for compensation and work to prevent or limit losses. Besides insurance premium have to ensure profitability for insurers. Along with the strong development of the insurance market, more and more insurance companies enter the market, the competition is becoming increasingly fierce. Therefore, making an appropriate premium is not an easy problem for insurance companies. Premium must be a competitive rate, not too high, not too low compared

to the premium of the Ministry of Finance regulation. This premium must guarantee the majority principle compensating singular and ensure the balance between revenue and expenditure in operating business of insurance companies.

Premiums include two parts which are net premium and operating expenses. Net premium is used to compensate for the insured event. Operating expenses includes the cost of new contract, expenses of charging and maintain contract expense. In particular, the net premium determination is the basic and most important. To determine the net premium, experts need to calculate the charge that insurance company have to compensate for insurance events which will occur. However, the determination of how much payable money in the future at present is not accurate because predicting factors occurring in the future is uncertain. Therefore, experts often use the statistic data in the past to predict the development in the future.

Participating traffic history of different individuals is not the same due to the possibility of accident in different individual is different. These factors make a difference which can be listed as:

Distraction while driving: The leading cause of traffic accidents is not drunk but is distracted while driving. Instead of focusing on the road ahead, the driver talking on the phone, texting, snacks, makeup, etc... Do not concentrate on driving is extremely dangerous as it can occur any time of the day while driving in a drunken stupor usually occur at night. According to NHTSA, 65% of traffic accidents are caused by driver's distraction within three seconds before the accident.

Talking on the phone, sending a text message. Researchers from the NHTSA said driving while texting has increased the risk of accident to 2.8 times, talking on the phone has also risen the risk to 1.3 times

Driving exceed the limited speed. Driving exceed the limited speed is the reason causing 1/3 of traffic accidents. When you drive with faster speed, time for you to avoid the collision will be less, the possibility of collision will increase. Moreover the consequences will be more serious as you move at high speeds.

Driving while affected by alcohol. In the world, 1.3 million people died of driving while drunk every year. According to the results of researches in Vietnam, alcohol is the direct reason reducing driver's response speed from 10 – 30%, reducing the likelihood of self – control, reflexes and vision, influencing directly visual, process and transmit images to the brain, causing false estimate of distance, leading to increasing levels of risks and accidents.

Careless driving. Careless driving often violate more than one fault causing accidents as follow: distracted driving, drunk driving, drug driving drunk, not turn on car lights, invalid turn, go across red lights, failing to stop vehicle by police's order, excessive speed, going wrong lane, the lane, not keeping a safe distance, suddenly brake, running under another car's shadow....

Many statistic data indicate that the mortality rate due to traffic accidents causing by male are higher than female does. Several factors influence to the difference of number of deaths in men are larger than women including: Men drive 50% distance traveled per year more than women do; men tend to drive faster than women so that accidents are more serious; male drive while drunk more than female,... According to the data of the Department of U.S National

Traffic Safety, about 25% of men relating to fatal crashes in 2012 had alcohol level in blood higher than 12.08%, while this figure in women is 15%.

II. Basis of mathematical model

2.1. Simulating the claim distribution

Thus, through the above analysis, it is possible to conclude that the premium determination, when renewals, needs to be based on the valuation of the posterior rating rather than the prior rating. The building premium determination model by bonus – malus system is defined in the previous section which is based on one only posterior variable, that is the number of claims of drivers of the previous years.

The principle of premium determination for one person is to predict that the ability to compensate for that person in the next year is how much, or in other words is to predict the frequency of claims of that person in the following year.

The prediction of ability of a customer, who will claim next year will be based on the claim history of that customer. Professor Jean Lemaire in 1995, in “Bonus – Malus System in Automobile insurance” gave a model to solve this problem:

Considering a trial randomized of one customer, considered the number of claim of a contract in year i is a random variable K_i . To predict that in year $i+1$ the claim ability of that contract is how many, it needs to build a mathematical model to distribute the claims (the distribution of random variables K_i that best suits with distribution on fact). Then using Bayesian analysis method for the above distribution to predict the premium of customer in year $i+1$.

In this section, two distribution stimulation model of claims based on the observed fact will be presented. Verification method is also provided for selecting the most appropriate model.

The first model based on Poisson distribution, a distribution was found by the mathematician Siméon-Denis Poisson (1781-1840) in 1838, is said to approximate with the actual distribution in real life. However, if we use verification statistic methods, Negative Binomial model, a model developed from the Poisson model, is better described the distribution of number of claims. However, Poisson model is to prove that its hypothesis is consistent with the distribution of complaints.

2.1.1. Poisson model

Denote $N(t, t + \Delta t)$ the number of claims in the time interval $(t, t + \Delta t)$. Let us formulate the three following assumptions:

$$P[N(t, t + \Delta t) = 1] = \lambda \Delta t + o(\Delta t), \text{ với } \lambda > 0.$$

$$P[N(t, t + \Delta t) > 1] = o(\Delta t)$$

Let t and t' be two disjoint time intervals. Then

$$P[N(\tau) = k \& N(\tau') = k'] = P[N(\tau) = k] \cdot P[N(\tau') = k'].$$

(A function $f(x)$ is $o(h)$ if $\lim_{h \rightarrow 0} o(h)/h = 0$).

The first property implies that the probability of an accident during a small interval $(t, t + \Delta t)$ is, ignoring higher-order terms, proportional to the duration of the interval. In particular, it does not depend on the start of the interval.

The second assumption requires the probability of two or more accidents in this time interval to be negligible.

The third demands the number of accidents relating to disjoint time intervals to be independent.

It is easily verified that the Poisson distribution satisfies these three properties.. Reciprocally, if there are the three assumptions, the distribution of the number of claims in a given year is Poisson distributed with parameter λ :

$$p_k = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}, \quad k = 1, 2, 3, \dots$$

Indeed, if $p_k(t) = P[N(0, t)=k]$, we have

$$\begin{aligned} p_k(t + \Delta t) &= p_k(t) \cdot P[N(t, t + \Delta t) = 0] \\ &\quad + p_{k-1}(t) P[N(t, t + \Delta t) = 1] \\ &\quad + \sum_{i=2}^k p_{k-i}(t) P[N(t, t + \Delta t) = i] \end{aligned}$$

For $k = 0$ setting $p_{k-1}(t) = p_{0-1}(t) = 0$ consequently

$$\frac{p_k(t + \Delta t) - p_k(t)}{\Delta t} = -\lambda p_k(t) + \lambda p_{k-1}(t) + \frac{o(\Delta t)}{\Delta t}.$$

If $\Delta t \rightarrow 0$ we have:

$$p'_k(t) = -\lambda p_k(t) + \lambda p_{k-1}(t), \quad k = 1, 2, \dots \text{ và } p'_0(t) = -\lambda p_0(t)$$

By recursively solving this set of differential equations with the initial conditions

$$p'_0(t) = 0 \text{ if } k > 0, \text{ we obtain } p_k(t) = \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^k}{k!}.$$

For a unit time period, this become: $p_k = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}$.

So the Poisson is the only distribution that verifies the three properties. Consequently, if we consider that the accident pattern of automobile drivers conforms to the three properties, we have no other choice than to adopt the Poisson to model the distribution of the number of claims of individual policyholders.

The above hypothesis seem quite reasonable for describing the acts of claim. While hypothesis 1 is to remove any seasonal impact, hypothesis 3 describe the learned experience from an accident, these hypotheses give a good approximation to the phenomenon caused accidents, even it is very small.

Thus, the Poisson model can be used to distribute the model of the number of claims in an insurance company assuming that all contracts are homogeneous, meaning that all distribution of claim of each customer are using λ .

Table2.1 shows the distribution of the number of claims n_k in the automobile third-party liability of a Belgian company. It contains $n = 106974$ observations and has a mean $\bar{x} = 0.1011$ and a variance $s^2 = 0.1074$.

k	n_k
0	96987
1	9240
2	704
3	43
4	9
>4	0
Total	<u>106974</u>

Table2-15. Observed Distribution of Number of Claims in a insurance company in Belgium (1976)

Both the maximum likelihood and the moments methods lead to the selection of the observed of \bar{x} mean as the estimator of λ . Computing the probabilities p_k of a Poisson distribution with parameter $\hat{\lambda}=0.1011$, and multiplying them by the sample size 106974, lead to the fitted theoretical frequencies presented in column 3 of table 2-2.

k	n_k	np_k
0	96987	96689.6
1	9240	9773.5
2	704	493.9
3	43	16.6
4	9	0.4
>4	0	0
Total	<u>106974</u>	<u>106974</u>

Table-2. Observed and Fitted Distribution of Number of Claims: Poisson Model

The Standard Test:

Carrying out pair of hypothesis test:

$$\begin{cases} H_0 : K_i \text{ conform to Poisson distribution} \\ H_1 : K_i \text{ not conform to Poisson distribution} \end{cases}$$

With level of significance of 5%

Using standard test $\chi^2 = \sum_{k=0}^m \frac{(n_k - np_k)^2}{np_k}$ with degree of freedom is 4. In the case: $m = 4$,

$$n = 106974:$$

With level of significance of 5%, $\chi^2_{calc} = 191.41 > \chi^2_{2;0.95} = 5.991$, should reject the null hypothesis H_0 and accepting H_1 .

To apply Poisson model, the condition is average and variance is equal with the parameter λ , meaning that all customer of one insurance company are capable of the same and equal claims and by λ . This is not consistent with reality, whereas the ability to cause an accident as well as claims is different with every person. Poisson model will be no longer

suitable when average and variance are not equal so that there should be another distribution to suit with different requirement. It is Negative Binomial model.

2.1.2. Negative Binomial model

The rejection of the Poisson model by testing χ^2 shows that the behavior of policyholders is heterogeneous. We need a model that reflects the different underlying risks. Assume that the distribution $\{p_k(\lambda), k = 0, 1, 2, \dots\}$ of the number of claims of each individual conforms to a Poisson

$$p_k(\lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

Those parameter λ varies from individual to individual. Each policyholder is characterized by the value of his parameter λ . In this approach, λ is considered to be the observed value of a random variable Δ has a continuous distribution on the segment $[0, \infty)$. The density function of Δ will be denoted $u(\lambda)$, which is called the structure function. The resulting distribution of the number of claims in the portfolio:

$$p_k = \int_0^{\infty} \frac{e^{-\lambda t} \lambda^k}{k!} u(\lambda) d\lambda \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

is called a mixed Poisson distribution. Let us choose for the distribution of Δ , called the mixing distribution, a Gamma with parameters a and τ .

$$u(\lambda) = \frac{\tau^a e^{-\tau\lambda} \lambda^{a-1}}{\Gamma(a)}, \quad a, \tau > 0.$$

The Gamma is also known as the Pearson Type III distribution. Its mean is a / τ , its variance a / τ^2 , its skewness coefficient $2 / \sqrt{a}$ and its moment-generating function

$$M(t) = \left(\frac{\tau}{\tau - t}\right)^a, \quad 0 \leq t < \tau.$$

The distribution $\{p_k, k = 0, 1, 2, \dots\}$ with p_k is the probability for a customer requiring k of the number of claims in the portfolio is obtained by integration::

$$\begin{aligned} p_k &= \int_0^{\infty} p_k(\lambda) u(\lambda) d\lambda = \int_0^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} \frac{\tau^a e^{-\tau\lambda} \lambda^{a-1}}{\Gamma(a)} d\lambda \\ &= \frac{\tau^a}{k! \Gamma(a) (1+a)^{k+a}} \int_0^{\infty} e^{-\lambda(1+\tau)} [\lambda(1+\tau)]^{k+a-1} d[\lambda(1+\tau)] \\ &= \frac{\Gamma(k+a)}{\Gamma(k+1) \Gamma(a)} \frac{\tau^a}{(1+\tau)^{k+a}} = \binom{k+a-1}{k} \left(\frac{\tau}{1+\tau}\right)^a \left(\frac{1}{1+\tau}\right)^k \\ &= \binom{k+a-1}{k} p^a q^k. \end{aligned}$$

Setting $p = \frac{\tau}{1+\tau}$ and $q = 1 - p$ and defining, as generalized combinatorial coefficient

$$\binom{k+a-1}{k} = \frac{\Gamma(k+a)}{\Gamma(k+1)\Gamma(a)}$$

We obtain a negative binomial distribution, of mean $m = a / \tau$ and variance $\sigma^2 = \frac{a}{\tau} \left(1 + \frac{1}{\tau}\right)$; the

moment-generating function $\left(\frac{\tau}{1+\tau-e^t}\right)^a$, $t < \ln(1+\tau)$.

The repeated use of property $\Gamma(k+1) = \Gamma(a)$ computing negative binomial probabilities is to

use the recursion: $p_{k+1} = \frac{k+a}{(k+1)(1+\tau)} p_k$.

Starting from $p_0 = \left(\frac{\tau}{1+\tau}\right)^a$.

By the moments method, identifying m and σ^2 with the observed values $\bar{x} = 0.1011$ and $s^2 = 0.1074$. This leads to the estimators

$$\hat{\tau} = \frac{\bar{x}}{s^2 - \bar{x}} = 15.8778 \text{ and } \hat{a} = \frac{\bar{x}^2}{s^2 - \bar{x}} = 1.6049.$$

After multiply with negative binomial with n , we have distribution of claims as follow:

k	n_k	np_k
0	96987	96985.5
1	9240	9222.5
2	704	711.7
3	43	50.7
4	9	3.6
>4	0	0
Total	$\overline{106974}$	$\overline{106974}$

Table2-16. Observed and Fitted Distribution of Number of Claims: Negative Binomial Model

The χ^2 test is an asymptotic test. It is therefore necessary to perform groupings of the right-tail classes of the distribution, so that expected frequency H_1 are high enough. Many different grouping procedures (reviewed in D' Agostino and Stephens, 1986) have been suggested in statistical textbooks. Two common recommendations are as follows:

Rule A: (i) all $np_k > 1$; (ii) at least 80% of the $np_k > 5$.

Rule B: all $np_k > 5$.

Using standard test χ^2 to test hypothesis H_0 : " K_i conform to negative binomial distribution, with H_1 constrasts to H_0 . Value χ^2 is 0.21 according rule B and 9.39 according to rule A. The relevance between two models in theory and practice is very good

To conclude: The negative binomial model allows a good representation of drivers' behavior. The good quality of the fits suggests that the Poisson hypothesis for individual drivers, and the Gamma hypothesis for the distribution of claim frequencies, are valid assumptions.

2.1.3.Examples of applying models in other fields

Poisson distribution and Negative Binomial are distribution which are used widely in many fields. This section presents 2 examples quoted in the appendix in the book *Bonus – Malus System in automobile Insurance* to indicate the application of Poisson distribution and Negative Binomial distribution. Through 2 examples, we can compare the suitability when applying in practical of these two distribution by the value of testing χ^2 calculated by rule A.

Example 1: Find a distribution of the number of wars occurring in 432 years from 1500 to 1931.

Assuming that the hypothesis is Poisson distribution. By using χ^2 test, we see that that hypothesis is accepted ($\chi^2_{calc} = 2.74 < \chi^2_{2,0.95} = 5.991$). This prove that the number of war occurring is a random process under the rule of Poisson distribution

Observed		Poisson	Negative binominal model (Using moment method)
k	n_k	np_k	np_k
0	223	216.22	222.71
1	142	149.65	141.35
2	48	51.79	50.72
3	15	11.95	13.54
4	4	2.07	2.99
>4	0	0.31	0.69
	$\overline{432}$	$\chi^2 = 2.74$	$\chi^2 = 0.34$
$\bar{x} = 0.692$		$\bar{\lambda} = 0.692$	$\$ = 11.05$
$s^2 = 0.755$			$\$ = 7.650$
$\gamma = 1.295$		$\gamma = 1.202$	$\gamma = 1.359$

Table2-17. Example 1 (Theo Richardson, 1945, Ortiz, 1990)

Example 2: Find a distribution of the number of goals scored per game per team in a football match in England’s First Division in the 1967-1968 season.

Testing χ^2 shows that Poisson model is not suitable to simulate this random process. Meanwhile, Negative Binomial model is used to bring out a better description.

Observed		Poisson	Negative Binomial (Using moment method)
k	n_k	np_k	np_k
0	225	203.73	225.71
1	293	308.02	297.05
2	224	232.85	214.71
3	114	117.35	112.73

4	41	44.36	48.04
5	15	13.41	17.62
6	9	3.83	5.77
≥ 7	3	0.90	2.37
	$\overline{924}$	$\chi^2 = 17.75$	$\chi^2 = 3.87$
$\bar{x} = 1.512$	$\bar{\lambda} = 1.512$	$\$ = 6.721$	
$s^2 = 1.737$	$\gamma = 0.813$	$\$ = 10.16$	
$\gamma = 1.202$		$\gamma = 0.985$	

Table2-18. Example 2 (Theo Reep, Pollard and Benjamin, 1971)

2.2. Building Optimal Bonus – Malus System by expected value principle

As described above, when a person participates in insurance, insurance company has to predict their claim frequency, and calculates corresponding premium that they will pay. The accuracy of claim frequency of insured is impossible. Moreover, the risk is very high if insurance company predict erroneous. In order to get the best results requiring a lot of models, many methods have a scientific basis for the selection of appropriate premium level.

In the next section, our group will represent 2 methods:

Bayesian probability theory minimize risks when companies predict claim frequency

Expected value principle calculates the premium that will be charged corresponding to claim frequency predicted by companies

A Bonus – malus system combining two above factors is called optimal bonus – malus system by expected value principle.

2.2.1. Assumption

Consider a policyholder observed for t year, denoted by k_j the number of accidents in which he was at fault incurred during year j . So the information concerning the policyholder is a vector (k_1, \dots, k_t) .

The number of accident $j (j = 1, 2, \dots)$ is random variable K_j , assumed independent and identically distributed. Assuming that with each accident, everyone all claim, random variable K_j has the same probability distribution with their claim frequency

$\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t)$ is estimated claim frequency function λ at time $t+1$ when know the number of accident in the previous year.

$F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda)$ is loss function when approximate real value λ by $\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t)$ and is a nonnegative function.

2.2.2. Mathematical model

Optimal problem

Setting: $\Gamma_{t+1} = (A_0, D_{t+1}, R_{t+1})$, where:

A_0 the space of strategies of nature (is the interval $[0, \infty)$), the set of values possibly taken by the unknown parameter λ

D_{t+1} the space of strategies of the actuary at time $t+1$: $\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t)$ turn each vector of observation (k_1, \dots, k_t) to a point $\lambda_{t+1} \in A_0$

$R_{t+1} = R_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda)$ is the risk function of the actuary at time $t+1$, it is the expectation of the loss $F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda)$.

$$R_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda) = E[F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda)] = \sum F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda) P(k_1, \dots, k_t | \lambda)$$

The set of the $\Gamma_t (t=1, 2, \dots)$ forms the statistical game.

The problem is find out the estimate function $\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t)$ in order to risk $R_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda)$ is minimum

Solving optimal problem

Setting: $\Gamma = (A_0, D, R)$, where $D = D_1 \times D_2 \times \dots \times D_t \times \dots$ and

$$R = R(\lambda_1, \dots, \lambda_t, \dots; \lambda) = \sum_{t=1}^{\infty} R_t(\lambda_t, \lambda) = \sum_{t=1}^{\infty} E[F_t(\lambda_t, \lambda)]$$
 is the total expected loss of the actuary.

A series $(\lambda_1^*, \dots, \lambda_t^*, \dots; \lambda)$ is called uniformly optimal if

$$R(\lambda_1^*, \dots, \lambda_t^*, \dots; \lambda) \leq R(\lambda_1, \dots, \lambda_t, \dots; \lambda)$$
 for each value of λ and for all $(\lambda_1, \dots, \lambda_t, \dots)$

since we have already assumed that A is a random variable with density function $u(\lambda)$ so that

$$\text{in practical a more probably access is: } R(\lambda_1, \dots, \lambda_t, \dots; \lambda) = \int_0^{\infty} R(\lambda_1, \dots, \lambda_t, \dots; \lambda) \cdot u(\lambda) d\lambda$$

So that, a series $(\lambda_1^*, \dots, \lambda_t^*, \dots)$ is then defined to be optimal if

$$R(\lambda_1^*, \dots, \lambda_t^*, \dots; \lambda) = \inf_{(\lambda_1, \dots, \lambda_t, \dots) \in D} R(\lambda_1, \dots, \lambda_t, \dots)$$

By Bayes theorem, the posterior structure function, given claims history (k_1, \dots, k_t) is equal to

$$u(\lambda | k_1, \dots, k_t) = \frac{P(k_1, \dots, k_t | \lambda) u(\lambda)}{\bar{P}(k_1, \dots, k_t)}$$

Where $\bar{P}(k_1, \dots, k_t) = \int_0^{\infty} P(k_1, \dots, k_t | \lambda) u(\lambda) d\lambda$ is the distribution of claims during the t observation years in the portfolio.

We must minimize:

$$\begin{aligned} R(\lambda_1, \dots, \lambda_t, \dots) &= \sum_{t=0}^{\infty} \int_0^{\infty} \sum F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda) \cdot P(k_1, \dots, k_t | \lambda \dots) \cdot u(\lambda) d\lambda \\ &= \sum_{t=0}^{\infty} \sum F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda) \cdot \bar{P}(k_1, \dots, k_t) \cdot u(k_1, \dots, k_t | \lambda) d\lambda \end{aligned}$$

Since the loss function is nonnegative, we have only to minimize:

$$\int_0^{\infty} F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda) \cdot u(\lambda | k_1, \dots, k_t) \cdot d\lambda$$
 which is a posteriori risk of A.

Loss is an increasing function of the magnitude of the actuary's error. When $\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) < \lambda$ the policyholder is undercharged, and the insurance carrier will lose money. And on the contrary $\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) > \lambda$ the insured is overcharged, and the insurer is at risk of losing the policy. The greater the actuary's error, the larger the loss to his employer. The loss is zero when no error is made, means that: $\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = \lambda$.

The most classical choice for a loss function is a quadratic form. In that case, we have to find the minimum of:

$$\int_0^{\infty} (\lambda_{t+1} - \lambda)^2 \cdot u(\lambda | k_1, \dots, k_t) \cdot d\lambda$$

Which leads to

$$\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = \int_0^{\infty} \lambda \cdot u(\lambda | k_1, \dots, k_t) \cdot d\lambda$$

This is the posterior expectation of A, $E[A | k_1, \dots, k_t]$.

Therefore, Values $\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t)$ calculated as above also is called expected value. Based on expected value, they bring out a determining premium principle for insureds. That principle is expected value principle.

Expected value principle

A simple determining principle for insurance company is to require the insured to pay a premium plus a safe fee in proportion to actual fee. That is the expected value principle. This principle means that insurance contracts which has gone through history of claims (k_1, \dots, k_t) will have to pay a premium:

$$\text{Price}_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = (1 + \alpha) \lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) \text{ where } \alpha \text{ is safe premium rate.}$$

2.2.3.Examples

Example with assumption that the number of claim follow the regulation of Gamma distribution (Negative Binomial Model) and Loss is in squared. So that the density function $u(A)$ of A is calculated based on the Gamma with parameters α and τ

$$u(\lambda) = \frac{\tau^\alpha e^{-\tau\lambda} \lambda^{\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)} \quad \alpha, \tau > 0$$

We will show that if the posteriori density function of A is the Gamma but with parameters $\tau + t$

và $a+k$ where $k = \sum_{i=1}^t k_i$ is the total claims of insureds.

Considering the assumptions of the model, we have

$$\begin{aligned} P(k_1, \dots, k_t | \lambda) &= P(k_1 | \lambda) \dots P(k_t | \lambda) \\ &= \frac{\lambda^{k_1} e^{-\lambda}}{k_1!} \dots \frac{\lambda^{k_t} e^{-\lambda}}{k_t!} = \frac{\lambda^k e^{-t\lambda}}{\prod_j^i (k_j!)} \end{aligned}$$

By Bayes theorem

$$\begin{aligned}
u(\lambda | k_1, \dots, k_t) &= \frac{P(k_1, \dots, k_t | \lambda)u(\lambda)}{\bar{P}(k_1, \dots, k_t)} = \frac{\frac{\lambda^k e^{-t\lambda}}{\prod_i (k_j!)} \frac{\tau^\alpha e^{-\tau\lambda} \lambda^{\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)}}{\int_0^\infty \frac{\lambda^k e^{-t\lambda}}{\prod_i (k_j!)} \frac{\tau^\alpha e^{-\tau\lambda} \lambda^{\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)} d\lambda} \\
&= \frac{\lambda^{k+\alpha-1} e^{-(t+\tau)\lambda}}{\int_0^\infty \lambda^{k+\alpha-1} e^{-(t+\tau)\lambda} d\lambda} = \frac{(t+\tau)^{\alpha+k} \lambda^{k+\alpha-1} e^{-(t+\tau)\lambda}}{\int_0^\infty \lambda (t+\tau)^{\alpha+k-1} e^{-(t+\tau)\lambda} d[(t+\tau)\lambda]} = \frac{(t+\tau)^{\alpha+k} \lambda^{k+\alpha-1} e^{-(t+\tau)\lambda}}{\Gamma(\alpha+k)}
\end{aligned}$$

Which is the density function of a Gamma with parameters $\alpha + k$ and $t + \tau$.

Therefore, the expected value in this example is: $\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = \frac{\alpha + k}{t + \tau}$

Applying expected value principle, premium that insurance contracts underwent claims history

(k_1, \dots, k_t) is: $\text{Price}_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = (1 + \alpha)\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = (1 + \alpha)\frac{\alpha + k}{t + \tau}$

Where α is safety premium ratio.

2.2.4. Properties of the Optimal Bonus – Malus System

The Optimal BMS has several important properties:

The system is fair, in a Bayesian sense. Every insured has to pay, at each renewals, a premium proportional to the estimate of his claim frequency.

The system is financially balanced. At each stage of this sequential process, the mean of the individual claim frequencies is equal to the overall mean by $\frac{\alpha}{\tau}$. It means that every single year, the average of all premiums, collected from all policyholders, remains constant at the initial level $\frac{\alpha}{\tau}$.

The financial stability of the BMS is a direct consequence of the property of conditional expectation:

$$E_A[A] = E(k_1, \dots, k_t)[E_A(\lambda | (k_1, \dots, k_t))]$$

Proving: The average income of company per 1 policyholder is:

$$\begin{aligned}
&\sum \lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) \cdot \bar{P}(k_1, \dots, k_t) \\
&= \int_0^\infty \sum \frac{\alpha + k}{\tau + t} P(k_1, \dots, k_t | \lambda) u(\lambda) d\lambda = \int_0^\infty \left[\sum \frac{\alpha + k}{\tau + t} \frac{\lambda^k e^{-t\lambda}}{\prod_j (k_j!)} \right] u(\lambda) d\lambda
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \int_0^{\infty} \left[\frac{\alpha}{\tau+t} \sum \frac{\lambda^k e^{-t\lambda}}{\prod_j (k_j!)} + \frac{1}{\tau+t} \sum \frac{\sum_i k_i \lambda^k e^{-t\lambda}}{\prod_{j=1}^t (k_j!)} \right] u(\lambda) d\lambda \\
&= \int_0^{\infty} \left[\frac{\alpha}{\tau+t} \sum \prod_{j=1}^t \frac{\lambda^k e^{-t\lambda}}{k_j!} + \frac{1}{\tau+t} \sum \sum_i k_i \prod_{j=1}^t \frac{\lambda^k e^{-t\lambda}}{k_j!} \right] u(\lambda) d\lambda \\
&= \int_0^{\infty} \left[\frac{\alpha}{\tau+t} \sum \prod_{j=1}^t \frac{\lambda^k e^{-t\lambda}}{k_j!} + \frac{1}{\tau+t} \sum \sum_i k_i \prod_{j=1}^t \frac{\lambda^{k_j} e^{-\lambda}}{k_j!} \right] u(\lambda) d\lambda \\
&= \int_0^{\infty} \left[\frac{\alpha}{\tau+t} \sum_{k_j=0}^t \prod_{j=1}^t \frac{\lambda^{k_j} e^{-\lambda}}{k_j!} + \frac{1}{\tau+t} \sum \sum_i \frac{\lambda^{k_i} e^{-\lambda}}{k_i!} \prod_{j=1}^t \frac{\lambda^{k_j} e^{-\lambda}}{k_j!} \right] u(\lambda) d\lambda \\
&= \int_0^{\infty} \left[\frac{\alpha}{\tau+t} + \frac{1}{\tau+t} t\lambda \right] u(\lambda) d\lambda = \frac{\alpha}{\tau+t} \int_0^{\infty} u(\lambda) d\lambda + \frac{t}{\tau+t} \int_0^{\infty} \lambda u(\lambda) d\lambda \\
&= \frac{\alpha}{\tau+t} + \frac{1}{\tau+t} \frac{\alpha}{\tau} = \frac{\alpha}{\tau}
\end{aligned}$$

And must be equal to initial premium.

The premium depends only on k, the total number of reported accidents. It does not depend on the way these accidents are distributed over the years.

At time $t=0$. when no information on the risk is yet available. all new policyholders have to pay the same a priori premium, in proportion to average claim frequency is $\lambda = \frac{\alpha}{\tau}$.

As t grows, the estimates of the claim frequencies will progressively become different.

The Variance of distribution A is $Var[A|k_1, \dots, k_t] = \frac{\alpha+k}{(t+\tau)^2}$. When $t \rightarrow \infty$,

$Var[A|k_1, \dots, k_t] \rightarrow 0$ means that in the long run, everyone will pay a premium that corresponds exactly to his own risk.

III. Applying Bonus – Malus system based on the data of insurance company in Belgium

3.1. Calculating on the data

This section will apply the above bonus – malus system with insurance file in Belgium with 106974 policyholders.

k	n_k
0	96987
1	9240
2	704
3	43
4	9
>4	0
Total	106974

Table2- 19. Distribution of claims of 1 insurance company in Belgium in 1976

Considered claims distribution is the Gamma. We calculate parameters of density Gamma function is $\alpha = 1.6049$ and $\tau = 15.8778$. Here, we assume that new policyholders will pay

100% premium. So that posterior premium will be: $Price_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = 100 \frac{\tau(\alpha+k)}{\alpha(t+\tau)}$

Note: Here, we replace $1 + \alpha = \frac{\tau}{\alpha}$ so that when $k = 0, t = 0$ insured has to pay 100% basic premium, this is suitable with normal.

The table below shows the premiums that insureds have to pay after causing k accidents in t year, with basic premium is 100%.

T	K						
	0	1	2	3	4	5	6
0	100.00						
1	94.07	152.69	211.31	269.92	328.54	387.16	445.77
2	88.81	144.15	199.49	254.83	310.16	365.50	420.84
3	84.11	136.51	188.92	241.33	293.73	346.14	398.54
4	79.88	129.65	179.42	229.19	278.96	328.73	378.49
5	76.05	123.44	170.82	218.21	265.59	312.98	360.37
6	72.57	117.79	163.01	208.23	253.45	298.67	343.89
7	69.40	112.65	155.89	199.13	242.38	285.62	328.86

Table 2-20: Optimal Bonus – Malus system, Negative Binomial model

Indicate the result of table 3-2:

t is the number of year that insured stay in the system,

k is the number of compensation of insured.

The cell corresponding to row t column show that in year t insured claims k serviced times.

For example: Mr.A participating in insurance company B has a calculation sheet as table 3-2. If after the first year, he caused 2 accidents, by the next year, he shall pay premium is:

$$P_2(2) = P_{1+1} = 211.31\%$$

= corresponding value to row $t = 1$ and column $k = 2$

In the second year, he caused 1 accident, when re – insurance in the third year, he shall pay premium:

$$P_3(2,1) = 254.83 = P_{2+1}(3)$$

= value cell to $t = 2$ and $k = 3$

If in the following year, he continues causing 2 accidents, in the fourth year, he shall pay premium:

$$P_4(2,1,2) = P_{3+1}(5) = 346.1385\%$$

= value cell to $t = 3$ and $k = 5$

Illustrating calculation table 3-2 in Excel

Input: Table of distribution of compensation

k	nk
0	96978
1	9240
2	704
3	43
4	9

Where k is the number of compensation, nk is insurance contract required k compensation.

Result: Table of premium

With the above input, the program will calculate expectation \bar{x} and variance s^2 of claim distribution

$$\bar{x} = \frac{\sum_{k=0}^{\infty} k * n_k}{\sum_{k=0}^{\infty} n_k} = 0.1011 \qquad s^2 = \frac{\sum_{k=0}^{\infty} k^2 * n_k}{\sum_{k=0}^{\infty} n_k} - \bar{x}^2 = 0.1074$$

So that parameters α and τ of Gamma density function as follow:

$$\tau = \frac{\bar{x}}{s^2 - \bar{x}} = 15.8778 \text{ and } \alpha = \frac{\bar{x}^2}{s^2 - \bar{x}} = 1.6049.$$

Next, the program will repeat and calculate the value then insert in the corresponding table below

For instance:

With $t = 0, k = 0$: New policyholder paying basic premium is 100%.

With $t = 1, k = 0$: means that insured after 1 year without any claim, in the second year, premium is calculated:

$$P_{t+1=1+1}(k=0) = 100 \frac{\tau(\alpha+k)}{\alpha(t+\tau)} = 100 * \frac{15.8778 * (1.6049 + 0)}{1.6049 * (1 + 15.8778)} = 94.07505\%$$

With $t = 5, k = 2$: means that insured after 5 year with total 2 claims, in the sixth year, premium in renewal in insurance contract will be:

$$P_{t+1=5+1}(k=2) = 100 \frac{\tau(\alpha+k)}{\alpha(t+\tau)} = 100 * \frac{15.8778 * (1.6049 + 2)}{1.6049 * (5 + 15.8778)} = 170.8226\%$$

The other cells in the sheet will be the same. So that, we have:

Tính	K						
t	0	1	2	3	4	5	6
0	100						
1	94.07505	152.6912	211.3073	269.9234	328.5395	387.1556	445.7717
2	88.81292	144.1503	199.4877	254.8251	310.1625	365.4999	420.8373
3	84.10829	136.5143	188.9204	241.3264	293.7325	346.1385	398.5445
4	79.87702	129.6466	179.4163	229.1859	278.9555	328.7252	378.4948
5	76.05108	123.4369	170.8226	218.2084	265.5942	312.9799	360.3657
6	72.5749	117.7947	163.0146	208.2344	253.4543	298.6741	343.8939

3.2. Xuan Thanh Insurance Joint Stock Coporation

Calculating based on the data

This section shall apply bonus – malus system designed above with insurance files in Xuan Thanh Insurance Joint Stock Coporation which is statistic from 01/01/2015 to 31/12/2015 with 182266 customers.

k	n _k
0	13192
1	3621
2	1007
3	297
4	108
5	24
6	13
7	1
9	2
15	1

Table3-3. Distribution of number of compensation case of Xuan Thanh Insurance Joint Stock Coporation in 2015 (Source: office of coporation)

Average and variance of samplerespectively is: $\bar{x} = 0.394$ and $s^2 = 0,5868$. So that, we calculate the parameters of density fuction of Gamma is $\alpha = 0.804664$ and $\tau = 2.042524$.

Using negative binominal model for the data, we obtained the comparison between observed distribution and model as follow:

	n _k	np _k
0	13192	13255,09
1	3621	3505,61
2	1007	1039,67
3	297	319,46
4	108	99,87
5	24	31,54
6	13	10,03
7	1	3,20
9	2	1,03
15	1	0,33

Bảng 3-4 The compatibility of negative binomial model

Using standard test χ^2 to test hypothesis H_0 : " K_i conform to negative binomial distribution, with H_1 contrasts to H_0 . $\chi^2_{calc} = 10.04 < \chi^2_{5;0.95} = 11.07$ (according rule B, means that only examine contract with claims bigger than 5).

Using the formula determining premium posterior $Price_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = 100 \frac{\tau(\alpha + k)}{\alpha(t + \tau)}$, we obtained the fee table that insured have to pay when cause k accident in t year, with the basic premium 100%.

	K						
T	0	1	2	3	4	5	6
0	100						
1	67,13	150,56	233,99	317,42	400,85	484,28	567,71
2	50,53	113,32	176,11	238,90	301,69	364,48	427,27
3	40,51	90,84	141,18	191,52	241,86	292,20	342,54
4	33,80	75,81	117,82	159,83	201,83	243,84	285,85
5	29,00	65,05	101,09	137,13	173,18	209,22	245,26
6	25,40	56,96	88,52	120,08	151,64	183,20	214,77

Bảng 3-5: Optimal Bonus – malus system, Negative Binomial model

Illustrate result table 3-5:

For example: A customer A participating in insurance in an insurance company B has calculation sheet as table 3-5. If after the first year, Mr. A caused 2 accidents, in the second year, Mr. A will have to pay premium:

$$P_2(2) = P_{1+1} = 233.99\%$$

In second year, he caused 1 accident, when extending insurance contract in the third year, he has to pay premium:

$$P_3(2,1) = 238.90 = P_{2+1}(3)$$

If in the following year, he continued causing 2 more accidents, in the fourth year, he will pay the premium:

$$P_4(2,1,2) = P_{3+1}(5) = 292.20\%$$

Illustrating calculation table 3-2 in Excel

Input: Table of distribution of compensation

k	nk
0	13192
1	3621
2	1007
3	297
4	108
5	24
6	13
7	1
9	2
15	1

Where k is the number of compensation, nk is insurance contract required k compensation.

Result: Table of premium

With the above input, the program will calculate expectation \bar{x} and variance s^2 of claim distribution

$$\bar{x} = \frac{\sum_{k=0}^{\infty} k * n_k}{\sum_{k=0}^{\infty} n_k} = 0,394 \quad s^2 = \frac{\sum_{k=0}^{\infty} k^2 * n_k}{\sum_{k=0}^{\infty} n_k} - \bar{x}^2 = 0.5868$$

So that parameters α and τ of Gamma density function as follow:

$$\tau = \frac{\bar{x}}{s^2 - \bar{x}} = 2,0425 \quad \text{và} \quad a = \frac{\bar{x}^2}{s^2 - \bar{x}} = 0,8047.$$

Next, the program will repeat and calculate the value then insert in the corresponding table below

For instance:

With $t = 0, k = 0$: New policyholder paying basic premium is 100%.

With $t = 1, k = 0$: means that insured after 1 year without any claim, in the second year, premium is calculated:

$$P_{t+1=1+1}(k=0) = 100 \frac{\tau(\alpha+k)}{\alpha(t+\tau)} = 100 * \frac{2,0425 * (0.8047 + 0)}{0.8047 * (1 + 2,0425)} = 67.13\%$$

With $t = 5, k = 2$: means that insured after 5 year with total 2 claims, in the sixth year, premium in renewal in insurance contract will be:

$$P_{t+1=5+1}(k=2) = 100 \frac{\tau(\alpha+k)}{\alpha(t+\tau)} = 100 * \frac{2,0425 * (0.8047 + 2)}{0.8047 * (5 + 2,0425)} = 101.0892\%$$

The other cells in the sheet will be the same. So that, we have:

Tinh t	k						
	0	1	2	3	4	5	6
0	100						
1	67,13255	150,5618	233,991	317,4203	400,8496	484,2788	567,7081
2	50,52595	113,3173	176,1086	238,9	301,6913	364,4826	427,274
3	40,50598	90,84495	141,1839	191,5229	241,8619	292,2009	342,5398
4	33,80249	75,81068	117,8189	159,8271	201,8352	243,8434	285,8516
5	29,00272	65,04598	101,0892	137,1325	173,1757	209,219	245,2622
6	25,39655	56,95822	88,51989	120,0816	151,6432	183,2049	214,7666

IV. Conclusion

The premium determination to customers is extremely important, it not only affects the fairness among the insured, but also affect the business activities of each insurance company. Besides, a good BMS system is built to aim to make reckless drivers to pay more than good drivers corresponding to their behaviors and it encourages insureds driving more careful.

Our research has clarified the status of applying bonus - malus system in the world and specifically in Vietnam. Indeed, today Vietnam insurance market has not yet applied a bonus - malus model with quantitative calculation model.

At the same time, this report build mathematical models for Bonus – malus system and apply the method based on data in Belgium and Vietnam. The model is built by combining Poisson distribution model and the Gamma to represent the distribution of claims, then using Bayesian probability theory to minimize risks when predicting the claim frequency and expected value principle to calculate premium that insureds will pay corresponding to the predicted claim frequency.

This system has been proved to have many good properties such as fairness between parties participating in insurance; financial balance of insurance company or stability in a long enough period, each person will pay a premium corresponding to exactly with their own risk. However, the result of research is still limited. The most obvious point is that the system is too strict to customers participating in the first or two years and claims more than two cases. In reality, no insurance company will charge 5 times for a customer when renewal even in the first year, this customer claims up to 5 times. This will lead to the reduction of growth in the number of contracts in the following years.

Ensuring to keep good properties of system but still attractive to insurance buyers, through guaranteed sales and profits of insurance company, are the problems that our group will continue to study and complete in the future. In addition, we are also eager to receive the help of insurance companies in Vietnam in providing data for further improvement of this subject.

Thank You

We would like to express our special thanks to Mrs. Nguyen Thi Thuy Quynh and Mr. Ha Binh Minh for your whole – hearted instructions so that we can complete this research.

References

- [1] Tổng Đình Quỳ (2005), Giáo trình Xác suất thống kê, NXB ĐH Bách Khoa Hà Nội,
- [2] Lemire (1998), Bonus - Malus system in Auto Insurance, Springer Science & Business Media,
- [3] www.baoviet.com.vn, Baoviet Insurance,
- [4] www.pti.com.vn Post and Telecommunication Joint Stock Insurance Corporation,
- [5] www.mic.vn, Military Insurance Corporation.
- [6] <http://laodong.com.vn>/Lao dong Newspaper
- [7] <http://www.mof.gov.vn>/Insurance Supervisory Authority Department Minister of Finance

NGHIÊN CỨU MỐI QUAN HỆ GIỮA ĐẶC TÍNH CỦA HỘI ĐỒNG QUẢN TRỊ VÀ CẤU TRÚC SỞ HỮU CỦA CÁC DOANH NGHIỆP VIỆT NAM

SV: Thân Quang Huy, Trần Thế Toàn, Nguyễn Thị Hải Yên

Trường Đại học Bà Rịa Vũng Tàu

GVHD: Trần Nha Ghi

CHƯƠNG 1: GIỚI THIỆU

1.1. Lý do thực hiện đề tài

Trong bối cảnh hội nhập kinh tế quốc tế hiện nay ngày càng sâu rộng, vấn đề nâng cao quản lý và điều hành trong công ty là thực sự cần thiết. Song song bên cạnh vấn đề đó thì vai trò của ban quản trị cũng cần phải được nâng cao. Ban quản trị là người đại diện cho các cổ đông sở hữu thực hiện giám sát ban điều hành, hoạch định chiến lược, nhân sự cao cấp và kế hoạch kinh doanh hàng năm nhằm đảm bảo hiệu quả hoạt động của công ty ở mức tối ưu.

Tuy nhiên, có những trường hợp lợi ích của các cổ đông và lợi ích của ban quản trị lại không đồng nhất với nhau, hay nói cách khác, khi ban quản trị theo đuổi lợi ích của mình lại gây ra những mâu thuẫn với lợi ích của cổ đông. Ở các nước phát triển, các công ty thường khuyến khích thuê người điều hành bên ngoài (không sở hữu cổ phần) là người đại diện cho các cổ đông sở hữu cũng như ban quản trị sẽ trực tiếp điều hành để làm giảm đi những mâu thuẫn lợi ích giữa các bên. Chính điều đó đã làm cho vấn đề quản trị công ty ngày càng quan trọng, và sự phân tách giữa sở hữu cổ phần và quản lý công ty rõ ràng hơn. Cho nên, các lý thuyết về phân tách giữa sở hữu và quản lý, về đại diện sẽ được quan tâm nhiều hơn bởi các nhà quản trị công ty Việt Nam. Theo Shleifer, Vishny (1997) các tập đoàn trên thế giới giao dịch công khai là đặc trưng bởi tách biệt giữa quyền sở hữu và kiểm soát. Việc tách biệt này tạo ra các vấn đề đại diện giữa chủ sở hữu và quản lý. Các lý thuyết quản trị công ty cổ điển thảo luận về sự phổ biến của các vấn đề đại diện trong các tập đoàn hiện đại, thảo luận về vai trò của cơ chế thị trường và cơ cấu tổ chức trong việc bảo vệ các cổ đông liên quan, giảm thiểu các vấn đề đại diện, và sắp xếp tốt hơn lợi ích của quản lý và các cổ đông (ví dụ, Dalton, Hitt, Certo, & Dalton, 2007; Fama & Jensen, 1983). Trong khi đó, các nền kinh tế phát triển, bên ngoài (ví dụ, thị trường) và nội bộ (tức là, tổ chức) các cơ chế quản trị doanh nghiệp có thể bổ sung cho nhau trong việc giải quyết các vấn đề đại diện, điều này thường không phải là trường hợp hầu hết trong các nền kinh tế đang phát triển (Boubakri, & Guedhami, 2005).

Các vấn đề về quản trị công ty (*corporate governance*) mới có phần nào được đề ý đến, nhưng các vấn đề về đại diện vẫn có vẻ còn xa lạ với nhiều doanh nhân người Việt. Với sự phát triển nhanh chóng thị trường chứng khoán trong thời gian gần đây với sự sôi động của việc lên sàn, tăng vốn điều lệ, phát hành thêm cổ phần, và sự góp mặt ngày càng đông của các nhà đầu tư nước ngoài – từ các định chế tài chính, các quỹ đầu tư đến các nhà đầu tư cá nhân nhỏ lẻ... đã làm cho vấn đề quản trị các công ty niêm yết của Việt Nam ngày càng trở nên quan trọng và xuất hiện rõ ràng sự phân tách giữa sở hữu cổ phần và quản trị công ty. Bởi thế, các lý thuyết về phân tách giữa sở hữu và quản lý, về đại diện và quản trị công ty đang và sẽ được quan tâm đến bởi giới kinh doanh và nghiên cứu Việt Nam. Xuất phát từ thực tế trên, nhóm tác giả chọn nghiên cứu đề tài: **“Nghiên cứu mối quan hệ giữa đặc tính của hội đồng quản trị và cấu trúc sở hữu của các doanh nghiệp trên HOSE”**

1.2. Mục tiêu nghiên cứu và câu hỏi nghiên cứu

1.2.1. Mục tiêu nghiên cứu:

Mục tiêu chung: Nghiên cứu mối quan hệ giữa các thành phần của cấu trúc sở hữu với đặc tính hội đồng quản trị.

Mục tiêu cụ thể:

- Nghiên cứu mối quan hệ giữa các thành phần của cấu trúc sở hữu với số lượng thành viên hội đồng quản trị (board size)
- Nghiên cứu mối quan hệ giữa các thành phần cấu trúc sở hữu với số lượng thành viên hội đồng quản trị không trực tiếp tham gia quản lý (outside directors).
- Xem xét cơ chế đặc tính hội đồng quản trị và cấu trúc sở hữu để giảm chi phí đại diện

1.2.2. Câu hỏi nghiên cứu: Để đạt được những mục tiêu trên, tác giả sẽ trả lời các câu hỏi sau:

Câu hỏi 1: Cấu trúc sở hữu thông qua sở hữu tập trung, sở hữu quản lý, sở hữu nước ngoài, sở hữu nhà nước có tác động như thế nào (cùng chiều hoặc ngược chiều) đến tổng số thành viên hội đồng quản trị?

Câu hỏi 2: Cấu trúc sở hữu thông qua sở hữu tập trung, sở hữu quản lý, sở hữu nước ngoài, sở hữu nhà nước có tác động như thế nào (cùng chiều hoặc ngược chiều) đến số lượng thành viên hội đồng quản trị không tham gia trực quản lý?

Câu hỏi 3: Cấu trúc sở hữu và cấu trúc ban quản trị có phải là hai cơ chế quản trị thay thế cho nhau trong việc giải quyết các vấn đề đại diện hay không?

1.3. Đối tượng và phạm vi nghiên cứu

1.3.1. Phạm vi nghiên cứu

Đề tài nghiên cứu mối quan hệ giữa đặc tính của hội đồng quản trị và cấu trúc sở hữu của các doanh nghiệp niêm yết trên HOSE trong giai đoạn 2008 – 2014. Tác giả sử dụng dữ liệu báo cáo tài chính đã kiểm toán của 141 công ty niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán TP.HCM trong giai đoạn 2008- 2014

1.3.2. Đối tượng nghiên cứu

Đối tượng nghiên cứu là cấu trúc sở hữu, đặc tính của hội đồng quản trị của các công ty niêm yết trên HOSE. Cụ thể, cấu trúc sở hữu bao gồm sở hữu tập trung, sở hữu quản lý, sở hữu nhà nước, sở hữu nước ngoài. Đặc tính hội đồng quản trị được đề cập là số lượng thành viên hội đồng quản trị và

1.4. Phương pháp nghiên cứu

Đề tài sử dụng hồi quy đa biến hiện đại phương pháp OLS, 2SLS để xác định mối quan hệ giữa cấu trúc sở hữu và đặc tính hội đồng quản trị. Trên cơ sở đó, đề tài tiến hành kiểm định các giả thuyết và trả lời các câu hỏi nghiên cứu ban đầu.

CHƯƠNG 2: CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ CÁC NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM

2.1. Tổng quan lý thuyết

2.1.1. Lý thuyết về quản trị công ty

Cho đến ngày nay, quản trị công ty được xem là một khái niệm lâu đời như các định chế công ty và được định nghĩa rất phong phú tùy theo góc nhìn của các tác giả:

Theo Cadbury (1992) thì “Quản trị công ty là một quy trình mà theo đó công ty được điều khiển, định hướng và kiểm soát”.

Theo OECD (2001) thì “Quản trị công ty đề cập đến các thể chế tư và công, bao gồm luật lệ, quy định và các thể chế đại chúng khác, cùng nhau quản trị mối quan hệ trong nền kinh tế thị trường, giữa một bên là các giám đốc công ty và những người chủ công ty, với một bên là những người đầu tư nguồn lực vào công ty”.

Theo Bob Monks và Nel Minow (2001) thì “Quản trị công ty là mối quan hệ giữa rất nhiều bên tham gia vào quá trình xác định định hướng và hoạt động của công ty. Những người tham gia trước hết gồm các cổ đông, ban điều hành và hội đồng quản trị”.

Hướng tiếp cận được xem là toàn diện nhất là cách tiếp cận bao quát được mọi yếu tố có thể ảnh hưởng đến việc thực thi quyền lực trong các tập đoàn (Clarke, 2004; Bob Tricker, 2009). Với cách tiếp cận đó, quản trị công ty được định nghĩa “là cách thức cai quản các thực thể công ty, là việc thực thi quyền lực trên các thực thể công ty”. Đề tài sử dụng định nghĩa mang tính toàn diện trên.

2.1.2. Lý thuyết đại diện

Lý thuyết đại diện có nguồn gốc từ lý thuyết kinh tế, được phát triển bởi Alchian và Demsetz năm 1972, sau đó được Jensen và Meckling phát triển thêm vào năm 1976. Theo lý thuyết đại diện, mối quan hệ giữa những người đứng đầu, chẳng hạn như các cổ đông là các chủ sở hữu hoặc là người đứng đầu công ty, thuê những người khác thực hiện công việc. Những người đứng đầu ủy quyền hoạt động của công ty cho các giám đốc hoặc những người quản lý, họ là các đại diện cho cổ đông. Các cổ đông kỳ vọng các đại diện hành động đem lại lợi ích của những người đứng đầu. Ngược lại, các đại diện không nhất thiết phải ra quyết định vì các lợi ích lớn nhất của cổ đông (Padilla, 2000). Chính vấn đề này tạo nên sự xung đột lợi ích này lần đầu được Adam Smith nhấn mạnh trong thế kỷ XVIII và sau đó được khám phá bởi ROSS (1976). Khái niệm về vấn đề phát sinh từ việc tách quyền sở hữu và kiểm soát trong lý thuyết đại diện đã được xác nhận bởi Davis, Schoorman và Donaldson năm 1977. Xung đột lợi ích cũng có thể tồn tại ngay trong nội bộ phận quản trị, chẳng hạn giữa các cổ đông (đa số và thiểu số, kiểm soát và không kiểm soát, cá nhân và tổ chức) và các thành viên HĐQT (điều hành và không điều hành, bên trong và bên ngoài, độc và phụ thuộc) (IFC, 2010).

Như vậy, một trong những vấn đề mà lý thuyết đại diện đặt ra đó là thiết lập cấu trúc HĐQT nhằm đảm bảo lợi ích của các cổ đông, những người chủ sở hữu của công ty. HĐQT có thể được thiết lập theo nhiều cách khác nhau nhằm đạt được mục tiêu chung của tổ chức. Sự khác nhau trong cấu trúc HĐQT xuất phát từ hai quan điểm đối lập. Quan điểm thứ nhất cho rằng, HĐQT được thiết lập để hỗ trợ sự kiểm soát của đội ngũ quản lý, tạo ra kết quả hoạt động vượt trội dựa trên sự hiểu biết tường tận tình hình công ty của ban giám đốc điều hành hơn là các thành viên HĐQT độc lập bên ngoài (Berle và Means, 1932; Mace, 1971). Quan điểm thứ hai cho rằng, HĐQT được thiết lập để tối thiểu hóa các “chi phí đại diện” thông qua các cấu trúc cho phép thành viên HĐQT bên ngoài phê chuẩn và giám sát các hành vi của đội ngũ quản lý, vì vậy cũng giảm thiểu được sự khác nhau về mặt lợi ích giữa các cổ đông và nhà quản lý (Fama, Eugene F., 1980; Fama và Jensen, 1983).

2.1.3. Lý thuyết cấu trúc sở hữu doanh nghiệp

Cấu trúc sở hữu có thể được xác định theo hai khía cạnh: Quyền sở hữu tập trung và quyền sở hữu hỗn hợp (Gursory & Aydogan, 2002). **Quyền sở hữu tập trung** là những cổ đông nắm giữ nhiều cổ phiếu nhất, đồng thời chịu ảnh hưởng nhiều nhất đến rủi ro và chi phí giám sát, (Pedersen & Thomsen, 1999).

Khái niệm quyền sở hữu hỗn hợp bao gồm các tỷ lệ sở hữu khác nhau liên quan đến các đặc tính của cổ đông như: Tỷ lệ sở hữu nước ngoài, tỷ lệ sở hữu tư nhân, tỷ lệ sở hữu nhà nước. Các hình thức sở hữu này cũng được đề cập đến trong các nghiên cứu (Rokwara, 2013, Wen, 2013, Antoniadis, 2010, Peong, 2012).

Mối quan hệ tương tác giữa cấu trúc sở hữu và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp đã và đang là chủ đề được thảo luận nhiều trong các nghiên cứu gần đây về tài chính doanh nghiệp (Demsetz và Villalonga, 2001; Bathala và Rao, 1995; Mitton, 2002; Nguyễn, 2005; Vethanayagam và cộng sự, 2006; Kiruri, 2013; và nhiều tác giả khác). Theo Morck và cộng sự (2005), sự khác nhau trong cấu trúc sở hữu dẫn đến hai hệ quả cho QTCT. *Một mặt*, cổ đông lớn vừa có động cơ, lại vừa có quyền lực để tạo ra các quy tắc quản lý. *Mặt khác*, quyền sở hữu tập trung dễ dẫn đến việc phát sinh ra những vấn đề mới, do không có tương quan lợi ích giữa việc giám sát và cổ đông thiểu số. Nói chung, quyền sở hữu tập trung hay sở hữu hỗn hợp đều có những tác động đến sự thay đổi trong khả năng sinh lời và năng suất lao động (Claessens and Djankov, 1998)

2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm có liên quan

2.2.1. Nghiên cứu ngoài nước

Li (1994) nghiên cứu và xem xét mối quan hệ giữa cấu trúc sở hữu và thành phần của hội đồng quản trị của 390 doanh nghiệp sản xuất lớn có trụ sở tại Nhật Bản, Tây Âu và Hoa Kỳ. Tác giả lấy tỷ lệ giám đốc không điều hành là biến phụ thuộc, biến giải thích bao gồm: sở hữu tập trung, sở hữu nhà nước, sở hữu ngân hàng, quy mô công ty, hiệu quả hoạt động, đòn bẩy, doanh thu bán hàng quốc tế, đa dạng hóa, quy mô ban quản trị, lãnh đạo công ty. Kết quả nghiên cứu cho thấy cấu trúc sở hữu có ảnh hưởng đáng kể đến thành phần của hội đồng quản trị, phù hợp với các dự đoán của lý thuyết đại diện. Kết quả cho thấy rằng sở hữu tập trung, kiểm soát ngân hàng liên quan ngược chiều với tỷ lệ phần trăm giám đốc không điều hành trong hội đồng quản trị, trong khi doanh nghiệp nhà nước có xu hướng nhiều giám đốc không điều hành trong ban quản trị. Các yếu tố khác như quy mô doanh nghiệp và doanh thu bán hàng quốc tế hóa cũng ảnh hưởng đến các thành phần của hội đồng quản trị công ty.

Denis và Sarin (1999) tiến hành nghiên cứu cơ cấu sở hữu và cấu trúc ban quản trị của các công ty tại Mỹ sử dụng mẫu là 583 doanh nghiệp giai đoạn 1978- 1987. Kết quả phân tích hồi quy cho thấy, quy mô công ty (size), nợ (Debt), đa dạng hóa (Diversification) có quan hệ cùng chiều với tỷ lệ giám đốc không điều hành. Trong khi đó, số năm công ty thành lập (Age), TOBIN'S Q, sở hữu ban quản trị lại có quan hệ ngược chiều.

Young (2000), nghiên cứu việc gia tăng sử dụng các giám đốc không điều hành nhằm tác động đến việc sắp xếp cấu trúc ban điều hành và quản trị ở Anh, sử dụng mẫu là 470 công ty niêm yết trên sàn chứng khoán Lon Don giai đoạn năm 1991. Kết quả, tác giả phân tích cho thấy các biến đa dạng hóa, chỉ số ToBin's Q, có quan hệ cùng chiều với tỷ lệ giám đốc không điều hành. Ngoài ra, tác giả cũng thấy rằng các biến quy mô, nợ, sở hữu ban quản trị lại có quan hệ ngược chiều.

Mark và Li (2001) tiến hành nghiên cứu các yếu tố quyết định sở hữu công ty và cấu trúc ban quản trị sử dụng mẫu là 147 công ty niêm yết của Singapore giai đoạn (1991-1995). Các biến phụ thuộc lần lượt là: sở hữu quản lý, sở hữu tổ chức, giám đốc không điều hành, cấu trúc lãnh đạo, quy mô ban quản trị, biến giải thích gồm: biến động (SD), quy mô công ty (FSIZE), tốc độ tài chính và phi tài chính (Financial, Non-financial Institutions), giá trị công ty (TOBINQ), số lượng giám đốc bên trong (NID), tăng trưởng trên tổng tài sản (AVCHTA),

khả năng sinh lời (AVROE), nhiệm kỳ giám đốc điều hành (TENURE), đa dạng hóa (DIV), số năm công ty thành lập (AGE). Kết quả cho thấy quyền sở hữu và cấu trúc ban quản trị công ty có liên quan, và có mối tương quan đáng kể giữa các đặc điểm cấu trúc ban quản trị. Tỷ lệ các giám đốc bên ngoài thì liên quan ngược chiều với quyền sở hữu quản lý, quy mô ban quản trị và quyền sở hữu của chính phủ.

Arthur (2001) nghiên cứu và xem xét thành phần hội đồng trị là kết quả của một quá trình thương lượng nội bộ trong công ty, sử dụng mẫu là 135 công ty niêm yết trên sàn chứng khoán của Australia giai đoạn 1989. Kết quả nghiên cứu của tác giả cho thấy quy mô công ty, chỉ số Tobin's Q có quan hệ cùng chiều với tỷ lệ giám đốc không điều hành. Trong khi đó, nợ, đa dạng hóa, dòng tiền tự do và sở hữu ban quản trị có quan hệ ngược chiều.

Lasfer (2006) đã chọn lựa mẫu 1583 công ty niêm yết ở Anh trong giai đoạn 1996-1997 để nghiên cứu mối quan hệ giữa sở hữu quản lý và ban quản trị. Các biến quy mô, nợ, có mối quan hệ cùng chiều với quy mô ban quản trị và tỷ lệ giám đốc bên ngoài. Ngoài ra, tác giả cũng thấy rằng chỉ số TOBIN'S Q, ROA và sở hữu ban quản trị lại có mối quan hệ ngược chiều.

Hillier and Mc Colgan (2006) xem xét sự phát triển của cơ cấu hội đồng quản trị các công ty ở Anh trong giai đoạn cải cách quản trị doanh nghiệp. Sử dụng dữ liệu của 682 công ty trong khoảng thời gian sau khi công bố báo cáo Cadbury (1992), các tác giả đưa ra bằng chứng về sự gia tăng thành viên độc lập trong hội đồng quản trị của các công ty ở Anh, được đo bằng sự gia tăng tuyển dụng giám đốc không điều hành độc lập, và tách các vị trí của các Giám đốc điều hành và Chủ tịch Hội đồng quản trị. Kết quả, nghiên cứu cho thấy giữa Size (quy mô), Age (số năm công ty thành lập), Debt (nợ), Diversification (đa dạng hóa), chỉ số Tobin's Q và sở hữu ban quản trị có mối quan hệ cùng chiều với quy mô ban quản trị (Board Size), trong khi đó size (quy mô cty), debt (nợ), chỉ số Tobin's Q, ROA, sở hữu ban quản trị có quan hệ ngược chiều và age (số năm công ty thành lập), diversification (đa dạng hóa) có quan hệ cùng chiều với tỷ lệ giám đốc không điều hành.

Linck et al (2008) sử dụng mẫu của gần 7.000 doanh nghiệp niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Mỹ giai đoạn 1990-2004. Họ xem xét cơ cấu hội đồng quản trị của công ty, xu hướng, và các yếu tố quyết định. Dựa vào các lý luận gần đây, họ thấy rằng cơ cấu hội đồng quản trị giữa các doanh nghiệp thì thích hợp với lợi ích và vai trò giám sát và tư vấn của hội đồng quản trị. Kết quả của Mô hình cho thấy các biến quy mô, số năm công ty thành lập, nợ, đa dạng hóa và dòng tiền tự do có quan hệ cùng chiều với quy mô ban quản trị (Board size), trong khi đó chỉ số Tobin's Q và R&D và sở hữu của các giám đốc điều hành và không điều hành có quan hệ ngược chiều.

Guest 2008 xem xét các xu hướng và các yếu tố quyết định cơ cấu hội đồng quản trị sử dụng một mẫu lớn các doanh nghiệp Vương quốc Anh từ năm 1981-2002. Quy mô ban quản trị, tỷ lệ giám đốc bên ngoài là biến phụ thuộc. Các biến độc lập: Quy mô công ty, nợ, số năm công ty thành lập, chỉ số Tobin's Q, chỉ số R&D, độ lệch chuẩn lợi nhuận cổ phiếu, dòng tiền tự do, sở hữu tập trung, ROA. Kết quả cho thấy quy mô công ty có quan hệ cùng chiều, phù hợp với giả thuyết cho rằng các doanh nghiệp lớn có quy mô ban quản trị lớn và tỷ trọng của giám đốc bên ngoài cao hơn. Đối với hồi quy quy mô ban quản trị, số năm công ty thành lập là không đáng kể và chỉ số R&D, nợ, sở hữu tập trung có quan hệ cùng chiều, trong khi ở hồi quy tỷ trọng giám đốc bên ngoài, cả hai biến số năm công ty thành lập và nợ cũng cho kết quả có quan hệ cùng chiều. Cuối cùng, ROA là quan hệ ngược chiều trong cả hai hồi quy, phù hợp với giả

thiết rằng CEO điều hành hiệu quả thì công ty có thể có một quy mô ban quản trị nhỏ với một tỷ lệ người ngoài thấp.

Chen và A.Najjar (2012) nghiên cứu các yếu tố tác động đến quy mô ban quản trị và thành viên hội đồng quản trị của các công ty phi tài chính niêm yết trên Sở Giao dịch chứng khoán Thượng Hải và Thâm Quyển từ năm 1999-2003. Các biến phụ thuộc lần lượt là quy mô ban quản trị, thành viên hội đồng quản trị, các biến độc lập là: ban giám sát, sở hữu tập trung, sở hữu nhà nước, giám đốc điều hành kép, sở hữu quản lý, quy mô, số năm công ty thành lập, đòn bẩy, đa dạng hóa công ty, khả năng sinh lời, giá trị công ty. Kết quả cho thấy rằng ban quản trị Trung Quốc được xác định là biến nội sinh bởi các đặc trưng doanh nghiệp và các cơ chế quản trị khác. Quy mô ban quản trị thì có liên quan cùng chiều với ban kiểm soát, quy mô doanh nghiệp, giá trị công ty, và hoạt động tài chính, trong khi đó thì liên quan ngược chiều với quyền sở hữu tập trung.

2.2.2. Tình hình nghiên cứu ở Việt Nam

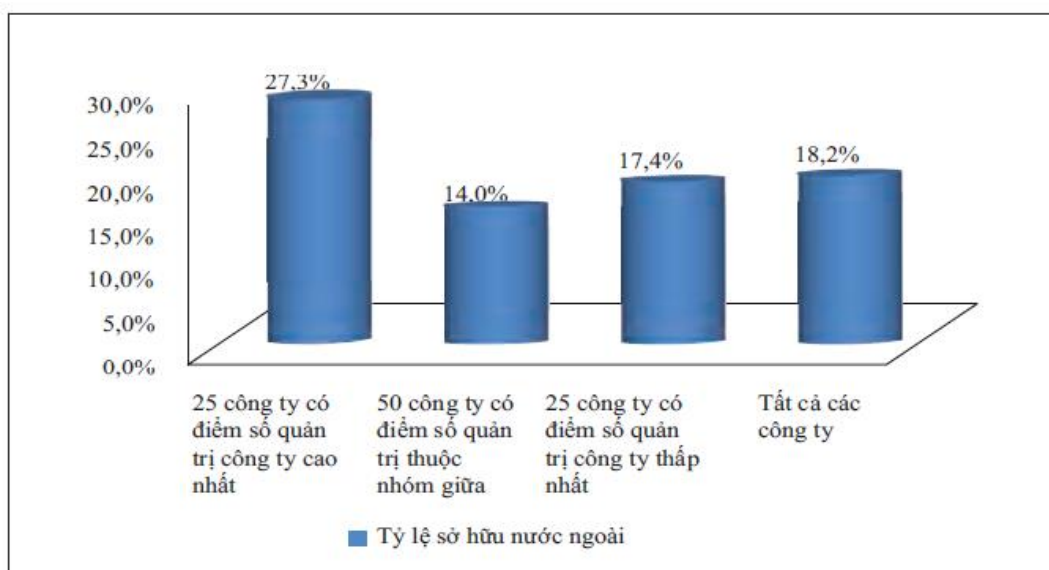
Tổ chức tài chính quốc tế (IFC) đã thực hiện khảo sát trên cơ sở đánh giá 100 công ty niêm yết lớn nhất HNX và HOSE vào thời điểm 01/01/2010. Kết quả đánh giá dữ liệu năm 2010 của IFC như sau:

Quản trị công ty và thành phần sở hữu nước ngoài

Các kết quả đánh giá cho thấy tỷ lệ sở hữu nước ngoài trung bình trong các công ty có điểm quản trị công ty cao là 27,3%. Ở nhóm 50 công ty xếp giữa với điểm quản trị công ty thấp hơn, tỷ lệ sở hữu nước ngoài trung bình khoảng 14%. Nhóm 25 công ty cuối cùng có điểm quản trị công ty thấp nhất có tỷ lệ sở hữu nước ngoài trung bình là 17,4%. Sự chênh lệch về tỷ lệ sở hữu nước ngoài trong 3 nhóm này có ý nghĩa thống kê. Điều đó có nghĩa là việc có mức sở hữu nước ngoài cao hơn có thể mang lại cơ hội đạt điểm quản trị công ty cao hơn so với các công ty còn lại. Kết quả này có thể do cổ đông nước ngoài đòi hỏi các công ty mà họ đầu tư phải thực hiện thông lệ quản trị công ty tốt hơn, hoặc cũng có thể do các nhà đầu tư nước ngoài chỉ lựa chọn các công ty có quản trị công ty tốt hơn để đầu tư.

Biểu đồ dưới đây xác nhận rằng nhóm công ty có điểm quản trị công ty thấp hơn cũng có tỷ lệ sở hữu nước ngoài thấp hơn.

Biểu đồ 1: Hoạt động quản trị công ty và sở hữu nước ngoài



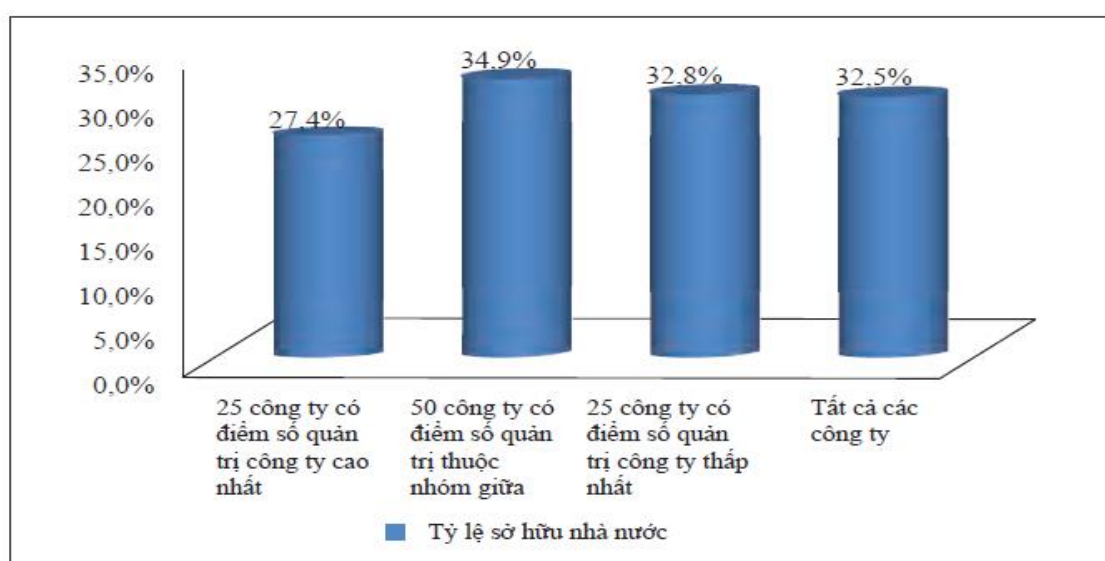
Nguồn : Báo cáo thể điểm quản trị

Quản trị công ty và thành phần sở hữu nhà nước

Khi phân tích sở hữu nhà nước, nhóm các công ty có điểm quản trị công ty cao nhất có tỷ lệ sở hữu nhà nước trung bình là 27,4%. Trong nhóm 50 công ty có điểm quản trị công ty thấp hơn, tỷ lệ sở hữu nhà nước trung bình là 34,9%. Ở nhóm 25 công ty có điểm quản trị công ty thấp nhất thì tỷ lệ sở hữu nhà nước trung bình là 32,8%. Sự khác biệt không lớn này chứng tỏ rằng sở hữu nhà nước không có ảnh hưởng tích cực đáng kể đến điểm quản trị công ty.

Kết quả đánh giá này chỉ ra một cơ hội tốt để cải thiện các thông lệ quản trị công ty nói chung. Nếu nhà nước, với tư cách là một cổ đông, trở thành “người tiên phong” về quản trị công ty tốt và yêu cầu áp dụng thực tiễn quản trị công ty tốt hơn trong tất cả các công ty mà nhà nước có cổ phần, thì nhà nước có thể tạo ra một sự khác biệt đáng kể về thực tiễn quản trị công ty ở Việt Nam. Đặc biệt với thực trạng sở hữu nhà nước có mặt ở hầu hết các công ty được khảo sát như hiện nay.

Biểu đồ 2: Hoạt động quản trị công ty và sở hữu nhà nước

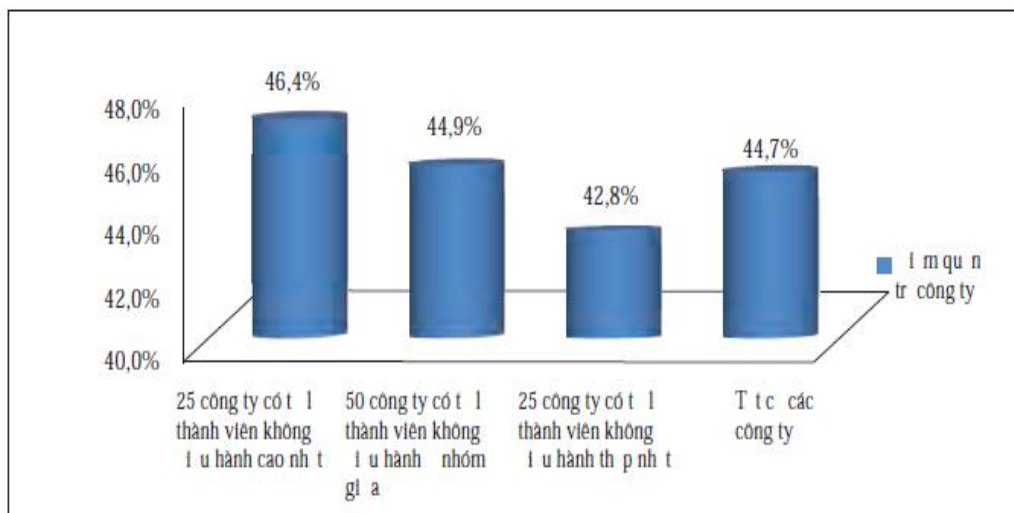


Nguồn : Báo cáo thể điểm quản trị

Hoạt động quản trị công ty và các thành viên không điều hành

Các công ty có tỷ lệ các thành viên không điều hành trong HĐQT cao hơn có điểm số quản trị công ty cao hơn so với các công ty khác. Ở nhóm 25 công ty có tỷ lệ thành viên không điều hành cao nhất, điểm CG trung bình là 46,4%. Ở các nhóm có ít thành viên không điều hành hơn thì điểm CG thấp hơn, lần lượt là 44,9% và 42,8%. Các thành viên không điều hành của HĐQT có ảnh hưởng tích cực đến quản trị công ty vì họ mang đến kỹ năng chuyên môn, các ý tưởng và các mối quan hệ mới cho công ty. Các thành viên không điều hành cũng có thể là đối trọng và giúp giám sát tốt hơn công việc điều hành hàng ngày của các cán bộ quản lý trong công ty.

Biểu đồ 3: Mối quan hệ giữa điểm quản trị công ty và tỷ lệ thành viên không điều hành



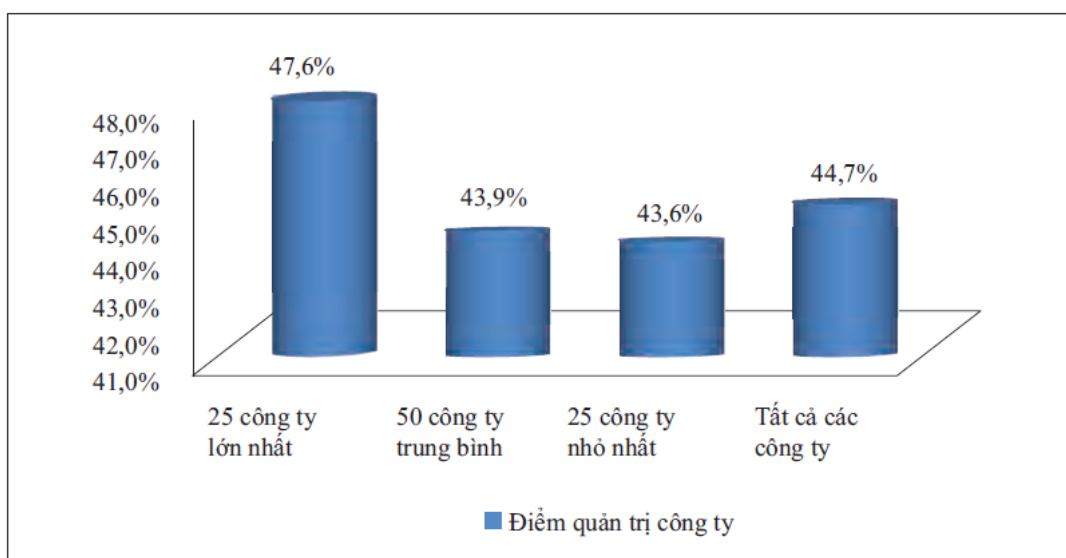
Nguồn : Báo cáo thể điểm quản trị

Quản trị công ty và quy mô doanh nghiệp

Điểm trung bình quản trị công ty của các doanh nghiệp lớn là 47,6% , cao hơn với so với điểm trung bình là 44,7% của toàn bộ công ty khảo sát (xem biểu đồ dưới đây). Những doanh nghiệp quy mô lớn này (25 công ty lớn nhất) có giá trị vốn hóa thị trường từ 40.000 tỷ đồng đến 4.000 tỷ đồng (tính tại thời điểm 31/12/2010). Cần lưu ý là 14 hay 56% trong số 25 doanh nghiệp này thuộc ngành tài chính. Đây là ngành nhìn chung có các quy định quản lý và giám sát nghiêm ngặt hơn và có tính phức tạp hơn trong hoạt động.

Biểu đồ dưới đây cho thấy quy mô công ty càng lớn thì điểm quản trị công ty có xu hướng càng cao vì việc quản trị đối với công ty có quy mô lớn thì việc quản lý đòi hỏi sẽ khắt khe hơn .

Biểu đồ 4: Mối quan hệ giữa CG và quy mô công ty



Nguồn : Báo cáo thể điểm quản trị

CHƯƠNG 3: PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.1. Thu thập và mô tả dữ liệu

Đề tài tiến hành thu thập dữ liệu của các doanh nghiệp đã niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (Hose) trong thời gian 7 năm giai đoạn 2008 – 2014.

Tác giả áp dụng mô hình nghiên cứu thực nghiệm của G.Munisi và cộng sự (2014) vào các doanh nghiệp Việt Nam trên Hose. Các doanh nghiệp niêm yết phải thỏa mãn điều kiện sau đây mới được đưa vào mẫu nghiên cứu:

- Doanh nghiệp sản xuất thương mại loại trừ các doanh nghiệp hoạt động trong lĩnh vực tài chính, bảo hiểm và bất động sản, không phân loại theo quy mô và ngành nghề.
- Được niêm yết trước ngày 31/12/2008;
- Chưa từng bị sát nhập hay loại ra khỏi danh sách niêm yết;
- Có đầy đủ báo cáo tài chính và được kiểm toán trong giai đoạn 2008 – 2014;

Với điều kiện như trên thì có 141 doanh nghiệp bao gồm 26 ngành nghề trên Hose được đưa vào mẫu nghiên cứu.

3.2. Giả thuyết nghiên cứu

Sở hữu tập trung có thể ảnh hưởng đến cơ cấu hội đồng quản trị vì tỷ lệ cổ phần trên tổng số cổ phiếu đang lưu hành thuộc sở hữu của một cổ đông kiểm soát được kỳ vọng ảnh hưởng tới các nỗ lực cổ đông làm quản lý giám sát. Đặc biệt, chúng tôi kỳ vọng có ít nhu cầu về giám sát độc lập trong công ty với sở hữu tập trung cao vì các cổ đông lớn có trách nhiệm hơn cho các nhà quản lý giám sát. Do đó, nhóm nghiên cứu đề xuất giả thuyết

Giả thuyết 1a: *Sở hữu tập trung có quan hệ ngược chiều với quy mô hội đồng quản trị.*

Giả thuyết 1b: *Sở hữu tập trung có quan hệ ngược chiều với số lượng thành viên hội đồng quản trị không tham gia điều hành.*

Sở hữu nước ngoài cũng có thể ảnh hưởng đến cấu trúc ban quản trị. Gần đây, những cải cách kinh tế, ổn định chính trị, các khoản hiến tặng lớn nguồn tài nguyên thiên nhiên ở một số nước và nhu cầu của khách hàng chưa được khai thác đã giúp thu hút các nhà đầu tư nước ngoài đến cận Saharan Africa (Brambila-Macias & Massa, 2010). Do đó, sở hữu nước ngoài của các công ty niêm yết Châu Phi cận Sahara đã trở thành một vấn đề ngày càng quan trọng. Điều này có thể có những kết quả cho cấu trúc ban quản trị. Đầu tiên, nó có thể dẫn đến sự lan tỏa của thông lệ quản trị tốt như các nhà đầu tư nước ngoài có xu hướng chuyển các thông lệ quản trị doanh nghiệp được áp dụng tại nước của họ, chẳng hạn như yêu cầu phải có ban quản trị nhỏ hơn với một tỷ lệ cao hơn của giám đốc không điều hành (Aggarwal, Erel, Ferreira, & Matos, 2011; Oxelheim & Randøy, 2003). Hơn nữa, chủ sở hữu nước ngoài thường muốn bổ nhiệm giám đốc không điều hành sẽ đại diện cho lợi ích của họ (Oxelheim & Randøy, 2013). Các nghiên cứu thực nghiệm trước cho biết thực sự có một liên kết tích cực giữa quyền sở hữu nước ngoài và tỷ lệ của giám đốc không điều hành (Chizema & Kim, 2010). Dựa trên những lập luận trên, tác giả đặt các giả thiết 2a và 2b như sau:

Giả thuyết 2a: *Sở hữu nước ngoài có quan hệ ngược chiều với kích thước hội đồng quản trị.*

Giả thiết 2b: *Sở hữu nước ngoài có quan hệ cùng chiều với tỷ lệ của số lượng thành viên HĐQT không điều hành.*

Lý thuyết đại diện cho thấy rằng, khi tỷ lệ của vốn chủ sở hữu được nắm giữ bởi nhà quản lý gia tăng thì giữa quản lý và quyền lợi cổ đông trở nên phù hợp hơn (Jensen & Meckling, 1976). Điều này cũng có nghĩa là các công ty mà người quản lý sở hữu một số lượng lớn cổ phần có thể yêu cầu ít giám sát bởi HĐQT, mà trong đó có tác động đến các chức năng và cấu trúc của HĐQT. Đặc biệt, tác giả mong đợi mối quan hệ ngược chiều giữa quyền sở hữu quản lý và số lượng các giám đốc không điều hành. Hơn nữa, yêu cầu giám sát thấp cũng có thể dẫn đến giảm quy mô HĐQT. Dựa trên những lập luận trên, tác giả đặt các giả thuyết như sau:

Giả thiết H3a: *Sở hữu quản lý có quan hệ ngược chiều với quy mô HĐQT*

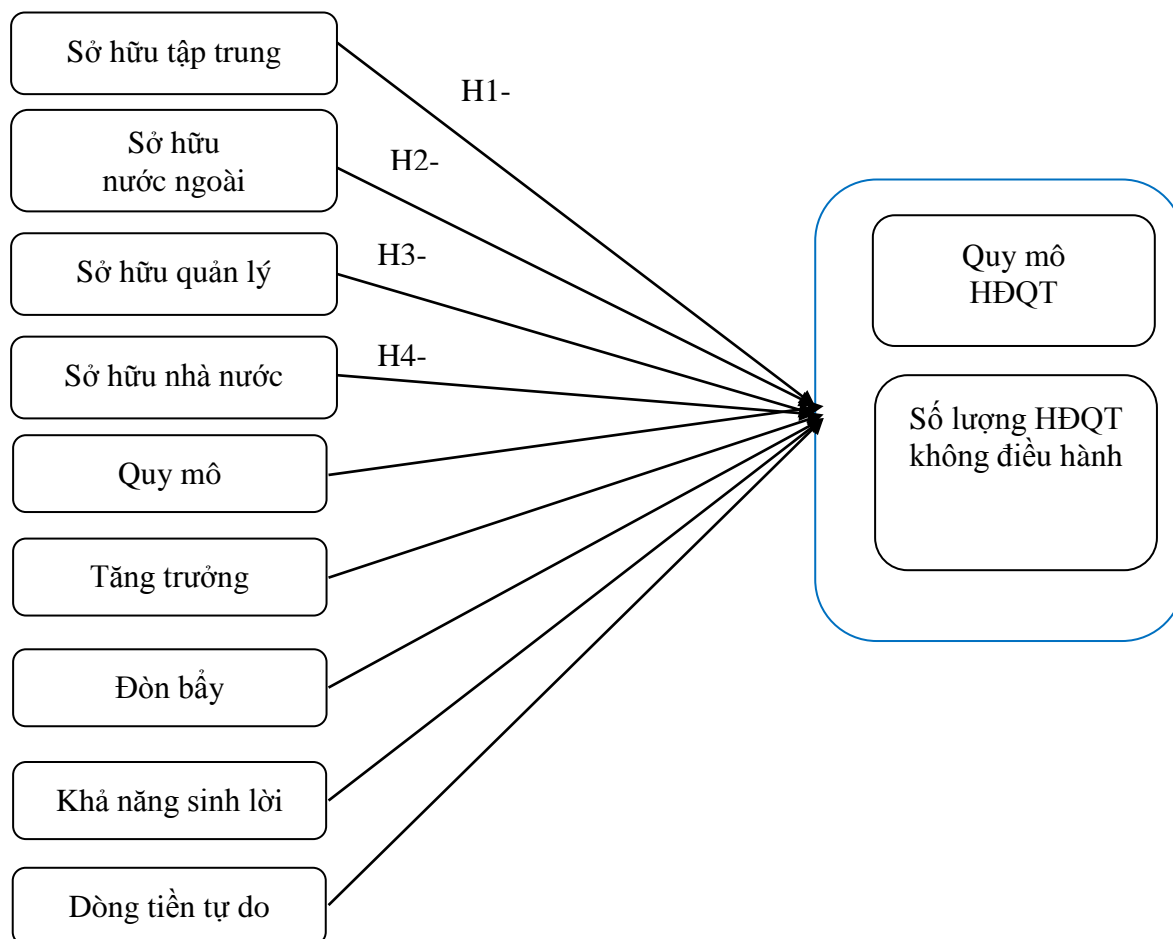
Giả thiết H3b: *Sở hữu quản lý có quan hệ ngược chiều với số lượng thành viên HĐQT không điều hành*

Cuối cùng, sở hữu nhà nước trong các công ty có thể quan trọng đối với cấu trúc hội đồng quản trị. Trong các tài liệu nghiên cứu, không có sự đồng thuận về hướng đi giữa sự kết hợp sở hữu nhà nước và cấu trúc hội đồng quản trị. Một mặt, nó đã được lập luận rằng quyền sở hữu nhà nước là một trở ngại đối với quản trị doanh nghiệp hiệu quả. Mak và Li (2001) lập luận rằng các công ty mà trong đó nhà nước là một cổ đông quan trọng thì có thể quản trị yếu vì họ có nghĩa vụ để phục vụ lợi ích công chứ không phải chỉ là lợi ích của các cổ đông. Lợi ích công có thể có mâu thuẫn với mục tiêu tạo ra giá trị công ty. Hơn nữa, các doanh nghiệp có thể tiếp cận dễ dàng hơn với nguồn tài chính bên ngoài và không phải đối mặt với những hạn chế ngân sách chặt chẽ, dẫn đến áp lực thấp hơn để chịu trách nhiệm về tài chính cho các bên liên quan của họ. Mặt khác, nhà nước trong quá trình cải cách kinh tế và thể chế có thể muốn ra hiệu cho thị trường vốn mà họ đang thực hiện những cải cách để cải thiện hoạt động quản trị doanh nghiệp, như là một phản ứng với những áp lực bên ngoài mà đòi hỏi họ phải thực hiện cải cách như vậy trong lần đầu tiên (Rama, 2003). Li (1994) lập luận rằng, khi nhà nước là một chủ sở hữu lớn, nó đặc biệt quan trọng đối với ban giám đốc để báo hiệu tính hợp pháp và trách nhiệm của mình với công chúng. Chúng tôi hy vọng mối quan hệ ngược chiều với quy mô HĐQT và số lượng thành viên HĐQT không điều hành. Dựa trên những lập luận trên, tác giả đặt các giả thiết H4a và H4b như sau:

Giả thiết H4a: *Sở hữu nhà nước có quan hệ ngược chiều với quy mô HĐQT*

Giả thiết H4b: *Sở hữu nhà nước có quan hệ cùng chiều với tỷ lệ thành viên HĐQT không tham gia điều hành*

3.3. Mô hình nghiên cứu



Sơ đồ 3.1 Mô hình nghiên cứu

Đề tài dựa trên mô hình nghiên cứu thực nghiệm của tác giả G.Munisi và cộng sự (2014) đã đo lường yếu tố là cấu trúc sở hữu tác động lên quy mô hội đồng quản trị và giám đốc không điều hành. Với biến độc lập là các thành phần cấu trúc sở hữu đo bằng sở hữu tập trung, sở hữu nước ngoài, sở hữu quản lý, sở hữu nhà nước và các biến kiểm soát được đo lường bằng quy mô, tăng trưởng, đòn bẩy, khả năng sinh lời, dòng tiền tự do. Biến phụ thuộc là quy mô hội đồng quản trị và số lượng thành viên không tham gia trực tiếp điều hành. Mô hình nghiên cứu được khái quát bằng sơ đồ như sau:

Mô tả các biến.

Biến phụ thuộc: là cấu trúc hội đồng quản trị được đo lường thông qua quy mô hội đồng quản trị và thành viên hội đồng quản trị không tham gia điều hành quản lý công ty. Những đo lường này đã được sử dụng trong các nghiên cứu trước (Jackling & Johl, 2009; Linck et al, 2008).

Quy mô HĐQT : được đo lường bằng logarit của tổng số của tất cả các thành viên hội đồng quản trị

Số lượng thành viên HĐQT không nằm trong ban giám đốc (thành viên hội đồng quản trị không phải là giám đốc, phó giám đốc, hoặc tổng giám đốc, phó tổng giám đốc, kế toán trưởng và những cán bộ quản lý khác được hội đồng quản trị bổ nhiệm)/Số lượng thành viên hội đồng quản trị

Biến độc lập

Biến độc lập trong mô hình hồi quy trên được chia làm 2 nhóm là nhóm các biến về cấu trúc sở hữu, nhóm các biến kiểm soát.

Các nhóm biến về cấu trúc sở hữu

Biến sở hữu tập trung: được đo lường bằng tỷ lệ sở hữu cổ phần của các cổ đông ít nhất 5% trên tổng số cổ phiếu đang lưu hành vào cuối năm

Biến sở hữu của nước ngoài: theo được đo lường bằng số lượng cổ phiếu thuộc sở hữu của các cổ đông nước ngoài chia cho tổng số cổ phiếu đang lưu hành vào cuối năm.

Biến sở hữu quản lý: được đo lường biến này bằng số lượng cổ phiếu thuộc sở hữu của các CEO chia cho tổng số cổ phiếu đang lưu hành vào cuối năm.

Biến sở hữu nhà nước: được đo lường số lượng cổ phiếu thuộc sở hữu của chính phủ chia cho tổng số cổ phiếu lưu hành vào cuối năm

Các biến kiểm soát

Một số nghiên cứu thực nghiệm cho thấy ngoài các biến thuộc về cấu trúc sở hữu có ảnh hưởng đến cấu trúc ban quản trị doanh nghiệp còn có một số biến khác như quy mô, đòn bẩy, khả năng sinh lời, dòng tiền tự do hay tăng trưởng cũng tác động.

Để lựa chọn các biến kiểm soát tác giả lấy từ các nghiên cứu thực nghiệm về cấu trúc ban quản trị. Đặc biệt, các nghiên cứu trước đó (Boone et al, 2007; Guest, 2008; Linck et al, 2008) sử dụng những đặc điểm của công ty để có thể kết hợp với cấu trúc ban quản trị khi phản ánh sự cần thiết về việc giám sát hoặc chức năng tư vấn của Hội đồng quản trị. Những đặc điểm này có thể liên quan đến mức độ phức tạp của công ty, phạm vi hoạt động, chi phí giám sát, lợi ích cá nhân của nhà quản lý, và các cuộc đàm phán giữa tổng Giám đốc và thành viên hội đồng quản trị bên ngoài. Dựa trên nghiên cứu trước đây, tác giả tính các biến kiểm soát như sau:

Biến quy mô : quy mô công ty được sử dụng như là một đại diện cho mức độ phức tạp công ty. Theo lý thuyết nguồn lực phụ thuộc, các công ty này có thể đòi hỏi nhiều hơn về nguồn lực. Khi các công ty trở nên phức tạp hơn trong việc quản lý, nhà quản lý của họ có nhiều khả năng tìm kiếm sự hỗ trợ và tư vấn, một nguồn hỗ trợ và tư vấn từ ban giám đốc không điều hành. Boone et al. (2007) lập luận rằng các yêu cầu thông tin về các hoạt động phức tạp hơn có xu hướng đòi hỏi ban quản trị lớn hơn. Như vậy, quy mô công ty dự kiến sẽ có liên quan tích cực quy mô ban quản trị (Lehn et al., 2009). Hơn nữa, lý thuyết đại diện cho rằng, khả năng đại diện có thể gây xung đột giữa nhà quản lý và các cổ đông tăng lên theo quy mô công ty. Lehn et al. (2009) lập luận rằng, khi các công ty lớn có liên quan đến chi phí đại diện nhiều hơn, họ yêu cầu nhiều các giám đốc độc lập hơn để giảm thiểu các vấn đề đại diện. Điều này có nghĩa rằng các công ty lớn có nhiều khả năng thêm những giám đốc bên ngoài vào ban quản trị. Lehn et al. phân tích thực nghiệm cung cấp hỗ trợ cho một liên kết tích cực giữa quy mô công ty và tỷ trọng của giám đốc bên ngoài. Các phân tích thực nghiệm của Lehn et al cung cấp hỗ trợ về một liên quan tích cực giữa quy mô công ty và tỷ trọng của giám đốc bên ngoài. Chúng tôi đo lường quy mô công ty bằng logarit của tổng tài sản.

Quy mô = $\ln(\text{Tổng TS})$

Đòn bẩy tài chính: khi một công ty có đòn bẩy cao sẽ phụ thuộc nhiều vào nguồn tài chính từ bên ngoài. Theo đó, nó có thể yêu cầu thêm lời khuyên và giám sát từ bên ngoài (Coles et al., 2008). Để có thể có nguồn vốn vay bên ngoài, một công ty cần phải thiết lập kết nối với các nhà cung cấp vốn. Vì vậy, các giám đốc bên ngoài với các mối liên hệ và kiến thức ngành tài chính tốt có thể cần thiết để cung cấp tư vấn. Ngoài ra, người góp vốn có thể muốn đặt các đại diện của mình trong các ban quản trị của công ty mà họ tài trợ để giám sát chặt chẽ hơn (Hillier & McColgan, 2006). Điều này cho thấy rằng các công ty đòn bẩy cao rất nhiều khả năng có quy mô ban quản trị lớn hơn và nhiều giám đốc bên ngoài hơn. Các liên quan tích cực giữa các cơ

cấu hội đồng quản trị và đòn bẩy được chứng thực trong một số nghiên cứu thực nghiệm (Coles et al., 2008; Guest, 2008; Linck et al., 2008). Chúng tôi đo lường đòn bẩy của công ty bằng tỷ lệ giữa giá trị sổ sách của tổng nợ với giá trị sổ sách của tổng tài sản.

$$\text{Đòn bẩy} = \frac{\text{Tổng Nợ}}{\text{Tổng Tài Sản}}$$

Tăng trưởng: theo các tài liệu cơ cấu hội đồng quản trị, công ty tăng trưởng cao đòi hỏi cấu trúc ban quản trị tạo điều kiện cho việc ra quyết định nhanh chóng và tái triển khai các nguồn lực (Lehn et al., 2009). Kể từ khi thông tin liên lạc và phối hợp giữa các nhóm nhỏ hiệu quả hơn giữa các nhóm lớn, chúng tôi mong đợi sự tăng trưởng có liên quan nghịch với quy mô ban quản trị. Hơn nữa, mức độ thông tin bất đối xứng cao có thể tồn tại trong các công ty phát triển nhanh có thể làm hạn chế khả năng của các giám đốc bên ngoài khi thực hiện vai trò tư vấn hiệu quả (Lasfer, 2006). Điều này ngụ ý rằng những lời khuyên được đưa ra bởi giám đốc bên ngoài có thể không thêm giá trị đáng kể cho các công ty và, kết quả là, các yêu cầu để giám đốc bên ngoài tham gia có thể giảm. Tăng trưởng được đo bằng tỷ lệ phần trăm thay đổi từ năm này sang năm khác trong tổng doanh số bán hàng (Black, Love, & Rachinsky, 2006).

$$\text{Tăng trưởng} = \frac{\text{LNSTt} - \text{LNSTt} - 1}{\text{Tổng Tài Sản}}$$

Khả năng sinh lời: nghiên cứu thực nghiệm trước chỉ ra rằng CEO có ảnh hưởng tăng với hiệu quả công ty (Hermalin & Weisbach, 1998) như các giám đốc trong ban quản trị có ít hoặc không có lý do gì để thay đổi các CEO đương nhiệm. Tuy nhiên, khi hiệu suất kém, ảnh hưởng của các giám đốc điều hành sẽ thấp. Sự cân bằng quyền lực giữa Tổng Giám đốc và hội đồng quản trị có ý nghĩa đối với các quyết định khác nhau và thực hiện các chính sách của công ty, bao gồm các quyết định về cơ cấu hội đồng quản trị (Tang, Crossan, & Rowe, 2011). CEO có thể có ảnh hưởng đáng kể đối với việc bổ nhiệm và bổ nhiệm lại giám đốc bên ngoài (Bebchuk, Fried, & Walker, 2002) và CEO mạnh có khả năng có thể sử dụng ảnh hưởng của mình để giảm số lượng các giám đốc bên ngoài trong suốt thời gian hoạt động tốt của công ty. Tuy nhiên, xác suất của giám đốc độc lập được bổ sung để tăng ban quản trị trong giai đoạn hiệu quả kém của công ty thì sự ảnh hưởng của CEO là giảm (Hermalin & Weisbach, 1998). Thay vào đó, các cổ đông có thể tăng cường giám sát của họ về quản lý nhằm tránh hiệu suất kém trong tương lai. Cổ đông do đó có thể gây sức ép lên giám đốc điều hành và giám đốc hiện tại để tái cơ cấu hội đồng quản trị để nó là độc lập hơn với các CEO, tức là thêm giám đốc bên ngoài nhiều hơn, những người độc lập hơn trong việc quản lý. Chúng tôi đo lường hiệu suất của công ty bằng cách sử dụng lợi nhuận trước thuế trên tổng tài sản.

$$\text{khả năng sinh lời} = \frac{\text{lợi nhuận trước thuế}}{\text{Tổng Tài Sản}}$$

Dòng tiền tự do: công ty có dòng tiền tự do có ý nghĩa cung cấp cho các nhà quản lý cơ hội với khả năng đạt được lợi ích riêng hơn. Do đó, các công ty này có chi phí đại diện cao (Harford, Mansi, & Maxwell, 2008) và quản lý thận trọng hơn (McKnight & Weir, 2009). Ví dụ, những xung đột về lợi ích giữa các cổ đông và các nhà quản lý trong chính sách chi trả tiền là đặc biệt nghiêm trọng khi một công ty tạo ra đáng kể dòng tiền tự do (Jensen, 1986). Kết quả là, các cổ đông có thể muốn giảm thiểu những xung đột lợi ích bằng việc thiết lập cơ chế kiểm soát, chẳng hạn như có một hội đồng mà có nhiều khả năng giám sát. Nói cách khác, với dòng tiền tự do cao, ban quản trị cần phải có nhiều giám đốc bên ngoài, những người được coi là độc lập

hơn về quản lý sẽ hiệu quả hơn trong giám sát. Chúng tôi làm theo Guest (2008) và đo lường dòng tiền tự do bằng tỷ lệ nắm giữ tiền mặt với giá trị sổ sách của tổng tài sản

$$\text{Dòng tiền tự do} = \frac{\text{Tiền mặt}}{\text{Tổng Tài Sản}}$$

Từ mô tả các biến chi tiết trên, mô hình nghiên cứu thực nghiệm áp dụng cho các doanh nghiệp trên Hose trong giai đoạn 2011 – 2014 như sau:

$$\text{Board structer} = \beta_1 + \beta_2 \text{Ownership} + \beta_3 \text{control} + \varepsilon \quad (1)$$

Trong đó:

- Board structer : Biến cấu trúc hội đồng quản trị được thể hiện thông qua biến quy mô ban quản trị và giám đốc không điều hành
- Ownership : các biến thuộc cấu trúc sở hữu (bao gồm sở hữu tập trung , sở hữu nước ngoài, sở hữu quản lý và sở hữu nhà nước)
- Control : biến kiểm soát (bao gồm biến quy mô, tăng trưởng, đòn bẩy, khả năng sinh lời, dòng tiền tự do)

Bảng 3.1: Bảng tóm tắt cách đo lường các biến trong mô hình nghiên cứu

Biến		Định nghĩa
Cấu trúc hội đồng quản trị	Quy mô HĐQT	Ln (số lượng thành viên HĐQT)
	Số lượng thành viên HĐQT không điều hành	Tỷ lệ số lượng thành viên HĐQT không điều hành trên số lượng thành viên HĐQT
Cấu trúc sở hữu	Sở hữu tập trung	Tỷ lệ sở hữu cổ phần của các cổ đông sở hữu ít nhất 5% trên tổng số cổ phiếu đang lưu hành vào cuối năm
	Sở hữu nước ngoài	Số lượng cổ phiếu thuộc sở hữu của các cổ đông nước ngoài chia cho tổng số cổ phiếu đang lưu hành vào cuối năm
	Sở hữu quản lý	Số lượng cổ phiếu thuộc sở hữu của các CEO chia cho tổng số cổ phiếu đang lưu hành vào cuối năm
	Sở hữu nhà nước	Số lượng cổ phiếu thuộc sở hữu của chính phủ chia cho tổng số cổ phiếu lưu hành vào cuối năm
Biến kiểm soát	Quy mô	Ln (tổng tài sản)
	Tăng trưởng	$\frac{\text{LNST}_t - \text{LNST}_{t-1}}{\text{Tổng Tài Sản}}$
	Đòn bẩy	$\frac{\text{Tổng Nợ}}{\text{Tổng Tài Sản}}$
	Khả năng sinh lời	$\frac{\text{lợi nhuận trước thuế}}{\text{Tổng Tài Sản}}$
	Dòng tiền tự do	$\frac{\text{tiền mặt}}{\text{Tổng Tài Sản}}$

3.4. Phương pháp ước lượng

Dữ liệu được tập hợp từ số liệu được công bố của các công ty niêm yết, công cụ hỗ trợ là phần mềm STATA 13 để xử lý số liệu, đồng thời phương pháp áp dụng là phương pháp OLS cho tập thể dữ liệu và phương pháp 2SLS để xử lý vấn đề nội sinh tiềm tàng.

3.4.1. Phương pháp ước lượng OLS

Đầu tiên, tác giả Sử dụng phương pháp bình phương bé nhất (OLS) để ước lượng phương trình:

$$\text{Board structure} = \beta_1 + \beta_2 * \text{Ownership} + \beta_3 * \text{Control} + \varepsilon \quad (1)$$

Trình tự xử lý số liệu bao gồm: Mô tả và trình bày dữ liệu, khảo sát tương quan giữa các cặp biến độc lập và biến kiểm soát, kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến và tự tương quan giữa các cặp biến trong phương trình hồi quy, đánh giá mức độ phù hợp của phương trình, và mức độ ý nghĩa của các biến giải thích.

Thống kê mô tả và trình bày dữ liệu: Số liệu được trình dưới dạng bảng thống kê, mỗi biến bao gồm các nội dung sau: tên biến, giá trị trung bình, sai số chuẩn và trung bình cho tập dữ liệu thống kê.

Đánh giá tương quan giữa các cặp biến: Được thực hiện bằng cách thiết lập ma trận hệ số tương quan và xem xét hệ số tương quan giữa các biến độc lập và biến kiểm soát, tìm ra những cặp biến có hệ số tương quan quá cao. Hệ số tương quan giữa các biến quá cao có thể xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình hồi quy. Nếu hệ số tương quan cặp vượt quá 0.8, phương trình hồi quy sẽ gặp vấn đề đa cộng tuyến nghiêm trọng. Một phương pháp phát hiện hiện tượng đa cộng tuyến này là sử dụng nhân tử phóng đại phương sai (VIF). Như một quy tắc kinh nghiệm, nếu VIF của một biến vượt qua 10 thì biến này được coi là có cộng tuyến cao. Do đó, những biến VIF lớn hơn 10 sẽ được loại ra khỏi mô hình hồi quy.

Đánh giá mức độ phù hợp của mô hình: Để tiến hành đánh giá mức độ phù hợp của mô hình tác giả tiến hành kiểm định mức độ phù hợp của mô hình hồi quy, tác giả xây dựng giả thiết không như sau:

Gọi giả thiết $H_0: R^2 = 0$ tương đương các hệ số hồi quy đồng thời bằng 0

$H_1: R^2 > 0$ tương đương có ít nhất có một hệ số hồi quy khác 0

Nếu giá trị $p\text{-value} = P(F > F_0) < \text{mức ý nghĩa}$ thì bác bỏ giả thiết H_0

Lựa chọn các biến giải thích: Nhằm đưa ra biến phù hợp và có ý nghĩa thống kê của mô hình, tác giả sử dụng phương pháp giá trị $p\text{-value}$ để kiểm tra giả thiết cho các hệ số hồi quy của các biến.

H_0 : Các biến độc lập không ảnh hưởng đến cấu trúc HĐQT

H_1 : Một trong các biến độc lập ảnh hưởng đến cấu trúc HĐQT

$P\text{-value} = P(|t| > t_0) < \alpha$: bác bỏ giả thuyết H_0

Chấp nhận giả thuyết H_0 tức là những biến này không có ý nghĩa thống kê và không có ảnh hưởng đến cấu trúc HĐQT.

3.4.2. Phương pháp ước lượng 2SLS

Một vấn đề đặt ra là việc sử dụng ước lượng OLS sẽ không giải quyết được mối quan hệ nhân quả ngược tiềm tàng (vấn đề nội sinh của các biến độc lập và phần dư). Thứ nhất, phân tích của tác giả dựa trên đồng thời biến phụ thuộc và biến độc lập có thể bị các vấn đề nội sinh về cơ cấu và đặc điểm của hội đồng quản trị công ty, như các công ty có thể áp dụng một gói các phản ứng để giảm thiểu các vấn đề đại diện của công ty (Lasfer, 2006). Ví dụ, cơ cấu hội

đồng quản trị có thể được thay đổi dựa trên các xu hướng trong hiệu quả hoạt động của công ty hoặc một sự thay đổi về cơ cấu sở hữu.

Để đối phó với các vấn đề nội sinh này. Tiếp theo, tác giả sẽ thực hiện một kiểm định mô hình hồi quy ở ước lượng OLS bằng cách ước lượng phương trình (1) sử dụng hồi quy bình phương bé nhất hai giai đoạn (2SLS). Xử lý cấu trúc sở hữu và hiệu quả công ty là biến nội sinh và sử dụng các giá trị độ trễ của chúng như là công cụ. Các giá trị độ trễ của các biến được sử dụng như trong những nghiên cứu tương tự (Chen & Al-Najjar, 2012; Guest, 2008; Hermalin & Weisbach, 1991; Linck et al, 2008)

Các biến công cụ

Biến sở hữu tập trung: được đo lường bằng tỷ lệ sở hữu cổ phần của các cổ đông ít nhất 5% trên tổng số cổ phiếu đang lưu hành vào cuối năm của công ty i , vào cuối năm t .

$$OW_{i,t-1} = \frac{\text{Sở hữu cổ phần cổ đông ít nhất 5\%}}{\text{Tổng số cổ phiếu lưu hành}}$$

Biến sở hữu của nước ngoài: theo được đo lường bằng số lượng cổ phiếu thuộc sở hữu của các cổ đông nước ngoài chia cho tổng số cổ phiếu đang lưu hành của công ty i , vào năm $t-1$.

$$FO_{i,t-1} = \frac{\text{Số lượng cổ phiếu sở hữu nước ngoài}}{\text{Tổng số cổ phiếu lưu hành}}$$

Biến sở hữu quản lý: được đo lường biến này bằng số lượng cổ phiếu thuộc sở hữu của các CEO chia cho tổng số cổ phiếu đang lưu hành vào của công ty i , vào năm $t-1$.

$$MA_{i,t-1} = \frac{\text{Số lượng cổ phiếu sở hữu của các ceo}}{\text{Tổng số cổ phiếu lưu hành}}$$

Biến sở hữu nhà nước: được đo lường số lượng cổ phiếu thuộc sở hữu của chính phủ chia cho tổng số cổ phiếu lưu hành vào của công ty i , vào năm $t-1$

$$Go_{i,t-1} = \frac{\text{Lợi nhuận trước thuế}}{\text{Tổng tài sản}}$$

Hiệu quả hoạt động: đo lường bằng cách sử dụng lợi nhuận trước thuế trên tổng tài sản của công ty *i*, vào năm *t-1*.

$$Pro_{i,t-1} = \frac{\text{Lợi nhuận trước thuế}}{\text{Tổng tài sản}}$$

CHƯƠNG 4: KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

4.1. Thống kê mô tả

Kết quả thống kê mô tả của các biến độc lập và phụ thuộc được trình bày như sau:

Bảng 4.1: Thống kê mô tả

Biến	OBS	Mean	Std.Dev	Min	Max
Boardsize	959	1.722673	.2084043	.6931472	2.397895
Outside	959	.6092671	.2025907	0	1
CO	959	46.88602	21.21978	0	90.4
GD	959	21.53145	23.90694	0	96.51
FD	959	12.72033	15.56672	0	88.16
MG	959	9.54028	14.39259	0	83.31173
Size	959	27.50302	1.158936	24.93224	31.22473
Gro	959	17.18753	40.38336	-86.29748	505.1104
Lev	959	.4694288	.209682	.0319569	.8835305
Profit	959	.0918327	.0927099	-.6472999	.5025506
Free	959	.1101783	.1097406	.0004423	.943684

Cấu trúc ban quản trị trong mô hình hồi quy được đo lường thông qua hai biến Boardsize và Outside. Trung bình thì tỷ lệ thành viên HĐQT không tham gia điều hành 60,92%, còn lại 39,08% là trực tiếp tham gia quản lý điều hành công ty.

Bên cạnh đó, sở hữu nhà nước trung bình khoảng 21.531% với độ lệch chuẩn là 23.906%. Trong đó, cao nhất là 96.51% của công ty cổ phần MCH và số lượng các doanh nghiệp không có vốn sở hữu nhà nước chiếm khoảng 40% trong mẫu.

Sở hữu nước ngoài của 141 niêm yết trên sàn HOSE trong giai đoạn 2008-2014 trung bình khoảng 12.720%. Trong đó sở hữu nước ngoài thấp nhất là 0% và cao nhất là 88.16%.

4.3. Kết quả hồi quy

4.3.1. Hồi quy tuyến tính bằng phương pháp OLS

1

Bảng 4.3. Kết quả hồi quy theo OLS

Model	(1) Boadsize	(2) Boadsize	(3) Boadsize	(4) Boadsize	(5) Boadsize
CO	-0.00181*** (-5.90)				-0.00122*** (-3.72)
GO		-0.00182*** (-6.81)			-0.00129*** (-4.13)
FO			0.00211*** (4.31)		0.00177*** (3.71)
MG				0.00108** (2.35)	0.000264 (0.54)
Size	0.0519*** (8.96)	0.0532*** (9.22)	0.0372*** (5.61)	0.0501*** (8.52)	0.0416*** (6.39)
Gro	0.0000278 (0.17)	0.0000211 (0.13)	0.000105 (0.65)	0.0000875 (0.54)	-0.00000349 (-0.00)
Lev	-0.0708* (-1.90)	-0.0802** (-2.17)	-0.0278 (-0.70)	-0.0854** (-2.26)	-0.0267 (-0.69)
Profit	-0.167* (-1.96)	-0.203** (-2.41)	-0.284*** (-3.32)	-0.245*** (-2.85)	-0.196** (-2.32)
Free	-0.00467 (-0.07)	0.00437 (0.07)	-0.0117 (-0.18)	-0.00302 (-0.05)	0.0323 (0.52)
_cons	0.430*** (2.77)	0.355** (2.31)	0.712*** (4.11)	0.395** (2.52)	0.666*** (3.94)
R_sq	0.1135	0.1238	0.0988	0.0864	0.1493
Adj-R_sq	0.1079	0.1183	0.0931	0.0807	0.1413
N	959	959	959	959	959

*, **, ***: Hệ số hồi quy có ý nghĩa thống kê lần lượt ở mức 10%, 5%, 1%.

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

Bảng 4.4. Kết quả hồi quy bằng phương pháp OLS

Model	(1) Outside	(2) Outside	(3) Outside	(4) Outside	(5) Outside
CO	0.00150*** (4.91)				0.00196*** (5.94)
Size	0.00729 (1.26)	0.00810 (1.38)	0.000654 (0.10)	0.00886 (1.52)	0.00127 (0.19)
Gro	-0.000155 (-0.97)	-0.000212 (-1.31)	-0.000210 (-1.30)	-0.000203 (-1.26)	-0.000154 (-0.97)
Lev	-0.195*** (-5.23)	-0.184*** (-4.90)	-0.154*** (-3.87)	-0.182*** (-4.85)	-0.160*** (-4.10)
Profit	-0.351*** (-4.11)	-0.288*** (-3.36)	-0.309*** (-3.61)	-0.286*** (-3.37)	-0.373*** (-4.39)
Free	0.189*** (3.02)	0.209*** (3.29)	0.219*** (3.47)	0.183*** (2.86)	0.167*** (2.64)
GO		0.0000435 (0.16)			-0.000919*** (-2.92)
FO			0.00116** (2.38)		0.00125*** (2.60)
MG				-0.00109** (-2.40)	-0.00180*** (-3.66)
_cons	0.444*** (2.87)	0.479*** (3.06)	0.656*** (3.79)	0.471*** (3.02)	0.597*** (3.51)
N	959	959	959	959	959
R-sq	0.0654	0.0418	0.0474	0.0475	0.0878
Adj-R-sq	0.0596	0.0357	0.0414	0.0415	0.0791

t statistics in parentheses

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

Bảng 4.3 và 4.4 trình bày kết quả hồi quy bằng phương pháp OLS. Kết quả Bảng 4.3 hồi quy với biến logarit của quy mô thành viên HĐQT là biến phụ thuộc, bảng 4.4 với tỷ lệ thành viên HĐQT không tham gia quản lý điều hành là biến phụ thuộc. Mô hình 5 là mô hình tổng quát cho tất cả 4 biến cấu trúc sở hữu vào mô hình.

Bảng 4.3:

Mô hình 1: Sở hữu tập trung có tác động ngược chiều đến quy mô hội đồng quản trị tại mức ý nghĩa 1%, do đó giả thuyết H1a được chấp nhận.

Mô hình 2: Sở hữu nhà nước có tác động ngược chiều đến quy mô hội đồng quản trị tại mức ý nghĩa 1%, do đó giả thuyết 4a được chấp nhận.

Mô hình 3: Sở hữu nước ngoài có ảnh hưởng cùng chiều đến quy mô của hội đồng quản trị tại mức ý nghĩa 1%, bác bỏ giả thuyết H2a.

Mô hình 4: Sở hữu quản lý có ảnh hưởng cùng chiều đến quy mô của hội đồng quản trị tại mức ý nghĩa 1%, bác bỏ giả thuyết H3a.

Khi tổng hợp các cấu trúc sở hữu vào mô hình 5 để cố gắng phát hiện mối quan hệ giữa cấu trúc sở hữu và quy mô hội đồng quản trị thì sở hữu quản lý không còn ý nghĩa thống kê. Các biến kiểm soát như quy mô có ý nghĩa thống kê với quy mô hội đồng quản trị tại mức ý nghĩa 1%, khả năng sinh lợi có ảnh hưởng ngược chiều với quy mô hội đồng quản trị tại mức ý nghĩa 5%.

Bảng 4.4:

Mô hình 1: Sở hữu tập trung có tác động cùng chiều đến tỷ lệ thành viên HĐQT không tham gia điều hành tại mức ý nghĩa 1%, do đó giả thuyết H1b bị bác bỏ.

Mô hình 2: Sở hữu nhà nước không có ý nghĩa thống kê với tỷ lệ thành viên HĐQT không tham gia điều hành, do đó giả thuyết 4b bị bác bỏ.

Mô hình 3: Sở hữu nước ngoài có ảnh hưởng cùng chiều đến tỷ lệ thành viên HĐQT không tham gia điều hành tại mức ý nghĩa 1%, bác bỏ giả thuyết H2b.

Mô hình 4: Sở hữu quản lý có ảnh hưởng ngược chiều đến tỷ lệ thành viên HĐQT không tham gia điều hành tại mức ý nghĩa 1%, chấp nhận giả thuyết H3b.

Khi tổng hợp các cấu trúc sở hữu vào mô hình 5 để cố gắng phát hiện mối quan hệ giữa cấu trúc sở hữu và tỷ lệ thành viên HĐQT không tham gia điều hành thì 4 biến cấu trúc sở hữu có ảnh hưởng tại mức ý nghĩa 1%. Các biến kiểm soát như đòn bẩy có ý nghĩa thống kê với tỷ lệ thành viên HĐQT không tham gia điều hành tại mức ý nghĩa 1%, khả năng sinh lợi có ảnh hưởng ngược chiều với tỷ lệ thành viên HĐQT không tham gia điều hành tại mức ý nghĩa 1%, dòng tiền tự do có ảnh hưởng cùng chiều đến tỷ lệ thành viên HĐQT không tham gia điều hành tại mức ý nghĩa 1%.

4.3.2. Hồi quy tuyến tính bằng phương pháp 2SLS

Để khắc phục vấn đề hiện tượng nội sinh của mô hình, tác giả thực 2SLS. Sau đó, tác giả so sánh với phương OLS và lựa chọn phương pháp nào tối ưu nhất.

Bảng 4.5 Kết quả phân tích OLS và 2SLS

Model	OLS Boadsize	2SLS Boadsize	OLS Outside	2SLS Outside
CO	-0.00122*** (-3.72)	-0.00142*** (-2.94)	0.00196*** (5.94)	0.00256*** (5.26)
GO	-0.00129*** (-4.13)	-0.00162*** (-3.44)	-0.000919*** (-2.92)	-0.00113** (-2.38)
FO	0.00177*** (3.71)	0.00201*** (3.01)	0.00125*** (2.60)	0.00190*** (2.81)
MG	0.000264 (0.54)	0.0000583 (0.09)	-0.00180*** (-3.66)	-0.00226*** (-3.52)
Size	0.0416*** (6.39)	0.0413*** (5.75)	0.00127 (0.19)	-0.00124 (-0.17)
Gro	-0.00000349 (-0.00)	0.00000908 (0.06)	-0.000154* (-0.97)	-0.0000631 (-0.38)
Lev	-0.0267* (-0.69)	-0.0379* (-0.83)	-0.160*** (-4.10)	-0.194*** (-4.21)
Profit	-0.196** (-2.32)	-0.280* (-1.81)	-0.373*** (-4.39)	-0.643*** (-4.10)
Free	0.0323 (0.52)	0.0582* (0.85)	0.167*** (2.64)	0.206*** (2.97)
_cons	0.666*** (3.94)	0.699*** (3.77)	0.597*** (3.51)	0.674*** (3.59)
N	959	959	959	959
R_sq	0.1493	0.1457	0.0878	0.0748
Adj-R_sq	0.1413		0.0791	

t statistics in parentheses
* p<0.5, ** p<0.05, *** p<0.01

Trong bảng 4.5 cho thấy, kết quả phân tích OLS và 2SLS để ước lượng mối quan hệ giữa đặc tính hội đồng quản trị và cấu trúc sở hữu với sự điều tiết, ảnh hưởng của các biến kiểm soát thì cho thấy:

- Dấu của các hệ số hồi quy hầu như không thay đổi giữa 2 phương OLS và 2SLS.
- Mức ý nghĩa thống kê của các biến độc lập của hai phương OLS và 2SLS như nhau.

Trong mô hình với quy mô của HĐQT là biến phụ thuộc với phương pháp 2SLS thì sở hữu tập trung, sở hữu chính phủ có ảnh hưởng ngược chiều với quy mô HĐQT tại mức ý nghĩa 1%, sở hữu nước ngoài có ảnh hưởng ngược chiều đến quy mô của HĐQT tại mức ý nghĩa 1%. Sở hữu quản lý không có ý nghĩa thống kê. Riêng các biến kiểm soát thì quy mô doanh nghiệp, dòng tiền tự do có ảnh hưởng cùng chiều đến quy mô HĐQT lần lượt tại mức ý nghĩa 1%, 10%. Còn lại, đòn bẩy, khả năng sinh lợi có ảnh hưởng ngược chiều đến quy mô HĐQT tại mức ý nghĩa 10%.

Trong mô hình với tỷ lệ thành viên HĐQT không tham gia điều hành bằng phương pháp 2SLS thì sở hữu tập trung, sở hữu nước ngoài có ảnh hưởng cùng chiều đến tỷ lệ thành viên HĐQT không trực tiếp tham gia điều hành tại mức ý nghĩa 1%, sở hữu nhà nước, sở hữu quản lý có ảnh hưởng ngược chiều với tỷ lệ thành viên HĐQT không trực tiếp tham gia điều hành tại mức ý nghĩa 1%. Riêng các biến kiểm soát thì tốc độ tăng trưởng, đòn bẩy, khả năng sinh lợi thì có ảnh hưởng ngược chiều đến biến phụ thuộc và dòng tiền tự do thì có ảnh hưởng cùng chiều đến biến phụ thuộc.

Kiểm định để lựa chọn mô hình OLS và 2SLS:

Theo đề xuất của G.Munisi, N.Hermes T.Randøy (2013) trong trường hợp mối quan hệ giữa đặc tính hội đồng quản trị và cấu trúc sở hữu của các doanh nghiệp Sub-Sahara tại Châu Phi đã chỉ ra các biến nội sinh và biến công cụ khi thực hiện phương pháp ước lượng 2SLS là độ trễ bậc 1 của cấu trúc sở hữu và khả năng sinh lời. Do đó, cấu trúc sở hữu, khả năng sinh lời thay đổi thì quy mô hội đồng quản trị thay đổi theo. Khi kiểm định hiện tượng nội sinh của mô

hình áp dụng cho các biến trong mô hình thì các biến độc lập trong mô hình là ngoại sinh, không phải nội sinh tức là không có tương quan giữa biến độc lập và phần dư của mô hình (Xem phụ lục 2, 4). Do đó, trong trường hợp này, đề tài sử dụng phương OLS và 2SLS đều phù hợp.

CHƯƠNG 5: KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý QUẢN TRỊ

5.1. Kết luận

Bằng phương pháp phân tích hồi quy đa biến theo phương pháp OLS và 2SLS, tác giả kết luận nghiên cứu của đề tài như sau:

Giả thuyết	Nội dung	Kết luận
H1a	Sở hữu tập trung có quan hệ ngược chiều với quy mô hội đồng quản trị.	Chấp nhận
H1b	Sở hữu tập trung có quan hệ ngược chiều với số lượng thành viên hội đồng quản trị không tham gia điều hành	Bác bỏ
H2a	Sở hữu nước ngoài có quan hệ ngược chiều với kích thước hội đồng quản trị	Bác bỏ
H2b	Sở hữu nước ngoài có quan hệ cùng chiều với tỷ lệ của số lượng thành viên HĐQT không điều hành	Bác bỏ
H3a	Sở hữu quản lý có quan hệ ngược chiều với quy mô HĐQT	Bác bỏ
H3b	Sở hữu quản lý có quan hệ ngược chiều với số lượng thành viên HĐQT không điều hành	Chấp nhận
H4a	Sở hữu nhà nước có quan hệ ngược chiều với quy mô HĐQT	Chấp nhận
H4b	Sở hữu nhà nước có quan hệ cùng chiều với tỷ lệ thành viên HĐQT không tham gia điều hành	Bác bỏ

Căn cứ vào phương pháp ước lượng OLS, 2SLS thì tác giả đã trả lời 3 câu hỏi nghiên cứu như sau:

Chỉ tiêu		Quy mô hội đồng quản trị	Tỷ lệ thành viên HĐQT không tham gia quản lý
Cấu trúc sở hữu	Sở hữu tập trung	-	+
	Sở hữu nhà nước	-	-
	Sở hữu nước ngoài	+	+
	Sở hữu quản lý	Không ảnh hưởng	-
Biến kiểm soát	Quy mô	+	Không ảnh hưởng
	Tăng trưởng	Không ảnh hưởng	-
	Đòn bẩy	-	-
	Khả năng sinh lợi	-	-
	Dòng tiền tự do	+	+

5.2. Hàm ý quản trị

Kết quả nghiên cứu chứng minh được mối quan hệ chặt chẽ giữa cấu trúc sở hữu và đặc tính của hội đồng quản trị tại độ tin cậy cao 99% (trương ứng mức ý nghĩa 1%). Khi tỷ lệ thành viên hội đồng không tham gia quản lý thì các biến kiểm soát đa số ảnh hưởng ngược chiều đến biến phụ thuộc. Do đó, nhà quản trị cần xem xét việc kiêm nhiệm của thành viên hội đồng tham gia bộ máy quản lý, điều hành CT là rất cần thiết. Số lượng thành viên hội đồng quản trị trực tiếp tham gia bộ máy quản lý sẽ làm tăng hiệu quả hoạt động của công ty, đồng thời giảm được chi phí đại diện giữa cổ đông và nhà quản lý. Do đó, câu hỏi số 3 của đề tài cũng được trả lời.

5.3. Hạn chế nghiên cứu

Bằng chứng nghiên cứu tại các doanh nghiệp niêm yết trên sàn HOSE Việt Nam. Kết quả nghiên cứu đề đã chỉ ra được mối quan hệ giữa cấu trúc sở hữu và đặc tính của hội đồng quản trị với mức độ tin cậy khá cao. Tuy nhiên, đề tài chưa đi sâu phân tích, biện luận, so sánh đối chiếu với các nghiên cứu khác về dấu của các hệ số hồi quy trong mô hình nghiên cứu để lý giải và đưa ra hàm ý quản trị sâu sắc cho các doanh nghiệp Việt Nam.

TÀI LIỆU THAM KHẢO CHÍNH CHO NGHIÊN CỨU ĐỀ TÀI

- [1] Amon Chizema and Jootae Kim (2010), “Outside Directors on Korean Boards: Governance and Institutions”, *Journal of Management Studies*, Vol 47.
- [2] A.L. Boone, L.C.Field,J.M. Karpoff,, C.G. Raheja (2007), “The determinants of corporate board size and composition: An empirical analysis”, *Journal of Financial Economics*.
- [3] Catherine Huirong Chen , Basil Al-Najjar (2012), “ The determinants of board size and independence: Evidence from China”, *International Business Review*.
- [4] David J. Denis, Atulya Sarin (1999), “Ownership and board structures in publicly traded corporations”, *Journal of Financial Economics*, Vol 52, pp.187-223
- [5] Ran Duchin, John G. Matsusaka, Oguzhan Ozbas (2010), “When are outside directors effective?”, *Journal of Financial Economics*, Vol 96, pp.195–214.
- [6] David Hillier, Patrick McColgan (2006), “An Analysis of Changes in Board Structure during Corporate Governance Reforms”, *European Financial Management*, Vol. 12.
- [7] Y.T. Mak, Yuan Li (2001), “Determinants of corporate ownership and board structure: evidence from Singapore”, *Journal of Corporate Finance*, Vol 7, pp.235–256.
- [8] Diễm (2013), “ Cấu trúc sở hữu, Quản trị công ty, giá trị doanh nghiệp bằng chứng các công ty niêm yết VN, *Thư viện đại học kinh tế Tp.HCM*
- [9] Gibson Munisi, Niels Hermes, Trond Randøy (2013), “Corporate boards and ownership structure: Evidence from Sub-Saharan Africa”, *International Business Review*.
- [10] Hòa (2013), “Nghiên cứu ảnh hưởng của đặc tính hội đồng quản trị và cấu trúc sở hữu đến thành quả tài chính của các công ty cổ phần Việt Nam”.
- [11] James A. Brickley, Jeffrey L. Coles, G.Jarrell (1997), “Leadership structure: Separating the CEO and Chairman of the Board” *Journal of Corporate Finance*, Vol3, pp.189-220.
- [12] M.Baker and Paul A. Gompers (2015), “The Determinants of Board Structure at the Initial Public Offering”, *Journal of Law and Economics*, Vol. 46, No. 2, pp. 569-598.
- [13] N. Arthur (2001), “Board composition as the outcome of an internal bargaining process: empirical evidence”, *Journal of Corporate Finance*.

- [14] Linh (2013), Nghiên cứu ảnh hưởng của cấu trúc sở hữu và cơ chế điều hành lên chi phí đại diện, *Thư viện đại học kinh tế TP.HCM*.
- [15] Kenneth V. Peasnell, Peter F. Pope, Steven Young (2003), “Managerial Equity Ownership and the Demand for Outside Directors”, *European Financial Management*, Vol. 9, No. 2, pp.231–250.
- [16] Stuart Rosensteit, Jeffrey G. Wyatt (1990), Outside directors, board independence, and shareholder wealth”, *Journal of Financtal Economics*, Vol 36, pp.175-191.
- [17] Thủy và ctg (2014), “Nghiên cứu mối tương quan giữa chi phí đại diện và cấu trúc tỷ lệ sở hữu của các công ty cổ phần tại Việt Nam”, *Phát triển và Hội nhập*, Số 14 (24)

PHỤ LỤC

1. Kiểm định các giả thiết của OLS, biến phụ thuộc là logarit của hội đồng quản trị

Hồi quy tuyến tính

```
reg Boadsize CO GO FO MG Size Gro Lev Prof Free
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 959		
Model	6.2130803	9	.690342256	F(9, 949)	=	18.51
Residual	35.3951082	949	.037297269	Prob > F	=	0.0000
Total	41.6081885	958	.043432347	R-squared	=	0.1493
				Adj R-squared	=	0.1413
				Root MSE	=	.19313

Boadsize	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
CO	-.0012189	.0003279	-3.72	0.000	-.0018623	-.0005754
GO	-.0012911	.0003126	-4.13	0.000	-.0019045	-.0006778
FO	.0017724	.0004782	3.71	0.000	.000834	.0027109
MG	.000264	.0004887	0.54	0.589	-.0006951	.0012231
Size	.0415775	.0065026	6.39	0.000	.0288164	.0543387
Gro	-3.49e-07	.0001575	-0.00	0.998	-.0003095	.0003088
Lev	-.0266634	.038647	-0.69	0.490	-.1025068	.04918
Prof	-.1963217	.0844526	-2.32	0.020	-.3620572	-.0305863
Free	.0323191	.0626519	0.52	0.606	-.0906332	.1552714
_cons	.666038	.1691128	3.94	0.000	.3341597	.9979163

Đa cộng tuyến: Giá trị VIF < 10 nên mô hình không bị đa cộng tuyến

Variable	VIF	1/VIF
Lev	1.69	0.592869
Prof	1.57	0.635087
Size	1.46	0.685519
GO	1.43	0.697307
FO	1.42	0.702537
MG	1.27	0.786872
CO	1.24	0.804350
Free	1.21	0.823585
Gro	1.04	0.962139
Mean VIF	1.37	

Hiện tượng tự tương quan: Giá trị Durbin-Watson ban đầu bằng 0.448289 ($0 < 0.448289 < 1$) do đó mô hình bị tự tương quan dương. Để khắc phục hiện tượng này, tác giả dùng phương pháp hồi quy tổng quát GLS. Kết quả cho thấy, giá trị Durbin-Watson lúc sau $d = 1.842365$ ($1 < 1.842365 < 3$) mô hình không bị hiện tượng tự tương quan.

```

prais Boadsize CO GO FO MG Size Gro Lev Prof Free
Iteration 0: rho = 0.0000
Iteration 1: rho = 0.7102
Iteration 2: rho = 0.7336
Iteration 3: rho = 0.7352
Iteration 4: rho = 0.7353
Iteration 5: rho = 0.7353
Iteration 6: rho = 0.7353

```

Prais-Winsten AR(1) regression -- iterated estimates

Source	SS	df	MS	Number of obs =	959
Model	58.00599	9	6.44510999	F(9, 949) =	383.28
Residual	15.958074	949	.016815673	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.7842
				Adj R-squared =	0.7822
				Root MSE =	.12968

Boadsize	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
CO	-.0003305	.0003511	-0.94	0.347	-.0010195 .0003585
GO	-.0004094	.0003217	-1.27	0.204	-.0010408 .000222
FO	.0010567	.0005316	1.99	0.047	.0000133 .0021
MG	.0013155	.0005942	2.21	0.027	.0001495 .0024816
Size	.0436141	.0104341	4.18	0.000	.0231374 .0640907
Gro	.0000651	.0000954	0.68	0.495	-.000122 .0002523
Lev	-.0307016	.0497294	-0.62	0.537	-.1282938 .0668907
Prof	-.0594228	.0705461	-0.84	0.400	-.1978671 .0790216
Free	.029105	.0531877	0.55	0.584	-.0752742 .1334841
_cons	.5389744	.275602	1.96	0.051	-.0018855 1.079834

rho	.7352727				

```

Durbin-Watson statistic (original)    0.448289
Durbin-Watson statistic (transformed) 1.842365

```

Phương sai số thay đổi:

```
estat imtest, white
```

```

White's test for Ho: homoskedasticity
against Ha: unrestricted heteroskedasticity

```

```

chi2(54) = 139.68
Prob > chi2 = 0.0000

```

```
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test
```

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	139.68	54	0.0000
Skewness	19.72	9	0.0197
Kurtosis	3.93	1	0.0476

Total	163.33	64	0.0000

Giá p-value của chi_sq bằng $0 < \alpha$ nên mô hình bị phương sai số thay đổi. Để khắc phục hiện tượng này, đề tài sử dụng phương hồi quy có trọng số, hoặc chia hai vế mô hình cho Y ước lượng.

2. Kiểm định hiện tượng nội sinh mô hình với logarit của quy mô hội đồng quản trị

```

ivregress 2sls Boadsizesize Size Gro Lev Free (CO GO FO MG Prof = COt1 GOt1
FOt1 MAt1 Prot1)
Instrumental variables (2SLS) regression
Number of obs = 959
Wald chi2(9) = 169.52
Prob > chi2 = 0.0000
R-squared = 0.1457
Root MSE = .19253

```

Boadsizesize	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
CO	-.0014185	.000482	-2.94	0.003	-.0023633	-.0004737
GO	-.0016164	.0004697	-3.44	0.001	-.0025371	-.0006958
FO	.0020091	.0006683	3.01	0.003	.0006992	.003319
MG	.0000583	.0006363	0.09	0.927	-.0011889	.0013055
Prof	-.2803958	.1549733	-1.81	0.070	-.5841379	.0233463
Size	.0413058	.007186	5.75	0.000	.0272216	.05539
Gro	9.08e-06	.0001624	0.06	0.955	-.0003093	.0003274
Lev	-.0379039	.045646	-0.83	0.406	-.1273684	.0515605
Free	.058155	.0686022	0.85	0.397	-.0763028	.1926127
_cons	.6988179	.1853364	3.77	0.000	.3355652	1.062071

```

Instrumented: CO GO FO MG Prof
Instruments: Size Gro Lev Free COt1 GOt1 FOt1 MAt1 Prot1

. estat endogenous

Tests of endogeneity
Ho: variables are exogenous

Durbin (score) chi2(5) = 9.13239 (p = 0.1039)
Wu-Hausman F(5,944) = 1.8152 (p = 0.1072)

```

Giá trị p-value của Durbin bằng 0.1039 $> \alpha$, chấp nhận H_0 (H_0 : biến độc lập là ngoại sinh) do đó mô hình không bị hiện tượng nội sinh.

3. Kiểm định các giả thiết của OLS, biến phụ thuộc là logarit của hội đồng quản trị Hồi quy tuyến tính

```

reg Outside CO GO FO MG Size Gro Lev Prof Free

```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 959		
Model	3.45133986	9	.383482206	F(9, 949)	=	10.15
Residual	35.8678329	949	.037795398	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0878
				Adj R-squared	=	0.0791
				Root MSE	=	.19441

Outside	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
CO	.0019608	.00033	5.94	0.000	.0013131	.0026086
GO	-.0009186	.0003146	-2.92	0.004	-.001536	-.0003011
FO	.001253	.0004814	2.60	0.009	.0003082	.0021977
MG	-.0018019	.000492	-3.66	0.000	-.0027674	-.0008364
Size	.0012704	.0065459	0.19	0.846	-.0115756	.0141165
Gro	-.000154	.0001586	-0.97	0.332	-.0004652	.0001572
Lev	-.1596392	.0389042	-4.10	0.000	-.2359874	-.083291
Prof	-.3728257	.0850147	-4.39	0.000	-.5396643	-.2059871
Free	.1665238	.0630689	2.64	0.008	.0427531	.2902944
_cons	.5968967	.1702384	3.51	0.000	.2628095	.9309838

Hiện tượng đa cộng tuyến: Giá trị vif = 1.37 < 10 nên mô hình không bị đa cộng tuyến

Variable	VIF	1/VIF
Lev	1.69	0.592869
Prof	1.57	0.635087
Size	1.46	0.685519
GO	1.43	0.697307
FO	1.42	0.702537
MG	1.27	0.786872
CO	1.24	0.804350
Free	1.21	0.823585
Gro	1.04	0.962139
Mean VIF	1.37	

Hiện tượng tự tương quan:

```
prais Outside CO GO FO MG Size Gro Lev Prof Free

Number of gaps in sample: 136 (gap count includes panel changes)
(note: computations for rho restarted at each gap)

Iteration 0: rho = 0.0000
Iteration 1: rho = 0.6994
Iteration 2: rho = 0.7197
Iteration 3: rho = 0.7205
Iteration 4: rho = 0.7205
Iteration 5: rho = 0.7205
Iteration 6: rho = 0.7205

Prais-Winsten AR(1) regression -- iterated estimates
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	959
Model	5.57534105	9	.619482339	F(9, 949) =	34.63
Residual	16.9776721	949	.017890065	Prob > F =	0.0000
Total	22.5530132	958	.023541767	R-squared =	0.2472
				Adj R-squared =	0.2401
				Root MSE =	.13375

Outside	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
CO	.0009225	.0003595	2.57	0.010	.000217 .001628
GO	-.000218	.0003297	-0.66	0.509	-.000865 .0004291
FO	.0005232	.0005435	0.96	0.336	-.0005435 .0015899
MG	-.0008923	.0006053	-1.47	0.141	-.0020801 .0002956
Size	.0080536	.0104556	0.77	0.441	-.0124651 .0285723
Gro	-.000164	.0000988	-1.66	0.097	-.0003578 .0000298
Lev	-.0824539	.0504646	-1.63	0.103	-.181489 .0165812
Prof	-.1347206	.0727369	-1.85	0.064	-.2774643 .0080232
Free	.1745536	.0548534	3.18	0.002	.0669056 .2822017
_cons	.3816846	.276019	1.38	0.167	-.1599935 .9233627


```
rho | .7205307

Durbin-Watson statistic (original) 0.483603
Durbin-Watson statistic (transformed) 1.901610
```

Giá trị Durbin-Watson ban đầu bằng 0.483603 ($0 < 0.483603 < 1$) do đó mô hình bị tự tương quan dương. Để khắc phục hiện tượng này, tác giả dùng phương pháp hồi quy tổng quát GLS. Kết quả cho thấy, giá trị Durbin-Watson lúc sau $d = 1.901610$ ($1 < 1.901610 < 3$) mô hình không bị hiện tượng tự tương quan.

Phương sai số thay đổi: Giá trị p-value = 0.1702 > α nên mô chấp nhận H_0 tức là mô hình không bị phương sai số thay đổi.


```

. estat hettest
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of Outside

      chi2(1)      =      1.88
      Prob > chi2  =      0.1702

```

4. Kiểm định hiện tượng nội sinh mô hình với tỷ lệ thành viên hội đồng quản trị không tham gia quản lý điều hành

```

ivregress 2sls Outside Size Gro Lev Free (CO GO FO MG Prof = COt1 GOt1 FOt1
MAT1 Prot1)

Instrumental variables (2SLS) regression                                Number of obs =      959
                                                                    Wald chi2(9) =      82.12
                                                                    Prob > chi2 =      0.0000
                                                                    R-squared =      0.0748
                                                                    Root MSE =      .19476

```

Outside	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
CO	.0025647	.0004876	5.26	0.000	.0016089 .0035204
GO	-.0011298	.0004752	-2.38	0.017	-.0020612 -.0001985
FO	.0019022	.0006761	2.81	0.005	.0005771 .0032273
MG	-.0022263	.0006437	-3.52	0.000	-.0035247 -.0010013
Prof	-.6428908	.1567752	-4.10	0.000	-.9501644 -.3356171
Size	-.0012446	.0072695	-0.17	0.864	-.0154926 .0130034
Gro	-.0000631	.0001643	-0.38	0.701	-.0003851 .000259
Lev	-.1944758	.0461767	-4.21	0.000	-.2849805 -.1039712
Free	.2063319	.0693998	2.97	0.003	.0703108 .342353
_cons	.6736511	.1874913	3.59	0.000	.3061749 1.041127

```

Instrumented: CO GO FO MG Prof
Instruments: Size Gro Lev Free COt1 GOt1 FOt1 MAT1 Prot1

. estat endogenous

Tests of endogeneity
Ho: variables are exogenous

Durbin (score) chi2(5) = 8.19342 (p = 0.1459)
Wu-Hausman F(5, 944) = 1.62695 (p = 0.1501)

```

Giá trị p-value của Durbin bằng 0.1459 > α , chấp nhận H_0 (H_0 : biến độc lập là ngoại sinh) do đó mô hình không bị hiện tượng nội sinh.

ỨNG DỤNG MÔ HÌNH KINH TẾ LƯỢNG NGHIÊN CỨU TÁC ĐỘNG TRÁCH NHIỆM XÃ HỘI CỦA DOANH NGHIỆP ĐẾN SỰ CAM KẾT CỦA NHÂN VIÊN ĐỐI VỚI DOANH NGHIỆP TRÊN ĐỊA BÀN THÀNH PHỐ ĐÀ NẴNG

SV: Nguyễn Thị Thu Hiền

Đại Học Kinh Tế Đà Nẵng

GVHD: ThS. Nguyễn Bá Thế

TÓM TẮT

Trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp (CSR- Corporate Social Responsibility) được xem như là một “yêu cầu mềm” đối với các doanh nghiệp trong giai đoạn hội nhập kinh tế. Các doanh nghiệp Đà Nẵng ngày càng quan tâm tới việc nâng cao đời sống tinh thần cho người lao động, đảm bảo bình đẳng giới, an toàn lao động, quyền lợi lao động, đào tạo và phát triển nguồn nhân lực, bảo vệ môi trường, tuân thủ pháp luật. CSR nổi lên như là một yếu tố giúp gia tăng năng lực cạnh tranh để tăng trưởng bền vững, qua đó nâng cao giá trị thương hiệu và gia tăng thị phần trên thị trường. Bài báo chỉ ra các nhân tố thuộc trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp có tác động lớn đến sự cam kết của nhân viên đối với doanh nghiệp. Đồng thời, tác giả sử dụng các phương pháp thống kê như phân tích nhân tố khám phá, phân tích hồi quy để chỉ ra các nhân tố chính tác động đến sự cam kết của nhân viên đối với doanh nghiệp trên địa bàn Thành phố Đà Nẵng. Trên cơ sở đó đề xuất một số kiến nghị chủ yếu nhằm nâng cao sự cam kết của nhân viên đối với các doanh nghiệp.

1. Đặt vấn đề

Trong những năm gần đây, hội nhập kinh tế trở thành một tất yếu với sự ra đời của nhiều tổ chức, diễn đàn kinh tế trên thế giới. Việt Nam đã tham gia nhiều tổ chức thương mại thế giới như WTO, Cộng đồng kinh tế ASEAN (AEC), ký kết hàng loạt hiệp định thương mại song phương và đa phương quan trọng như Hiệp định đối tác kinh tế toàn diện giữa 10 nước ASEAN và 6 nước đối tác (RCEP), Hiệp định Đối tác xuyên Thái Bình Dương (TPP), FTA Việt Nam- Hàn Quốc. Điều này đã mở ra cho Việt Nam cơ hội phát triển kinh tế - xã hội toàn diện sự gia tăng vốn đầu tư nước ngoài. Tuy nhiên, hoạt động đầu tư này cũng mang lại một thách thức lớn là sức ép cạnh tranh từ các doanh nghiệp ngoại ngày càng gay gắt, đòi hỏi các doanh nghiệp Việt phải nâng cao năng lực cạnh tranh để tăng trưởng bền vững, qua đó nâng cao giá trị thương hiệu và gia tăng thị phần trên thị trường. Trong đó, trách nhiệm xã hội không chỉ là một trong những yếu tố giúp gia tăng năng lực cạnh tranh, mà còn là “yêu cầu mềm” đối với các doanh nghiệp trong quá trình hội nhập kinh tế. Tại Việt Nam nói chung và trên địa bàn Thành Phố Đà Nẵng nói riêng, trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp đối với cộng đồng là một khái niệm còn lạ lẫm đối với doanh nghiệp và người tiêu dùng. Hàng loạt vấn đề như nâng cao đời sống tinh thần cho người lao động, đảm bảo bình đẳng giới, an toàn lao động, quyền lợi lao động, đào tạo và phát triển nguồn nhân lực, bảo vệ môi trường, tuân thủ pháp luật... chưa được các doanh nghiệp Việt quan tâm. Vậy các yếu tố nào thuộc trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp tác động như thế nào đến sự cam kết của nhân viên đối với doanh nghiệp, các nhà quản trị doanh nghiệp hiểu về những tác động và hiệu quả của trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp đến việc nâng cao năng lực cạnh tranh bền vững của các doanh nghiệp trên địa bàn Thành phố Đà Nẵng cũng như tác động của nó đối với cam kết của nhân viên với doanh nghiệp như thế

nào. Bài báo mà tác giả thực hiện từ thực tiễn thực hiện trách nhiệm xã hội của của các DN trên địa bàn Đà Nẵng không ngoài mong muốn nghiên cứu những vấn đề trên.

2. Phương pháp nghiên cứu

2.1. Nghiên cứu định tính

Nghiên cứu định tính được tiến hành thông qua kỹ thuật thảo luận nhóm tập trung nhằm khám phá, điều chỉnh, bổ sung các yếu tố của trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp ảnh hưởng đến sự cam kết của nhân viên với tổ chức.

2.2. Nghiên cứu định lượng

Trên cơ sở mô hình khái niệm được xây dựng, tác giả thực hiện các bước sau:

- Giải thích các biến độc lập và các biến phụ thuộc.
- Xây dựng bảng câu hỏi định lượng (Thang đo Likert 7 mức độ được dùng để đo lường một tập các biến của một nhân tố. Số đo của nhân tố là tổng các điểm của từng biến)
- Xác định kích thước mẫu ($n = 200$) và tiến hành chọn mẫu.
- Kiểm định giá trị và độ tin cậy của công cụ nghiên cứu (Cronbach Alpha).
- Kiểm định mô hình đề nghị phân tích (phương pháp phân tích nhân tố khám phá (EFA)).
- Kiểm định các giả thuyết của mô hình (phương pháp hồi quy) và hình thành mô hình thực tiễn.

3. Xây dựng mô hình nghiên cứu

Thông qua việc nghiên cứu các mô hình về tác động của trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp đến sự cam kết của nhân viên của các tác giả trên thế giới và Việt Nam tác giả xác định mô hình nghiên cứu ảnh hưởng trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp đến sự cam kết của nhân viên trên địa bàn Thành phố Đà Nẵng bao gồm: Trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp đối với khách hàng, trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp đối với các bên liên quan, trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp đối với nhân viên và trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp đối với chính phủ. [2][3][4][5]

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Đánh giá sơ bộ thang đo

Có 4 thang đo cho bốn nhân tố, đó là (1) trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp đối với khách hàng (CSR-KH), (2) trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp đối với các bên liên quan (CSR-XH), (3) trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp đối với nhân viên (CSR-NV), (4) trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp đối với chính phủ (CSR-CP). Các thang đo của các nhân tố này được đánh giá thông qua hệ số Cronbach Alpha (với điều kiện hệ số Cronbach Alpha phải lớn hơn 0.6 được ứng dụng trong trường hợp khái niệm đang nghiên cứu là mới hoặc mới đối với người trả lời trong bối cảnh nghiên cứu và hệ số tương quan của các biến so với biến tổng phải lớn hơn 0.3 (Nunnally & Burnstein 1994)) nhằm kiểm tra tính nhất quán của bảng câu hỏi. Kết quả nghiên cứu cho thấy thang đo CSR-XH5 có hệ số tương quan biến tổng (-0.173) nhỏ hơn mức cho phép là (0.3), vì vậy biến này sẽ bị loại khỏi các phân tích tiếp theo. Sau khi loại biến CSR-XH5, các thang đo đều đạt yêu cầu. Cronbach Alpha của thang đo CSR-KH (0,829) cao nhất, thấp nhất là CSR-CP (0,795).

4.2. Đánh giá thang đo bằng phân tích nhân tố khám phá (EFA)

Sau khi kiểm tra tính nhất quán của bảng câu hỏi bằng hệ số tin cậy Cronbach Alpha, các biến quan sát được tiếp tục đánh giá bằng EFA. Các biến số có trọng số (factor loading) nhỏ hơn 0.5 trong EFA sẽ tiếp tục loại (Gerbing & Anderson 1988)[1], cũng như các biến có trọng

số không thể hiện rõ cho một nhân tố nào đó cũng bị loại (Chẳng hạn như một biến có trọng số cho nhân tố 1 là 0.7 nhưng cũng có trọng số cho nhân tố 2 là 0.6 thì biến này sẽ bị loại). Phương pháp trích nhân tố là phương pháp dựa vào Eigen value:(những nhân tố nào có eigenvalue từ 1 trở lên mới được giữ lại trong mô hình phân tích và tổng phương sai trích lớn hơn 50% (Gerbing & Anderson 1988)[1].

Biến quan sát	Yếu tố			
	1 CSR-NV	2 CSR-XH	3 CSR-KH	4 CSR-CP
Công ty chúng tôi thực hiện các chính sách linh hoạt để cung cấp một công việc và cuộc sống cân bằng tốt hơn cho nhân viên.	.844			
Các quyết định quản lý liên quan đến các nhân viên thì thường công bằng.	.812			
Công ty của chúng tôi chủ yếu quan tâm đến nhu cầu và mong muốn của người lao động.	.761			
Công ty hỗ trợ nhân viên có nhu cầu đào tạo thêm.	.724			
Công ty chúng tôi khuyến khích nhân viên tham gia các hoạt động tình nguyện.	.643			
Công ty khuyến khích nhân viên phát triển kỹ năng và nghề nghiệp của mình	.620			
Công ty chúng tôi thực hiện những chương trình đặc biệt để giảm thiểu những tác động tiêu cực đến môi trường tự nhiên.		.931		
Công ty chúng tôi đầu tư để tạo ra cuộc sống tốt hơn cho thế hệ tương lai.		.897		
Công ty chúng tôi hỗ trợ các tổ chức phi chính phủ đang làm việc trong những khu vực có vấn đề.		.719		
Công ty chúng tôi tham gia vào các hoạt động nhằm mục đích bảo vệ cải thiện chất lượng môi trường tự nhiên.		.673		
Công ty chúng tôi bảo vệ các quyền của người tiêu dùng theo quy định của pháp luật.			.804	
Công ty chúng tôi cung cấp đầy đủ, chính xác thông tin về sản phẩm/ dịch vụ cho khách hàng.			.793	
Sự hài lòng của khách hàng là quan trọng nhất đối với Công ty chúng tôi.			.783	
Một trong những chính sách chủ yếu của công ty là cung cấp sản phẩm chất lượng cao cho khách hàng.			.639	
Công ty chúng tôi tuân thủ các quy định pháp lý đầy đủ và nhanh chóng.				.861
Chính sách của Công ty là trung thực trong mọi hoạt động kinh doanh.				.810
Công ty chúng tôi luôn thanh toán thuế theo đúng quy				.693

định.				
Eigenvalue	5.648	2.458	2.117	11.549
Phương sai trích	33.224	47.683	60.134	69.243
Tổng phương sai trích	69.243			
Cronbach' Alpha	0.829	0.770	0.852	0.795

Kết quả EFA cho thấy trị số Kaiser-Meyer-Olkin =.780 > 0.5 và Sig.=.000 <0.05 nghĩa là dữ liệu phù hợp cho phân tích nhân tố. Đồng thời EFA cho thấy có 4 yếu tố được trích ra tại eigenvalue là 1.549 >1 và phương sai trích là 71.9%.Nhu vậy, phương sai trích đạt yêu cầu.

4.3.Phân tích hồi quy

Kết quả phân tích hồi quy với phương pháp stepwise cho nhóm các nhân tố của trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp tác động đến sự cam kết của nhân viên đối với doanh nghiệp:

R	R ²	R ² điều chỉnh	Sai số chuẩn của ước lượng
.710	.505	.495	3.18318

Bảng 2: Phân tích phương sai (ANOVA)

Nguồn biến thiên	Tổng bình Phương	Bậc tự do	Phương Sai	Giá trị F	Sig.
Từ hồi qui	1578.832	3	526.277	51.939	.000 ^c
Từ phần dư	1550.289	153	10.133		
Tổng	3129.121	156			

Bảng 3: Kết quả hồi qui

Nhân tố	Hệ số chưa chuẩn hóa		Hệ số đã chuẩn hóa	Giá trị	Sig.
	B	Sai số chuẩn	Beta		
Hằng số	-.519	1.562		-.333	.740
F_NV	.363	.045	.499	8.011	.000
F_KH	.252	.064	.247	3.938	.000
F_XH	.159	.062	.164	2.563	.011

Biến phụ thuộc: OC

Kết quả phân tích cho thấy mô hình nghiên cứu tác động trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp đến sự cam kết của nhân viên đối với doanh nghiệp gồm ba nhân tố tác động là trách nhiệm xã hội đối với khách hàng (CSR-KH), trách nhiệm xã hội đối với nhân viên (CSR-NV), trách nhiệm xã hội đối với các bên liên quan (CSR-XH).

Kết quả phân tích hồi quy cho tác giả phương trình hồi quy đối với các nhân tố chưa chuẩn hóa có dạng như sau:

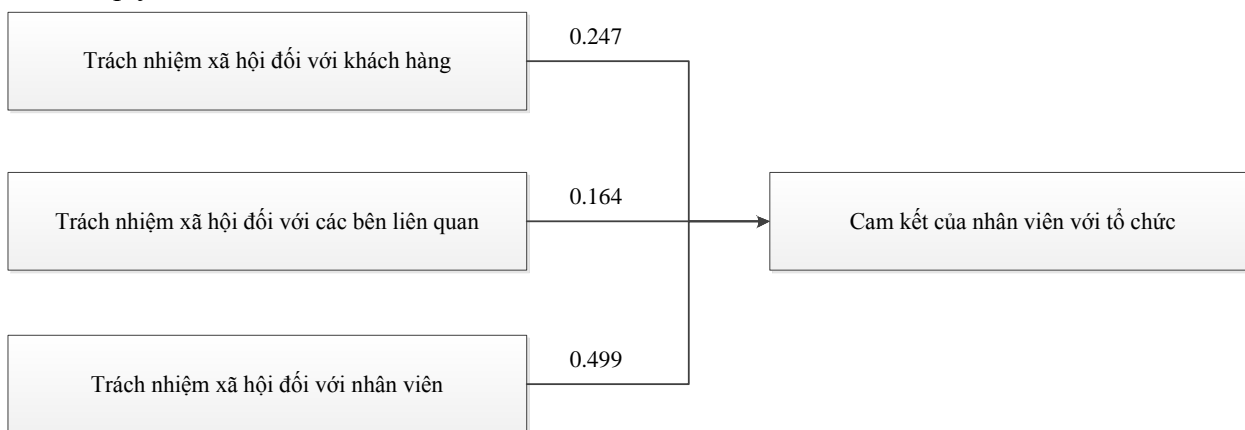
$$OC = -0.519 + 0.252 \text{ CSR-KH} + 0.159 \text{ CSR-XH} + 0.0.363 \text{ CSR-NV} + e$$

Kết quả phân tích hồi quy cho tác giả phương trình hồi quy đối với các nhân tố đã được chuẩn hóa có dạng như sau:

$$OC = 0.247 \text{ CSR-KH} + 0.164 \text{ CSR-XH} + 0.499 \text{ CSR-NV}$$

Căn cứ vào hệ số Beta chuẩn hóa (các nhân tố đã được đưa về phân phối chuẩn), chúng ta có thể xác định được tầm quan trọng của các yếu tố thuộc trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp đến sự cam kết của nhân viên với tổ chức, nếu giá trị của hệ số Beta chuẩn hóa nào càng lớn thì yếu tố đó có ảnh hưởng càng mạnh đến sự cam kết của nhân viên với tổ chức. Như vậy có thể kết luận rằng, sự cam kết của nhân viên với tổ chức bị tác động mạnh nhất bởi nhân tố CSR đối với nhân viên (0.499). Tiếp đến là CSR đối với khách hàng (0.247) và cuối cùng là nhân tố CSR đối với xã hội (0.164).

Mô hình các yếu tố CSR ảnh hưởng đến sự cam kết của nhân viên với tổ chức sau khi phân tích hồi quy được biểu diễn lại như hình sau:

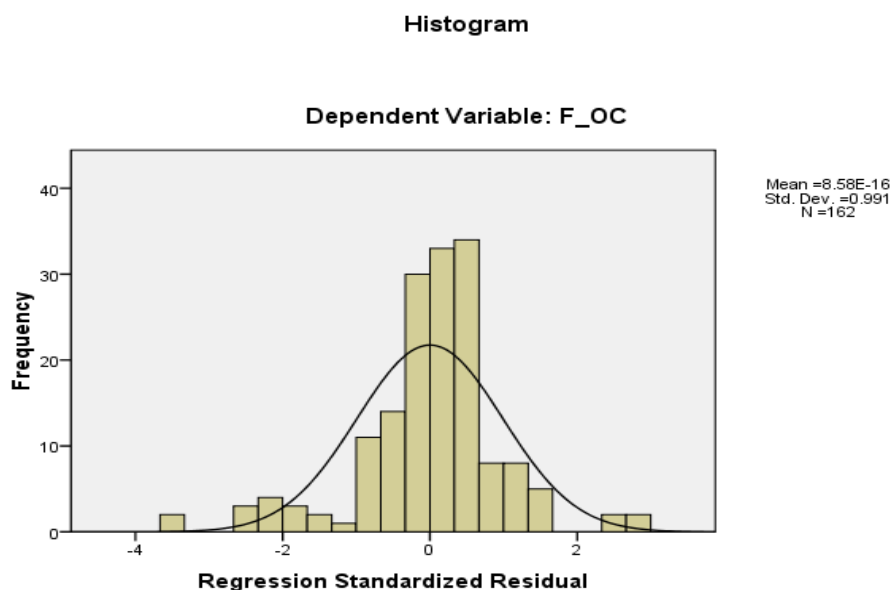


Hình 1: Mô hình nghiên cứu sau phân tích hồi quy

4.4. Kiểm định các giả thiết của phương pháp bình phương bé nhất (OLS)

a) Kiểm định giả thiết: Các phần dư (U_i) có phân phối chuẩn

Kết quả cho thấy, đồ thị Histogram của phần dư chuẩn hóa có dạng đường cong phân phối chuẩn, giá trị mean xấp xỉ bằng 0 và độ lệch chuẩn xấp xỉ bằng 1 (0.991). Như vậy, giả định về phân phối chuẩn của phần dư khi xây dựng mô hình không bị vi phạm.



Hình 2: Biểu đồ phân phối chuẩn

b) Kiểm định giả thiết: Không có hiện tượng tự tương quan

Bảng 4: Model summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
3	.710 ^c	.505	.495	3.18318	1.819

Giá trị d tra bảng Durbin-Watson với 3 biến độc lập và 200 quan sát là $d_L = 1.643$; $d_U = 1.704$, giá trị $d = 1.819$, $d_U < d < 4 - d_U$ được rơi vào miền chấp nhận giả thuyết không có tương quan chuỗi bậc nhất. nên có thể kết luận không tồn tại hiện tượng tự tương quan bậc 1.

c) Kiểm định giả thiết: Không tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến

Bảng 5: Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	T	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
(Constant)	-.519	1.562		-.333	.740		
3 F_NV	.363	.045	.499	8.011	.000	.834	1.200
F_KH	.252	.064	.247	3.938	.000	.820	1.219
F_XH	.159	.062	.164	2.563	.011	.793	1.261

Hệ số phóng đại phương sai (VIF) của các biến độc lập trong mô hình đều nhỏ hơn 10 do đó hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập không có ảnh hưởng đáng kể đến mô hình hồi quy.

d) Kiểm định giả thiết: Không tồn tại hiện tượng phương sai không đồng nhất

Bảng 6: Correlation

			ABSquare
Spearman's rho	ABSquare	Correlation Coefficient	1.000
		Sig. (2-tailed)	.
		N	162
	F_KH	Correlation Coefficient	-.035
		Sig. (2-tailed)	.658
		N	162
	F_XH	Correlation Coefficient	-.021
		Sig. (2-tailed)	.787
		N	162
	F_NV	Correlation Coefficient	-.174*
		Sig. (2-tailed)	.207
		N	162

Kết quả kiểm định cho thấy không thể bác bỏ giả thuyết H0: hệ số tương quan hạng của tổng thể bằng 0, như vậy giả thuyết phương sai của sai số thay đổi bị bác bỏ.

5. Một số kiến nghị

a. Trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp đối với nhân viên

Khuyến khích nhân viên của mình phát triển kỹ năng và nghề nghiệp, luôn quan tâm đến nhu cầu mong muốn của người lao động.

Có những chính sách đãi ngộ, đào tạo tốt để giúp họ làm việc hiệu quả hơn, đảm bảo môi trường làm việc cũng như doanh nghiệp sẽ được hưởng lợi nhiều hơn những gì mình đã bỏ ra.

Doanh nghiệp cũng cần có những quyết định công bằng, không đối xử phân biệt để người lao động thực sự làm việc vì lợi ích chung của cả doanh nghiệp.

Cho nhân viên tham gia thường xuyên các chương trình CSR của doanh nghiệp sẽ giúp phát huy tinh thần ý thức và tự hào về CSR, nhằm thắt chặt thêm mối quan hệ giữa các nhân viên với nhau cũng như với Tổ chức.

b.Trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp đối với khách hàng

Luôn tôn trọng và phải có trách nhiệm với khách hàng nhằm thỏa mãn được nhu cầu của khách hàng.

Cam kết đảm bảo chất lượng sản phẩm cũng như dịch vụ hậu mãi của mình, trung thực trong quảng bá giới thiệu sản phẩm, đảm bảo an toàn sức khỏe cho cộng đồng.

Thường xuyên củng cố được niềm tin, uy tín với khách hàng và mở rộng quan hệ với khách hàng.

c.Trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp đối với các bên liên quan

Luôn tính toán phương án bảo vệ môi trường tự nhiên, cải thiện môi trường. Khuyến khích áp dụng các hệ thống ISO quản lý môi trường.

Luôn xem xét đánh giá tác động đến môi trường cũng như xã hội cho các hoạt động sản xuất kinh doanh của mình. Phát triển bền vững là tiêu chí cần phải hướng đến, do đó doanh nghiệp giải quyết những nhu cầu hiện tại nhưng không làm tổn hại đến những nhu cầu của thế hệ sau.

Tăng cường các hoạt động thiện nguyện nhằm phát triển cộng đồng, giúp đỡ người nghèo khó và xây dựng được hình ảnh tốt đẹp cho doanh nghiệp.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Hoàng Trọng, Chu Nguyễn Mộng Ngọc (2005), Phân tích dữ liệu nghiên cứu với SPSS, Nxb Thống Kê, Hà Nội.
- [2] Hứa Bá Minh (2013), “Ảnh hưởng của trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp đến sự cam kết của nhân viên với tổ chức”
- [3] Duygu Turker (2008), “How Corporate Social Responsibility Influences Organizational Commitment”, Journal of Business Ethics.
- [4] Duygu Turker (2008), “Measuring Corporate Social Responsibility:A Scale Development Study”, Journal of Business Ethics.
- [5] Imran Ali,Kashif Ur Rehman, Syed Irshad Ali, Jamil Yousaf and Maria Zia (2010), “Corporate social responsibility influences, employee commitment and organizational performance”, African Journal of Business Management Volume.4 (12).

PHÂN TÍCH CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG TỚI QUÁ TRÌNH HUY ĐỘNG NGUỒN LỰC TÀI CHÍNH TỪ DÂN TRONG XÂY DỰNG NÔNG THÔN MỚI Ở MỘT SỐ XÃ THUỘC HUYỆN MIỀN NÚI NGỌC LẶC

SV: Trần Thị Tình, Bùi Thị Phương, Vũ Đức Anh, Lê Văn Nam, Vũ Thị Ngọc Trâm
Trường Đại học Hồng Đức
GVHD: Th.S Đỗ Thị Mẫn

MỞ ĐẦU

1. Tính cấp thiết của đề tài.

Xây dựng nông thôn mới là chủ trương mới và đúng đắn của Đảng và Nhà nước nhằm nâng cao đời sống của người dân ở khu vực nông thôn, giảm khoảng cách chênh lệch giàu nghèo giữa khu vực nông thôn và thành thị cũng như thay đổi hoàn toàn diện mạo nông nghiệp nông thôn ở Việt Nam hiện nay.

Để có thể các được các mục tiêu của chương trình xây dựng nông thôn mới (Có làng xã văn minh sạch đẹp, có kết cấu hạ tầng hiện đại; có sản xuất bền vững theo hướng sản xuất hàng hoá; Có đời sống vật chất và tinh thần của người dân ngày càng được nâng cao; Có bản sắc văn hoá dân tộc được giữ vững và phát triển; Xã hội nông thôn an ninh tốt và được quản lý dân chủ) thì ngoài việc dựa vào nguồn lực tài chính từ nguồn ngân sách nhà nước thì còn cần phải dựa vào nhiều nguồn khác. Trong đó nguồn lực tài chính từ dân đóng vai trò rất quan trọng trong quá trình xây dựng nông thôn mới hiện nay.

Tuy nhiên do nhiều nguyên nhân cả khách quan và chủ quan thì việc huy động nguồn lực tài chính từ dân còn nhiều hạn chế như:

Đời sống nhân dân còn thấp, nhận thức của người dân còn nhiều yếu kém...

Hơn nữa, qua đánh giá thì huyện Ngọc Lặc là một huyện miền núi nghèo của tỉnh Thanh Hóa đang tiến hành xây dựng nông thôn mới theo chủ trương chính sách của Đảng và nhà nước rất thích hợp để tiến hành nghiên cứu.

Chính vì lẽ đó nhóm tác giả đã lựa chọn đề tài: “*Các nhân tố ảnh hưởng tới quá trình huy động nguồn lực tài chính từ dân trong xây dựng nông thôn mới tại một số xã thuộc huyện Ngọc Lặc*”.

2. Mục tiêu nghiên cứu.

Đánh giá ảnh hưởng của các nhân tố tới việc huy động nguồn lực tài chính từ dân xây dựng NTM tại một số xã miền núi thuộc huyện Ngọc Lặc.

Đưa ra một số bài học kinh nghiệm nhằm huy động nguồn lực tài chính từ dân cho Chương trình mục tiêu quốc gia xây dựng NTM tại huyện Ngọc Lặc.

3. Đối tượng nghiên cứu.

Đối tượng nghiên cứu: Các nhân tố ảnh hưởng tới việc huy động nguồn lực tài chính từ dân trong quá trình xây dựng nông thôn mới.

4. Phạm vi nghiên cứu:

Không gian: Tiến hành nghiên cứu tại 3 xã thuộc huyện Ngọc Lặc là Ngọc Liên, Lộc Thịnh và Phùng Minh.

Thời gian: Số liệu thu thập từ năm 2011 tới năm 2015.

5. Phương pháp nghiên cứu và nguồn số liệu

Phương pháp nghiên cứu

Trong bài nghiên cứu, nhóm tác giả sử dụng 3 phương pháp nghiên cứu cơ bản là phương pháp nghiên cứu lí thuyết, phương pháp lấy ý kiến chuyên gia và phương pháp chuyên gia.

Bên cạnh đó đề tài cũng sử dụng các phương pháp nghiên cứu chung như phương pháp lịch sử, phương pháp so sánh, phương pháp thống kê, phương pháp phân tích. Ngoài ra, đề tài còn sử dụng các tài liệu tham khảo từ báo chí, báo điện tử, các báo cáo của các tổ chức chính trị - xã hội, các tổ chức phi chính phủ có liên quan đến việc huy động các nguồn lực trong quá trình xây dựng nông thôn mới.

Nguồn số liệu.

Nhóm tác giả sử dụng 2 nguồn số liệu cơ bản:

Số liệu thứ cấp: tham khảo từ Ban chỉ đạo chương trình xây dựng nông thôn mới (Tỉnh, Huyện, Xã), Ủy ban nhân dân huyện Ngọc Lặc, Phòng nông nghiệp và phát triển nông thôn huyện Ngọc Lặc. Thêm vào đó là các bài nghiên cứu, luận án và các bài báo về vấn đề nông thôn mới và huy động nguồn lực cho xây dựng nông thôn mới được đăng tải trên mạng Internet.

Số liệu sơ cấp: được lấy từ việc phỏng vấn thông qua bảng hỏi đối với hơn 300 hộ gia đình được lựa chọn ngẫu nhiên tại 3 xã.

6. Những đóng góp và tính mới của nghiên cứu

Về phương diện lý thuyết

Một là, nghiên cứu là sự tổng kết, phân tích và đánh giá các lý thuyết, một số kết quả nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng tới việc huy động nguồn lực từ dân cho xây dựng nông thôn mới trên thế giới và Việt Nam. Vì vậy, nghiên cứu đóng góp vào việc hệ thống hóa và phát triển các lý thuyết về huy động nguồn lực và làm rõ khái niệm huy động nguồn lực, nhằm thống nhất về mặt lý luận của việc huy động nguồn lực tài chính từ dân cho xây dựng nông thôn mới.

Hai là, bài nghiên cứu là sự kết hợp của nghiên cứu hàn lâm và nghiên cứu ứng dụng. Cụ thể là xây dựng và kiểm định mô hình nghiên cứu. Phát triển thêm một bước về mặt phương pháp luận và công cụ nghiên cứu, khảo sát về một lĩnh vực rất được quan tâm nhưng hầu như chưa có nghiên cứu nào thực hiện mô hình nghiên cứu.

Về phương diện thực tiễn:

Một là, Nghiên cứu đưa ra các nhân tố ảnh hưởng tới nguồn lực tài chính từ dân, đồng thời nhóm tác giả sẽ đưa ra những kinh nghiệm nhằm tăng khả năng huy động nguồn lực tài chính từ dân trong xây dựng nông thôn mới.

Hai là, nghiên cứu sẽ là nguồn tài liệu tham khảo về phương pháp nghiên cứu, mô hình nghiên cứu và xử lý dữ liệu nghiên cứu cho các sinh viên, giảng viên và những người làm nghiên cứu khoa học nói chung.

7. Kết cấu của nghiên cứu

Bài nghiên cứu ngoài phần mở đầu, danh mục chữ cái viết tắt, danh mục bảng biểu, danh mục tài liệu tham khảo và kết luận, gồm 4 chương:

Chương 1: Tổng quan về nông thôn mới và huy động nguồn lực tài chính cho xây dựng nông thôn mới

Chương 2: Phương pháp nghiên cứu

Chương 3: Kết quả nghiên cứu

Chương 4: Một số bài học kinh nghiệm về huy động nguồn lực tài chính từ dân trong xây dựng nông thôn mới cho các địa phương.

CHƯƠNG 1: TỔNG QUAN VỀ NÔNG THÔN MỚI VÀ HUY ĐỘNG NGUỒN LỰC TÀI CHÍNH CHO XÂY DỰNG NÔNG THÔN MỚI

1.1. Tổng quan về nông thôn mới

1.1.1. Tổng quan về nông nghiệp, nông thôn

Đề cập tới vấn đề này có nhiều công trình nghiên cứu của các học giả trong và ngoài nước với những quan điểm, cách tiếp cận khác nhau điển hình là:

B. De Gennaro trong nghiên cứu “The concept of rurality and the rural-urban relationship as perceived by young people” [1] đã chỉ ra: Nông thôn là khái niệm đang gây ra sự tranh cãi cho các học giả trong hàng thập kỷ. Rất nhiều khái niệm về nông thôn đã được đưa ra dựa trên nhiều tiêu chí phân loại khác nhau chẳng hạn như thống kê dân số, bộ máy hành chính, chức năng, cơ sở hạ tầng... Mỗi khu vực hoặc các nước có những khái niệm khác nhau về nông thôn của khu vực hay quốc gia đó.

Trong bài viết “Những việc không bao giờ kết thúc: Nông nghiệp Ấn Độ theo cải cách cấu trúc” [3], Servaas Storm cho rằng: Để phát triển nông nghiệp, Nhà nước nên chủ động và tích cực trong việc chuyển dịch cơ cấu nông nghiệp, dỡ bỏ hàng rào đối với đầu tư tư nhân vào nông nghiệp, nông thôn... Tác giả đưa ra kết luận trên từ việc phân tích những tác động trong trung hạn của chính sách tự do hóa thương mại trong lĩnh vực nông nghiệp ở Ấn Độ giai đoạn 1985 – 1990, đặc biệt là tác động đến động cơ làm việc của nông dân trong phát triển kinh tế nông thôn.

Công trình nghiên cứu “Phát triển nông thôn” [7] của tác giả Phạm Xuân Nam đã phân tích khá sâu sắc một số nội dung về phát triển KT – XH ở nông thôn Việt Nam như: Dân số, lao động, việc làm, vấn đề sử dụng nguồn lực và quản lý tài nguyên thiên nhiên, chuyển dịch cơ cấu kinh tế, phân hóa giàu nghèo, xóa đói giảm nghèo. Bên cạnh đó, từ việc phân tích những thành tựu, yếu kém, thách thức trong phát triển nông nghiệp, nông thôn ở nước ta, tác giả đã chỉ ra những yêu cầu để hoàn thiện hệ thống chính sách và cách thức chỉ đạo của Nhà nước đối với các vấn đề nông thôn.

1.1.2. Tổng quan về nông thôn mới.

Xây dựng nông thôn mới đã được bắt đầu và phát triển tại nhiều nước trên thế giới với những chiều hướng, mô hình khác nhau. Thông qua việc nghiên cứu và phân tích các mô hình này có thể rút ra những lý luận và kinh nghiệm bổ ích để áp dụng vào chương trình xây dựng nông thôn mới ở Việt Nam.

Tại Mỹ: Xây dựng nông thôn bằng cách phát triển ngành “Kinh doanh nông nghiệp”.

Tại Hàn Quốc: Kinh nghiệm rút ra từ phong trào xây dựng “Làng mới”:

Tại Việt Nam: Việc xây dựng và phát triển nông thôn đã được Đảng và Nhà nước đề ra sau công cuộc đổi mới đất nước năm 1986, đó chính là tiến trình công nghiệp hóa, hiện đại hóa đất nước. Chính phủ đã ban hành Nghị quyết số 24/2008/NQ-CP ngày 28/10/2008 trong đó xác định quan điểm chỉ đạo về xây dựng nông thôn mới đó là “*Nông nghiệp, nông dân, nông thôn có vị trí chiến lược trong sự nghiệp công nghiệp hóa, hiện đại hóa, xây dựng và bảo vệ tổ quốc, là cơ sở và lực lượng quan trọng trong phát triển kinh tế - xã hội bền vững, gìn giữ ổn định chính trị, đảm bảo an ninh quốc phòng, gìn giữ và phát huy bản sắc văn hóa dân tộc và bảo vệ môi trường sinh thái của đất nước. Nông dân là chủ thể của quá trình phát triển; xây dựng nông thôn mới là căn bản, phát triển toàn diện, hiện đại hóa nông nghiệp là khâu then chốt*”.

Giáo sư Ibrahim Ngah - ĐH Công nghệ Malaysia (2011) [8] tại Hội thảo về xây dựng nông thôn mới tại Hà Nội, tháng 10/2011 đã chỉ ra một số “Kinh nghiệm xây dựng nông thôn mới ở Malaysia”. Theo Ibrahim Ngah Chính phủ Malaysia cho rằng, cơ sở để phát triển nông thôn là phát triển vốn xã hội (Giáo dục, sức khỏe), tăng cường quản trị cấp địa phương, đầu tư nghiên cứu và khuyến nông, cung cấp các thể chế, hỗ trợ như giao thông, tài chính... Đặc biệt, cần xác định nông dân là nền tảng phát triển quốc gia. Cho biết, phát triển nông thôn luôn được coi là chương trình nghị sự quan trọng của Malaysia. Rất nhiều nỗ lực và nguồn lực đã được đầu tư để cải thiện phúc lợi của người dân nông thôn, bao gồm phát triển cơ sở hạ tầng và cơ sở vật chất. Kinh nghiệm của Malaysia cũng chỉ ra rằng, các phương pháp tiếp cận và các mô hình phát triển nông thôn cần được triển khai đặc thù theo địa phương với thời gian phụ thuộc vào tình hình kinh tế, chính trị, nguồn lực tài chính.

Hai tác giả Phan Xuân Sơn và Nguyễn Cảnh trong bài viết “Xây dựng mô hình nông thôn mới ở nước ta hiện nay” [9] đã phân tích ba vấn đề cơ bản trong quá trình xây dựng nông thôn mới ở Việt Nam. Thứ nhất, nông thôn Việt Nam trước yêu cầu đổi mới. Thứ hai, hình dung ban đầu về những tiêu chí xây dựng nông thôn mới. Thứ ba, những nhân tố chính của mô hình nông thôn mới như: Kinh tế, chính trị, văn hóa, con người... trong mối quan hệ chặt chẽ với nhau. Nhà nước đóng vai trò chỉ đạo tổ chức điều hành quá trình hoạch định và thực thi chính sách, xây dựng đề án, cơ chế, tạo hành lang pháp lý, hỗ trợ vốn, kỹ thuật, nguồn lực, tạo điều kiện, động viên tinh thần. Nhân dân tự nguyện tham gia, chủ động trong thực thi chính sách.

1.1.3. Tổng quan về huy động nguồn lực xây dựng nông thôn mới

Doãn Văn Kinh, Quách Nhan Cương và Uông Tô Đình [11] cho rằng, nguồn lực tài chính là toàn bộ quá trình tạo ra tài chính, bổ trì nguồn tài chính, luân chuyển và sử dụng tiền vốn được thể hiện dưới hình thức giá trị. Nguồn lực tài chính được coi là nguồn lực quan trọng nhất để biến các tiềm năng quốc gia thành hiện thực. Ở Việt Nam, khi đề cập đến nguồn lực tài chính phục vụ cho phát triển, người ta thường dùng khái niệm vốn đầu tư xã hội.

Các tác giả Vũ Thu Trang, Đỗ Thu Trang và Nguyễn Thị Mỹ Hạnh trong nghiên cứu “Huy động vốn đầu tư cho Chương trình mục tiêu quốc gia xây dựng nông thôn mới: Học hỏi kinh nghiệm từ Phong trào Saemul Undong Hàn Quốc.” [18] đã xây dựng các bảng hỏi để phân tích ảnh hưởng các nhân tố tới huy động nguồn lực từ dân trong xây dựng nông thôn mới. Trước hết, nghiên cứu đã nêu lên một cái nhìn tổng quan về năm hướng tiếp cận chính trong việc phát triển nông thôn. Bên cạnh đó là tổng kết lại các nhân tố ảnh hưởng đến quá trình huy động người dân tham gia vào xây dựng nông thôn bao gồm: Vai trò của người lãnh đạo, các chính sách và cơ chế hỗ trợ của nhà nước, mức độ hiểu biết của người thực hiện chính sách về cộng đồng, sự hiểu biết của dân cư về chương trình xây dựng nông thôn mới, sự tham gia của các tổ chức xã hội, điều kiện kinh tế của các hộ gia đình. Phần quan trọng nhất của nghiên cứu chính là việc các tác giả tiến hành việc điều tra, khảo sát các hộ gia đình ở cả phía Bắc cùng như phía Nam Việt Nam và kết hợp một số phương pháp nghiên cứu khác để phân tích sự ảnh hưởng của các nhân tố tới việc đóng góp của người dân trong xây dựng bản làng của họ. Các tác giả đã chỉ ra bảy nhân tố bao gồm:

Những lợi ích mang lại cho gia đình: Mọi người chỉ muốn đóng góp cho các chương trình phát triển nông thôn khi họ tin rằng các chương trình này mang lại lợi ích thiết thực cho họ cũng như cho gia đình và làng xã. Những lợi ích này bao gồm: Các hoạt động kinh tế giúp nâng cao thu nhập; được tiếp cận một cách dễ dàng các dịch vụ chăm sóc sức khỏe, giáo dục và các cơ sở hạ tầng khác như trường học, chợ, các công trình vệ sinh công cộng... Trong cuộc khảo

sát, hơn 50% số người cho rằng nếu có thể tiếp cận các dịch vụ giáo dục, sức khỏe tốt hơn họ sẵn sàng đóng góp cho các chương trình phát triển nông thôn.

Sự tin tưởng vào lãnh đạo thôn, xã: Đây là nhân tố đóng vai trò quan trọng trong việc khơi gợi cảm hứng và động lực cho sự tham gia tích cực của người dân. Hơn 50% số người trong nghiên cứu cho rằng đây là nhân tố quyết định tới sự sẵn sàng đóng góp của họ.

Sự chỉ đạo rõ ràng từ ban chỉ đạo cấp xã/ thôn: Đây cũng được xem là nhân tố hết sức quan trọng vì khi sự chỉ đạo tới người dân được rõ ràng thì khả năng đóng góp của người dân cũng được tăng lên.

Sự ảnh hưởng của các tổ chức chính trị - xã hội: Có khoảng 44% số người được hỏi cho rằng có sự ảnh hưởng của các tổ chức như Hội liên hiệp phụ nữ, Hội nông dân...tới quyết định đóng góp của họ để xây dựng nông thôn.

Sự động viên về vật chất và tinh thần: 50% số người được hỏi đồng ý rằng sự khuyến khích về tinh thần cũng như các chứng nhận, giải thưởng mang lại cho họ cảm giác tự hào đối với những đóng góp của họ cho cộng đồng.

Như vậy:Nhiều nghiên cứu đã chỉ ra được những thành tựu và hạn chế của việc huy động nguồn lực từ dân trong xây dựng nông thôn mới, tuy nhiên lại chưa phân tích sâu sắc những trở ngại, khó khăn đó để tìm ra giải pháp nhằm huy động nguồn nội lực từ dân, đặc biệt là nguồn lực tài chính để xây dựng nông thôn mới. Trên thực tế, có rất ít các nghiên cứu sử dụng mô hình kinh tế lượng để phân tích các nhân tố ảnh hưởng tới việc huy động nguồn lực tài chính từ dân trong xây dựng nông thôn mới, ví dụ nghiên cứu của Vũ Thu Trang, Đỗ Thu Trang và Nguyễn Thị Mỹ Hạnh (2014) đã phân tích được những nhân tố ảnh hưởng tích cực, tiêu cực tới việc huy động nguồn lực từ dân nhưng lại sử dụng phương pháp điều tra bằng bảng hỏi. Chính vì vậy nhóm tác giả quyết xây dựng mô hình nghiên cứu ảnh hưởng của các nhân tố tới việc huy động nguồn lực tài chính từ dân trong xây dựng nông thôn mới ở một số xã tại huyện Ngọc Lặc của tỉnh Thanh Hóa. Từ việc phân tích các nhân tố, nhóm tác giả sẽ rút ra những kết luận và giải pháp giúp nâng cao hiệu quả trong việc huy động nguồn lực tài chính từ dân trong thực hiện chương trình mục tiêu quốc gia về nông thôn mới.

CHƯƠNG 2: PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

2.1. Định hướng nghiên cứu của đề tài

Mục tiêu của nghiên cứu này là phân tích được các nhân tố ảnh hưởng đến việc huy động nguồn lực tài chính từ dân để xây dựng nông thôn mới tại huyện Ngọc Lặc

Nhóm tác giả sẽ tập trung vào các nhân tố được xem là có tác động mạnh tới việc huy động nguồn lực tài chính từ dân như nhân tố về thu nhập bình quân trong 1 tháng của 1 hộ gia đình; các phương thức tuyên truyền được tiếp cận; các tổ chức chính trị mà hộ gia đình tham gia; lòng tin của người dân vào chương trình và cán bộ lãnh đạo.

2.2. Mô hình nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

Dựa trên mục tiêu nghiên cứu mà bài nghiên cứu hướng tới, nhóm tác giả lựa chọn 5 nhân tố tác động tới việc huy động nguồn lực tài chính từ dân cho xây dựng nông thôn mới. Mô hình được nhóm tác giả đưa ra như sau:



Hình 2.1: Mô hình nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng tới việc huy động nguồn lực tài chính từ dân ở một số xã thuộc huyện Ngọc Lặc.

Giả thuyết nghiên cứu

Trong cuộc nghiên cứu, nhóm tác giả đặt ra các giả thuyết nghiên cứu sau:

- H1: Thu nhập bình quân của người dân trong 1 tháng càng cao thì mức đóng góp của người dân cho chương trình càng cao (quan hệ cùng chiều).
- H2: Khi người dân tiếp cận được với nhiều phương thức tuyên truyền hơn thì họ sẽ có xu hướng đóng góp nhiều hơn (quan hệ cùng chiều).
- H3: Số tổ chức chính trị tham gia cũng tác động tới nhận thức của người dân trong việc xây dựng nông thôn mới, từ đó tác động tích cực tới việc huy động nguồn lực tài chính từ dân (quan hệ cùng chiều).
- H4: Mức tin tưởng vào cán bộ lãnh đạo tỉ lệ thuận với mức đóng góp của người dân cho chương trình nông thôn mới (quan hệ cùng chiều).
- H5: Mức tin tưởng vào chương trình đạo tỉ lệ thuận với mức đóng góp của người dân cho chương trình nông thôn mới (quan hệ cùng chiều).

2.3. Thiết kế nghiên cứu

Thiết kế nghiên cứu trong một cuộc nghiên cứu có ý nghĩa rất quan trọng, một đề tài nghiên cứu có logic, có phương pháp nghiên cứu tốt chỉ khi thiết kế nghiên cứu đầy đủ. Nhìn vào mô hình nghiên cứu (thiết kế nghiên cứu) người đọc có thể hình dung toàn bộ nghiên cứu của tác giả và sự logic chặt chẽ trong nghiên cứu đó. Thiết kế nghiên cứu chính là mô tả phương pháp nghiên cứu. Trong bài nghiên cứu này nhóm tác giả sẽ tiến hành thực hiện theo nhiều phương pháp khác nhau tuy nhiên, nhóm sẽ sử dụng 3 phương pháp chính là phương pháp nghiên cứu lí thuyết, lấy ý kiến chuyên gia và phương pháp mô hình hóa.

2.4. Các nguồn dữ liệu và phương pháp thu thập

Nguồn số liệu thứ cấp sẽ được dùng chủ yếu vào trong quá trình xem xét tình hình huy động nguồn lực ở Ngọc Lặc và một số xã được nghiên cứu. Nguồn này bao gồm các tài liệu chính như sau: Báo cáo về tình hình xây dựng Nông thôn giai đoạn 2011 – 2015, báo cáo về kết quả thực hiện kế hoạch kinh tế - xã hội, quốc phòng an ninh, và một số bài nghiên cứu của các tổ chức khác.

Nguồn dữ liệu sơ cấp được nhóm tác giả thu thập trong quá trình tiến hành nghiên cứu, nhóm tác giả sẽ xây dựng những bảng hỏi sau đó đưa tới các hộ gia đình để khảo sát và sau đó thu lại những thông tin cần thiết. Đây là những dữ liệu quan trọng để đưa vào phân tích bằng mô hình, từ đó xem xét sự ảnh hưởng của các nhân tố đã lựa chọn tới việc huy động nguồn lực tài chính từ dân cho xây dựng nông thôn mới.

2.5. Thiết kế bảng hỏi và thiết kế mẫu

Để có thể thu thập được đầy đủ những thông tin cần thiết, bảng hỏi được chia thành 4 phần: Phần thông tin chung để có được những hiểu biết nhất định về đối tượng phỏng vấn; Phần 1 giúp nhóm tác giả biết được những hiểu biết của người dân về chương trình mục tiêu xây dựng nông thôn mới; Phần 2 thu thập thông tin về thực trạng huy động nguồn lực tài chính từ dân; Phần 3 cho biết ý kiến của người dân để có thể nâng cao hiệu quả huy động và sử dụng nguồn lực tài chính.

Đối với một số thông tin mang tính định tính thì nhóm tác giả sử dụng thang đo Likert để lượng hóa những thông tin này theo bảng sau:

	Mức độ tin tưởng				
	1 Rất thấp	2 Thấp	3 Bình thường	4 Cao	5 Rất cao
Đối với cán bộ lãnh đạo					
Đối với chương trình xây dựng nông thôn mới					

Đối với mẫu nghiên cứu sẽ được tiến hành điều tra tại 3 xã ở huyện miền núi Ngọc Lặc đó là Phùng Minh, Ngọc Liên, Lộc Thịnh. Đối tượng cung cấp thông tin chính cho cuộc điều tra là cán bộ của các xã và các hộ gia đình đại diện được lựa chọn một cách ngẫu nhiên trên địa bàn 3 xã.

Số liệu cho việc phân tích trên mô hình sẽ được tổng hợp từ số liệu sơ cấp thu thập qua các bảng hỏi được phát cho 300 hộ dân trên địa bàn ba xã của huyện Ngọc Lặc, tỉnh Thanh Hóa.

2.6. Phương pháp xử lý số liệu

Chuẩn bị xử lý số liệu:

Sau khi dữ liệu đã được thu thập xong cần phải tiến hành phân loại đánh giá hiệu chỉnh một cách phù hợp.

Phân tích xử lý số liệu

Phần mềm thống kê được sử dụng để phân tích kết quả các câu hỏi dữ liệu thu thập là phần mềm Eviews dành cho Windows phiên bản 5.

Với dữ liệu thu về, sau khi hoàn tất việc gán lọc, kiểm tra nhóm nghiên cứu sẽ sử dụng các phương pháp sau:

Phân tích mô tả

Phân tích hồi quy mức độ ảnh hưởng của các nhân tố

Phương pháp kiểm định các hệ số hồi quy.

Từ các phương pháp trên nhóm tác giả sẽ thu được các kết quả liên quan đến các nhân tố ảnh hưởng tới việc huy động nguồn lực tài chính từ dân trong xây dựng Nông thôn mới để từ đó đưa ra được những bài học kinh nghiệm cho huyện Ngọc Lặc nói riêng và các địa phương khác nói chung.

CHƯƠNG 3: KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

3.1. Thực trạng huy động nguồn lực tại chính từ dân

3.1.1. Điều kiện tự nhiên

Ngọc Lặc có vị trí địa lý từ 19^{055'} đến 20^{017'} vĩ độ Bắc, từ 105^{031'} đến 104^{055'} kinh độ Đông, là huyện miền núi, nằm ở phía Tây Bắc tỉnh Thanh Hóa. Huyện lỵ cách trung tâm Thành phố Thanh Hóa 76 km theo đường bộ. Ngọc Lặc có địa hình đồi núi chia cắt mạnh và chịu đầy đủ các hình thái thời tiết của kiểu khí hậu nhiệt đới gió mùa

Thuận lợi:

Ngọc Lặc là một địa phương miền núi điển hình của tỉnh Thanh Hóa, vì vậy diện tích đồi núi chiếm một phần lớn diện tích đất của huyện, đây là tiềm năng lớn để sản xuất các sản phẩm cây trồng phù hợp với kiểu đất đồi và núi có giá trị hàng hóa cao.

Hơn nữa, Ngọc Lặc có khí hậu và thời tiết phù hợp cho sự phát triển và sinh trưởng của các loại cây lương thực và rau quả.

Khó khăn:

Đất canh tác ít chủ yếu là đất đồi núi khó khăn cho việc di chuyển cũng như canh tác, nên rất khó để phát triển sản xuất.

Nguồn nước không đều giữa các mùa trong năm, ở một số nơi vẫn còn xảy ra tình trạng thiếu nước về sản xuất về mùa khô.

Thường xảy ra hạn hán (mùa khô), bão lụt (mùa mưa) ảnh hưởng đến quá trình sản xuất, khả năng khai thác, tận dụng đất đai còn hạn chế, hệ thống kênh mương chưa đáp ứng được nhu cầu tưới tiêu của các hộ dân trong xã, nên giá trị sản phẩm trên 1 ha còn thấp so với tiềm năng.

3.1.2. Tình hình phát triển kinh tế và dân số

Tốc độ tăng trưởng bình quân thời kỳ 2011-2015 đạt 11,8% giảm 5,7% so với mục tiêu Đại hội đề ra, tuy không đạt được so với mục tiêu Đại hội đề ra nhưng so với thời kỳ 2006-2010 tăng hơn 0,7%. Thu nhập bình quân đầu người đến năm 2015 là 21,8 triệu đồng (giá HH) tăng 2,2 lần so với năm 2010. Trong điều kiện kinh tế của Huyện còn nhiều khó khăn nhưng tăng trưởng kinh tế thời kỳ 2011-2015 các năm đều tăng năm sau cao hơn năm trước cụ thể; Năm 2011 tăng 9,4%; Năm 2012 tăng 9,5%; Năm 2013 tăng 12,4%; Năm 2014 tăng 13,4% và Năm 2015 ước tính 14,3%. Đạt được mức độ tăng trưởng như trên là sự cố gắng lớn của cả hệ thống chính trị và của nhân dân các dân tộc huyện Ngọc Lặc.

Huyện Ngọc Lặc có tổng số 32.881 hộ với 139.406 nhân khẩu; trong đó hộ dân tộc thiểu số là 22.532 hộ, với 101.346 nhân khẩu, chiếm 72,7% dân số của huyện. Trên địa bàn huyện có 21 dân tộc thiểu số, trong đó đồng bào Mường có dân số đông nhất trong các dân tộc Ngọc Lặc, với 24.821 hộ, 98.323 nhân khẩu. Tuy nhiên trình độ học vấn của người dân ở đây còn chưa cao và đời sống nhân dân còn gặp nhiều khó khăn.

3.1.3. Khái quát kết quả xây dựng nông thôn mới trên địa bàn huyện Ngọc Lặc giai đoạn 2011 – 2015

Sau 4 năm thực hiện chương trình XD NTM, huyện Ngọc Lặc đạt được nhiều kết quả đáng kể, tất cả các xã đều có sự chuyển biến tích cực. Kết cấu hạ tầng – kinh tế xã hội được quan tâm đầu tư nâng cấp, các mô hình kinh tế được nhân rộng, văn hóa xã hội chuyển biến tích cực... Kết quả xây dựng nông thôn mới được thể hiện như sau:

Đầu năm 2011 số tiêu chí đạt được trên địa bàn huyện là: 124 tiêu chí bình quân số tiêu chí trên 1 đơn vị là: 5,9 TC/1 đơn vị. Sau 5 năm thực hiện chương trình, số tiêu chí đạt được tại

các đơn vị trên địa bàn huyện đã tăng lên đáng kể. Đến cuối năm 2015 là: 200 tiêu chí (tăng so với năm 2011 là 76 tiêu chí), số tiêu chí đạt được trên đơn vị là: 9,5 tiêu chí.

Bảng 3.3: Danh sách các xã hoàn thành các tiêu chí nông thôn mới

STT	Số tiêu chí đạt được	Số xã	Tên xã
1	19	1	Ngọc Liên
2	15	2	Lam Sơn, Cao Thịnh
3	13	1	Quang Trung
4	11	3	Phùng Minh, Minh Sơn, Phúc Thịnh
5	10	1	Ngọc Khê
6	9	6	Nguyệt Ân, Ngọc Sơn, Thúy Sơn, Đồng Thịnh, Ngọc Trung, Lộc Thịnh
7	7	2	Cao Ngọc, Kiên Thọ
8	6	2	Thạch Lập, Minh Tiến
9	5	3	Vân Am, Mỹ Tân, Phùng Giáo

(Nguồn: BCD xây dựng nông thôn mới)

3.1.4. Thực trạng huy động và sử dụng nguồn lực tài chính từ dân để xây dựng nông thôn mới tại huyện Ngọc Lặc

Mặc dù Ngọc Lặc còn là một huyện miền núi nghèo khó của tỉnh Thanh Hóa, huyện đang còn gặp rất nhiều khó khăn trong việc phát triển và ổn định nền kinh tế của địa phương. Tuy nhiên trong quá trình thực hiện chương trình mục tiêu quốc gia về xây dựng nông thôn mới huyện đã đạt được nhiều kết quả đáng khích lệ. Có được điều này là sự huy động được một sự đóng góp lớn về nguồn vốn thực hiện chương trình từ người dân địa phương. Trong giai đoạn 2011 – 2015, tổng số nguồn vốn huy động được từ dân trong toàn huyện là hơn 260 tỉ đồng chiếm tới 46,6% tất cả nguồn vốn cho thực hiện chương trình. Trong đó số tiền mà người dân đóng góp được cho chương trình là 53 tỷ đồng số tiền này chỉ chiếm hơn 20% tổng số nguồn vốn huy động được từ dân, phần còn lại là những đóng góp khác từ dân được quy đổi thành tiền là hơn 200 tỷ đồng.

Theo như thống kê của Ban chỉ đạo Chương trình nông thôn mới của huyện thì nguồn lực huy động từ dân cư có xu hướng tăng qua các năm. Trong những năm đầu thực hiện, đóng góp của dân cư chủ yếu ở việc hiến đất và tài sản trên đất, nhưng những năm sau đó huy động từ dân cư chỉ tập trung ở hình thức đóng góp ngày công lao động và tiền mặt...

Do nguyên nhân là thu nhập của người dân trong huyện còn thấp, đời sống nhân dân chưa được cao nên số tiền mặt mà người dân đóng góp còn hạn chế, tuy nhiên nhận thức rõ được xây dựng nông thôn mới là xây dựng cuộc sống cho mỗi người, nhưng người dân trong huyện đã có những hành động thiết thực, ngoài những đóng góp bằng tiền thì còn có nhiều hình thức đóng góp khác như sức lao động, hiến đất, hiến cây để xây dựng mới nhiều Km đường liên thôn, liên xã cùng hàng trăm công trình văn hóa khác.

Thực tế, sau 5 năm triển khai trên địa bàn huyện đã cho thấy, chủ trương xây dựng nông thôn mới là chủ trương quan trọng, hết sức đúng đắn, hợp lòng dân, được nhân dân đồng tình ủng hộ. Tới đây với sự quan tâm, chỉ đạo của Đảng, Chính phủ, sự đồng tình, hưởng ứng tích

cực của nhân dân cả nước, cũng như việc triển khai đồng bộ, quyết liệt các giải pháp kể trên, chương trình xây dựng nông thôn mới chắc chắn sẽ tiếp tục đạt được nhiều kết quả quan trọng, tích cực.

3.2. Phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến quá trình huy động nguồn lực tài chính từ dân trong xây dựng nông thôn mới tại một số xã của huyện Ngọc Lặc

Nhóm tác giả sử dụng mô hình kinh tế lượng để phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến quá trình huy động nguồn lực tài chính từ dân trong xây dựng nông thôn mới. Cụ thể như sau:

3.2.1. Các biến trong mô hình hồi quy

a. Biến phụ thuộc

DG: Mức đóng góp về tài chính của một hộ gia đình (đ/hộ)

b. Biến độc lập

Dựa vào một số nghiên cứu đã khái quát ở Chương 1 (đặc biệt là nghiên cứu của Vũ Thu Trang, Đỗ Thu Trang và Nguyễn Thị Mỹ Hạnh [18]) và các giả thiết đưa ra ở Chương 2, nhóm tác giả quyết định sử dụng những nhân tố sau đây để đưa vào mô hình nghiên cứu:

- TNBG: Thu nhập bình quân 1 tháng của một hộ gia đình (đ/hộ).
- TT: Số phương thức tuyên truyền.
- CB: Mức tin tưởng đối với cán bộ lãnh đạo.
- CTR: Mức tin tưởng đối với chương trình.
- CT: Số lượng tổ chức chính trị tham gia.

3.2.2. Kết quả của mô hình hồi quy

$Prob(t_{\beta_1}) = 0,0000 < \alpha = 0,05 \Rightarrow$ Hệ số β_1 có ý nghĩa thống kê.

$\beta_1 = -69.7417,9$ cho thấy ngay cả khi TNBG, TT, CB, CTR, CT bằng 0 thì vẫn có những nhân tố khác ảnh hưởng tới mức đóng góp của người dân, điều này là hợp lý vì trên thực tế trong nghiên cứu này nhóm tác giả không thể bao quát hết tất cả các nhân tố ảnh hưởng. Tuy nhiên, β_1 mang giá trị âm là không phù hợp với thực tế vì mức đóng góp trung bình của người dân khi các nhân tố đề cập tới trong nghiên cứu bằng 0 thì cũng không thể là một số âm.

$Prob(t_{\beta_2}) = 0,0000 < \alpha = 0,05 \Rightarrow$ Hệ số β_2 có ý nghĩa thống kê.

β_2 mang dấu dương, điều này hoàn toàn phù hợp với giả thiết ban đầu mà nhóm tác giả đặt ra đó là thu nhập tăng lên sẽ ảnh hưởng tích cực tới sự tham gia đóng góp của người dân. $\beta_2 = 0,043252$ cho thấy khi thu nhập bình quân tăng lên 1đ thì mức đóng góp trung bình của người dân tăng lên 0,043252đ.

Kết quả này phù hợp với thực tiễn là những hộ gia đình có thu nhập cao hơn thường là những hộ có mức đóng góp cao hơn và hoàn thành mức đóng góp được yêu cầu, ví dụ hầu hết những hộ có thu nhập trên 10 triệu đồng đều hoàn thành các khoản đóng góp được yêu cầu. Hình thức của các khoản đóng góp khá đa dạng nhưng trong đó có nhiều hộ là đóng góp trực tiếp bằng tiền.

$Prob(t_{\beta_3}) = 0,0284 < \alpha = 0,05 \Rightarrow$ Hệ số β_3 có ý nghĩa thống kê.

β_3 mang dấu dương, như vậy kỳ vọng nhóm tác giả đưa ra ban đầu về xu hướng tác động của các phương thức tuyên truyền tới việc sẵn sàng đóng góp của người dân là hợp lý. $\beta_3 = 86.754,77$ cho thấy khi các phương thức tuyên truyền về nông thôn mới tăng thêm 1 phương thức thì mức đóng góp trung bình về tài chính của người dân tăng thêm 86.754,77đ.

Đối chiếu với thực tế thì kết quả của nghiên cứu là phù hợp. Trên thực tế, những hộ gia đình nào trả lời họ được tiếp cận với cả 3 phương pháp tuyên truyền về nông thôn mới thường

sẽ có mức đóng góp cao hơn những người chỉ được biết thông tin về nông thôn mới qua một hoặc 2 kênh. Kết quả này cho thấy khi người dân có được những hiểu biết rõ ràng hơn về nông thôn mới họ sẽ sẵn sàng đóng góp nhiều hơn.

$Prob(t_{\beta_4}) = 0,0000 < \alpha = 0,05 \Rightarrow$ Hệ số β_4 có ý nghĩa thống kê.

β_4 mang dấu dương, điều này là phù hợp với giả thiết ban đầu mà tác giả đặt ra đó là khi người dân tin tưởng hơn vào cán bộ lãnh đạo họ sẽ có ý thức đóng góp nhiều hơn cho xây dựng nông thôn mới. $\beta_4 = 134.038,1$ chỉ ra khi mức độ tin tưởng của người dân đối với cán bộ lãnh đạo tăng thêm một bậc (trong thang đo 5) thì người dân sẽ sẵn sàng đóng góp thêm trung bình là 134.038,1 đ.

Thực tế cho thấy, thông thường những hộ gia đình nào có mức tin tưởng với cán bộ lãnh đạo cao (thường là mức 4 hoặc 5) sẽ có mức đóng góp cao hơn những hộ khác. Ngay cả những hộ có thu nhập tương đối thấp (từ 3,5 tới 6 triệu) vẫn có sự đóng góp nguồn lực về tài chính, thậm chí hoàn thành và vượt mức đóng góp được yêu cầu khi họ có mức tin tưởng cao vào cán bộ lãnh đạo. Đối với các hộ này, các hình thức chủ yếu đó là đóng góp về vật liệu, sức lực, đất đai (quy về nguồn tài chính) cho chương trình nông thôn mới. Điều này có thể là do công tác tuyên truyền, lãnh đạo cán bộ chưa được tốt dẫn tới người dân chưa có nhiều lòng tin. Như vậy, có thể cho rằng lòng tin của người dân vào chương trình, cán bộ và số các phương thức tuyên truyền có mối quan hệ ảnh hưởng lẫn nhau. Điều này sẽ được kiểm tra bằng việc sử dụng mô hình hồi quy phụ để xem xét mối quan hệ giữa các nhân tố trong mô hình.

$Prob(t_{\beta_5}) = 0,0140 < \alpha = 0,05 \Rightarrow$ Hệ số β_5 có ý nghĩa thống kê.

β_5 mang dấu dương, như vậy kết quả từ mô hình có sự tương đồng với giả thiết của nhóm tác giả khi cho rằng người dân sẽ có xu hướng đóng góp về tài chính nhiều hơn khi họ có thêm lòng tin vào chương trình xây dựng nông thôn mới. $\beta_5 = 73.996,97$ cho thấy khi mức độ tin tưởng của người dân vào chương trình XD nông thôn mới (tin vào lợi ích đem lại, khả năng thành công...) tăng thêm 1 bậc (thang đo 5) thì họ sẽ đóng góp thêm trung bình 73.996,97 đ.

Lòng tin của người dân vào chương trình xây dựng nông thôn mới trên thực tế cũng có ảnh hưởng tương tự như lòng tin của họ vào cán bộ lãnh đạo. Chẳng hạn nhưng những hộ gia đình có mức tin tưởng vào chương trình nông thôn mới cao (mức 4 và 5) có xu hướng đóng góp nhiều hơn ngay cả khi thu nhập của họ chưa cao. Những người có lòng tin vào chương trình nông thôn mới cao cũng thường là những người tin tưởng cao vào lãnh đạo của họ.

$Prob(t_{\beta_6}) = 0,1880 > \alpha = 0,05 \Rightarrow$ Hệ số β_6 không có ý nghĩa thống kê.

Ta có $\beta_6 = -20.565,73$ trái dấu với dự đoán về lý thuyết (theo kết quả từ một số nghiên cứu đi trước). Kết quả hồi quy cho thấy khi số lượng các tổ chức chính trị - xã hội mà người dân tăng lên có xu hướng làm giảm mức đóng góp về tài chính của người dân cho xây dựng nông thôn mới. Trong khi đó một số nghiên cứu đi trước (trong đó có nghiên cứu của các tác giả Vũ Thu Trang, Đỗ Thu Trang và Nguyễn Thị Mỹ Hạnh) đã nêu lên những ảnh hưởng tích cực của các tổ chức chính trị - xã hội đối mức độ sẵn sàng đóng góp của người dân. Tuy nhiên có thể giải thích rằng: Địa bàn nhóm tác giả lựa chọn là các xã miền núi của huyện Ngọc Lặc nơi mà nhiều hộ dân trình độ dân trí còn thấp. Chính vì vậy, khi điều tra thực tế nhóm tác giả quan sát thấy nhiều người dân còn chưa biết và hiểu về các tổ chức chính trị - xã hội. Kết quả hồi trên mô hình đã khẳng định lại nghi ngờ của nhóm tác giả, nói cách khác kết quả trên mô hình không trái với kết luận của một số nghiên cứu đi trước. Việc có sự sai khác ở đây có thể lý giải là do trình độ của người dân còn hạn chế nên việc trả lời câu hỏi về số tổ chức chính trị - xã hội mà họ tham gia chưa phản ánh được thực tế.

Như vậy: Sau khi phân tích mức độ ảnh hưởng của từng nhân tố nhóm tác giả rút ra kết luận như sau: Trong các nhân tố được đưa ra và mô hình nghiên cứu thì mức tin tưởng đối với cán bộ lãnh đạo là nhân tố có ảnh hưởng lớn nhất tới mức đóng góp về tài chính của người dân sau đó lần lượt là số phương thức tuyên truyền, mức tin tưởng vào chương trình. Các nhân tố này đều có tác động tích cực mức đóng góp của người dân. Trong khi đó, số lượng các tổ chức chính trị - xã hội mà người dân tham dự không có tác động tới mức đóng góp của họ.

3.2.3. Xem xét sự phù hợp của mô hình

Để xem xét sự phù hợp của mô hình nhóm tác giả kiểm tra cặp giả thiết:

$$\begin{cases} H_0 : R^2 = 0 \\ H_1 : R^2 > 0 \end{cases}$$

Với mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$

Từ kết quả hồi quy mô hình (1) ta có:

$\text{Prob}(F\text{-statistic}) = 0,000000 < \alpha = 0,05 \Rightarrow$ Bác bỏ H_0 . Hay mô hình hồi quy là phù hợp ở mức ý nghĩa $R^2 = 53,3366\%$. Như vậy, mô hình phân tích tác động mà nhóm tác giả đưa ra đã giải thích được 53,3366% sự biến động mức đóng góp về tài chính của người dân trong xây dựng nông thôn mới.

CHƯƠNG 4: MỘT SỐ BÀI HỌC KINH NGHIỆM VỀ HUY ĐỘNG NGUỒN LỰC TÀI CHÍNH TỪ DÂN TRONG XÂY DỰNG NÔNG THÔN MỚI CHO CÁC ĐỊA PHƯƠNG

Huyện Ngọc Lặc là một trong những huyện gặp nhiều khó khăn trong huy động và sử dụng nguồn lực tài chính do đặc điểm địa phương là vùng miền núi, đời sống nhân dân còn nhiều khó khăn. Tuy nhiên trong quá trình xây dựng nông thôn mới, các xã của huyện Ngọc Lặc đã có nhiều cách làm mới, sáng tạo qua đó thực hiện tốt chủ trương của Nhà nước về huy động nội lực từ dân để xây dựng nông thôn mới. Qua phân tích, đánh giá thực trạng huy động và sử dụng nguồn lực tài chính trên địa bàn huyện Ngọc Lặc và một số xã điểm, nhóm tác giả đã rút ra bài học kinh nghiệm xây dựng nông thôn mới của các xã như sau:

Một là, ưu tiên giúp người dân phát triển kinh tế tại địa phương, nâng cao đời sống.

Trong chương trình xây dựng nông thôn mới phải đặt mục tiêu phát triển kinh tế cho người dân là một trong những nhiệm vụ cần thực hiện đầu tiên. Mức sống tăng lên là biểu hiện rõ ràng nhất mà người dân có thể thấy được trong các lợi ích của việc xây dựng nông thôn mới. Quan trọng hơn, đời sống kinh tế của người dân được cải thiện thì khả năng đóng góp các nguồn lực về tài chính cho chương trình nông thôn mới sẽ được tăng lên đáng kể. Điều này giống như một hiệu ứng lan tỏa tạo thành vòng tuần hoàn mở rộng, đầu tiên vốn đầu tư được tập trung phát triển kinh tế cho người dân cụ thể như ưu tiên nguồn lực đầu tư để phát triển sản xuất, sớm đầu tư hoàn chỉnh hạ tầng thiết yếu như giao thông, thủy lợi. Từ đó, đời sống người dân được cải thiện và họ có xu hướng đóng góp cho xây dựng nông thôn mới nhiều hơn. Tiếp đó nông thôn lại tiếp tục có các bước phát triển về cơ sở hạ tầng, văn hóa, giáo dục... Đây lại là những điều kiện thuận lợi cho người dân tăng cường phát triển kinh tế, nâng cao đời sống. Như vậy kinh tế phải được xem là nền tảng cốt lõi để thúc đẩy quá trình xây dựng nông thôn mới.

Hai là, tăng cường công tác tuyên truyền, nâng cao nhận thức của người dân về những nội dung cơ bản và lợi ích của phong trào xây dựng nông thôn mới.

Công tác tuyên truyền là một trong những nội dung quan trọng trong việc khuyến khích người dân tham gia vào xây dựng nông thôn mới. Chỉ khi người dân có sự thông suốt, hiểu biết

về chương trình phát triển nông thôn mới thì họ mới có thể tham gia một cách chủ động và tích cực. Nhất là khi đời sống của người dân còn gặp nhiều khó khăn thì để kêu gọi sự đóng góp của thì công tác tuyên truyền cần phải được chú trọng. Tuyên truyền nên được là nhiệm vụ trọng tâm, thường xuyên của cả hệ thống chính trị, đặc biệt là các cán bộ tại địa phương và các tuyên truyền viên.

Ba là, cấp ủy và chính quyền xã phải có được niềm tin của nhân dân.

Việc xây dựng nông thôn mới là cả một quá trình không thể hoàn thành trong ngày một ngày hai. Có những lợi ích từ việc xây dựng nông thôn mới không thể thấy ngay trước mắt, chính vì vậy để người dân có được sự kiên trì tham gia vào xây dựng nông thôn mới cần tạo cho họ một niềm tin, trước hết là vào chính những cán bộ lãnh đạo.

Bốn là, tạo được niềm tin vào chương trình xây dựng nông thôn mới cho nhân dân.

Xây dựng chương trình nông thôn mới là chủ trương đúng đắn của Đảng và Nhà nước, tuy nhiên phải có cách để làm cho dân tin tưởng và ủng hộ thì mới có thể đạt hiệu quả cao nhất. Kết quả rút ra từ nghiên cứu cho thấy khi người dân có sự tin tưởng vào xây dựng nông thôn mới, họ sẵn sàng tham gia đóng góp rất tích cực về cả tài sản, công sức. Ngoài việc tăng cường công tác tuyên truyền và củng cố niềm tin của dân cư đối với cán bộ lãnh đạo, để tạo niềm tin cho người dân thì công khai thông tin minh bạch về xây dựng nông thôn mới cũng như huy động và sử dụng các nguồn lực tài chính là một điều kiện kiên quyết.

Năm là, đa dạng các phương thức huy động nguồn lực tài chính từ dân phù hợp với điều kiện từng địa phương.

Huy động nguồn lực tài chính không chỉ có một phương thức huy động duy nhất là đóng góp tiền mặt. Tùy vào điều kiện kinh tế xã hội của từng vùng mà nên có những biện pháp huy động cho phù hợp. Kinh nghiệm rút ra từ một số xã của huyện Ngọc Lặc cho thấy tác dụng rất hiệu quả của việc vận động người nông dân hiến đất, tài sản, ngày công lao động trong quá trình xây dựng nông thôn mới.

KẾT LUẬN

Xây dựng nông thôn mới là chương trình mục tiêu quốc gia trọng điểm được Đảng và Nhà nước phát động thực hiện từ năm 2010. Chương trình xây dựng nông thôn mới gồm 11 nội dung, được cụ thể thông qua 19 tiêu chí với mục tiêu chung là xây dựng diện mạo mới cho nông thôn về cả cơ sở hạ tầng, kinh tế, văn hóa, xã hội đi kèm với giữ gìn bản sắc văn hóa dân tộc, bảo vệ môi trường, an ninh – trật tự. Huyện Ngọc Lặc mặc dù là huyện còn nhiều khó khăn tuy nhiên đã có những thành tích đáng ghi nhận trong công cuộc xây dựng nông thôn mới. Những giải pháp trong huy động và sử dụng nguồn lực tài chính xây dựng nông thôn mới trên địa bàn huyện đã và đang phát huy thế mạnh, góp phần hoàn thành chương trình xây dựng nông thôn mới của huyện Ngọc Lặc nói riêng và của tỉnh Thanh Hóa nói chung.

Trong phạm vi nghiên cứu của đề tài, bằng phương pháp luận và thực nghiệm, thông qua mô hình kinh tế lượng nhóm tác giả đã làm rõ được những vấn đề sau:

Thứ nhất, khái quát tình hình nghiên cứu của các học giả trong và ngoài nước về vấn đề nông nghiệp, nông thôn, đặc biệt là việc huy động các nguồn lực nói chung và từ người dân nói riêng trong quá trình xây dựng nông thôn mới.

Thứ hai, những kết quả đạt được và thực trạng sử dụng các nguồn lực tài chính của trong xây dựng nông thôn mới tại huyện Ngọc Lặc nói chung và tại ba xã Ngọc Liên, Lộc Thịnh và Phùng Minh nói riêng.

Thứ ba, thông qua việc xây dựng và phân tích mô hình kinh tế lượng, nhóm tác giả đã chỉ ra các nhân tố ảnh hưởng đến huy động nguồn lực tài chính xây dựng nông thôn mới từ dân cư là thu nhập bình quân, công tác tuyên truyền, lòng tin của người dân vào cán bộ lãnh đạo và chương trình xây dựng nông thôn mới.

Thứ tư, rút ra được 5 bài học kinh nghiệm đối với huy động và sử dụng nguồn lực tài chính xây dựng nông thôn mới cho các địa phương khác.

**PHÂN TÍCH QUYỀN LỰC THỊ TRƯỜNG
CỦA CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI KHU VỰC ASEAN
TRONG BỐI CẢNH THÀNH LẬP CỘNG ĐỒNG KINH TẾ ASEAN (AEC)**

**SV: Nguyễn Anh Lộc, Trần Thị Thảo, Nguyễn Đức Bình, Nguyễn Tiên Lâm,
Trương Vĩnh Tường
Đại Học Kinh tế TP Hồ Chí Minh**

1. Ý nghĩa và mục tiêu của đề tài

Bài nghiên cứu đánh giá mức độ cạnh tranh của các NHTM khu vực ASEAN thông qua chỉ số đo lường quyền lực thị trường của hệ thống ngân hàng và các yếu tố ảnh hưởng đến nó. Trên cơ sở áp dụng từ các nghiên cứu trước đó, chỉ số Lerner, là một trong các chỉ số được sử dụng để đánh giá quyền lực thị trường của ngân hàng, được lựa chọn làm chỉ số đại diện cho quyền lực thị trường của các NHTM. Xét riêng về mặt ý nghĩa, chỉ số Lerner là chỉ số đo lường mức độ cạnh tranh của các ngân hàng. Tức là quyền lực thị trường của ngân hàng được đại diện bởi các chỉ số khác nhau, mỗi chỉ số có ý nghĩa định lượng riêng biệt, trong đó chỉ số Lerner được xem xét với ý nghĩa là mức độ cạnh tranh của ngân hàng. Nghiên cứu không chỉ đề cập đến quyền lực thị trường của các ngân hàng thương mại khu vực ASEAN; sau khi đo lường quyền lực thị trường bằng chỉ số Lerner bài nghiên cứu đưa ra các lý thuyết và các giả thuyết của nhóm tác giả về các yếu tố tác động đến quyền lực thị trường của ngân hàng thương mại bao gồm yếu tố nội tại và yếu tố vĩ mô và tiến hành phân tích các yếu tố ảnh hưởng; tạo ra một bức tranh chi tiết và khác quan hơn, đây là điều mà những nhà nghiên cứu trước đó chưa thực hiện được.

Việc AEC đã hình thành đã có tác động tới thị trường Việt Nam nói chung và ngành ngân hàng nói riêng. Thông qua bài nghiên cứu này, có thể nhận thấy rằng các ngân hàng thương mại ở Việt Nam hiện nay cần phải có những giải pháp cần thiết để nâng cao năng lực của mình để có thể cạnh tranh với các ngân hàng trong khu vực. Giống như hội nhập trong các ngành nghề và lĩnh vực khác, việc cho phép các ngân hàng hoạt động xuyên khu vực sẽ tạo nên lợi thế kinh tế về quy mô, tăng tính hiệu quả và giảm chi phí hoạt động. Với việc các ngân hàng trong khu vực ASEAN đã và đang ngày mở rộng mạng lưới sang Việt Nam, để không thất bại trên sân nhà, các ngân hàng thương mại Việt Nam cần có những giải pháp để tăng cường quy mô hoạt động, quy mô vốn, chuẩn bị tốt để hội nhập vào nền kinh tế khu vực cũng như tạo động lực giúp cho nền kinh tế nước nhà phát triển.

Mục tiêu tổng quát của bài nghiên cứu nhằm xác định vị trí của nhóm ngân hàng thương mại Việt Nam so với các nhóm ngân hàng khác trong khu vực ASEAN khi gia nhập AEC đồng thời đưa ra những kết luận có cơ sở khoa học. Từ đó bài nghiên cứu sẽ tập trung giải quyết bốn mục tiêu cụ thể. Thứ nhất, tìm hiểu những yếu tố dùng để định lượng quyền lực thị trường của ngân hàng thương mại. Thứ hai, phân tích định lượng quyền lực thị trường cho từng ngân hàng của 5 nước thuộc khu vực ASEAN trong giai đoạn từ năm 2008 đến năm 2014. Thứ ba, tìm hiểu và phân tích các yếu tố tác động đến quyền lực thị trường hay mức độ cạnh tranh của các ngân hàng. Thứ tư, đánh giá ảnh hưởng của các yếu tố tác động đến quyền lực thị trường của hệ thống ngân hàng thương mại được nghiên cứu.

2. Phương pháp nghiên cứu:

Bài nghiên cứu tập trung vào tính toán chỉ số Lerner và phương pháp hồi quy xác định

các yếu tố tác động lên quyền lực thị trường của NHTM khu vực ASEAN với biến phụ thuộc là chỉ số Lerner và các biến độc lập. Chỉ số Lerner được sử dụng trong nghiên cứu là chỉ số đại diện cho mức độ cạnh tranh đồng thời đại diện cho quyền lực thị trường của các ngân hàng. Chương này cũng đưa ra hai phương pháp hồi quy mô hình dữ liệu bảng tĩnh và hồi quy mô hình dữ liệu bảng động để xác định các yếu tố tác động tới quyền lực thị trường của NHTM. Các yếu tố này được mô tả cụ thể và có kỳ vọng tương quan với quyền lực thị trường.

Vấn đề khảo sát và đánh giá mức độ cạnh tranh của ngân hàng trong bài nghiên cứu này dựa trên phương pháp phân tích định lượng của tập dữ liệu gồm: 82 ngân hàng thương mại tại 5 nước thành viên AEC trong giai đoạn từ năm 2008 – 2014 (7 năm) với 574 quan sát, trong đó: Thái Lan 21 ngân hàng, Việt Nam 24 ngân hàng, Philippines 9 ngân hàng, Indonesia 22 ngân hàng, Malaysia 6 ngân hàng. Nghiên cứu sử dụng các dữ liệu từ Bankscope để trích xuất các thông tin cần thiết về dữ liệu của ngân hàng.

Trước hết, bài nghiên cứu sử dụng mô hình nhảmtính toán chi phí biên và chỉ số Lerner:

Chỉ số Lerner được tính toán theo mô hình bên sau:

$$LI_{it} = \frac{P_{it} - MC_{it}}{P_{it}} \quad (1)$$

Trong đó:

I	Thứ tự ngân hàng
T	Thời đoạn nghiên cứu
P_{it}	Tỷ số <i>Tổng doanh thu/Tổng tài sản</i> đối với ngân hàng i tại thời điểm t. Chỉ số này là chỉ số đại diện cho hiệu quả hoạt động của ngân hàng i trong thời điểm t trong nghiên cứu. Chỉ số P được xác định từ các dữ liệu của các ngân hàng i tại thời điểm t trích từ bộ dữ liệu của Bankscope.
MC_{it}	Chi phí biên của ngân hàng i tại thời điểm t. Chỉ số này được tính toán theo mô hình (3) được trình bày dưới đây.
LI_{it}	Chỉ số Lerner của ngân hàng i tại thời điểm t.

Giá trị MC trong công thức (1) nêu trên không thể tính toán trực tiếp từ dữ liệu của Bankscope mà phải thông qua một số bước được đề cập sau đây. Đầu tiên, nhóm tiến hành ước lượng mô hình tổng chi phí (TC) có biến phụ thuộc là logarit tổng chi phí (LnTC), các biến độc lập là biến số kiểm soát thời đoạn, logarit của tổng tài sản và logarit các chi phí đầu vào gồm giá lao động, giá vốn, giá tiền gửi. Việc ước lượng các hệ số hồi quy của mô hình (2) được đề xuất sử dụng mô hình hồi quy các ảnh hưởng cố định (Fixed Effect Estimator) (Maudos, 2004; Adjei-Frimpong, 2013). Sau đó, chi phí biên (MC) sẽ được tính toán dựa trên công thức gồm các hệ số hồi quy của mô hình tổng chi phí vừa đề cập. Trong đó lưu ý các hệ số hồi quy của mô hình không cần đảm bảo có ý nghĩa thống kê khi áp dụng tính toán.

Mô hình tổng chi phí được đề xuất như sau:

$$\ln TC_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln ASSET_i + \frac{1}{2} \alpha_2 (\ln ASSET_i)^2 + \sum_{j=1}^3 \beta_j \ln w_{ji} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \beta_{jk} \ln w_{ji} \ln w_{ki} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 \gamma_j \ln ASSET_i \ln w_{ji} + \mu_1 Time_{trend} + \frac{1}{2} \mu_2 Time_{trend}^2 + \mu_3 Trend \ln ASSET_i + \sum_{j=1}^3 \lambda_j Trend \ln w_{ji} + \ln u_{it} \quad (2)$$

Trong đó:

I	Thứ tự ngân hàng
T	Thời đoạn nghiên cứu
TC	Tổng chi phí (Chi phí nhân viên, chi phí lãi, chi phí ngoài lãi)
ASSET	Tổng tài sản
w₁	Chi phí huy động vốn (giá tiền gửi) được tính toán là tỷ số <i>Chi phí lãi/Tổng tiền gửi</i>
w₂	Chi phí vốn (giá vốn) được tính toán là tỷ số <i>(Chi phí ngoài lãi – Chi phí nhân viên)/Tài sản cố định</i>
w₃	Chi phí lao động (giá lao động) được tính toán là tỷ số <i>Chi phí nhân viên/Tổng tài sản</i>
Time_trend	Biến số kiểm soát thời đoạn

Các hệ số hồi quy của mô hình (2) được sử dụng lại để tính toán chi phí biên (MC) cho từng ngân hàng tương ứng như sau:

$$MC_{it} = \frac{TC_{it}}{ASSET_{it}} (\alpha_1 + \alpha_2 \ln ASSET_{it} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 \gamma_j \ln \omega_j + \mu_3 Time_trend) \quad (3)$$

Sau khi tính toán được các giá trị MC, nhóm nghiên cứu dùng giá trị P và giá trị MC của từng ngân hàng tại từng thời điểm để tính toán chỉ số Lerner tương ứng cho ngân hàng đó theo mô hình (1) nêu trên, tương ứng có được mức độ cạnh tranh của từng ngân hàng tại từng thời điểm.

Thống kê mô tả các biến được nghiên cứu:

Variable	Obs	Mean	Std. Dev	Min	Max
LI	574	0.3015	0.2209	(1.8517)	0.9276
INF	574	7.0670	6.2860	(5.9923)	22.6733
CAP	574	0.1263	0.0933	(0.2748)	0.8100
SIZE	574	6.2067	3.5917	(1.9162)	11.3500
LLP	574	0.0357	0.0592	0.0008	0.9072
FEE	574	0.1584	0.1189	(0.2589)	0.8431
GDP	574	0.1052	0.1012	(0.1200)	0.4000

Nguồn: Tính toán của tác giả

Kết quả thống kê mô tả các biến nghiên cứu được trình bày ở bảng trên. Các biến có giá trị biến đổi mang ý nghĩa đại diện và phù hợp cho mô hình nghiên cứu. Hầu hết các biến có giá trị biến thiên gần nhau nhưng trong đó, các biến INF và SIZE biến thiên mạnh lần lượt từ -5.9923% đến 22.6733% và -1.9162 đến 11.3500 cho sự thay đổi mạnh trong tình hình kinh tế thời kì khủng hoảng toàn cầu cũng như sự chênh lệch trong cấu trúc của các ngân hàng trong khu vực được nghiên cứu. Ngoài ra, chỉ số Lerner biến thiên -1.8517 đến 0.9276, mặc dù chỉ số Lerner âm đồng nghĩa thị trường đã muốn loại bỏ ngân hàng đó nhưng do có sự tác động từ các nguồn lực tài chính từ bên ngoài để duy trì sự tồn tại của ngân hàng. Vì vậy, nhóm nghiên cứu vẫn giữ nguyên cấu trúc các giá trị này để phản ánh đúng thực trạng của sức mạnh thị trường các hệ thống ngân hàng được nghiên cứu.

Tiếp theo, để hiểu rõ mối quan hệ giữa quyền lực thị trường (đại diện bằng chỉ số Lerner) và các giả thuyết nhóm tác giả đề xuất nhằm trả lời cho câu hỏi nghiên cứu rằng những yếu tố nào tác động đến quyền lực thị trường ngân hàng thương mại trong bối cảnh nghiên cứu. Bài nghiên cứu đã sử dụng mô hình dữ liệu bảng tĩnh và mô hình dữ liệu bảng động để kiểm tra.

Mô hình dữ liệu bảng tĩnh:

Dựa trên nghiên cứu trước đó về mức độ cạnh tranh của ngân hàng ([Adjei-Frimpong, 2013](#)), nghiên cứu này đề xuất mô hình dữ liệu bảng tĩnh (static panel model) trong nghiên cứu về mức độ cạnh tranh của ngân hàng khu vực ASEAN. Ba phương pháp được sử dụng phổ biến nhất là: mô hình ước lượng bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất (Pooled OLS), mô hình ảnh hưởng cố định (Fixed Effect Model – FEM) và mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên (Random Effect Model – REM).

Xem xét các nhân tố ảnh hưởng đến mức độ cạnh tranh được xây dựng trong nghiên cứu này, mô hình hồi quy bằng phương pháp POLS được minh họa như sau:

$$LI_{it} = \omega_1 CAP_{it} + \omega_2 SIZE_{it} + \omega_3 LLP_{it} + \omega_4 INF_{it} + \omega_5 FEE_{it} + \omega_6 GDP + e_{it} \quad (4)$$

Trong đó:

- i, t : lần lượt là thứ tự ngân hàng và thời đoạn nghiên cứu.
- ω : tham số ước lượng.
- e : sai số.
- LI: chỉ số Lerner Index đo lường mức độ cạnh tranh.

Các yếu tố ảnh hưởng tới chỉ số Lerner	Biến thực nghiệm	Mô tả đo lường
Vốn chủ sở hữu	CAP	Tỷ số <i>Vốn chủ sở hữu/Tổng tài sản</i>
Quy mô ngân hàng	SIZE	Logarit của Tổng tài sản
Dự phòng rủi ro tín dụng	LLP	Tỷ số <i>Dự phòng rủi ro cho vay/Tổng các khoản vay</i>
Tỷ lệ lạm phát	INF	Thu thập từ World Bank
Thu nhập quốc dân	GDP	Thu thập từ World Bank
Doanh thu từ phí hoạt động	FEE	Tỷ lệ <i>Doanh thu ngoài lãi/Tổng doanh thu</i>

Tuy nhiên, mô hình hồi quy POLS lại xem xét các ngân hàng là đồng nhất, điều này thường không phản ánh đúng thực tế vì mỗi ngân hàng là một thực thể riêng biệt, có những đặc điểm riêng hoàn toàn khác nhau mà có thể ảnh hưởng đến mức độ cạnh tranh (ví dụ như thái độ phục vụ, danh tiếng, khả năng quản trị...). Như vậy, mô hình OLS có thể dẫn đến các ước lượng bị sai lệch khi không kiểm soát được các tác động riêng biệt này.

Mô hình ảnh hưởng cố định (FEM) hoặc ảnh hưởng ngẫu nhiên (REM) có thể kiểm soát được các tác động riêng biệt này, cụ thể như sau:

$$LI_{it} = \omega_1 CAP_{it} + \omega_2 SIZE_{it} + \omega_3 LLP_{it} + \omega_4 INF_{it} + \omega_5 FEE_{it} + \omega_6 GDP + \mu_{i,t} \quad (5)$$

Trong đó, $\mu_{i,t} = v_i + e_{it}$, với v_i đại diện cho các tác động riêng biệt không đổi theo thời gian và không gian quan sát được của mỗi thực thể ngân hàng i . Như vậy điểm khác biệt giữa OLS và hai mô hình FEM và REM là sự tồn tại của chỉ số v_i . Đồng thời, sự khác nhau của FEM và REM cũng nằm ở chỉ số v_i . Cả hai đều thừa nhận sự tồn tại hợp lý của v_i , nhưng nếu các tác

động riêng biệt này có tương quan với các biến độc lập thì phương pháp phù hợp nhất là FEM, ngược lại nếu v_i không có tương quan với biến độc lập thì mô hình REM phù hợp hơn.

Để lựa chọn mô hình tốt nhất giữa 2 mô hình gồm hồi quy theo phương pháp POLS và mô hình FEM, kiểm định F được sử dụng và sau đó dùng kiểm định Hausman để lựa chọn mô hình tốt nhất giữa REM và FEM.

Tuy nhiên, một trong những điểm yếu của phương pháp POLS và hai mô hình REM và FEM là chưa xử lý được hiện tượng nội sinh tiềm ẩn. Hai lý do chủ đạo gây nên nội sinh tiềm ẩn trong mô hình nhân tố ảnh hưởng mức độ cạnh tranh là tác động đồng thời (Simultaneity) và bỏ sót biến (Omitted Variables). Tác động đồng thời cho thấy mối quan hệ nhân quả trong mô hình (4) có thể xảy ra theo hai chiều, tức mức độ cạnh tranh có thể tác động ngược chiều lại các nhân tố thuộc ngân hàng, như vậy hồi quy các biến này có thể bị tương quan với sai số ngẫu nhiên dẫn đến hiện tượng nội sinh. Vấn đề bỏ sót biến thì rõ ràng trong cả hai mô hình (4) và (5) đều không xét đến nhóm nhân tố bên ngoài, nhóm nhân tố này được giả định nằm trong sai số ngẫu nhiên và không tương quan với biến giải thích. Tuy nhiên, giả định này không phù hợp thực tế vì các tác động ngẫu nhiên bên ngoài ngân hàng (khủng hoảng kinh tế,...) có ảnh hưởng đến biến phụ thuộc (mức độ cạnh tranh) thì khả năng cũng ảnh hưởng đến các biến giải thích (lạm phát,...).

Mô hình dữ liệu bảng động:

Mô hình dữ liệu bảng động được đề xuất để xem xét các biến động tương đối về mức độ cạnh tranh của ngân hàng qua thời gian, nghĩa là quyền lực thị trường năm trước có ảnh hưởng đến năm sau, (Delis, 2009; Adjei-Frimpong, 2013).

$$LI_{it} = \beta_1 LI_{i,t-1} + \beta_2 CAP_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 LLP_{it} + \beta_5 INF_{it} + \beta_6 GDP_{it} + \beta_7 FEE_{it} + v_i + e_{it} \quad (6)$$

Trong đó:

- i, t : lần lượt là thứ tự ngân hàng và thời đoạn nghiên cứu.
- β : tham số ước lượng.
- v_i, e : sai số.
- LI : chỉ số Lerner Index đo lường mức độ cạnh tranh.

Các biến thực nghiệm được sử dụng trong mô hình (6) hoàn toàn giống với biến thực nghiệm được sử dụng ở mô hình (4) và (5)

Nếu phân tích mô hình (6) bằng các phương pháp OLS hay mô hình FEM, REM thì dù thừa nhận hay không thừa nhận mối tương quan giữa tác động riêng biệt v_i và biến độc lập, thì kết quả ước lượng vẫn bị chệch và không nhất quán vì ở mô hình (6) còn xuất hiện thêm tính tương quan giữa e_{it} và $LI_{i,t-1}$ chưa được xử lý, gây ra vấn đề nội sinh tồn tại cố hữu trong mô hình. Theo các phương pháp được ứng dụng trên các bài nghiên cứu trước và nhiều bài nghiên cứu trên tập dữ liệu bảng động (Dynamic Panel Data), phương pháp GMM được đề xuất sử dụng để giải quyết vấn đề này và đồng thời xem xét vấn đề tự tương quan trong mô hình hồi quy để đảm bảo tính chắc chắn của kết quả (Adjei-Frimpong, 2013; T. M. Nguyễn, 2014).

Nhóm nghiên cứu xem xét thực hiện phương pháp hồi quy dành cho dữ liệu bảng động theo tiếp cận về phương pháp GMM sai phân (Difference Generalized Method of Moments – GMM) được Arellano & Bond (1991) đề nghị để giải quyết vấn đề nội sinh tiềm ẩn, mô hình (6) sẽ được chuyển sang mô hình sai phân bậc nhất sử dụng độ trễ của chỉ số Lerner và các nhân tố ảnh hưởng làm các biến công cụ (Instrumental Variables).

Mô hình GMM sai phân của (6) như sau:

$$\Delta LI_{it} = \beta_1 \Delta LI_{i,t-1} + \beta_2 \Delta CAP_{it} + \beta_3 \Delta SIZE_{it} + \beta_4 \Delta LLP_{it} + \beta_5 \Delta INF_{it} + \beta_6 \Delta GDP_{it} + \beta_7 \Delta FEE_{it} + \Delta e_{it} \quad (7)$$

Mô hình GMM chỉ được xem là phù hợp khi thỏa hai điều kiện: Tồn tại các hạn chế về giới hạn xác định quá mức (Overidentifying Restrictions), tức là nhằm xác định tính phù hợp của các biến công cụ, kiểm định sự không tồn tại mối tương quan giữa các biến công cụ và sai số; Không tồn tại hiện tượng tự tương quan bậc 2 trong sai phân bậc nhất. Để kiểm định tính phù hợp của GMM, kiểm định Sargan về giới hạn xác định quá mức và kiểm định Arellano-Bond về hiện tượng tự tương quan được sử dụng (T. M. Nguyễn, 2014).

3. Nội dung nghiên cứu:

Bài nghiên cứu tập trung vào trình bày phương pháp tính toán chỉ số Lerner và phương pháp hồi quy xác định các yếu tố tác động lên quyền lực thị trường của NHTM khu vực ASEAN với biến phụ thuộc là chỉ số Lerner và các biến độc lập. Chỉ số Lerner được sử dụng trong nghiên cứu là chỉ số đại diện cho mức độ cạnh tranh đồng thời đại diện cho quyền lực thị trường của các ngân hàng; sau khi được tính toán, chỉ số Lerner được so sánh với kết quả tính toán của World Bank nhằm củng cố thêm độ tin cậy của nghiên cứu. Nghiên cứu sử dụng hai phương pháp hồi quy mô hình dữ liệu bảng tĩnh và hồi quy mô hình dữ liệu bảng động để xác định các yếu tố tác động tới quyền lực thị trường của NHTM. Các yếu tố này được mô tả cụ thể và có kỳ vọng tương quan với quyền lực thị trường; đây là một khía cạnh phân tích khác về cạnh tranh giữa các ngân hàng thương mại, là một trong những bài nghiên cứu đầu tiên đo lường quyền lực thị trường của các ngân hàng thương mại tại khu vực ASEAN bằng chỉ số Lerner và tiếp tục tiến hành phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến chỉ số. Thông qua bài nghiên cứu so sánh năng lực cạnh tranh của hệ thống ngân hàng các nước ASEAN, cho thấy một bức tranh chung về quyền lực thị trường của các ngân hàng các quốc gia. Với bức tranh này, các nhà quản trị ngân hàng Việt Nam có thể nắm được vị trí của ngân hàng mình trong khu vực ASEAN, từ đó định hướng phát triển cho hệ thống NHTM sao cho có sức cạnh tranh nhất trước thách thức khi hội nhập AEC.

Vấn đề khảo sát và đánh giá mức độ cạnh tranh của ngân hàng trong bài nghiên cứu này dựa trên phương pháp phân tích định lượng của tập dữ liệu gồm: 82 ngân hàng thương mại tại 5 nước thành viên AEC trong giai đoạn từ năm 2008-2014 (7 năm) với 574 quan sát, trong đó: Thái Lan 21 ngân hàng, Việt Nam 24 ngân hàng, Philippines 9 ngân hàng, Indonesia 22 ngân hàng, Malaysia 6 ngân hàng. Nghiên cứu sử dụng các dữ liệu từ Bankscope để trích xuất các thông tin cần thiết về dữ liệu của ngân hàng.

4. Kết quả nghiên cứu:

Bài nghiên cứu đã đưa ra sáu giả thuyết nhằm xác định những yếu tố ảnh hưởng đến sức mạnh thị trường của các NHTM trong bối cảnh nghiên cứu và thu được kết quả theo hai mô hình hồi quy chính như sau:

Bảng tóm tắt kết quả nghiên cứu

	Giả thuyết	GLS	GMM
H ₁	Vốn của ngân hàng càng lớn thì quyền lực thị trường càng lớn	Không bác bỏ	Bác bỏ
H ₂	Quy mô ngân hàng càng lớn thì quyền lực thị trường của ngân hàng càng lớn	Không bác bỏ	Bác bỏ
H ₃	Thu nhập ngoài lãi càng tăng thì sức mạnh thị trường càng giảm	Không bác bỏ	Không bác bỏ
H ₄	Dự phòng rủi ro càng lớn thì quyền lực thị trường của ngân hàng càng giảm	Không bác bỏ	Không bác bỏ
H ₅	Tăng trưởng quốc gia cao thì sức mạnh thị trường ngân hàng càng lớn	Không bác bỏ	Không bác bỏ
H ₆	Lạm phát càng cao thì quyền lực thị trường càng giảm	Không bác bỏ	Bác bỏ

Nhóm nghiên cứu nhận thấy kết quả có sự khác biệt như đã trình bày ở bảng trên đây, trong đó mô hình dữ liệu bảng tĩnh với kết quả hồi quy tốt nhất bằng phương pháp hồi quy GLS cho thấy cả sáu giả thuyết xem xét đều được chấp nhận, trong khi đó mô hình dữ liệu bảng động với kết quả hồi quy bằng phương pháp DGMM cho thấy chỉ có ba giả thuyết là được chấp nhận. Nhóm cũng nhận thấy rằng mô hình dữ liệu bảng tĩnh cho kết quả về sự tác động của chỉ số Lerner kì trước so với chỉ số Lerner kì nghiên cứu khá cao và thời đoạn nghiên cứu lại không quá dài nên mô hình hồi quy sẽ không tốt so với mô hình dữ liệu bảng tĩnh mặc dù mô hình này lại không xét đến biến động theo thời gian của chỉ số Lerner. Vì vậy, nhóm tập trung vào kết quả của mô hình hồi quy theo phương pháp GLS hơn mô hình GMM nhưng vẫn phân tích đồng thời cả hai kết quả hồi quy tùy theo mục đích ứng dụng của mỗi mô hình. cứu nên sẽ có giá trị tham khảo rất cao. Hai phương pháp đều có kết quả là biến FEE – yếu tố thu nhập ngoài lãi, tác động mạnh mẽ nhất, theo như giả thuyết của đề tài. Khi cạnh tranh trong hoạt động ngân hàng truyền thống (nhận tiền gửi và cấp tín dụng) tăng, bắt buộc các ngân hàng tham gia vào hoạt động phi truyền thống (cung ứng dịch vụ thanh toán qua tài khoản) mà thu nhập chủ yếu là từ phí, thể hiện sự chuyên môn hóa của ngân hàng đó. Các ngân hàng có xu hướng tập trung vào hoạt động thu phí có lợi nhuận cao hơn và ảnh hưởng tới sức mạnh thị trường của ngân hàng.

5. Đóng góp và hướng phát triển của đề tài:

Việc AEC đã hình thành đã có tác động tới thị trường Việt Nam nói chung và ngành ngân hàng nói riêng. Thông qua bài nghiên cứu này, tác giả có thể nhận thấy rằng các ngân hàng thương mại ở Việt Nam hiện nay cần phải có những giải pháp cần thiết để nâng cao năng lực của mình để có thể cạnh tranh với các ngân hàng trong khu vực. Với việc các ngân hàng trong khu vực ASEAN đã và đang ngày mở rộng mạng lưới sang Việt Nam, để không thất bại trên sân nhà, các ngân hàng thương mại Việt Nam cần có những giải pháp để tăng cường quy mô hoạt động, quy mô vốn.

Thông qua bài nghiên cứu, so sánh năng lực cạnh tranh của hệ thống ngân hàng các nước ASEAN, cho thấy một bức tranh chung về quyền lực thị trường của các ngân hàng các quốc gia. Với bức tranh này, các nhà quản trị ngân hàng Việt Nam có thể nắm được vị trí của ngân hàng mình trong khu vực ASEAN, từ đó định hướng phát triển cho hệ thống NHTM sao cho có

sức cạnh tranh nhất trước thách thức khi hội nhập AEC. Mặc khác, đề tài đưa ra một cái nhìn khác về cạnh tranh giữa các ngân hàng thương mại và đây là một trong bài nghiên cứu đầu tiên đo lường sức mạnh thị trường bằng chỉ số Lerner tại ASEAN. Và bài nghiên cứu có giá trị tham khảo cao đối với các nghiên cứu về NHTM hay sức mạnh thị trường của các NHTM trên khu vực ASEAN. Bài nghiên cứu không chỉ dừng lại ở việc xác định chỉ số Lerner phù hợp để tính toán sức mạnh thị trường ở Việt Nam như nghiên cứu của Phan Thị Thơm và Thân Thị Thu Thủy (2015), hay chỉ tính toán chỉ số Lerner cho khu vực ASEAN theo bài nghiên cứu của Nguyễn Thị Thùy Linh, Trần Hoàng Ngân & Trương Thị Hồng (2015), hay tính toán và phân tích những yếu tố ảnh hưởng đến chỉ số Lerner tại Việt Nam như nghiên cứu của Nguyễn Quốc Phong (2015), bài nghiên cứu dựa trên chỉ số Lerner tính toán được cho toàn khu vực ASEAN tiếp tục phân tích các yếu tố nội tại và yếu tố vĩ mô có tác động đến chỉ số Lerner hay quyền lực thị trường của NHTM. Từ đó, đề tài đưa ra những nhận định mang tính khoa học, khách quan, mang tính tham khảo cao cho các nhà quản trị ngân hàng cũng như hoạch định chính sách của các quốc gia trong khu vực. Đây là điều mà những nhà nghiên cứu trước đó chưa thực hiện được.

Bên cạnh đó, nhóm nghiên cứu sử dụng hai mô hình ước lượng khác nhau, mô hình dữ liệu bảng tĩnh và mô hình dữ liệu bảng động, nên kết luận về các giả thuyết có sự khác nhau. Tuy nhiên, các kết quả hồi qui này không tạo ra sự mâu thuẫn trong nghiên cứu mà dựa trên các hướng phân tích khác nhau giúp cho đề tài có giá trị tham khảo cao hơn. Khi các nhà nghiên cứu xem xét các biến động tương đối về mức độ cạnh tranh của ngân hàng qua thời gian, thì phương pháp GMM sẽ tối ưu hơn; và ngược lại, khi nhà nghiên cứu bỏ qua sự biến động về thời gian đó thì mô hình ước lượng bảng tĩnh sẽ có giá trị tham khảo tốt hơn. Hơn hết, cả hai kết quả hồi qui đều chứng tỏ một điểm nổi bật là yếu tố thu nhập ngoài lãi tác động mạnh mẽ nhất đến sự thay đổi chỉ số Lerner. Khi cạnh tranh trong hoạt động ngân hàng truyền thống (nhận tiền gửi và cấp tín dụng) tăng, bắt buộc các ngân hàng tham gia vào hoạt động phi truyền thống (cung ứng dịch vụ thanh toán qua tài khoản) mà thu nhập chủ yếu là từ phí, thể hiện sự chuyên môn hóa của ngân hàng đó. Các ngân hàng có xu hướng tập trung vào hoạt động thu phí có lợi nhuận cao hơn và ảnh hưởng tới quyền lực thị trường của ngân hàng.

Tuy nhiên, bài nghiên cứu vẫn còn tồn tại nhiều hạn chế khách quan do phạm vi nghiên cứu bị giới hạn, việc thu thập số liệu tại các ngân hàng khu vực ASEAN từ Bankscope tồn tại số liệu nhiều ngân hàng chưa hoàn thiện; đồng thời, dữ liệu thu thập chỉ có 5 nước trong khu vực ASEAN với 82 ngân hàng trong vòng 7 năm nên kết quả nghiên cứu chưa phản ánh được một cách đầy đủ sự cạnh tranh của các ngân hàng trong khối ASEAN. Bên cạnh đó, khi tiến hành ước lượng, đề tài sử dụng mô hình GMM sai phân nên có hạn chế khi số thời kỳ không quá dài và biến phụ thuộc có mối tương quan cao giữa giá trị hiện tại và giá trị ở thời điểm trước đó (Blundell and Bond, 1998). Cùng với việc AEC chỉ mới được thành lập nên việc phân tích năng lực cạnh tranh của ngân hàng chỉ dựa trên những số liệu thu thập trước đó chính vì thế chưa có thể kết luận được những khó khăn thực sự của ngân hàng Việt Nam đang gặp phải trong qua trình hội nhập.

Mặc dù đề tài đã cho thấy được tầm quan trọng của quyền lực thị trường của ngân hàng thương mại của khu vực ASEAN khi AEC được thành lập nhưng vẫn còn một số hạn chế được nêu ở phần trên. Nhằm khắc phục những hạn chế của đề tài cũng như đóng góp cho sự phát triển mở rộng đề tài, bài nghiên cứu đưa ra một số định hướng sau:

Thứ nhất, mở rộng phạm vi nghiên cứu. Đối với phạm vi nghiên cứu, đề tài có thể phát triển theo hướng mở rộng về không gian hoặc thời gian hoặc cả không gian và thời gian. Đối với không gian, dữ liệu sẽ được mở rộng về số lượng ngân hàng trong mỗi quốc gia và có thể thu thập thêm số liệu từ các ngân hàng trong các quốc gia còn lại của ASEAN. Đối với thời gian, bài nghiên cứu được thực trong thời gian Cộng đồng kinh tế ASEAN vừa được thành lập, đề tài có thể phát triển bằng cách thu thập thêm số liệu từ năm 2015 trở về sau để kiểm định và tăng độ tin cậy của đề tài. Bài nghiên cứu có thể mở rộng hơn trong việc nghiên cứu sự ảnh hưởng của chỉ số Lerner và các nhân tố khác đến chi phí hoạt động của ngân hàng và cũng có thể có những kết luận chính xác hơn trong sự cạnh tranh của ngân hàng trong quá trình hội nhập AEC.

Thứ hai, mở rộng đề tài bằng cách tăng thêm các yếu tố ảnh hưởng đến sức mạnh thị trường của NHTM. Bài nghiên cứu đã sử dụng 6 giả thuyết để kiểm định sự tác động đến chỉ số Lerner, bài nghiên cứu có thể mở rộng thêm các yếu tố vi mô lẫn vĩ mô. Từ đó, sẽ có nhiều đóng góp hơn cho các nhà quản trị ngân hàng, nhà nghiên cứu, Chính phủ các nước... nhằm đưa ra những chính sách phù hợp.

Thứ ba, mở rộng hướng phân tích mô hình. Mô hình GMM sai phân (DGMM, 1991) có hạn chế khi số thời kỳ không quá dài và biến phụ thuộc có mối tương quan cao giữa giá trị hiện tại và giá trị ở thời điểm trước đó (Blundell and Bond, 1998) nên có thể sử dụng mô hình GMM hệ thống (System GMM, 1998) để khắc phục.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Adjei-Frimpong (2013). Bank efficiency and bank competition: Empirical evidence from Ghana's banking industry. Lincoln University.
- [2] Agorakia, M. K., Delis, M. D., & Pasiourasc, F. (2011). Regulations, competition and bank risk-taking in transition countries. *Journal of Financial Stability*, Vol. 7.
- [3] Altunbas(2007).Examining the Relationships between Capital, Risk and Efficiency in European Banking.*European Financial Management*, 13(1), pages 49-70.
- [4] Amoroso, L. (1930). La curva statica di offerta.*Giornale degli Economisti e Rivista di Statistica*, Vol. 70, No.1, pp. 1-26.
- [5] Arellano, M.,& Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- [6] Ariff, A. K., & Chan, L. H. (2008).Face identification and verification using PCA and LDA. *International Symposium on Information Technology*, 2, pages 1-6.
- [7] Ataulloh, A., & Lê, H. (2006). Economic reforms and bank efficiency in developing countries: the case of the Indian banking industry, *Applied Financial Economics*.
- [8] Attaulloh et al., (2004).Peste des petits ruminants antigen in mesenteric lymph nodes of goats slaughtered at DI Khan. *Department of Veterinary Microbiology, University of Agriculture, Faisalabad, Pakistan*,24(3), pages 159-160.
- [9] Barbara Casu & Claudia Girardone (2009). Testing the relationship between competition and efficiency in banking: A panel data analysis. *Economics Letters*, 105(1).
- [10] Beck, T., Demirguc-Kunt, A., Levine, R. (2006a). Bank concentration, competition, and crises: first results. *Journal of Banking and Finance*, 30, 1581–1603.

- [11] Beck, T., Demirguc-Kunt, A., Levine, R. (2006b). Bank concentration and fragility:
- [12] Berger, A. N., Klapper, L. F., & Turk-Ariss, R. (2008). Bank Competition and Financial Stability. The World Bank, Development Research Group.
- [13] Berger, A. N. & DeYoung, R. (1997). Problem loans and cost efficiency in commercial banks. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 21, Issue 6, June 1997, Pages 849–870.
- [14] Bilginol, K., & Denli, H. H. (2015). Ordinary Least Squares Regression Method Approach for Site Selection of Automated Teller Machines (ATMs).
- [15] Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- [16] Bolt & Tieman (2004). Banking Competition, Risk and Regulation. *The Scandinavian Journal of Economics*, 106(4), pages 783-804.
- [17] Boone, J. (2008). A New Way to Measure Competition. *The Economic Journal*, Vol. 118, Issue 531, pages 1245–1261.
- [18] Brissimis (2008). Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of bank profitability. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*.
- [19] Cetorelli, N., & Peretto, P. F. (2000). Oligopoly Banking and Capital Accumulation, FRB of Chicago Working Paper No. 2000-12.
- [20] Claessens và Laeven (2004). What Drives Bank Competition? Some International Evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 563-583.
- [21] Delis, M. D. (2012). Bank competition, financial reform, and institutions: The importance of being developed. *Journal of Development Economics*, Vol. 97, Issue 2.
- [22] Delis, M. D., & Pagoulatos, G. (2009). Bank competition, institutional strength and Financial reforms in Central and Eastern Europe and the EU.
- [23] Gabriel Jimenez, Jose A. Lopez, Jesus Saurina (2013). How does competition affect bank risk-taking? *Journal of Financial Stability*. Vol. 9, Issue 2, Pages 185–195.
- [24] Heffernan, S. A., & Fu, X. (2010). Determinants of financial performance in Chinese banking. *Applied Financial Economics*, Vol. 20, Issue 20.
- [25] Hoàng Trọng và Chu Nguyễn Mộng Ngọc (2008). Phân tích dữ liệu nghiên cứu với SPSS, Tập 1, Nhà xuất bản Hồng Đức.
- [26] Huybens et al. (1999). Inflation, financial markets and long-run real activity. *Journal of Monetary Economics*, 43(2), Pages 283–315.
- [27] Kane, E. J. (2010). Redefining and Containing Systemic Risk. Working paper, Boston College, Vol. 38, Issue 3, pp 251-264.
- [28] Kasman & Yildirim. (2006). Cost and profit efficiencies in transition banking: the case of new EU members, *Applied Economics*, 38(9), pages 1079-1090.
- [29] Keeley, M. C. (1990). Deposit insurance, risk and market power in banking. *American Economic Review*, Vol. 80, pp. 1183–1200.
- [30] Kosmido (2008). The determinants of bank's profits in Greece during the period of EU financial integration, *Managerial Finance*, 34(3), paper 146-159.
- [31] Laeven & Levine (2009). Bank governance, regulation and risk taking. *Journal of Financial Economics*, 93(2), pages 259-275.
- [32] Leibenstein (1966). Incremental Capital-Output Ratios and Growth Rates in the Short Run. *The Review of Economics and Statistics*, 28(1), pages 20-27.

- [33] Maudos (2004). Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union. *Journal of Banking & Finance*, Pages 2259–2281.
- [34] Mishkin, F. S. (2006). How big a problem is too big to fail? *Journal of Economic Literature*, 44, 988–1004.
- [35] Ningaye, P., Mathilde, M. Y., & Luc, N. N. (2014). Competition and Banking Efficiency in the CEMAC Zone. *International Journal of Economics and Finance*, 6(6), 127-139.
- [36] Nguyễn Quốc Phong (2015). Luận văn: Cạnh tranh trong hệ thống ngân hàng và các yếu tố tác động đến quyền lực thị trường của các ngân hàng thương mại Việt Nam.
- [37] Nguyễn Thị Thùy Linh, Trần Hoàng Ngân & Trương Thị Hồng (2015), "Quyền lực thị trường của ngân hàng và khả năng truyền dẫn chính sách tiền tệ qua kênh tín dụng: Bằng chứng tại một số nước ASEAN", *Tạp chí Phát triển Kinh tế* 26(9), 26-43.
- [38] Petersen, M. A., & Rajan, R. G. (1995). The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships. *The Quarterly Journal of Economics*.
- [39] Phan Thị Thơm và Thân Thị Thu Thủy, 2015. “Cạnh tranh trong hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam: So sánh giữa tiếp cận truyền thống và tiếp cận mới”, *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, số 26, trang 28-46.
- [40] Řepková, I., & Stavárek, D. (2013). Relationship between competition and Efficiency in the Czech banking industry. *Acta Universitatis Agriculturae Et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 61(7), 2701–2707.
- [41] Ragnar Gudmundsson et al. (2013). The Role of Capital Requirements on Bank Competition and Stability: The Case of the Kenyan Banking Industry. Centre for Research on Financial Markets and Policy.
- [42] Rosenblum, H. (2011). Choosing the Road to Prosperity: Why we must End Too Big to Fail. Federal Reserve Bank of Dallas, Annual Report, 3–23.
- [43] Rosse, J.N., & Panzar, J.C. (1977). An empirical test for monopoly rents. *Bell Laboratories Economic Discussion*, Paper 90.
- [44] Sandra Rimavičiūtė & Mantas Vilys (2014). Assessment of competition in the banking sector of Lithuania. *Business in XXI Century*, 6(1), 56–63.
- [45] Schaeck, K. and Čihák, M. (2007). Banking Competition and Capital Ratios. IMF Working Paper, WP/07/216, Washington, D.C.: International Monetary Fund
- [46] Schaeck, K., & Čihák, M. (2008). How does competition affect efficiency and soundness in banking? New empirical evidence. ECB Working Paper No.932 September 2008, Frankfurt: European Central Bank.
- [47] Sefer Gumus và cộng sự. (2015). Investigation Relational Levels of Intensity between Paternalistic and Servant Leadership Styles and National Culture, Organizational Commitment and Subordinate Responses or Reactions to the Leaders Style, *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 181, Pages 12–22.
- [48] Simpasa, A. (2010). Characterising market power and its determinants in the Zambian banking industry. *Economic Policy Resources on Zambia*.

PHỤ LỤC

Phụ lục 1 – Kết quả hồi quy theo mô hình Pooled OLS

Source	SS	df	MS			
Model	9.46294772	6	1.57715795	Number of obs = 574		
Residual	18.4909171	567	.032611847	F(6, 567) = 48.36		
Total	27.9538648	573	.048785104	Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.3385		
				Adj R-squared = 0.3315		
				Root MSE = .18059		

LI	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
GDP	.0712597	.1017522	0.70	0.484	-.1285976	.271117
INF	-.0001327	.0018658	-0.07	0.943	-.0037975	.003532
CAP	.0920795	.0824955	1.12	0.265	-.0699546	.2541136
SIZE	.0193465	.0027589	7.01	0.000	.0139277	.0247654
LLP	-.5180117	.1331582	-3.89	0.000	-.7795553	-.2564681
FEE	.685363	.0742919	9.23	0.000	.5394421	.8312839
_cons	.073224	.026782	2.73	0.006	.02062	.125828

Phụ lục 2 – Kết quả hồi quy theo mô hình FEM

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      574
Group variable: Name_ID              Number of groups =      82

R-sq:  within = 0.1235                Obs per group:  min =      7
      between = 0.3431                  avg   =      7.0
      overall  = 0.2553                  max   =      7

corr(u_i, Xb) = -0.6814                F(6,486)        =     11.41
                                          Prob > F         =     0.0000
    
```

LI	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
GDP	.077929	.075956	1.03	0.305	-.0713138	.2271717
INF	-.0030402	.001615	-1.88	0.060	-.0062135	.0001331
CAP	.5359138	.129065	4.15	0.000	.2823196	.789508
SIZE	.0629181	.0157858	3.99	0.000	.0319013	.093935
LLP	-.3129103	.1388651	-2.25	0.025	-.5857605	-.0400602
FEE	.2277686	.0849195	2.68	0.008	.060914	.3946232
_cons	-.1682777	.108818	-1.55	0.123	-.3820896	.0455341
sigma_u	.2028822					
sigma_e	.13080667					
rho	.70636823 (fraction of variance due to u_i)					

```

F test that all u_i=0:      F(81, 486) =      7.34          Prob > F = 0.0000
    
```

Phụ lục 3 – Kết quả hồi quy theo mô hình REM

```

Random-effects GLS regression                Number of obs   =       574
Group variable: Name_ID                     Number of groups =       82

R-sq:  within = 0.1047                      Obs per group:  min =       7
        between = 0.4180                      avg =       7.0
        overall = 0.3117                      max =       7

Wald chi2(6) = 123.46
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Prob > chi2     = 0.0000
    
```

LI	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
GDP	.0739271	.0774537	0.95	0.340	-.0778794	.2257336
INF	-.0030875	.0015454	-2.00	0.046	-.0061164	-.0000586
CAP	.2720223	.102183	2.66	0.008	.0717472	.4722973
SIZE	.0233449	.0042237	5.53	0.000	.0150667	.0316231
LLP	-.4250274	.1297172	-3.28	0.001	-.6792685	-.1707863
FEE	.3860005	.0779781	4.95	0.000	.2331662	.5388348
_cons	.090369	.0355325	2.54	0.011	.0207267	.1600114
sigma_u	.11360137					
sigma_e	.13080667					
rho	.42995134	(fraction of variance due to u_i)				

Phụ lục 4 – Kết quả kiểm định Hausman test

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) random	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
GDP	.077929	.0739271	.0040019	.008358
INF	-.0030402	-.0030875	.0000473	.0005963
CAP	.5359138	.2720223	.2638916	.0841515
SIZE	.0629181	.0233449	.0395732	.0156299
LLP	-.3129103	-.4250274	.1121171	.0588082
FEE	.2277686	.3860005	-.1582318	.0387973

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(6) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 33.70
 Prob>chi2 = 0.0000

Phụ lục 5 – Kết quả kiểm định phương sai thay đổi cho mô hình FEM

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

chi2 (82) = 1.2e+06
Prob>chi2 = 0.0000

Phụ lục 6 – Kết quả kiểm định tự tương quan cho mô hình FEM

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 81) = 44.819
Prob > F = 0.0000

Phụ lục 7 – Kết quả hồi quy mô hình bằng phương pháp GLS

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
Panels: heteroskedastic
Correlation: panel-specific AR(1)

Estimated covariances	=	82	Number of obs	=	574
Estimated autocorrelations	=	82	Number of groups	=	82
Estimated coefficients	=	7	Time periods	=	7
			Wald chi2(6)	=	743.24
			Prob > chi2	=	0.0000

LI	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
GDP	.0564421	.0192386	2.93	0.003	.0187351	.0941491
INF	-.0016695	.0004688	-3.56	0.000	-.0025883	-.0007507
CAP	.3197941	.0607937	5.26	0.000	.2006407	.4389475
SIZE	.0185417	.0015771	11.76	0.000	.0154506	.0216328
LLP	-.2501603	.1189547	-2.10	0.035	-.4833073	-.0170134
FEE	.5685233	.0323032	17.60	0.000	.5052101	.6318365
_cons	.0663571	.0148518	4.47	0.000	.0372482	.095466

Phụ lục 8 – Kết quả hồi quy mô hình bằng phương pháp GMM

```

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation   Number of obs   =   410
Group variable: Name_ID                       Number of groups =   82
Time variable: Year

Obs per group:   min =   5
                  avg =   5
                  max =   5

Number of instruments =   22                   Wald chi2(7)    =   64.73
                                                Prob > chi2     =   0.0000
    
```

One-step results

LI	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
LI					
L1.	.1968123	.0425059	4.63	0.000	.1135022 .2801224
GDP	.0975831	.0511851	1.91	0.057	-.0027377 .197904
INF	-.0020816	.0013229	-1.57	0.116	-.0046745 .0005113
CAP	.134277	.1424671	0.94	0.346	-.1449533 .4135073
SIZE	-.0154758	.013276	-1.17	0.244	-.0414962 .0105446
LLP	-.3355805	.104094	-3.22	0.001	-.5396011 -.1315599
FEE	.4005354	.0769969	5.20	0.000	.2496242 .5514466
_cons	.2871463	.0884339	3.25	0.001	.1138191 .4604735

```

Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/.)LI
Standard: D.GDP D.INF D.CAP D.SIZE D.LLP D.FEE
Instruments for level equation
Standard: _cons
    
```

Phụ lục 9 – Kết quả kiểm định Arellano-Bond cho mô hình hồi quy bằng phương pháp GMM

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.8252	0.0680
2	-1.115	0.2649

H0: no autocorrelation

Phụ lục 10 – Kết quả kiểm định Sargan cho mô hình hồi quy bằng phương pháp GMM

```

Sargan test of overidentifying restrictions
H0: overidentifying restrictions are valid
    
```

```

chi2(14) = 17.03895
Prob > chi2 = 0.2541
    
```

TÁC ĐỘNG CỦA YẾU TỐ THỂ CHẾ LÊN KIỆT QUỆ TÀI CHÍNH CÁC DOANH NGHIỆP NIÊM YẾT TRÊN SÀN CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

SV: Ngô Thanh Nhân, Trương Hào Phát, Nguyễn Thị Thanh Trúc
Đại Học Kinh tế TP Hồ Chí Minh
GVHD: PGS.TS Nguyễn Thị Ngọc Trang

PHẦN 1: MỞ ĐẦU

1.1. Lý do chọn đề tài

Giai đoạn 2011-2014, tốc độ tăng trưởng khá thấp ở mức 5-7%/ năm và số lượng doanh nghiệp KQTC, thoái vốn và phá sản lại tăng khá mạnh vào năm 2013. Theo Tổng cục Thống kê, số doanh nghiệp phải giải thể hoặc ngừng hoạt động năm 2013 là 60.737 doanh nghiệp, tăng 11,9% so với năm trước. Trong khi số doanh nghiệp đăng ký thành lập mới là 76.955 doanh nghiệp, tăng 10,1% so với năm 2012 nhưng tổng vốn đăng ký là 398,7 nghìn tỷ đồng, giảm 14,7%. Nhìn chung, mặc dù số doanh nghiệp thành lập mới có tăng nhưng số lượng doanh nghiệp phá sản hoặc phải ngừng hoạt động vẫn ở mức cao hơn. Số lượng các doanh nghiệp này chủ yếu từ khu vực kinh tế tư nhân¹.

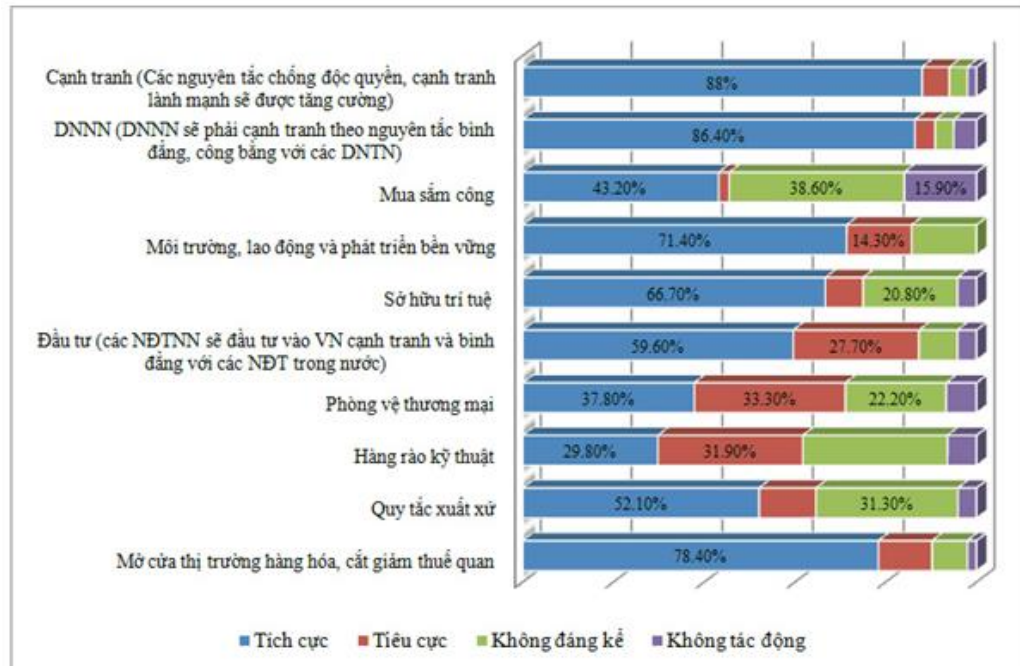
Theo nghiên cứu của VNR500 và VietNam Report (2015) về những tác động của cam kết TPP đến hoạt động kinh doanh của các doanh nghiệp, gần 90% số doanh nghiệp thuộc khối tư nhân đồng tình với quan điểm cạnh tranh lành mạnh, bình đẳng cũng như việc xóa bỏ thế độc quyền ở một số mặt hàng đặc thù và phân khúc thị trường đặc biệt sẽ tạo nên những tác động tích cực, lạc quan và tự tin hơn trong hoạt động sản xuất kinh doanh. Đây là cũng là yếu tố mà các doanh nghiệp quan tâm hàng đầu trong bảng khảo sát bên dưới.

Về phía các DNNN, theo báo cáo của Bộ Tài chính về tình hình triển khai tái cơ cấu DNNN, đến hết năm 2013 đã có 405 DNNN bị cho giải thể, phá sản; trong đó số lượng doanh nghiệp giải thể là 313, còn phá sản là 92. Rõ ràng con số này chiếm tỷ trọng quá nhỏ so với tổng số doanh nghiệp giải thể, phá sản trong năm 2013 và đặt ra một sự nghi vấn liệu sự bảo hộ khu vực Nhà nước có lấn át các hoạt động kinh doanh và cản trở sự phát triển, mở rộng của khối tư nhân. Đặc biệt là trong giai đoạn hội nhập sâu và rộng với việc ký kết Hiệp định đối tác chiến lược xuyên Thái Bình Dương (TPP) và gia nhập Cộng đồng kinh tế Châu Á (AEC) sắp tới, các doanh nghiệp thuộc khối tư nhân sẽ còn phải chịu thêm áp lực cạnh tranh mạnh mẽ từ các doanh nghiệp khối ngoại. Điều này đặt ra một yêu cầu bức thiết là phải có một nghiên cứu xem xét tác động của việc sở hữu DNNN đến xác suất xảy ra KQTC, qua đó sẽ có thể đánh giá được một cách tổng quát về môi trường kinh doanh của các DNNN; đồng thời vạch ra định hướng phù hợp trong lộ trình cổ phần hóa các DNNN trong thời gian tới trước làn sóng hội nhập quốc tế.

¹Khối tư nhân bao gồm các DNTN, công ty TNHH, công ty Cổ phần tư nhân.

Hình 3.1: Khảo sát những tác động cam kết TPP đến hoạt động của các doanh nghiệp

DVT: %



Nguồn: Khảo sát từ các doanh nghiệp lớn khối tư nhân - VietNam Report tháng 11/2015

1.2. Câu hỏi nghiên cứu

Bài nghiên cứu được thực hiện nhằm trả lời cho 2 câu hỏi: (1) Các doanh nghiệp do Nhà nước sở hữu sau khi cổ phần hoá và niêm yết có phát huy được lợi thế của mình để đem lại một kết quả kinh doanh hiệu quả, ít rơi vào KQTC hay càng làm cho doanh nghiệp dễ rơi vào KQTC hơn như các nghiên cứu trước đây đã đề cập? (2) Các kết quả của bài nghiên cứu liệu có vững khi xem xét đến các yếu tố đồng nhất không quan sát được và độ tuổi của các doanh nghiệp trong mô hình hồi quy Non-proportional Hazard được đề cập trong nghiên cứu của Grambsch and Thermeau (1994) và Bhattacharjee (2011)?

1.3. Phương pháp nghiên cứu

Bài nghiên cứu sử dụng dữ liệu từ Trung tâm dữ liệu trường Đại học kinh tế TP HCM, mẫu quan sát gồm 472 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên sàn HOSE và HNX. Các biến được sử dụng gồm biến vi mô, biến vĩ mô và các biến giả, đặc biệt là biến SHNN để xem xét một cách đầy đủ tác động của các yếu tố trên lên xác suất xảy ra KQTC. Mô hình Cox sử dụng trong bài nghiên cứu là biến thể của mô hình hồi quy logit, với ưu điểm là tính đến cả thời gian sống còn và loại trừ ảnh hưởng của các dữ liệu bị kiểm duyệt. Mô hình này gồm 3 phiên bản, trong đó 2 phiên bản đầu là mô hình Cox Continuous Proportional Hazard (mô hình liên tục), Discrete time Cox proportional Hazard (mô hình rời rạc) có các hệ số hồi quy độc lập với thời gian. Còn phiên bản mô hình Non-proportional Hazard với việc kết hợp các yếu tố đồng nhất không quan sát được (Unobserved Heterogeneity) cùng phân phối Gamma và mở rộng sự ảnh hưởng của biến độc lập trong hàm ML thay đổi theo thời gian sống còn của đối tượng xảy ra sự kiện, từ đó thể hiện đầy đủ và chính xác hơn về tác động của các nhân tố lên xác suất KQTC, có tính đến sự thay đổi của các hệ số theo thời gian.

1.4. Nội dung nghiên cứu

Bài nghiên cứu trình bày các thuật ngữ liên quan đến KQTC của các nghiên cứu trước đây, từ đó đưa ra một định nghĩa riêng biệt nhằm làm rõ bản chất của KQTC và phục vụ cho việc chạy mô hình hồi quy sau đó. Ngoài ra, bài nghiên cứu cũng khái quát những nghiên cứu trên thế giới về mối quan hệ giữa yếu tố thể chế và KQTC. Bên cạnh đó, những nhận định, tham luận của các chuyên gia kinh tế có uy tín trong và ngoài nước trong những buổi hội thảo quy mô lớn tại Việt Nam cũng góp phần không nhỏ trong việc thiết lập những góc nhìn sâu sắc và đa chiều hơn về thực trạng vấn đề SHNN và những điểm yếu của loại hình này còn tồn đọng tại Việt Nam.

1.5. Kết cấu đề tài

Phần 1: Mở đầu

Phần 2: Tổng quan về các nghiên cứu trước đây

Phần 3: Phương pháp nghiên cứu

Phần 4: Kết quả nghiên cứu và thảo luận kết quả nghiên cứu

Phần 5: Kết luận

PHẦN 2: TỔNG QUAN VỀ CÁC NGHIÊN CỨU TRƯỚC ĐÂY

2.1. Định nghĩa về kiệt quệ tài chính

Từ những định nghĩa về KQTC của các nghiên cứu trước đây, bài nghiên cứu này phân loại KQTC thành 3 giai đoạn chính. Giai đoạn khởi đầu là những khó khăn tạm thời về mặt tài chính, giai đoạn này chỉ diễn ra trong một thời gian ngắn, thường là dưới 1 năm. Biểu hiện ở EBITDA thấp hơn chi phí lãi vay, doanh nghiệp bị thua lỗ hoặc giá trị thị trường sụt giảm tạm thời... Sẽ có 2 khả năng xảy ra, hoặc là doanh nghiệp khắc phục và ổn định tình hình kinh doanh, hoặc là sẽ chuyển sang giai đoạn tiếp theo, do đó nó chưa thể hiện rõ ràng và chính xác về hình thái của KQTC. Giai đoạn thứ hai, cũng là giai đoạn quan trọng nhất, thường kéo dài từ 1 đến 2 năm hoặc thậm chí nhiều hơn kể từ sau giai đoạn đầu tiên. Các khó khăn tài chính ngày càng thể hiện rõ ràng và trầm trọng hơn, phản ánh những khó khăn thật sự của doanh nghiệp thông qua nhiều dấu hiệu khác nhau chứ không còn là khốn khó tạm thời nữa. Các doanh nghiệp có thể tự cứu lấy mình nếu có những phương án kinh doanh tốt hơn, hoặc cố gắng thương thảo hợp đồng tín dụng và tái cấu trúc nợ... Nếu không vượt qua được giai đoạn này thì “phá sản” sẽ là bước đi cuối cùng của doanh nghiệp. Tuy nhiên, phải mất một khoảng thời gian để thực hiện thanh lý tài sản và giải thể. Tinoco và Wilson (2013) đã chỉ ra các doanh nghiệp ở Anh trung bình mất 1.17 năm kể từ ngày doanh nghiệp rơi vào KQTC cho tới ngày chính thức phá sản về mặt pháp lý (khoảng cách này cũng có thể lên đến ba năm).

2.2. Các nghiên cứu trước đây mối quan hệ giữa yếu tố thể chế và kiệt quệ tài chính của các doanh nghiệp

Từ những nghiên cứu trước đây, có thể thấy rằng sự quản lý, chi phối các DNNN của Nhà nước chưa hẳn sẽ mang lại những tác động tiêu cực và làm tăng xác suất KQTC; hoặc ngược lại. Mà nó còn tùy thuộc vào mức độ, tần suất, cách thức... can thiệp của Nhà nước sẽ dẫn đến những kết quả khác nhau. Do đó, nếu có một tác động vừa phải, hợp lý, đúng thời điểm từ Nhà nước vào những ngành là lợi thế của quốc gia hoặc có tiềm năng, đem lại giá trị gia tăng cao sẽ giúp các DNNN phát triển lợi thế và nắm bắt những cơ hội tăng trưởng, đi đầu trong những lĩnh vực mới; đồng thời cũng kích thích sự cạnh tranh lành mạnh, hiệu quả từ khối tư nhân. Trong khi một sự bảo hộ các DNNN theo chiều dọc từ trên xuống dưới, ở hầu hết các

ngành có một khả năng cao sẽ đẩy các DNNN vào tình trạng KQTC vì sự ỷ lại và thiếu động lực trong việc điều hành và phát triển doanh nghiệp. Nguyên nhân là do mặc dù có thể rơi vào trạng thái KQTC nhưng các doanh nghiệp lại ít đối mặt với tình trạng phá sản do một phần được Nhà nước dần xếp các khoản vay ưu đãi và ít áp lực hơn trong việc trả các khoản vay từ các ngân hàng quốc doanh so với các khối tư nhân phải gánh các khoản chi phí lãi vay khá lớn. Vì vậy sẽ đẩy các khối tư nhân vào tình cảnh khó khăn với một môi trường cạnh tranh không lành mạnh.

2.3. Các thảo luận về yếu tố thể chế tại Việt Nam

Để làm rõ hơn những tranh luận về tác động của yếu tố thể chế, bài nghiên cứu này chọn ra các doanh nghiệp phi tài chính đã cổ phần hóa và niêm yết trên sàn HOSE và HNX, có vốn hóa thị trường rất lớn (từ 3 nghìn tỉ trở lên sàn HOSE và 2 nghìn tỉ đồng trở lên sàn HNX) để xem xét. Các doanh nghiệp đi đầu này dù đã niêm yết trên sàn chứng khoán nhưng vẫn còn một tỷ lệ sở hữu rất cao từ phía Nhà nước và tiến độ thoái vốn gần như rất chậm, thậm chí có doanh nghiệp giữ nguyên sau nhiều năm hoặc có giảm nhưng vẫn nắm quyền kiểm soát.

Bảng 2.1: Tỷ lệ sở hữu Nhà nước của các doanh nghiệp lớn đã niêm yết

Sàn HOSE				
Giá trị vốn hóa (nghìn tỉ VND)	Tên doanh nghiệp- Mã CK	Thời điểm niêm yết	% sở hữu Nhà nước	
			Trước khi niêm yết	Tính đến 29/02/2016
146.430	CTCP Sữa Việt Nam (VNM)	19/01/2006	50,01% (06/01/2006)	45,05%
7.840	TCT Cổ Phần Khoan & DV Khoan Dầu Khí (PVD)	05/12/2006	51% (04/10/2006)	50,39%
6.632	CTCP Dược Hậu Giang (DHG)	21/12/2006	51% (10/11/2006)	43,59%
5.568	CTCP Nhiệt Điện Phả Lại (PPC)	26/01/2007	78,41% (15/11/2006)	51%
11.170	TCT Phân Bón & Hóa Chất Dầu Khí (DPM)	05/11/2007	60,05% (12/09/2007)	61,37%
8.044	CTCP Xi Măng Hà Tiên 1 (HT1)	13/11/2007	65% (14/06/2007)	79,69%
72.010	TCT Khí Việt Nam (GAS)	21/05/2012	96,72% (03/04/2012)	96,72%
3.192	CTCP Dịch Vụ Hàng Hóa Nội Bà (NCT)	08/01/2015	55,13% (15/10/2014)	55,13%
6.776	CTCP Phân bón Dầu Khí Cà Mau (DCM)	31/03/2015	51% (6/2/2015)	75,56% (PVN)

Sàn HNX				
Giá trị vốn hóa (nghìn tỉ VND)	Tên doanh nghiệp- Mã CK	Thời điểm niêm yết	% sở hữu Nhà nước	
			Trước khi niêm	Tính đến

			yết	29/02/2016
3.495	CTCP Nhựa Thiếu Niên Tiền Phong (NTP)	11/12/2006	23,19% (12/09/2006)	37,1%
6.790	Tổng CTCP Dịch Vụ Kỹ thuật Dầu Khí Việt Nam (PVS)	20/09/2007	60% (27/07/2007)	51,38%
2.304	CTCP Supe Phốt Phát và Hóa Chất Lâm Thao(LAS)	01/03/2012	69,82% (20/12/2011)	69,82%
2.520	CTCP Thủy Điện Miền Trung(CHP)	16/04/2014	60,08% (14/01/2014)	44,62%
7.422	CTCP Cảng Hải Phòng (PHP)	12/08/2015	94,68% (10/06/2015)	92,58%

Nguồn: Tổng hợp từ www.finance.vietstock.vn, www.vCBS.com.vn

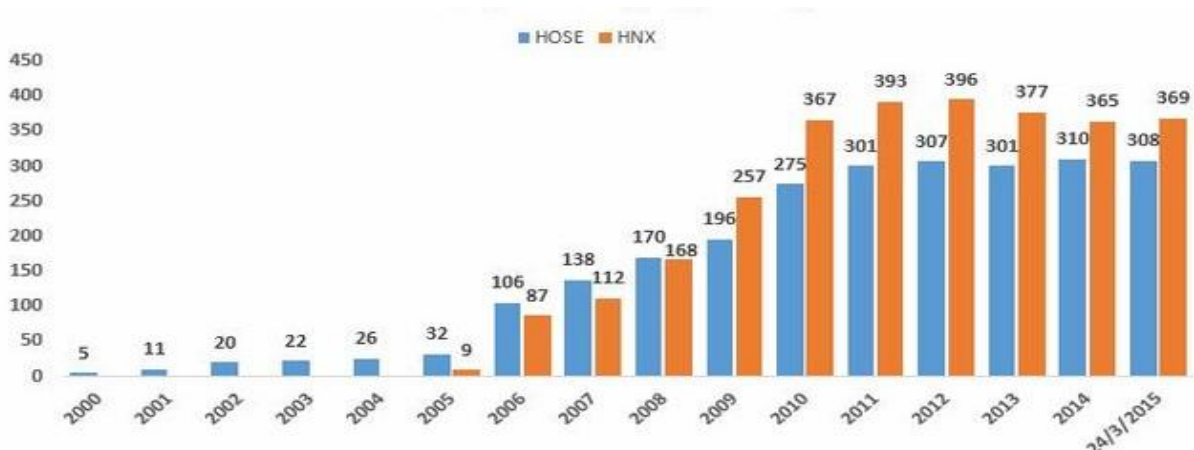
Bên cạnh đó, còn rất nhiều các doanh nghiệp đã và đang cổ phần hóa, hướng tới mục tiêu niêm yết theo lộ trình cũng rơi vào tình trạng bị Nhà nước nắm quyền kiểm soát với lượng cổ phần sở hữu rất cao như: Tập đoàn Dệt May Việt Nam (Vinatex), Tổng công ty Hàng không Việt Nam (Vietnam Airlines), Tổng công ty Thủy sản Việt Nam (Seaprodex), Tổng công ty Công nghiệp Dầu thực vật Việt Nam (Vocarimex) Tổng công ty Cổ Phần Bia-Rượu-Nước Giải Khát Sài Gòn (Sabeco)...

PHẦN 3: PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.1. Nguồn dữ liệu

Bài nghiên cứu thu thập dữ liệu của 472 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên sàn HOSE và HNX từ Trung tâm Dữ liệu Khoa Tài chính, trường Đại học kinh tế TP HCM, với giai đoạn mẫu từ năm 2006-2015. Đây là nguồn dữ liệu đáng tin cậy, dựa trên nền tảng dữ liệu Data Stream Thomson Reuters được cộng đồng nghiên cứu khoa học trên thế giới tin dùng.

Hình 3.1: Quy mô doanh nghiệp niêm yết trên sàn HOSE và HNX qua các năm



Nguồn: Báo cáo thị trường tại SGDCK TP

3.2. Các biến sử dụng trong mô hình

3.2.1. Biến phụ thuộc

Khi xem xét hầu hết các nghiên cứu thì định nghĩa KQTC của Bhattacharjee, Jie Han (2014) có thể xem là phù hợp và khả thi nhất khi lượng hóa được nhiều thông tin quan trọng và chúng có sự tương tác, giải thích lẫn nhau một cách hợp lí. Một hệ số thanh toán lãi vay thấp có thể là kết quả của sự tích lũy vốn được tài trợ bằng các khoản vay. Trong trường hợp này, tài sản cố định của doanh nghiệp được hình thành một cách đáng kể. Tương tự như vậy, một hệ số thanh toán lãi vay thấp có thể là kết quả của việc gia tăng nợ khi doanh nghiệp phát hành trái phiếu chuyển đổi (khoản nợ mà sau này sẽ được hoán đổi thành cổ phiếu), và sự suy giảm vốn cổ phần không thể xảy ra đồng thời cùng sự suy giảm của tài sản cố định. Do đó, khi cả ba điều kiện dưới đây đều thỏa mãn là một tín hiệu cho thấy doanh nghiệp đang dần thu hẹp lại, có thể do bán bớt một phần tài sản để trang trải khoản nợ nên ở đây hệ số thanh toán lãi vay chỉ được xem xét ở năm trước đó và năm hiện tại.

Nhóm biến	Tên biến	Ký hiệu	Cách tính	Kì vọng dấu
Nhóm biến vi mô	<i>Quy mô công ty</i>	FIRMSIZE	Logarithm gia tăng ròng trong tài sản cố định.	-
	<i>Khả năng sinh lợi</i>	PROFITABILITY	Tổng lợi nhuận ròng sau thuế/ Doanh thu.	-
	<i>Cấu trúc tài chính</i>	GEARING_RATIO	Tổng nợ/Tổng tài sản	+
	Tỷ số dòng tiền từ hoạt động	CASHFLOW_RATIO	Dòng tiền từ hoạt động/ Tổng tài sản	-
Nhóm biến vĩ mô	Hệ số giảm phát GDP	GDP_DEFLATOR	//	+/-
	Lãi suất thực	Real_Interest	Lãi suất cơ bản trừ đi tỷ lệ lạm phát hàng năm	+
	<i>Sự biến động lãi suất</i>	INSTABILITY_INTEREST	Độ lệch chuẩn của lãi suất hiệu dụng của các công ty. Lãi suất hiệu dụng= lãi vay/ tổng các khoản vay.	+
	<i>Sự biến động tỷ giá hối đoái</i>	INSTABILITY_EXCHANGE RATE	Max($E_t - E_{t-1}$) Trong đó, E_t là tỷ giá hối đoái tháng thứ t, t=2,...12	+/-

Hệ số thanh toán lãi vay < 0,7 (trong năm hiện tại hoặc năm trước đó),

Suy giảm tài sản cố định (trong năm hiện tại hoặc năm sau),

Suy giảm vốn cổ phần (trong năm hiện tại và năm tiếp theo).

3.2.2. Biến độc lập

3.2.2.1. Nhóm biến vi mô

Bảng 3.1: Tóm tắt các biến sử dụng trong bài nghiên cứu

3.2.2.2. Nhóm biến vĩ mô

Để phù hợp với điều kiện thực tế và phản ánh đúng bản chất của các doanh nghiệp đã cổ phần hóa nhưng vẫn do Nhà nước nắm quyền kiểm soát và chi phối, bài nghiên cứu sẽ nói lỏng quy định về biến giả thể chế như sau: (i) Các doanh nghiệp do Nhà nước nắm giữ từ 50% vốn cổ phần trở lên. (ii) Các doanh nghiệp do Nhà nước nắm giữ từ 35% vốn cổ phần trở lên, bên cạnh đó tổng số cổ phần của ba cổ đông lớn nhất ngoài Nhà nước ít hơn số cổ phần Nhà nước đang sở hữu. Việc phân loại này được thực hiện dựa trên trang Chứng khoán Vietcombank Stock (vcbs.com.vn), cập nhật vào thời điểm cuối tháng 2/2015.

Về biến giả ngành, có thể kể đến nghiên cứu của Caves (1998), Bhattacharjee, Higson, Holly, và Kattuman (2009b) đã nhấn mạnh sự quan trọng của các việc phân loại các nhóm ngành sẽ phản ánh chính xác hơn về những đặc thù riêng biệt của ngành, từ đó đo lường chính xác hơn về sự tác động của các biến số khác lên KQTC. Bài nghiên cứu tham khảo các nhóm ngành dựa trên cách phân ngành 4 cấp theo chuẩn phân ngành ICB (Industry Classification Benchmark). Các cổ phiếu thuộc ngành Tài chính và Viễn thông (do chưa có doanh nghiệp niêm yết trên cả hai sàn) bị loại khỏi mẫu, các ngành còn lại được đánh số theo thứ tự các mã ngành (được tham khảo từ trang Stockbiz.vn/Industries.aspx).

Biến giả độ tuổi doanh nghiệp sử dụng trong mô hình Discrete time Proportional Hazards và Non-Proportional Hazards, được xác định từ thời điểm các doanh nghiệp đăng ký loại hình công ty cổ phần đến hết năm 2015 theo những giai đoạn gian sau: 0-9 năm, 10-15 năm, từ 16 năm trở lên.

3.3. Mô hình hồi quy

Bài nghiên cứu sử dụng mô hình Cox Proportional Hazards, xuất phát từ nền tảng là mô hình hồi quy logit nhưng có tính đến cả thời gian sống còn của các quan sát và lọc được các biến kiểm duyệt. Mô hình này hạn chế được những nhược điểm của những mô hình nghiên cứu về KQTC phổ biến trước đó như mô hình phân tích đa biến số (MDA) và mô hình logit, được trình bày trong phần *Phụ lục A: Các mô hình nghiên cứu về KQTC*. Cụ thể, thời gian sống còn được định nghĩa là thời gian kể từ thời điểm đối tượng tham gia vào nghiên cứu cho tới khi đối tượng bị KQTC hoặc bị cắt (bên phải). Thời gian sống còn sẽ được quy về cùng một gốc so sánh để tính xác suất. Với phương pháp này, có thể loại trừ những công ty đã KQTC hoặc dữ liệu bị cắt trước thời điểm t của công ty thứ i để xem xét những công ty thực sự đóng góp vào xác suất xảy ra của KQTC trong hàm ML.

3.3.1. Tổng quan về Mô hình nguy cơ (Hazard model)

Đầu tiên, cần phân biệt hàm nguy cơ $H(t)$ (hazard function) và hàm sống sót $S(t)$ (survivor function). Đây là hai khái niệm thường gây nhầm lẫn trong các nghiên cứu về phân tích sự kiện. Hàm $S(t)$ sẽ tính xác suất của những đối tượng còn sống sót sau thời điểm t cho trước, với công thức tổng quát là: $S(t) = P(T > t)$. Hàm $S(t)$ sẽ không tính đến các đối tượng gặp biến cố (not failing), trong khi hàm $H(t)$ sẽ mang ý nghĩa ngược lại, tính xác suất của của những đối tượng xảy ra biến cố (failing), với công thức tổng quát là:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t}$$

Trong đó:

$h(t)$: tỷ số nguy cơ có điều kiện (tương ứng với mỗi đơn vị thời gian)

t : thời điểm tham chiếu xảy ra sự kiện (time-to-event)

$T (\geq 0)$: thời gian sống sót của các đối tượng

Δt : khoảng thời gian chênh lệch giữa thời điểm tham chiếu và thực tế

Mối quan hệ giữa hàm nguy cơ và hàm sống sót cũng đáng được quan tâm. Trên thực tế, đây là hai mô hình có thể thay thế được cho nhau. Nếu biết dạng hàm của $S(t)$ ta có thể tìm được dạng hàm của $h(t)$, và ngược lại. Ví dụ: Hàm $h(t) = \alpha$ (hằng số), thì hàm $S(t)$ được viết là: $S(t) = e^{-\alpha * t}$. Dạng tổng quát về mối quan hệ của hai hàm số như sau:

$$S(t) = e^{-\int_0^t h(u)du}$$

$$h(t) = \frac{dS(t)/dt}{S(t)}$$

Do nội dung của bài nghiên cứu là KQTC nên sẽ sử dụng hàm nguy cơ xuyên suốt các mô hình bên dưới.

3.3.2. Mô hình Continuous Cox Proportional Hazards²

Mô hình Cox PH là mô hình cơ bản nhất trong các phiên bản của hàm nguy cơ với ý tưởng chính phát triển từ mô hình logit nhưng có bổ sung các thuật toán để loại trừ ảnh hưởng của các biến kiểm duyệt và xem xét đến thời gian sống còn của các quan sát để đảm bảo sự chính xác khi tính xác suất của hàm ML. Công thức của mô hình Cox PH là:

$$h(t|X, \beta) = h_0(t)e^{(X\beta)}, \text{ với } X \text{ và } \beta \text{ là hệ vector các biến quan sát.}$$

$0(t) \geq 0$	$e^{(X, \beta)}$
Là hàm nguy cơ cơ sở (baseline hazard), chỉ phụ thuộc vào t, không phụ thuộc vào X. Khi $X_1 = X_2 = \dots = X_i = 0$ thì: $h(t X, \beta) = h_0(t)e^0 = h_0(t)$	Là hàm mũ (exponential), chỉ liên quan đến X, không phụ thuộc vào t (time-independent). Nếu trường hợp X phụ thuộc vào thời gian, sẽ xem xét đến mô hình Cox mở rộng (extended Cox model- Non PH).

Trong mô hình Cox PH, $h_0(t)$ không chứa tham số (unspecified function), trong khi hàm mũ lại chứa tham số nên mô hình Cox PH được gọi là mô hình bán tham số (semiparametric model). Ngoài ra, mô hình này giả định thời gian nghiên cứu các đối tượng là liên tục, nên sẽ không phân các đối tượng trong nghiên cứu theo những nhóm khác nhau theo độ tuổi của các đối tượng.

Một điều đặc biệt là khi ước lượng mô hình Cox PH, không cần tìm giá trị cụ thể của $h_0(t)$ mà vẫn có thể ước lượng được tham số của hàm mũ, và kết quả sẽ xấp xỉ gần với kết quả của mô hình tham số được nhận diện đúng. Tỷ số nguy cơ là thương của nguy cơ thứ i so với nguy cơ thứ j; cho biết khả năng xảy ra sự kiện của nguy cơ thứ i gấp bao nhiêu lần so với nguy cơ thứ j. Khi tính tỷ số nguy cơ (hazard ratio), ta thu được kết quả:

$$\frac{h_i(t)}{h_j(t)} = \frac{h_0(t)e^{\beta_1 X_{i1} + \dots + \beta_k X_{ik}}}{h_0(t)e^{\beta_1 X_{j1} + \dots + \beta_k X_{jk}}} = e^{\beta_1 (X_{i1} - X_{j1}) + \dots + \beta_k (X_{ik} - X_{jk})}$$

Để ước lượng mô hình Cox PH, ta tối đa hóa hàm logarithm tự nhiên (Ln) của hàm hợp lý từ phân ML:

$$L = L_1 * L_2 * L_3 * \dots * L_n = \prod_{i=1}^n L_i$$

² Trong bài nghiên cứu này, mô hình Continuous Cox Proportional Hazards được quy ước gọi là mô hình Cox PH

$$PL = \prod_{i=1}^n \left[\frac{e^{(X_i B)}}{\sum_{j=1}^n Y_{ij} e^{(X_j B)}} \right]$$

Trong đó:

α_i

= $\begin{cases} 0 : \text{nếu công ty thứ } i \text{ không rơi vào kiệt quệ tài chính trong giai đoạn } 2006 - 2015 \\ 1 : \text{nếu công ty thứ } i \text{ rơi vào kiệt quệ tài chính tại một thời điểm trong giai đoạn mẫu} \end{cases}$

$\begin{cases} Y_{ij} = 1 \text{ nếu } t_j \geq t_i \\ Y_{ij} = 0 \text{ nếu } t_j < t_i \end{cases}$

Ý tưởng chính của phương pháp này là công ty thứ j bị censor hay xảy ra kiệt quệ sau công ty thứ i vẫn được đưa vào mẫu số để tính xác suất. Mặt khác, công ty thứ j bị censor hay xảy ra sự kiện trước công ty thứ i sẽ không đưa vào mẫu số để tính xác suất. Hai biến giả α_i và Y_{ij} là bộ lọc hữu ích khi đã loại trừ các biến kiểm duyệt một cách thích hợp và tính đến thời gian sống sót của các đối tượng trong nghiên cứu, vì vậy thể hiện được tính chất từng phần (partial) khi tính xác suất.

3.3.3. Mô hình Discrete time Proportional Hazards

Mô hình Cox rời rạc, còn được gọi là mô hình log-log kép (complementary log-log model) được đề cập trong nghiên cứu của Cox (1972), Prentice và Gloeckler (1978). Về cơ bản, mô hình này khá tương đồng với mô hình Cox PH nhưng được bổ sung thêm biến giả độ tuổi của các doanh nghiệp để xem xét ảnh hưởng của nó đến xác suất KQTC. Dạng tổng quát của mô hình là:

$$\ln[-\ln(1 - h_j(X, \beta))] = X\beta + \gamma_j$$

Trong đó, h_j đại diện cho tỷ số nguy cơ tương ứng với thời gian rời với giả định là tỷ số này không đổi theo thời gian. Tức là hàm nguy cơ cơ sở (baseline hazard) chỉ khác nhau giữa các nhóm tuổi chứ không thay đổi theo thời gian. Để thực hiện việc này, biến giả γ_j về độ tuổi của các doanh nghiệp cũng được đưa vào, với ba khoảng thời gian là: 0-9 tuổi, 10-15 tuổi và trên 15 tuổi, như đã trình bày ở phần trên.

3.3.4. Các yếu tố không đồng nhất không quan sát được

Trong bài nghiên cứu của Bhattacharjee (2014), các nhân tố không quan sát được ảnh hưởng đến tỷ lệ rủi ro có thể là nguồn nhân lực và các điều kiện thành lập công ty. Một doanh nghiệp có nguồn lao động được đào tạo khác nhau, có trình độ, kinh nghiệm khác nhau thì khả năng rơi vào KQTC sẽ ra sao? Một doanh nghiệp thành lập trong những điều kiện vĩ mô khác nhau, có những cú shock vĩ mô bất lợi thì đối mặt với KQTC sẽ cao hay thấp? Để có thể giải quyết vấn đề này, chúng ta có thể tiến hành theo hai cách. Thứ nhất, chúng ta xem xét các điều kiện thành lập về vĩ mô bằng các ước lượng một mô hình discrete Cox Non- PH, nhân tố ngẫu nhiên không quan sát được của tất cả các công ty có hoạt động trong cùng một năm được phân phối Gamma. Ảnh hưởng của tính không đồng nhất thì thường sẽ không có ý nghĩa thống kê. Thứ hai, chúng ta xem xét mô hình nguy cơ theo tỷ lệ discrete Cox PH (2) và giả định rằng có phân phối Gamma đối với các ảnh hưởng ngẫu nhiên không quan sát được, $\ln(u_i)$, xác định cho mỗi công ty:

$$\ln(-\ln\{1 - h_j(x_i, \beta, u_i)\}) = x'_i \beta + \gamma_j + \ln(u_i), \quad i=1, \dots, n,$$

$$\ln(u_i) \approx \text{Gamma}_\gamma$$

Trong đó Gamma (γ) chỉ phân phối Gamma với trung bình đơn vị và hình dạng của tham số gamma. Mô hình được ước lượng bằng cách sử dụng code ‘pgmhaz8’ trong phần mềm Stata.

3.3.5. Mô hình Non-Proportional Hazards

Mô hình Cox Non-PH giả định rằng các biến độc lập sẽ có những tác động khác nhau đến công thức tính xác suất của hàm ML. Ngoài ra, biến giả theo độ tuổi doanh nghiệp cũng được sử dụng tương tự như mô hình Discrete PH để xem xét tác động đầy đủ đến KQTC. Công thức tổng quát của mô hình như sau:

$$h(t, X(t)) = h_0(t) e^{[\sum_{i=1}^{p_1} X_i \beta_i + \sum_{j=1}^{p_2} \delta_j X_j(t)]}$$

Trong đó, biến X_i đại diện cho mô hình Cox PH, không phụ thuộc vào thời gian, còn biến $X_j(t)$ sẽ phụ thuộc vào thời gian khảo sát. Để có thể hiểu rõ hơn, có thể xem xét ví dụ minh họa trong chương 6, Survival Analysis, A self-learning Text dưới đây:

Đối tượng	Thời gian sống còn (time survival)	Trạng thái (ung thư phổi=1, không bị=0)	Hút thuốc (có hút thuốc =1, không hút thuốc=0)
BARRY	2	1	1
GARY	3	1	0
HARRY	5	0	0
LARRY	8	1	1

Đầu tiên, thời gian sống còn sẽ được sắp xếp theo thứ tự tăng dần, mỗi đối tượng xảy ra sự kiện sẽ là một phép tính xác suất, và tích của các đối tượng để tối đa hóa hàm hợp lý là mục tiêu cần hướng đến.

Nếu tính xác suất theo mô hình Cox PH thì hệ số β của các đối tượng là một hằng số, không phụ thuộc vào thời gian sống còn, với dạng mô hình là:

Cox PH Likelihood

$$L = \left[\frac{h_0(t) e^{\beta_1}}{h_0(t) e^{\beta_1} + h_0(t) e^0 + h_0(t) e^0 + h_0(t) e^{\beta_1}} \right] \\ \times \left[\frac{h_0(t) e^0}{h_0(t) e^0 + h_0(t) e^0 + h_0(t) e^{\beta_1}} \right] \\ \times \left[\frac{h_0(t) e^{\beta_1}}{h_0(t) e^{\beta_1}} \right]$$

Nếu tính xác suất theo mô hình Non-PH, dạng mô hình như sau:

$$h(t) = h_0(t) e^{\beta_1 \text{SMOKE} + \beta_2 \text{SMOKE} \times \text{TIME}}$$

(Tác động của biến độc lập thay đổi theo thời gian)

Mô hình Cox mở rộng:

$$\left[\frac{h_0(t)e^{\beta_1+2\beta_2}}{h_0(t)e^{\beta_1+2\beta_2} + h_0(t)e^0 + h_0(t)e^0 + h_0(t)e^{\beta_1+2\beta_2}} \right]$$

$$\times \left[\frac{h_0(t)e^0}{h_0(t)e^0 + h_0(t)e^0 + h_0(t)e^{\beta_1+3\beta_2}} \right]$$

$$\times \left[\frac{h_0(t)e^{\beta_1+8\beta_2}}{h_0(t)e^{\beta_1+8\beta_2}} \right]$$

Hàm likelihood 3 giai đoạn:

$$L = L_1 \times L_2 \times L_3$$

$(BARRY)$
 $(t = 2)$

$(GARY)$
 $(t = 3)$

$(LARRY)$
 $(t = 8)$

Rõ ràng, cùng một đối tượng, hệ số β_2 của các đối tượng sẽ có sự thay đổi theo thời gian sống còn của đối tượng xảy ra sự kiện, và do đó phản ánh chính xác và đầy đủ hơn trong việc tính xác suất. Cụ thể, Larry có thời gian sống còn là 8 nên sẽ xuất hiện trong tất cả các công thức tính xác suất. Trong công thức L_1 hệ số β_2 của Larry là 2, trong khi ở công thức L_2 hệ số này là 3 và ở L_3 hệ số này là 8. Có thể thấy, hệ số này phụ thuộc vào đối tượng xảy ra sự kiện đang được tính xác suất ở phần tử số. Đây chính là điểm khác biệt lớn nhất so với phương pháp Cox PH thuần túy.

PHẦN 4: KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

4.1. Thống kê mô tả

Trước khi tiến hành hồi quy với phương pháp đã được mô tả trong phần 3, bài nghiên cứu bắt đầu phân tích thống kê mô tả các biến chính trong mô hình. Bảng kết quả được trình bày trong bảng 4.1 với các giá trị thống kê mô tả sẽ đem lại cái nhìn tổng quan về các biến được sử dụng trong bài nghiên cứu.

Đầu tiên, có thể nhận thấy các công ty bị KQTC thì có quy mô nhỏ hơn các công ty không bị KQTC. Điều này cho thấy những công ty có quy mô lớn thì có tiềm lực tài chính cũng lớn hơn, vì vậy mà chúng sẽ ít có khả năng KQTC hơn.

Tỷ số dòng tiền hoạt động: Thống kê mô tả chỉ ra rằng ở những công ty KQTC thì biến số này có giá trị trung bình thấp hơn so với những công ty không KQTC. Hàm ý rằng những công ty KQTC có khả năng đảm bảo cho các nghĩa vụ tài chính của mình bằng dòng tiền hoạt động kém hơn.

Khả năng sinh lợi: Những công ty KQTC nhận giá trị trung bình của biến số này thấp hơn so với giá trị tương ứng của các công ty không bị KQTC. Vì biến số này nhỏ cho thấy mức lợi nhuận thấp của công ty và có thể dẫn đến một tình trạng khó khăn trong việc đáp ứng các nghĩa vụ tài chính của công ty đó nên kết quả trên là phù hợp.

Tỷ lệ nợ: Những công ty KQTC có giá trị trung bình của biến số này là thấp hơn so với những công ty không KQTC. Hàm ý đằng sau kết quả này là những công ty có tỷ lệ nợ thấp hơn thì có nhiều khả năng rơi vào KQTC hơn. Kết quả này là ngược lại so với dự báo từ lý thuyết.

Trên đây là phần trình bày thống kê mô tả của các biến độc lập được sử dụng trong bài

nghiên cứu nhằm có một dự báo rõ ràng hơn cho mối quan hệ giữa các biến độc lập và khả năng rơi vào KQTC của công ty. Mặc dù vậy, nhằm kiểm định những mối quan hệ này một cách chính xác hơn, bài nghiên cứu thực hiện hồi quy các mô hình Cox PH mà sẽ được trình bày ở phần sau.

Bảng 4.1: Kết quả thống kê mô tả các biến sử dụng trong mô hình

Biến	Mean	Max	Min	Std
(Phần dư) Quy mô	3.7411	5.5110	-7.2739	1.6881
(Phần dư) Khả năng sinh lợi	4.4111	0.9751	-1.4737	0.1394
(Phần dư) Tỷ lệ nợ	4.3000	5168.8180	-7.2236	81.2112
(Phần dư) Dòng tiền từ hoạt động	2.8777	1.8660	-1.1678	0.1810
Lãi suất thực	8.6709	8.9634	7.9379	0.3909
Sự biến động tỷ giá hối đoái	297.9500	993.0000	40.5000	287.6784
Sự biến động lãi suất	0.1074	0.5080	0.0447	0.1412
GDP Deflator	110.0140	152.2100	62.4600	33.3442
Những công ty bị KQTC				
Quy mô	25.5663	29.4738	22.2142	1.5521
Khả năng sinh lợi	0.1028	0.4597	-0.3001	0.1128
Tỷ lệ nợ	0.3606	5.7862	0	0.5507
Dòng tiền từ hoạt động	0.0307	1.1893	-0.3115	0.1526
Những công ty không bị KQTC				
Quy mô	25.5901	31.1696	19.7382	1.6844
Khả năng sinh lợi	0.1907	1.1523	-1.0757	0.1367
Tỷ lệ nợ	1.0122	5175.573	0	94.8362
Dòng tiền từ hoạt động	0.0604	1.9027	-0.6959	0.1707

Nguồn: Kết quả thống kê mô tả từ phần mềm Stata

4.2. Kết quả nghiên cứu và thảo luận kết quả nghiên cứu

Bảng 4.2: Kết quả hồi quy 4 phiên bản mô hình nguy cơ

Biến	Mô hình 1	Mô hình 2	Mô hình 3	Mô hình 4
Biến giả ngành	Có	Có	Có	Có
(Phần dư) Quy mô	-0.0073 (0.918)	-0.0671 (0.326)	-0.1345 ^b (0.064)	-0.3617 ^a (0.000)
(Phần dư) Khả năng sinh lợi	-1.1465 (0.255)	-2.4629 ^a (0.006)	-3.0162 ^a (0.001)	-1.3149 (0.176)
(Phần dư) Tỷ lệ nợ	0.1648 (0.520)	0.3243 (0.180)	0.4136 ^c (0.099)	0.1189 (0.855)
(Phần dư) Dòng tiền từ hoạt động	-1.1603 (0.219)	-1.0640 (0.186)	-0.6315 (0.440)	-0.0019 (0.896)
Biến giả năm	Có	Không	Không	Không

Sở hữu nhà nước	-0.4795 (0.838)	-0.4100 ^c (0.083)	-0.4888 ^b (0.049)	0.2391 (0.399)
Lãi suất thực	-	-1.2176 (0.388)	-1.2843 (0.328)	3.7339 ^a (0.000)
Sự biến động tỷ giá hối đoái	-	0.0005 (0.167)	-0.0007 ^c (0.061)	-0.0040 ^a (0.000)
Sự biến động lãi suất	-	-4.9971 ^b (0.046)	-5.3436 ^b (0.021)	-0.6243 (0.643)
GDP Deflator	-	-0.1048 ^a (0.000)	-0.1347 ^a (0.000)	-0.0237 ^a (0.000)
Tuổi đời (≤ 7 năm)	-	-	2.1561 ^a (0.001)	2.9623 ^a (0.002)
Tuổi đời (8-15 năm)	-	-	0.4837 (0.167)	0.7863 ^c (0.056)
Số DN/ Số DN bị KQTC	472/112	472/112	472/112	472/112
Log-likelihood	-472.002	-523.877	-292.1655	-2789.609

Nguồn: Kết quả hồi quy từ phần mềm Stata

^aCó ý nghĩa tại mức 1%

^bCó ý nghĩa tại mức 5%

^cCó ý nghĩa tại mức 10%

4.2.1. Các biến ở cấp độ công ty và ngành

Trong mô hình 1, kết quả cho thấy một mối quan hệ nghịch biến giữa biến quy mô, dòng tiền, khả năng sinh lợi với xác suất công ty rơi vào khả năng KQTC. Việc chỉ sử dụng biến vi mô và các biến giả năm (tác động cố định) nên không thể đo lường đầy đủ sự ảnh hưởng của các biến vĩ mô lên KQTC dẫn đến kết quả bị sai lệch (nhận dạng sai mô hình).

Trong 3 mô hình còn lại, kết quả cho thấy tỷ lệ nguy cơ KQTC giảm đáng kể theo quy mô. Điều này có nghĩa là quy mô doanh nghiệp lớn, tiềm lực tài chính lớn nên hạn chế được khả năng KQTC. Hơn nữa ở Việt Nam có sự tự do hóa dần dần của các ngành công nghiệp, các công ty đã dần tập trung mục tiêu vào vấn đề tối đa hóa lợi nhuận. Hệ quả là, ngày càng nhiều tài nguyên được tập trung vào những công ty lớn; từ đó các DNNN nhỏ và các công ty tư nhân phải đối mặt với những khó khăn tài chính ngày càng gia tăng, sẽ dễ gặp tình trạng KQTC hơn. Đồng thời, thông qua việc cải cách các DNNN lớn cũng được nhà nước tập trung quan tâm nên hạn chế KQTC.

Như đã dự đoán, KQTC gia tăng cùng với tỷ lệ nợ; các công ty với tỷ lệ nợ thấp hơn có các khoản nợ ổn định hơn và do đó ít nhạy cảm hơn với KQTC. Trong khi đó, các công ty có dòng tiền cao hơn sẽ có nguy cơ KQTC thấp hơn. Phát hiện này phù hợp với ý kiến cho rằng sức mạnh tài chính có được từ một dòng tiền lớn hơn chi phối các chi phí đại diện tiềm ẩn mà các chi phí này có liên quan đến dòng tiền tự do.

Biến số vi mô cuối cùng được đưa vào là khả năng sinh lợi, cho thấy mối quan hệ nghịch biến với khả năng rơi vào KQTC của công ty. Kết quả này là tương tự dự báo từ lý thuyết. Một

lợi nhuận biên càng cao cho thấy công ty càng có khả năng sinh lợi nghĩa là nó kiểm soát chi phí tốt hơn so với các đối thủ, do đó sẽ hạn chế rơi vào trường hợp KQTC.

Trong các mô hình thời gian rời rạc, tuổi đời của công ty cũng ảnh hưởng đáng kể đến KQTC. Ở cả 2 giai đoạn độ tuổi đầu đều có ý nghĩa thống kê, và dấu dương. Tỷ lệ nguy cơ cơ sở của các công ty có tuổi đời nhỏ hơn bằng 9 thì cao hơn đáng kể so với các công ty có tuổi đời 10-15 năm. Phát hiện này là phù hợp với môi trường kinh doanh ở Việt Nam, vốn còn nhiều hạn chế, yếu kém về kinh nghiệm và các ảnh hưởng khác có liên quan.

4.2.2. Những điều kiện và sự bất ổn kinh tế vĩ mô

Mô hình 2 thêm vào các biến số chỉ báo kinh tế vĩ mô (hệ số giảm phát GDP và lãi suất thực) ngoài những biến số tỷ số tài chính được sử dụng trong mô hình 1. Kết quả cho thấy hệ số hồi quy của phần lớn các biến số đều có ý nghĩa thống kê. Bài nghiên cứu cho thấy một mối quan hệ nghịch biến giữa hệ số giảm phát với khả năng rơi vào KQTC của các công ty, tương tự như kết quả được tìm thấy khi tính toán các thống kê mô tả. Tóm lại, trong gian đoạn mà bài nghiên cứu xem xét, khi Hệ số giảm phát GDP gia tăng nhanh làm giảm khả năng KQTC của các công ty vì Hệ số giảm phát GDP tăng nhanh cho thấy nền kinh tế Việt Nam đang tăng trưởng nóng.

Biến số kinh tế vĩ mô thứ hai mà bài nghiên cứu sử dụng là lãi suất thực. Với biến số này bài nghiên cứu tìm thấy một mối quan hệ nghịch biến. Biến này lại không có ý nghĩa thống kê. Mối quan hệ này diễn ra đúng như kỳ vọng của bài nghiên cứu. Lãi suất thấp hơn sẽ tạo điều kiện cho các công ty vay vốn để đầu tư vào thiết bị mới, hàng tồn kho, nhà xưởng, nghiên cứu và phát triển,... Như vậy, lãi suất thấp hơn tác động như một sự khuyến khích các công ty đầu tư nhiều hơn. Ngược lại, một mức lãi suất cao làm cho chi phí của việc sử dụng nợ đắt hơn do các công ty phải trả nhiều tiền lãi hơn cho chủ nợ. Do đó, một giá trị cao của biến số lãi suất thực sẽ gia tăng khả năng rơi vào tình trạng KQTC của các công ty.

Ngoài ra, những phát hiện của bài nghiên cứu đã chỉ ra được tác động của sự bất ổn kinh tế vĩ mô đã làm giảm khả năng KQTC. Các công ty non trẻ, chủ yếu là các công ty tư nhân, phải gánh chịu những hạn chế tín dụng nhiều hơn so với các DNNN. Thậm chí, những ảnh hưởng bất lợi của các cú sốc kinh tế vĩ mô cũng có thể lớn hơn đối với các công ty non trẻ hơn, bởi vì kinh nghiệm và các ảnh hưởng khác có liên quan.

Cuối cùng, bài nghiên cứu chỉ ra sự biến động tỷ giá hối đoái là ảnh hưởng không đáng kể. Bởi lẽ chính sách tỷ giá ở Việt Nam là cố định nên ảnh hưởng không đáng kể đến tình hình KQTC của các doanh nghiệp, nó có thể theo chiều hướng tích cực hoặc tiêu cực tùy thuộc vào giai đoạn thời gian cụ thể...

4.2.3. Ảnh hưởng của yếu tố thể chế

Bài nghiên cứu cho thấy một mối quan hệ nghịch biến giữa tính chất sở hữu nhà nước với khả năng KQTC của doanh nghiệp. Lý do lý giải cho việc này có thể là một đặc điểm riêng biệt trong nền kinh tế của các thị trường mới nổi như Việt Nam, các DNNN có vai trò đặc biệt quan trọng. Các DNNN thường thiết lập năng lực cạnh tranh thông qua sức mạnh độc quyền trên thị trường và sự ưu đãi về thuế. Thêm vào đó, các DNNN cũng được giúp sức bởi các dàn xếp tài trợ ưu đãi: các doanh nghiệp này có nhiều hơn hẳn khả năng nhận được các khoản vay so với đối thủ cạnh tranh tư nhân và ít phụ thuộc vào các cường chế thanh lý tạo ra bởi các hợp đồng vay nợ, thường xuyên được giúp đỡ bởi các ngân hàng thương mại quốc doanh.

Tuy nhiên ở bối cảnh Việt Nam, chính những chính sách ưu đãi của nhà nước đã tạo ra sự ỷ lại của DNNN vào nhà nước. Điều này dẫn đến những trục trặc của việc cho vay mềm và lỏng lẻo trong việc theo dõi, tạo ra một sân chơi bất bình đẳng cho các doanh nghiệp, từ đó dẫn đến sự phân biệt giữa khối Nhà nước và khối tư nhân. Các DNNN có khuynh hướng ít thận trọng trong việc đề ra các kế hoạch và các chiến lược tài trợ doanh nghiệp của họ, và nhiều khả năng bị phá sản khi KQTC. Đây chính là lý do xuất hiện mối quan hệ đồng biến giữa sở hữu nhà nước với KQTC ở mô hình 4. Tác động của yếu tố thể chế lên KQTC không thực sự bền vững, một mặt là tác động tích cực đối với DNNN nhưng mặt khác có thể gây ra những ảnh hưởng tiêu cực đến các chủ thể kinh tế khác khi xem xét một cách tương đối đầy đủ các tác động mở rộng trong mô hình 4.

Việc chuyển đổi DNNN thành công ty cổ phần đã xóa bỏ, khắc phục sự can thiệp quá sâu rộng của cơ quan nhà nước vào tổ chức và hoạt động của các doanh nghiệp. Các DNNN sau khi chuyển đổi bảo đảm được sự bình đẳng của các doanh nghiệp, phát huy được khả năng, trình độ, sự sáng tạo, tự chịu trách nhiệm của các chủ thể kinh tế.

PHẦN 5: KẾT LUẬN

5.1. Kết luận của bài nghiên cứu

Bài nghiên cứu thể hiện một số ưu điểm nhất định trong việc xác định các yếu tố ảnh hưởng tình trạng KQTC của các công ty. Thứ nhất, việc xác định một công ty rơi vào tình trạng KQTC trong nghiên cứu này không phụ thuộc vào hậu quả pháp lý cuối cùng của công ty: phá sản, như trong phần lớn các nghiên cứu trước. Thứ hai, bài nghiên cứu sử dụng một bộ dữ liệu tương đối đầy đủ kết hợp các loại thông tin khác nhau từ nguồn dữ liệu đáng tin cậy. Thứ ba, và có lẽ quan trọng nhất, đây là bài nghiên cứu kiểm chứng tại Việt Nam trên phương diện xem xét nhiều kịch bản khác nhau như xem xét các biến các biến độc lập hoặc nhóm lại theo độ tuổi; tác động của biến độc lập trong hàm ML cố định hay thay đổi theo thời gian nghiên cứu....

5.2. Một số đề xuất

Từ những kết quả nói trên, bài nghiên cứu đưa ra một số đề xuất nhằm hỗ trợ các cơ quan quản lý Nhà nước và Chính phủ cũng như các nhà quản lý công ty như sau:

5.2.1. Đối với các cơ quan quản lý Nhà nước và Chính phủ.

Bài nghiên cứu cho thấy các yếu tố kinh tế vĩ mô có tác động đáng kể đến khả năng rơi vào tình trạng KQTC của các công ty. Do đó, các cơ quan quản lý Nhà nước và Chính phủ cần đảm bảo một môi trường kinh tế vĩ mô ổn định nhằm tạo điều kiện thuận lợi nhất giúp các công ty hoạt động ổn định. Tiếp tục duy trì và nâng cao hiệu quả các chính sách tiền tệ đã đạt kết quả tích cực trong việc kiểm soát lạm phát, ổn định kinh tế vĩ mô, tăng trưởng kinh tế.

5.2.2. Đối với các nhà quản lý công ty.

Các nhà quản lý cũng cần chú ý tìm kiếm những cơ hội giúp công ty tăng trưởng và mở rộng hoạt động sản xuất kinh doanh bởi các nhà đầu tư sẽ tiến hành phân tích và dự báo cơ hội tăng trưởng của công ty khi tiến hành tìm kiếm cơ hội đầu tư. Đặc biệt, các nhà quản lý cần duy trì việc công bố thông tin định kỳ cho thị trường cũng như liên tục phân tích và dự báo phản ứng của thị trường đối với những thông tin mà công ty công bố nhằm duy trì khả năng hoạt động ổn định của công ty và có phương án ứng phó kịp thời.

Đối với những công ty đang rơi vào KQTC, nhằm cải thiện tình hình một cách hiệu quả hơn, các nhà quản lý không nên dùng các thủ thuật kế toán để điều chỉnh báo cáo tài chính mà cần tiến hành những biện pháp tái cấu trúc lại công ty như cơ cấu lại nợ, bán tài sản, tìm kiếm

những nguồn vốn mới từ bên ngoài, tái cấu trúc nhân sự công ty, cắt giảm những dự án đầu tư kém hiệu quả và tích cực tìm kiếm những dự án đầu tư mang lại dòng tiền dương cho công ty.

5.3. Hạn chế của dữ liệu và hướng phát triển tiếp theo

Bài nghiên cứu còn tồn tại một số điểm hạn chế về phạm vi nghiên cứu và mức độ chính xác của các biến mà bài nghiên cứu đo lường để đại diện cho yếu tố kinh tế vĩ mô, vĩ mô, thể chế có ảnh hưởng đến KQTC. Số lượng công ty được niêm yết trên sàn HOSE và sàn HNX còn rất nhỏ so với số lượng công ty đang tồn tại, các nguồn dữ liệu tiềm năng từ các doanh nghiệp trong khối tư nhân và Nhà nước còn lại không thể thu thập chính xác, do đó số lượng công ty phá sản trong mẫu được xem xét cũng không đầy đủ, không phản ánh hết được hết số lượng công ty phá sản đang ngày càng gia tăng trong tình hình hiện nay. Trong tương lai, khi số liệu thu thập được là đầy đủ và tin cậy hơn, bài nghiên cứu sẽ được mở rộng sang hướng dự báo KQTC, với việc khai thác triệt để các nhân tố có thể tác động đến KQTC để có thể đưa ra những dấu hiệu, cảnh báo chính xác và kịp thời cho hoạt động của các doanh nghiệp, góp phần thúc đẩy sự phát triển chủ động, bền vững để cạnh tranh với các doanh nghiệp khối ngoại.

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

Tài liệu tiếng Việt:

- [1] Bùi Nguyễn Trọng Đạt, 2015, Dự báo KQTC và phá sản của các doanh nghiệp niêm yết trên sàn chứng khoán sử dụng các biến tài chính, các biến thị trường và các biến vĩ mô, Luận văn Thạc sĩ kinh tế.
- [2] Hội thảo "Vai trò mới của DNNN trong nền kinh tế - Kinh nghiệm và bài học cho Việt Nam", <<http://www.mpi.gov.vn/Pages/tinbai.aspx?idTin=26388>>
- [3] Hội thảo "Cảm nhận về nhà nước và thị trường của Việt Nam năm 2014", <<http://tinnhanhchungkhoan.vn/dau-tu/cams-2014-nguoi-viet-nam-ung-ho-kinh-te-thi-truong-voi-muc-do-rat-cao-126342.html>>
- [4] Hội nghị đối thoại cấp cao Nhóm đối tác tài chính công (PFPG) năm 2015 với chủ đề: "Tái cơ cấu doanh nghiệp Nhà nước và cải cách hành chính thuế và hải quan", <<http://www.tienphong.vn/Kinh-Te/cac-ong-lon-i-ach-co-phan-hoa-887663.tpo>>
- [5] Trần Thị Bích Ngọc, 2013, Các yếu tố tác động đến KQTC, Luận văn Thạc sĩ kinh tế.
- [6] Ts.Trần Thị Hải Lý, Nguyễn Thị Hồng Trân và Nguyễn Ngọc My, 2014. Tạp chí Phát Triển và Hội Nhập, số 19, 19-27 và 51.

Tài liệu tiếng Anh:

- [7] Asquith, P., Gertner, R., & Scharfstein, D. (1994). Anatomy of financial distress: An examination of junk-bond issuers. *Quarterly Journal of Economics*, 109, 625–658.
- [8] Altman, E. I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance*, 23, 189–209.
- [9] Altman, Edward I, and Edith Hotchkiss. (2006). *Corporate Financial Distress & Bankruptcy*, 3rd edition. John Wiley, Hoboken NJ.
- [10] Beaver, W. H. (1966). Financial ratios as predictors of failure. *Journal of Accounting Research*, 4, 71–111.
- [11] Bhattacharjee, Jie Han (2014). Financial distress of Chinese firms. *Microeconomic, macroeconomic and institutinal influences*. *China Economic Review*, 30, 244-262.
- [12] Bhattacharjee, A., Higson, C., Holly, S., & Kattuman, P. (2009a). Macroeconomic instability and corporate failure: The role of the legal system. *Review of Law and Economics*, 5(1) (Article 1).

- [13] Bhattacharjee, A., Higson, C., Holly, S., & Kattuman, P. (2009b). Macroeconomic conditions and business exit: determinants of failures and acquisitions of UK firms. *Economic a*, 76(301), 108–131.
- [14] Caves, R. E. (1998). Industrial organization and new findings on the turnover and mobility of firms. *Journal of Economic Literature*, 36, 1947–1982.
- [15] Chan, K. C., & Chen, N. -F. (1991). Structural and return characteristics of small and large firms. *Journal of Finance*, 46, 1467–1484.
- [16] Cox, D. R. (1972). Regression models and life tables (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, 34, 187–220.
- [17] DeAngelo, H., DeAngelo, L., & Wruck, K. H. (2002). Asset liquidity, debt covenants, and managerial discretion in financial distress: The collapse of L.A. Gear. *Journal of Financial Economics*, 64, 3–34.
- [18] Fama, E.F and K.R. French (1992). The Cross-srction of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47, 427-486.
- [19] Grambsch, P. M., & Therneau, T. M. (1994). Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals. *Biometrika*, 81, 515–526.
- [20] Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers. *American Economic Review*, 76, 323–329.
- [21] Kam, A., Citron, D., & Muradoglu, G. (2008). Distress and restructuring in China: Does ownership matter? *China Economic Review*, 19, 567–579.
- [22] Koopman, S. J., & Lucas, A. (2005). Business and default cycles for credit risk. *Journal of Applied Econometrics*, 20, 311–323.
- [23] Pindado, J., Rodrigues, L., & De la Torre, C. (2008). Estimating financial distress likelihood. *Journal of Business Research*, 61, 995–1003.
- [24] Siegfried, J. J., & Evans, L. B. (1994). Empirical studies of entry and exit: A survey of the evidence.
- [25] Shumway, T. (2001). Forecasting bankruptcy more accurately: A simple hazard model. *Journal of Business*, 74(1), 101–124.
- [26] Review of Industrial Organization, 9, 121–155.
- [27] Tinoco, Nick Wilson (2013), Financial distress and bankruptcy prediction among listed companies using accountating, market and macroeconomic variables. *International Review of*

TRUYỀN DẪN TỶ GIÁ HỐI ĐOÁI VÀO LẠM PHÁT Ở VIỆT NAM

SV: Ngô Thanh Nhân, Nguyễn Thị Việt Trinh, Châu Sở Yên, Nguyễn Thị Thanh Trúc
Đại học Kinh tế TP Hồ Chí Minh

1. Ý nghĩa và mục tiêu của đề tài

1.1. Ý nghĩa:

Tỷ giá và lạm phát luôn là những đề tài nóng khi nghiên cứu về nền kinh tế của một quốc gia. Việc lượng hóa tác động của tỷ giá đến lạm phát đã được rất nhiều nhà kinh tế quan tâm. Trên thế giới, đã có nhiều bài nghiên cứu được thực hiện nhưng các kết quả vẫn còn gây nhiều tranh cãi. Vậy ở Việt Nam, cơ chế tác động của sự truyền dẫn tỷ giá hối đoái (ERPT) vào lạm phát diễn ra như thế nào? Qua bài nghiên cứu này, chúng tôi sẽ trình bày cụ thể những cơ sở lý thuyết của hệ thống truyền dẫn đó, đồng thời giới thiệu một số nghiên cứu trước đây có liên quan để có thêm cái nhìn trực quan hơn về vấn đề. Hơn nữa, chúng tôi nhận thấy rằng các nghiên cứu này hầu hết đều sử dụng mô hình VAR để lượng hóa mức độ và thời gian truyền dẫn và đều không xem xét đến dòng vốn ngoại hối từ viện trợ và kiều hối, trong khi chúng tôi cho rằng đây là một trong số những đặc trưng quan trọng cần phải được nhắc đến như là một biến trong mô hình ước lượng. Do đó, để khắc phục thiếu sót của các bài nghiên cứu trước, chúng tôi quyết định chọn đề tài: “Truyền dẫn tỷ giá hối đoái vào lạm phát ở Việt Nam” bằng mô hình SVAR. Chính vì thế, để lượng hóa mức độ và thời gian truyền dẫn TGHĐ tới lạm phát cũng như khắc phục các thiếu sót của các bài nghiên cứu trước là động lực để nhóm chọn đề tài: “Truyền dẫn tỷ giá hối đoái vào lạm phát ở Việt Nam”.

1.2. Mục tiêu:

Bài nghiên cứu này nhằm làm rõ tác động truyền dẫn TGHĐ vào lạm phát ở Việt Nam và lượng hóa tác động trên nhằm đưa ra dự báo chính xác. Đặc biệt là để trả lời câu hỏi: “Mức độ và thời gian truyền dẫn TGHĐ vào lạm phát ở Việt Nam là bao nhiêu?”

2. Phương pháp nghiên cứu

Đề tài sử dụng phương pháp ước lượng theo mô hình SVAR (Structural vector autoregression) với 4 biến đại diện cho các tác động của TGHĐ tới lạm phát. Ngoài ra, nhóm kế thừa có chọn lọc các nhân tố tác động tới sự truyền dẫn TGHĐ tới lạm phát ở Việt Nam nhằm trả lời xem mức độ và thời gian truyền dẫn là bao nhiêu ở Việt Nam giai đoạn từ tháng 1/2000 tới tháng 2/2011.

2.1. Lý thuyết mô hình SVAR

Sims (1980), Bernanke (1986), Shapiro và Watson (1988) là những người đã đặt nền móng cho mô hình kinh tế lượng được biết đến rộng rãi là mô hình SVAR. Nhằm định dạng các hệ số, quá trình ước lượng mô hình này tập trung vào các sai số của hệ thống được ước lượng bằng tổ hợp tuyến tính của các cú sốc ngoại sinh. Tuy nhiên, để định dạng được SVAR, trước tiên ta cần ước lượng mô hình VAR. Ý tưởng xây dựng mô hình VAR xuất phát từ việc Sims (1980) cho rằng các biến kinh tế vĩ mô đều có tác động qua lại lẫn nhau nên phải được đối xử công bằng như nhau, không nên có bất cứ một sự phân biệt nào giữa các biến nội sinh và ngoại sinh. Trên cơ sở đó, ông xây dựng mô hình VAR với tất cả các biến đều được xem như là biến nội sinh. VAR còn được hiểu đơn giản là hồi quy đồng thời hệ vector các chuỗi dữ liệu AR. Mô hình đã gây tiếng vang rất lớn trong cộng đồng khoa học và đạt giải Nobel Kinh tế năm 2011.

Tuy nhiên, mô hình VAR cũng không tránh khỏi những nhận xét trái chiều. Hendry (1995); Faust và Leeper (1997); Stefan's (1995) chỉ trích VAR dựa trên những giả thuyết mô hình đặt ra và cách mà mô hình này được định dạng. Khắc phục những nhược điểm này, mô hình SVAR đã ra đời. Mô hình SVAR được hồi quy với các biến biểu diễn qua hàm tuyến tính các biến trễ của chính nó và các biến khác trong mô hình.

Để đơn giản chúng ta xem xét mô hình SVAR một độ trễ:

$$\begin{aligned} y_t &= b_{10} - b_{12}z_t + c_{11}y_{t-1} + c_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \\ z_t &= b_{20} - b_{21}y_t + c_{21}y_{t-1} + c_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \end{aligned}$$

Trong đó: $\varepsilon_{it} \sim i.i.d(0, \sigma_{\varepsilon_i}^2)$

$$cov(\varepsilon_y, \varepsilon_z) = 0$$

Dạng ma trận:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Mô hình SVAR đơn giản hơn:

$$BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Chúng ta nhân 2 vế với ma trận B nghịch đảo:

$$B^{-1}BX_T = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 X_{T-1} + B^{-1}\varepsilon_t$$

Ta có mô hình VAR dạng rút gọn (reduced form VAR) như sau:

$$\begin{aligned} X_t &= A_0 + A_1 X_{t-1} + e_t \\ e_t &= B^{-1}\varepsilon_t \end{aligned}$$

Hay dạng ma trận:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

Trong đó:

$$B^{-1} = \frac{1}{|B|} (B^*)^T = \frac{1}{1 - b_{21}b_{12}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

$(B^*)^T$ là ma trận phụ hợp chuyển vị của ma trận B

Do đó:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1 - b_{21}b_{12}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Hay:

$$e_{1t} = \frac{\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}}{\Delta} \quad e_{2t} = \frac{\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt}}{\Delta}$$

Trong đó: $\Delta = 1 - b_{21}b_{12}$

ε'_s là các nhiễu trắng (white noise), vì thế ε'_s có phân phối $(0, \sigma_i^2)$:

$$\begin{aligned} E(e_{it}) &= 0 \\ Var(e_{1t}) &= E(e_{1t}^2) = \frac{E(\varepsilon_{yt}^2 + b_{12}^2 \varepsilon_{zt}^2)}{\Delta^2} = \frac{\sigma_y^2 + b_{12}^2 \sigma_z^2}{\Delta^2} = Var(e_{2t}) \\ Covar(e_{1t}, e_{2t}) &= E(e_{1t}e_{2t}) = \frac{E[(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})(\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt})]}{\Delta^2} \end{aligned}$$

$$= \frac{-(b_{12}\sigma_z^2 + b_{21}\sigma_y^2)}{\Delta^2}$$

$$\neq 0$$

Vì vậy, những cú sốc trong mô hình VAR rút gọn có tương quan với nhau. Cách duy nhất để loại bỏ các tương quan trên là làm cho covar = 0, có nghĩa là chúng ta giả định rằng những tác động đương thời bằng không $b_{12} = b_{21} = 0$. Chúng ta có thể sử dụng phương pháp OLS để ước lượng cho phương trình (6).

Chúng ta đi ước lượng VAR dạng rút gọn, vậy làm thế nào chúng ta có thể khôi phục lại các thông số cho hệ thống nguyên thủy từ hệ thống ước tính?

- VAR: 9 thông số (= 6 hệ số ước tính + 2 phương sai ước tính + 1 Covar ước tính)

- SVAR: 10 thông số (= 8 tham số + 2 phương sai). Nó không được định dạng (underidentified).

Sims (1980) đề nghị sử dụng một hệ thống đệ quy. Tức là chúng ta cần phải hạn chế bớt các tham số trong mô hình VAR. Ví dụ: giả sử tại thời điểm hiện tại y bị ảnh hưởng bởi z , nhưng z tại thời điểm hiện tại lại không bị ảnh hưởng bởi y . Vì vậy ta cho $b_{21} = 0$. Nói cách khác, y bị ảnh hưởng bởi cả y và z tại thời điểm hiện tại, trong khi z chỉ bị ảnh hưởng bởi chính nó. Đây là một phân hủy hình tam giác còn gọi là phân hủy Cholesky. Theo đó, chúng ta có 9 tham số ước lượng và 9 các tham số cấu trúc chưa biết, và SVAR được xác định chính xác.

Hệ SVAR trở thành:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

$$B^{-1} = \frac{1}{(1 - b_{21}b_{12})} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Do đó, hệ thống VAR rút gọn có thể được viết:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} - b_{12}b_{20} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} (c_{11} - b_{12}c_{21}) & (c_{12} - b_{12}c_{22}) \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Nếu chúng ta kết hợp các hệ số trong (8') với các hệ số ước lượng trong (6), ta có:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

Từ đó, chúng ta có thể trích xuất các hệ số của mô hình SVAR

$$a_{10} = b_{10} - b_{12}b_{20} \quad a_{20} = b_{20} \quad e_1 = \varepsilon_y - b_{12}\varepsilon_z$$

$$a_{11} = c_{11} - b_{12}c_{21} \quad a_{21} = c_{21} \quad e_2 = \varepsilon_z$$

$$a_{12} = c_{12} - b_{12}c_{22} \quad a_{22} = c_{22} \quad COV_{22} = \frac{-(b_{12}\sigma_z^2 + b_{21}\sigma_y^2)}{\Delta^2} = -b_{12}\sigma_z^2$$

2.2. Mô tả dữ liệu

Bài nghiên cứu tập trung kiểm chứng mức độ truyền dẫn TGHĐ vào lạm phát ở Việt Nam trong giai đoạn 2000 tới 2011. Cụ thể, các biến được sử dụng trong mô hình là:

Giá trị ngoại hối (Foreign exchange stock) được sử dụng nhằm đo lường mức độ biến động của dòng tiền ngoại hối từ nguồn viện trợ nước ngoài, thu từ hoạt động xuất khẩu, kiều hối và từ đầu tư trực tiếp nước ngoài. Dữ liệu được lấy từ Quỹ tiền tệ thế giới IMF.

Để đại diện tỷ giá hối đoái, chúng tôi lựa chọn tỷ giá hiệu lực danh nghĩa (NEER) được sử dụng nhằm đo lường tỷ giá hối đoái là giá trị trung bình có trọng số của đồng tiền Việt Nam với đồng tiền các đối tác thương mại chính trong một rổ tiền tệ. Nguyên nhân bởi vì chỉ số này là chỉ số tổng hợp chứ không phải các tỷ giá riêng rẽ của Việt Nam với các nước.

Chúng tôi tính toán NEER Việt Nam trong giai đoạn 2000-2011 với dữ liệu sử dụng gồm 20 quốc gia có khối lượng mậu dịch với Việt Nam chiếm tới 81,41% tổng kim ngạch xuất nhập khẩu của Việt Nam (Dựa vào số liệu năm 2013 của Bộ Công Thương). Các quốc gia xếp theo thứ tự tỷ trọng kim ngạch xuất nhập khẩu với Việt Nam là: Nhật Bản, Mỹ, Trung Quốc, Singapore, Hàn Quốc, Thái Lan, Đức, Malayxia, Hồng Kông-Trung Quốc, Úc, In-đô-nê-xi-a, Anh, Pháp, Hà Lan, Ý, Nga, Bỉ, Ấn Độ, Philipines, Thụy Sĩ.

Công thức được sử dụng để tính NEER như sau:

$$NEER_t = \prod_{j=1}^n (e_{jt})^{w_{jt}}$$

Trong đó:

t là thời gian theo năm

n là số lượng các đối tác thương mại chính của Việt Nam (=20)

e_{jt} tỷ giá danh nghĩa của đồng tiền nước j so với VND tại năm t và được tính theo chỉ số. Lưu ý tỷ giá ở đây cũng được tính là số VND cần đổi để lấy 1 đơn vị tiền tệ nước j

Biến cung tiền M2 được thêm vào nhằm phản ánh môi trường chính sách tiền tệ (Lown và Robinson, 2005)

Nhằm đo lường mức độ lạm phát, chỉ số giá tiêu dùng CPI được sử dụng. CPI là chỉ số đo lường các thay đổi trung bình qua thời gian của giá mà nhà tiêu dùng trả cho một rổ hàng hóa và dịch vụ (BLS, 2010). Thật ra, sử dụng chỉ số CPI còn nhiều hạn chế do nó không bao quát hết mức giá chung của tất cả hàng hóa trên thị trường nhưng do các chỉ số đáng tin cậy hơn như: chỉ số giảm phát GDP (GDP deflator), chỉ số giá bán lẻ (Retail Price Index) lại chỉ có dữ liệu theo năm nên không đủ số quan sát tin cậy.

TT	Biến	Đại diện	Ký hiệu	Nguồn
11	Giá trị ngoại hối	Dòng tiền nước ngoài	FE	IMF
22	Cung tiền rộng	Công cụ của chính sách tiền tệ	M2	IMF
33	Tỷ giá danh nghĩa đa phương	Tỷ giá hối đoái	NEER	Datastream
44	Chỉ số giá tiêu dùng	Lạm phát	CPI	IMF

Bảng 19: Tổng hợp nguồn dữ liệu của các biến trong bài nghiên cứu

	FE	M2	NEER	CPI
Mean	1.17E+10	1.03E+15	1.376265	71.92622
Median	1.13E+10	7.15E+14	1.296306	64.00200
Maximum	2.64E+10	2.78E+15	2.023058	126.2052
Minimum	3.33E+09	1.61E+14	0.985186	47.55481
Std. Dev.	6.91E+09	8.03E+14	0.279248	23.08612
Skewness	0.499416	0.766719	0.783192	0.786017
Kurtosis	1.990845	2.239079	2.731529	2.422675
Jarque-Bera	11.50835	16.72790	14.41718	16.00955
Probability	0.003170	0.000233	0.000740	0.000334
Sum	1.60E+12	1.41E+17	188.5483	9853.892
Sum Sq. Dev.	6.49E+21	8.77E+31	10.60520	72483.78
Observations	144	144	144	144

Bảng 20: Thống kê mô tả các biến

2.3. Xây dựng mô hình

Mô hình được xây dựng nhằm đo lường mức độ truyền dẫn TGHĐ tới lạm phát tại Việt Nam trong khuôn khổ mô hình SVAR. Cụ thể trong mô hình sẽ gồm 4 phương trình của biến nội sinh gồm: biến Giá trị trao đổi ngoại hối (FE), cung tiền (M2), Tỷ giá hiệu lực danh nghĩa (NEER) và chỉ số giá tiêu dùng (CPI). Cung tiền được thêm vào nhằm kiểm soát tác động của chính sách tiền tệ lên mức giá. Và để kiểm soát ảnh hưởng của các dòng viện trợ và dòng vốn ngoài nước đổ vào, biến FE được đưa vào dữ liệu. Dạng cấu trúc của mô hình VAR bậc p như sau:

$$A_0 y_t = c_0 \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (a)$$

Trong đó:

y_t là ma trận vecto có kích thước 4×1 của 4 biến nội sinh, với $y_t = [FE_t, M2_t, NEER_t, CPI_t]$

A_0 đại diện cho ma trận vuông hệ số tức thời có kích thước 4×4

A_i là các ma trận hệ số tự hồi quy

ε_t là ma trận vecto 4×1 của các nhiễu cấu trúc, với hiệp phương sai bằng 0. Ma trận hiệp phương sai của các nhiễu cấu trúc có dạng: $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = D = [\sigma_1 \sigma_2 \sigma_3 \sigma_4]$

Để có được dạng thu gọn của phương trình cấu trúc (a), ta nhân 2 vế phương trình với ma trận nghịch đảo của ma trận hệ số tức thời A_0 , tức là A_0^{-1}

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p B_i y_{t-i} + e_t \quad (b)$$

Trong đó $a_0 = A_0^{-1} \cdot c_0$, $B_i = A_0^{-1} A_i$ và $e_t = A_0^{-1} \cdot \varepsilon_t$ (sai số e_t của phương trình thu gọn (b) có sự kết hợp tuyến tính với những sai số cấu trúc ε_t và ma trận hiệp phương sai có dạng $E[\varepsilon_t, \varepsilon_t'] = A_0^{-1} D A_0^{-1}$).

Các nhiễu cấu trúc ε_t có thể được phân tách ra bằng việc áp đặt những giới hạn phù hợp lên A_0 . Những hạn định ngắn hạn được áp dụng trong mô hình này như sau:

$$\begin{bmatrix} e_{1,t}^{FE} \\ e_{1,t}^{M2} \\ e_{1,t}^{NEER} \\ e_{1,t}^{CPI} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha & 1 & 0 & 0 \\ \beta & \gamma & 1 & 0 \\ \delta & \vartheta & \varphi & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t}^{FE} \\ \varepsilon_{1,t}^{M2} \\ \varepsilon_{1,t}^{NEER} \\ \varepsilon_{1,t}^{CPI} \end{bmatrix}$$

Những hạn định mà đặt ra trong bài được giải thích bởi như sau: hạn định đầu tiên là giá trị trao đổi ngoại hối (FE) được xem như là không chịu tác động của các biến khác. Điều này là hợp lý bởi vì FE chỉ chịu tác động của các tác nhân bên ngoài như sự thay đổi trong nguồn viện trợ, cú sốc trong giá cả hàng hóa quốc tế (Farah Naz, 2012). Ngoài ra, cú sốc cung tiền chỉ chịu tác động bởi các cú sốc FE và độc lập với các cú sốc của tất cả các biến còn lại trong hệ thống. Điều này là hợp lý ở Việt Nam khi chính sách tiền tệ ở nước ta vẫn thả nổi có quản lý và do sự kiểm soát nguồn vốn vào chặt chẽ ở nước ta (Le Viet Hung và Wpfau, 2008). Ngoài ra, Rina Bhattacharya (2013) đã không tìm thấy mối quan hệ đáng kể nào giữa lạm phát và tăng trưởng cung tiền ở Việt Nam. Do đó, ta có thể giả định rằng lạm phát và tỷ giá hối đoái không có tác động đáng kể đến cung tiền. Hạn định cuối cùng là cú sốc của lạm phát chịu tác động bởi tất cả các cú sốc của các biến còn lại trong mô hình là FE, M2 và NEER (Huu Minh Nguyen, Tony Cavoli và John K. Wilson, 2012).

2.4. Trình tự ước lượng mô hình SVAR

Bước 1: Kiểm định tính dừng. Trong bài nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng phương pháp nghiệm đơn vị của Dickey-Fuller (1979) “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, Journal of the American Statistical Association, 74, p427-431 để xem tính dừng của chuỗi dữ liệu quan sát.

Bước 2: Lựa chọn độ trễ phù hợp. Tiến hành chạy VAR rút gọn, kiểm tra tính vững của mô hình. Mô hình VAR rất nhạy cảm đối với độ trễ và việc xác định một độ trễ tối ưu là một nghệ thuật. Nếu chọn độ trễ quá ít sẽ dẫn tới sai số đặc trưng. Nếu chọn độ trễ quá dài sẽ làm mất các bậc tự do. Như vậy có cách nào để lựa chọn độ trễ tối ưu? Rất khó trả lời câu hỏi này, chúng ta chỉ có thể thử và sai và tìm độ trễ thỏa các tiêu chuẩn:

LR: Likelihood ratio test criterion

FPE: Final prediction error criterion

AIC: Akaike information criterion

SIC: Schwars information criterion

HQ: Hanna-Quin information criterion

Bước 3: Xem xét tình vững của mô hình, xem xét mức độ phù hợp của mô hình bằng cách kiểm định tính dừng của phân dư.

Bước 4: Sau đó tiến hành ước lượng mô hình SVAR, hàm phản ứng đẩy (Impulse Responses) để giúp nhận thấy tác động của một cú sốc lên các biến trong mô hình.

Bước 5: Phân tích phân rã phương sai (Variance Decomposition) nhằm có cái nhìn tổng quan đơn giản về cấu trúc động của mô hình SVAR. Ngược lại với phản ứng đẩy, nhiệm vụ của phân rã phương sai là để đạt được sự thông gọn về khả năng dự báo. Ý tưởng là, ngay cả một mô

hình hoàn hảo thì vẫn liên quan đến sự mơ hồ về việc ước lượng các y_i . Bởi vì các sai số có liên quan là không chắc chắn. Theo sự tương tác giữa các phương trình, sự không chắc chắn được chuyển đến tất cả các phương trình. Mục đích của phân rã là để giảm sự không chắc chắn trong một phương trình tới phương sai của sai số trong tất cả các phương trình.

3. Nội dung nghiên cứu

Để kiểm soát lạm phát một cách có hiệu quả mà không cản trở các mục tiêu khác của nền kinh tế, các nhà làm chính sách cần phải hiểu rõ tác động của các biến số kinh tế cơ bản đến lạm phát, trong đó có tỷ giá hối đoái. Ở nước ta, tỷ giá bình quân liên ngân hàng giữa đồng Việt Nam và đồng USD luôn được Ngân hàng Nhà nước chú ý và thường được thay đổi ít nhất một năm một lần. Lần gần đây nhất là vào ngày 18/6/2014, tỷ giá trên đã được điều chỉnh 1% nhằm cải thiện cán cân thanh toán quốc tế. Và cứ mỗi lần thay đổi như thế, câu hỏi đặt ra là liệu lạm phát có bị biến động theo sự biến động của tỷ giá, liệu mức tăng ổn định của chỉ số CPI có phải đang bị phá vỡ? Cuốn theo dòng tranh luận đó, các bài báo, các nhà đầu tư đều có những dự báo cho riêng mình, tuy nhiên những dự báo ấy lại chủ yếu là định tính và không được lượng hóa một cách rõ ràng nên tính chính xác còn được bỏ ngỏ. Do đó, nhu cầu áp dụng một mô hình lượng hóa nhằm hiểu rõ tác động của truyền dẫn tỷ giá tới lạm phát được đặt ra.

Trên thế giới, nghiên cứu về truyền dẫn tỷ giá hối đoái tới lạm phát là một chủ đề thú vị mà rất nhiều nhà nghiên cứu quan tâm. Tiên phong trong lĩnh vực này là các nhà kinh tế Goldberg, Dornbusch, Knetter, McCarthy... Mỗi người có những đóng góp khác nhau, Goldberg và Knetter (1997) là người đầu tiên định nghĩa chính xác cơ chế truyền dẫn TGHĐ tới lạm phát và nêu được các kênh truyền dẫn. Dornbusch (1985) lại tìm ra cách giải thích vì sao TGHĐ và lạm phát lại không phản ứng theo cơ chế 1:1, tức một sự tăng lên của tỷ giá bao nhiêu sẽ làm lạm phát tăng bấy nhiêu. McCarthy (2000) là một trong những nhà nghiên cứu đầu tiên đo lường mức độ truyền dẫn tại nhiều quốc gia khác nhau trên thế giới. Hầu hết, các nghiên cứu trước đây tập trung vào các nước phát triển và kết quả cho thấy mức độ truyền dẫn tỷ giá tới lạm phát thường khá yếu và tác động khá nhanh. Còn ở các nước đang phát triển, nghiên cứu về lĩnh vực này hiện nay đang rất được quan tâm. Các nghiên cứu có thể kể ra như Farah (2012) ở Pakistan, Jiadan Jiang (2013) ở Trung Quốc, Peter Rowland (2004) ở Columbia, Sasaki (2005) ở các quốc gia Đông Nam Á..., các nghiên cứu trên đều thống nhất là mức độ truyền dẫn khá lớn tới giá nhập khẩu và giảm dần tới giá tiêu dùng.

Riêng tại Việt Nam, nghiên cứu về lĩnh vực này cũng được quan tâm khá nhiều với các nghiên cứu tiêu biểu của Nguyễn Thị Ngọc Trang (2014), Võ Văn Minh (2009), Bùi Thị Phương Thảo (2011)... Tuy nhiên các nghiên cứu hầu hết đều sử dụng mô hình VAR để quy vốn còn nhiều khiếm khuyết và đều không chú ý tới các dòng vốn ngoại hối từ viện trợ và kiều hối như là một biến trong mô hình mặc dù đây là đặc trưng của nước ta. Đề tài nghiên cứu đã lượng hóa và làm rõ tác động truyền dẫn TGHĐ tới lạm phát ở nước ta. Thông qua đó, các nhà làm chính sách có cái nhìn rõ hơn về tác động của những biến đổi tỷ giá tới lạm phát nhằm đưa ra các quyết định vĩ mô hiệu quả, đạt được mục tiêu kiểm soát lạm phát nhưng không ảnh hưởng tới các mục tiêu khác.

Bài nghiên cứu sẽ tập trung giải quyết vấn đề mô hình hóa mức độ và thời gian truyền dẫn TGHĐ tới lạm phát nước ta bằng cách áp dụng mô hình SVAR sau khi đã kiểm soát các nhân tố có thể tác động tới TGHĐ như dòng vốn viện trợ và dòng kiều hối, cung tiền. Mô hình SVAR áp dụng phương pháp xác định cấu trúc truyền thống để xác định sai số cấu trúc từ phần dư đồng thời xác định các cú sốc cấu trúc bằng cách áp đặt các hạn định thích hợp lên ma trận, từ

đó tiến hành các phân tích phản ứng đẩy và phân rã phương sai nhằm xem xét quan hệ động trong nền kinh tế được mô hình hóa dưới dạng mối quan hệ giữa các cú sốc.

4. Kết quả nghiên cứu

Bước 1: Kiểm định tính dừng

Trong phân tích chuỗi thời gian, bất kì chuỗi thời gian nào có tính chất dừng mới cho ra một kết quả ước lượng tin cậy, điều này được đề cập đến một cách rõ ràng và chính xác nhất trong “Time series analysis: forecasting and contro” (Box-Jenkins và Reinsel, 1970). Do đó, vấn đề đầu tiên trong việc ước lượng mô hình SVAR là kiểm định xem các chuỗi chúng ta đang quan sát có dừng hay không. Bảng dưới đây là bảng tóm tắt kết quả kiểm định tính dừng theo phương pháp nghiệm đơn vị (ADF-Augmented Dickey-Fuller).

STT	Tên biến	Có chặn và xu hướng	Có chặn	Không có chặn và xu hướng	P-value	Dừng tại bậc
1	FE			X	0.0000	Dừng bậc 1-->I(1)
2	M2	X			0.0011	Dừng bậc 1-->I(1)
3	NEER		X		0.0000	Dừng bậc 1-->I(1)
4	CPI	X			0.0000	Dừng bậc 1-->I(1)

Bảng 21: Tóm tắt tính dừng các biến

Tất cả 4 biến trong mô hình đều không dừng ở bậc gốc tức I(0). Biến giá trị giao dịch ngoại hối (FE) dừng ở bậc 1 nhưng không có chặn và xu hướng ở mức ý nghĩa 1%. Các biến cung tiền (M2) và chỉ số giá tiêu dùng (CPI) đều có chặn và có xu hướng và dừng ở bậc 1 với mức ý nghĩa 1%. Cuối cùng, biến tỷ giá hiệu lực danh nghĩa (NEER) dừng ở bậc 1 và không có chặn.

Bước 2: Lựa chọn độ trễ tối ưu

Lựa chọn độ dài trễ trong mô hình VAR là một phần rất quan trọng trong thủ tục định dạng. Hơn nữa, vấn đề chọn độ trễ phụ thuộc khá nhiều vào kinh nghiệm người nghiên cứu hơn là các công cụ định lượng cơ bản. Tuy nhiên, một số tiêu chuẩn có thể xem xét khi chọn độ dài của trễ là các tiêu chuẩn LR, AIC, SC, FPE, HQ. Các tiêu chuẩn này được phát triển bởi Grasa, Antonio Aznar (1989), Akaike (1987).

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: DLOGFE DLOGM2 DLOGNEER DLOGCPI
 Exogenous variables: C
 Date: 10/13/14 Time: 20:50
 Sample: 2000M01 2011M12
 Included observations: 135

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	919.0439	NA	1.52e-11	-13.55621	-13.47012	-13.52122
1	973.6775	105.2202	8.59e-12	-14.12855	-13.69814	-13.95365
2	1020.768	87.90159	5.43e-12*	-14.58915*	-13.81441*	-14.27432*
3	1028.816	14.54610	6.11e-12	-14.47134	-13.35227	-14.01658
4	1031.813	5.240638	7.43e-12	-14.27872	-12.81532	-13.68403
5	1050.154	30.97595*	7.22e-12	-14.31340	-12.50567	-13.57879
6	1062.065	19.40954	7.72e-12	-14.25281	-12.10076	-13.37828
7	1071.328	14.54703	8.62e-12	-14.15301	-11.65663	-13.13855
8	1085.652	21.64514	8.95e-12	-14.12818	-11.28747	-12.97380

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Bảng 22: Các tiêu chuẩn lựa chọn độ dài trễ LR, FPE, AIC, SC, HQ

Dựa vào bảng kết quả trên, ta thấy ở độ dài trễ 2 và 5 được các tiêu chuẩn ủng hộ. Tuy nhiên, độ dài trễ 2 được ủng hộ bởi 4 tiêu chuẩn (FPE, AIC, SC, HQ) trong khi độ dài trễ 5 chỉ được ủng hộ bởi 1 tiêu chuẩn là LR. Nên chúng tôi chọn độ dài trễ là 2.

Bước 3: Kiểm tra tính vững của mô hình:

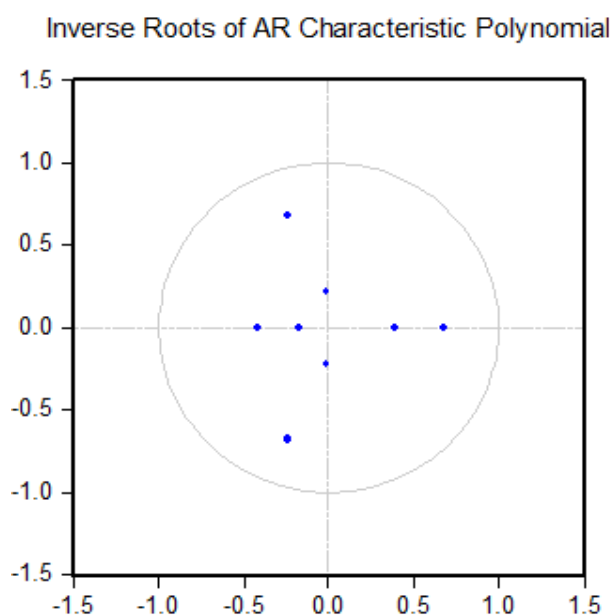
Chúng tôi kiểm định tính vững của mô hình bằng cách lần lượt thực hiện 2 loại Kiểm định là Roots of Characteristic Polynomial và Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial.

Roots of Characteristic Polynomial
 Endogenous variables: DLOGFE DLOGM2 DLOGNE...
 Exogenous variables: C
 Lag specification: 1 2
 Date: 10/13/14 Time: 21:18

Root	Modulus
-0.249970 - 0.677237i	0.721897
-0.249970 + 0.677237i	0.721897
0.675740	0.675740
-0.418855	0.418855
0.390502	0.390502
-0.016628 - 0.222138i	0.222760
-0.016628 + 0.222138i	0.222760
-0.180567	0.180567

No root lies outside the unit circle.
 VAR satisfies the stability condition.

Bảng 23: Bảng kiểm định tính dừng



Hình 4: Kiểm định vòng tròn đơn vị

Kết quả kiểm định cho thấy các modulus đều nhỏ hơn 1 và các chấm đều nằm trong vòng tròn đơn vị nên ta có thể kết luận mô hình là bền vững. Tuy nhiên, để chắc chắn hơn, chúng tôi quyết định kiểm tra tính dừng của phần dư (residuals). Theo định nghĩa chuỗi dừng, nếu phần dư dừng thì có nghĩa nó sẽ không có phương sai thay đổi và tự tương quan.

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
 Series: RESID01, RESID02, RESID03, RESID04
 Date: 10/14/14 Time: 05:20
 Sample: 2000M01 2011M12
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0
 Total (balanced) observations: 560
 Cross-sections included: 4

Method	Statistic	Prob **
ADF - Fisher Chi-square	323.910	0.0000
ADF - Choi Z-stat	-17.2956	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Intermediate ADF test results UNTITLED

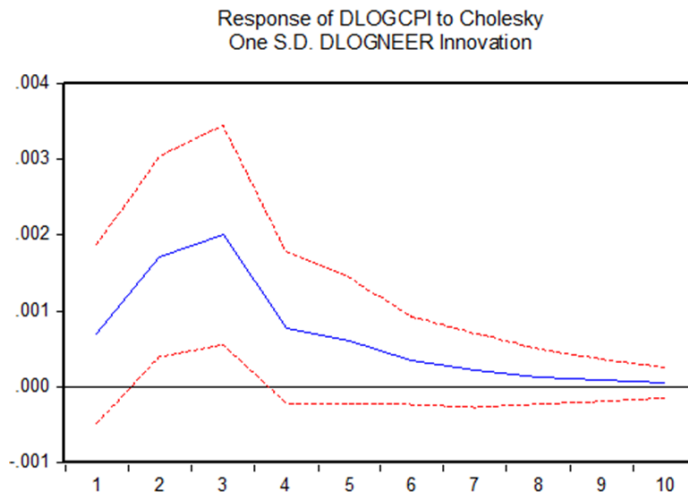
Series	Prob.	Lag	Max Lag	Obs
RESID01	0.0000	0	13	140
RESID02	0.0000	0	13	140
RESID03	0.0000	0	13	140
RESID04	0.0000	0	13	140

Bảng 24: Bảng kiểm định tính dừng

Kết quả cho thấy, với p-value 0.0000 nên ta có thể kết luận chuỗi phần dư là dừng ở mức ý nghĩa 1%. Như vậy, ta có thể kết luận mô hình mà ta chọn là phù hợp và ổn định.

Bước 4: Phân tích phản ứng đẩy (Impulse Response):

Sau khi xác định mô hình là đáng tin cậy bằng các kiểm định cần thiết, chúng tôi tiếp tục phân tích hàm phản ứng đẩy và phân rã phương sai.

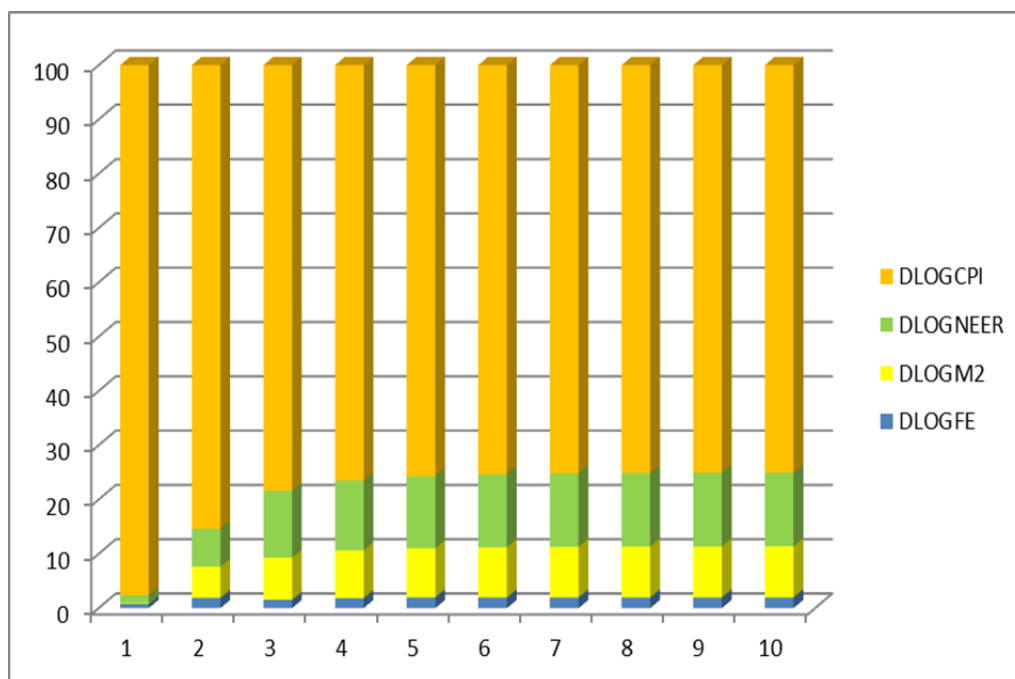


Hình 5: Phản ứng đẩy

Kết quả hàm phản ứng đẩy cho thấy tỷ giá NEER và lạm phát có mối tương quan dương với nhau. Với sự thay đổi trong tỷ giá NEER thì lạm phát trong nước mà đại diện ở đây là chỉ số CPI cũng sẽ thay đổi cùng chiều tại mọi thời điểm. Cụ thể, tác động của tỷ giá tác động mạnh nhất tới lạm phát là trong khoảng 3 tháng đầu và sau đó bắt đầu giảm dần và tiến về vị trí cân bằng từ tháng 10 trở đi. Cuối cùng, mức dao động của lạm phát sẽ về lại mức 0.

Do đó, ta đi đến kết luận là tỷ giá NEER có tác động cùng chiều tới lạm phát trong nước. Điều này là dễ hiểu vì khi NEER tăng nghĩa là đồng VND khi ấy bị mất giá so với các đồng ngoại tệ khác và dẫn tới là hàng nhập khẩu sẽ trở nên đắt hơn nên lạm phát trong nước sẽ tăng.

Bước 5: Phân tích phân rã phương sai (Variance Decomposition)



Hình 6: Kết quả phân rã phương sai của CPI

Kết quả phân rã phương sai cho thấy ngay tại thời điểm đầu tiên, sự biến động của CPI bị ảnh hưởng chủ yếu bởi cú sốc từ trễ của chính nó (chiếm đến 97,6%) còn các cú sốc từ cung tiền M2 và dòng ngoại hối hầu như không đáng kể. Ngoài ra, cũng trong kì này, tỷ giá NEER chiếm 1,43% trong sự biến động của CPI, điều này cho thấy mức độ truyền dẫn TGHD yếu tới lạm phát. Và mức độ giải thích cú sốc của chính CPI có giảm dần ở thời kì sau nhưng vẫn

chiếm tỷ lệ rất lớn. Cụ thể, sau 24 thời kì thì sự biến động của CPI vẫn chịu ảnh hưởng bởi cú sốc từ chính nó với tỷ lệ 75%.

Mức độ giải thích của NEER tới sự biến động tỷ giá tăng đột biến ở thời kì thứ 2, từ 1,43% ở thời kì đầu lên đến 7,02% ở thời kì thứ 2. Sau đó, tới thời kì thứ 3, mức độ giải thích của NEER hơn 1,5 lần lên 12,5% và giữ ổn định xấp xỉ 13% ở các thời kì tiếp theo. Điều này cho thấy, một sự điều chỉnh TGHD sẽ hầu như không gây ra biến động lạm phát ngay tại thời điểm điều chỉnh mà phải đợi 2,3 tháng sau thì mới xảy ra thay đổi. Tuy nhiên, mức thay đổi đó không lớn, tỷ giá chỉ chịu trách nhiệm cho khoảng 12% của biến động lạm phát.

4. Đóng góp và hướng phát triển của đề tài

Tuy nhóm đã chạy mô hình SVAR để đánh giá tác động truyền dẫn của TGHD tới lạm phát nhằm hiểu rõ hơn cơ chế trên nhưng vẫn không thể tránh khỏi thiếu sót..

Thứ nhất, chúng tôi dùng CPI để đại diện cho lạm phát. Mặc dù, đây là 1 chỉ số chuẩn mực nhằm đo lường mức giá trong nước nhưng nó vẫn gặp khá nhiều hạn chế do chỉ tính giá của một giỏ hàng hóa. Thứ hai, tỷ giá mà chúng tôi sử dụng không màng tính tuyệt đối thể hiện tỷ giá thực của đồng VND do khả năng nó bị làm méo mó bởi Ngân hàng Trung ương.

Với các nghiên cứu tiếp theo trong lĩnh vực này, việc thay thế chỉ số CPI bằng các chỉ số khác mà gần đây được sử dụng để đo lường lạm phát như: chỉ số giá bán lẻ (Retail price index), chỉ số giá hàng sản xuất (PPI)...là điều đáng phải xem xét. Ngoài ra, câu hỏi điều gì khiến cho mức độ truyền dẫn rất thấp của TGHD tới lạm phát ở Việt Nam vẫn chưa được lượng hóa ở nước ta, các nghiên cứu tiếp theo có thể phát triển thêm. Ngoài ra, các nhân tố vĩ mô luôn là tác động hai chiều, TGHD có thể truyền dẫn vào lạm phát, vậy ngược lại nếu lạm phát ở mức cao có gây áp lực để tỷ giá hối đoái thay đổi hay không và từ đó tác động ngược trở lại cơ chế truyền dẫn TGHD hay không vẫn còn bỏ ngõ.

Các nghiên cứu tiếp theo nên sử dụng một chỉ số phản ánh thực chất hơn lạm phát và giải quyết các tác động qua lại như trên.

Cuối cùng, tất cả các nghiên cứu ở nước ta đề tập trung giải thích mối quan hệ tuyến tính của sự truyền dẫn. Một góc nhìn phi tuyến còn đang chờ các nghiên cứu tiếp theo khám phá nhằm đánh giá toàn diện hơn mối quan hệ quan trọng giữa TGHD và lạm phát.

Trên đây là một số hướng phát triển cho đề tài nghiên cứu, sẽ được thực hiện trong những nghiên cứu xa hơn. Đề tài này chỉ dừng lại ở việc chạy mô hình SVAR nhằm ước lượng tác động và thời gian truyền dẫn TGHD vào lạm phát ở nước ta.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Tài liệu tham khảo tiếng Việt:

- [1] Trần Ngọc Thơ (2012), “Hiệu ứng truyền dẫn tỷ giá sang lạm phát”.
- [2] PGS.TS Nguyễn Thị Ngọc Trang, Th.S Lục Văn Cường (2012), “Sự chuyển dịch tỷ giá hối đoái vào các mức giá tại Việt Nam”. Tạp chí Phát triển và hội nhập.

Tài liệu tham khảo tiếng Anh:

- [3] Ahmadi, R., Rezayi, M., Zakeri, M., 2012. Effect of exchange rate exposure on stock market: evidence from Iran. Middle-East Journal of Scientific Research 11 (5), 610–616.
- [4] Alessandro Flamini (2004), “Inflation Targeting and Exchange Rate Pass-through” Bailliu, J., Fujii, E., 2004. Exchange Rate Pass-Through and the Inflation Environment in Industrialized Countries. Bank of Canada Working Paper 2004-21. June 2004. Bitans, M.,

- (2004): “Pass-through of exchange rates to domestic prices in East European countries and the role of economic environment”. Bank of Latvia Working Paper 4, Riga.
- [5] Brun-Aguerre, R., Fuertes, A.M., Phylaktis, K., 2012. Exchange rate pass-through into import prices revisited: what drives it? *Journal of International Money and Finance*.
- [6] Campa and Goldberg (2002), “Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?”. NBER Working Paper No. 8934.
- [7] Campa and Goldberg (2006), “Exchange-rate pass-through to Import prices in the euro area”. NBER Working Paper No. 11632.
- [8] Campa, J., Goldberg, L., 2005. Exchange rate pass-through into import prices. *The Review of Economics and Statistics* 87 (4), 679-690.
- [9] Fjffirtoft, D.B., (2011), “Monetary Policy in Russia and Effects of the Financial Crisis”. Econ-Working Paper no. 2008-011. project no. 27100.
- [10] Frank Smets và Raf Wouters, “Openness, Imperfect Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy”
- [11] Goldberg và Knetter (1997), “Good Prices and Exchange Rates: What have we learned?”, *Journal of Economic Literature*.
- [12] Hyder, Z., Shah, S., 2004. Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in Pakistan. State Bank of Pakistan Working Paper, WP/SBP -2004/05.
- [13] Jacqueline Dwyer, Christopher Kent và Andrew Pease (1993), “Exchange Rate Pass-Through: The Different Responses of Importers and Exporters”
- [14] McCarthy, J.,(2000), “Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies”. Staff reports No.11.
- [15] Paul Krugman (1986), “Pricing to market when the exchange rate changes”. NBER Working Paper No. 1926.
- [16] Ramona Jimborean (2013) “The exchange rate pass-through in the new EU”.
- [17] Rudiger Dornbusch (1997), “Exchange rates and prices”. NBER Working Paper.
- [18] Sahminan, S., (2002), “Exchange rate pass-through into import prices: empirical evidences from some Southeast Asian countries”. Working paper The University of North Carolina at Chapel Hill.
- [19] Taylor, J., (2000), “Low inflation, pass-through and the pricing power of firms”. *European Economic Review* 44 (7), 1389-1408.
- [20] Zorzi, M.C., Hahn, E., Sánchez, M., 2007. Exchange Rate Pass-Through in emerging markets. European Central Bank (ECB) Working Paper Series No 739. March 2007.

CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ VIỆT NAM

SV: Phan Thị Ngọc Khuê, Hồ Thị Quỳnh Trâm, Bùi Trần Mỹ Duyên, Nguyễn Thị An Thuận, Ngô Thị Cẩm Trinh- Đại học Kinh tế luật TP Hồ Chí Minh
GVHD: TS. Nguyễn Anh Phong, T.S Phạm Văn Chung

TÓM TẮT

Tăng trưởng kinh tế với tốc độ cao là mục tiêu của hầu hết các quốc gia, nhất là đối với các nước đang phát triển trong đó có Việt Nam. Nhờ vào những cải cách kinh tế toàn diện, sự chuyển đổi từ một nền kinh tế tập trung sang nền kinh tế thị trường và thực hiện chính sách mở cửa, Việt Nam đã đạt được những thành tựu đáng kể trong kinh tế phát triển. Hai thập kỷ qua, mô hình tăng trưởng kinh tế của Việt Nam đã thể hiện đúng quan điểm phát triển nền kinh tế thị trường theo định hướng xã hội chủ nghĩa, đạt được những tiến bộ ấn tượng về tăng trưởng kinh tế, nhưng hiệu quả tăng trưởng và sức cạnh tranh phát triển trong tương lai còn thấp.

Mô hình tăng trưởng kinh tế hiện nay của nước ta vẫn là mô hình tăng trưởng kinh tế theo chiều rộng, chưa tạo ra nguồn nhân lực chất lượng cao, đồng thời, sự chuyển giao công nghệ còn kém. Thu đem lại hút đầu tư nước ngoài nguồn lợi nhuận cao nhưng chủ yếu là dựa trên sự kết hợp giữa vốn bên ngoài và giá nhân công rẻ. Vốn và đặc biệt là vốn nước ngoài ngày càng “đắt” thì lại được sử dụng nhiều còn nguồn lao động dồi dào, giá nhân công rẻ sẽ không còn là lợi thế lâu dài. Tài nguyên thiên nhiên một nhân tố đóng một vai trò tương đối trong tăng trưởng kinh tế Việt Nam trong nhiều năm qua cũng dần trở nên cạn kiệt. Bên cạnh đó, sự đóng góp của năng suất nhân tố tổng hợp (TFP) còn ở mức thấp và có xu hướng giảm theo từng năm.

Cuối tháng 12/ 2015, Việt Nam trở thành thành viên chính thức của Hiệp định Đối tác kinh tế chiến lược xuyên Thái Bình Dương (TPP) và cộng đồng kinh tế ASEAN (AEC). Trong xu thế hội nhập kinh tế quốc tế và khu vực ngày càng sâu rộng thì việc làm thế nào để sử dụng hiệu quả các nguồn lực cả trong và ngoài nước là một vấn đề đáng chú ý. Vì vậy, chúng tôi thấy việc nghiên cứu và phân tích các nhân tố đóng góp cho tăng trưởng kinh tế trong thời kỳ hội nhập hiện nay là cấp thiết và cần được nghiên cứu.

Nhóm chúng tôi đã quyết định tìm hiểu, thu thập số liệu, đánh giá để tìm ra mối quan hệ giữa GDP với các yếu tố mà theo chúng tôi, nó ảnh hưởng trực tiếp đến sự thay đổi của GDP đó là: Vốn (K), Lao động (L), TFP, Tài nguyên thiên nhiên (NR). Và điểm đặc biệt từ bài tiểu luận của chúng tôi là đã thêm 2 biến mới vào mô hình là: TFP và Tài nguyên thiên nhiên qua đó có thể giải thích sự biến động của GDP với cái nhìn toàn diện để đưa ra những định hướng và những giải pháp phù hợp để thúc đẩy tăng trưởng kinh tế.

Sau khi ước lượng mô hình với các biến độc lập có tính dừng: Vốn (K), Lao động (L), TFP, Tài nguyên thiên nhiên (NR); kiểm định khuyết tật và khắc phục thì được mô hình cuối cùng như sau:

$$D(\log(GDP)) = 0.007529 + 1,673536.D(\log(L,2)) + 0.303532.D(\log(K)) + 0.558138.D(\log(TFP)) + 0.132235.D(\log(NR))$$

Ý nghĩa của các hệ số:

Từ mô hình ta thấy, giả sử các yếu tố khác không đổi, nếu lao động tăng thêm 1% thì GDP tăng 1,673536%.

Tương tự, nếu vốn tăng thêm 1% thì GDP tăng 0.303532%.

Nếu TFP tăng thêm 1% thì GDP tăng 0.558138%.

Nếu khai thác tài nguyên thiên nhiên tăng 1% thì GDP tăng 0.132235%.

Từ kết quả mô hình, ta khẳng định lao động có ảnh hưởng mạnh nhất đến GDP. Sau đó tác động giảm dần lần lượt là TFP, Vốn và cuối cùng là Tài nguyên thiên nhiên. Chúng tôi nhận thấy mô hình kinh tế mà chúng tôi phân tích ở trên là phù hợp với thực tế tại Việt Nam. Vì lao động đóng vai trò lớn nhất trong tăng trưởng kinh tế của Việt Nam trong những năm vừa qua. Thứ nhất là do Việt Nam là đất nước nông nghiệp, lao động chân tay nhiều. Thứ hai dân số Việt Nam là dân số trẻ, lực lượng lao động dồi dào. Mặt khác Việt Nam là nước đang phát triển nên sự đóng góp của khoa học- kỹ thuật (TFP) là rất cần thiết trong quá trình hội nhập. Vốn đứng vai trò quan trọng thứ ba theo kết quả nghiên cứu. Kể từ khi Luật đầu tư trực tiếp nước ngoài có hiệu lực (năm 1988), dòng vốn đầu tư nước ngoài (FDI) đã trở thành động lực quan trọng cho quá trình phát triển kinh tế xã hội của nước ta. Và cuối cùng là tài nguyên thiên nhiên, tăng trưởng sẽ trở nên hão huyền và xa vời nếu nó được tạo ra chủ yếu bởi sự tiêu thụ nguồn lực cơ sở của nền kinh tế, trong đó có tài nguyên thiên nhiên. Các nguồn tài nguyên không thể phục hồi, một khi đã bị khai thác chỉ có thể trở nên suy thoái, cạn kiệt.

Giải pháp và kiến nghị:

1. Về lao động

Thực tế cho thấy rằng nguồn lao động của Việt Nam có chất lượng chưa cao, hiệu quả làm việc còn thấp hơn nhiều nước trong khu vực. Những giải pháp cụ thể đối với vấn đề này chủ yếu nhằm đến công tác giáo dục nhằm hướng đến mục tiêu tạo ra lực lượng lao động chất lượng cao.

Thứ nhất: giáo dục, đào tạo gắn với định hướng phát triển kinh tế - xã hội của từng gia đoạn, với mục đích cung cấp nguồn nhân lực có chất lượng theo yêu cầu của sự phát triển kinh tế.

Thứ hai: tiến hành phân luồng học sinh sớm, định hướng nghề sớm, đảm bảo số lượng lao động kỹ thuật lành nghề tương ứng trong cơ cấu nguồn lao động

Thứ ba: trong đào tạo nguồn nhân lực, rất chú ý đến đào tạo kỹ năng lao động và phẩm chất của người lao động.

Thứ tư: huy động sự tham gia của các nguồn lực trong và ngoài nước vào công tác đào tạo để nâng cao chất lượng nguồn nhân lực. Cần có những ưu đãi để thu hút người tài vào công tác giáo dục như nâng cao mức lương cho giáo viên, giảng viên. Tạo điều kiện để họ có thể học tập thêm những kiến thức kỹ năng cần thiết để truyền lại cho thế hệ sau.

Bên cạnh đó các nhà làm chính sách, những người đứng đầu các cơ quan giáo dục nhà nước nên có thái độ nghiêm túc và thực hiện một cách dứt khoát các quan điểm giáo dục, không nên có những thay đổi nhất thời không mang tính chuẩn bị, khiến cho hệ thống giáo dục Việt Nam lâm vào tình trạng khủng hoảng như những năm vừa qua. Những đề án viết hàng trăm trang giấy nhưng không giúp giải quyết được vấn nạn mà chính thế hệ con cháu, những người trẻ chúng ta đang gánh chịu.

Và việc học tập kinh nghiệm của các nước phát triển đi trước trong đào tạo nguồn nhân lực luôn là cần thiết.

2. Về khoa học công nghệ

Chính sách của Nhà nước cần “tạo áp lực” với cộng đồng KH&CN để giải quyết những bài toán mang tính thực tế, góp phần phục vụ nhu cầu phát triển kinh tế - xã hội của quốc gia.

Hạ tầng cơ sở phục vụ cho nghiên cứu Việt Nam không nên đầu tư xây dựng thêm các viện hoặc trung tâm nghiên cứu mới. Thay vào đó, hãy tái cấu trúc mạnh mẽ các cơ sở R&D, trong đó hướng tới một số cơ sở cấp quốc gia đạt tầm vóc quốc tế.

Hệ thống quản trị công cho hoạt động KH&CN cần phải tăng cường sự phối hợp chặt chẽ giữa các bộ/ngành liên quan trong quy trình quản lý KH&CN, từ xét duyệt, cấp kinh phí, đến nghiệm thu đề tài nhằm đơn giản hoá và minh bạch hóa các thủ tục hành chính. Qua đó, tạo điều kiện cho các nhà khoa học được phát huy tối đa năng lực của mình.

Nguồn nhân lực có khả năng phát huy sáng tạo

Việt Nam vẫn có thể nâng cao năng lực nghiên cứu trong công tác đào tạo sau đại học qua hai phương án:

Nhân rộng cơ chế cho phép các đơn vị R&D có cơ sở hạ tầng nghiên cứu tốt được đào tạo sau đại học. Điều này sẽ tạo điều kiện và môi trường thuận lợi cho nghiên cứu sinh phát huy tư duy nghiên cứu.

Hợp tác với các GS Việt kiều thông qua mạng lưới Cộng đồng GS gốc Việt quốc tế (International Vietnamese Academics Network - iVANet) để hướng dẫn nghiên cứu sinh, học viên cao học.

3. Về vốn

Giải pháp thu hút đầu tư:

Thứ nhất, tập trung hoàn thiện hệ thống pháp luật và cơ chế chính sách phù hợp với yêu cầu hội nhập kinh tế quốc tế đã cam kết, góp phần tạo môi trường kinh doanh thuận lợi, để thu hút nguồn lực của các thành phần kinh tế, cả trong và ngoài nước. Phát triển đồng bộ và quản lý có hiệu quả các loại thị trường (bất động sản, vốn, dịch vụ, lao động, khoa học công nghệ)...

Thứ hai, tiếp tục cải cách hành chính hơn nữa theo cơ chế một cửa trong giải quyết thủ tục đầu tư. Xử lý kịp thời vướng mắc trong vấn đề cấp phép điều chỉnh giấy chứng nhận đầu tư. Nâng cao trình độ của đội ngũ cán bộ công chức nhằm đảm bảo thực hiện theo quy định tại Luật Đầu tư và quy định mới về phân cấp quản lý đầu tư FDI.

Thứ ba, tập trung các nguồn lực để đầu tư nâng cấp hệ thống kết cấu hạ tầng, nhất là giao thông, cảng biển...

Thứ tư, Nhà nước cần đầu tư phát triển nguồn nhân lực, đáp ứng tốt hơn yêu cầu của các doanh nghiệp. Đồng thời, tăng cường hoạt động kiểm tra giám sát đối với các doanh nghiệp có vốn FDI nhằm đảm bảo sự công bằng và giữ vững mối quan hệ thân thiện với các nước đầu tư. Đặc biệt, cần tạo được một hành lang pháp lý thống nhất, đảm bảo việc quản lý có hiệu quả đối với mọi thành phần doanh nghiệp...

Giải pháp sử dụng nguồn vốn có hiệu quả

Khi đã thu hút vốn được nguồn vốn đầu tư thì việc "tiêu hóa" "hấp thụ" được lượng vốn đó hiệu quả đóng vai trò quan trọng không kém.

- Trước tiên cần phải có quy định quản lý nguồn vốn một cách chặt chẽ để tránh trạng thái thoát vốn hay cắt xén nguyên vật liệu trong quá trình đầu tư .

- Điều chỉnh luồng vốn đầu tư vào các ngành nghề khu vực phù hợp
- Kiểm tra giám sát chặt chẽ các dự án đang thi công cũng như các dự án chuẩn bị thực hiện.
- Nâng cao trình độ người lao động quản lý.
- Hợp tác công tư chứ nhà nước không nên ôm đồm quá nhiều chỉ nên can thiệp ở khía cạnh quản lý.

4. Tài nguyên thiên nhiên

Tiết kiệm tài nguyên thiên nhiên rõ ràng là vấn đề nòng cốt của phát triển.

Một số giải pháp đề ra:

Từng bước đổi mới và hoàn thiện hệ thống chính sách, pháp luật, tổ chức bộ máy về quản lý tài nguyên.

Xây dựng và thực hiện các chiến lược bảo vệ, khai thác, sử dụng hợp lý các loại tài nguyên đất, khoáng sản, nước, rừng, nguồn lợi thủy sản, năng lượng tái tạo. Thúc đẩy phát triển, sử dụng năng lượng mới, năng lượng tái tạo, các nguyên liệu, nhiên liệu, vật liệu mới thay thế các nguồn tài nguyên truyền thống.

Đối với tài nguyên khoáng sản, phải sử dụng thật tiết kiệm, sử dụng tổng hợp và cần sản xuất các loại vật liệu thay thế (ví dụ, sản xuất các chất dẻo tổng hợp để thay thế các chi tiết bằng kim loại...). Kết hợp dự trữ khoáng sản chiến lược quan trọng với thúc đẩy khai thác hợp lý và hiệu quả tài nguyên khoáng sản; định hướng nhập khẩu một số loại khoáng sản chiến lược đáp ứng phát triển kinh tế lâu dài; tăng cường chế biến, không xuất khẩu khoáng sản thô. Sớm ngăn chặn, chấm dứt tình trạng khai thác và xuất khẩu khoáng sản trái phép.

Chú trọng phát triển kinh tế xanh, thân thiện với môi trường. Thúc đẩy phát triển, sử dụng năng lượng mới, năng lượng tái tạo, các nguyên liệu, nhiên liệu, vật liệu mới thay thế các nguồn tài nguyên truyền thống.

ẢNH HƯỞNG CỦA PHÁT TRIỂN TÀI CHÍNH VÀ CẤU TRÚC TÀI CHÍNH ĐẾN QUYẾT ĐỊNH ĐẦU TƯ

SV:Trịnh Thị Lụa, Nguyễn Trần Hoài An, Hà Lam Kiều,Lê Thị Thùy Dung
Đại học Kinh tế Luật TPHCM
GVHD:TS. Trần Hùng Sơn

TÓM TẮT

Với mục tiêu đánh giá ảnh hưởng của phát triển tài chính (PTTC) và cấu trúc tài chính (CTTC) đến quyết định đầu tư của doanh nghiệp(DN)phi tài chính ở Việt Nam, nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy GMM và dữ liệu bảng từ 424 doanh nghiệp được niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán TP.HCM (HOSE) và Hà Nội (HNX) trong giai đoạn 2005 – 2013. Đồng thời nghiên cứu sử dụng các dữ liệu cấp quốc gia và phân loại công ty dựa trên sự hiện diện hạn chế tài chính (HCTC)theo hai chỉ số KZ và WW. Kết quả nghiên cứu chỉ ra phát triển tài chính đều có ảnh hưởng đến đầu tư của doanh nghiệp đồng thời có tác động khác nhau lên loại công ty dựa trên sự hiện diện của hạn chế tài chính.Cấu trúc tài chính cũng ảnh hưởng đến hành vi đầu tư của doanh nghiệp ngay cả khi kiểm soát mức độ phát triển tài chính. Thêm vào đó, kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng hệ thống tài chính định hướng theo thị trường chứng khoán là phù hợp cho cả hai loại hình doanh nghiệp để nắm bắt và gia tăng đầu tư đáp ứng cơ hội tăng trưởng. Nhưng hệ thống tài chính định hướng thị trường chứng khoán chỉ giảm sự phụ thuộc vào nguồn vốn nội bộ để đầu tư của doanh nghiệp không bị hạn chế tài chính trong khi hầu hết các doanh nghiệp bị hạn chế tài chính vẫn gặp khó khăn trong tiếp cận vốn mới dẫn đến vẫn phải sử dụng vốn nội bộ để đầu tư.

Từ khóa: đầu tư, phát triển tài chính, cấu trúc tài chính, hạn chế tài chính.

PHẦN 1: PHẦN MỞ ĐẦU

1.1.TÍNH CẤP THIẾT CỦA ĐỀ TÀI

Quyết định đầu tư là một trong ba quyết định quan trọng trong quản trị tài chính ảnh hưởng không nhỏ đến kết quả hoạt động của DN hiện tại lẫn tương lai, từ đó góp phần vào sự tăng trưởng và phát triển kinh tế đất nước.Tuy nhiên, với quy mô vốn nhỏ cùng những hạn chế tiếp cận vốn từ bên ngoài, đầu tư DN gặp không ít khó khăn lẫn thử thách. Trong khi đó, khi nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến đầu tư, hầu hết các nghiên cứu tại Việt Nam chưa chú trọng đến yếu tố vĩ mô tác động, đặc biệt là chức năng hệ thống tài chính. Các lý thuyết về tài chính và sự tăng trưởng đã cho thấy, hệ thống tài chính được đặc trưng bởi sự PTTC và CTTC đóng một vai trò quan trọng trong sự phát triển của nền kinh tế, đặc biệt là nền kinh tế mới nổi với những vấn đề nổi bật về HCTC tại các thị trường tiền tệ và thị trường vốn. Kết quả này đã thúc đẩy việc xem xét ảnh hưởng của PTTC và CTTC đến đầu tư. Việc nắm bắt các yếu tố ảnh hưởng đến quyết định đầu tư này rất quan trọng, đặc biệt là đối với Việt Nam - một nước đang phát triển, nền kinh tế vẫn còn nhiều hạn chế trong hệ thống tài chính nói chung và NH cùng thị trường chứng khoán nói riêng; thường xuyên bị ảnh hưởng bởi các cú sốc kinh tế hoặc suy thoái của thế giới, và đặc biệt sự cạnh tranh vô cùng khốc liệt của DN Việt Nam khi gia nhập các Cộng đồng kinh tế mới.Các nghiên cứu gần đây đã dành nhiều quan tâm cho sự ảnh hưởng

của PTTC và CTTC đến đầu tư, tuy nhiên, do hạn chế về mặt dữ liệu cũng như sự không đồng nhất về trình độ phát triển, các nghiên cứu này chưa thực sự có thể áp dụng trực tiếp tại VN.

Với hạn chế của các đề tài trong nước về ảnh hưởng của hệ thống tài chính lên đầu tư DN, nghiên cứu ra đời với ý tưởng đánh giá “ẢNH HƯỞNG CỦA PHÁT TRIỂN TÀI CHÍNH VÀ CẤU TRÚC TÀI CHÍNH ĐẾN QUYẾT ĐỊNH ĐẦU TƯ CỦA DOANH NGHIỆP”. Hơn thế nữa, nghiên cứu còn chỉ ra tác động của các yếu tố này khi xem xét DN được phân loại dựa trên sự hiện diện của HCTC theo hai chỉ số KZ và WW.

1.2. TỔNG QUAN CÁC NGHIÊN CỨU TRƯỚC ĐÓ

Trên thế giới cũng như trong nước đã có nhiều nghiên cứu về yếu tố tác động đến đầu tư, nghiên cứu về tác động của PTTC và CTTC đến sự phát triển kinh tế, nghiên cứu về PTTC và CTTC đến đầu tư,... Đáng chú ý có thể kể đến các nghiên cứu của các tác giả Karen Mills và ctg (1994), Beck và ctg (1999), Ndikumana (2003), Bo Becker (2006), Inessa Love (2006), Baum và ctg (2009), Ng Huey Chyi và ctg (2014), Castro và ctg (2015).

1.2.1. Tổng quan nghiên cứu quốc tế

Karen Mills và ctg (1994) đã đưa ra các yếu tố tài chính ảnh hưởng đến đầu tư cho các DN phi tài chính tại Úc. Nhóm tác giả chỉ ra được ảnh hưởng của các yếu tố tài chính đến đầu tư (bao gồm đòn bẩy, dòng tiền, Tobin's Q, tài sản tài chính có tính thanh khoản và doanh thu) đặc biệt được thể hiện qua các DN nhỏ, DN có đòn bẩy cao hoặc DN có tỷ lệ lưu tồn cao. Trong đó, kết quả luôn chỉ ra rằng dòng tiền, Tobin's Q, tài sản tài chính có thanh khoản và doanh thu có tác động cùng chiều còn nợ có tác động ngược chiều.

Beck và ctg (1999) được xem như là một trong những nhóm tác giả đầu tiên vận dụng, tổng hợp và đưa ra các đo lường dữ liệu cho chỉ số PTTC và CTTC của các nước theo thời gian. Cơ sở dữ liệu cung cấp số liệu về quy mô, hoạt động và hiệu quả của các trung gian tài chính và thị trường, cho phép các nhà phân tích đánh giá toàn diện về sự phát triển, cấu trúc và hoạt động của ngành tài chính. Nghiên cứu không chỉ đưa ra cách đo lường được nhiều nghiên cứu sau đó học tập và sử dụng mà còn nhóm tác giả còn tính toán và cung cấp các chỉ số này thông qua Worldbank.

Nghiên cứu Levine (2000) sử dụng số liệu của 48 quốc gia lớn nhất thế giới trong giai đoạn từ 1980 - 1995 để đánh giá ảnh hưởng của PTTC và CTTC đến sự phát triển kinh tế. Nghiên cứu bổ sung cho các nghiên cứu trước đó khi cho rằng không có căn cứ hệ thống tài chính nên dựa vào NH hay dựa thị trường tài chính. Tuy nhiên, nghiên cứu chỉ ra các quốc gia có trình độ PTTC cao hơn được đo lường qua sự phát triển của NH và thị trường chứng khoán thì có tốc độ tăng trưởng đáng kể. Kết luận, tác giả cho rằng vấn đề quan trọng là thiết lập môi trường pháp lý mà tại đó NH và thị trường tài chính có thể phát triển.

Ndikumana (2003) nghiên cứu về vấn đề ảnh hưởng của CTTC và PTTC đến đầu tư lấy dữ liệu của 99 quốc gia phát triển và đang phát triển từ năm 1965 - 1997. Nghiên cứu thừa nhận trung gian tài chính ảnh hưởng đến đầu tư của DN thông qua việc giảm khó khăn về tài chính, cho phép DN tăng đầu tư để đáp ứng nhu cầu gia tăng về sản lượng. Nghiên cứu cũng đưa ra nhận định CTTC không có hiệu lực độc lập lên đầu tư, đồng quan điểm với các nghiên cứu trước đó của Levine (2002) và Beck and Levine (2002). Trong khi PTTC làm cho đầu tư đáp ứng nhiều hơn để tăng sản lượng, điều này ngụ ý khi hệ thống tài chính trở nên phát triển, vốn trở nên sẵn có và chi phí rẻ hơn và đặc biệt phân bổ hiệu quả hơn, từ đó DN có thể dễ dàng tiếp cận nguồn vốn cần thiết để đối phó với nhu cầu gia tăng vốn đầu ra, đồng thời tăng mức độ đầu tư. Thông qua việc nghiên cứu HCTC với dữ liệu xuyên quốc gia ở Châu Âu trong vòng mười

năm, Bo Becker (2006) đã chỉ ra được các yếu tố tác động đến đầu tư. Sử dụng độ nhạy cảm đầu tư ở cấp độ DN đối với dòng tiền để xác định HCTC. Độ nhạy dòng tiền đầu tư là thấp hơn ở các nước có thị trường tài chính phát triển hơn. Điều này ngụ ý rằng sự PTTC có thể giảm thiểu HCTC, hay nói cách khác thị trường phát triển làm giảm sự phụ thuộc của các DN vào nguồn lực nội bộ. Hiệu ứng giảm thiểu thấp đối với các DN con của tập đoàn bởi có thể họ sử dụng vốn nội bộ và phụ thuộc ít vào môi trường tài chính bên ngoài hoặc DN có tài sản tính thanh khoản tốt. Vì vậy, sự PTTC là có lợi vì nó giảm khó khăn tài chính ở cấp độ DN, từ đó giảm tương quan giữa nội lực và đầu tư.

1.2.2. Tổng quan nghiên cứu trong nước

So với các nghiên cứu quốc tế, nghiên cứu trong nước có phần hẹp hơn, dữ liệu nghiên cứu thường theo vùng, các biến nghiên cứu chủ yếu là các biến cấp độ DN, gần như chưa có nghiên cứu nào đánh giá tác động của các yếu tố cấp độ quốc gia đến đầu tư DN.

Phạm Lê Thông và ctg (2008) nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến quyết định đầu tư của các DN ngoài Quốc doanh ở Kiên Giang. Kết quả chỉ ra đầu tư DNNQD phụ thuộc rất lớn vào vốn tự có. Bên cạnh đó, đầu tư còn phụ thuộc tăng trưởng và lợi nhuận thu được, số tiền vay được từ các NH thương mại. Khả năng mở rộng mặt bằng của DN lại là yếu tố hạn chế đầu tư của DN. Các DN có khả năng mở rộng mặt bằng cao thường có xu hướng đầu cơ đất đai để hưởng lợi từ việc tăng giá nên họ ít quan tâm đến việc đầu tư mở rộng quy mô sản xuất kinh doanh. Ngoài ra, các DN quy mô lớn lại có xu hướng đầu tư ít hơn. Các yếu tố khác như sự sẵn có của nguyên liệu đầu vào, trình độ học vấn và chuyên môn của người quản lý DN hay những chủ trương, chính sách thu hút đầu tư của chính quyền lại không có tác động rõ rệt đến đầu tư của các DNNQD. Sử dụng mô hình hồi quy Binary logistic từ 904 DN Tiền Giang, Lê Bảo Lâm, Lê Văn Hưởng (2012) tìm ra được bảy yếu tố có ý nghĩa và có tác động đến quyết định đầu tư của DN gồm: tổng lao động có mối quan hệ tỷ lệ thuận với xác suất quyết định đầu tư DN, tổng tài sản tỷ lệ thuận với xác suất đầu tư DN, tổng doanh thu tỷ lệ nghịch với quyết định đầu tư DN, lợi nhuận trước thuế có ý nghĩa trong mô hình, ROA có quan hệ tỷ lệ nghịch, đây cũng là yếu tố quan trọng trong quyết định đầu tư, vốn chủ sở hữu có mối quan hệ tích cực đến đầu tư, loại hình DN tư nhân có ý nghĩa đối với quyết định đầu tư cao hơn các loại hình DN khác.

Nghiên cứu của Lê Khương Ninh, Huỳnh Hữu Thọ (2014), đánh giá ảnh hưởng của thái độ đối với rủi ro đến quyết định đầu tư trong điều kiện không chắc chắn về thị trường đầu ra của DN ở Đồng bằng sông Cửu Long. Nghiên cứu chỉ ra mối quan hệ nghịch biến giữa mức độ không chắc chắn và đầu tư các DN bằng quan với rủi ro. Hơn thế nữa, mối quan hệ này càng rõ nét đối với DN sợ rủi ro, và ngược lại các DN thích rủi ro, mức độ không chắc chắn và đầu tư có quan hệ đồng biến. Một phát hiện lý thú của nghiên cứu cũng được đề cập đó chính là mức độ cạnh tranh và chi phí "bôi trơn" đến đầu tư. Với mức độ cạnh tranh thấp, gia tăng cạnh tranh sẽ kích thích đầu tư, nhưng nếu mức độ cạnh tranh vượt qua giới hạn, DN sẽ giảm đầu tư nếu cạnh tranh tăng. Chi phí "bôi trơn" cũng tương tự như vậy.

Bằng phương pháp định lượng dựa trên dữ liệu bảng với mô hình hồi quy FEM (Fixed effect model), Nguyễn Minh Hà, Nguyễn Hoàng Phi Nam (2015) chỉ ra tác động của HCTC đến đầu tư của các DN sản xuất niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Kết quả, DN có HCTC bằng việc cắt giảm cổ tức so với năm trước thì có tác động đến đầu tư và sự chênh lệch về mức độ HCTC là rất lớn giữa các DN. Ngoài ra, DN có HCTC bằng việc không chia cổ tức hoặc có dòng tiền âm thì không tác động đến đầu tư. Nghiên cứu còn phát hiện thêm tăng

trường doanh thu thuần tác động cùng chiều đến đầu tư DN, trong khi đó số năm hoạt động kể từ khi cổ phần hóa và qui mô DN có tác động ngược chiều đến đầu tư.

1.3.MỤC TIÊU ĐỀ TÀI

Đánh giá ảnh hưởng của PTTC và CTTC đến quyết định đầu tư của DN phi tài chính niêm yết dựa trên sự hiện diện của HCTC. Kiến nghị tập trung để nâng cao hiệu quả đầu tư tại VN.

1.4.ĐỐI TƯỢNG VÀ PHẠM VI NGHIÊN CỨU

1.4.1.Đối tượng nghiên cứu của đề tài

Ảnh hưởng của PTTC và CTTC đến quyết định đầu tư của DN phi tài chính niêm yết.

1.4.2.Phạm vi

DN không hoạt động trong lĩnh vực tài chính (như NH, công ty chứng khoán, công ty tài chính và cho thuê tài chính, bảo hiểm, các quỹ đầu tư...) hay gọi là DN phi tài chính niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán TP. Hồ Chí Minh (HOSE) và Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội (HNX) trong giai đoạn 2005 – 2013. Mẫu nghiên cứu loại bỏ các DN hoạt động trong lĩnh vực tài chính bởi các DN này có xu hướng có nhiều hơn một kiểu mẫu đầu tư theo chu kỳ kinh doanh dẫn đến khó khăn khi kết hợp trong mô hình đầu tư.

1.5.PHƯƠNG PHÁP LUẬN NGHIÊN CỨU

Phân tích tại bàn: tổng quan các cơ sở lý thuyết, các tổng quan nghiên cứu về đầu tư, HCTC, tác động của PTTC và CTTC đến quyết định đầu tư từ đó đưa ra mô hình. Phương pháp định lượng để phân tích số liệu, sử dụng phương pháp hồi quy GMM chạy trên phần mềm Eview.

1.6.NGUỒN SỐ LIỆU VÀ PHƯƠNG PHÁP THU NHẬP

1.6.1.Nguồn số liệu và phương pháp thu nhập

Dữ liệu của nghiên cứu bao gồm dữ liệu cấp độ DN và cấp độ quốc gia. Dữ liệu cấp độ DN được lấy từ bộ dữ liệu Thomson Reuters và dữ liệu cấp độ quốc gia được lấy từ dữ liệu của Worldbank.

1.6.2.Phương pháp chọn mẫu và kích thước mẫu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu DN được cung cấp bởi Thomson Reuters với số DN niêm yết trên hai Sở Giao dịch Chứng khoán là 689 DN. Sau đó, tiến hành loại bỏ các DN có dữ liệu không đồng nhất, dữ liệu không phù hợp và DN hoạt động trong lĩnh vực tài chính, số liệu DN đáp ứng cho nghiên cứu còn 424 DN. Từ 424 DN, nghiên cứu tiếp tục phân loại DN theo hai chỉ số KZ và WW (phương pháp sẽ được trình bày ở chương 2 của nghiên cứu).

PHẦN 2: CHƯƠNG 1

CƠ SỞ LÝ LUẬN VỀ ĐẦU TƯ, HẠN CHẾ TÀI CHÍNH, PHÁT TRIỂN TÀI CHÍNH, CẤU TRÚC TÀI CHÍNH VÀ CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN ĐẦU TƯ CỦA DOANH NGHIỆP

2.1.ĐẦU TƯ

Quyết định đầu tư là một trong ba quyết định quan trọng trong quản trị tài chính DN bên cạnh quyết định tài trợ và quyết định quản trị vốn lưu động. Một quyết định đầu tư đúng sẽ góp phần làm gia tăng giá trị của DN, qua đó tối đa hóa giá trị tài sản của cổ đông - mục tiêu chủ yếu cho các quyết định tài chính. Đầu tư là phần tài sản được tích lũy nhằm gia tăng năng lực sản xuất tương lai của DN. Tài sản ở đây có thể do DN tự sản xuất hay huy động từ bên

ngoài.³Quyết định đầu tư liên quan đến tổng tài sản và giá trị của từng bộ phận tài sản (tài sản cố định và tài sản lưu động). Trong đó, quyết định đầu tư dài hạn của DN là một trong những quyết định quan trọng ảnh hưởng đến sự phát triển của DN trong tương lai bởi quyết định đầu tư dài hạn thường liên quan đến quy mô, trình độ công nghệ của DN từ đó ảnh hưởng đến chất lượng sản phẩm, cạnh tranh của DN. Ngoài ra, đầu tư dài hạn chiếm nguồn vốn lớn của DN đòi hỏi sự hiệu quả trong việc phân bổ và lựa chọn tài sản phù hợp.

2.2. HẠN CHẾ TÀI CHÍNH

Nghiên cứu phân loại DN dựa trên sự hiện diện của HCTC để đánh giá mức độ ảnh hưởng của các yếu tố đầu tư. Việc phân loại DN để đánh giá tác động đã từng được một số nghiên cứu trước đây thực hiện như nghiên cứu của Fazzari và ctg (1988) phân loại DN dựa trên tỷ lệ chi trả cổ tức; Carmen Martinez-Carrascal (2008) phân loại DN dựa trên trình độ PTTC của quốc gia; Baum (2009) phân loại DN dựa trên sự hiện diện HCTC trên hai phương diện là tài sản và tỷ lệ chi trả cổ tức; nghiên cứu của Christian Andres (2011) sử dụng tiêu chí quy mô lớn (nhỏ), tỷ lệ chi trả cổ tức cao (thấp); nghiên cứu của Castro và ctg (2015) phân loại DN theo hai chỉ số KZ và WW và nghiên cứu của Young-Jin Ro và ctg (2015) phân loại DN dựa trên ngành sản xuất, dịch vụ và quy mô DN. Đối với nghiên cứu này, mục tiêu đánh giá tác động khác nhau của PTTC và CTTC đối với DN dựa trên sự hiện diện của yếu tố HCTC, chúng tôi sẽ dùng tiêu chí phân loại DN dựa trên chỉ số định lượng của KZ và WW như nghiên cứu của Castro và ctg (2015).

Lê Hà Diễm Chi (2015) nghiên cứu các lý thuyết đầu tư với dòng tiền và yếu tố HCTC. Theo đó, tác giả chỉ ra khái niệm tổng quan về HCTC: “DNHCTC khi DN có khoảng cách giữa chi phí vốn bên trong và chi phí vốn bên ngoài, DN ít HCTC hay không có HCTC khi nó có nhiều tài sản có tính thanh khoản và giá trị thuần lớn, nghĩa là DN này có khả năng tiếp cận với nguồn vốn bên ngoài thuận lợi nhờ các yếu tố này”. Tuy nhiên, nghiên cứu của tác giả cũng cho thấy để xác định tính HCTC cần thực hiện qua các thực nghiệm thông qua đại lượng khác nhau khác như dòng tiền tỷ lệ chi trả cổ tức, xếp hạng trái phiếu, quy mô, tỷ lệ nợ, xác suất phá sản,....

Nghiên cứu sử dụng chỉ số KZ và WW để phân loại DN. Chỉ số KZ được nghiên cứu bởi Kaplan và Zingales (1997), nghiên cứu chỉ ra những DN có chỉ số KZ càng lớn thì càng có nhiều HCTC. Vì KZ nhỏ khi một DN có dòng tiền nội bộ lớn, cổ tức chi trả cao và nắm giữ tiền mặt nhiều. Ngược lại với những DN có tỷ lệ nợ càng cao, Tobin's Q càng lớn càng thể hiện rằng chi phí tiếp cận bên ngoài sẽ cao. Kết quả nghiên cứu của Kaplan và Zingales (1997) được thể hiện ở mô hình sau:

$$KZ_{it} = - (1.002 \frac{CF}{K_{t-1}})_{it} + (0.283Q)_{it} + (3.139 \frac{D}{TotCap})_{it} - (39.368 \frac{Div}{K_{t-1}})_{it} - (1.315 \frac{Cash}{K_{t-1}})_{it}.$$

Trong khi đó, chỉ số HCTC WW được Whited, Toni và Guojun Wu (2006) thể hiện qua mô hình định lượng sau với chỉ số càng cao càng thể hiện sự HCTC:

$$WW_{it} = - 0.091 (\frac{CF}{TA})_{it} - 0.062DDIV_{it} + 0.021 (\frac{LTD}{TA})_{it} - 0.044Size_{it} + 0.102ISALE_G_{it} - 0.035SALE_G_{it}$$

Với i là DN, t là năm. CF là dòng tiền thuần. Q là hệ số Tobin's Q, D là tổng nợ của DN. Tổng nguồn vốn (TopCap): là tổng nguồn vốn của DN. Cổ tức (DIV). TA là tổng tài sản DN. Biến giả về cổ tức (DDIV). Trong mô hình này DDIV được xác định là biến giả với DDIV = 1

³ Lê Bảo Lâm, Lê Văn Hường (2012)

nếu DN đó trả cổ tức bằng tiền mặt, bằng 0 nếu DN đó không chi trả cổ tức. LTD là nợ dài hạn của DN. Size đo lường quy mô DN được tính bằng logarit tổng tài sản DN, ISALE_G là tốc độ tăng trưởng doanh thu trung bình ngành, SALE_G tăng trưởng doanh thu DN.

Giống nghiên cứu của Castro và ctg (2015), nghiên cứu này cũng sử dụng hai chỉ số này để phân loại DN có HCTC và không HCTC theo danh sách DN đã lọc trước sau khi lấy tứ phân vị thứ nhất và tứ phân vị thứ ba theo kết quả lần lượt của hai chỉ số (với nhóm DN có chỉ số KZ và WW nhỏ hơn tứ phân vị thứ nhất của lần lượt hai chỉ số được xem là không bị HCTC và nhóm DN có chỉ số KZ và WW lớn hơn tứ phân vị thứ ba của lần lượt hai chỉ số là nhóm DN bị HCTC).

2.3. PHÁT TRIỂN TÀI CHÍNH VÀ CẤU TRÚC TÀI CHÍNH

Hệ thống tài chính là một tập hợp gồm nhiều định chế tài chính, thị trường tài chính, công cụ và cơ sở hạ tầng tài chính. Hệ thống tài chính đóng một vai trò quan trọng trong nền kinh tế với bốn chức năng chủ chốt: Là cầu nối giữa tiết kiệm và đầu tư; sàng lọc, chuyển giao, phân tán, giảm bớt rủi ro; giám sát DN qua việc sử dụng hiệu quả nguồn vốn, khả năng hạn chế bất cân xứng thông tin và quản trị DN và vận hành hệ thống thanh toán. Có rất nhiều chỉ tiêu để đánh giá mức độ lành mạnh và hiệu quả của hệ thống tài chính, ở đây nghiên cứu đánh giá hiệu quả của hệ thống tài chính được đặc trưng bởi mức độ phát triển và cấu trúc của nó. Điều này đã được thực hiện ở một số nghiên cứu trước như: Beck (1999), Levine (2002), Léonce Ndikumana (2003), Baum (2009), Castro (2015).

Có khá nhiều quan điểm khi nói về định nghĩa PTTC, hiểu một cách đơn giản, PTTC liên quan đến việc phát triển hệ thống tài chính, trong đó, bao gồm việc phát triển tổ chức tài chính, phát triển thị trường tài chính, công cụ tài chính, định chế tài chính và cơ sở hạ tầng tài chính.⁴

PTTC đóng vai trò quan trọng trong nền kinh tế. Theo King và Levine (1993) cho biết: “Đó là mức PTTC cao hơn tương quan mạnh và có ý nghĩa với tốc độ tăng trưởng kinh tế nhanh hơn (ở cả hiện tại và tương lai), với tích lũy vốn vật chất và những cải thiện về hiệu quả kinh tế”. Nói cách khác, PTTC có thể được xem là khả năng của các chủ thể tài chính cung cấp các cơ chế tạo điều kiện thuận lợi và thúc đẩy kinh tế. Nó có thể được xem là nguồn tạo nên lợi thế so sánh của quốc gia. Tuy nhiên, nhìn nhận một cách tổng quan, để phát triển kinh tế phát triển thì tài chính là điều kiện cần nhưng chưa đủ và đôi khi còn đi kèm với nhiều nguy cơ rủi ro. Do đó, để hạn chế rủi ro, DN và Nhà nước cần chú trọng tới chất lượng của PTTC, đồng thời xây dựng hệ thống thể chế và thực hiện các chính sách thích hợp. Một số quan điểm kinh tế khác đã cho thấy mối liên hệ của PTTC đối với các quyết định đầu tư thông qua các chi phí tài chính. Nói cách khác, PTTC làm giảm chi phí giao dịch và giảm gây ra bất đối xứng thông tin.

Ngoài ra, khi xem xét các vấn đề về vi mô và vĩ mô, ta có thể ví tăng trưởng kinh tế là hiện tượng kinh tế vĩ mô dựa trên nền tảng các yếu tố kinh tế vi mô mà cụ thể là các khoản đầu tư của DN. Như vậy, việc giả định HCTC sẽ tác động nhiều đến quyết định đầu tư của DN nói riêng và làm thay đổi mức độ PTTC của một quốc gia nói chung.

CTTC được sử dụng trong nghiên cứu không phải là cấu trúc để phân loại thị trường (thị trường vốn và thị trường tiền tệ, thị trường nợ và thị trường vốn cổ phần, thị trường thứ cấp và thị trường sơ cấp). Nghiên cứu xem xét yếu tố CTTC trên phương diện tổ chức tài chính (bao gồm NH và thị trường chứng khoán), hay nói cách khác nghiên cứu đo lường CTTC dựa trên tính tương đối của thị trường chứng khoán so với hệ thống NH.

⁴GS. TS. Nguyễn Thị Cảnh, Sách chuyên khảo Tài chính phát triển.

Như đã trình bày trong phần tổng quan, các biến PTTC và CTTC được sử dụng trong nghiên cứu của nhiều tác giả, tuy nhiên, mỗi tác giả có thể có cách định nghĩa và tính toán riêng phù hợp với đề tài nghiên cứu và đối tượng nghiên cứu. Ở đây nghiên cứu sử dụng cách đo lường và kết quả của biến PTTC và CTTC của các tác giả Beck (1999), Levine (2000), Baum (2009), Castro (2015).

2.4. CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN ĐẦU TƯ DOANH NGHIỆP

Quyết định đầu tư DN chịu tác động bởi nhiều yếu tố. Dưới đây, nghiên cứu tổng quan một số yếu tố ảnh hưởng đến đầu tư mà nghiên cứu sử dụng. Nghiên cứu sử dụng lý thuyết, cách đo lường biến và kết quả của các nghiên cứu Beck và ctg (1999), Levine (2000), Léonce Ndikumana (2003), Baum và ctg (2009) và đặc biệt là nghiên cứu của Castro và ctg (2015). Các biến sử dụng được mô tả, đo lường và kỳ vọng tại bảng 1, phụ lục 1.

Mô hình nghiên cứu thực hiện

Mô hình đo lường ảnh hưởng PTTC:

$$\left(\frac{I}{K_{t-1}}\right)_{it} = a_i + \beta_1 * \left(\frac{I}{K_{t-1}}\right)_{i,t-1} + \beta_2 * \left(\frac{I}{K_{t-1}}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_3 * \left(\frac{CF}{K_{t-1}}\right)_{it} + \beta_4 * \left(\frac{DEBT}{K_{t-1}}\right)_{it} + \beta_5 * SALE_G_{it} + \beta_6 * LOG(SIZE_{it}) + \beta_7 * GDP_{gt} + \beta_8 * Volatility_{t-1} + \beta_9 * FD_t + \beta_{10} * \left(\frac{CF}{K_{t-1}}\right)_{it} * FD_t + \beta_{11} * SALE_G_{it} * FD_{it} + \varepsilon_{it} (1)$$

Mô hình đo lường ảnh hưởng CTTC:

$$\left(\frac{I}{K_{t-1}}\right)_{it} = a_i + \beta_1 * \left(\frac{I}{K_{t-1}}\right)_{i,t-1} + \beta_2 * \left(\frac{I}{K_{t-1}}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_3 * \left(\frac{CF}{K_{t-1}}\right)_{it} + \beta_4 * \left(\frac{DEBT}{K_{t-1}}\right)_{it} + \beta_5 * SALE_G_{it} + \beta_6 * LOG(SIZE_{it}) + \beta_7 * GDP_{gt} + \beta_8 * Volatility_{t-1} + \beta_9 * FS_t + \beta_{10} * \left(\frac{CF}{K_{t-1}}\right)_{it} * FS_t + \beta_{11} * SALE_G_{it} * FS_{it} + \varepsilon_{it} (2)$$

Với t là năm, i là công ty, I_{it} là đầu tư công ty được đo bằng $K_{it} - K_{it-1}$, K_{it} là nguyên giá tài sản cố định, CF_{it} là dòng tiền thuần, $DEBT_{it}$ là nợ, $SALE_G_{it}$ là tăng trưởng doanh thu, $SIZE_{it}$ là quy mô, GDP_{gt} là tăng trưởng tổng sản phẩm quốc nội, $Volatility_t$ là biến động thị trường, FD_t là biến PTTC, FS_t là biến CTTC.

2.5. PHƯƠNG PHÁP HỒI QUY GMM

Nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy GMM sai phân được phát triển bởi Arellano và Bond (1995) và Blundell và Bond (1998) để ước lượng mô hình. Phương pháp này cho phép chúng ta xem xét các khía cạnh động của các mô hình đầu tư và kiểm soát đối với vấn đề nội sinh của biến giải thích. Giống với Castro (2015), chúng tôi giả định trong các ước tính rằng biến dòng tiền và nợ trên đầu tư năm cũ $\left[\left(\frac{CF}{K_{t-1}}\right)_{it} \text{ và } \left(\frac{DEBT}{K_{t-1}}\right)_{it}\right]$ là biến nội sinh. Các biến cấp độ quốc gia được xem là biến ngoại sinh.

PHẦN 3: CHƯƠNG 2

KẾT QUẢ ĐỊNH LƯỢNG VỀ ẢNH HƯỞNG CỦA PHÁT TRIỂN TÀI CHÍNH VÀ CẤU TRÚC TÀI CHÍNH LÊN QUYẾT ĐỊNH ĐẦU TƯ

3.1. THỐNG KÊ MÔ TẢ DỮ LIỆU

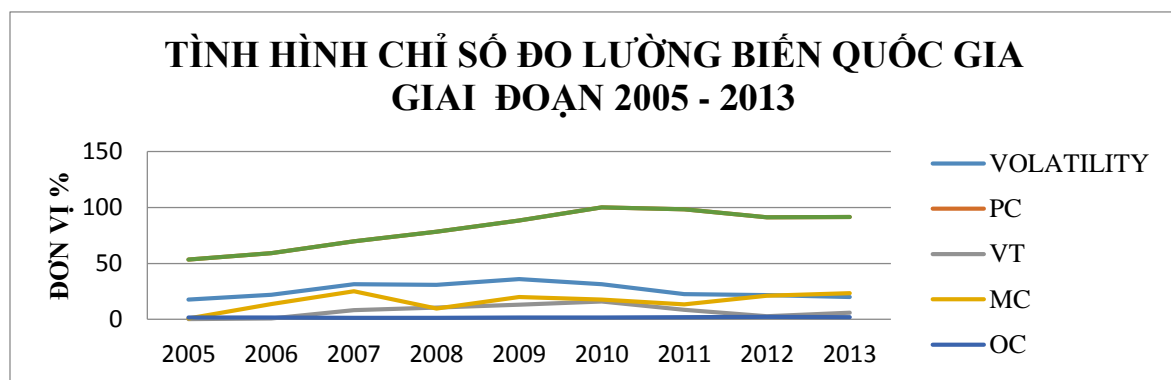
Kết quả thống kê mô tả thể hiện ở Bảng 2, 3. Dựa vào kết quả thống kê mô tả biến theo chỉ số KZ, ta rút ra được một số kết luận về tình hình các DN phi tài chính niêm yết tại Việt Nam từ 2005 – 2013 như sau: tốc độ tăng trưởng đầu tư trung bình của các DN không bị HCTC

cao hơn 44.9 % so với các DN bị HCTC. Tỷ lệ dòng tiền trên đầu tư trung bình năm cũ của DN không bị HCTC cao hơn 1.4577 lần các DN bị HCTC. Biến nợ trên đầu tư trung bình của các DN không bị HCTC cao hơn 2.57 lần các DN bị HCTC. Tốc độ tăng trưởng doanh thu trung bình của các DN không bị HCTC cao hơn 0.78 % các DN bị HCTC. Logarit quy mô DN không HCTC và HCTC trung bình lần lượt là 19.83 và 20.28.

Dựa vào kết quả thống kê mô tả biến theo chỉ số WW, ta rút ra được một số kết luận về tình hình các DN phi tài chính niêm yết tại Việt Nam từ 2005 – 2013 như sau: tốc độ tăng trưởng đầu tư trung bình của các DN không bị HCTC (36.8%) thấp hơn 8.5% các DN bị HCTC (45.3%). Tỷ lệ dòng tiền trên đầu tư trung bình năm cũ của DN không bị HCTC (0.62 lần) cao hơn 0.16 lần các DN bị HCTC (0.46 lần). Biến nợ trung bình của các DN không bị HCTC (1.93 lần) thấp hơn 0.93 lần các DN bị HCTC (2.86 lần). Tăng trưởng doanh thu trung bình của các DN không bị HCTC (28.04 %) thấp hơn 16.79 % các DN bị HCTC (44.83 %). Logarit quy mô DN không HCTC trung bình (21.13) lớn hơn DN HCTC (19.76), ngược với chỉ số KZ, điều này có thể lý giải trong thành phần chỉ số WW không xem trọng thành phần quy mô như chỉ số KZ. Đo lường biến cấp độ quốc gia từ 2005 – 2013.

Từ kết quả đo lường các biến quốc gia từ dữ liệu của Worldbank giai đoạn từ 2005 - 2013, ta rút ra được một số nhận xét như sau: tốc độ tăng trưởng hàng năm của tổng sản phẩm quốc nội tăng đều từ 1,588,646 tỷ VND (2005) lên 2,543,596 tỷ VND (2013). Biến động thị trường tăng đều trong giai đoạn 2005 - 2009 từ 17.63 % (2005) lên 36.12 % (2009) và có dấu hiệu đi xuống 19.84 % (2013). Tín dụng tư nhân bằng tiền gửi NH so với GDP tăng mạnh giai đoạn 2005 - 2010 từ 53.57 % (2005) lên 99.98 % (2010); nhưng giảm còn 91.59 % (2013). Giá trị giao dịch trên thị trường chứng khoán so với GDP tăng mạnh từ 0.13 % (2005) lên 16.08 % (2010); sụt giảm còn 2.92 % (2012) và tăng lên lại 6.08 % (2013) cho thấy sự không ổn định của thị trường, giá trị còn khá nhỏ so với tiềm năng của thị trường.

HÌNH 7. TÌNH HÌNH CHỈ SỐ ĐO LƯỜNG CÁC BIẾN CẤP QUỐC GIA
GIAI ĐOẠN 2005 – 2013



Nguồn: Worldbank

Vốn hóa thị trường chứng khoán so với GDP tăng nhanh từ 0.8 % (2005) lên tới 25.24 % (2007) nhưng sụt giảm còn 13.51 % (2011) và tăng nhẹ lên 23.4 % (2013). Chi phí chung tính theo giá trị kế toán cho việc quản lý của hệ thống NH có nhiều biến động.

Một số chỉ tiêu cấp quốc gia của các quốc gia Đông Nam Á từ 2005 – 2013

Dựa vào dữ liệu đo lường các biến của các quốc gia Đông Nam Á giai đoạn 2005 – 2013 từ Worldbank, ta rút ra được một số nhận xét như sau: các chỉ số đo lường tại Việt Nam về biến động thị trường, về chi phí chung tính theo giá trị kế toán cho việc quản lý của hệ thống NH so với GDP khá cao so với các nước trong khu vực Đông Nam Á, thể hiện tính không ổn định của

thị trường chứng khoán cũng như sự thiếu hiệu quả của NH so với các nước trong khu vực. Ngược lại, các chỉ số đo lường tại VN về tín dụng tư nhân phân bổ cho các khu vực tư nhân, giá trị giao dịch trên thị trường chứng khoán, về vốn hóa thị trường chứng khoán, về tín dụng tư nhân bằng tiền gửi NH so với GDP có xu hướng khá thấp so với một số nước trong khu vực.

3.2.KIỂM ĐỊNH TÍNH DỪNG

Để kiểm tra tính dừng cho dữ liệu bảng, ta sử dụng kiểm định nghiệm Levin-Lin-Chu (LLC Test - 2002) và Im-Pesaran-Shin (IPS Test - 2003). Levin, Lin và Chu (2002) là một trong những kiểm định nghiệm đơn vị đầu tiên được phát triển cho dữ liệu dạng bảng và có hạn chế trong việc chống lại giả thuyết thay thế, đặc biệt là khi mẫu nhỏ. Im, Pesaran và Shin (2003) sử dụng mô hình đề xuất cách kiểm định nghiệm đơn vị mới linh hoạt hơn và tính toán đơn giản cho dữ liệu bảng (được gọi là thống kê t-bar), cho phép kiểm tra đồng thời các chuỗi dừng và không dừng. Kết quả kiểm định cho thấy giả thuyết về nghiệm đơn vị bị bác bỏ nghĩa là các biến đều dừng ở chuỗi gốc, đây là điều kiện để tránh đưa đến kết quả hồi quy giả mạo. Kết quả kiểm định tính dừng tại Bảng 6.

3.3.KẾT QUẢ HỒI QUY

3.3.1.Ảnh hưởng biến kiểm soát

Kết quả hồi quy biến kiểm soát thể hiện ở các bảng ảnh hưởng của PTTC và CTTC đến đầu tư. Việc nghiên cứu của chúng tôi tập trung vào biến PTTC và CTTC nên chúng tôi sẽ trình bày các biến kiểm soát một cách tương đối đối với cả hai loại hình DN không bị HCTC và DN bị HCTC.

Biến dòng tiền $(CF/Kt-1)_t$ được xem xét cho cả hai mô hình PTTC và CTTC. Kết quả hồi quy mang giá trị âm là chủ yếu, nghĩa là khi dòng tiền tăng thì đầu tư giảm. Có thể thấy trong giai đoạn chúng tôi nghiên cứu 2005 – 2013, Việt Nam bị ảnh hưởng khủng hoảng kinh tế 2008 – 2013 dẫn đến các DN phải tái cấu trúc tài sản, thanh lý tài sản và chỉ muốn nắm giữ tiền mặt thay vì đem tiền đi đầu tư do đầu tư trong thời điểm đó sẽ đối mặt với nhiều rủi ro hơn.

Biến nợ $(DEBT/Kt - 1)_t$ có ý nghĩa thống kê và mang giá trị dương ở cả hai loại DN thuộc hai chỉ số KZ và WW. Điều này tuy trái với một vài nghiên cứu trước đây nhưng lại phù hợp với tình hình Việt Nam vì DN Việt Nam phần lớn vay mượn nợ để đầu tư, kết hợp với sự PTTC cao hơn thì DN sẽ có thể tiếp cận nguồn vốn mới dễ dàng hơn thay bằng sử dụng nguồn vốn nội bộ của mình đồng thời xét đến những lợi ích của việc vay mượn nợ sẽ kích thích các DN vay nợ nhiều hơn để đầu tư.

Biến tăng trưởng doanh thu $(SALE_G)$ có giá trị âm đối với DN không bị HCTC và có giá trị dương đối với DN bị HCTC. Ý nghĩa của giá trị dương là đầu tư sẽ tăng lên nếu tốc độ tăng trưởng doanh thu tăng và ngược lại. Biến này có giá trị âm với các DN không bị HCTC, điều này có thể được lý giải rằng doanh thu của các DN này hầu như là quá lớn nên dù năm sau doanh thu có sự gia tăng hơn năm trước thì tốc độ tăng trưởng doanh thu cũng không thể tăng quá mạnh được.

Quy mô DN $LOG(SIZE)$ có ý nghĩa và mang giá trị âm ở hầu hết cả hai loại DN thuộc cả hai chỉ số KZ và WW. Ý nghĩa rằng quy mô DN càng lớn thì đầu tư càng giảm. Điều này được lý giải như sau nếu tài sản khi lớn đến một mức độ nào đó đủ đảm bảo hoạt động sản xuất kinh doanh của DN thì DN sẽ hạn chế đầu tư của mình vào tài sản cố định.

Tăng trưởng GDP có ý nghĩa và tác động tích cực (mang giá trị dương) đến đầu tư của cả hai mô hình PTTC và CTTC ở cả hai chỉ số KZ và WW. Theo các thuyết tăng trưởng kinh tế thì

tăng trưởng kinh tế góp phần cải thiện môi trường kinh doanh, nguồn lực và con người tạo ra nhiều cơ hội đầu tư cho DN.

Biến động thị trường Volatility: kết quả tác động của biến động thị trường đối với đầu tư khá đa dạng và không đồng nhất ở cả hai loại hình doanh nghiệp thuộc hai chỉ số KZ và WW. Kết quả gần giống với kết quả của Castro và ctg (2015)

3.3.2. Ảnh hưởng của phát triển tài chính đến đầu tư

Chúng tôi sử dụng ba biến đo lường PTTC là hoạt động tài chính FDa, quy mô tài chính FDs và hiệu quả tài chính FDe vào mô hình nghiên cứu để đánh giá ảnh hưởng của PTTC đến quyết định đầu tư. Kết quả thể hiện tại Bảng 4.

Kết quả cho thấy các biến PTTC có tác động đến các công ty bị hạn chế tài tài chính và các công ty không HCTC đồng thời có tác động khác nhau lên hai loại công ty này. Theo chỉ số KZ, các biến hoạt động tài chính FDa và hiệu quả tài chính FDe có tác động ngược chiều cho hai loại hình DN, DN không bị hạn chế có hệ số dương, DN bị HCTC có hệ số âm. Nhưng theo chỉ số WW, kết quả cho ra hệ số dương ở các DN bị hạn chế và có hệ số âm với các DN không bị hạn chế. Phát hiện này chứng tỏ tác động của sự PTTC có thể là khác nhau đối với từng loại hình DN cũng như những hạn chế của chỉ số phân loại HCTC KZ, WW khi áp dụng với từng quốc gia.

Đối với biến tương tác giữa dòng tiền và PTTC để xem xét PTTC ảnh hưởng đến đầu tư qua việc giảm phụ thuộc vào nguồn vốn nội bộ của DN. Kết quả cho ra đúng như mong đợi đối với các DN không bị HCTC là khi có sự PTTC cao hơn, DN này sẽ hạn chế sử dụng nguồn vốn nội bộ và thay bằng nguồn vốn vay bên ngoài. Nhưng có xu hướng ngược lại đối với DN bị HCTC, DN sẽ sử dụng nguồn vốn nội bộ vào hoạt động đầu tư khi có sự PTTC cao hơn. Điều nghịch lý này có thể được lý giải do giai đoạn chúng tôi nghiên cứu 2005 – 2013, chưa có sự phân bổ nguồn vốn nhân rồi một cách hợp lý vì thế vẫn chưa hạn chế được việc sử dụng nguồn vốn nội bộ của các DN để đầu tư.

Trong mô hình này, chúng tôi đã đưa biến tương tác giữa doanh thu và PTTC, xem xét rằng khi có sự PTTC cao hơn thì cho phép DN nắm bắt được nhiều cơ hội tăng trưởng hơn. Từ kết quả cho thấy có sự khác biệt ở hai chỉ số. Đối với chỉ số KZ, DN không bị hạn chế thì đáp ứng được cơ hội tăng trưởng khi có sự PTTC cao hơn còn DN bị HCTC thì không. Đối với chỉ số WW, với cả hai loại hình DN, cả hai đều đáp ứng được cơ hội đầu tư. Qua kết quả trên ta thấy phần lớn DN không bị HCTC đều khá nhạy cảm với đầu tư và biết tận dụng cơ hội tăng trưởng để nắm bắt đầu tư.

3.3.3. Ảnh hưởng của cấu trúc tài chính đến đầu tư

Kết quả được thể hiện ở Bảng 5 ảnh hưởng của CTTC đến quyết định đầu tư. Các biến đo lường CTTC (FSa, FSs và FSe) có ý nghĩa và dương ở hầu hết DN không bị HCTC thuộc chỉ số KZ và DN bị HCTC thuộc chỉ số WW. Kết quả này dẫn đến hệ thống tài chính theo định hướng thị trường chứng khoán thì phù hợp hơn hệ thống tài chính định hướng theo NH trong việc tạo điều kiện để các DN này có thể tiếp cận nguồn vốn mới dễ dàng hơn.

Biến tương tác giữa dòng tiền và CTTC có ý nghĩa và tác động tích cực đến đầu tư ở cả hai loại DN thuộc chỉ số KZ. Dấu dương mang ý nghĩa rằng dòng tiền càng tăng thì đầu tư càng giảm và hệ thống tài chính theo định hướng NH thì phù hợp hơn. Điều này phù hợp trong thời gian chúng tôi nghiên cứu khi Việt Nam bị khủng hoảng kinh tế 2008 – 2013, lượng tiền nhiều

nhưng DN hạn chế đầu tư vì sợ thua lỗ và đồng thời thị trường chứng khoán của Việt Nam vẫn là thị trường non trẻ.

Biến tăng trưởng doanh thu và CTTC có ý nghĩa thống kê và đều mang giá trị dương cho các công ty không HCTC ở chỉ số KZ và các DN bị HCTC ở chỉ số WW. Sự phát triển hệ thống tài chính theo định hướng thị trường chứng khoán có thể tạo ra một nguồn tài trợ vốn mới với chi phí thấp và nhanh chóng hơn. Từ đó các DN đều có cơ hội tiếp xúc với môi trường tài chính tốt hơn khuyến khích các DN tăng cường đầu tư để nắm bắt kịp thời các cơ hội tăng trưởng cho DN mình.

3.3.4. Kiểm định biên mạnh

Để loại trừ khả năng biến CTTC có thể phản ánh các thông tin bao gồm đo lường PTTC như nghiên cứu Castro và ctg (2015) đã chỉ ra, nghiên cứu tiếp tục ước lượng mô hình với các biến CTTC kiểm soát kết quả cho biến PTTC. Kết quả kiểm tra biên mạnh cho ra phần lớn giống với hai kiểm định mô hình trước. Hầu hết phát hiện này ủng hộ cho kết quả trước đó rằng hệ thống tài chính định hướng theo thị trường chứng khoán là phù hợp hơn cho sự phát triển của các DN để đáp ứng các cơ hội đầu tư hơn là hệ thống tài chính định hướng theo NH.

3.4. KẾT LUẬN CUỐI VÀ KIẾN NGHỊ

Qua mô hình, chúng tôi rút ra được những kết luận đáng chú ý về ảnh hưởng của các biến PTTC và CTTC đến quyết định đầu tư. Phần lớn các thông tin đều đưa chúng tôi đến kết luận rằng nền kinh tế phát triển dựa trên thị trường chứng khoán là tốt cho cả hai loại hình DN trong việc nắm bắt được các cơ hội tăng trưởng để gia tăng đầu tư. Bên cạnh đó, các DN không bị HCTC còn giảm thiểu sự phụ thuộc vào nguồn vốn nội bộ của mình để đầu tư nhờ việc tiếp cận nguồn vốn mới dễ dàng hơn, nhưng các DN bị HCTC thì vẫn chưa giảm thiểu được sự phụ thuộc này do vẫn còn gặp khó khăn trong việc tiếp cận nguồn vốn mới.

Tuy nhiên thị trường chứng khoán Việt Nam còn khá non trẻ, một số chỉ tiêu đánh giá thị trường vẫn còn bị hạn chế như vốn hóa thị trường hay giá trị giao dịch. Điều này đòi hỏi các biện pháp cải thiện chức năng của thị trường vốn, những ưu đãi tăng tính thanh khoản và giao dịch của thị trường, giám sát chặt chẽ tính minh bạch và hiệu quả thị trường. Mặc dù nghiên cứu chỉ ra vai trò quan trọng của thị trường chứng khoán đến quyết định đầu tư nhưng cũng không thể phủ nhận vai trò của hệ thống ngân hàng, đặc biệt đối với nền kinh tế Việt Nam nói chung và đầu tư doanh nghiệp nói riêng. Vì vậy, phát triển và tái cấu trúc hệ thống ngân hàng, đặc biệt đảm bảo chính sách tín dụng tốt khuyến khích đầu tư dài hạn vẫn là một bài toán cần lời giải.

Thông qua nghiên cứu, chúng tôi nhận ra quyết định đầu tư của DN cũng có sự phụ thuộc vào tốc độ tăng trưởng doanh thu dù kết quả có sự khác biệt đối với hai nhóm DN bị HCTC và không bị HCTC. Tăng trưởng doanh thu không chỉ phụ thuộc vào các yếu tố như môi trường kinh doanh (chính sách nhà nước, thị phần, đối thủ cạnh tranh...) mà còn ảnh hưởng bởi các yếu tố nội tại của DN (nguồn vốn, nhân lực, khả năng quản lý...). Điều này nói lên rằng các DN ở cả hai loại hình đều cần phải có những chính sách quản trị và kinh doanh để tăng trưởng doanh thu cho DN để gia tăng đầu tư. Bên cạnh đó, hệ thống tài chính theo định hướng thị trường chứng khoán, các DN bị HCTC vẫn còn khó khăn trong việc giảm thiểu sự phụ thuộc vào nguồn vốn nội bộ để đầu tư, do đó các DN này cần có những chính sách cho DN mình để nâng cao uy tín trên thị trường chứng khoán nhằm tiếp cận dễ dàng hơn với nguồn vốn này như cần đào tạo đội ngũ cán bộ chất lượng, xây dựng được các dự án kinh doanh hiệu quả, khả thi hay cần phải minh bạch về thông tin tài chính của DN để xây dựng lòng tin đối với các nhà đầu tư.

DANH MỤC THAM KHẢO

TÀI LIỆU NƯỚC NGOÀI:

- [1] Andres, C. 2011. 'Family ownership, financing constraints and investment decisions' *Applied Financial Economics*, 21, 1641 – 1659.
- [2] Baum, CF., Schäfer, D., Talavera, O. 2009. 'The impact of financial structure on firms' financial constraints: a cross-country analysis' *Discussion papers _ German Institute for Economic Research*, No. 863.
- [3] Becker, B. and Sivadasan, J. 2006. 'The effect of financial development on the investment-cash flow relationship cross-country evidence from europe'.
- [4] Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., Levine, R. 1999. 'A new database on financial development and structure' *Financial sector discussion: pp. No.2*.
- [5] Bialowolski, P and Weziak-Bialowolska, C. 2013. 'External Factors Affecting Investment Decisions of Companies' *Discussion Paper*, No 2013 – 44.
- [6] Castro, F., Kakatzis, A.E.G., Martins – Filho, C. 2015. 'Financing in an emerging economy: does financial development or financial structure matter?'
- [7] Djankov, S., Ganser, T., McLiesh, C., Ramalho, R., Shleifer, A. 2010. *The Effect of Corporate Taxes on Investment and Entrepreneurship American Economic Journal: Macroeconomics 2: pp. 31–64*.
- [8] Fazzari, S.M., Hubbard, R.G., Pertersen. B.C. 1988. 'Financing constraints and corporate investment' *Brooking papers on economic activity*, volume 1988, issue 1: pp.141 – 195.
- [9] Islam and Mozumdar, A. 2007. 'Financial market development and the importance of internal cash: Evidence from international data' *Journal of Banking & Finance*, .
- [10] Levine. 2000. *Bank-Based or Market-Based Financial Systems: Which is Better?*.
- [11] Love, I. and Zicchino, L. 2006. 'Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR' *The Quarterly Review of Economics and Finance* 46.
- [12] Martinez-Carrascal, C. and Ferrando, A. 2008. 'The impact of financial position on investment an analysis for non-financial corporations in the euro area' *Working paper series No. 943*.
- [13] Mills, K., Morling, S., Tease, W. 1994. 'The influence of financial factors on corporate investment' *Research Discussion: pp. 9402*.
- [14] Ndikumana, L. 2003. *Financial Development, Financial Structure, and Domestic Investment: International Evidence*.
- [15] Ng Huey Chyi and Kam Yoke Tien. 2014. 'Investment – Cash Flow Sensitivity and Factors Affecting Firm's Investment Decisions' *International Review of Business Research Papers Vol. 10. No. 2: pp. 103 – 114*.
- [16] Restrepo, D., Correia, R., Población, J. 2012. 'Political Risk and Corporate Investment Decisions' *Working paper 04, business economics series 03*.
- [17] Young-Jin Ro, In-Chul Kim and Jin, Woong Kim. 2015. 'Financial Development and Investment in Korea' *Emerging Markets Finance and Trade: pp. 1- 10*.

TÀI LIỆU TRONG NƯỚC:

- [18] Lê, Bảo Lâm, Lê, Văn Hường. 2012 'Phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến quyết định đầu tư của DN tại tỉnh Tiền Giang' *Tạp chí khoa học trường Đại học Mở TP.HCM - số 4 (27)*.

- [19] Lê, Khương Ninh và Huỳnh, Hữu Thọ. 2014. ‘Ảnh hưởng của thái độ đối với rủi ro đến quyết định đầu tư trong điều kiện không chắc chắn về thị trường đầu ra của DN ở Đồng Bằng sông Cửu Long’ Tạp chí Phát triển kinh tế số 282: pp.94 – 108.
- [20] Lê, Hà Diễm Chi. 2015. ‘Quan hệ giữa đầu tư với dòng tiền và yếu tố HCTC: Nhìn từ các nghiên cứu trải nghiệm’ Tạp chí phát triển và hội nhập số 24 (34): pp.31 – 39.
- [21] Nguyễn, Minh Hà và Nguyễn, Hoàng Phi Nam. 2015. ‘Tác động của HCTC đến đầu tư của các DN sản xuất niêm yết trên TTCK Việt Nam’ Tạp chí công nghệ NH số 117.
- [22] Nguyễn, Thị Cành. 2009. Sách chuyên khảo Tài chính phát triển. Nhà xuất bản Đại học quốc gia TP Hồ Chí Minh
- [23] Phạm, Lê Thông., Lê, Khương Ninh., Lê, Tấn NghiêM., Phan, Anh Tú và Huỳnh, Việt Khải. 2008. ‘Phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến quyết định đầu tư của các DN ngoài quốc doanh ở Kiên Giang’ Tạp chí Khoa học: pp. 103 -112.

BẢNG 1. MÔ TẢ BIẾN, PHƯƠNG PHÁP ĐO LƯỜNG, TÁC GIẢ ĐÃ SỬ DỤNG VÀ DẤU KỶ VỌNG

Mô hình đo lường ảnh hưởng PTTC:					
$\left(\frac{I}{K_{t-1}}\right)_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \left(\frac{I}{K_{t-1}}\right)_{i,t-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K_{t-1}}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{CF}{K_{t-1}}\right)_{it} + \beta_4 \left(\frac{DEBT}{K_{t-1}}\right)_{it} + \beta_5 * SALE_G_{it} + \beta_6 * LOG(SIZE_{it}) + \beta_7 * GDP_{it} + \beta_8 * Volatility_{i,t} + \beta_9 * FD_{it} + \beta_{10} \left(\frac{CF}{K_{t-1}}\right)_{it} * FD_{it} + \beta_{11} * SALE_G_{it} * FD_{it} + \varepsilon_{it} (1)$					
Mô hình đo lường ảnh hưởng ảnh hưởng:					
$\left(\frac{I}{K_{t-1}}\right)_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \left(\frac{I}{K_{t-1}}\right)_{i,t-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K_{t-1}}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{CF}{K_{t-1}}\right)_{it} + \beta_4 \left(\frac{DEBT}{K_{t-1}}\right)_{it} + \beta_5 * SALE_G_{it} + \beta_6 * LOG(SIZE_{it}) + \beta_7 * GDP_{it} + \beta_8 * Volatility_{i,t} + \beta_9 * FS_{it} + \beta_{10} \left(\frac{CF}{K_{t-1}}\right)_{it} * FS_{it} + \beta_{11} * SALE_G_{it} * FS_{it} + \varepsilon_{it} (2)$					
Tên biến	Ký hiệu	Phương pháp đo lường	Tác giả sử dụng	Dấu KV	Ghi chú
Biến phụ thuộc					
Đầu tư	$\left(\frac{I}{K_{t-1}}\right)_{it}$	(Nguyên giá tài sản cố định năm t – nguyên giá tài sản cố định năm t-1) / nguyên giá tài sản cố định năm t-1	Fazzaria và ctg (1988), Devereux và Schiantarelli (1989), Mills (1994), Nguyễn Minh Hà, Nguyễn Hoàng Phi Nam (2015), Castro và ctg (2015)		
Biến kiểm soát					
Dòng tiền thuần	$(CF/K_{t-1})_{it}$	(Thu nhập thuần + khấu hao) năm t / nguyên giá tài sản cố định năm t-1	Fazzaria và ctg (1988), Devereux và Schiantarelli (1989), Mills (1994), Bo Becker (2006), Baum và ctg (2009), Andres (2011), Nguyễn Minh Hà, Nguyễn Hoàng Phi Nam (2015), Castro và ctg (2015).	+	
Nợ	$(DEBT/K_{t-1})_{it}$	(Nợ ngắn hạn + nợ dài hạn) năm t / nguyên giá tài sản cố định năm t-1	Devereux và Schiantarelli (1989), Mills (1994), Phạm Lê Thông và ctg (2008), Castro và ctg (2015).	+	
Tăng trưởng doanh thu	$SALE_G_{it}$	(Doanh thu năm t – doanh thu năm t-1) / doanh thu năm t-1	Phạm Lê Thông và ctg (2008) Castro và ctg (2015), Nguyễn Minh Hà và Nguyễn Hoàng Phi Nam (2015)	+	
Quy mô	$Log(SIZE)_{it}$	Logarit (tổng tài sản) năm t	Baum và ctg (2009), Lê Bảo Lâm, Lê Văn Hưởng (2012), Ng Huey Chyi và ctg (2014), Nguyễn Minh Hà, Nguyễn Hoàng Phi Nam	+	
PTTC					
Biến CTTC	FSt	bao gồm FSa, FSs, FSe	Beck (1999), Levine (2000), Baum (2009), Castro (2015)	+	toán của NH trên tổng tài sản của NH. PB là tín dụng tư nhân bằng tiền gửi NH trên GDP.
	Hoạt động CTTC	Fsa	Logarit (VT/PB)		
	Quy mô CTTC	FSs	Logarit (MC/PB)		
	Hiệu quả CTTC	Fse	Logarit (VT*OC)		
Biên trọng tác dòng tiền thuần và CTTC		$(CF/K_{t-1})_{it} * FSt$	Biên dòng tiền thuần * biên CTTC	Castro (2015)	+
Biên trọng tác tăng trưởng doanh thu và CTTC		$SALE_G_{it} * FSt$	Biên tăng trưởng doanh thu * biên CTTC	Castro (2015)	+

BANG 2: THÔNG KÊ MÔ TA THEO CHI SỐ KZ BANG 3: THÔNG KÊ MÔ TA THEO CHI SỐ

Biến	KZ index			
	Series "VOLATILITY" Point "2011" Value: 22,51419449			
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
(K-K(-1))(K(-1))	0.625387	3.583754	0.175944	0.386787
CF/K(-1)	1.466644	4.218097	0.009366	2.786448
DEBT/K(-1)	3.711875	10.19806	1.1438	2.49472
SALE_G	0.29027	1.525803	0.282387	1.542578
LOG(SIZE)	19.82668	1.396688	20.27893	1.375108
GDPg	0.057145	0.005594	0.057145	0.005594
VOLATILITY (%)	22.51419449	6.527931	22.51419449	6.527931
PC (%)	88.31326	16.94151	88.31326	16.94151
VT (%)	8.370618	5.418648	8.370618	5.418648
MC (%)	17.58	7.644708	17.58	7.644708
OC (%)	1.664408	0.251588	1.664408	0.251588
PB (%)	88.31326	16.94151	88.31326	16.94151

Biến	WW index			
	Không HCTC		HCTC	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
(K-K(-1))(K(-1))	0.368776	1.852695	0.452924	2.872477
CF/K(-1)	0.616201	2.066106	0.455165	4.374031
DEBT/K(-1)	1.93255	5.189696	2.857823	9.234145
SALE_G	0.280424	1.386677	0.448334	2.235639
LOG(SIZE)	21.13214	1.013789	19.76326	1.584329
GDPg	0.057145	0.005594	0.057145	0.005594
VOLATILITY (%)	22.51419449	6.527931	22.51419449	6.527931
PC (%)	88.31326	16.94151	88.31326	16.94151
VT (%)	8.370618	5.418648	8.370618	5.418648
MC (%)	17.58	7.644708	17.58	7.644708
OC (%)	1.664408	0.251588	1.664408	0.251588
PB (%)	88.31326	16.94151	88.31326	16.94151

Nguồn: Số liệu tự tính toán và tổng hợp của tác giả

BANG 4.TÁC ĐỘNG CỦA PHÁT TRIỂN TẠI CHÍNH ĐỐI VỚI QUYẾT ĐỊNH ĐẦU TƯ.

Biến	Chỉ số KZ						Chỉ số WW					
	Không hạn chế			Hạn chế			Không hạn chế			Hạn chế		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
$(I/K_{t-1})_{it}$	-0.739246*	-1.173553*	-0.879719*	0.036187	-0.047646	0.015189	-0.216669*	-0.251905*	-0.232301*	0.491499*	-0.402749*	0.743103*
	(0.106990)	(0.189331)	(0.0000)	(0.052295)	(0.054064)	(0.059028)	(0.029832)	(0.026373)	(0.028761)	(0.157459)	(0.131241)	(0.171802)
$(I/K_{t-1})_{it}^2$	0.0	Series "VOLATILITY" Point "2011" Value: 22,51419449	0.0344*	-0.026347*	-0.031165*	0.004507*	0.005438*	0.004942*	-0.057921*	-0.016772*	-0.068282*	
	(0.0)		(0.10146)	(0.008991)	(0.011571)	(0.000793)	(0.000652)	(0.000830)	(0.008105)	(0.005480)	(0.008062)	
$(CF/K_{t-1})_{it}$	-0.4	52045*	-4.585505	-0.818523*	0.935374*	5.274532*	0.264783*	5.274532*	-0.47493**	-15.37856*	-0.210217	
	(0.137520)	(1.865389)	(0.048311)	(1.071387)	(6.640716)	(0.166351)	(0.140523)	(0.850639)	(0.035136)	(0.240739)	(1.906946)	(0.128246)
$(DEBT/K_{t-1})_{it}$	0.037812*	0.01890**	0.053071*	0.208759*	0.191618*	0.187171*	0.0103***	0.002074*	0.005075	0.030883*	-0.009112	0.061156*
	(0.010105)	(0.009422)	(0.014028)	(0.015377)	(0.025065)	(0.013208)	(0.005625)	(0.005336)	(0.004265)	(0.007231)	(0.006321)	(0.017794)
$SALE_G_{it}$	-3.198593**	-84.50598*	-1.332314*	1.48907**	5.363248*	0.337656	-0.881989*	-14.07977*	-0.135383*	-16.99781*	12.364***	-7.612835*
	(1.578330)	(17.79235)	(0.479726)	(0.631851)	(1.728558)	(0.236169)	(0.071060)	(1.105473)	(0.016346)	(3.335655)	(6.133684)	(1.221673)
$LOG(Size)_{it}$	-3.579947*	-4.399454*	-2.169222*	-0.667406*	-0.986918*	-0.611290*	-0.874221*	-0.24491**	-0.849808*	-3.410616*	-9.108963*	-1.580823*
	(0.351947)	(1.050364)	(0.344657)	(0.113584)	(0.140179)	(0.105604)	(0.102025)	(0.096602)	(0.095715)	(0.497651)	(0.911888)	(0.367386)
$GDPg_{it}$	33.34742	58.7604**	-7.269910	2.453195	-0.148401	0.702562	15.17860*	9.339475*	14.36593*	105.0950*	100.1186*	113.4779*
	(23.10666)	(23.66482)	(17.61615)	(3.733112)	(3.904147)	(3.608041)	(2.864052)	(3.203304)	(3.318268)	(26.72107)	(24.12637)	(37.90279)
$Volatility_{it}$	-0.205643*	0.04534**	-0.210165*	0.013218*	0.017333*	0.015908*	0.018450*	0.025275*	0.017277*	-0.425408*	-0.0823**	-0.449343*
	(0.055199)	(0.022168)	(0.045688)	(0.004356)	(0.004864)	(0.004449)	(0.006000)	(0.005149)	(0.005656)	(0.088976)	(0.036452)	(0.090136)
$(FDa)_{it}$	2.020246*			-0.0674***			0.089006			2.876793*		
	(0.487440)			(0.037164)			(0.077020)			(0.714914)		
$(CF/K_{t-1})_{it}$ *($FDa)_{it}$	0.056580**			0.817974*			-0.125954*			0.048290		
	(0.022219)			(0.169600)			(0.020183)			(0.039405)		
$SALE_G_{it}$ *($FDa)_{it}$	0.456968**			-0.20591**			0.141330*			2.338825*		
	(0.214344)			(0.094847)			(0.009966)			(0.474555)		
$(FDs)_{it}$		-0.921616			0.645259			-1.658815*			10.10018*	
		(2.033231)			(0.469252)			(0.275259)			(2.368927)	
$(CF/K_{t-1})_{it}$ *($FDs)_{it}$		-1.122293*			0.974642			-1.085876*			3.209232*	
		(0.396539)			(1.400146)			(0.180031)			(0.404002)	
$SALE_G_{it}$ *($FDs)_{it}$		17.76503*			-1.119659*			2.985705*			-2.69013**	
		(3.733785)			(0.366214)			(0.232035)			(1.299434)	
$(FDa)_{it}$			2.276944*			-0.0513***		0.107008				2.712036*
			(0.397810)			(0.030555)		(0.066939)				(0.554442)
$(CF/K_{t-1})_{it}$ *($FDs)_{it}$			0.033973			0.714287*		-0.106828*				0.031131
$(SALE_G)_{it}$ *($FDa)_{it}$			(0.022115)			(0.133232)			(0.016429)			(0.052367)
$(SALE_G)_{it}$ *($FDs)_{it}$			0.658649*			-0.163594			0.128526*			3.611735*
			(0.210137)			(0.129841)			(0.007988)			(0.639308)
Số quan sát	396	396	396	418	418	400	377	377	377	400	400	400
J - statistic	24.88647	24.80898	28.571	30.29860	31.62004	28.40258	22.07969	19.23379	24.54904	23.08115	26.55245	26.11879
Prob(J - statistic)	0.356165	0.360209	0.194	0.141020	0.108307	0.200940	0.515446	0.687575	0.373948	0.456041	0.275486	0.295290
AR(1)	0.6952	0.3676	0.5488	NA	NA	NA	NA	0.4310	NA	0.0150	0.2717	NA
AR(2)	0.1548	0.1248				0.9952	0.1904	0.1905	0.1764	0.5043	0.3598	0.9226

BANG 6. TÁC ĐỘNG CỦA CẤU TRÚC TẠI CHỖ ĐỐI VỚI QUYẾT ĐỊNH ĐẦU TƯ.

Biến	Chỉ số KZ						Chỉ số WW					
	Không hạn chế			Hạn chế			Không hạn chế			Hạn chế		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
$(1/K_{t-1})_{i,t-1}$	-0.893846*	-0.793007*	-0.748544*	-0.006915	-0.161444*	0.034243	-0.240949*	-0.277769*	-0.222421*	0.799622*	0.049603	0.480793*
	(0.099320)	(0.139219)	(0.110165)	(0.046767)	(0.053195)	(0.049627)	(0.027690)	(0.014065)	(0.028295)	(0.163560)	(0.107178)	(0.173048)
$(1/K_{t-1})'_{i,t-1}$	0.021351*	0.01286**	0.017346*	-0.027593*	-0.01962***	-0.034594*	0.005165*	0.005905*	0.004647*	-0.070397*	-0.027674*	-0.058478*
	(0.003136)	(0.005516)	(0.003297)	(0.008537)	(0.010966)	(0.009492)	(0.000813)	(0.000431)	(0.000749)	(0.008130)	(0.004432)	(0.009055)
$(CF/K_{t-1})_{i,t}$	-0.048020	0.117288	-0.341446*	2.398921*	1.685030*	-2.792857*	-0.216813*	0.313100*	0.539270*	-0.036028	-0.38697**	-0.2754***
	(0.085632)	(0.107633)	(0.069293)	(0.391843)	(0.383308)	(0.535846)	(0.040207)	(0.038442)	(0.072704)	(0.125782)	(0.153102)	(0.146223)
$(DEBT/K_{t-1})_{i,t}$	0.051934*	-0.020646	0.033873*	0.184146*	0.127373*	0.213300*	0.002817	-0.001917	0.008978***	0.091553*	0.064310*	0.034495*
	(0.014548)	(0.015500)	(0.010282)	(0.013132)	(0.012717)	(0.015378)	(0.003754)	(0.002708)	(0.005042)	(0.012816)	(0.014058)	(0.006822)
$SALE_G_{i,t}$	1.834159	1.427420	-1.98126**	-0.274254	0.038861	0.72582**	0.455501*	-0.436267*	-0.432470*	10.70744*	7.002033*	-10.47790*
	(0.492095)	(1.369456)	(0.805462)	(0.278695)	(0.285930)	(0.307696)	(0.019756)	(0.022987)	(0.037464)	(0.949342)	(0.700308)	(2.061485)
$LOG(Size_{i,t})$	-1.899830*	-3.633263*	-3.569270*	-0.503130*	-1.025277*	-0.647419*	-0.849985*	-0.794317*	-0.894489*	-0.989367*	-1.958989*	-3.451883*
	(0.367475)	(0.882351)	(0.337541)	(0.084941)	(0.097097)	(0.111578)	(0.093719)	(0.094731)	(0.095851)	(0.289782)	(0.516508)	(0.501112)
$GDP_{i,t}$	3.299820	48.181***	51.9363**	-0.315758	1.208381	3.167494	14.21728*	9.838010*	15.04784*	86.55246*	2.373653	135.1648*
	(17.60403)	(26.47117)	(23.71412)	(3.19286)								
Volatility _{i,t-1}}	-0.182956*	0.108248*	-0.185443*	0.012182								
	(0.041745)	(0.048009)	(0.051034)	(0.003016)								
$(FSA)_{i,t}$	2.395849*			-0.000253				0.1412***		2.84224*		
	(0.448080)			(0.033930)				(0.078602)		(0.565006)		
$(CF/K_{t-1})_{i,t} * (FSA)_{i,t}$	0.04551***			0.877717*				-0.132256*		0.072159		
	(0.026892)			(0.143908)				(0.018684)		(0.036369)		
$SALE_G_{i,t} * (FSA)_{i,t}$	0.904469*			-0.144708				0.161848*		5.429233*		
	(0.267172)			(0.122645)				(0.009646)		(0.458685)		
$(FSA)_{i,t}$		0.423781			0.023432			-0.049398			0.808487	
		(0.576107)			(0.108315)			(0.060421)			(0.746020)	
$(CF/K_{t-1})_{i,t} * (FSA)_{i,t}$					0.15109*			0.142403*			-0.14685**	
					(0.279913)			(0.021992)			(0.062159)	
$SALE_G_{i,t} * (FSA)_{i,t}$		0.727815			0.011418			-0.340823*			4.144901*	
		(0.783977)			(0.202830)			(0.014128)			(0.438859)	
$(FSA)_{i,t}$			2.232646*			-0.09664**			0.118811			3.863842*
			(0.548036)			(0.045343)			(0.090058)			(0.777070)
$(CF/K_{t-1})_{i,t} * (FSA)_{i,t}$			0.081413*			1.149528*			-0.162797*			0.035480
			(0.029821)			(0.219388)			(0.023975)			(0.045757)
$(SALE_G)_{i,t} * (FSA)_{i,t}$			0.661947*			-0.2218***			0.182347*			3.325857*
			(0.248338)			(0.115108)			(0.012254)			(0.677142)
Số quan sát	396	396	396	418	418	418	377	377	377	400	400	400
J - statistic	29.26464	20.70507	24.67210	29.75905	23.75823	30.33351	24.13833	27.24168	21.29498	29.62488	17.43637	24.75338
Prob(J - statistic)	0.171695	0.599093	0.367411	0.156444	0.417296	0.140065	0.396182	0.245821	0.563079	0.160476	0.787304	0.363125
AR(1)	0.5340	0.6335	0.6787	NA	NA	NA	NA	0.9169	NA	0.0063	0.0057	0.0249
AR(2)	0.2111	0.2578	0.0655	0.9654	0.7452	0.9831	0.1596	0.1924	0.1685	0.8493	0.9215	0.6237

Nguồn: Tính toán của tác giả

* Có ý nghĩa thống kê ở 1%

** Có ý nghĩa thống kê ở 5%

*** Có ý nghĩa thống kê ở 10%

BẢNG 6. KIỂM ĐỊNH TÍNH DỪNG

Chi số KZ								
Không hạn chế								
Hạn chế								
Biến	LLC Test		IPS Test		LLC Test		IPS Test	
	Statistic	P-value	Statistic	P-value	Statistic	P-value	Statistic	P-value
$(I/K_{t-1})_{t-1}$	-58.0533	0.0000	-5.83831	0.0000	-16.2791	0.0000	-1.92958	0.0268
$(I/K_{t-1})^2_{t-1}$	-35.2675	0.0000	-5.47746	0.0000	-11.5892	0.0000	-2.75905	0.0093
$(CF/K_{t-1})_t$	-87.3312	0.0000	-14.0143	0.0000	-19.9421	0.0000	-3.49217	0.0002
$(DEBT/K_{t-1})_t$	-186.744	0.0000	-26.9022	0.0000	-12.3167	0.0000	-2.71871	0.0028
SALE_G _t	-14.8412	0.0000	-3.97686	0.0000	-15.0065	0.0000	-3.26768	0.0005
LOG(Size _{it})	-14.9417	0.0000	-3.67164	0.0000	-17.7910	0.0000	-5.10936	0.0000
GDP _{gt}	-52.8187	0.0000	-16.6477	0.0000	-52.8187	0.0000	-16.6477	0.0000
Volatility _{t-1}	-9.31222	0.0000	-2.66703	0.0000	-9.31222	0.0000	-2.66703	0.0038
(FDa) _t	-25.6364	0.0000	-11.8881	0.0000	-25.6364	0.0000	-11.8881	0.0000
(FDs) _t	-25.7763	0.0000	-9.45113	0.0000	-25.7763	0.0000	-9.45113	0.0000
(FDe) _t	-26.4709	0.0000	-11.2543	0.0000	-26.4709	0.0000	-11.2543	0.0000
(FSa) _t	-23.2473	0.0000	-11.5499	0.0000	-23.2473	0.0000	-11.5499	0.0000
(FSs) _t	-35.3501	0.0000	-26.4523	0.0000	-35.3501	0.0000	-26.4523	0.0000
(FSe) _t	-25.6890	0.0000	-12.5267	0.0000	-25.6890	0.0000	-12.5267	0.0000

Chi số WW								
Không hạn chế								
Hạn chế								
Biến	LLC Test		IPS Test		LLC Test		IPS Test	
	Statistic	P-value	Statistic	P-value	Statistic	P-value	Statistic	P-value
$(I/K_{t-1})_{t-1}$	-28.4352	0.0000	-5.52903	0.0000	-29.2249	0.0000	-4.52550	0.0000
$(I/K_{t-1})^2_{t-1}$	-25.3592	0.0000	-3.05855	0.0000	-24.3804	0.0000	-4.58348	0.0000
$(CF/K_{t-1})_t$	-30.4102	0.0000	-10.2295	0.0000	-82.5220	0.0000	-8.38072	0.0000
$(DEBT/K_{t-1})_t$	-12.0561	0.0000	-3.77626	0.0000	-16.6990	0.0000	-18.3284	0.0000
SALE_G _t	-27.0267	0.0000	-4.75281	0.0000	-21.8644	0.0000	-2.50459	0.0061
LOG(Size _{it})	-20.3239	0.0000	-4.90512	0.0000	-36.6503	0.0000	-12.1419	0.0000
GDP _{gt}	-60.3105	0.0000	-19.0090	0.0000	-60.3105	0.0000	-19.0090	0.0000
Volatility _{t-1}	-10.6331	0.0000	-3.04532	0.0000	-10.6331	0.0000	-3.04532	0.0012
(FDa) _t	-29.2727	0.0000	-13.5743	0.0000	-29.2727	0.0000	-13.5743	0.0000
(FDs) _t	-29.4324	0.0000	-10.7917	0.0000	-29.4324	0.0000	-10.7917	0.0000
(FDe) _t	-30.2255	0.0000	-12.8506	0.0000	-30.2255	0.0000	-12.8506	0.0000
(FSa) _t	-26.5446	0.0000	-13.1881	0.0000	-26.5446	0.0000	-13.1881	0.0000
(FSs) _t	-40.3641	0.0000	-30.2043	0.0000	-40.3641	0.0000	-30.2043	0.0000
(FSe) _t	-29.3327	0.0000	-14.3035	0.0000	-29.3327	0.0000	-14.3035	0.0000

Nguồn: Tính toán của tác giả

CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN MỨC ĐỘ TẬP TRUNG THƯƠNG MẠI CỦA VIỆT NAM VÀ CÁC NƯỚC TPP

SV: Nguyễn Thị Hồng, Lê Thị Thùy Dung

Trường Đại học KT Luật TP HCM

PHẦN MỞ ĐẦU

1. Lý do chọn đề tài

Tháng 11/2010, Việt Nam chính thức tham gia đàm phán TPP (Hiệp định Đối tác xuyên Thái Bình Dương). Sau hơn 5 năm đàm phán với hơn 30 phiên làm việc cấp kỹ thuật và 19 cuộc đàm phán cấp Bộ trưởng, các nước TPP đã chính thức kết thúc đàm phán Hiệp định vào ngày 05 tháng 10 năm 2015 tại Hội nghị Bộ trưởng tại Atlanta (Hoa Kỳ). Đây là tiền đề tiến tới Lễ ký kết Hiệp định vào ngày 04 tháng 02 năm 2016 tại Auckland (New Zealand).

Hiệp định TPP được xem là bước chuyển biến lớn, là thỏa thuận lớn nhất và tham vọng nhất liên quan đến các quốc gia, đồng thời là thỏa thuận quan trọng nhất mà các nước đã đạt được trong 20 năm qua kể từ vòng đàm phán Uruguay. Hiệp định TPP được xem là hiệp định thương mại tự do của thế kỷ XXI.

Đối với Việt Nam, hiệp định TPP là một cơ hội lớn tuy nhiên nó cũng là một sân chơi mới ràng buộc bởi không ít luật lệ và đầy rẫy thách thức. Đứng trước yêu cầu đó, để tối ưu hóa lợi ích kinh tế, chúng ta cần nắm bắt được các nhân tố ảnh hưởng tới luồng thương mại giữa Việt Nam và 11 nước thành viên TPP. Đó là lý do nhóm chúng tôi thực hiện đề tài “**Các nhân tố ảnh hưởng đến mức độ tập trung thương mại của Việt Nam và các nước TPP**”.

2. Tổng quan tình hình nghiên cứu

Trong thời gian qua cũng có khá nhiều nghiên cứu về hiệp định TPP cũng như những tác động của nó tới thương mại Việt Nam. Đỗ Thái Trí (2006) đã áp dụng mô hình này để giải thích dòng chảy thương mại song phương giữa Việt Nam và 23 nước Châu Âu từ năm 1993 đến năm 2004. Tác giả đã sử dụng biến phụ thuộc là giá trị thương mại, tức là tổng xuất khẩu và nhập khẩu giữa Việt Nam với các nước trong khu vực Châu Âu, các biến độc lập đó là GDP, dân số, tỷ giá hối đoái thực tế, khoảng cách và biến giả là lịch sử. Kết quả hồi qui cho thấy rằng, các biến ảnh hưởng đến sự giao thương giữa Việt Nam với các nước Châu Âu đó là quy mô nền kinh tế (GDP) và quy mô thị trường (dân số) với ảnh hưởng tích cực, và tỷ giá hối đoái thực tế với ảnh hưởng tiêu cực. Biến khoảng cách và lịch sử hầu như không có ảnh hưởng gì đáng kể đến dòng chảy thương mại giữa Việt Nam và 23 nước Châu Âu. Ngoài ra, tác giả đã ứng dụng mô hình này để đánh giá tiềm năng thương mại giữa Việt Nam và 23 nước Châu Âu. Qua tính toán, ông nhận thấy rằng Việt Nam vẫn chưa khai thác triệt để tiềm năng thương mại đối với một số nước như Áo, Phần Lan, Luxembourg.

Với đề tài Các nhân tố ảnh hưởng đến mức độ tập trung thương mại của Việt Nam với Asean+3 (2008), Từ Thúy Anh sử dụng mô hình hấp dẫn chuẩn tắc (gravity model) với số liệu thống kê thương mại của Tổng Cục Hải Quan từ năm 1998 đến năm 2005 để đánh giá các nhân tố ảnh hưởng đến mức độ tập trung thương mại của Việt Nam với các nước ASEAN+3. Mức độ tập trung thương mại của Việt Nam với ASEAN+3 chủ yếu là do sự tăng trưởng kinh tế (bao gồm cả tăng GDP và GDP bình quân đầu người) của chính nước ta và của các nước đối tác; Sự tăng trưởng kinh tế có tác động đến nhập khẩu nhiều hơn xuất khẩu, thậm chí tác động đến

nhập khẩu còn đủ mạnh để bù đắp cho tác động từ những yếu tố khác (tư cách thành viên ASEAN); Yếu tố khoảng cách đường như chỉ ảnh hưởng đến xuất khẩu mà không có ảnh hưởng lớn đến thương mại song phương của Việt Nam với ASEAN+3; Sự gia nhập và thực hiện các cam kết với ASEAN+3 của Việt Nam dường như chưa hiệu quả nên không có tác động lớn đến tăng trưởng thương mại của Việt Nam với các nước ASEAN.

Đề tài “Ảnh hưởng của các nhân tố tới luồng xuất - nhập khẩu hàng hóa giữa Việt Nam và các nước TPP” của TS. Đào Ngọc Tiến phân tích với 9 nước tham gia TPP trong giai đoạn 2000-2008. Ngoài việc sử dụng các nhân tố trong mô hình hấp dẫn chuẩn tắc, một số yếu tố khác được bổ sung là: thuế nhập khẩu, tỷ giá hối đoái và biến giả BTA-FTA để đánh giá tác động của việc tham gia thương mại đa phương và song phương của Việt Nam.

Nghiên cứu của Nguyễn Bắc Xuân (2010) sử dụng mô hình lực hấp dẫn để phân tích hoạt động xuất khẩu ở Việt Nam, với biến phụ thuộc là giá trị xuất khẩu từ Việt Nam sang các nước khác từ năm 1986 đến năm 2006, các biến độc lập đó là tổng thu nhập (được tính toán qua GDP trong năm đó), khoảng cách, tỷ giá hối đoái thực tế trung bình và biến giả là ASEAN. Sau khi chạy mô hình hồi qui, ông nhận xét rằng các biến thu nhập, tỷ giá hối đoái và ASEAN có ảnh hưởng tích cực, tức là xuất khẩu của Việt Nam sang một nước sẽ tăng nếu thu nhập của Việt Nam và nước đó tăng, tỷ giá hối đoái tăng và nước đó nằm trong khu vực ASEAN. Ngược lại, biến khoảng cách lại có nghĩa tiêu cực, Việt Nam sẽ xuất khẩu sang một nước ASEAN nhiều hơn nếu nước ấy gần về mặt địa lý với Việt Nam hơn.

Đến thời điểm hiện tại, hiệp định TPP đã chính thức được ký kết giữa Việt Nam và 11 nước đối tác. Với nghiên cứu “**Các nhân tố tác động đến mức độ tập trung thương mại của Việt Nam và các nước TPP**”, chúng tôi mong rằng sẽ xác định được các nhân tố ảnh hưởng đến luồng thương mại nội khối TPP, từ đó kiến nghị những giải pháp kịp thời nhằm nâng cao quan hệ thương mại giữa Việt Nam và các nước.

3. Mục tiêu nghiên cứu

Nghiên cứu nhằm xác định những nhân tố ảnh hưởng tới mức độ tập trung thương mại giữa Việt Nam và các nước TPP. Trên cơ sở đó đưa ra một số biện pháp nhằm khai thác tiềm năng thương mại của đất nước.

4. Đối tượng và phạm vi nghiên cứu

- Đối tượng nghiên cứu: Các nhân tố tác động tới mức độ tập trung thương mại của Việt Nam và các nước TPP.
- Không gian nghiên cứu: Bài viết nghiên cứu luồng xuất nhập khẩu hàng hóa và tiềm năng thương mại hàng hóa giữa Việt Nam và 11 nước thành viên TPP.
- Thời gian nghiên cứu: từ 1997 đến 2014.

5. Phương pháp nghiên cứu

Phương pháp nghiên cứu định lượng: bài viết vận dụng mô hình lực hấp dẫn (gravity model) để phân tích những yếu tố ảnh hưởng tới mức độ tập trung thương mại.

Phương pháp nghiên cứu định tính: dựa trên ý kiến của các chuyên gia, các tài liệu chuyên môn có sẵn và các công trình nghiên cứu liên quan tìm ra cơ sở lý thuyết cho đề tài. Đồng thời từ kết quả nghiên cứu định lượng, kết hợp với những lý luận và các tài liệu chuyên môn khác đưa ra một số giải pháp nhằm góp phần thúc đẩy kim ngạch xuất nhập khẩu hàng hóa giữa Việt Nam và các nước.

Ngoài ra, đề tài còn sử dụng các *phương pháp phân tích, tổng hợp* nhằm xem xét vấn đề nghiên cứu một cách toàn diện.

6. Kết quả nghiên cứu dự kiến

Mô hình các nhân tố ảnh hưởng tới thương mại giữa Việt Nam và các nước TPP.

Hệ thống các kiến nghị nhằm thúc đẩy thương mại hàng hóa giữa Việt Nam và các nước TPP.

PHẦN NỘI DUNG

CHƯƠNG I: CƠ SỞ LÝ THUYẾT

1.1. Mô hình hấp dẫn trong thương mại

Mô hình hấp dẫn trong thương mại dựa trên cơ sở mô hình trọng lực hấp dẫn của Newton lần đầu tiên được đưa ra áp dụng trong phân tích kinh tế bởi Timbergen vào năm 1962 với dạng đơn giản như sau:

$$T_{ij} = A \frac{Y_i Y_j}{D_{ij}^2} \quad (2)$$

Trong đó:

A: là hệ số hấp dẫn, cản trở.

T_{ij} : là kim ngạch trao đổi thương mại giữa hai quốc gia i và j.

Y_i, Y_j : quy mô của hai nền kinh tế quốc gia i và j, thường được lấy là tổng sản phẩm quốc nội (GDP) hoặc tổng sản phẩm quốc dân (GNP).

D_{ij} : khoảng cách giữa hai quốc gia i và j.

Mô hình lực hấp dẫn đóng góp một vai trò rất quan trọng trong việc phân tích dòng chảy thương mại song phương và đã được các nhà nghiên cứu chứng minh rằng là một công cụ rất hữu ích để đánh giá tiềm năng thương mại, hay là tiềm năng xuất khẩu của một quốc gia. Timbergen (1903 - 1994), nhà kinh tế học người Hà Lan, là người đầu tiên đã ứng dụng mô hình lực hấp dẫn để phân tích những dòng chảy thương mại quốc tế vào năm 1962. Cùng ở những bài nghiên cứu về sau, mô hình càng dần dần được cải tiến nhiều hơn với nhiều biến độc lập mới như: dân số, tỷ giá hối đoái, GDP bình quân đầu người, FDI,... và đặc biệt hơn là sự xuất hiện của các biến giả như: History (lịch sử), WTO, ASEAN,... trong những bài nghiên cứu của Chan-Hyun Sohn (2005), Alberto (2009),...

1.2. Các nhân tố ảnh hưởng đến luồng thương mại

1.2.1. Nhóm các yếu tố ảnh hưởng đến cung và nhóm các yếu tố ảnh hưởng đến cầu

1.2.1.1. Thu nhập của nước xuất khẩu và nước nhập khẩu

Đã có rất nhiều những nghiên cứu chỉ ra tác động cùng chiều của cả hai yếu tố này tới tổng giá trị xuất khẩu tổng hợp của các nhóm hàng như: nghiên cứu của Céline Carrere (2003) cho trường hợp của hơn 130 nước; nghiên cứu của H. Mikael Sandberg (2004) cho trường hợp các nước thuộc FTAA4; nghiên cứu của Tiiu Paas (2000) cho Estonia và các nước bạn hàng hay nghiên cứu của Inmaculada Martínez-Zarzoso và Felicitas Nowak-Lehmann D. (2003) cho trường hợp của các nước EU5 và các nước trong khối MECOSUR6....

GDP của nước xuất khẩu: Xét đến giá trị tổng sản phẩm quốc nội (GDP) ở đây, giá trị này sẽ đại diện cho yếu tố cung hàng xuất khẩu. Về cơ bản, khi tổng giá trị hàng hóa và dịch vụ sản xuất trong lãnh thổ của một nước tăng lên sẽ đồng nghĩa với lượng cung hàng của nước đó tăng lên và nước đó càng có cơ hội xuất khẩu nhiều hơn.

GDP của nước nhập khẩu: Xét về nước nhập khẩu, nếu GDP hay chính xác hơn phải nhắc đến GDP bình quân đầu người của một nước lớn thì đi kèm với thu nhập của quốc gia đó cao, điều này đồng nghĩa với việc nước đó có khả năng chi trả nhiều hơn cho hàng hóa của các nước khác, điều này khiến cho giá trị xuất khẩu vào nước đó tăng lên. Tuy nhiên, GDP nước nhập khẩu càng lớn thì khả năng sản xuất của nước đó càng cao, nước đó sẽ càng có khả năng đáp ứng đầy đủ nhu cầu trong nước và sản xuất được hàng hóa thay thế nhập khẩu. Do vậy sẽ càng gây khó khăn cho các mặt hàng của nước xuất khẩu trong việc xâm nhập thị trường.

1.2.1.2. Dân số

Dân số của nước xuất khẩu: Với số lượng người mua nhiều sẽ tạo sự đa dạng về nhu cầu và sức ép cạnh tranh giữa họ, nhờ đó mở rộng thông tin thị trường và thúc đẩy doanh nghiệp cải tiến kỹ thuật và đa dạng hóa sản phẩm. Hơn nữa, nhiều người mua sẽ làm giảm rủi ro khả năng mặc cả của người mua quá mạnh, tạo thị trường tiềm năng, khuyến khích thêm nhiều doanh nghiệp tham gia vào thị trường, tăng cung hàng, từ đó càng tạo đà cho hoạt động xuất khẩu. Những tác động theo chiều hướng này cho thấy dân số và xuất khẩu có mối quan hệ cùng chiều. Điều này khớp với khá nhiều nghiên cứu thực nghiệm của Nguyễn Khánh Doanh và Yoon Heo (2009) và của H. Mikael Sandberg (2004) như đã đề cập. Tuy nhiên, theo một lý luận khác, dân số còn gây ra cả tác động ngược chiều đến xuất khẩu. Nghiên cứu của Inmaculada Martínez-Zarzoso và Felicitas Nowak-Lehmann D. (2003), của Jacob A. Bikker (2009) đã chỉ ra rằng dân số nước xuất khẩu đông đại diện cho quy mô thị trường lớn cũng có thể làm giảm sức ép bán hàng ra thị trường quốc tế và do đó làm giảm tính năng động của doanh nghiệp trong nước, từ đó kìm hãm xuất khẩu phát triển.

Dân số của nước nhập khẩu: Cũng tương tự như ảnh hưởng của yếu tố dân số ở nước xuất khẩu lên cầu hàng hóa trong nước xuất khẩu, dân số nước nhập khẩu có ảnh hưởng đến khối lượng nhập khẩu của quốc gia và thông qua đó ảnh hưởng tới kim ngạch xuất khẩu của quốc gia đối tác. Cũng giống như trên, chiều hướng của ảnh hưởng này là không rõ ràng. Nhiều nghiên cứu khi đánh giá đã gộp chung tác động của nhân tố này cùng nhân tố dân số của nước nhập khẩu và nhận được tác động tổng hợp là cùng chiều nên kết luận chung là yếu tố dân số nước xuất và nhập khẩu đều tác động tích cực lên xuất khẩu như các nghiên cứu của Đào Ngọc Tiến (2009), của Đỗ Thái Trí (2006) cho Việt Nam... Tuy nhiên, cũng có nhiều nghiên cứu khi tách riêng yếu tố dân số nước xuất khẩu và dân số nước nhập khẩu đã chỉ ra rằng tác động của yếu tố này lên giá trị xuất khẩu của nước đối tác là ngược chiều như của Inmaculada Martínez-Zarzoso và Felicitas Nowak-Lehmann D. (2003), của Céline Carrere (2003), của Jacob A. Bikker (2009)...

1.2.2. Các yếu tố cản trở, hấp dẫn

1.2.2.1. Các chính sách khuyến khích/quản lý xuất nhập khẩu của các quốc gia

Các chính sách khuyến khích quản lý hoạt động xuất khẩu của một nước và chính sách khuyến khích/quản lý nhập khẩu của nước đối tác gây tác động mạnh đến hoạt động xuất nhập khẩu. Những chính sách này có thể tác động trực tiếp hoặc gián tiếp đến xuất nhập khẩu tùy thuộc vào công cụ mà các nước sử dụng: các chính sách liên quan đến điều chỉnh các rào cản thương mại, chính sách tỷ giá, và các chính sách khác. Trong giới hạn của bài Nghiên cứu, các tác giả chỉ đề cập đến các yếu tố tác động trực tiếp đến xuất khẩu: các chính sách liên quan đến điều chỉnh rào cản thương mại cụ thể là thuế quan, và chính sách tỷ giá hối đoái.

1.2.2.2. Các chính sách liên quan đến điều chỉnh những rào cản thương mại

Các rào cản thương mại quốc tế bao gồm những biện pháp thuế quan và phi thuế quan, những rào cản này gây ảnh hưởng đến xuất nhập khẩu một cách rõ ràng. Khi các rào cản thương mại tăng lên như tăng thuế nhập khẩu hay yêu cầu các tiêu chuẩn đối với hàng hóa nhập khẩu cao hơn thì sẽ dẫn đến việc hạn chế luồng hàng hóa xuất nhập khẩu. Ngược lại khi các rào cản này giảm đi (khi quốc gia tham gia vào các khu vực mậu dịch tự do, ký kết các hiệp định hợp tác kinh tế, giảm thuế, quy định tiêu chuẩn linh hoạt...) sẽ tạo thuận lợi hơn cho luồng thương mại quốc tế, do vậy sẽ thúc đẩy kim ngạch xuất nhập khẩu nói chung. Điều này khớp với các nghiên cứu thực nghiệm đều chỉ ra thuế có tác động ngược chiều đến giá trị xuất khẩu. Với trường hợp của Việt Nam thì nghiên cứu của Đào Ngọc Tiến (2009) cũng chỉ ra rằng thuế có tác động tiêu cực tới tổng giá trị xuất khẩu song tác động ấy là không đáng kể so với các rào cản thương mại khác. Tuy vậy, cũng có rất nhiều nghiên cứu chỉ ra những tác động trái chiều nhau của việc giảm rào cản thương mại thông qua tham gia hợp tác kinh tế hay các khu vực mậu dịch tự do. Như nghiên cứu của Céline Carrere (2003) chỉ ra giá trị trao đổi thương mại giữa hai quốc gia sẽ chịu tác động có thể cả tích cực và tiêu cực bởi tham gia vào cùng một khối kinh tế. Nghiên cứu cho trường hợp của Việt Nam thì Từ Thúy Anh và Đào Nguyên Thắng (2008) đã chỉ ra việc tham gia khối ASEAN +3 với khu mậu dịch tự do AFTA có tác động tiêu cực đến trao đổi thương mại của Việt Nam với các nước trong khối này (tuy nhiên tác động này không đáng kể do xác suất ý nghĩa của hệ số tiêu cực tìm được là rất thấp) và giải thích tác động đó bởi hiệu quả của việc Việt Nam gia nhập ASEAN là không lớn. Trong khi đó nghiên cứu của Nguyễn Khánh Doanh và Yoon Heo (2009) lại chỉ ra tác động của việc tham gia AFTA trong ASEAN tới xuất khẩu của Việt Nam tới các nước trong khối là tích cực.

1.2.2.3. Chính sách tỷ giá hối đoái

Tỷ giá hối đoái tác động trực tiếp đến giá cả hàng xuất khẩu - nhân tố quan trọng trong việc xác định mức cầu của thị trường. Khi đồng nội tệ của một quốc gia giảm giá so với các ngoại tệ khác sẽ khiến cho giá cả của hàng hóa xuất khẩu tính theo ngoại tệ giảm đi, do vậy sẽ làm tăng lượng cầu, từ đó tăng khối lượng xuất khẩu. Ngược lại, nếu đồng nội tệ giảm giá so với ngoại tệ thì sẽ khiến cho lượng xuất khẩu giảm. Tuy nhiên đó mới chỉ là tác động của tỷ giá tới khối lượng xuất khẩu, còn tác động của tỷ giá đến kim ngạch xuất khẩu như thế nào thì còn phụ thuộc vào độ co giãn của cầu hàng xuất khẩu đối với giá. Bên cạnh việc tỷ giá tăng hay giảm có những tác động trực tiếp trái chiều nhau tới kim ngạch xuất khẩu thì biến động tỷ giá của các đồng tiền cũng ảnh hưởng tới xuất khẩu hàng hóa của một quốc gia. Theo như trong nghiên cứu của Frank (1991), tỷ giá biến động khiến cho nhà xuất khẩu phải tiến hành các biện pháp đề phòng rủi ro và khiến cho chi phí họ phải bỏ ra cao hơn, từ đó lại làm giảm động lực xuất khẩu. Tuy nhiên, nếu doanh nghiệp ngừng xuất khẩu do rủi ro tỷ giá thì doanh nghiệp sẽ phải gánh chịu chi phí rút lui khỏi thị trường. Và Frank đã đưa ra kết luận hai chiều tác động này sẽ yêu cầu doanh nghiệp phải tối đa hóa lợi nhuận và lựa chọn tăng hay giảm xuất khẩu rất khác nhau. Do vậy, có thể nói biến động của tỷ giá gây những tác động không rõ ràng đến xuất khẩu. Trường hợp xét về hàng hóa của Việt Nam thì nghiên cứu thực nghiệm của Đỗ Thái Trí (2006) cho tổng kim ngạch xuất khẩu giai đoạn từ 1995 đến 2004 và nghiên cứu của Nguyễn Thị Quy cùng các cộng sự (2008) cho các mặt hàng chủ lực trong giai đoạn từ 1989 đến 2006 đã chỉ ra tỷ giá nội tệ so với ngoại tệ có tác động ngược chiều đến giá trị xuất khẩu, hay nói cách khác, tỷ giá thực của ngoại tệ so với nội tệ tăng lên thúc đẩy xuất khẩu của VN gia tăng.

1.2.2.4. Khoảng cách giữa các quốc gia

Khoảng cách địa lý giữa hai quốc gia ảnh hưởng tới cước phí vận chuyển, rủi ro trong quá trình vận chuyển... Khoảng cách càng gần thì cước phí càng nhỏ, rủi ro đối với hàng hóa trong vận chuyển càng giảm, như thế càng góp phần thúc đẩy hoạt động xuất nhập khẩu. Khoảng cách có ảnh hưởng trực tiếp tới thời gian cũng như phương thức vận chuyển hàng hóa, do vậy, với từng nhóm hàng khác nhau thì yếu tố khoảng cách cũng có thể gây nên những tác động khác biệt. Nhiều nghiên cứu thực nghiệm như của Céline Carrere (2003), của Nguyễn Khánh Doanh và Yoon Heo (2009), của Tiiu Paas (2000), của Đào Ngọc Tiên (2009)... đã đồng loạt chỉ ra rằng tác động của yếu tố khoảng cách địa lý giữa các quốc gia luôn là tác động ngược chiều đến xuất khẩu hơn nữa trong nghiên cứu của Nguyễn Thanh Thủy và Jean-Louis Arcand (2009) còn chỉ ra yếu tố khoảng cách có tác động tiêu cực nhiều hơn tới xuất khẩu nhóm hàng đồng nhất (homogeneous goods). Tuy nhiên cũng có những nghiên cứu chỉ ra tác động của khoảng cách là dương với mức ý nghĩa không cao như trong nghiên cứu của Từ Thúy Anh và Đào Nguyên Thắng (2008) và giải thích cho mức ý nghĩa thấp này là bởi giá xuất khẩu được tính theo giá FOB chưa bao gồm chi phí vận chuyển, cũng có thể giải thích bởi trong số hàng hóa xuất khẩu có những mặt hàng không chịu tác động của yếu tố thời gian hay phương thức vận chuyển ở khoảng cách gây ra.

CHƯƠNG II: XÂY DỰNG MÔ HÌNH

2.1. Mô hình hồi qui dự kiến

Với trường hợp của Việt Nam, nhóm nghiên cứu sẽ áp dụng một biến thể của mô hình lực hấp dẫn được đưa ra bởi Krugman và Maurice (2005), có dạng tương tự với nhiều mô hình đã được áp dụng như của Eita (2008) và Nguyễn Xuân Bắc (2010). Mô hình sẽ được bổ sung thêm các yếu tố về thuế nhập khẩu, tỷ giá hối đoái. Phương trình hồi qui mô hình đánh giá tác động của TPP tới luồng xuất nhập khẩu Việt Nam với các nước TPP được diễn giải như sau:

Luồng xuất khẩu:

$$\ln(EX_{vnjt}) = \alpha_1 + \beta_1 \ln(GDP_{vnt} * GDP_{jt}) + \beta_2 \ln(POP_{vnt} * POP_{jt}) + \beta_3 \ln(DIS_{vnj}) + \beta_4 * ER_{vnjt} + \beta_5 * T_{ext} + u_1 \quad (I)$$

Luồng nhập khẩu:

$$\ln(IM_{vnjt}) = \alpha_2 + \mu_1 \ln(GDP_{vnt} * GDP_{jt}) + \mu_2 \ln(POP_{vnt} * POP_{jt}) + \mu_3 \ln(DIS_{vnj}) + \mu_4 * ER_{vnjt} + \mu_5 * T_{imt} + u_2 \quad (II)$$

Trong đó:

EX_{vnjt} : Kim ngạch xuất khẩu hàng hóa từ Việt Nam sang nước j tại năm t (đơn vị: USD)

IM_{vnjt} : Kim ngạch nhập khẩu hàng hóa từ nước j của Việt Nam tại năm t (đơn vị: USD)

GDP_{vnt}, GDP_{jt} : GDP của Việt Nam, nước j tại năm t (đơn vị: USD)

POP_{vnt}, POP_{jt} : dân số của Việt Nam, nước j tại năm t (đơn vị người)

DIS_{vnj} : Khoảng cách địa lý giữa Việt Nam và nước j (đơn vị: kilomet)

ER_{vnjt} : Tỷ giá hối đoái giữa đồng tiền nước j và Việt Nam Đồng (theo phương pháp yết giá trực tiếp).

T_{ext} : Thuế nhập khẩu nước j áp dụng cho hàng hóa từ Việt Nam tại năm t (đơn vị: %)

T_{imt} : Thuế nhập khẩu Việt Nam áp dụng cho hàng hóa từ nước j tại năm t (đơn vị: %)

Các hệ số β , μ thể hiện ảnh hưởng của các nhân tố tới kim ngạch xuất khẩu, nhập khẩu với nước j của Việt Nam.

Mẫu và nguồn dữ liệu

Bài nghiên cứu dựa trên nguồn dữ liệu thứ cấp được nhóm tác giả tổng hợp từ UN Comtrade Database, Ngân hàng Thế giới (WB), Tổng cục Thống kê, Tổng cục Hải quan và MacMap (ITC).

Dự đoán dấu kỳ vọng

Hệ số	Dấu kỳ vọng mô hình xuất khẩu	Hệ số	Dấu kỳ vọng mô hình xuất khẩu
$\widehat{\beta}_1$	+	$\widehat{\mu}_1$	+
$\widehat{\beta}_2$	+	$\widehat{\mu}_2$	+
$\widehat{\beta}_3$	-	$\widehat{\mu}_3$	-
$\widehat{\beta}_4$	+	$\widehat{\mu}_4$	-
$\widehat{\beta}_5$	-	$\widehat{\mu}_5$	-

2.2. Các vấn đề khi ước lượng mô hình

Có ba dạng mô hình chính có thể được sử dụng để ước lượng với số liệu mảng, bao gồm mô hình hồi qui kết hợp tất cả các quan sát (pooled model), mô hình tác động ngẫu nhiên (random effects model - REM) và mô hình tác động cố định (fixed effects model- FEM). Để đi đến quyết định sử dụng mô hình nào, ta cần xem xét đặc điểm của chuỗi số liệu cũng như dựa vào kết quả của các kiểm định.

Trong bài nghiên cứu này, nhóm nghiên cứu quyết định lựa chọn 2 mô hình kết hợp tất cả các quan sát Pooled OLS và mô hình tác động ngẫu nhiên (REM) để thực hiện ước lượng. Đầu tiên, thực hiện ước lượng cả 2 mô hình. Sau đó, dựa vào thống kê Durbin-Watson, kiểm định Breusch-Pagan LM nhằm lựa chọn ra mô hình thích hợp nhất để giải thích các kết quả hồi qui.

CHƯƠNG 3: PHÂN TÍCH DỮ LIỆU VÀ KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

3.1. Thống kê mô tả dữ liệu nghiên cứu

Kết quả thống kê mô tả cho biết, giá trị xuất khẩu trung bình của Việt Nam sang 11 nước TPP vào khoảng 2 tỷ đô la, tuy nhiên giá trị xuất khẩu lớn nhất sang các nước TPP (Hoa Kỳ) lên tới 28 tỷ đô la trong khi giá trị xuất khẩu nhỏ nhất chỉ 18 nghìn đô, rõ ràng có sự chênh lệch lớn giữa các đối tác thương mại trong khối TPP. Giá trị nhập khẩu từ 11 nước TPP của Việt Nam vào khoảng 1,5 tỷ đô la, giá trị nhập khẩu lớn nhất (từ Nhật Bản) lên tới gần 13 tỷ đô la. Điều này cho thấy, Việt Nam đã và đang xuất siêu sang khối TPP, và có thể kỳ vọng trong tương lai Việt Nam sẽ được hưởng lợi lớn khi TPP chính thức có hiệu lực.

Ngoài ra, kết quả thống kê mô tả cũng cho thấy trong khối TPP có sự phát triển không đồng đều về kinh tế. Khoảng cách về kinh tế giữa các quốc gia cũng tương đối lớn. Quy mô dân số (thị trường) cũng có sự khác biệt lớn giữa các quốc gia.

3.2. Kiểm định nghiệm đơn vị của dữ liệu bảng và hiện tượng đa cộng tuyến

Để kiểm tra tính dừng cho dữ liệu bảng, ta sử dụng kiểm định nghiệm Levin-Lin-Chu (LLC Test - 2002) và Im-Pesaran-Shin (IPS Test - 2003). Kết quả kiểm định cho thấy *giả thuyết về nghiệm đơn vị bị bác bỏ* nghĩa là các biến đều dừng ở chuỗi gốc. Thêm vào đó, độ lớn tương

quan giữa các biến này đều nhỏ hơn 0,7 thể hiện rằng *không tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến* giữa các biến độc lập.

3.3. Lựa chọn mô hình hồi qui

Đối với mô hình luồng xuất khẩu

Trong hồi qui với biến phụ thuộc là giá trị kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam, đầu tiên nhóm sử dụng phương pháp bình phương nhỏ nhất (Pooled OLS) để chạy dữ liệu. Tuy nhiên, kiểm định Durbin-Watson với hệ số Durbin-Watson (DW) = 0,46 < dL (dL=1.71) cho thấy có hiện tượng tương quan giữa các phần dư, qua đó cho thấy sự không phù hợp của mô hình hồi qui Pooled OLS.

Kiểm định sự lựa chọn giữa OLS và REM: Kết quả kiểm định Breusch - Pagan cho giá trị xác suất nhỏ hơn 0,05. Do đó, giả thuyết H_0 : “Mô hình OLS là phù hợp” bị bác bỏ, tức Phương sai của các ảnh hưởng đặc thù khác không, hay các biến đặc thù của đơn vị chéo (quốc gia) tác động đến biến phụ thuộc (kim ngạch xuất khẩu hàng hóa). Vậy, mô hình hồi qui bằng phương pháp ước lượng REM phù hợp hơn. Ước lượng REM xử lý được hiện tượng tự tương quan giữa sai số với các biến giải thích trong mô hình dữ liệu gốc ban đầu.

Đối với mô hình luồng nhập khẩu

Tương tự như hồi qui với biến phụ thuộc là Kim ngạch nhập khẩu của Việt Nam, Nhóm cũng lựa chọn REM và tập trung diễn giải kết quả ước lượng thu được từ mô hình này.

3.4. Kết quả mô hình hồi qui các nhân tố ảnh hưởng tới luồng xuất khẩu

Ta có hàm hồi qui ước lượng đối với luồng xuất khẩu như sau:

$$(SRF) \quad \ln(EX_{vntj}) = -27,11865 + 0,93094 \ln(GDP_{vnt} * GDP_{jt}) + 0,25974 \ln(POP_{vnt} * POP_{jt}) - 0,64504 \ln(DIS_{vntj}) + 2,24 \times 10^{-6} * ER_{vntj} - 0,0835 T_{ext} \quad (III)$$

Kết quả trên cho thấy dấu của $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ đều giống kỳ vọng.

$R^2 = 0,8151$ chứng tỏ khoảng 81,51% sự thay đổi của giá trị xuất khẩu của VN là do các yếu tố GDP, dân số, khoảng cách, thuế suất thuế nhập khẩu đánh vào hàng hóa VN.

3.5. Kết quả mô hình hồi qui các nhân tố ảnh hưởng tới luồng nhập khẩu

Ta có hàm hồi qui ước lượng đối với luồng nhập khẩu:

$$(SRF) \quad \ln(IM_{vntj}) = -24,9365 + 1,427251 \ln(GDP_{vnt} * GDP_{jt}) + 0,44249 \ln(POP_{vnt} * POP_{jt}) - 0,550867 \ln(DIS_{vntj}) - 0,000122 * ER_{vntj} - 0,047617 T_{imt} \quad (IV)$$

Kết quả trên cho thấy dấu của $\mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4, \mu_5$ đều giống kỳ vọng.

$R^2 = 0,7713$ chứng tỏ khoảng 77,13% sự thay đổi của giá trị nhập khẩu của Việt Nam từ khối là do các yếu tố GDP, dân số, khoảng cách, thuế suất thuế nhập khẩu đánh vào hàng hóa Việt Nam.

CHƯƠNG 4: TÁC ĐỘNG CỦA CÁC NHÂN TỐ ĐẾN CÁC LUỒNG THƯƠNG MẠI CỦA VIỆT NAM VÀ CÁC NƯỚC TPP VÀ MỘT SỐ KIẾN NGHỊ GIẢI PHÁP

4.1. Tác động của các nhân tố đến luồng thương mại giữa Việt Nam và các nước TPP

4.1.1. GDP

Kết quả hồi qui cho thấy sự tác động tích cực của biến số GDP tới luồng xuất nhập khẩu hàng hóa của Việt Nam sang một quốc gia đối tác. Nói cách khác, quy mô nền kinh tế giữa Việt

Nam và một nước TPP có chiều hướng thúc đẩy thương mại giữa hai nước. Cụ thể trong mô hình hồi qui (III) cho hệ số $\widehat{\beta}_1 = 0,9309$ ngụ ý rằng 1% tăng lên của GDP hai quốc gia sẽ làm tăng 0,93% kim ngạch xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam sang quốc gia đó. Như vậy, Việt Nam xuất khẩu hàng hóa nhiều hơn sang các quốc gia TPP có quy mô nền kinh tế (GDP) lớn hơn. Điều này đã được kiểm chứng trong thực tế rằng kim ngạch xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam sang Mỹ, Nhật, Úc – những quốc gia có GDP lớn cao hơn nhiều so với các quốc gia TPP còn lại. Trong mô hình hồi qui (IV), hệ số $\widehat{\mu}_1 = 1,12476$. Với mức ý nghĩa 1%, khi GDP hai nước tăng 1% thì giá trị nhập khẩu hàng hóa từ các quốc gia TPP khác của Việt Nam sẽ tăng 1,12%. Việt Nam cũng có xu hướng nhập khẩu hàng hóa nhiều từ quốc gia có GDP cao.

So sánh hai hệ số hồi qui, ta thấy rằng hệ số hồi qui của phương trình luồng xuất khẩu (0,9309) nhỏ hơn hệ số hồi qui của phương trình luồng nhập khẩu (1,12376). Như vậy, tăng trưởng kinh tế có tác động đến nhập khẩu mạnh hơn xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam với các nước khối TPP. Nguyên nhân có thể do sự chênh lệch về độ trễ thời gian giữa tác động của tăng trưởng kinh tế tới xuất khẩu và nhập khẩu. Khi kinh tế tăng trưởng ngay lập tức sẽ dẫn đến tăng nhu cầu nhập khẩu các yếu tố sản xuất đầu vào để sản xuất trong khi khả năng xuất khẩu chỉ tăng lên sau một thời gian nhất định, từ khi có tăng trưởng kinh tế. Trong trường hợp này ta liên tưởng tới mô hình gia công xuất khẩu của các ngành công nghiệp xuất khẩu chủ lực của Việt Nam hiện nay.

4.1.2. Dân số - POP

Kết quả hồi qui (III) cho thấy hệ số hồi qui của dân số giữa Việt Nam và khối TPP dương, cụ thể khi dân số 2 nước tăng lên 1% thì kim ngạch xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam sang nước đối tác sẽ tăng 0,2597%. Dân số là một trong những nguồn lực quan trọng thúc đẩy sự phát triển kinh tế và mức độ thương mại giữa hai quốc gia. Thực tế cho thấy, hàng hóa Việt Nam có xu hướng xuất khẩu nhiều hơn sang các nước TPP có dân số đông hơn. Hiện nay thị trường xuất khẩu hàng hóa lớn nhất của Việt Nam trong khối TPP là các quốc gia đông dân như Mỹ, Nhật. Điều này được lý giải do các sản phẩm xuất khẩu chủ yếu của Việt Nam hiện nay là các mặt hàng thâm dụng lao động như da giày, dệt may và các mặt hàng tiêu dùng thiết yếu như gạo.

Hàm hồi qui (IV) với hệ số $\widehat{\mu}_2 = 0,44249$ cho thấy cứ 1% tăng lên của dân số hai quốc gia sẽ kéo theo sự tăng lên của 0,44% giá trị nhập khẩu hàng hóa của Việt Nam. Mức tác động này cũng lớn hơn so với mức tác động tới giá trị xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam. Điều này có thể được lý giải rằng khi quy mô thị trường Việt Nam trở nên lớn hơn, các doanh nghiệp nước ngoài cũng sẽ đẩy mạnh xuất khẩu hàng hóa sang Việt Nam hơn nữa thị hiếu chuộng sử dụng hàng nước ngoài của người tiêu dùng Việt lại càng khuyến khích nhập khẩu hàng hóa của Việt Nam.

4.1.3. Khoảng cách địa lý – DIS

Kết quả hồi qui (III), khoảng cách địa lý có ảnh hưởng tiêu cực tới luồng xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam. Điều này đúng như lý thuyết về quan hệ ngược chiều giữa nhân tố khoảng cách và giá trị thương mại. Khoảng cách càng lớn, chi phí vận tải hàng hóa càng cao trong khi hiện nay hàng xuất khẩu chủ yếu của Việt Nam là các mặt hàng thô, sơ chế có giá trị thấp nhưng cồng kềnh, khối lượng riêng lớn. Do đó chi phí vận tải quốc tế chiếm một tỷ trọng lớn trong giá cả hàng hóa. Điều này cũng lý giải vì sao kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam sang các quốc gia

xa xôi như Peru, Chile lại thấp hơn nhiều so với tiềm năng thương mại của Việt Nam và các nước này.

Song, dù khoảng cách địa lý cũng có tác động tiêu cực tới luồng nhập khẩu hàng hóa của Việt Nam song ảnh hưởng này lại khá mờ nhạt hơn so với xuất khẩu thậm chí biến số này còn không có ý nghĩa về mặt thống kê ($p\text{-value} > 0,1$) trong mô hình. Điều này có thể do cơ cấu hàng nhập khẩu hàng hóa hiện nay của Việt Nam. Hiện nay Việt Nam chủ yếu nhập khẩu máy móc, thiết bị, dụng cụ, phụ tùng, điện tử, máy tính và linh kiện, nguyên liệu dệt may, giày dép, vải... Do nhập khẩu chủ yếu theo nhu cầu nên khả năng yếu tố khoảng cách trong mô hình không có ý nghĩa thống kê có thể được lý giải phần nào.

4.1.4. Tỷ giá – ER

Kết quả hồi qui mô hình (III) cho thấy, tỷ giá giữa VND và đồng tiền của một nước TPP không tác động tới kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam sang nước đối tác. Nguyên nhân có thể là do độ trễ trong nguồn cung hàng xuất khẩu của doanh nghiệp Việt Nam. Vì không đủ vốn để dự trữ nguyên vật liệu, hàng hóa nên các doanh nghiệp Việt Nam chưa sẵn sàng cung hàng ngay khi có điều kiện thuận lợi từ biến động tỷ giá hối đoái, do đó không tận dụng ngay cơ hội của việc giảm giá đồng nội tệ mang lại.

Hệ số hồi qui của tỷ giá trong phương trình nhập khẩu là âm, phù hợp với lý thuyết kinh tế. Điều này giải thích sự mất giá thực của đồng Việt Nam có tác động ngược chiều làm giảm nhu cầu nhập khẩu Việt Nam. Tuy nhiên, tác động của tỷ giá hối đoái tới dòng thương mại của Việt Nam là nhỏ (hệ số = 0.00012). Điều này có thể lý giải trên thực tế, trong những năm qua chiếm tỷ trọng lớn trong kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam là các mặt hàng nông sản, nhiên liệu thô chưa qua chế biến. Đây là những mặt hàng mang lại giá trị gia tăng thấp và cũng có độ co giãn về giá cả thấp. Đồng thời, trong những năm qua Việt Nam nhập khẩu máy móc, nguyên vật liệu phục vụ sản xuất và tiêu dùng trong nước cũng đều là những mặt hàng có độ co giãn cả thấp. Song song với đó, chính sách ổn định tỷ giá hạn chế sự biến động của tỷ giá, ổn định kinh tế vĩ mô của Ngân hàng Trung ương Việt Nam trong những năm qua đã và đang phát huy hiệu quả. Vì thế, sự biến động giá cả tương đối do sự biến động của tỷ giá không có tác động rõ rệt đối với xuất nhập khẩu của Việt Nam.

4.1.5. Thuế suất - T

Kết quả hồi qui của mô hình (III) cho hệ số hồi qui $\widehat{\beta}_5 = -0,08348$ ngụ ý rằng khi nước đối tác giảm 1% thuế suất đánh vào hàng hóa nhập nhậu từ Việt Nam thì kim ngạch xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam sẽ tăng 8,348%. Đây là nhân tố tác động mạnh nhất đến giá trị xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam. Trong mô hình (IV), hệ số hồi qui của biến Thuế là $\widehat{\mu}_5 = -0,047617$, tức là khi Thuế nhập khẩu mà Việt Nam đánh vào hàng hóa của các nước TPP giảm 1% thì kim ngạch nhập khẩu của Việt Nam sẽ tăng gần 5%, tuy mức tăng này thấp hơn mức tăng kim ngạch xuất khẩu song nó cũng là nhân tố có tác động mạnh mẽ nhất đến giá trị nhập khẩu của Việt Nam.

Có thể nói thuế quan là nhân tố có tác động thúc đẩy mạnh nhất luồng thương mại hàng hóa của Việt Nam. Hệ số này cho thấy thuế quan vẫn là một trong những rào cản mạnh mẽ nhất cản trở hàng hóa Việt Nam thâm nhập vào thị trường các quốc gia TPP cũng như hàng hóa từ các quốc gia TPP thâm nhập vào thị trường Việt Nam.

4.2. Một số kiến nghị nhằm nâng cao mức độ tập trung thương mại giữa Việt Nam và các nước TPP

4.2.1. **Đẩy nhanh hoàn tất các thủ tục phê chuẩn để TPP sớm có hiệu lực**

Trên cơ sở các nghiên cứu và phân tích ở trên, ta nhận thấy rằng biến Thuế T có tác động mạnh mẽ nhất đến xuất nhập khẩu Việt Nam. Thuế quan đã và đang là một rào cản lớn đối với thương mại Việt Nam. Do đó, để gia tăng xuất khẩu, cần có những biện pháp làm giảm mức thuế suất mà các quốc gia TPP đánh vào các mặt hàng nhập khẩu từ Việt Nam.

Hiện nay hiệp định TPP đã được chính thức ký kết giữa các quốc gia và đang chờ Quốc hội các nước phê duyệt. Khi TPP chính thức có hiệu lực, mức thuế suất đánh vào hàng hóa xuất khẩu của Việt Nam cũng được giảm đáng kể.

Thông thường trong một hiệp định thương mại, có một điều khoản ở cuối nói về việc khi nào hiệp định có hiệu lực. Các cơ quan lập pháp của các nước thành viên cần phải thông qua, sau đó các chính phủ cần phải thông báo cho nhau rằng việc thông qua/phê chuẩn và “luật pháp thực thi” đã được hoàn tất. Khi điều này được khẳng định thì hiệp định có hiệu lực. Khoảng thời gian phê chuẩn đầu tùy thuộc vào mỗi quốc gia và có thể dài ngắn khác nhau. Đối với *Hiệp định Thương mại Song phương Việt Nam – Hoa Kỳ*, Mặc dù hiệp định được ký vào tháng 7 năm 2000, nhưng mãi đến tháng 6 năm 2001 mới được đệ trình Quốc hội Hoa Kỳ phê chuẩn. Một trong những lý do là vì năm 2000 là năm bầu cử Tổng thống, và trong năm đó không có đủ thời gian trong chương trình làm việc của Quốc hội để xem xét và biểu quyết hiệp định và luật thực thi. Một lý do khác là chính phủ mới được bầu bắt đầu nhiệm sở vào tháng 1 năm 2001 cần thời gian để Nội các và các quan chức cấp cao khác được Thượng viện Hoa Kỳ thông qua, và ngoài ra đã có việc xem xét gộp Hiệp định Thương mại Song Phương và Quyền đàm phán thương mại trong một gói đạo luật. Sau khi Phòng Thương mại Hoa Kỳ gửi thư cho Tổng thống, đạo luật thực thi Hiệp định Thương mại Song Phương đã được đệ trình Quốc hội, được thông qua và ký bởi Tổng thống, và có hiệu lực vào ngày 10 tháng 12 năm 2001, tức 18 tháng sau khi Hiệp định Thương mại Song Phương được ký kết. Đối với việc *gia nhập WTO* của Việt Nam, để chính thức trở thành thành viên thứ 151 của WTO, Quốc hội Việt Nam cần phê chuẩn Hiệp định Gia nhập WTO, rằng Hoa Kỳ dành cho Việt Nam quy chế “Quan hệ Thương mại Bình thường Vĩnh viễn”. Việt Nam đã thông báo cho WTO việc phê chuẩn gia nhập, và 30 ngày sau đó Việt Nam trở thành thành viên của WTO. Quá trình gia nhập WTO từ khi Đại hội đồng WTO thông qua cho đến khi có hiệu lực chỉ mất khoảng hai tháng, từ tháng 11 năm 2006 đến tháng 1 năm 2007. Tuy nhiên, *Hiệp định Thương mại Tự do Hàn Quốc – Hoa Kỳ* được ký kết vào ngày 30 tháng 6 năm 2007. Song, mãi đến 15 tháng 3 năm 2012, hiệp định mới có hiệu lực, tức gần 5 năm sau. Nguyên nhân chủ yếu vẫn là do những thay đổi trong chính quyền tại Hoa Kỳ trong giai đoạn từ năm 2006 đến 2010. Đến tháng 12/2010, Hoa Kỳ và Hàn quốc đã ký kết lại một hiệp định mới. Quốc hội Hoa Kỳ phê chuẩn hiệp định vào tháng 10/2011 và Quốc hội Hàn Quốc phê chuẩn vào tháng 11/2011. Và hiệp định chính thức có hiệu lực kể từ ngày 15/3/2012, sau khi các nước hoàn tất xem xét các biện pháp mà hai bên đã tiến hành để thực hiện hiệp định Thương mại tự do và trao đổi công văn ngoại giao.

Đối với TPP, theo điều 30/5, hiệp định sẽ có hiệu lực trong vòng 60 ngày sau ngày tất cả các bên ký kết bắt đầu thông báo cho Cơ quan Lưu chiều về việc hoàn thành các thủ tục pháp lý trong nước hoặc trong vòng 60 ngày kể từ khi hết hạn 2 năm nếu có ít nhất 6 bên ký kết ban đầu với ít nhất 80% tổng sản phẩm quốc nội cộng gộp theo giá trị năm 2013 thông báo cho Cơ quan Lưu chiều về việc hoàn thành các thủ tục pháp lý trong nước, hoặc trong vòng 60 ngày sau khi có ít nhất 6 bên ký kết ban đầu với ít nhất 85% tổng sản phẩm quốc nội cộng gộp theo giá trị

năm 2013 thông báo cho cơ quan lưu chiểu bằng văn bản về việc hoàn thành các thủ tục pháp lý trong nước nếu không nằm trong hai trường hợp trước đó.

Để giảm bớt gánh nặng thuế quan, điều cần thiết là đẩy nhanh tiến độ phê chuẩn TPP. Chính phủ Việt Nam cần đẩy nhanh việc hoàn thiện, rà soát vấn đề “thi hành luật”. Bộ Công Thương cần chủ trì, phối hợp với Bộ Tư pháp và các bộ, ngành liên quan hoàn thiện tờ trình phê chuẩn hiệp định TPP theo đúng quy định của Hiến pháp 2013 và Luật ký kết, gia nhập và thực hiện Điều ước quốc tế trong thời gian sớm nhất. Bộ Tư pháp cần chủ trì, phối hợp với các bộ, ngành liên quan tiếp tục rà soát, hoàn thiện danh mục các luật, pháp lệnh, nghị định cần phải sửa đổi, bổ sung, ban hành mới để phù hợp với các cam kết trong TPP, kiến nghị lộ trình cụ thể, ưu tiên các văn bản phải ban hành ngay để đảm bảo việc thực thi hiệp định, trình Chính phủ.

Việc sớm phê chuẩn TPP có ý nghĩa quan trọng trong việc khẳng định quyết tâm chính trị cao của Việt Nam, thể hiện vai trò thành viên chủ động, tích cực trong TPP; góp phần thúc đẩy hoàn thiện thể chế kinh tế thị trường hiện đại và hệ thống pháp luật trong nước để sẵn sàng thực thi hiệu quả các cam kết.

4.2.2. Phát triển kinh tế vĩ mô, ổn định lạm phát

Tăng trưởng kinh tế (GDP) là một trong những nhân tố tác động mạnh mẽ tới kim ngạch xuất – nhập khẩu của Việt Nam. Ngoài ra, tăng trưởng kinh tế là một trong những chỉ số kinh tế vĩ mô đặc biệt quan trọng giúp thu hẹp khoảng cách phát triển với các nước trong nội khối TPP. Làm thế nào để tăng trưởng bền vững và nâng cao chất lượng tăng trưởng kinh tế luôn là một câu hỏi lớn đối với nền kinh tế nước ta, đặc biệt trong giai đoạn hội nhập sâu rộng hiện nay khi mà tăng trưởng GDP quý I năm nay là 5,46% thấp hơn nhiều so với mức tăng 6,12% của quý I/2015 và còn thấp hơn năm 2011 (chỉ bằng 90%) – năm đầu tiên của giai đoạn suy giảm tăng trưởng 2011-2015.

Theo GS.TS. Ngô Thăng lợi, nguyên nhân dẫn đến sự suy giảm này có thể kể đến như sau: (i) công nghiệp chế biến chế tạo – ngành động lực tăng trưởng mạnh nhất bị suy giảm nghiêm trọng (3 tháng đầu năm, công nghiệp tăng trưởng 6,2%, thấp hơn nhiều so với mức 9,27% cùng kỳ năm trước); (ii) khu vực FDI có dấu hiệu thiếu khởi sắc do thế giới có nhiều khó khăn và bất lợi, nhất là đối với các nước đang phát triển do giá nguyên liệu thô có xu hướng giảm, trong khi các đối tác đầu tư nước ngoài của Việt Nam chủ yếu vẫn là từ các nước mới nổi, đầu tư khai thác tài nguyên và gia công chế biến. Sự giảm sút xuất nhập khẩu từ các doanh nghiệp FDI cũng rõ nét; (iii) ngành nông nghiệp gặp nhiều khó khăn gây hậu quả “kép” về suy giảm tăng trưởng, một mặt làm cho chính ngành nông lâm thủy sản bị giảm sút; mặt khác, gây ảnh hưởng xấu cho các doanh nghiệp công nghiệp nội địa chế biến nông sản và giảm kim ngạch xuất khẩu hàng hóa từ nông sản, vốn chiếm tỷ lệ cao trong tổng kim ngạch xuất khẩu nội địa của Việt Nam; (iv) những biểu hiện xấu đi của thương mại quốc tế. Tính chung quý I cả nước xuất siêu hơn 700 triệu USD, trong đó khu vực FDI xuất siêu 4,8 tỷ USD, khu vực trong nước nhập siêu 4 tỷ USD. Chênh lệch xuất nhập khẩu hàng hóa và dịch vụ làm giảm mức tăng trưởng chung nếu đứng trên góc độ chi tiêu; (v) sự giảm sút trên bình diện hiệu quả tăng trưởng. Trong đó gồm: giảm sút hiệu quả sử dụng vốn đầu tư. Quý I, tỷ lệ vốn đầu tư trên GDP chiếm 32,2% và tăng 10,7% so với cùng kỳ năm ngoái, nhưng tăng trưởng GDP chỉ đạt 5,46%. Tức là suất đầu tư tăng trưởng 3 tháng qua lên tới 5,98%, cao nhất từ 2011 đến nay. Hiệu quả sử dụng lao động cũng giảm sút. 3 tháng đầu năm, tốc độ tăng trưởng sử dụng lao động chỉ đạt 1,45%, còn GDP tăng 5,46%. Như vậy, tốc độ tăng trưởng năng suất lao động Quý I xấp xỉ 4%, thấp hơn

nhieu so với năm 2015 và 2015 lần lượt là 4,91% và 6,4%, thấp hơn cả mức trung bình giai đoạn 2011-2015 (đạt 4,43%).

Vậy, để tăng trưởng GDP bền vững, cần (1) đẩy mạnh các chính sách tạo bước đột phá cho sản xuất công nghiệp đặc biệt là các doanh nghiệp sản xuất hàng xuất khẩu bằng cách thường xuyên cung cấp thông tin đầy đủ và kịp thời về thị trường, ngành hàng, các quy định, rào cản của các thị trường xuất khẩu mục tiêu, khuyến khích và hỗ trợ các doanh nghiệp tích cực tham gia các hội chợ triển lãm, tìm kiếm đơn hàng...; tăng cường đối thoại giữa doanh nghiệp và nhà nước; giảm thiểu các thủ tục hành chính, ưu tiên nguồn vốn tín dụng thúc đẩy sản xuất, kinh doanh hiệu quả. (2) tái cơ cấu ngành nông nghiệp, đẩy mạnh hoạt động nghiên cứu, ứng dụng khoa học kỹ thuật trong nuôi trồng, chăn nuôi... để tăng năng suất cũng như chất lượng sản phẩm nông nghiệp. (3) Kiểm soát và quan tâm đến chất lượng nguồn vốn FDI. Phát triển công nghiệp phụ trợ trong nước để cung cấp đầu vào ổn định cho các doanh nghiệp FDI. (4) Có biện pháp nâng cao năng suất lao động, nâng cao tay nghề, chú trọng công tác đào tạo chất lượng nguồn nhân lực trẻ.

PHẦN KẾT LUẬN

Kết quả nghiên cứu cho thấy, việc sử dụng mô hình lực hấp dẫn theo phương pháp ước lượng REM là phù hợp để nghiên cứu những yếu tố tác động mức độ tập trung thương mại của Việt Nam và các nước TPP. Các yếu tố tác động đến luồng thương mại bao gồm: quy mô nền kinh tế GDP, dân số, khoảng cách, tỷ giá hối đoái và thuế quan. Trong đó biến thuế quan có tác động mạnh nhất tới cả luồng xuất khẩu và nhập khẩu của Việt Nam, đây là yếu tố gây cản trở lớn nhất cho hoạt động thương mại của Việt Nam và các nước TPP. Tốc độ tăng trưởng GDP và tỷ lệ gia tăng dân số có tác động tích cực, trong khi khoảng cách có tác động tiêu cực tới luồng xuất khẩu song tác động của khoảng cách đến luồng nhập khẩu lại không rõ ràng. Tỷ giá hối đoái được kỳ vọng sẽ tác động mạnh mẽ tới luồng thương mại giữa các quốc gia, song biến tỷ giá này lại không có ý nghĩa thống kê trong mô hình xuất khẩu và tác động khá nhỏ tới luồng nhập khẩu của Việt Nam trong nội khối TPP. Từ đó, khi xác định các nhân tố tác động tới mức độ tập trung thương mại Việt Nam, nhà nước sẽ có những chính sách phù hợp để tận dụng tốt hơn lợi thế mà TPP mang lại.

Mô hình chỉ phân tích mức độ tập trung thương mại tổng hợp mà không phân tích theo từng ngành cụ thể vì không có đủ dữ liệu chi tiết. Bên cạnh đó, do hạn chế về mặt dữ liệu, tác giả chưa bổ sung được các nhân tố khác vào mô hình, hệ số R^2 của hai mô hình lần lượt là 81% và 77%, điều này cho thấy các nhân tố có trong mô hình giải thích được 81% sự thay đổi của luồng xuất khẩu và khoảng 77% sự thay đổi của luồng nhập khẩu, đồng nghĩa với việc vẫn còn những nhân tố khác ảnh hưởng nhất định đến mức độ tập trung thương mại của Việt Nam và các nước TPP. Trong đó, những yếu tố này ảnh hưởng tới khoảng 20% sự biến động của luồng xuất khẩu và khoảng 23% của luồng nhập khẩu. Đây sẽ là hướng nghiên cứu tiếp trên cơ sở bổ sung số liệu.

DANH SÁCH TÀI LIỆU THAM KHẢO

TIẾNG VIỆT

- [1] Anh, T.T, và Thắng, Đ.N., 2008. Các nhân tố ảnh hưởng đến mức độ tập trung thương mại của Việt Nam với ASEAN +3, Trung tâm nghiên cứu kinh tế và chính sách.
- [2] Doanh, N.K. and Heo, Y., 2009. AFTA and trade diversion: an empirical study for Vietnam and Singapore. *International Area Studies Review*,12(1), pp.163-192.

- [3] Nghĩa, P.D., 2013, Hiệp định Đối tác xuyên Thái Bình Dương (TPP): Cơ hội nào cho Việt Nam, NXB Thời đại Thành phố Hồ Chí Minh.
- [4] Tiến, Đ.N., 2009. Ảnh hưởng của các nhân tố tới luồng xuất - nhập khẩu hàng hóa giữa Việt Nam và các nước TPP, Tạp chí Kinh tế và Dự báo.
- [5] Thanh Thủy, Phương., 2016. Hiệp định Đối tác kinh tế Chiến lược Xuyên Thái Bình Dương: Cơ hội và thách thức đối với Việt Nam. *Khoa học Xã hội Việt Nam*, (12), p.28.

TIẾNG ANH

- [6] Carrere, C., 2006. Revisiting the effects of regional trade agreements on trade flows with proper specification of the gravity model. *European Economic Review*.
- [7] Martínez-Zarzoso, I. and Nowak-Lehmann, F., 2003. Augmented gravity model: An empirical application to Mercosur-European Union trade flows. *Journal of applied economics*, 6(2), pp.291-316.
- [8] Sandberg, H.M., 2004, August. The impact of historical and regional linkages on free trade in the Americas: a gravity model analysis across sectors. In *Selected paper prepared for presentation at the American Economics Association Annual Meeting, Denver, Colorado, August* (pp. 1-4).

KIỂM ĐỊNH MÔ HÌNH FFVAR TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM BẰNG PHƯƠNG PHÁP HỒI QUY PHÂN VỊ

*SV: Nguyễn Thị Yến Xuân, Lư Lâm Phúc, Vũ Thị Thảo Nguyễn,
Võ Hoàng Phúc, Trần Nguyễn Thùy Linh
Trường Đại học ngân hàng TP HCM
GVHD: Huỳnh Lưu Đức Toàn*

CHƯƠNG 1: GIỚI THIỆU Ý TƯỞNG NGHIÊN CỨU

1.1. Tính thiết yếu và tính mới của đề tài

Tính đến năm 2015, thị trường chứng khoán hiện đang có mức vốn hóa chiếm đến 34% giá trị tổng sản phẩm quốc nội, đóng một vai trò hết sức quan trọng trong nền kinh tế nước ta. Tuy nhiên thị trường chứng khoán ở Việt Nam khá non trẻ, đầy biến động và chưa bền vững⁵. Các nhân tố từ nền kinh tế thế giới như sự suy thoái của kinh tế và thị trường chứng khoán Trung Quốc, vấn đề tỷ giá, dịch chuyển dòng vốn quốc tế, giá dầu lao dốc... còn ảnh hưởng nhiều đến thị trường chứng khoán nước ta. Hiện nay, các nhà đầu tư cá nhân chiếm đến 99% trên thị trường chứng khoán⁶, tuy vậy, các nhà đầu tư cá nhân còn thiếu nhiều thông tin thị trường, do vậy, việc đầu tư chủ yếu dựa vào những kiến nghị của các công ty chứng khoán hay dựa vào cảm tính, đồng thời, các cổ phiếu thường được định giá bằng phương pháp chiết khấu dòng tiền. Nhưng với tình hình biến động của thị trường hiện nay thì phương pháp này là chưa hiệu quả và không thể dự báo được những chuyển biến của thị trường để nhà đầu tư thực hiện quyết định một cách linh động và hiệu quả hơn, do yếu tố quan trọng nhất trong việc dùng mô hình chiết khấu dòng tiền để định giá cổ phiếu chính là ước đoán chuỗi các kế hoạch tạo ra dòng tiền hoạt động cho doanh nghiệp. Có rất nhiều rủi ro tiềm ẩn đối với thu nhập và dòng tiền được dự báo⁷. Xuất phát từ quan điểm trên, để giúp cho các nhà đầu tư có hành vi đầu tư phù hợp cũng như giúp thị trường chứng khoán Việt Nam phát triển ổn định hơn, xác định mô hình định giá thích hợp cho thị trường chứng khoán Việt Nam và nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng đến mô hình này là tất yếu.

Trong thập niên 60 của thế kỷ 20, mô hình định giá tài sản vốn CAPM (Capital Asset Pricing Model) ra đời, đánh dấu sự phát triển của lý thuyết định giá tài sản. Mặc dù mô hình này đơn giản và rất dễ dàng áp dụng vào thực tế nhưng mô hình này vẫn tồn tại nhiều hạn chế. Bên cạnh đó, CAPM cũng có vấn đề trong việc xác định danh mục thị trường, vấn đề của việc có quá nhiều giả định không thực tế... Chính vì thế, một loạt các nghiên cứu khác ra đời để phát triển cũng như khắc phục những hạn chế của mô hình CAPM. Trong đó phải kể đến nhất là mô hình ba nhân tố Fama and French (FF3F) với ba nhân tố là phần bù rủi ro thị trường, phần bù giá trị và phần bù quy mô. Mặc dù có rất nhiều nghiên cứu thực tiễn cho thấy rằng FF3F có tính ứng dụng và hiệu quả (hơn CAPM) trong nhiều thị trường chứng khoán trên thế giới. Tuy nhiên, mô hình FF3F tập trung vào nguồn lợi nhuận hơn là các rủi ro. Trong khi đó, một thị trường không hiệu quả và nhiều biến động như thị trường chứng khoán Việt Nam, rủi ro đầu tư có thể cao hơn nhiều và sẽ có ảnh hưởng lớn đến lợi nhuận của cổ phiếu. Vì vậy, ba nhân tố của

⁵Báo cáo tại Hội nghị tổng kết công tác năm 2015” của Ủy ban Chứng khoán Nhà Nước

⁶Những kết quả đạt được trong hoạt động giám sát giao dịch trên thị trường chứng khoán năm 2015 và những nhiệm vụ mới, 18/02/2016, Ủy ban Chứng khoán Nhà nước

⁷ Định giá cổ phiếu bằng phương pháp chiết khấu dòng tiền – Báo điện tử công ty cổ phần chứng khoán Woori CBV

mô hình FF3F thì vẫn chưa đủ đối với thị trường Việt Nam. Do đó, để áp dụng mô hình định giá vào thị trường Việt Nam nhóm tác giả đã thêm nhân tố rủi ro vào bên cạnh ba nhân tố trước đây của mô hình FF3F, mô hình này được gọi là FFVAR.

Mặc dù mô hình FFVAR đã được nghiên cứu trước đây, nhưng việc áp dụng FFVAR chưa phổ biến, đặc biệt là các nghiên cứu trước chỉ hồi quy theo theo phương pháp bình phương nhỏ nhất thông thường OLS (Ordinary Least Square), dựa trên giả định mô hình phân phối chuẩn nhưng thực tế giả định tỷ suất sinh lời chứng khoán phân phối chuẩn là không thực tế. Đồng thời, các nghiên cứu này còn nhiều hạn chế như mẫu nhỏ và chuỗi thời gian quan sát khá ngắn, các kết quả thu được có thể chưa thể đại diện cho toàn bộ thị trường và phản ánh đúng ảnh hưởng của các nhân tố lên tỷ suất sinh lời cổ phiếu; mô hình chưa thỏa mãn cả năm giả thiết của OLS, nhất là giả thiết về sự thuần nhất của phương sai và giả thiết về không có mối tương quan giữa các quan sát của mô hình⁸. Do đó, để khắc phục hạn chế của nghiên cứu trước, nhóm tác giả đã thực hiện nghiên cứu này trên tất cả các mã cổ phiếu của các công ty phi tài chính niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) trong giai đoạn từ 6/2006 đến 6/2015. Mẫu nghiên cứu bao gồm 247 mã cổ phiếu của các công ty phi tài chính với tổng số quan sát trong giai đoạn 7/2006 đến 6/2015 là 477 quan sát được hồi quy theo cả phương pháp hồi quy phân vị và phương pháp hồi quy OLS. Phương pháp hồi quy phân vị khắc phục được việc phóng đại mức độ tác động của các quan sát bất bình thường trong mẫu, bên cạnh đó các quan sát bất thường này không cần phải loại bỏ để ước lượng không bị chệch. Hay nói các khác, phương pháp này khắc phục được trường hợp số liệu của mẫu bất đối xứng hay bị phương sai không thuần nhất (phương sai của sai số thay đổi). Ngoài ra, đề tài còn hồi quy theo cả hai phương pháp OLS và phương pháp hồi quy phân vị để thấy rõ được ưu nhược điểm của từng phương pháp, từ đó đưa ra kết luận đúng đắn nhất cho đề tài.

1.2. Mục tiêu và câu hỏi nghiên cứu

1.2.1. Mục tiêu nghiên cứu

Nghiên cứu này có các mục tiêu sau:

Kiểm định sự phù hợp của mô hình này trên 247 cổ phiếu của các công ty phi tài chính trên Sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) theo phương pháp hồi quy phân vị.

Đánh giá mức độ ảnh hưởng của từng nhân tố và đưa ra liên hệ trong việc giải thích tỷ suất sinh lợi cổ phiếu đối với các nhân tố này.

1.2.2. Câu hỏi nghiên cứu

Dựa vào mục tiêu nghiên cứu, các câu hỏi nghiên cứu được đặt ra như sau:

- Mức độ ảnh hưởng của từng yếu tố trong việc tác động đến mô hình FFVAR là thế nào?
- Dựa vào kết quả của mô hình nghiên cứu, có thể đưa ra những giải pháp nào nhằm cải thiện tỷ suất sinh lời cho cổ phiếu?
- Những kiến nghị nào được đưa ra giúp các nhà đầu tư có những quyết định chính xác và hiệu quả hơn trên thị trường chứng khoán Việt Nam?

1.2. Phương pháp nghiên cứu

Đề tài sử dụng hai phương pháp nghiên cứu chủ yếu:

Nghiên cứu định lượng và các phương pháp thống kê mô tả, phân tích, so sánh.

⁸ Nguyễn Thị Huỳnh Như, (2012), Kiểm định mô hình kết hợp ba nhân tố của Fama-French và VaR trên thị trường chứng khoán Việt Nam, trang 49-50

Sử dụng phương pháp hồi quy phân vị để kiểm định mô hình và đánh giá tác động của từng nhân tố đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu, đồng thời cũng sử dụng phương pháp hồi quy bình phương nhỏ nhất thông thường (OLS) để so sánh kết quả khi hồi quy theo hai phương pháp khác nhau.

CHƯƠNG 2: CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM

2.1. Mô hình ba nhân tố Fama-French

Vào năm 1992 Eugene F.Fama, cùng với Kenneth R. French đã công bố một nghiên cứu thực tiễn là mô hình FF3F, bên cạnh β thị trường của CAPM, mô hình FF3F đã thêm vào hai nhân tố nữa: giá trị vốn hóa doanh nghiệp (quy mô) và tỷ số giá trị sổ sách trên giá thị trường.

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_1(R_m - R_f) + \beta_2SMB + \beta_3HML + \varepsilon_i \quad (2.8)^9$$

Trong đó :

- R_i : Lợi nhuận của danh mục i
- R_f : Lợi nhuận phi rủi ro
- R_m : Lợi nhuận của toàn bộ thị trường
- α_i : Hệ số chặn của mô hình hồi quy
- $\beta_1, \beta_2, \beta_3$: Hệ số hồi quy của mỗi nhân tố
- SMB: Lợi nhuận từ danh mục của các cổ phiếu vốn hóa nhỏ trừ cho hơn lợi nhuận từ danh mục của các cổ phiếu vốn hóa lớn (nhỏ trừ lớn)
- HML: Lợi nhuận từ danh mục của các cổ phiếu tỷ số giá trị sổ sách trên giá thị trường cao trừ cho lợi nhuận từ danh mục của các cổ phiếu tỷ số giá trị sổ sách trên giá thị trường thấp (cao trừ thấp)

β_2 và β_3 đo lường ảnh hưởng của 2 nhân tố SBM và HML tới lợi nhuận của danh mục i . Danh mục của các cổ phiếu vốn hóa lớn sẽ có β_2 thấp, và danh mục của các cổ phiếu vốn hóa nhỏ sẽ có β_2 cao. Tương tự, các danh mục chú trọng đến “giá trị” chứng khoán (có tỷ số giá trị sổ sách trên giá thị trường BE/ME cao) sẽ có β_3 cao, các danh mục chú trọng đến “tăng trưởng” của chứng khoán (có tỷ số giá trị sổ sách trên giá thị trường BE/ME thấp) sẽ có β_3 thấp.¹⁰

2.2. Mô hình 4 nhân tố của Bali-Cakici

Năm 2004, Nusret Cakici - một giáo sư tài chính của Đại học New York, cùng với Turan G. Bali - một trợ lý giáo sư, tiến hành một nghiên cứu để kiểm tra xem Value at Risk có thể giải thích lợi nhuận kỳ vọng hay không. Họ kết hợp các nhân tố trong mô hình FF3F và VaR để tạo ra một mô hình bao gồm bốn yếu tố: Yếu tố thị trường ($R_m - R_f$), quy mô phân bù (SMB), giá trị phân bù (HML), và yếu tố phân bù nguy cơ mất vốn (HVARL). Bali và Cakici đã sử dụng các dữ liệu ở The Center for Research in Security Prices (CRSP) cho tất cả các công ty phi tài chính niêm yết trên NYSE, Amex và Nasdaq trong giai đoạn từ 01/1958 đến 12/2001.

Mô hình kiểm định dựa trên 25 danh mục trong nghiên cứu Fama - French (1993) với bốn biến độc lập : $R_m - R_f$, SMB, HML, HVARL tuân tự theo các mô hình một nhân tố, hai nhân tố, ba nhân tố và bốn nhân tố.

Mô hình nghiên cứu của Bali-Cakici:

⁹ Eugene F.Fama, Kenneth R. French (1992), “The Cross-Section of Expected Stock Returns”, trang 265

¹⁰ Fama, E. F., & French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. The journal of finance, 51(1), 55-84

$$R_i - R_f = c + \beta_1(R_m - R_f) + \beta_2(SMB) + \beta_3(HML) + \beta_4(HVARL) + \varepsilon_{it} \quad (2.11)^{11}$$

Trong đó:

- R_i : Lợi nhuận của danh mục i
- R_f : Lợi nhuận phi rủi ro
- R_m : Lợi nhuận của toàn bộ thị trường
- α_i : Hệ số chặn của mô hình hồi quy
- $\beta_1, \beta_2, \beta_3$: Hệ số hồi quy của mỗi nhân tố
- SMB: Lợi nhuận từ danh mục của các cổ phiếu vốn hóa nhỏ trừ cho hơn lợi nhuận từ danh mục của các cổ phiếu vốn hóa lớn (nhỏ trừ lớn).
- HML: Lợi nhuận từ danh mục của các cổ phiếu tỷ số giá trị sổ sách trên giá thị trường cao trừ cho lợi nhuận từ danh mục của các cổ phiếu tỷ số giá trị sổ sách trên giá thị trường thấp (cao trừ thấp).
- HVARL: Lợi nhuận của danh mục các cổ phiếu có VaR cao trừ cho lợi nhuận của các danh mục các cổ phiếu có VaR thấp (cao trừ thấp).

Kết quả nghiên cứu đã cho thấy: “Quy mô công ty, độ thanh khoản và VaR có ý nghĩa giải thích được sự thay đổi tỷ suất sinh lợi kỳ vọng của các cổ phiếu niêm yết trên NYSE, Amex và Nasdaq trong giai đoạn từ 01/1958 đến 12/2001; Beta thị trường hầu như không đủ khả năng để giải thích tỷ suất sinh lời trung bình của cổ phiếu ở cấp độ chứng khoán khác nhau; Các nhân tố rủi ro được xét đều có thể giải thích được sự khác nhau của tỷ suất sinh lợi trong các danh mục nhưng VaR có khả năng giải thích tốt nhất xét về giá trị R^2 . Mối quan hệ giữa VaR và tỷ suất sinh lời kỳ vọng không phải là sự tác động ngược chiều lẫn nhau trong lợi nhuận dài hạn, sự thanh khoản hay sự biến động.”¹²

Và nghiên cứu của Turan G. Bali và Nusret Cakici đã chứng minh được rằng “VaR là nhân tố thêm vào có khả năng giải thích bên cạnh các nhân tố thị trường, quy mô, tỷ lệ thư giá trên giá thị trường và tính thanh khoản được điều chỉnh”. Nghiên cứu của nhóm tác giả dựa trên nghiên cứu của Bali và Cakici để kiểm tra mô hình bốn nhân tố bao gồm: mô hình ba nhân tố của Fama-French và Value at Risk trên thị trường chứng khoán Việt Nam.¹³

CHƯƠNG 3: PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.1. Xử lý số liệu

3.1.1. Tính toán lợi nhuận cổ phiếu

Nghiên cứu này sử dụng lợi nhuận hàng tuần:

$$R_{i,t} = \ln \frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} \quad (3.1)$$

Trong đó :

$R_{i,t}$: Tỷ lệ lợi nhuận của chứng khoán i trong tuần t

$P_{i,t}$: Giá đóng cửa của cổ phiếu i tại cuối tuần t

$P_{i,t-1}$: Giá đóng cửa của cổ phiếu i tại cuối tuần $t-1$

¹¹ Eugene F.Fama, Kenneth R. French (1992), “The Cross-Section of Expected Stock Returns”,

¹²Turan G. Bali and Nusret Cakici (2004), “Value at Risk and Expected Stock Returns”, Financial Analysts Journal, 66-67

¹³ Fama, E. F., & French, K. R. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. The journal of political economy, 607-636

Trong công thức này, tỷ lệ lợi nhuận của chứng khoán được tính bằng cách sử dụng giá chốt phiên của cổ phiếu (cách lấy được nêu ở phần thu nhập dữ liệu thô) của tuần t và tuần t-1. Trong đó nhân tố cổ tức thì không bao gồm tính toán của các lợi nhuận cổ phiếu để có một số nguyên nhân cho điều này do ba nguyên nhân. Thứ nhất do cổ tức được trả chỉ ảnh hưởng nhỏ đến lợi nhuận một vài ngày trong 1 năm. Thứ 2, phân phối cổ tức của các lợi nhuận nhỏ hơn nhiều so với phân phối vốn. Cuối cùng, đôi khi cổ tức không được trả hoặc không được trả bằng tiền mặt mà bằng cổ phiếu. Thứ 3 làm cho chuỗi dữ liệu mang tính dừng.

3.1.2. Tính toán các lợi nhuận thị trường

Các lợi nhuận thị trường được tính toán tương tự như lợi nhuận của chứng khoán nhưng sử dụng các chỉ số thị trường thay vì giá chốt phiên của cổ phiếu. Bởi vì nghiên cứu này dựa trên dữ liệu ở HOSE, VN-Index được sử dụng để tính các lợi nhuận thị trường¹⁴.

$$R_{m,t} = \ln \frac{VNIndex_{i,t}}{VNIndex_{i,t-1}} \quad (3.2)$$

Trong đó:

$R_{m,t}$: lợi nhuận thị trường của tuần t

$VNIndex_{i,t}$: VN-Index thời điểm cuối tuần t

$VNIndex_{i,t-1}$: VN-Index thời điểm cuối tuần t-1

3.1.3. Tính toán quy mô

Quy mô của mỗi doanh nghiệp được đo lường bởi giá trị vốn hóa thị trường của vốn chủ sở hữu tại thời điểm cuối tháng 12 hàng năm và tháng 6 năm 2015. Giá trị thị trường của cổ phiếu được lấy là giá chốt phiên (có điều chỉnh) của ngày cuối cùng có giao dịch của tháng 12 hàng năm từ năm 2006 đến 2015 và tháng 6 năm 2015, trong giai đoạn từ tháng 12/2006 đến tháng 6/2015.

$$ME = \text{Số lượng cổ phiếu đang lưu hành} \times \text{Giá thị trường của cổ phiếu} \quad (3.3)$$

3.1.4. Tính toán thu giá

Thu giá của mỗi công ty được tính toán tại cuối năm tài khóa từ 12/2006 đến 6/2015 trong đó vốn chủ sở hữu và giá trị cổ phiếu ưu đãi được lấy từ báo cáo tài chính cuối năm riêng năm 2015 được lấy từ báo cáo tài chính cuối quý 2 và được tính như sau¹⁵:

$$BE = \text{Vốn chủ sở hữu} - \text{giá trị cổ phiếu ưu đãi} \quad (3.4)$$

3.1.5. Tính toán tỉ lệ thu giá trên giá thị trường

Tỉ lệ thu giá trên giá thị trường hợp lý được sử dụng để xếp hạng cổ phiếu được tính toán bằng cách lấy thu giá trên thị trường chia giá trị vốn hóa thị trường của công ty và được tính như sau:

$$\frac{BE}{ME} = \frac{BE \text{ tại cuối năm tài khóa } t-1}{ME \text{ tại cuối năm tài khóa } t-1} \quad (3.5)$$

¹⁴ Nguyễn Thị Huỳnh Như “Kiểm định mô hình ba nhân tố của Fama – French và VaR trên thị trường chứng khoán Việt Nam” trang 15

¹⁵Ohlson (1995) Earnings, book values, and dividends in equity valuation. Contemporary accounting research, 11(2), 661-687.

3.1.6. Tính toán VaR

VaR là một cách đo lường giá trị tại rủi ro của mỗi cổ phiếu được ước lượng bằng phương pháp tham số ước lượng của mức lỗ. Ước lượng VaR này cần số lượng lớn các quan sát, do đó các nghiên cứu này sử dụng lợi nhuận hằng ngày của mỗi năm trong giai đoạn 7/2006 - 6/2015 để tính toán giá trị trung bình (μ) và độ lệch chuẩn (σ), sau đó ước lượng VaR với độ tin cậy 95%. Các đại lượng này được tính bằng cách dùng tỷ suất sinh lợi ngày của từng cổ phiếu trong giai đoạn từ 7/2006 - 6/2015 và dùng SPSS để tính các đại lượng đó. Ngoài ra, để tương đương với các lợi nhuận hằng tuần của cổ phiếu (3.1) đã được nhân với \sqrt{n} (với n là số ngày giao dịch trong tuần) để chuyển đổi từ VaR hằng ngày sang VaR hằng tuần¹⁶.

$$VaR_{weekly,1-\alpha} = -(\mu - 1.6449\sigma)\sqrt{n} \quad (3.6)$$

3.2. Phân bổ các chứng khoán vào 8 danh mục và tính toán các biến độc lập của mô hình

3.2.1. Phân bổ các chứng khoán vào 8 danh mục

Mô hình FFVAR hình thành 8 danh mục dưới tác động của các nhân tố rủi ro liên quan đến quy mô công ty, tỷ số thu giá trên giá thị trường và value at risk, đó là các danh mục S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H, HVAR, LVAR¹⁷.

Cụ thể việc xác định các danh mục như sau:

Vào tháng 12 mỗi năm từ 2006 đến 2014 và tháng 6 năm 2015, tất cả chứng khoán HOSE được chọn để xếp hạng quy mô. Quy mô công ty (ME) được đo lường bởi giá thị trường cân bằng vào thời gian như trên, quy mô trung vị được dùng để tách cổ phiếu thành 2 nhóm: nhỏ (S) và lớn (B).

Sau đó dựa trên giá trị của BE/ME để xếp hạng các chứng khoán được phân thành 3 nhóm, thấp (L) với 30% ở phần giá trị thấp nhất, cao (H) với 30% ở phần giá trị cao nhất và trung bình (M) 40% phần giá trị còn lại¹⁸.

Từ những cổ phiếu trùng nhau của 2 nhóm ME và 3 nhóm BE/ME 6 danh mục quy mô BE/ME đã được xây dựng và hình thành như sau:

- S/L là doanh mục bao gồm các chứng khoán có ở trong cả 2 nhóm ME nhỏ (S) và nhóm BE/ME thấp (L)
- S/M là doanh mục bao gồm chứng khoán ở trong cả 2 nhóm ME nhỏ (S) và nhóm BE/ME trung bình (M)
- S/H là doanh mục bao gồm chứng khoán ở trong cả 2 nhóm ME nhỏ (S) và nhóm BE/ME cao (H)
- B/L là doanh mục bao gồm chứng khoán ở trong cả 2 nhóm ME lớn (B) và nhóm BE/ME thấp (L)
- B/M là doanh mục bao gồm chứng khoán ở trong cả 2 nhóm ME lớn (B) và nhóm BE/ME trung bình (M)

¹⁶ Turan, Bali and Cakici (2004) Value at Risk and Expected Stock Returns, Financial Analysts Journal, Vol. 60, No.2 (Mar. - Apr., 2004), pp. 57-73.

¹⁷ Hoàng Quân và Hồ Thị Huệ (2008) Mô hình FamaFrench: Một nghiên cứu thực nghiệm đối với thị trường chứng khoán Việt Nam

¹⁸ Fama and French (1993) Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, Journal of Financial Economics 33, 03-56.

B/H là doanh mục bao gồm chứng khoán ở trong cả 2 nhóm ME lớn (B) và nhóm BE/ME cao (H)

Theo Bali và Cakici (2004) đã làm trong nghiên cứu của họ các danh mục VaR được chia giống như các danh mục quy mô. Vào tháng 7 năm 2006 đến tháng 6 năm 2015 tất cả các cổ phiếu được xếp hạng với mức ý nghĩa 5% VaR. Trung vị 5% VaR được sử dụng để chia cổ phiếu thành 2 nhóm, VaR cao (HVAR) và VaR thấp là (LVAR).

3.2.2. Tính toán các biến độc lập của mô hình

Tính toán SMB

Nhân tố SMB (nhỏ trừ lớn) hình thành nhằm mô phỏng nhân tố rủi ro trong tỷ lệ sinh lời liên quan đến quy mô và được tính toán vào sự chênh lệch mỗi tuần, giữa giá trị trung bình của suất sinh lời của ba danh mục chứng khoán có quy mô nhỏ (S) và chứng khoán có quy mô lớn (B).

$$SMB = \frac{S/L + S/M + S/H}{3} - \frac{B/L + B/M + B/H}{3} \quad (3.7)$$

Tính toán HML

Nhân tố HML được hình thành nhằm mô phỏng nhân tố rủi ro của tỷ suất sinh lời liên quan đến tỷ số giá trị sổ sách trên giá thị trường và được đo lường bởi sự khác biệt mỗi tuần giữa tỷ lệ lợi nhuận trung bình của 2 danh mục có tỷ số giá trị sổ sách trên giá thị trường cao (H) và tỉ suất lợi nhuận trung bình của 2 danh mục tỷ số giá trị sổ sách trên giá thị trường thấp (L), nó được xác định bằng cách lấy chênh lệch giữa trung bình tỷ suất sinh lời của nhóm danh mục BE/ME cao (H) và BE/ME thấp (L)¹⁹

$$HML = \frac{S/H + B/H}{2} - \frac{S/L + B/L}{2} \quad (3.8)$$

Tính toán HVARL

Nhân tố HVARL được hình thành để mô phỏng nhân tố rủi ro của tỷ suất sinh lời nó có liên quan đến VaR (Value at risk) và được ước lượng bằng sự chênh lệch mỗi tuần giữa tỷ suất sinh lời trung bình của 2 danh mục VaR cao (HVAR) và tỷ suất sinh lời trung bình của các danh mục VaR thấp (LVAR).

$$HVARL = HVAR - LVAR \quad (3.9)$$

3.2.3. Mô hình và giả thiết nghiên cứu

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i(R_m - R_f) + s_iSMB + h_iHML + q_iHVARL + \varepsilon_i \quad (3.10)$$

H₁: mối quan hệ cùng chiều giữa các yếu tố thị trường và tỷ suất sinh lời.

H₂: mối quan hệ ngược chiều giữa quy mô doanh nghiệp và tỷ suất sinh lời.

H₃: mối quan hệ cùng chiều giữa giá trị sổ sách trên giá thị trường và tỷ suất sinh lời.

H₄: mối quan hệ cùng chiều giữa các yếu tố rủi ro và tỷ suất sinh lời

¹⁹ Trương Đông Lộc và Dương Thị Hoàng Trang. “Mô hình 3 nhân tố Fama – French: các bằng chứng thực nghiệm từ sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh” trang 67

3.3. Phương pháp hồi quy phân vị²⁰

Cho một mẫu gồm các quan sát $\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$ của biến ngẫu nhiên Y . Khi muốn xác định giá trị nào của \hat{y} làm cho tổng bình phương $E = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y})^2$ đạt giá trị nhỏ nhất thì giá trị trung bình mẫu $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$ chính là giá trị cần tìm.

Nghĩa là :
$$\bar{y} = \arg \min \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y})^2 \quad (3.11)$$

Trong khi đó, giá trị $\hat{y} = \text{median}(y)$ chính là giá trị làm tổng trị tuyệt đối các sai số là nhỏ nhất.

$$\hat{y} = \text{median}(y) = \arg \min \sum_{i=1}^n |y_i - \hat{y}| \quad (3.12)$$

Tương tự, giá trị $\hat{y} = \text{phân vị } Q(\tau)$ là lời giải của bài toán tìm giá trị nhỏ nhất của

$$E = \tau \sum_{y_i \leq \hat{y}} (y_i - \hat{y}) + (\tau - 1) \sum_{y_i > \hat{y}} (y_i - \hat{y}) \quad (3.13)$$

Hay tìm $\min \sum_{i=1}^n \rho_\tau (y_i - \hat{y})$

Với
$$\rho_\tau(u) = u(\tau - I_{(u < 0)}), \quad 0 < \tau < 1 \quad (3.14)$$

$$I_{(u < 0)} = \begin{cases} (\tau - 1)u & \text{if } u < 0 \\ \tau u & \text{if } u \geq 0 \end{cases} \quad (\text{hàm chỉ số})$$

Nghĩa là
$$Q(\tau) = \arg \min \sum_{i=1}^n \rho_\tau (y_i - \hat{y}) \quad (3.15)$$

3.4. So sánh OLS và phương pháp hồi quy phân vị²¹

Ưu điểm của phương pháp bình phương nhỏ nhất là việc tính toán tương đối đơn giản, được dùng rất rộng rãi trong các nghiên cứu định lượng. Trong trường hợp các giả thiết được thỏa mãn, dùng phương pháp OLS sẽ thu được các ước lượng tuyến tính không chệch tốt nhất. Tuy nhiên, phương pháp OLS cũng có những nhược điểm:

Phải đảm bảo cả 5 giả thiết để đảm bảo tính không chệch, tính vững và tính hiệu quả của các ước lượng. Tuy nhiên trong thực tế, việc đảm bảo cả 5 giả thiết là khá khó khăn. Nhất là giả thiết về sự thuần nhất của phương sai và giả thiết về không có mối tương quan giữa các quan sát của mô hình.

Nhược điểm thứ 2 của phương pháp bình phương nhỏ nhất là phương pháp này cho kết quả chệch rất lớn trong trường hợp số liệu mẫu nghiên cứu có quan sát bất thường (extreme value). Chính việc bình phương phần dư đã là phóng đại mức độ tác động của các quan sát bất thường. Nhược điểm thứ 3 của phương pháp OLS là nó chỉ cho thấy một cái nhìn chung về hàm kỳ vọng trung bình của mẫu số liệu, không cho thấy một cái nhìn toàn diện. Đặc biệt trong những trường hợp số liệu của mẫu là bất đối xứng hay bị phương sai không thuần nhất thì phương pháp OLS càng trở nên thiếu sót.

3.5. Mô hình hồi quy dự kiến

Mô hình một nhân tố:

$$R_i - R_f = c + \beta_i(R_m - R_f) + \varepsilon_{it} \quad (3.16)$$

Mô hình hồi quy hai nhân tố:

$$R_i - R_f = c + \beta_1(R_m - R_f) + \beta_2(\text{SMB}) + \varepsilon_{it} \quad (3.17)$$

²⁰Lingxin and Daniel (2007) Quantile Regression p.47

²¹Koenker (2005) Quantile Regression, Econometric Society Monographs, Cambridge University Press, 38-56, 75-92.

$$R_i - R_f = c + \beta_1(R_m - R_f) + \beta_2(HML) + \varepsilon_{it} \quad (3.18)$$

$$R_i - R_f = c + \beta_1(R_m - R_f) + \beta_2(HVARL) + \varepsilon_{it} \quad (3.19)$$

Mô hình hồi quy ba nhân tố:

$$R_i - R_f = c + \beta_1(R_m - R_f) + \beta_2(SMB) + \beta_3(HML) + \varepsilon_{it} \quad (3.20)$$

Mô hình hồi quy bốn nhân tố:

$$R_i - R_f = c + \beta_1(R_m - R_f) + \beta_2(SMB) + \beta_3(HML) + \beta_4(HVARL) + \varepsilon_{it} \quad (3.21)$$

Bảng 3.1: Tóm tắt các biến trong mô hình và giải thích

Biến	Định nghĩa	Đo lường
$R_i - R_f$	Phần bù rủi ro	Tỷ suất sinh lời kì vọng của cổ phiếu
$R_m - R_f$	Phần bù rủi ro thị trường	Nhân tố thị trường
SMB	Phần bù quy mô	Quy mô doanh nghiệp
HML	Phần bù giá trị	Tỷ số thu giá trên giá thị trường
HVARL	Phần bù rủi ro mất vốn	Rủi ro mất vốn tối đa

Ở bài nghiên cứu này nhóm dùng phương pháp hồi quy phân vị tại các phân vị $\tau = 0.25, 0.5, 0.75$, để xây dựng các mô hình một nhân tố, hai nhân tố, ba nhân tố, bốn nhân tố như trên. Thông qua quá trình nghiên cứu và xây dựng các mô hình nhóm đã thử qua từng mức phân vị từ 0,1 đến 0,9 và nhóm nhận thấy được kết quả ở 3 mức phân vị $\tau = 0.25, 0.5, 0.75$ sẽ chia các tỷ suất sinh lời thành 3 mức là tỷ suất sinh lợi thấp, trung bình, cao phù hợp với đề tài nghiên cứu của nhóm.

CHƯƠNG 4: PHÂN TÍCH KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Mô hình CAPM khi hồi quy theo OLS có mức độ giải thích từ 29.03% đến 80.48% tỷ suất sinh lời cổ phiếu. Còn khi hồi quy theo phương pháp hồi quy phân vị, ở mức phân vị $\tau = 0.25$, R^2 nằm trong khoảng từ 0.1904 đến 0.5462; ở mức phân vị $\tau = 0.5$, R^2 nằm trong khoảng 0.1976 đến 0.5152; ở mức phân vị $\tau = 0.75$, R^2 nằm trong khoảng từ 0.2077 đến 0.5209, điều này có nghĩa là mô hình giải thích được 20.77% đến 52.09%. Điều này có nghĩa là lợi nhuận cổ phiếu còn nhiều biến động chưa thể giải thích bởi nhân tố thị trường. Như vậy cho thấy thị trường vẫn để lại nhiều sự thay đổi trong tỷ suất sinh lời cổ phiếu có thể được giải thích bởi các yếu tố khác.

Khi mô hình ba nhân tố Fama-French được hồi quy theo phương pháp OLS, phần lợi nhuận vượt trội của danh mục thị trường lại tiếp tục có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1% với tất cả các danh mục với hệ số độ dốc nằm trong khoảng 0.6368 (danh mục S/L) đến 0.9549 (danh mục B/H). Bên cạnh nhân tố thị trường, 2 nhân tố SMB, HML cũng có ý nghĩa thống kê tương đối cao với nhân tố SMB có 5 danh mục có ý nghĩa thống kê ở mức 1% chỉ có ba danh mục B/L, B/M và B/H là không có ý nghĩa thống kê với hệ số β_2 trong khoảng 0.0013 (danh mục B/M) đến 0.0384 (danh mục S/M). Nhân tố HML có 4 danh mục ở mức 1%, 2 danh mục ở mức 5% là danh mục S/L và LVAR, 1 danh mục ở mức 10% là HVAR và danh mục S/M không có ý nghĩa thống kê. Hệ số độ dốc của nhân tố này nằm trong khoảng từ -0.0042 (danh mục B/L) đến 0.0277 (danh mục B/H). Điều này cũng chứng minh được rằng mô hình ba nhân tố tốt hơn mô hình một nhân tố khi hệ số độ dốc của danh mục S/L được cải thiện từ không có ý nghĩa thống kê sang có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Như vậy việc thêm SMB và HML vào mô

hình làm cho mức độ giải thích của mô hình được tăng cao hơn, điều này thể hiện rõ ở chỗ mô hình ba nhân tố có thể giải thích từ 35.81% đến 79.43% sự thay đổi của tỷ suất sinh lời cổ phiếu.

Mô hình ba nhân tố Fama-French được hồi quy theo phương pháp hồi quy phân vị với các mức phân vị là $\tau = 0.25, 0.5, 0.75$. Kết quả chỉ ra rằng trong phần lớn hệ số độ dốc của ba nhân tố Fama-French thì nhân tố thị trường vẫn có ý nghĩa thống kê ở mức cao nhất khi tất cả hệ số β_1 cho cả ba mức phân vị đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Khi so sánh với mô hình ba nhân tố được hồi quy theo phương pháp OLS, thêm SMB và HML làm cho vai trò của nhân tố thị trường trong mô hình được nhấn mạnh hơn. Bên cạnh nhân tố thị trường có mức ý nghĩa thống kê cao thì khi hồi quy theo phương pháp phân vị 2 nhân tố SMB và HML cũng có mức ý nghĩa khá cao, cụ thể là: ở mức phân vị $\tau = 0.25$, với SMB có 5 danh mục có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, một danh mục ở mức 10% là danh mục B/M và hai danh mục không có ý nghĩa thống kê là B/L và B/H. Còn ở mức phân vị $\tau=0.5$ nhân tố SMB có 5 danh mục có ý nghĩa thống kê ở mức 1% gồm các danh mục nhóm S và 2 danh mục LVAR và HVAR.. Ở mức phân vị 0.75, SMB có 4 danh mục có ý nghĩa thống kê 1% gồm 3 danh mục nhóm S và danh mục HVAR. Còn với nhân tố HML, ở mức phân vị $\tau = 0.25$ có 4 danh mục có ý nghĩa thống kê 1% và 1 danh mục ở mức 10% và 3 danh mục không có ý nghĩa thống kê là S/M, LVAR, HVAR. Còn ở mức phân vị $\tau=0.5$ nhân tố HML có số danh mục có ý nghĩa thống kê thấp hơn ở mức phân vị $\tau = 0.25$ một chút chỉ có 3 danh mục có ý nghĩa thống kê ở mức 1% gồm S/L, S/H và B/H; 1 danh mục ở mức 5% là B/M và 1 danh mục ở mức 10% là B/L. Ở mức phân vị cuối cùng $\tau=0.75$ nhân tố HML có số danh mục có ý nghĩa thống kê cao hơn nhân tố SMB cụ thể là HLM có 5 danh mục có mức ý nghĩa thống kê 1%, 2 danh mục ở mức 5% là S/L, S/M và 1 danh mục ở mức 10% là B/L. Khi dùng phương pháp hồi quy phân vị mô hình giải thích được khá cao từ 17% đến 62% sự thay đổi trong tỷ suất sinh lời ở từng mức phân vị. Cụ thể ở mức phân vị thứ nhất $\tau = 0.25$ mô hình giải thích được 25.64% đến 56.15%, ở mức $\tau = 0.5$ mô hình giải thích được từ 17.48% đến 62.79%, cuối cùng ở mức $\tau=0.75$ mô hình giải thích được từ 24.63% đến 54.54%. Trong mô hình ba nhân tố hệ số độ dốc trên SMB và HML có liên quan đến quy mô và tỷ số BE/ME một cách rõ ràng hơn. Danh mục quy mô nhỏ có hệ số độ dốc cao hơn quy mô danh mục lớn ($S/L > B/L$ và $S/H > B/H$) và danh mục tỷ số BE/ME cao thì có hệ số độ dốc cao hơn danh mục có tỷ số BE/ME thấp ($S/H > S/L$ và $B/H > B/L$). Kết quả này cũng giống như kết quả của Fama-French (1992).

Kết quả hồi quy của mô hình bốn nhân tố với nhân tố HVARL được thêm vào mô hình FF3F. Như các mô hình trên, tất cả hệ số độ dốc của nhân tố thị trường dao động từ 0.642 đến 0.9498 và đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Điều này tương tự cho nhân tố HML nhưng các hệ số độ dốc từ -0.006 đến 0.0282 và có ý nghĩa thống kê ở cả ba mức $\alpha = 1\%, 5\%, 10\%$, cụ thể có 5 danh mục có ý nghĩa thống kê ở mức 1% , 2 danh mục ở mức 5% là S/L và LVAR, còn lại 1 danh mục có ý nghĩa ở mức 10% là HVAR. Với hệ số độ dốc dao động trong khoảng -0.0064 (danh mục S/H) đến 0.0282 (danh mục B/H)

Nhân tố SMB có hệ số độ dốc dao động từ -0.003 đến 0.036 và cũng có các danh mục có ý nghĩa thống kê ở mức tương đối cao gồm 5 danh mục có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, chỉ có 3 danh mục không có ý nghĩa thống kê là 3 danh mục nhóm B. Hệ số độ dốc của nhân tố SMB nằm trong khoảng từ 0.0005 (danh mục B/M) đến 0.0367 (danh mục S/M). Ba nhân tố trên có

số danh mục có mức ý nghĩa thống kê cao nhất trong mô hình hồi qui 4 nhân tố theo phương pháp OLS, riêng nhân tố HVARL có hệ số dao động từ -0.0006 đến 0.0010 và chỉ có 1 danh mục đạt mức ý nghĩa thống kê 10% đó là danh mục LVAR.

Mô hình FF3F có thêm nhân tố HVARL khi hồi qui theo phương pháp OLS giải thích được từ 38.64% đến 80.67% tỷ suất sinh lời của cổ phiếu (thông qua R^2 hiệu chỉnh nằm trong khoảng từ 0.3864 đến 0.8067) nhìn chung không có chênh lệch nhiều so với mô hình 3 nhân tố FF3F.

Cũng giống như các mô hình trước khi xây dựng mô hình hồi quy mô hình FF3F và thêm một nhân tố HVARL thì ở cả ba mức phân vị $\tau = 0.25, 0.5, 0.75$ nhân tố thị trường đều có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa $\alpha=1\%$ cho tất cả các hệ số độ dốc (hệ số dao động từ 0.5816 đến 0.9973). Phần lớn hệ số độ dốc của SMB và HML đều có ý nghĩa thống kê ở cả ba mức phân vị. Trong khi nhân tố HVARL chỉ có ý nghĩa thống kê cho 1 danh mục với mức ý nghĩa 10% khi hồi quy theo phương pháp OLS thì ở phương pháp hồi quy phân vị nhân tố này có ý nghĩa thống kê nhiều hơn.

Theo bảng trên, nhân tố thị trường ở khúc phân vị $\tau = 0.25, 0.5$ và 0.75 có hệ số độ dốc lần lượt nằm trong khoảng 0.6791 (danh mục S/L) đến 0.9157 (danh mục B/H); trong khoảng 0.6526 (danh mục S/L) đến 0.968 (danh mục B/H); trong khoảng 0.5859 (danh mục S/L) đến 1.006 (danh mục B/H). Và tất cả các danh mục đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%.

Nhân tố SMB ở phân vị $\tau = 0.25$ có hệ số độ dốc dao động từ -0.0093 đến 0.0345 và 5 danh mục có ý nghĩa thống kê ở mức 1% gồm 3 danh mục nhóm S và 2 danh mục nhóm VAR và 1 danh mục có ý nghĩa ở mức 5% là B/H. Ở mức phân vị $\tau = 0.5$, hệ số độ dốc dao động từ -0.0056 đến 0.0318 và cũng có 5 danh mục có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, chỉ có 3 danh mục không có ý nghĩa thống kê là ba danh mục nhóm B. Còn ở mức phân vị $\tau = 0.75$, hệ số độ dốc dao động từ -0.002 đến 0.035 và có 4 danh mục có ý nghĩa ở mức 1% (danh mục S/L, S/M, S/H, HVAR) và 1 danh mục có ý nghĩa ở mức 5% (danh mục LVAR).

Nhân tố HML ở mức phân vị $\tau = 0.75$ với hệ số độ dốc dao động từ -0.0035 đến 0.022 và có số danh mục có ý nghĩa cao nhất gồm 5 danh mục có ý nghĩa thống kê ở mức 1% (danh mục S/H, B/M, B/H, LVAR, HVAR) và 1 danh mục có ý nghĩa ở mức 5% (danh mục S/L). Đối với mức phân vị $\tau = 0.5$ có hệ số độ dốc dao động từ -0.0068 đến 0.027 thì có số danh mục có ý nghĩa thống kê thấp hơn ở mức phân vị $\tau = 0.75$ với 5 danh mục có ý nghĩa ở mức 1%, có ba danh mục không có ý nghĩa thống kê là S/M, B/L, LVAR. Còn lại ở mức phân vị $\tau = 0.25$ có hệ số độ dốc dao động từ -0.009 đến 0.0231 và có 4 danh mục có mức ý nghĩa thống kê ở mức 1% gồm S/L, S/H, B/M, B/H; 1 danh mục có ý nghĩa ở mức 5% là HVAR và danh mục B/L có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 10%.

Cuối cùng là nhân tố HVARL ở mức phân vị $\tau = 0.25$ có hệ số dao động từ -0.0007 đến 0.00266 và có 4 danh mục có ý nghĩa thống kê ở mức 5% là S/L, S/M, B/H và HVAR. Ở phân vị $\tau = 0.5$ có hệ số độ dốc dao động từ -0.0009 đến 0.0003 có ít danh mục có ý nghĩa thống kê như ở phân vị $\tau = 0.25$, cụ thể là chỉ có 1 danh mục có ý nghĩa ở mức 5% là S/H. Còn ở mức phân vị $\tau = 0.75$ có hệ số dao động từ -0.0039 đến 0.0014 thì có 2 danh mục có ý nghĩa lần lượt ở mức 1% và 5%, lần lượt là S/L và S/H. Như vậy nhân tố HVARL có ý nghĩa thống kê ở mức phân vị thấp và tại các danh mục S/L, S/M, B/H và HVAR nhưng như vậy đã khả quan hơn so với việc hồi quy theo phương pháp OLS. Bên cạnh đó, trong mô hình này, danh mục HVAR bắt đầu có

giá trị R^2 cao (34.07% khi ở mức phân vị 0.25) điều này có nghĩa là tỷ suất sinh lời của danh mục HVAR không những được giải thích tốt bởi nhân tố HVARL mà còn được giải thích tốt bởi sự kết hợp của ba nhân tố thị trường, SMB và HML.

Đồng thời mô hình cũng giải thích được sự thay đổi của tỷ suất sinh lời ở mức khá cao thông qua R^2 hiệu chỉnh ở từng mức phân vị, cụ thể ở mức phân vị $\tau = 0.25$ mô hình giải thích được sự thay đổi của tỷ suất sinh lời cổ phiếu từ 26.40% đến 55.71%, ở mức phân vị $\tau = 0.5$ từ 24.14% đến 53.45% và cuối cùng ở mức phân vị $\tau = 0.75$ giải thích được từ 26.35% đến 55.28% (với R^2 hiệu chỉnh ở từng mức phân vị $\tau = 0.25$, $\tau = 0.5$ và $\tau = 0.75$ tương ứng lần lượt là từ 0.2640 đến 0.5571, từ 0.2414 đến 0.5345, từ 0.2635 đến 0.5528). Như vậy, khi hồi quy theo phương pháp phân vị giúp cho các nhân tố có mức ý nghĩa hơn, đồng thời R^2 hiệu chỉnh cũng cao hơn. Điều này cho thấy hồi quy theo phương pháp phân vị tốt hơn hẳn so với phương pháp hồi quy OLS.

Rõ ràng là với nhiều nhân tố hơn trong mô hình có thể giải thích tỷ suất sinh lời cổ phiếu tốt hơn. Mô hình ba nhân tố giải thích tốt hơn so với mô hình 1 nhân tố, tuy nhiên mô hình bốn nhân tố là không có sự chênh lệch nhiều và khả năng giải thích của nhân tố rủi ro được đại diện bởi HVARL không như kỳ vọng tại thị trường chứng khoán Việt Nam do nó chỉ có ý nghĩa thống kê với các danh mục đại diện cho. Điều này khác với khả năng thực hiện nổi bật của VaR trong việc giải thích tỷ suất sinh lời cổ phiếu tại thị trường chứng khoán Mỹ cho thấy theo kết quả nghiên cứu của Bali và Cakici.

CHƯƠNG 5: KẾT LUẬN VÀ HẠN CHẾ

5.1. Kết quả nghiên cứu

Xuất phát từ mục tiêu kiểm định bằng chứng thực nghiệm của mô hình Bali-Cakici mô hình ba nhân tố Fama-French kết hợp với nhân tố rủi ro VaR và đánh giá mức độ ảnh hưởng của từng nhân tố: nhân tố thị trường, quy mô công ty, tỉ số thư giá trên giá thị trường và nhân tố VaR lên tỷ suất sinh lời cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam, đề tài đã tiến hành nghiên cứu với 247 cổ phiếu của các công ty phi tài chính trên sàn giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh trong giai đoạn từ tháng 7/2006 đến 6/2015.

Kết quả hồi quy tỷ suất sinh lời của 8 danh mục với 4 nhân tố: nhân tố thị trường ($R_m - R_f$), nhân tố phần bù quy mô (SMB), nhân tố phần bù giá trị (HML), phần bù rủi ro mất vốn (HVARL) đưa tới kết luận là cả 4 nhân tố đều góp phần giải thích tỷ suất sinh lời cổ phiếu trên sàn HOSE trong giai đoạn nghiên cứu. Hầu hết các hệ số hồi quy của các nhân tố đều có ý nghĩa dưới mức 5%. Hệ số R^2 hiệu chỉnh của bốn nhân tố, dao động từ 26.40% đến 55.71% cho mức phân vị $\tau = 0.25$; dao động ở mức 24.14% đến 53.45% ở mức phân vị $\tau = 0.5$ và nằm trong khoảng từ 26.35% đến 55.28% ở mức phân vị $\tau = 0.75$. Mức độ giải thích này tương đương với nghiên cứu mô hình ba nhân tố của Fama-French. Điều này cũng cho thấy một hạn chế của mô hình: tỷ suất sinh lời của cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam còn có thể được giải thích bởi một số yếu tố khác mang tính đặc trưng của thị trường chứng khoán Việt Nam mà mô hình bốn nhân tố vẫn chưa thể nắm bắt hết được như tính thanh khoản, tâm lý đám đông, tỷ lệ sở hữu nhà nước cao...

Đồng thời, nghiên cứu này cũng cho thấy nhân tố thị trường, dù trong trong mô hình hồi quy đơn hay đa biến, có thể giải thích tốt nhất cho sự biến động của tỷ suất sinh lời kì vọng cho

các cổ phiếu ở HOSE trong khoảng thời gian từ 7/2006 đến 6/2015 với giá trị R^2 cao ngay cả khi đứng một mình và có hệ số hồi quy có giá trị cao hơn hẳn so với hệ số hồi quy của các nhân tố còn lại. Như vậy, thị trường chứng khoán ở thành phố Hồ Chí Minh được phản ánh đúng chiều với yếu tố thị trường, do đó khi quyết định đầu tư vào các cổ phiếu hay danh mục, các nhà đầu tư nên cân nhắc yếu tố biến động thị trường.

Hai nhân tố HML và SMB cũng góp phần giải thích sự thay đổi tỷ suất sinh lời của danh mục cổ phiếu, ảnh hưởng của nhân tố HML tốt hơn nhân tố SMB nghiên cứu cũng cho thấy rằng mối quan hệ giữa hệ số hồi quy của nhân tố SMB và nhân tố HML với quy mô, tỷ số BE/ME của danh mục. Lợi nhuận cổ phiếu có mối quan hệ tỷ lệ nghịch với quy mô công ty và tỷ lệ thuận với tỷ số giá trị sổ sách trên giá thị trường. Nhân tố phần bù quy mô ảnh hưởng mạnh nhất lên các doanh mục có kích thước nhỏ, và nhân tố phần bù giá trị ảnh hưởng mạnh nhất lên các danh mục BE/ME cao. Cụ thể là nhân tố SMB ảnh hưởng mạnh đến tỷ suất sinh lời của các danh mục có quy mô nhỏ và ít ảnh hưởng đến tỷ suất sinh lời của danh mục có quy mô lớn. Trong khi đó, HML có ảnh hưởng mạnh nhất đến tỷ suất sinh lời của danh mục có BE/ME lớn và ảnh hưởng yếu hơn đối với các danh mục có BE/ME nhỏ. Kết quả này cũng phù hợp với kết quả của Fama-French cho mô hình ba nhân tố (1992,1993) và của Bali-Cakici (2004) khi kiểm định mô hình bốn nhân tố.

Tuy không giải thích mạnh như nhân tố phần bù giá trị (HML) và nhân tố phần bù quy mô (SMB), kết quả nghiên cứu cũng cho thấy nhân tố phần bù rủi ro mất vốn (HVARL) có thể nắm bắt được sự thay đổi của tỷ suất sinh lời của các danh mục có quy mô nhỏ. Như vậy cũng tồn tại mối tương quan dương giữa HVARL và tỷ suất sinh lời cổ phiếu. Kết quả này giống với kết quả nghiên cứu của Bali-Cakici (2004) ở chỗ nhân tố HVARL trong nghiên cứu của Bali-Cakici thấp hơn hệ số của nhân tố quy mô SMB.

Tóm lại, khả năng dự đoán tỷ suất sinh lời cổ phiếu tương lai của FFVAR thì đáng được cân nhắc vì nó có thể dự đoán tốt về khuynh hướng lợi nhuận cổ phiếu tuy nhiên nó vẫn không thể nắm bắt được tất cả sự biến động của lợi nhuận cổ phiếu, do giá trị R^2 ở mức trung bình, sai số ngẫu nhiên khá lớn. Kết quả hồi quy chuỗi thời gian và so sánh với mô hình FF3F đã chỉ ra rằng VaR có thể nắm bắt sự biến động trong lợi nhuận cổ phiếu, tuy nhiên, khả năng giải thích của nó thì không quá cao.

5.2. Khuyến nghị

Theo kết quả nghiên cứu, do các cổ phiếu có tỷ số BE/ME cao cho ra tỷ suất sinh lời cao hơn các cổ phiếu có tỷ số BE/ME thấp, hay nói cách khác cổ phiếu “giá trị” có tỷ suất sinh lời cao hơn cổ phiếu “tăng trưởng”. Vì các cổ phiếu đang được định giá thấp cho ra tỷ suất sinh lời cao trên thị trường Việt Nam, vì vậy chiến lược đầu tư giá trị nên được áp dụng trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Bên cạnh đó, các nhà đầu tư nên cân nhắc việc đầu tư vào các công ty có quy mô nhỏ thay vì đầu tư vào các công ty có quy mô lớn, do theo kết quả nghiên cứu, tỷ suất sinh lời khi đầu tư vào các công ty nhỏ lớn hơn các công ty lớn nhiều. Do đó, khi đầu tư vào các công ty nhỏ sẽ giúp nhà đầu tư có được nhiều lợi nhuận hơn.

Tuy nhiên, khi các nhà đầu tư có ý định đầu tư vào cổ phiếu của các công ty có quy mô nhỏ thì nên cân nhắc đến nhân tố phần bù rủi ro mất vốn do nhân tố này ảnh hưởng khá mạnh đến các công ty có quy mô nhỏ, điều này cũng sẽ gây ảnh hưởng đến tỷ suất sinh lời mong đợi của các nhà đầu tư.

Nhân tố biến động thị trường được thể hiện thông qua nhân tố ($R_m - R_f$) ảnh hưởng rất lớn đến tỷ suất sinh lời, đồng thời thị trường chứng khoán Việt Nam còn bị ảnh hưởng bởi rất nhiều nhân tố gồm cả các nhân tố có thể đo lường được như nhân tố trên và một số nhân tố khác không thể đo lường như tâm lý đám đông, mức độ sở hữu của nhà nước...do đó, khi đầu tư, các nhà đầu tư nên hành động một cách lý trí kết hợp theo dõi, phân tích sát sao thị trường không nên đầu tư một cách ồ ạt, tự phát theo đám đông.

5.3.Hạn chế

5.3.1.Hạn chế khách quan

Thị trường chứng khoán Việt Nam là thị trường mới nổi nên tính ổn định của thị trường chưa cao, bên cạnh đó là sự thiếu minh bạch trong báo cáo tài chính và công bố thông tin là một rào cản cho việc tiếp cận với nguồn dữ liệu phản ánh đúng tình trạng thực sự của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam

Cũng như bất kỳ mô hình dự báo nào khác, mô hình chỉ có thể phát huy tác dụng một cách tốt nhất trong điều kiện thông tin cân xứng và thị trường hiệu quả. Mô hình khi áp dụng vào thị trường chứng khoán Việt Nam cũng bị hạn chế bởi một số nguyên nhân như danh mục thị trường chứng khoán Việt Nam chưa được đa dạng hóa tốt do số lượng cổ phiếu niêm yết còn ít, các công ty niêm yết không đại diện hết cho tất cả các ngành. Đồng thời, hiệu quả hoạt động của thị trường chứng khoán Việt Nam còn kém, mức độ tiếp cận thông tin của nhà đầu tư còn rất hạn chế nên việc đầu cơ, thao túng thị trường, làm giá... rất dễ xảy ra. Bên cạnh đó, phần lớn các nhà đầu tư trên thị trường là nhà đầu tư cá nhân đầu tư theo chiến lược ngắn hạn. Trong ngắn hạn giá cổ phiếu không thể phản ánh hết được rủi ro của doanh nghiệp. Ảnh hưởng của tâm lý đám đông và đầu tư theo phong trào của các nhà đầu tư trên thị trường cũng làm ảnh hưởng đến việc đo lường rủi ro của doanh nghiệp.

Bên cạnh các hạn chế trên thì bản thân phương pháp hồi quy phân vị cũng là một hạn chế do phải thực hiện nhiều hàm hồi quy trên nhiều phân vị mới cho thấy được toàn diện sự tác động của biến độc lập đến biến phụ thuộc thay vì chỉ có một hàm hồi quy trung bình có điều kiện trong OLS. Ngoài ra, việc áp dụng hồi quy phân vị còn khá hạn chế. Các lý thuyết để xử lý tự tương quan hoặc nội sinh trong hồi quy phân vị còn chưa được phát triển hoàn thiện nên không thể thực hiện được các kiểm định trong phương pháp hồi quy phân vị.

5.3.2.Hạn chế chủ quan

Hạn chế chủ quan xuất phát từ bản thân nhóm xây dựng mô hình. Do các công cụ tính toán còn thiếu và thị trường Việt Nam thiếu một bộ cơ sở dữ liệu chung cho toàn thị trường nên đa số dữ liệu trong bài nghiên cứu đều được xử lý thủ công. Quá trình xử lý dữ liệu do con người tiến hành nên có thể xảy ra sai sót.

Việc tính toán dự đoán giá trị Value-at-Risk hiện nay có rất nhiều phương pháp. Để phù hợp với khả năng và công cụ có hạn, phương pháp phân tích phương sai – hiệp phương sai được tác giả chọn lựa tuy đơn giản nhưng có thể cho ra kết quả nhiều sai số.

5.4.Đề xuất hướng nghiên cứu tiếp theo

Mở rộng nghiên cứu của đề tài này sang nghiên cứu toàn bộ thị trường thay vì chỉ tập trung vào thị trường chứng khoán Hồ Chí Minh, tăng số lượng công ty và thời gian khảo sát trong tương lai với khoảng thời gian dài hơn và chuỗi dữ liệu đầy đủ hơn; có thể nghiên cứu thêm những nhân tố khác để mô hình đạt sự phù hợp cao hơn như nhân tố sở hữu nhà nước, tính thanh khoản, đà tăng trưởng, các yếu tố vĩ mô, tâm lý nhà đầu tư... Cụ thể là, các nghiên cứu

trong tương lai có thể phát triển về chiều rộng bằng các phân tích tác động của các nhân tố vi mô (nhân tố nội sinh) hay nghiên cứu về ảnh hưởng của tâm lý đám đông đến thị trường chứng khoán do đặc biệt là đối với hiện tượng chứng khoán mới nổi, còn non trẻ như Việt Nam. Bên cạnh đó, cũng có thể phát triển nghiên cứu theo chiều sâu bằng cách sử dụng kết quả này làm nền tảng để phát triển theo hướng tập trung vào các rủi ro cụ thể ở thị trường chứng khoán Việt Nam cho mỗi mức độ quy mô, giá trị doanh nghiệp...

Ở góc độ phương pháp nghiên cứu này, mặc dù phương pháp hồi quy phân vị có thể khắc phục được nhược điểm của phương pháp OLS, tuy nhiên bản thân nó cũng còn một số nhược điểm nhất định trong việc kiểm định mô hình. Do vậy, các nghiên cứu trong tương lai có thể tiếp cận phương pháp hồi quy khác toàn diện hơn để có thể bao quát được toàn bộ dữ liệu nghiên cứu, đồng thời, kiểm định được tính đảm bảo khi thực hiện các giả thiết hồi quy.

**TÁC ĐỘNG CỦA CÁC NHÂN TỐ QUẢN TRỊ CÔNG TY ĐẾN MỨC ĐỘ CÔNG BỐ
THÔNG TIN KẾ TOÁN CỦA CÁC CÔNG TY
NIÊM YẾT VN30 TRÊN SỞ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN TP.HỒ CHÍ MINH**

SV: Lê Hoàng Việt Hà

Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

GVHD: TS. Trần Quốc Thịnh; ThS. Trần Việt Tâm

TÓM TẮT

Bài viết tiến hành nghiên cứu các vấn đề của quản trị công ty ảnh hưởng đến mức độ công bố thông tin kế toán của các công ty niêm yết VN30 trên Sở giao dịch chứng khoán Tp.Hồ Chí Minh trong giai đoạn 2012-2014, từ đó đề xuất các gợi ý và chính sách liên quan để góp phần nâng cao hiệu quả hoạt động kinh tế của các CTNY nói riêng và của nền kinh tế nói chung. Trong đó tác giả xây dựng 5 nhân tố của quản trị công ty bao gồm: Quy mô Hội đồng quản trị (HDQT), Cơ cấu HDQT, Sự kiêm nhiệm giữa Chủ tịch HDQT và Tổng Giám đốc (TGD), Thành phần HDQT có người nước ngoài và mức độ tập trung quyền sở hữu.

GIỚI THIỆU

Nhìn lại chặng đường dài của thị trường chứng khoán Việt Nam sau 19 năm hình thành và phát triển (tính từ sự kiện Ủy ban Chứng khoán Nhà nước được thành lập theo Nghị định 75/NĐ-CP ngày 28/11/1996 của Chính phủ) chúng ta đã thấy được những thay đổi, phát triển vượt bậc của nó cùng với sự phát triển của nền kinh tế nước nhà. Thị trường chứng khoán (TTCK) đóng vai trò tạo vốn cho nền kinh tế, tạo điều kiện cho các doanh nghiệp sử dụng vốn linh hoạt và có hiệu quả hơn, công cụ đánh giá DN, dự đoán triển vọng tương lai của các DN được thể hiện một cách trực tiếp trên giá trị cổ phiếu và cũng như sự biến động của nó. Sự thành công của ngành chứng khoán là kết quả của nhiều yếu tố tổng hợp mà tạo nên, đó không chỉ là do ngay từ đầu đã có cơ quan quản lý, có hệ thống luật pháp điều chỉnh tương đối đồng bộ và đặc biệt là sự quan tâm chỉ đạo của Chính phủ, mà còn có sự đóng góp quan trọng của nhà đầu tư, họ đã bền bỉ tham gia thị trường ngay vào những thời điểm khó khăn nhất. Trong thực tế, tồn tại một khoảng cách không nhỏ giữa nội dung thông tin phải công bố theo quy định và nội dung thông tin mà các công ty niêm yết thực tế công bố. Điều này dẫn đến những hệ quả không mong muốn cho mục tiêu minh bạch hóa thông tin trên TTCK Việt Nam hiện nay. Nhận thấy được hiện trạng của vấn đề này, tác giả đã tiến hành nghiên cứu về vấn đề minh bạch thông tin kế toán qua đề tài “*Tác động của các nhân tố quản trị công ty đến mức độ công bố thông tin kế toán của các công ty niêm yết VN30 trên Sở giao dịch chứng khoán Tp.Hồ Chí Minh*” làm đề tài cho bài nghiên cứu khoa học của mình.

1.Cơ sở lý thuyết và tổng quan về các nghiên cứu trước

1.1.Các lý thuyết nền

Trong đề tài tác giả tìm hiểu về các lý thuyết thông tin hữu ích, lý thuyết thông tin bất cân xứng, lý thuyết đại diện và lý thuyết quyền sở hữu. Trong đó, về lý thuyết thông tin hữu ích thì theo Ijiri và Jaedicke (1966), Buy (2008) và Dzinkowski (2010) bao gồm các tính kịp thời, độ tin cậy, tính thích hợp và cần thiết của các số liệu kế toán trình bày. Theo đó, lý thuyết thông tin hữu ích (useful information theory) là lý thuyết kế toán chuẩn tắc được sử dụng như một lý

thuyết nền tảng để xây dựng khuôn mẫu lý thuyết kế toán hiện nay của chuẩn mực báo cáo tài chính quốc tế và chuẩn mực kế toán nhiều quốc gia.

Lý thuyết thông tin bất cân xứng, nghiên cứu của Joseph Stiglitz (2001) đã tiếp tục bổ sung vào công trình nghiên cứu của Akerlof và Spence. Tác giả đặt ra vấn đề là bản thân những người có ít thông tin hơn cũng có thể tự cải thiện tình trạng của mình thông qua cơ chế sàng lọc (screening). Đồng thời tác giả cũng đã chỉ ra rằng bên có ít thông tin hơn có thể thu thập thông tin từ bên kia bằng cách đưa ra các điều kiện giao dịch hợp đồng khác nhau. Bên cạnh đó, một số nghiên cứu liên quan đến thông tin bất cân xứng của Korajczyk, Lucas & McDonald (1991), Chang, Dasgupta & Hilary, Daley & Green (2012). Trong nghiên cứu của Iya A. Strebulaev, Haoxiang Zhu & Pavel Zryumov (2014) đã kế thừa mô hình của Myers và Majluf (1984) nghiên cứu sự tác động của thông tin bất cân xứng ảnh hưởng đến quyết định của các nhà đầu tư. Mufaddal H. Baxamusa, Sunil K. Mohanty & Ramesh P. Rao (2015) đã xem xét trong việc đánh giá rủi ro và sự lựa chọn liên quan đến tài chính trong việc thông tin mất cân xứng.

Lý thuyết đại diện được phát triển bởi Jensen và Meckling (1976) đã nghiên cứu mối quan hệ giữa bên ủy quyền và bên được ủy quyền. Một số nghiên cứu của Amihud & Lew (1981), Fama & Fensen (1983), Anderson (1985), Bolton (1998) đã nêu ra vấn đề chính là làm thế nào để người đại diện làm việc vì lợi ích cao nhất cho người chủ khi họ có lợi thế về thông tin hơn người chủ và có những lợi ích khác với lợi ích của những ông chủ này. Susan P. Shapiro (2005) đã xem xét mối quan hệ trong ủy nhiệm trong bối cảnh chính trị, kinh tế và đã đóng góp thêm nội dung liên quan đến lý thuyết ủy nhiệm.

Lý thuyết quyền sở hữu được phát triển bởi Eirik G. Furubotn & Svetozar Pejovich (1972) và sau đó là Eugene F. Fama & Michael C. Jensen (1983), Oliver Hart & John Moore (1990) cung cấp một phương thức phân tích doanh nghiệp và tổ chức của doanh nghiệp cho dù đây không phải là mục tiêu đầu tiên của nó. Với lý thuyết quyền sở hữu David P. Hamilton (2007), Charles Seife (2013), Jessica L. Roberts (2015) cho rằng doanh nghiệp được xem như một tập hợp những hợp đồng thiết lập một cấu trúc nhất định những quyền sở hữu. Chủ đề bất biến mà Lý thuyết quyền sở hữu hướng tới chứng minh là việc trao cho các cá thể những quyền sở hữu hoàn toàn là điều kiện của tính hiệu quả kinh tế.

1.2. Các khái niệm liên quan

Thông tin kế toán

Khái niệm về thông tin kế toán (TTKT) có rất nhiều quan điểm trên những góc độ khác nhau. Ahmed Belkaoui and Alain Cousineau (1977) cho rằng TTKT là số lượng, hình thức, cấu trúc, được kiểm toán, con số và qua tài liệu có hướng. Josepa Alemany Costa (2012) cho rằng thông tin kế toán là hệ thống qui trình xử lý từ những dữ liệu kế toán ban đầu để cho ra kết quả những thông tin hữu ích cho người sử dụng. Bên cạnh đó cũng có khái niệm về TTKT là những thông tin có được do hệ thống kế toán xử lý và cung cấp. TTKT có những tính chất là một loại thông tin định lượng, điểm khác biệt giữa thông tin kế toán với các loại thông tin định lượng khác ở chỗ thông tin kế toán thường được biểu hiện dưới giá trị tiền tệ. Những người sử dụng thông tin kế toán có thể đánh giá tình trạng tài chính của một tổ chức bằng cách phân tích các tài liệu liên quan, chẳng hạn như bảng cân đối và báo cáo kết quả hoạt động kinh doanh.

Công bố thông tin kế toán

Công bố thông tin kế toán (Accounting Disclosures) là toàn bộ thông tin được cung cấp thông qua hệ thống các báo cáo tài chính của một công ty trong một thời kỳ nhất định (bao gồm cả các báo cáo giữa niên độ và báo cáo thường niên). Healy and Palepu (2001) cho rằng theo

nghĩa rộng thì công bố thông tin kế toán là thông qua các báo cáo tài chính công bố thông tin về một công ty, không chỉ bao gồm các báo cáo tài chính như trên mà còn bao gồm cả Báo cáo phân tích và đánh giá của nhà quản lý (Management discussion and analysis), Báo cáo kiểm toán (Auditing report) và các báo cáo khác. Theo Hội đồng chuẩn mực báo cáo tài chính quốc tế IASB (2015) cho rằng việc công bố thông tin qua các báo cáo tài chính theo bao gồm cả nghĩa hẹp và nghĩa rộng. Theo đó, về nghĩa hẹp là các báo cáo trình bày về tình hình tài chính, tình hình kinh doanh cũng như việc quản lý các nguồn vốn cho kinh doanh của một đơn vị kinh tế trong khi về nghĩa rộng là bao hàm toàn bộ thông tin cung cấp bên trong và bên ngoài cho các đối tượng sử dụng.

Quản trị công ty

Quản trị công ty (QTCT) là những biện pháp nội bộ để điều hành và kiểm soát công ty, liên quan tới các mối quan hệ giữa ban giám đốc, Hội đồng quản trị (HĐQT) và các cổ đông của một công ty với các bên có quyền lợi liên quan. QTCT cũng tạo ra một cơ cấu để đề ra các mục tiêu của công ty và xác định các phương tiện để đạt được những mục tiêu đó, cũng như để giám sát kết quả hoạt động của công ty. QTCT chỉ được cho là có hiệu quả khi khích lệ được ban giám đốc và HĐQT theo đuổi các mục tiêu vì lợi ích của công ty và của các cổ đông, cũng như phải tạo điều kiện thuận lợi cho việc giám sát hoạt động của công ty một cách hiệu quả, từ đó khuyến khích công ty sử dụng các nguồn lực một cách tốt hơn (OECD, 1999). Hillman & Dalziel (2003) cho rằng QTCT là sự quản lý, giám sát các hoạt động của Ban quản lý thông qua việc cung cấp các nguồn lực tài chính nhằm mục đích nâng cao hiệu quả kinh tế cho hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp. Theo lý thuyết đại diện, QTCT được định nghĩa là mối quan hệ giữa những người đứng đầu, chẳng hạn như các cổ đông và các đại diện như các giám đốc điều hành công ty hay quản lý công ty (Mallin, 2004). Epstein and Roy (2010) QTCT là quá trình quản lý các hoạt động nhằm giúp thông tin cung cấp cho người sử dụng được minh bạch nhằm mang lại lợi ích cao nhất cho cổ đông. Với lý thuyết quyền sở hữu, QTCT bao gồm một tập hợp đầy đủ các hệ thống, các quá trình và thủ tục nhằm điều tiết mối quan hệ giữa những nhà quản trị với cổ đông nói riêng và với các bên hữu quan cấu thành công ty nói chung (H.Kent Baker & Ronald Anderson, 2011). QTCT là một hệ thống thông qua đó các doanh nghiệp được chỉ đạo và kiểm soát cho kết quả lâu dài. Trách nhiệm, minh bạch, công bằng và công khai là bốn "trụ cột" của QTCT (Bhasin, 2013).

1.3. Các nghiên cứu trước

Nghiên cứu nước ngoài

Robert M. Bushman và Abbie J. Smith (2001) đã nghiên cứu về thông tin tài chính kế toán và quản trị công ty liên quan đến vai trò của việc công khai thông tin kế toán trong báo cáo tài chính của các tập đoàn. Nghiên cứu về việc sử dụng kế toán tài chính trong kế hoạch khuyến khích quản lý và khám phá các hướng nghiên cứu trong tương lai, đề nghị nghiên cứu quản trị được mở rộng để khám phá toàn diện hơn việc sử dụng thông tin kế toán tài chính trong các cơ chế kiểm soát doanh nghiệp. Jenny Goodwin và Jean Lin Seow (2002) nghiên cứu về ảnh hưởng của cơ chế QTCT đến chất lượng của BCTC và kiểm toán theo quan điểm của kiểm toán viên và nhà điều hành tại Singapore. Nghiên cứu này sử dụng hai giả thuyết để kiểm tra nhận thức của kiểm toán viên và nhà quản lý tại Singapore về quản trị doanh nghiệp liên quan đến chất lượng của các báo cáo tài chính và kiểm toán. Kết quả của nghiên cứu được ứng dụng cho nhà quản lý trong việc thiết lập những qui tắc, qui định về QTCT. Juan Gandia (2008) nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến việc công bố thông tin quản trị doanh nghiệp trên internet của

các công ty niêm yết tại Tây Ban Nha. Mục đích là để phân tích các thông tin quản trị doanh nghiệp của các công ty niêm yết tại Tây Ban Nha trên internet, với mục tiêu đánh giá mức độ và ảnh hưởng của một số đặc điểm của quản trị công ty đến mức độ công bố thông tin tự nguyện. Nghiên cứu đã tham khảo của các tài liệu hiện có về kiểm tra chất lượng của các trang web và tầm quan trọng của nội dung như là một biến quan trọng trong việc xác định chất lượng của trang web. Để định lượng các thông tin quản trị doanh nghiệp của các công ty niêm yết tại Tây Ban Nha, ba chỉ số đo lường tính minh bạch đã được thiết kế bao gồm tầm quan trọng của phương tiện CBTT, phân tích lĩnh vực kinh doanh và cuối cùng là đánh giá mức độ CBTT và tiến hành phân tích ANOVA. Các bằng chứng thực nghiệm thu được cho thấy rằng các công ty có điểm số cao nhất cho tính minh bạch có nhiều khả năng sử dụng Internet như một kênh cho việc tiết lộ thông tin quản trị doanh nghiệp. Kết quả cho thấy mức độ công bố thông tin phụ thuộc vào các nhà phân tích, thời gian niêm yết, tầm nhìn của doanh nghiệp và thực tế phụ thuộc vào truyền thông và dịch vụ thông tin. Indra Abeysekera (2010) nghiên cứu về sự ảnh hưởng của kích thước HĐQT đến CBTT của các doanh nghiệp niêm yết Kenya. Sử dụng top 26 trong số 52 công ty được xếp hạng bởi các chứng khoán Nairobi cho vốn hóa thị trường vào năm 2002 và năm 2003, nghiên cứu này xem xét ảnh hưởng của kích thước HĐQT lên việc công bố nhiều hay ít thông tin. Sử dụng mô hình hồi qui cho ra kết quả là các công ty CBTT nhiều hơn có qui mô HĐQT lớn hơn. Những phát hiện này cung cấp cái nhìn sâu về qui mô HĐQT có thể giúp khắc phục những thiếu sót trong việc công bố thông tin nhằm mang đến những lợi ích trong tương lai cho doanh nghiệp. Benjamin Fung (2014) đưa ra nghiên cứu về sự cần thiết của tính minh bạch và công khai thông tin trong QTCT, trong bài viết tác giả đưa ra các lý thuyết về minh bạch TTTC, văn hóa minh bạch, QTCT và công bố thông tin, minh bạch và quản trị rủi ro. Nghiên cứu 121 CTNY tại Hong Kong kết quả cho thấy một nửa công ty hàng đầu có sự QTCT tốt là công ty nhà nước hoặc có nguồn tài trợ từ Trung Quốc. Từ đó tác giả kết luận tăng tính minh bạch là quan trọng vì nó là chìa khóa thành công trong tương lai của quản trị doanh nghiệp. Chỉ với minh bạch sẽ có thể ngăn chặn gian lận, tham ô và vụ bê bối tài chính và thúc đẩy hiệu quả phân bổ các nguồn lực quyết định. Raef Gouiaa và Daniel Zéghal (2015) phân tích ảnh hưởng của QTCT và mức độ CBTT chi phí tài chính. Mục đích của nghiên cứu là để phân tích tác động của quản trị doanh nghiệp và chính sách công bố thông tin về hoạt động tài chính của công ty bằng cách kiểm tra các hiệu ứng kết hợp các đặc điểm đồng quản trị và mức độ công bố thông tin về chi phí tài chính. Các phân tích thực nghiệm, tiến hành trên một mẫu của 192 công ty của Canada, cho thấy tầm quan trọng của QTCT trong việc xác định mức độ công khai và chi phí của các công ty tài chính.

Nghiên cứu trong nước

Nguyễn Thị Liên Hoa (2007) đánh giá thực trạng hoạt động công bố thông tin trên TTCK Việt Nam và đề xuất giải pháp áp dụng việc xây dựng và phát triển một hệ thống công bố thông tin số hóa sử dụng XML (Extensible Markup Language - Sử dụng ngôn ngữ đánh dấu mở rộng với mục đích chia sẻ dữ liệu giữa các hệ thống khác nhau, đặc biệt là các hệ thống sử dụng Internet). Phương pháp này sẽ giúp các công ty và sở giao dịch tránh sai sót trong việc công bố thông tin, giúp rút ngắn thời gian và nâng cao tính hiệu quả của hoạt động công bố thông tin của CTNY. Phát triển ý tưởng về mô hình minh bạch hóa thông tin của Nguyễn Thị Liên Hoa (2007), Lê Trường Vinh (2008) khái quát cách thức đo lường minh bạch thông tin trên thị trường chứng khoán và minh bạch thông tin đối với một công ty. Kết quả nghiên cứu cho thấy, đối với công ty, các yếu tố lợi nhuận đo lường theo tỷ suất sinh lời trên

tổng tài sản (ROE), chỉ số nợ trên tổng tài sản không ảnh hưởng đến mức độ minh bạch thông tin của công ty, trong khi đó, yếu tố lợi nhuận đo bằng chỉ số Q (Tobin's Q - tỷ số giữa giá trị thị trường và giá trị thay thế của một tài sản hữu hình) lại ảnh hưởng đến minh bạch thông tin của công ty. Tuy nhiên, mẫu nghiên cứu của tác giả gồm 30 CTNY là khá nhỏ so với quy mô thị trường. Lê Minh Thắng (2008) với đề tài Quản trị CTNY những vấn đề lý luận và thực tiễn với mục tiêu là tìm hiểu, phân tích và làm rõ hàng loạt các vấn đề lý luận và thực tiễn có liên quan đến quản trị công ty niêm yết; những nguyên nhân làm ảnh hưởng đến việc tuân thủ các nguyên tắc quản trị công ty niêm yết tại Việt Nam, qua đó đưa ra được các giải pháp nhằm nâng cao hiệu quả quản trị công ty niêm yết hiện nay. Tác giả sử dụng phương pháp phân tích, bình luận các quy định của khung pháp luật hiện hành về quản trị công ty nói chung và quản trị công ty niêm yết nói riêng, phương pháp so sánh khi so sánh các quy định của khung pháp luật Việt Nam về quản trị công ty nói chung và quản trị công ty niêm yết nói riêng với thông lệ quốc tế (Tổ chức Hợp tác và phát triển Kinh tế OECD) và Ngân hàng thế giới (World Bank) và các quy định về quản trị công ty trong luật pháp các nước. Vũ Thị Minh Luận (2013) đưa ra những lý luận cơ bản về lý thuyết thị trường hiệu quả, tiến hành thu thập thông tin số liệu trên thị trường chứng khoán Việt Nam để kiểm định tính hiệu quả của thị trường chứng khoán Việt Nam. Tác giả cũng chỉ ra rằng, vì chất lượng thông tin và công bố thông tin của các CTNY còn hạn chế và việc tiếp cận thông tin còn gặp khó khăn nên kết quả mô hình hồi quy kiểm định tính hiệu quả của TTCK Việt Nam chưa hoàn toàn phù hợp. Nhóm tác giả Nguyễn Thúy Anh, Bùi Thị Phương Thảo và Bùi Thu Hiền (2013) đã tiến hành nghiên cứu về bộ chỉ số minh bạch thông tin để góp phần xây dựng chỉ số minh bạch thông tin tại Việt Nam. Qua nghiên cứu nhóm tác giả đã đưa ra các chỉ số T&D của Standard and Poor's tại Hoa Kỳ, chỉ số GTI tại Singapore và chỉ số IDTRS ở TTCK Đài Loan nhằm đo lường mức độ MBTT, từ đó đưa ra các khuyến nghị khi áp dụng tại Việt Nam. Nhóm tác giả Trần Thị Thanh Tú, Nguyễn Thị Hồng Thúy và Nguyễn Tố Tâm (2014) đã xây dựng mô hình nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến chất lượng công bố thông tin của công ty niêm yết. Bằng phương pháp tổng hợp tài liệu, nhóm tác giả tổng hợp các quan niệm khác nhau về chất lượng công bố thông tin, vai trò của công bố thông tin đối với các công ty niêm yết trên TTCK. Từ đó, nhóm tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến chất lượng CBTT của CTNY bao gồm: biến phụ thuộc, biến độc lập và các thang đo. Lê Thị Mỹ Hạnh (2015) đề cập đến vấn đề minh bạch thông tin tài chính của các CTNY trên TTCK Việt Nam. Trong nghiên cứu này, tác giả đã phân tích và đánh giá thực trạng mức độ minh bạch thông tin tài chính công bố của các CTNY trên TTCK Việt Nam trên cơ sở cỡ mẫu là 178 CTNY. Luận án xây dựng mô hình mối quan hệ giữa các nhân tố tài chính và quản trị công ty đến mức độ minh bạch thông tin tài chính của các CTNY. Kết quả hồi qui cho thấy các nhân tố: đòn bẩy tài chính, lợi nhuận, công ty kiểm toán và cơ cấu hội đồng quản trị ảnh hưởng đến mức độ minh bạch TTTC của các CTNY trên TTCK Việt Nam.

2. Thiết kế nghiên cứu

Câu hỏi nghiên cứu

Tác giả xây dựng các câu hỏi nghiên cứu trong đó xoay quay giải quyết 2 vấn đề chính:

- Những nhân tố nào của QTCT ảnh hưởng đến mức độ công bố thông tin?
- Tác động của những nhân tố QTCT đến mức độ công bố thông tin kế toán của các công ty niêm yết VN30 trên Sở giao dịch chứng khoán Tp.Hồ Chí Minh như thế nào?

Các giả thiết

- H1: Qui mô HĐQT càng lớn thì mức độ CBTT kế toán càng cao.
- H2: Công ty có tỷ lệ thành viên HĐQT độc lập càng cao thì mức độ CBTT kế toán càng cao.
- H3: Công ty có sự kiêm nhiệm giữa chủ tịch HĐQT và TGD thì mức độ CBTT kế toán càng thấp.
- H4: Tỷ lệ thành phần HĐQT có người nước ngoài càng lớn thì mức độ CBTT càng thấp.
- H5: Công ty có mức độ tập trung quyền sở hữu càng cao thì mức độ CBTT kế toán càng cao.

Mô tả mẫu nghiên cứu

30 cổ phiếu thoả mãn các điều kiện tham gia tính chỉ số VN30, sau khi qua ba bước sàng lọc về giá trị vốn hoá, free-loat trên 5% và thanh khoản sẽ được đưa vào danh mục chính thức của rổ chỉ số VN30.

Lựa chọn và đo lường các biến

Biến phụ thuộc: Mức độ minh bạch thông tin tài chính

Nghiên cứu của nhóm tác giả Nguyễn Thúy Anh, Bùi Thị Phương Thảo, Bùi Thu Hiền (2013) đã đưa ra một số cách thức đánh giá nhằm đo lường mức độ minh bạch thông tin của các CTNY trên TTCK Việt Nam bao gồm chỉ số T&D của Standard and Poor's (S&P) tại Hoa Kỳ, chỉ số GTI tại Singapore và chỉ số IDTRS ở TTCK Đài Loan. Trong đề tài này tác giả dùng chỉ số T&D của Standard and Poor's tại Hoa Kỳ để tiến hành đánh giá mức độ CBTT của các CTNY VN30 tại Sở giao dịch chứng khoán Tp.Hồ Chí Minh vì chỉ số T&D của Standard and Poor's đưa ra nhiều câu hỏi liên quan đến TTKT một cách chi tiết và cụ thể về tình hình kinh doanh, chính sách kế toán, cấu trúc của các bên liên quan, thông tin về kiểm toán nhằm đánh giá mức độ CBTT.

Biến độc lập: Qui mô HĐQT

Nghiên cứu của Linck và các cộng sự (2008) sử dụng mẫu gồm 7000 công ty ở Mỹ từ năm 1990 đến 2004, họ cho rằng qui mô HĐQT nhỏ nhưng với nhiều thành viên độc lập thì hoàn toàn có mức độ CBTT tốt hơn. Nghiên cứu của Indra Abeysekera (2010) cho rằng qui mô Hội đồng quản trị (HĐQT) càng lớn sẽ càng giúp cho việc CBTT tốt hơn qua việc sử dụng mô hình hồi qui với mẫu là 26 trong số 52 công ty được xếp hạng bởi chứng khoán Nairobi vốn hóa thị trường vào năm 2002 và vào năm 2003. Nếu thành viên trong hội đồng quản trị lớn sẽ tránh được việc tập trung quyền lực vào một cá nhân nào đó mang lại lợi ích cho các cổ đông nhỏ. Ngoài ra với nhiều giám đốc, kinh nghiệm tập thể và chuyên môn của hội đồng quản trị sẽ tăng lên, và do đó nhu cầu công bố thông tin sẽ cao hơn. Chính từ những công trình nghiên cứu trước, tác giả đưa ra giả thuyết chứng minh mối quan hệ giữa biến qui mô HĐQT ảnh hưởng đến mức độ công bố thông tin kế toán. Từ đó tác giả đặt giả thiết:

H1: Qui mô HĐQT càng lớn thì mức độ CBTT kế toán càng cao.

Biến độc lập: Cơ cấu HĐQT

Gul và Leung (2002) sử dụng 385 quan sát từ các công ty Hồng Kông cho năm 1996, kiểm tra việc giám đốc điều hành độc lập ảnh hưởng đến mức độ CBTT cao hơn không kết quả đã cho thấy rằng khi có sự độc lập thì mức độ CBTT sẽ tốt hơn. Reza Fallah, Moein Hashemi (2015) điều tra tác động của cơ cấu HĐQT đến mức độ CBTT tại các CTNY của các quốc gia Tehran và tiến hành tại 342 CTNY từ 2009-2013 cho kết quả có 73 công ty thông qua từ đây nghiên cứu chỉ ra rằng cơ cấu HĐQT ảnh hưởng đáng kể đến mức độ CBTT. Từ đó tác giả đặt giả thiết:

H2: Công ty có tỷ lệ thành viên HĐQT độc lập càng cao thì mức độ CBTT kế toán càng cao.

Biến độc lập: Kiểm nhiệm giữa Chủ tịch HĐQT và Tổng giám đốc

Một hội đồng quản trị thường bao gồm các thành viên bên trong và bên ngoài. Các thành viên bên trong được lựa chọn trong số các nhân viên để điều hành công ty. Giám đốc bên ngoài là thành viên chỉ liên kết với các công ty của họ là hợp đồng quản lý doanh nghiệp. Leftwich, Watts và Zimmerman (1978) chứng minh rằng với một số lượng lớn các giám đốc không thuộc hội đồng quản trị sẽ tiết lộ thông tin nhiều hơn. Zhang Yuemei & Li Yanxi (2008) cho thấy tầm quan trọng của Giám đốc độc lập đã được công nhận trong những quy định về QTCT của Trung Quốc. Từ đó tác giả đặt giả thiết:

H3: Công ty có sự kiểm nhiệm giữa chủ tịch HĐQT và tổng giám đốc thì mức độ CBTT kế toán càng thấp.

Biến độc lập: Thành phần HĐQT có người nước ngoài

Việc thu hút các dòng vốn đầu tư từ nước ngoài ảnh hưởng khá lớn đến nền kinh tế, đặc biệt là nền kinh tế đang phát triển như Việt Nam. Đó vừa là nguồn bổ sung vốn cho đầu tư, vừa là một cách để chuyển giao công nghệ, cũng là một giải pháp tạo việc làm và thu nhập cho người lao động, tạo nguồn thu cho ngân sách và thúc đẩy nhanh quá trình chuyển dịch cơ cấu kinh tế... Trong bối cảnh TTCK đang tăng trưởng nhanh chóng như hiện nay thì vấn đề nâng cao chất lượng CBTT nhằm thu hút các dòng vốn đầu tư nước ngoài vào đang được khuyến khích triển khai. Theo thống kê trong năm 2015, các nhà đầu tư nước ngoài đã đăng ký đầu tư vào Việt Nam 24,115 tỷ USD, tăng 10% so với cùng kỳ 2014 và tăng 9,6% so với kế hoạch năm 2015 (22 tỷ USD). Trên thế giới có nhiều nghiên cứu đã được thực hiện liên quan đến thành phần HĐQT có người ngoài. Điển hình trong nghiên cứu của Nesrine Klai và Abdelwahed Omri (2011) về Quản trị doanh nghiệp và chất lượng báo cáo tài chính: Trường hợp của các doanh nghiệp Tunisia xem xét các tác động của cơ chế quản lý về chất lượng báo cáo tài chính cho một mẫu công ty Tunisia, tập trung vào các đặc điểm của ban giám đốc và cơ cấu sở hữu của các công ty niêm yết trên sàn chứng khoán Tunisia trong giai đoạn 1997-2007. Kết quả cho thấy rằng cơ chế quản trị ảnh hưởng đến chất lượng thông tin tài chính của các công ty Tunisia trong đó yếu tố người nước ngoài ảnh hưởng làm giảm chất lượng CBTT. Từ đó tác giả đặt giả thiết:

H4: Tỷ lệ thành phần HĐQT có người nước ngoài càng lớn thì mức độ CBTT càng thấp.

Biến độc lập: Mức độ tập trung quyền sở hữu

Daros et al (2014) đã nghiên cứu mối tương quan trong cơ cấu sở hữu và trách nhiệm công bố thông tin trong các tổ chức tài chính của Malaysia từ năm 2008-2011 và đưa ra kết luận rằng mức độ tập trung quyền sở hữu các công ty trong một tổ chức tài chính có thể ngăn chặn việc CBTT ra bên ngoài, cụ thể là nhà quản lý tiết lộ hạn chế những thông tin. Theo nghiên cứu của nhóm tác giả Javad Dashti, Mohammad Mehdi Salehi and Sariush Mohammadi Zanjirani (2014) về tác động của mức độ tập trung quyền sở hữu đến mức độ CBTT tự nguyện tại các công ty chứng khoán ở Tehran chỉ ra rằng chỉ số tỷ lệ sở hữu của ba cổ đông lớn có ảnh hưởng đáng kể chỉ số công bố thông tin tự nguyện. Từ đó tác giả đặt giả thiết:

H5: Công ty có mức độ tập trung quyền sở hữu càng cao thì mức độ CBTT kế toán càng cao.

Mô hình nghiên cứu

Mô hình hồi qui đa biến

$$Y = \beta + \beta_1 * X_1 + \beta_2 * X_2 + \beta_3 * X_3 + \beta_4 * X_4 + \beta_5 * X_5 + \varepsilon$$

Trong đó:

Y: là biến phụ thuộc (Mức độ minh bạch TTTC)

X_i : Biến độc lập

X_1 : Qui mô HĐQT

X_2 : Cơ cấu HĐQT

X_3 : Nhiệm vụ giữa Chủ tịch HĐQT và TGD

X_4 : Thành phần HĐQT có người nước ngoài

X_5 : Mức độ tập trung quyền sở hữu

Hệ số hồi quy: $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$.

Sai số hồi quy: ε

3. Kết quả nghiên cứu

Kết quả đo lường mức độ CBTT kế toán của các công ty niêm yết VN30 trên Sở giao dịch chứng khoán Tp.Hồ Chí Minh

Từ việc khảo sát các BCTN và BCTC đã được của các CTNY VN30 qua các năm từ 2012-2014, kết quả cho thấy nhìn chung hầu như các công ty thuộc VN30 có mức độ CBTT trên 50% qua các năm. Tuy nhiên, còn một số công ty vẫn còn mức CBTT trên BCTN thấp hơn 50% có tổng điểm trong khoảng từ 16 – 17 điểm trên tổng điểm là 35.

Kết quả thống kê mô tả

Tổng quan kết quả thống kê mô tả các nhân tố QTCT của CTNY VN30; điểm TB về mức độ MBTT là 20.24, tương đối tốt và cao hơn mức trung bình là 17.5 điểm. Điều này cho thấy các công ty có mức độ CBTT khá đầy đủ nhưng chưa cao. Khoảng cách giữa công ty có chỉ số cao nhất (27 điểm) với công ty có chỉ số thấp nhất (16 điểm) là 11, chênh lệch lớn về mức độ CBTT giữa 2 nhóm. Từ đây cho thấy rằng khoảng cách về vấn đề CBTT giữa các công ty. Số lượng thành viên HĐQT trung bình hơn 7, tối đa là 14 và tối thiểu là 4 thành viên, cho thấy số lượng thành viên HĐQT đều nằm trong giới hạn cho phép theo luật định. Tỷ lệ thành viên độc lập trong HĐQT của các CTNY có mức trung bình là 0.766, tỷ lệ cao nhất là 1 tương đương 100% thành viên HĐQT độc lập, tỷ lệ thấp nhất là 0.22%, độ lệch chuẩn là 0.156. Đối với yếu tố tính nhiệm vụ giữa Chủ tịch HĐQT và Giám đốc thì có mức trung bình là 0.51, điều này có nghĩa là hầu như các CTNY VN30 có sự kiêm nhiệm giữa vị trí Chủ tịch HĐQT và Giám đốc trong QTCT và độ lệch chuẩn là 0.503 là tương đối chênh lệch lớn vì nhân tố này được đánh giá theo 2 giá trị 0 và 1. Sự tham gia của thành viên nước ngoài trong HĐQT có tỷ lệ trung bình là 11%, tức trong 10 thành viên HĐQT thì có khoảng 1 người nước ngoài là tỷ lệ tương đối nhỏ. Về mức độ tập trung quyền sở hữu có tỷ lệ trung bình 0.2% điều này cho thấy là có rất ít người nhưng nắm giữ phần lớn cổ phần trong công ty điều này ảnh hưởng lớn tới quyết định.

3.1. Kiểm định mô hình nghiên cứu

Giả thiết	Kết quả kiểm định
H1: Qui mô HĐQT càng lớn thì mức độ CBTT kế toán càng cao.	Chấp nhận H1
H2: Công ty có tỷ lệ thành viên HĐQT độc lập càng cao thì mức độ CBTT kế toán càng cao.	Bác bỏ H2
H3: Công ty có sự kiêm nhiệm giữa chủ tịch HĐQT và TGD thì mức độ CBTT kế toán càng thấp.	Chấp nhận H3
H4: Tỷ lệ thành phần HĐQT có người nước ngoài càng lớn thì mức độ CBTT càng thấp.	Chấp nhận H4
H5: Công ty có mức độ tập trung quyền sở hữu càng cao thì mức độ CBTT kế toán càng cao	Chấp nhận H5

3.2. Kết quả phân tích hồi qui đa biến

Sau khi xem xét đầy đủ các kiểm định cũng như đánh giá sơ bộ về mô hình nghiên cứu, tác giả đã thực hiện hồi qui trên các biến được chọn từ các giả thuyết bao gồm: X₁- Qui mô HĐQT, X₃- Sự kiêm nhiệm giữa Chủ tịch HĐQT và TGD, X₄- Thành phần HĐQT có người nước ngoài, X₅- Mức độ tập trung quyền sở hữu.

Các kiểm định ở trên cho thấy mô hình hồi qui được xây dựng là phù hợp với tổng thể. Sau khi thực hiện hồi qui 4 nhân tố của quản trị công ty ta thấy: Biến X₁- Qui mô HĐQT, X₅- Mức độ tập trung quyền sở hữu là biến được chọn trong mô hình. Kết quả hồi qui bỏ biến chỉ với 2 biến cũng cho kết quả tương tự.

Vì vậy mô hình hồi qui được xác định như sau:

$$Y = 16.112 + 0.401 * X_1 + 1730.011 * X_5$$

Trong đó:

Y: là biến phụ thuộc (Mức độ minh bạch TTTC)

X₁: Qui mô HĐQT

X₅: Mức độ tập trung quyền sở hữu

3.3. Bàn luận về kết quả nghiên cứu

Từ kết quả nghiên cứu, tác giả nhận thấy những vấn đề cần quan tâm về các nhân tố QTCT ảnh hưởng đến mức độ CBTT như sau:

Thứ nhất, biến X₁- Qui mô HĐQT được phân tích có tác động tích cực tới việc CBTT của các công ty; từ đây giải thích cho giả thiết tác giả đặt ra trước đó rằng khi tăng qui mô HĐQT lên cao thì mức độ CBTT kế toán càng cao và cho cùng kết quả với nghiên cứu của Indra Abeysekera (2010). Tuy nhiên nghiên cứu của tác giả lại ngược chiều với nghiên cứu của Linck và các cộng sự (2008) rằng qui mô nhỏ sẽ có chất lượng CBTT cao hơn.

Thứ hai, nghiên cứu cũng chỉ ra mối quan hệ tương đối chặt chẽ giữa biến X₅- Mức độ tập trung quyền sở hữu với mức độ CBTT kế toán, chứng tỏ rằng khi có sự tăng lên tỷ lệ mức độ tập trung quyền sở hữu sẽ có tác động tích cực trong việc cung cấp thông tin kế toán ra bên ngoài; vấn đề này có cùng kết quả với nghiên cứu của Daros et al (2014). Vì khi mức độ tập trung quyền sở hữu trong tổ chức tăng có ý nghĩa là tỷ lệ thành viên trong HĐQT nắm giữ trên 5% cổ phần doanh nghiệp trên tổng số cổ đông cao sẽ hạn chế những quyết định của một vài cá nhân

ảnh hưởng đến quyết định của cả tổ chức. Điều này cũng được đề cập trong nghiên cứu của nhóm tác giả Javad Dashti, Mohammad Mehdi Salehi and Sariush Mohammadi Zanjirani (2014) cho thấy ảnh hưởng của các cổ đông lớn đến các quyết định trong tổ chức.

Bên cạnh các biến được chấp nhận trong mô hình thì các biến khác (Cơ cấu HĐQT, Sự kiêm nhiệm giữa CTHĐQT và TGD, Thành phần HĐQT có người nước ngoài) đã bị loại khỏi mô hình khi tiến hành phân tích dữ liệu. Điều này khác với các nghiên cứu của các tác giả Gul và Leung (2002), Zhang Yuemei & Li Yanxi (2008), Nesrine Klai và Abdelwahed Omri (2011) và một số tác giả khác trong các nghiên cứu trước đó, nguyên nhân được tác giả giải thích:

Cơ cấu HĐQT, ở Việt Nam hiện nay tỷ lệ thành viên HĐQT độc lập chưa ảnh hưởng đáng kể đến các quyết định trong tổ chức.

Sự kiêm nhiệm giữa CTHĐQT và TGD chưa thực sự ảnh hưởng đến quyết định CBTT vì yếu tố này bị chi phối bởi nhiều bên có liên quan, không chỉ là vấn đề do một thành viên quyết định.

Thành phần HĐQT có người nước ngoài là nhân tố còn chiếm tỷ lệ nhỏ trong qui mô HĐQT nên các quyết định trong vấn đề CBTT chưa bị chi phối bởi yếu tố này.

Kết quả đã chọn lọc được hai nhân tố của QTCT tác động đến mức độ CBTT kế toán của các CTNY VN30.

4. Kết luận và các chính sách

Vấn đề qui mô Hội đồng quản trị

Đối với công ty niêm yết

Nghiên cứu chỉ ra biến qui mô HĐQT có tác động cùng chiều với mức độ CBTT. Kết quả khảo sát cho thấy HĐQT của các CTNY VN30 trung bình có khoảng 7 thành viên, tuân thủ đúng Thông tư 121/2012 TT- BTC qui định về Quản trị công ty từ 5 đến 11 thành viên. Tuy nhiên có 3/90 công ty (3,33%) mẫu nghiên cứu có số lượng thành viên là 4 người dưới mức qui định và kết quả khảo sát cũng tìm ra một số công ty có số lượng thành viên HĐQT vượt mức cho phép theo luật định là 12 thành viên là 7/90 công ty (7,78%). Mặc dù số lượng này không nhiều nhưng đề nghị các CTNY nên chú ý và tuân thủ theo các qui định hiện hành. Song song với việc đảm bảo số lượng thành viên HĐQT, các công ty cũng cần quan tâm đến số lượng thành viên lẻ trong HĐQT nhằm gia tăng tính ưu việt trong việc thông qua các quyết định theo nguyên tắc quá bán. Các công ty nên gia tăng số lượng thành viên HĐQT theo hướng tối ưu nhằm tăng thêm ý kiến khách quan từ nhiều bên để chất lượng CBTT tốt hơn nhưng vẫn trong khuôn khổ luật định.

Đối với cơ quan quản lý nhà nước

Khi xét đến yếu tố qui mô HĐQT độc lập thì trong điều 30 Thông tư 121/2012 TT- BTC qui định về Quản trị công ty qui định Công ty đại chúng quy mô lớn và công ty niêm yết phải có ít nhất là năm (05) thành viên Hội đồng quản trị và tối đa mười một (11) thành viên Hội đồng quản trị. Trong nghiên cứu tác giả nhận thấy qui mô HĐQT có tác động tích cực đến mức độ CBTT. Tuy nhiên vẫn còn tình trạng không tuân thủ đúng qui định trong đó thấp hơn qui định khoảng 3.33% và tỷ lệ vượt mức qui định là 7.78% vì vậy đề nghị Ủy ban chứng khoán Nhà nước nên thanh tra, giám sát và đưa ra các biện pháp chế tài, xử phạt đối với các doanh nghiệp không tuân thủ qui định. Bên cạnh đó, UBCKNN tuyên truyền, phổ biến và khuyến khích các doanh nghiệp tăng qui mô HĐQT trong khuôn khổ luật định để tăng tính khách quan trong kiểm soát. Song song đó, Chính phủ đưa ra các điều khoản bổ sung cho nghị định số 96/2015 hướng dẫn cụ thể cho các doanh nghiệp hiểu rõ và thực hiện vấn đề này.

Vấn đề mức độ tập trung quyền sở hữu

Đối với công ty niêm yết

Mức độ tập trung quyền sở hữu, yếu tố ảnh hưởng cùng chiều đến việc CBTT trong các công ty tuy nhiên vấn đề này chưa được các công ty công bố rõ ràng. Theo kết quả khảo sát các CTNY VN30 cho kết quả là mức độ tập trung quyền sở hữu trung bình khoảng 0.02%; trong đó công ty có tỷ lệ tập trung quyền sở hữu cao nhất là 0.37%. Điều này thể hiện mức chênh lệch còn khá lớn giữa các công ty trong khi một số có tỷ lệ mức độ tập trung khá cao thì vẫn còn nhiều công ty có tỷ lệ mức độ tập trung sở hữu thấp. Tác giả lý giải vấn đề tỷ lệ tập trung cao nghĩa là tỷ lệ nắm giữ của cổ đông lớn (>5% cổ phần) thuộc về nhiều thành viên hơn so với tỷ lệ nhỏ. Khi quyền biểu quyết tập trung vào một số ít cổ đông lớn (tỷ lệ mức độ tập trung thấp) thì họ có thể tác động đến quyết định của hội đồng quản trị ảnh hưởng tiêu cực trong vấn đề CBTT ra bên ngoài. Những công ty có tỷ lệ mức độ tập trung quyền sở hữu cao thì có mức độ CBTT cao hơn những công ty có tỷ lệ thấp. Từ đây, tác giả kiến nghị các công ty cần công bố rõ ràng các thông tin về cổ đông lớn trên các BCTN và BCTC giúp các đối tượng sử dụng thông tin nắm rõ.

Đối với cơ quan quản lý nhà nước

Vấn đề mức độ tập trung quyền sở hữu được nêu trong Thông tư 06/2015/TT-NHNN có hiệu lực thi hành kể từ 15/7/2015 quy định thời hạn, trình tự, thủ tục chuyển tiếp đối với trường hợp sở hữu cổ phần vượt giới hạn quy định tại Điều 55 Luật các tổ chức tín dụng (TCTD). Tuy nhiên đối với các công ty, đặc biệt là công ty niêm yết vẫn chưa có qui định nào về sự sở hữu trong các doanh nghiệp hoạt động kinh doanh về mức độ nắm giữ cổ phần biểu quyết. Thiết nghĩ BTC nên kiểm soát tỉ lệ nắm giữ cổ phần đối với các doanh nghiệp để giảm sự tập trung quyền biểu quyết trong nhóm cổ đông lớn làm giảm tính chất minh bạch của vấn đề CBTT cho các đối tượng sử dụng. Vì ở các công ty cổ phần thì việc nắm giữ cổ phiếu là do năng lực tài chính của cổ đông nên vấn đề kiểm soát gặp nhiều khó khăn tuy nhiên UBCKNN có thể khuyến khích các CTNY công bố cụ thể về thông tin các cổ đông lớn của công ty rõ ràng và minh bạch cho các đối tượng sử dụng dễ dàng nhận biết.

Hạn chế của đề tài và hướng nghiên cứu trong tương lai

Đề tài được tác giả nghiên cứu trong khoảng thời gian ngắn và kiến thức có giới hạn nên không thể tránh khỏi những thiếu sót. *Thứ nhất*, vấn đề các yếu tố của QTCT ảnh hưởng đến mức độ CBTT chỉ được tác giả nghiên cứu trong mẫu VN30 trên Sở giao dịch chứng khoán Tp.Hồ Chí Minh. Nếu mẫu nghiên cứu được thực hiện trên toàn bộ TTCK thì tính chính xác sẽ tốt hơn, mang độ bao phủ nhiều hơn phản ánh được tình hình tổng quát của TTCK. *Thứ hai*, các yếu tố ảnh hưởng của QTCT chỉ được tác giả xét trong phạm vi là 5 nhân tố cơ bản. Tuy nhiên những nghiên cứu sau cần được mở rộng thêm nhiều yếu tố khác như: tính kịp thời của BCTC, lợi nhuận của doanh nghiệp... để hoàn thiện đề tài hơn và bắt kịp với xu hướng của thị trường.

LỜI KẾT

Công bố thông tin đóng vai trò quan trọng trong việc thúc đẩy sự phát triển của TTCK nói riêng và nền kinh tế Việt Nam nói chung. Nó phản ánh hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp. Trên cơ sở nghiên cứu các lý thuyết nền tảng trong vấn đề Quản trị công ty và công bố thông tin, tìm hiểu những đề tài trong và ngoài nước về vấn đề MBTT trên TTCK tác giả đã có những cơ sở ban đầu cho quá trình nghiên cứu về vấn đề QTCT và ảnh hưởng của nó đến mức độ CBTT của các CTNY VN30 trên Sở giao dịch chứng khoán Tp.Hồ Chí Minh. Từ đó, tác giả

đã xây dựng qui trình nghiên cứu chi tiết, thiết kế nghiên cứu bằng việc lựa chọn mẫu và xây dựng chỉ số đo lường cho các biến qua đó đưa ra mô hình cho tổng thể. Để có cơ sở khoa học cho đề tài, bài nghiên cứu khoa học đặt ra các giả thiết và tiến hành kiểm định về mối tương quan giữa các biến độc lập và biến phụ thuộc cũng như kiểm định và đánh giá độ phù hợp của mô hình. Mô hình hồi qui đa biến được xây dựng để giúp bài viết đưa ra những gợi ý và chính sách cho các CTNY như tăng qui mô của HĐQT tại các doanh nghiệp trong khuôn khổ luật định, kiểm soát việc nắm giữ cổ phần của các cổ đông lớn bên cạnh đó là một số khuyến nghị đối với các cơ quan quản lý nhằm nâng cao mức độ CBTT của CTNY trên TTCK hiện nay. Bài viết với nỗ lực mang đến cái nhìn về thực trạng CBTT trên TTCK hiện nay cũng như đóng góp thêm những khía cạnh mới làm cơ sở tham khảo hữu ích cho các đối tượng quan tâm đến chất lượng CBTT và QTCT hiện nay.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

TIẾNG VIỆT

- [1] Bộ Tài chính, 2012. Hướng dẫn về việc công bố thông tin trên thị trường chứng khoán. Thông tư số 52/2012/TT-BTC ngày 5/4/2012.
- [2] Bộ Tài chính, 2012. Quy định về quản trị công ty áp dụng cho các công ty đại chúng. Thông tư số 121/2012/TT-BTC ngày 26/7/2012.
- [3] Hoàng Trọng, Chu Mạnh Ngọc (2008), Phân tích dữ liệu nghiên cứu với SPSS.
- [4] IFC (2010), “Cẩm nang quản trị công ty”, Xuất bản lần thứ nhất (800 cuốn), In tại Hà Nội, Việt Nam.
- [5] International Finance Corporation (World Bank Group), 2004, “Các Nguyên tắc Quản trị Công ty của OECD”. Dịch từ tiếng Anh. Tổ chức Tài chính Quốc tế tại Việt Nam (IFC).
- [6] Lâm Thị Hồng Hoa, 2009. “Minh bạch thông tin –Yêu cầu thực tiễn và mức độ đáp ứng”, Tạp chí công nghệ ngân hàng, số 38 tháng 5, trang 38-42.
- [7] Lê Hoàng Tùng, 2009. “Thành viên hội đồng quản trị độc lập: Qui định và thực tiễn”, Tạp chí nhà quản lý số 68, tháng 2/2009.
- [8] Lê Minh Thắng (2008), Quản trị CTNY những vấn đề lý luận và thực tiễn.
- [9] Lê Thị Mỹ Hạnh (2015), Minh bạch thông tin tài chính của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam, Luận án Tiến sĩ, Đại học Kinh tế Tp.HCM.
- [10] Lê Trường Vinh và Hoàng Trọng, 2008. “Các yếu tố ảnh hưởng đến mức độ minh bạch thông tin của doanh nghiệp niêm yết theo cảm nhận của nhà đầu tư”, Tạp chí phát triển kinh tế, số tháng 12/2008: Mục Nghiên cứu và trao đổi.
- [11] Ngân hàng thế giới (2014), Báo cáo đánh giá khu vực tài chính – Việt Nam, tháng 6/2014. Văn phòng phó chủ tịch phụ trách phát triển khu vực tài chính và tư nhân - khu vực Đông Á và Thái Bình Dương.
- [12] Nguyễn Đình Hùng, 2010. Hệ thống kiểm soát sự minh bạch thông tin tài chính công bố của các công ty niêm yết tại Việt Nam, Luận án tiến sĩ, Đại học Kinh tế TP.HCM.
- [13] Nguyễn Đình Thọ - Nguyễn Thị Mai Trang (2009), Nghiên cứu Khoa học trong Quản Trị Kinh Doanh. NXB Thống Kê;
- [14] Nguyễn Thị Liên Hoa (2007), “Minh bạch thông tin trên TTCK Việt Nam”, Tạp chí phát triển kinh tế, số tháng 1/2007, trang 14-19.
- [15] Nguyễn Thúy Anh, Bùi Thị Phương Thảo và Bùi Thu Hiền (2013), “Xây dựng chỉ số minh bạch thông tin đối với các công ty niêm yết”, Tạp chí tài chính.

- [16] Tổ chức Tài chính Quốc tế (IFC), 2012, “Báo cáo thể điểm quản trị công ty 2012”, Chương trình tư vấn của IFC tại Đông Á và Thái Bình Dương.
- [17] Trần Đình Cung (2007), “Công khai hóa và minh bạch thông tin – Cơ sở để thị trường và bên ngoài công ty thực hiện giám sát công ty”, Tạp chí chứng khoán Việt Nam, Số 9, trang 15-18.
- [18] Vũ Thị Minh Luận (2013), Kiểm định thị trường hiệu quả dạng yếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam thông qua VN-Index, Luận văn thạc sỹ, Đại học Kinh tế TP.HCM.

TIẾNG ANH:

- [19] Ahmed Belkaoui and Alain Cousineau (1997), “Accounting Information, Nonaccounting Information, and Common Stock Perception”, The Journal of Business, Vol. 50.
- [20] Asian Development Bank (ADB), 2014. ASEAN corporate governance scorecard: Country reports and assessments 2013–2014. Mandaluyong City, Philippines.
- [21] Assaf Razin and Efraim Sadka, 2004. Transparency, specialization and FDI. Cesifo working paper No. 1161 (Category 6: Monetary policy and International finance).
- [22] Epstein and Roy (2010), “Identification and Use of Sustainability Performance Measures in Decision-Making”, The Journal of Corporate Citizenship.
- [23] Haiyan Zhou, 2007. “Auditing standards increased accounting disclosure, and information asymmetry: Evidence from an emerging market .
- [24] Hillman & Dalziel (2003), “Boards of Directors and Firm Performance: integrating Agency and Resource Dependence Perspectives”.
- [25] H.Kent Baker, Ronald Anderson (2011), Corporate governance: A synthesis of theory, research and practice, Kolb Series In Finance, Essential Perspectives, 667.
- [26] Indra Abeysekera (2010), “The influence of board size on intellectual capital disclosure by Kenyan listed firms.”
- [27] Javad Dashti, Mohammad Mehdi Salehi and Sariush Mohammadi Zanjirani (2014), “ The impact of ownership concentration on the level of voluntary disclosure of the information in Tehran stock exchange firms”, Indian Journal of Fundamental and Applied Life Sciences ISSN: 2231– 6345 (Online) An Open Access, Online International Journal Available 2014 Vol. 4 (S1) April-June, pp. 767-773/Dashti et al.
- [28] Jenny Goodwin, Jean Lin Seow (2002), “The influence of corporate governance mechanisms on the quality of financial reporting and auditing: Perceptions of auditors and directors in Singapore”, Accounting and Finance, vol.42, pp.195-223.
- [29] Jensen and Meckling, 1976. “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. Journal of financial Economics”, V. 3, No. 4, p.305-360. [Pdf]. Library website <ScienceDirect> [Accessed 14 October 2012]

WEBSITE:

- [30] <http://fia.mpi.gov.vn/> truy cập ngày 28/02/2016.
- [31] <http://tinnhanhchungkhoan.vn/> truy cập ngày 15/01/2016.
- [32] <http://www.ifc.org/> truy cập ngày 15/01/2016.

CÁC NHÂN TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN MỨC ĐỘ CÔNG BỐ THÔNG TIN KẾ TOÁN TRÊN BÁO CÁO TÀI CHÍNH CỦA CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

SV: Nguyễn Ngọc Anh

Trường Đại học Ngân hàng Thành Phố Hồ Chí Minh

GVHD: TS. Trần Quốc Thịnh, ThS. Trần Việt Tâm

TÓM TẮT

Nghiên cứu này cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tác động của các nhân tố ảnh hưởng đến mức độ Công bố thông tin kế toán trên Báo cáo tài chính của các Công ty niêm yết trên Thị trường Chứng khoán Việt Nam. Mẫu nghiên cứu là Báo cáo tài chính của 126 Công ty niêm yết tốt nhất theo Forbes, giai đoạn 2012-2014. Nghiên cứu đã tiến hành các phương pháp phân tích thống kê mô tả, phân tích tương quan và hồi quy tuyến tính bội nhằm kiểm tra việc tác động của các nhân tố đến mức độ Công bố thông tin kế toán trên Báo cáo tài chính. Kết quả nghiên cứu cho thấy, có bốn nhân tố có ảnh hưởng đến việc Công bố thông tin kế toán là quy mô công ty, khả năng thanh toán nhanh, tỉ lệ tài sản cố định trên tổng tài sản và chủ thể kiểm toán. Dựa vào kết quả nghiên cứu nhận được, tác giả đã đề xuất với Ủy Ban Chứng Khoán Nhà Nước (UBCKNN), cũng như các Doanh Nghiệp (DN) các chính sách liên quan, để thông qua đó, có thể nâng cao mức độ Công bố thông tin kế toán (CBTTKT) trên Báo cáo tài chính (BCTC), giúp cho Thị trường chứng khoán (TTCK) Việt Nam ngày càng minh bạch, lành mạnh hơn.

1. Lời mở đầu

Chính thức đi vào hoạt động từ tháng 7/2000, tính đến nay, thị trường chứng khoán Việt Nam đã trải qua hơn 15 năm hoạt động. Trải qua chùng ậy thời gian, với biết bao nhiêu thăng trầm, thử thách, TTCK VN cũng đã đạt được cho mình những thành công nhất định, cũng như tiềm năng phát triển mạnh mẽ hơn nữa trong tương lai. Nếu như trong giai đoạn đầu phát triển, thị trường chứng khoán Việt Nam chú trọng vào quy mô và tính thanh khoản, thì nay, chúng ta đã dần chuyển đổi sang hướng quan tâm hơn đến chất lượng phát triển, đặc biệt là về mặt quản trị công ty, quản trị rủi ro, minh bạch thông tin và phát triển sản phẩm mới. Trong đó, minh bạch thông tin là một trong những ưu tiên hàng đầu, thậm chí còn được TTCK lấy làm nền tảng hoạt động, trong việc tạo dựng niềm tin nơi các nhà đầu tư. Tại Việt Nam đã có một số công trình nghiên cứu về các nhân tố tác động đến việc công bố thông tin trên BCTC. Trên tinh thần kế thừa các nghiên cứu trước, đồng thời tìm hiểu thêm những nhân tố mới, người viết đã chọn đề tài “Các nhân tố tác động đến mức độ công bố thông tin kế toán trên Báo Cáo Tài Chính của các công ty niêm yết trên Thị trường chứng khoán Việt Nam” làm đề tài nghiên cứu của mình. Từ kết quả phân tích các mô hình, người viết sẽ đưa ra một số kiến nghị và giải pháp, nhằm nâng cao tính minh bạch trong thông tin trên TTCK hiện nay, từ đó giúp các nhà đầu tư có thể đưa ra các quyết định liên quan một cách chính xác nhất có thể.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan các nghiên cứu trước

2.1. Các lý thuyết nền tảng

2.1.1. Lý thuyết kiểm soát ấn tượng

Con người thường có xu hướng là muốn biết xem người khác nghĩ và đánh giá như thế nào về họ. Do vậy, họ sẽ cố gắng để thể hiện một hình ảnh hoàn hảo và ấn tượng nhất. Lý thuyết này lần đầu tiên được nhà nghiên cứu Schlenker (1980) cho rằng kiểm soát ấn tượng là cố gắng để kiểm soát hình ảnh của bản thân trong sự tương tác với cả thế giới thực và ảo. Theo một nghiên cứu của Mark R. Leary và Robin M. Kowalski (1990) từ Đại học Wake Forest, việc gây ấn tượng với người khác sẽ bao gồm 2 giai đoạn khác biệt: đầu tiên là Động lực gây ấn tượng (Impression Motivation), sau đó là Xây dựng cách gây ấn tượng (Impression Construction). Dựa trên lý thuyết, ta có thể thấy rằng, các nhà quản trị của các công ty có kết quả kinh doanh tốt, sẽ cố gắng thể hiện ra bên ngoài hơn là những người còn lại.

2.1.2. Lý thuyết đại diện

Michael C. Jensen và William Heck Meckling (1976) nghiên cứu lý thuyết công ty liên quan đến hành vi của nhà quản trị. Nội dung chính của nghiên cứu là:

Chủ sở hữu vốn (shareholders) và người đại diện (Agent) luôn có sự đối lập về lợi ích. Trong khi người sở hữu vốn quan tâm đến vấn đề giá trị công ty, giá cổ phiếu; thì mối quan tâm của nhà quản trị chủ yếu lại là lương, thưởng, phụ cấp...

Chính từ việc bất đồng trong mối quan tâm của hai chủ thể trên, dẫn đến phát sinh thêm một loại chi phí gọi là “chi phí đại diện”. Đây là chi phí dùng để duy trì mối quan hệ đại diện hiệu quả.

Cụ thể hơn, các cổ đông luôn muốn người đại diện làm hết sức mình, nhằm tối đa hóa lợi ích cho các cổ đông. Nhưng các nhà đại diện thì không phải lúc nào cũng làm theo như mong muốn đó. Nếu thấy chiều hướng có lợi cho mình, thì người đại diện sẽ làm theo, và có xu hướng che giấu đi những thông tin quan trọng liên quan đến dự án đó, mà có ảnh hưởng đến việc ra quyết định của bên còn lại. Trong khi đó, các cổ đông hay các nhà đầu tư, lại khó tiếp cận đến các thông tin cần cho việc ra quyết định của mình. Chính vì vậy, nhằm giám sát hoạt động của doanh nghiệp của mình, các chủ sở hữu phải gia tăng hoạt động giám sát, dẫn đến việc tăng chi phí đại diện.

2.1.3. Lý thuyết thông tin bất cân xứng

Thông tin được coi là một loại tài sản rất có giá trị đối với các nhà đầu tư trên TTCK. Sở hữu thông tin kịp thời, chính xác và hữu ích, sẽ là một lợi thế lớn cho các NĐT khi ra quyết định. Tuy nhiên, không phải nhà đầu tư nào cũng sở hữu cho mình thông tin với đầy đủ đặc tính trên. Điều này xuất phát từ việc các DN không công bố đầy đủ thông tin ra ngoài, mà các thông tin này cần thiết đến việc ra quyết định của NĐT. Người ta gọi hiện tượng này là thông tin bất cân xứng. Thông tin bất cân xứng, trong kinh tế học, là trạng thái bất cân bằng trong cơ cấu thông tin - giữa các chủ thể giao dịch có mức độ nắm giữ thông tin không ngang nhau. Một người sẽ có thông tin nhiều hơn so với người khác về đối tượng được giao dịch (theo Wikipedia). Lý thuyết thông tin bất cân xứng (Asymmetric Information) lần đầu tiên xuất hiện vào những năm 1970 do ba nhà khoa học George Akerlof, Michael Spence và Jose nghiên cứu. Ba ông đã nhận được giải Nobel Kinh tế năm 2001 cho những đóng góp của mình.

2.1.4. Lý thuyết thông tin hữu ích

Theo CON2 (Statement of Financial Accounting Concepts no. 2, 1980), hệ thống các tính chất kế toán được ghi nhận với những lưu ý quan trọng sau:

Tại đoạn 31, CON2 có viết: “BCTC không phải chỉ đơn thuần là kết thúc cho một năm tài chính, mà nó còn phải cung cấp những thông tin hữu ích cho việc ra quyết định kinh doanh và kinh tế. Và thử thách đặt ra là làm sao để xác định đó là thông tin hữu ích trong việc ra QĐ.

Trong số những tích chất kế toán, phù hợp và đáng tin cậy là 2 tính chất quan trọng trong việc xác định tính hữu ích của thông tin kế toán được cung cấp. Nếu thiếu một trong hai tính chất trên, thông tin sẽ không hữu ích. (CON2, đoạn 33).

Lý thuyết thông tin hữu ích tạo ra nền tảng phương pháp luận đối với việc xây dựng hệ thống các quy định về kế toán và kiểm toán. Điều này đặc biệt có ý nghĩa đối với những nước có nền kinh tế đang phát triển như Việt Nam, khi mà BCTC được lập ra chủ yếu là để phục vụ cho việc quản lý của Nhà nước, trong khi đối tượng cần thiết sử dụng chúng như các nhà đầu tư, ngân hàng... vẫn chưa thật sự được chú trọng. Ngoài ra, lý thuyết thông tin hữu ích cũng giúp cho người sử dụng thông tin (bên ngoài) có được sự khách quan khi đánh giá về TTTC của DN.

2.2. Tổng quan về thông tin kế toán và công bố thông tin

2.2.1. Khái niệm Thông tin kế toán

Thông tin kế toán được hiểu là những thông tin có được sau khi đã được hệ thống kế toán của một công ty xử lý và cung cấp. Ahmed Belkaoui (1997) nhìn nhận thông tin kế toán là số lượng, hình thức, cấu trúc, được kiểm toán con số và qua tài liệu có hướng. Josepa Alemany Costa (2012) cho rằng, TTKT là hệ thống quy trình xử lý từ những dữ liệu kế toán ban đầu để cho ra kết quả là những thông tin hữu ích cho người sử dụng.

TTKT nhìn chung gồm những tính chất sau: là TTKT tài chính; là thông tin hiện thực, đã xảy ra; là thông tin có độ tin cậy, vì mọi số liệu kế toán đều cần phải có chứng từ hợp lý, hợp lệ; là thông tin có giá trị pháp lý.

2.2.2. Khái niệm Công bố thông tin

Theo quan điểm của Hội đồng chuẩn mực báo cáo tài chính quốc tế IASB (2015), công bố thông tin bao hàm hai ý nghĩa. Theo nghĩa đen, việc công bố thông tin chính là trình bày tình hình tài chính, tình hình kinh doanh cũng như việc quản lý các nguồn vốn kinh doanh của một đơn vị kinh tế, thông qua các báo cáo liên quan. Theo nghĩa rộng, công bố thông tin chính là công bố toàn bộ thông tin cả bên trong lẫn bên ngoài cho các đối tượng sử dụng. Ở Việt Nam, theo hướng dẫn của Bộ Tài Chính, thì công bố thông tin được hiểu là phương thức để thực hiện quy trình minh bạch của DN, nhằm đảm bảo cho các cổ đông và công chúng có thể tiếp cận thông tin. Công bố thông tin kế toán là toàn bộ thông tin được cung cấp thông qua hệ thống các BCTC của một công ty trong một thời kỳ nhất định (Đặng Thị Thúy Hằng, 2011).

Theo tính chất, Công bố thông tin được phân thành hai loại là công bố bắt buộc và công bố tự nguyện. Công bố bắt buộc là những công bố được yêu cầu bởi luật pháp và những quy định của một quốc gia hoặc một vùng lãnh thổ. Những công bố này phải được trình bày theo những quy định của Luật kinh doanh, Ủy ban chứng khoán, Các cơ quan quản lý về kế toán, GAAP và các Chuẩn mực kế toán. Công bố tự nguyện là sự lựa chọn của DN, không bắt buộc. Có nghĩa là một công ty có thể hoặc không cần công bố những thông tin kế toán mà luật pháp không yêu cầu.

2.3. Các nghiên cứu trước đây về các nhân tố tác động đến mức độ công bố thông tin

2.3.1. Các nghiên cứu nước ngoài

Trên thế giới, đã có khá nhiều công trình nghiên cứu về các nhân tố tác động đến mức độ công bố thông tin. Raffournier (1995) đã nghiên cứu các nhân tố tác động đến mức độ công bố thông tin tự nguyện của 135 công ty Thụy Sĩ năm 1991. Nghiên cứu tiến hành xây dựng các chỉ số công bố, dựa trên chỉ thị số 4 và số 7 của Liên minh châu Âu. Bằng phương pháp hồi quy đơn biến và đa biến, với mô hình gồm hai biến độc lập là chi phí chính trị và quy mô công ty, ông đã cho ra kết quả về mối quan hệ giữa quy mô công ty với mức độ hoạt động quốc tế của doanh nghiệp. Đồng thời cũng đưa ra nhận định mặc dù kết quả cho thấy mối tương quan mạnh giữa quy mô công ty và mức độ công bố, nhưng vẫn tốt hơn nếu mức độ này chịu sự chi phối của chi phí chính trị. Michad Lesco (1999) cũng với phương pháp hồi quy đơn và đa biến, đã phân tích tác động của các nhân tố đến mức độ công bố thông tin trên BTCT của 100 công ty Pháp trong giai đoạn 1991-1995. Với các biến độc lập bao gồm cấu trúc công ty, tài chính ngoài, niêm yết trong nước, niêm yết đa quốc gia (các công ty có cổ phiếu niêm yết mà được nước ngoài mua), cùng lợi nhuận; nghiên cứu đã cho ra kết quả chỉ có biến niêm yết trong nước và niêm yết đa quốc gia, mới có sức ảnh hưởng đến mức độ công bố thông tin của các doanh nghiệp trong phạm vi nghiên cứu. Anna Bielak-Jaworska và Anna Matusiewicz (2015) đã công bố nghiên cứu của mình về các nhân tố tác động đến mức độ công bố thông tin trên BCTC theo quy định của IFRS. Nghiên cứu được tiến hành trên 36 công ty phi tài chính niêm yết trên Sàn giao dịch chứng khoán Warsaw, từ năm 2005 đến 2007. Các công ty này đều có BCTC hợp nhất được lập và trình bày theo quy định của IFRS. Nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy đa bội, với biến phụ thuộc là chỉ số PCDI, một chỉ số về mức độ công bố thông tin của các CTNY ở Ba Lan, được công bố bởi nhà nghiên cứu Swiderska vào năm 2010. Các biến độc lập của mô hình lần lượt là: ROE, quy mô công ty, tỉ lệ nợ phải trả trên tổng tài sản, tính phân tán của cổ đông, chủ thể kiểm toán. Kết quả nghiên cứu cho thấy, biến quy mô công ty và biến chủ thể kiểm toán có mối quan hệ cùng chiều với mức độ CBTTKT, trong khi đó, biến ROE lại có mối quan hệ ngược chiều với mức độ CBTTKT.

2.3.2. Các nghiên cứu trong nước

Ở Việt Nam, cũng đã có một vài nghiên cứu về vấn đề trên. Đoàn Nguyễn Trang Phương (2010) sử dụng phương pháp hồi quy tuyến tính đa biến, đã xác định được 2 nhân tố tác động đến mức độ công bố thông tin của các DN VN. Cụ thể đó là 2 nhân tố chủ thể kiểm toán và khả năng sinh lời. Lê Thị Trúc Loan (2012) cũng có nghiên cứu tương tự, và kết quả mô hình cho ra là tỉ suất lợi nhuận có ảnh hưởng đến mức độ CBTT. Phạm Thị Thu Đông (2013), nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến mức độ CBTT trong BCTC của các DNNY trên Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội. Đề tài đã nghiên cứu các nhân tố Quy mô DN, Khả năng sinh lời (ROA), Đòn bẩy nợ, Khả năng thanh toán, Chủ thể kiểm toán, Thời gian hoạt động, Tài sản cố định. Kết quả cho thấy, biến quy mô DN và TSCĐ là có tác động đến mức độ CBTTKT. Đề tài đã sử dụng phương pháp hồi quy tuyến tính bội để xác định các nhân tố trên. Lê Thị Khoa Nguyên và Lê Thị Thanh Xuân (2015) đã nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến mức độ thuyết minh BCTC các DN niêm yết trên thị trường chứng khoán VN và kết quả là chỉ có biến Log Giá trị vốn hóa là có ảnh hưởng đến mức độ thuyết minh chung (bao gồm cả bắt buộc và tự nguyện). Nghiên cứu tiến hành trên mô hình hồi quy đa biến, với mẫu là Báo cáo thường niên chính thức của 150 DN niêm yết đến cuối năm 2011, trên cả hai sàn Hose và HNX. Lê Thị Mỹ Hạnh (2015) nghiên cứu sự minh bạch thông tin tài chính của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt

Nam với kết quả là đòn bẩy tài chính, lợi nhuận, công ty kiểm toán là những nhân tố có ảnh hưởng đến tính minh bạch.

2.4. Các giả thuyết nghiên cứu

2.4.1. Khả năng sinh lời (Tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu)

Theo như các cuộc nghiên cứu của Lev & Penman (1990), Lang & Lundholm (1993), Clarkson et al (1994), thì các công ty hoạt động tốt sẽ có xu hướng công bố nhiều thông tin ra bên ngoài hơn, nhằm thu hút các NĐT cũng như gia tăng giá trị của cổ phiếu.

H1: Mức độ sinh lời (ROE) có mối quan hệ đồng biến với mức độ CBTTKT.

2.4.2. Tỷ lệ nợ phải trả trên tổng tài sản

Các công ty sử dụng tài chính ngoài có xu hướng công bố nhiều hơn, một phần là vì chủ nợ muốn vậy, một phần là do các công ty có thể chủ động củng cố thêm niềm tin ở người cho vay. Ví dụ, thay vì các chủ nợ phải tốn thêm một phần chi phí giám sát các công ty mượn nợ, từ đó đẩy lãi suất cho vay lên cao hơn, thì thay vào đó, các con nợ hãy công bố thông tin của mình càng chi tiết càng tốt, để các chủ nợ có thể dễ dàng nắm bắt tình hình, tạo tâm lý có thể kiểm soát tình hình nơi chủ nợ. Chính sự chủ động đó có thể làm cho lãi suất vay trở nên thấp hơn. Kết quả của mối tương quan cùng chiều của tỉ lệ NPT trên tổng TS và mức độ công bố thông tin cũng được ghi nhận trong nghiên cứu của Raffourier (1995) và Michad'Lesco (1999).

H2: Tỷ lệ NPT trên tổng TS có mối quan hệ đồng biến với mức độ CBTTKT.

2.4.3. Quy mô công ty

Các nghiên cứu trước đây trên thế giới đều đã ghi nhận, qui mô công ty là một trong những nhân tố có ảnh hưởng đáng kể đến mức độ công bố thông tin của các DN. Lí do là vì, các công ty lớn thường phải chịu một khoản chi phí đại diện khá lớn, vì vậy họ sẽ công bố nhiều thông tin hơn, để làm giảm đi khoản chi phí đó. Hơn nữa, các công ty này thường chuẩn bị các báo cáo hàng kì phục vụ cho mục đích nội bộ, do đó, khi công bố ra bên ngoài, thì cũng sẽ tốn ít chi phí hơn, do nguồn dữ liệu cũng đã có sẵn. Các nghiên cứu của Wallace et al (1994), Meek et al (1995), Archambault & Archambault (2003), Anna Bialek-Jaworska và Anna Matusiewicz (2015) cũng có kết quả cho ra mối quan hệ cùng chiều trên.

H3: Quy mô công ty có mối quan hệ đồng biến với mức độ CBTTKT

2.4.4. Vòng quay hàng tồn kho

Đối với những công ty có vòng quay HTK tốt, chứng tỏ việc tiêu thụ sản phẩm làm ra của công ty rất ổn định, nếu số vòng quay càng nhanh chứng tỏ công ty đang trên đà phát triển. Do đó, công ty sẽ có mong muốn được công bố thông tin nhiều hơn, nhằm nâng cao uy tín của công ty, cũng như thu hút thêm các NĐT.

H4: Vòng quay HTK có mối quan hệ đồng biến với mức độ CBTTKT.

2.4.5. Khả năng thanh toán nhanh

Các DN có khả năng thanh toán nhanh ở mức độ tốt, sẽ có mong muốn công bố thông tin nhiều hơn. Thứ nhất là có thể khuếch trương danh tiếng, thứ hai là có thể làm tăng giá trị cho cổ phiếu, thu hút các NĐT hơn.

H5: Khả năng thanh toán nhanh có mối quan hệ đồng biến với mức độ CBTTKT.

2.4.6. Tỷ lệ Tài sản cố định trên tổng tài sản

Có ý kiến cho rằng, các DN có giá trị TSCĐ cao, mức độ sử dụng TSCĐ hiệu quả, sẽ thường công bố thông tin nhiều hơn các DN khác. Mặt khác, các công ty có tài sản bị đem đi cầm cố nhiều, thì sẽ ít có nhu cầu công bố thông tin ra ngoài. Theo Jensen & Meckling (1976),

đó là do khi đem tài sản đi cầm cố, DN đã không còn quyền sở hữu TS, nên nhu cầu công bố thông tin ra bên ngoài cũng sẽ ít đi.

H6: Tỷ lệ TSCĐ trên tổng TS có mối quan hệ đồng biến với mức độ CBTTKT.

2.4.7. Chủ thể kiểm toán

Các DN sử dụng dịch vụ kiểm toán của Big4 thì sẽ có mức độ CBTT cao hơn các DN sử dụng dịch vụ kiểm toán của các công ty kiểm toán khác.

H7: Chủ thể kiểm toán có mối quan hệ đồng biến với mức độ CBTTKT.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mẫu nghiên cứu

Các biến trong mô hình nghiên cứu là các dữ liệu thứ cấp có sẵn, được lấy từ BCTC hợp nhất trong giai đoạn từ năm 2012-2014 của các công ty niêm yết trong danh sách top 50 CTNY tốt nhất do Forbes bình chọn, từ năm 2012 đến 2014.

Trong đó, tác giả không lựa chọn các công ty thuộc nhóm tài chính – ngân hàng – bảo hiểm, vì những công ty này có đặc điểm kinh doanh riêng, rất khó để xem xét chúng trong mối quan hệ tổng thể với các công ty khác.

Trong 150 mẫu quan sát, có tổng cộng 18 mẫu là các công ty thuộc nhóm tài chính – ngân hàng – bảo hiểm và 6 mẫu gặp khó khăn trong việc lấy số liệu (không tìm được BCTC đã kiểm toán). Như vậy, từ 150 mẫu quan sát ban đầu, sau khi trừ ra các mẫu không thích hợp và các mẫu không tìm được nguồn dữ liệu, tác giả còn 126 mẫu quan sát.

3.2. Đo lường biến phụ thuộc

Biến phụ thuộc trong mô hình chính là mức độ thuyết minh trên BCTC của các CTNY trong mẫu nghiên cứu, giai đoạn 2012-2014.

Biến phụ thuộc được đo lường bằng cách: Trong số các mục phải trình bày trên BCTC, khoản mục nào đã được công ty công bố rồi được gán là “1”, khoản mục nào không công bố được gán là “0”.

Trong số các mục cần phải trình bày trong BCTC, tác giả chọn cách tính không sử dụng trọng số khi đánh giá về tính quan trọng của các khoản mục. Các khoản mục được tác giả xem là quan trọng như nhau khi trình bày lên BCTC.

Công thức xác định:

$$I_{ij,t} = \frac{\sum_i^{n_{ij}} X_{ij}}{n_{ij}}$$

$I_{ij,t}$: Chỉ số thuyết minh của công ty thứ j vào thời điểm thứ t

n_{ij} : Số mục được mong đợi thuyết minh thứ I của công ty thứ j

$X_{ij}=1$ nếu mỗi một mục I được thuyết minh của công ty thứ j

t : Số liệu năm 2012- 2014

Những thông tin bắt buộc là những thông tin cần được thuyết minh theo quy định của Luật Kế toán Việt Nam, theo yêu cầu của chuẩn mực và chế độ kế toán Việt Nam Quyết định số 15/2006/QĐ-BTC, Thông tư 52/2012/TT-BTC, cùng các quyết định có liên quan. Mặc dù hiện nay, BTC đã ban hành TT 200/2014/TT-BTC thay thế cho QĐ 15 (áp dụng từ ngày 1/1/2015), TT 155/2015/TT-BTC thay thế cho TT 52 (áp dụng từ ngày 1/1/2016); tuy nhiên, do mẫu

nghiên cứu của tác giả đều là các BCTC hợp nhất cho năm tài chính từ năm 2014 trở về trước, do đó, tác giả vẫn áp dụng QĐ 15 và TT 52 cho việc đánh giá biến phụ thuộc của mình.

Bảng 25: Danh mục các thuyết minh bắt buộc và tự nguyện

Các mục thuyết minh	Số mục	Tỉ lệ
Báo cáo của GD	9	5.7%
Đặc điểm hoạt động của DN	4	2.53%
Kỳ kế toán, Đơn vị tiền tệ	2	1.26%
CM và Chế độ kế toán áp dụng	3	1.9%
Các chính sách kế toán áp dụng	31	19.62%
Thông tin chi tiết các khoản mục trên BS, PL, CF	53	33.54%
Các thông tin bổ sung trên BS, PL, CF	56	35.45%
Tổng cộng	158	100%

3.3. Đo lường biến độc lập

Bảng 26: Đo lường biến độc lập

Biến	Tên biến	Đo lường
X1	Khả năng sinh lợi (ROE)	Lợi Nhuận Sau Thuế / Vốn Chủ Sở Hữu bình quân
X2	Tỉ lệ Nợ phải trả trên tổng tài sản	Nợ phải trả / Tổng tài sản
X3	Quy mô doanh nghiệp	Log(Doanh Thu Thuần)
X4	Vòng quay hàng tồn kho	Giá Vốn Hàng Bán / Bình quân hàng tồn kho
X5	Khả năng thanh toán nhanh	(Tiền và các khoản tương đương tiền + Đầu Tư Ngắn Hạn + Các khoản phải thu ngắn hạn) / Nợ NH
X6	Tỉ lệ tài sản cố định trên tổng tài sản	Giá trị còn lại của Tài sản cố định / Tổng tài sản
X7	Chủ thể kiểm toán	1 = “Big4”= “Không phải Big4”

3.4. Mô hình phân tích hồi quy đa biến

Mô hình hồi quy tổng thể có dạng như sau:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6 + \beta_7 X_7 + \varepsilon$$

Trong đó:

Y: Mức độ công bố thông tin

X_1, X_2, \dots, X_7 : biến độc lập của mô hình

β_0 : Tham số chặn của mô hình

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_7$: Tham số của biến độc lập

ε : Sai số ngẫu nhiên

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Phân tích thống kê mô tả

Qua kết quả, có thể thấy, mức độ công bố thông tin kế toán của các DN trong mẫu nghiên cứu đạt trung bình 80.81%. Chỉ số cao nhất là DN công bố 96% thông tin, mức độ công bố thấp nhất cũng đạt 70%. Điều đó cho thấy, các DN trong top 50 theo Forbes, có tính tuân thủ về việc công bố bắt buộc theo luật pháp rất cao, đồng thời cũng có tinh thần cao trong mức độ công bố tự nguyện.

Bảng 27: Thống kê mô tả

	N	Tối thiểu	Tối đa	Trung bình	Sai số chuẩn
Y	126	.70	.96	.8166	.04401
x1	126	.01	.74	.2426	.11981
x2	126	.04	.83	.4546	.18995
x3	126	4.81	7.87	6.5342	.56887
x4	126	.14	592.74	22.0126	87.94981
x5	126	.10	7.53	1.4698	1.38230
x6	126	.00	.88	.2473	.17637
x7	126	.00	1.00	.6984	.46078
Valid N (listwise)	126				

4.2. Kết quả hồi quy tuyến tính

Sau khi đã tiến hành kiểm định các giả thuyết, nhằm loại bỏ những biến độc lập không có tương quan với biến phụ thuộc y, nghiên cứu còn 5 biến độc lập là: Tỷ lệ nợ phải trả trên tổng tài sản, Quy mô công ty, Khả năng thanh toán nhanh, Tỷ lệ tài sản cố định trên tổng tài sản, Chủ thể kiểm toán.

Với kết quả phân tích hồi quy như bảng 5 dưới đây, cho thấy chỉ có bốn biến Quy mô công ty, Khả năng thanh toán nhanh, Tỷ lệ TSCĐ trên tổng TS và Chủ thể kiểm toán là có tác động tới biến mức độ CBTTKT, có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 5%.

Biến còn là tỷ lệ NPT trên tổng TS không có tác động đến mức độ CBTTKT, hay cụ thể hơn là không có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5% (Sig. > 5%).

Kết quả phân tích hồi quy tuyến tính bội cho thấy, mô hình có $R^2 = 0.283$, R^2 hiệu chỉnh = 0.253. Như vậy, R^2 hiệu chỉnh là 0.253, cho thấy độ thích hợp giữa mô hình xây dựng với tập dữ liệu mẫu là 25.3%, hay nói cách khác, 25.3% sự khác biệt của mức độ CBTTKT có thể được giải thích bởi các biến độc lập đang nghiên cứu (năm biến).

Phân tích ANOVA cho thấy giá trị F tương ứng với mức ý nghĩa Sig = .000^a có ý nghĩa về mặt thống kê với mức ý nghĩa 5%. Như vậy, mô hình hồi quy tuyến tính xây dựng được phù hợp với tổng thể.

Bảng 4: Kết quả mô hình hồi quy

Nhân tố tác động (Model)	Hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa (Unstandardized Coefficients)		Hệ số hồi quy đã chuẩn hóa (Standardized Coefficients)	T	Sig.
	B	Sai số chuẩn	Beta		
1 (Constant)	.672	.044		15.414	.000
x2	-.007	.027	-.029	-.249	.804
x3	.031	.007	.404	4.469	.000
x5	-.008	.004	-.251	-2.132	.035
x6	-.044	.019	-.176	-2.278	.025
x7	-.048	.009	-.503	-5.556	.000

Adjusted R² = .253; F = 9.456 (Sig. = .000^a)

5. Kết luận và các gợi ý chính sách**5.1. Kết luận**

BCTC luôn là công cụ đầu tiên được nghĩ đến và được sử dụng nhiều nhất khi một người bên ngoài muốn tìm hiểu về tài chính và hoạt động của một DN. Chính vì vậy, tính chính xác và độ tin cậy của BCTC luôn là mối quan tâm hàng đầu của người sử dụng, đặc biệt là các NĐT. Nếu tính minh bạch của các BCTC càng cao, thì quyết định được đưa ra bởi các NĐT sẽ càng chính xác. Không chỉ vậy, UBCKNN còn kịp thời phát hiện được các DN đang dần yếu kém, để có những biện pháp hỗ trợ, khắc phục kịp thời. Tuy nhiên, giống như Lý thuyết kiểm soát ấn tượng đã được tác giả trình bày ở chương 1, hầu như không một ai muốn xây dựng một hình ảnh xấu của bản thân ra ngoài xã hội. Các nhà lãnh đạo của các DN cũng vậy. Dù là DN có đang đi xuống, hay bị yếu kém phần nào, thì cũng sẽ được khéo léo che đậy lại bằng những thủ thuật mang tính chuyên môn, mà một trong số đó là giảm mức độ CBTTKT ra ngoài thị trường.

Do đó, thông qua nghiên cứu của bản thân, tác giả mong muốn đóng góp phần nào công sức của mình trong việc nâng cao mức độ CBTT, cũng như là nâng cao nhận thức cho các nhà quản lý DN có thể hiểu rõ hơn về tầm quan trọng của việc CBTTKT. Kết quả nghiên cứu hy vọng sẽ giúp cho UBCKNN có được một số lưu ý về các CTNY đang có mức độ CBTTKT thấp, thông qua các biến độc lập có ý nghĩa đã được tác giả ghi nhận trong chương 3. Các nhân tố được tác giả xác định rằng sẽ có mức ảnh hưởng đến mức độ CBTTKT bao gồm: Quy mô công ty, Khả năng thanh toán nhanh, Tỷ lệ TSCĐ trên tổng TS, Chủ thể kiểm toán.

Từ kết quả nghiên cứu trên, tác giả sẽ đưa ra một vài gợi ý liên quan đến việc nâng cao chất lượng công bố thông tin cho Bộ Tài chính, UBCKNN cũng như là các doanh nghiệp như phần dưới đây, qua đó hy vọng có thể góp phần giúp cho TTCK nước nhà ngày càng được minh bạch, lành mạnh hơn, thu hút được nhiều nhà đầu tư tham gia hơn nữa.

5.2. Các gợi ý chính sách

Ủy ban chứng khoán nên tăng cường giám sát các công ty có doanh thu không cao, nhằm đảm bảo rằng các công ty này khi CBTTKT ra ngoài vẫn đảm bảo đủ và hợp lý số lượng thông tin cần thiết cho việc quản lý của Nhà nước, cho việc ra quyết định của các nhà đầu tư. Bên cạnh đó, các công ty có khả năng thanh toán nhanh tốt cùng các công ty có tỉ lệ TSCĐ trên tổng TS cao cũng nên được giám sát chặt chẽ bởi UBCKNN, vì các công ty này sẽ có mức độ CBTTKT thấp hơn các công ty khác. Khuyến khích các công ty lớn được kiểm toán bởi Big4 công bố thông tin nhiều hơn. Vì suy cho cùng, việc công bố thông tin càng chi tiết, rõ ràng sẽ là một phương thức có lợi cho cả CTNY và NĐT. Bên cạnh đó, UBCKNN cũng nên hướng Big4 tư vấn cho các DN nhiều hơn về những lợi thế khi DN công bố thông tin càng minh bạch.

Trong việc nâng cao chất lượng CBTTKT, không ai khác, DN là người có quyết định mạnh nhất về việc này. Do đó, nhằm nâng cao chất lượng thông tin công bố, góp phần làm cho thị trường được phát triển bền vững, minh bạch, các DN nên tự thấy rõ những giá trị mang lại khi DN CBTTKT minh bạch, đặc biệt là các công ty đang có tình hình kinh doanh tốt, thông qua chỉ số Khả năng thanh toán nhanh cao, hoặc Tỉ lệ TSCĐ trên tổng TS cao. Chủ động chi tiền để nâng cao chất lượng kế toán viên bằng việc cho kế toán viên tham gia các khóa học nâng cao tay nghề được tổ chức định kì bởi hiệp hội nghề nghiệp. Đặc biệt là các công ty có mức doanh thu thấp, cần chú ý hơn về vấn đề này. Các công ty lớn được kiểm toán độc lập bởi Big4 nên công bố thông tin nhiều hơn, nhằm thuận lợi cho việc ra quyết định của các NĐT. Thông tin mà DN công bố ra càng nhiều, NĐT sẽ càng có cơ sở cho việc ra quyết định của mình.

5.3. Hạn chế của đề tài

Người nghiên cứu thực hiện đề tài vì tính thiết thực và hữu ích của nó. Mặc dù đã tìm ra câu trả lời cho một số câu hỏi, tuy nhiên, việc nghiên cứu các nhân tố tác động đến mức độ CBTTKT của các công ty, doanh nghiệp vẫn là một đề tài mới ở Việt Nam, lại vô cùng phức tạp. Đề tài nghiên cứu còn một số mặt hạn chế như sau:

Thứ nhất, mức độ CBTTKT của các CTNY chưa hẳn là chỉ phụ thuộc vào các chỉ số tài chính như trong nghiên cứu của tác giả, mà còn rất nhiều nguyên nhân khác tác động vào, ví dụ như quản trị DN, luật pháp, văn hóa, đạo đức kinh doanh, chính sách quốc gia cụ thể;

Thứ hai, ngay cả trong khía cạnh là các chỉ số tài chính được tác giả nghiên cứu, cũng chỉ là một số ít trong số rất nhiều chỉ số tài chính, do đó kết quả mang lại có thể chưa đạt được đến cao nhất. Vẫn còn rất nhiều chỉ số tài chính quan trọng mà có thể được đưa thêm vào mô hình để nghiên cứu, như ROA, ROI, hiệu quả sử dụng tài sản cố định, ...;

Thứ ba, như đã phân tích và trình bày ở trên, việc đánh giá mức độ CBTTKT (biến phụ thuộc y) chủ yếu dựa trên ý kiến chủ quan của tác giả, sau khi đã dựa trên biểu mẫu trình bày của BTC, cùng các tài liệu tham khảo. Tác giả đã cố gắng đánh giá Y một cách hoàn chỉnh và đầy đủ nhất, để mô hình sử dụng được đánh giá cao nhất, phù hợp với điều kiện thực hiện. Tuy nhiên, chắc chắn rằng việc đánh giá cũng sẽ không tránh khỏi những sai sót khách quan;

Thứ tư, bản thân mẫu nghiên cứu của tác giả là top 50 CTNY tốt nhất TTCK VN trong giai đoạn từ 2012 đến 2014 theo Forbes, do vậy các công ty này đều là những công ty có hoạt động kinh doanh phát triển thuận lợi, mức độ công bố thông tin nhìn chung đều rất tốt. Tuy nhiên, trong những cái rất tốt thì cũng có những cái chưa tốt bằng. Do đó, kết quả nghiên cứu có thể đạt ở mức độ chưa cao.

Xuất phát từ những hạn chế trên, tác giả nhận định những bài nghiên cứu sau sẽ có rất nhiều hướng đi mới, với thời gian nghiên cứu phù hợp hơn, theo những khía cạnh mới hoặc đào sâu thêm những nghiên cứu trước đây, giúp cho vấn đề được mở rộng, kết quả nghiên cứu được đa dạng. Tác giả đặc biệt nhấn mạnh là việc nghiên cứu hướng đề tài này nên được nghiên cứu trên một mẫu rộng, đa dạng các công ty, thì kết quả mang lại sẽ tốt hơn.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

TIẾNG VIỆT

- [1] Đặng Đình Sơn (2009), “Những thách thức và giải pháp cho việc nâng cao chất lượng dịch vụ kiểm toán trong điều kiện hội nhập”, Tạp chí Kiểm toán, (4), tr. 47-49.
- [2] Đặng Thị Thúy Hằng (2011), “Thực trạng và giải pháp cho vấn đề công bố thông tin kế toán của các doanh nghiệp niêm yết ở Việt Nam”, Tạp chí nghiên cứu khoa học Kiểm toán, (45), tr. 30-35.
- [3] Đoàn Nguyễn Trang Phương (2010), “Các yếu tố ảnh hưởng đến mức độ CBTT của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam”, Kỷ yếu hội thảo 35 năm phát triển và hội nhập trường Đại học Kinh tế, Đại học Đà Nẵng, Đà Nẵng.
- [4] Hoàng Trọng – Chu Nguyễn Mộng Ngọc (2008), Phân tích dữ liệu nghiên cứu với SPSS, Nhà xuất bản Hồng Đức.
- [5] Lê Thị Khoa Nguyên – Lê Thị Thanh Xuân (2015), “Các nhân tố ảnh hưởng mức độ thuyết minh báo cáo tài chính các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam”, Hội thảo nghiên cứu khoa học trong Kế toán – Tài chính, Đại học Mở TPHCM, tr. 122-137.
- [6] Lê Thị Mỹ Hạnh (2015), Minh bạch thông tin tài chính của các công ty niêm yết trên thị trường Chứng khoán Việt Nam, Luận án Tiến sĩ Kinh tế, Đại học Kinh tế, TPHCM.
- [7] Lê Thị Thanh Xuân (2010), Tính hữu ích của thông tin kế toán cho việc ra quyết định của nhà đầu tư trên thị trường Chứng khoán Việt Nam, Luận văn Thạc sĩ Kinh tế, Đại học Mở, TPHCM.
- [8] Lê Thị Trúc Loan (2012), “Bàn về mối quan hệ giữa một số nhân tố thuộc về đặc điểm doanh nghiệp và mức độ công bố thông tin của các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam”, Tạp chí HT Kế toán và Kiểm toán.
- [9] Nguyễn Chí Đức – Hoàng Trọng (2010), “CEO và tự nguyện công bố thông tin của các doanh nghiệp niêm yết”, Tạp chí Khoa học và Ứng dụng, (12), tr. 62-65.
- [10] [Nguyễn Minh Kiều](#) (2009), Tài chính doanh nghiệp căn bản, [Nhà xuất bản Thống kê, Thành phố Hồ Chí Minh](#), tr. 85-87.
- [11] Nguyễn Thị Thương (2014), Đặc điểm quản trị công ty ảnh hưởng đến quản trị lợi nhuận của các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán – Bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam, Khóa luận tốt nghiệp Đại học, Đại học Ngân hàng, TPHCM.
- [12] Ths Hoàng Ngọc Nhậm (chủ biên), Ths Vũ Thị Bích Liên, TS Nguyễn Thị Ngọc Thanh, GVC Dương Thị Xuân Bình, Ths Ngô Thị Tường Nam, GV Nguyễn Thành Cả (2007), Giáo trình Kinh tế lượng, Đại học Kinh tế TPHCM, Nhà xuất bản Hồng Đức.
- [13] Phạm Đức Tân (2009), Các giải pháp hoàn thiện vấn đề công bố thông tin kế toán của các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam, Luận văn Thạc sĩ Kinh tế, Đại học Kinh tế, TPHCM.

- [14] Phạm Thị Thu Đông (2013), Nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến mức độ công bố thông tin trong Báo cáo tài chính của các Doanh nghiệp niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội, Luận văn Thạc sĩ Quản trị kinh doanh, Đại học Đà Nẵng, Đà Nẵng.
- [15] Trần Thị Thanh Tú – Nguyễn Thị Hồng Thúy – Nguyễn Tố Tâm (2014), “Xây dựng mô hình nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến chất lượng công bố thông tin của công ty niêm yết”, Tạp chí Khoa học ĐHQGHN, 30 (3), tr. 26-36.
- [16] Trần Thị Thúy Hằng (2015), Ảnh hưởng của Quản trị Doanh nghiệp đến mức độ minh bạch thông tin kế toán ở các Doanh nghiệp niêm yết VN30 trên Sở giao dịch chứng khoán TP. Hồ Chí Minh, Luận văn Thạc sĩ, Đại học Tôn Đức Thắng, TPHCM.

TIẾNG ANH:

- [17] Ahmed Riahi-Belkaoui (1997), “Multidivisional Structure and Productivity: The Contingency of Diversification Strategy”, *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 24, no. 5, pp. 618-628.
- [18] Akerlof, G. (1970), “The market for lemons: Quality uncertainty and the market mechanism”, *The quarterly Journal of Economics*, vol. 88, pp. 488-500.
- [19] Anna Bialek-Jaworska and Anna Matusiewicz (2015), “Determinants of the level of information disclosure in financial statements prepared in accordance with IFRS”, *Accounting and Management Information Systems*, Vol. 14, no.3, pp. 453-482.
- [20] Archambault, J.J. & Archambault, M.E. (2003), “A multinational test of determinants of corporate disclosure”, *The International Journal of Accounting*, Vol. 38, no. 2.
- [21] Clarkson, P.M., Kao, J.L. & Richardson, G.D. (1994), “The voluntary inclusion of forecasts in the MD&A section of annual reports”.
- [22] CON2 (Statement of Financial Accounting Concepts no. 2), pp. 18 no. 31, pp. 21 no. 33.
- [23] David E. Olson (2000), “Agency Theory in Not-for-Profit Sector: Its role at Independent Colleges”, *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, vol. 29, no. 2, pp. 280-296.
- [24] Dzinkowski, R. (2010), “More financial transparency please”, *Strategic Finance*.
- [25] Francesco Bova and Raynolde Pereira (2012), “The Determinants and Consequences of Heterogenous IFRS Compliance Levels following mandatory IFRS adoption: Evidence from a developing country”, *Journal of International Accounting Research*.
- [26] Josepa Alemany I Costa (2012), *The Praticum After EHEA*, Univerity Pompeu Fabra.
- [27] Huang, S.H., Huang, S.Y., Chang, F. & Fu, C. (2011), “Impact of Information Disclosure and Transparency Rankings System (IDTRS) on Investors in Taiwan”.
- [28] Huang, Y. & Li., N. (2014), “Market Competition and Voluntary Disclosure: Evidence from Industry”, *Research Reports, Working Paper*, Available at: ssrn.com.
- [29] Irina-Doina Păucan (2015), “Measuring the effects of IFRS adoption on accounting quality: A review”, *Procidea Economics and Finance* 32, pp. 580-587.
- [30] Kaniel Naser and Nafez Abu-Baker (2000), “Empirical Evidence on Corporate Social Disclosure Practices in Jordan”, *International Journal of Commerce and Management*.
- [31] Klimczak, K.M. (2011), “Market reaction to mandatory IFRS adoption: Evidence from Poland”, *Accounting and Management Information Systems*, vol. 10, no. 2, pp. 228-248.
- [32] Lang, M. & Lundholm, R. (1993), “Cross-sectional determinants of analyst ratings of corporate disclosures”, *Journal of Accounting Research*, vol. 31, no. 2, pp. 246-271.
- [33] Lev, B. & Penman, S. (1990), “Voluntary forecast disclosure, nondisclosure and stock prices”, *Journal of Accounting Research*, vo. 28, pp. 49-76.

- [34] Marek Gruszczyński, “Investor protection and Disclosure. Quantitative Evidence”, Warsaw School of Economics, Working paper no. 6-10.
- [35] Maria Grahovar (2012), The Role of Corporate Responsibility Disclosure – For Management external expectation and Pressure, Göteborg University, Sweden.
- [36] Mark R. Leary and Robin M. Kowalski (1990), “Impression Management: A literature review and two-component model”, *Psychological Bulletin*, vol. 107, no. 1, pp. 34-47.
- [37] Marston, C. & Polei, A. (2004), “Corporate reporting on the Internet by German Companies”, *International Journal of Accounting Information Systems*, vol. 5.
- [38] Meek, G., Roberts, C. & Gray, S. (1995), “Factors influencing voluntary annual report disclosure by U.S., U.K. and Continental European multinational corporation”.
- [39] Michad’lesco, C. (1999), “The determinants of the quality of accounting information disclosed by French listed companies”, 1999 EAA Congress, 1999, Bordeaux, France.
- [40] Michael C. Jensen and William H. Meckling (1976), Theory of the firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure, *Journal of Financial Economics*.
- [41] Patrick Bolton, Ernst-Ludwig Von Thadden (1998), “Blocks, Liquidity, and Corporate Control”, *The Journal of Finance*, vol. 53, no. 1, pp. 1-25.
- [42] Rachel M. Hayes and Russel J. Lundholm (1996), Segment Reporting to the Capital Market in the Presence of a Competitor, *Journal of Accounting Research*, vol. 34, no. 2.
- [43] Raffournier, B. (1995), “The determinants of voluntary financial disclosure by Swiss listed companies”, *The European Accounting Review*, vol. 4, pp. 261-280.
- [44] Schlenker, B.R. (1980), *Impression management: The self-concept, social identity, and interpersonal relations*, Monterey, CA: Brooks/Cole.
- [45] Stephen Owusu-Ansah M.Sc. (York) and B.Sc. Admin. (Legon) (1998), *The Adequacy of Corporate Mandatory Disclosure Practices on Emerging Markets: A case study of the Zimbabwe Stock exchange*, Middlesex University Business School, London, England.
- [46] Susan P. Shapiro (2005), “Agency Theory”, *Annual Review of Sociology*, vol. 31.
- [47] Wallace, R.S.O., Naser, K., and Mora, A. (1994), “The relationship between the comprehensives of corporate annual reports and firm characteristics in Spain”, *Accounting and Business Research*, vol. 25, no. 97, pp. 41-53.
- [48] Yakov Amihud and Baruch Lev (1981), “Risk reduction as a Managerial motive for Conglomerate Mergers”, *The Bell Journal of Economics*, vol. 12, no. 2, pp. 605-617.

CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN TỐC ĐỘ TĂNG TRƯỞNG CỦA CÁC DOANH NGHIỆP NHỎ VÀ VỪA TẠI VIỆT NAM

SV: Khuru Thành Quý

Trường Đại Học Ngoại Thương Cơ sở 2

GVHD: TS Nguyễn Thu Hằng

TÓM TẮT

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu từ cuộc khảo sát DNNVV trong giai đoạn 2004 – 2012 nhằm xem xét các nhân tố ảnh hưởng đến tốc độ tăng trưởng của các doanh nghiệp nhỏ và vừa (DNNVV) tại Việt Nam. Kết quả cho thấy Luật Gibraltar không được áp dụng cho các DNNVV tại Việt Nam. Ngoài ra, hoạt động xuất khẩu, hoạt động đào tạo cho nhân viên, đòn bẩy nợ và chất lượng lao động sẽ thúc đẩy doanh nghiệp (DN) tăng trưởng. Bên cạnh đó, độ tuổi của chủ DN và số năm hoạt động của DN sẽ kiềm hãm sự tăng trưởng của DNNVV tại Việt Nam.

Từ khóa (keywords): Tốc độ tăng trưởng, DNNVV, chất lượng lao động, đòn bẩy nợ, System GMM

1. Giới thiệu

Theo Tổ chức Hợp tác và Phát triển Kinh tế (OECD, 2002), định nghĩa về DNNVV ở mỗi quốc gia không chỉ phản ánh xu hướng kinh tế chung ở quốc gia đó mà còn phản ánh các khía cạnh về văn hóa và xã hội. Tại Việt Nam, Nghị định số 56/2009/NĐ-CP về trợ giúp phát triển doanh nghiệp nhỏ và vừa phân loại DNNVV theo 2 tiêu chí số lượng lao động và tổng nguồn vốn. Đối với ngành kinh doanh sản phẩm hữu hình, DNNVV có nguồn vốn không quá 100 tỷ đồng hoặc số người lao động không quá 100 người, còn các DNNVV kinh doanh sản phẩm vô hình sẽ có nguồn vốn không quá 100 tỷ đồng hoặc số lao động không quá 100 người.

Các DNNVV được xem là xương sống của nền kinh tế. Thật vậy, các DNNVV sẽ tối ưu hóa công nghệ lao động, từ đó giảm thất nghiệp, đặc biệt tại các nước đang phát triển (Muritala và cộng sự, 2012). Ngoài ra, các DNNVV còn thúc đẩy sự sáng tạo và tạo ra các sản phẩm, dịch vụ mới, tăng cường xuất khẩu hàng hóa. Đồng thời, các DNNVV tại các vùng nông thôn hay các vùng ngoại ô giúp phân phối việc làm theo vùng miền, từ đó giảm luồng di dân lên các thành phố lớn, hạn chế được các vấn nạn xã hội tại các trung tâm (Schmitz, 1995). Vì thế, có nhiều nghiên cứu được thực hiện nhằm tìm hiểu các nhân tố ảnh hưởng đến tốc độ tăng trưởng của DNNVV qua đó đưa ra các gợi ý cho các nhà hoạch định chính sách (Levratto và cộng sự, 2010; Besnik và cộng sự, 2008; Becchetti và Trovato, 2002). Các nhân tố chủ yếu đó là quy mô DN (Lotti và cộng sự, 2003), số năm hoạt động (Fuad, 2014), đòn bẩy nợ (Becchetti và Trovato, 2002), hoạt động xuất khẩu (Iraj và Besnik, 2010), chất lượng lao động (Iraj và Besnik, 2010), tuổi của chủ DN (Fuad, 2014), hoạt động đào tạo (Cosh và cộng sự, 2000).

Tại Việt Nam, hiện nay DNNVV chiếm tới 98% tổng số DN và hàng năm đóng góp hơn 40% cho GDP. Điều này cho thấy DNNVV giữ một vai trò quan trọng trong nền kinh tế Việt Nam. Do đó, tốc độ tăng trưởng của các DNNVV mang ý nghĩa sống còn trong suốt chu kỳ hoạt

²²Xem

http://www.mof.gov.vn/webcenter/portal/vclvcstc/r/m/ttsk/dtn/ttskdtm_chitiet?dDocName=BTC264395&dID=143296&_afLoop=11671369600231650#!%40%40%3FdID%3D143296%26_afLoop%3D11671369600231650%26dDocName%3DBTC264395%26_adf.ctrl-state%3Dteuxvios7_4

động của DN. Nguyen Thi Nguyet (2012) nghiên cứu về sự tăng trưởng của các doanh nghiệp trong ngành thương mại dịch vụ đã chỉ ra rằng tốc độ tăng trưởng của DN có xu hướng giảm khi số người lao động gia tăng và khẳng định chất lượng lao động chính là nền tảng cho sự tăng trưởng bền vững của DN. Ngoài ra, chỉ số nợ có tác động đáng kể đến sự phát triển của các DN trong ngành thương mại dịch vụ. Khác với Nguyen Thi Nguyet (2012) nghiên cứu về DN ngành thương mại dịch vụ trong giai đoạn 2000 – 2007 tại Việt Nam, nghiên cứu này mở rộng quy mô mẫu đa ngành cũng như cập nhật dữ liệu mới nhất đến năm 2012 và chú trọng đến các DNNVV nhằm tìm ra những giải pháp khả thi giúp cho bộ phận đầu tàu nền kinh tế này. Kết quả nghiên cứu cho thấy mô hình các nhân tố tác động đến tốc độ tăng trưởng của DNNVV gồm 8 nhân tố: tốc độ tăng trưởng kỳ trước, quy mô DN, tuổi chủ DN, số năm hoạt động của DN, chất lượng lao động, hoạt động xuất khẩu, đòn bẩy nợ và hoạt động đào tạo. Trong đó, bên cạnh kết quả nghiên cứu của Nguyen Thi Nguyet (2012), đề tài này đã bổ sung thêm tuổi của chủ DN và hoạt động đào tạo và tìm thấy ảnh hưởng của chúng.

Phần còn lại của bài nghiên cứu sẽ được thiết kế như sau. Phần 2 tập trung làm rõ cơ sở lý luận về tốc độ tăng trưởng của DNNVV. Phần 3 nhấn mạnh vào phương pháp nghiên cứu bao gồm mô tả biến, quy trình làm sạch dữ liệu và phương pháp hồi quy. Phần 4 trình bày và giải thích về kết quả nghiên cứu. Cuối cùng phần 5 sẽ kết luận về vấn đề nghiên cứu đồng thời gợi ý một số giải pháp nhằm nâng cao tốc độ tăng trưởng của DNNVV.

2. Cơ sở lý luận

Các nghiên cứu của Fuad (2014), Iraj và Besnik (2010), Lotti và cộng sự (2003), Becchetti và Trovato (2002), Cosh và cộng sự (2000)... đã chỉ ra các nhân tố ảnh hưởng tới tốc độ tăng trưởng của DNNVV. Vì dung lượng bài viết có hạn nên bài nghiên cứu chú trọng vào các nhân tố sau:

2.1. Quy mô doanh nghiệp

Gibrat (1931) dựa trên giả định rằng tốc độ tăng trưởng cho mỗi DN trên thị trường là một phân phối ngẫu nhiên độc lập trong từng thời kỳ. Điều đó có nghĩa là các DN có quy mô nhỏ vẫn có cùng cơ hội đạt tăng trưởng cao như các DN lớn.

Tuy nhiên, Penrose (1959) đưa ra nhận định rằng các DN quy mô lớn lại tốn nhiều chi phí để quản lý và điều hành hoạt động trên diện rộng hơn nên sẽ tăng trưởng chậm hơn. Hơn thế, Hall (1987) tìm ra rằng Luật Gibrat sẽ bị bác bỏ đối với các DN quy mô nhỏ và được chấp nhận đối với các DN lớn. Nghiên cứu của Cabral (1995) đã giải thích mối quan hệ ngược chiều của tốc độ tăng trưởng và quy mô dựa vào sự khác biệt trong lựa chọn đầu tư của DN lớn và DN nhỏ. Các DN nhỏ thì nguy cơ ra khỏi thị trường lại khá cao và trong trường hợp này các đầu tư ban đầu sẽ mất. Vì thế, các DN này sẽ đầu tư ít hơn trong giai đoạn đầu và tiếp tục đầu tư nhiều hơn vào giai đoạn sau. Nhờ vào việc đầu tư dần dần này mà các DN nhỏ sẽ có tốc độ tăng trưởng vượt bậc. Lotti và cộng sự (2003) chỉ ra rằng Luật Gibrat (1931) không được áp dụng với các DN quy mô nhỏ chưa đạt tới quy mô hiệu quả tối thiểu (Minimum Efficient Scale (MES)). Khi đó, các DN này có xu hướng tiếp tục tăng trưởng để đạt được quy mô hiệu quả tối thiểu và tất nhiên phụ thuộc vào quy mô.

2.2. Số năm hoạt động

Số năm hoạt động của DN được xem là một trong những biến phổ biến nhất sử dụng trong các nghiên cứu thực nghiệm về tốc độ tăng trưởng của DN. Fariñas và Moreno (1997) đã nghiên cứu tốc độ tăng trưởng của DN sản xuất tại Tây Ban Nha và kết luận rằng số năm hoạt

động tỷ lệ nghịch với tốc độ tăng trưởng. Điều đó có nghĩa là *DN* càng hoạt động lâu năm thì sự tăng trưởng càng thấp. Thật vậy, Almus và Nerlinger (2000) cho rằng trong những năm đầu *DN* có mục tiêu chính là phải đạt quy mô hiệu quả tối thiểu cho phép họ tồn tại trên thị trường. Để đạt được quy mô hiệu quả này các *DN* sẽ tăng trưởng trong những năm đầu của sự tồn tại, đặc biệt trong 5 năm đầu tiên là giai đoạn rủi ro cao nhất của *DN* (Fuad, 2014), sau khi đạt tới mức độ hài lòng này *DN* có xu hướng tăng trưởng chậm lại.

Việc lược khảo tài liệu sẽ vô cùng thiếu sót nếu không đề cập đến nghiên cứu của Das (1995). Kết quả nghiên cứu trái ngược với các kết quả trước bởi theo tác giả này, ảnh hưởng dương của số năm hoạt động lên tốc độ tăng trưởng thể hiện thông qua việc đúc kết kinh nghiệm cũng như việc tìm hiểu thị hiếu khách hàng cùng với danh tiếng gây dựng qua các năm hoạt động.

2.3. Hoạt động xuất khẩu

Becchetti và Trovato (2002) cho rằng xuất khẩu là một biến giải thích thêm vào cho tốc độ tăng trưởng. Xuất khẩu sẽ giúp *DN* tìm kiếm thị trường và các phân khúc thị trường mới đồng thời nâng cao khả năng cạnh tranh, từ đó tích lũy kinh nghiệm từ khoa học công nghệ và chất lượng cho sự tăng trưởng (Iraj và Besnik, 2010). Ngoài ra, khi tiếp cận với thị trường nước ngoài, *DN* còn có cơ hội học hỏi từ đó nâng cao năng suất lao động cho sự tăng trưởng về sau (Delgado và Farinas, 1999). Vì vậy, ngay cả thị trường ràng buộc sự phát triển của *DN*, một công ty cũng không nhất thiết phải buộc mình làm việc trong thị trường nội địa. Việc đa dạng các thị trường khác nhau, đặc biệt các thị trường quốc tế sẽ có ảnh hưởng tích cực lên sự tăng trưởng của *DN*.

2.4. Tuổi của chủ DN

Theo Fuad (2014), có 2 luồng ý kiến đang gây tranh cãi về tác động của tuổi chủ *DN* lên tốc độ tăng trưởng. Cách tiếp cận thứ nhất dựa vào ý kiến cho rằng các chủ *DN* lớn tuổi là những người có nhiều kinh nghiệm và từ đó tạo nhiều cơ hội cho *DN* tăng trưởng. Cách tiếp cận thứ hai xuất phát từ các chủ *DN* tuổi đời còn trẻ. Họ là những người năng động và đầy đam mê để theo đuổi mục tiêu tăng trưởng của *DN*. Tuy nhiên điều này vẫn chưa thỏa đáng trên thực tế. Chủ *DN* trẻ tuổi thường thiếu kinh nghiệm và chín chắn để giúp *DN* tăng trưởng. Trong khi, chủ *DN* ngoài 60 tuổi thường thiếu động lực và năng lượng để giúp *DN* tăng trưởng (Bates, 1990). Thật vậy, đối với các chủ *DN* lớn tuổi thì xu hướng tích lũy tiền bạc đã ngăn cản tư duy bức phá sự tăng trưởng *DN* (Besnik và cộng sự, 2008).

2.5. Chất lượng nhân viên và hoạt động đào tạo huấn luyện

Lao động được xem là một nhân tố quan trọng đại diện cho khả năng sáng tạo và năng lực tiếp thu của nhân viên (Nguyen Thi Nguyet, 2012). Chất lượng nguồn nhân lực còn được thể hiện qua năng lực của nhân viên và các hoạt động đào tạo và chương trình huấn luyện dành cho nhân viên của *DN* (Iraj và Besnik, 2010). Thật vậy, thị trường lao động và vốn nhân lực đã được kiểm chứng ảnh hưởng dương lên tốc độ tăng trưởng của *DN* (Heshmati, 2001). Khả năng thành công của *DN* sẽ được quyết định bởi trình độ và kinh nghiệm của nhân viên (Bates, 1990). Ngoài ra, chất lượng của nhân viên còn được xem là một yếu tố bổ sung cho trình độ công nghệ đóng góp dương vào năng suất lao động và tăng trưởng của *DN* (O'Mahony và cộng sự, 2008). Mặt khác, vì tốc độ tăng trưởng của *DN* đòi hỏi nguồn nguyên liệu sản xuất hiệu quả và lao động có xu hướng di chuyển từ ngành năng suất thấp sang ngành năng suất cao nên hai nhân tố này sẽ có quan hệ cùng chiều (Levratto và cộng sự, 2010). Cả trình độ của nhân viên và

việc đào tạo tập huấn dành cho nhân viên đều được xem là các thước đo cho chất lượng lao động (Cosh và cộng sự, 2000).

2.6. Đòn bẩy nợ

Campello (2006) cho rằng các DN có tỷ lệ nợ cao hơn sẽ tăng trưởng nhanh hơn các đối thủ trong tương lai. Thực tế, các DNNVV thường có tốc độ tăng trưởng trung bình cao và sẽ phụ thuộc nhiều vào vay nợ khi có nhu cầu bổ sung nguồn vốn từ bên ngoài (Miroslav và Yanko, 2012). Nghiên cứu của Miroslav và Yanko (2010) cũng tìm ra tác động dương của đòn bẩy nợ lên tốc độ tăng trưởng của DN tại Trung và Bắc Âu.

Tuy nhiên, mối quan hệ giữa tốc độ tăng trưởng và cán cân nợ không phải đơn điệu đồng biến như vậy. Cooley và Quadrini (2001) khả năng DN thất bại sẽ tăng lên khi vốn vay vượt quá nguồn vốn nội bộ bởi vì với tình trạng nợ cao thì DN dễ bị ảnh hưởng xấu bởi các tác động bất lợi. Tại Việt Nam, Nguyen Thi Nguyet (2012) tìm ra ảnh hưởng âm khi nghiên cứu các DN ngành dịch vụ tại Việt Nam. Rủi ro tài chính là một cản trở sự tăng trưởng của các DN này.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu đề nghị

Với mục đích kiểm định Luật Gibrat cho các DNNVV tại Việt Nam, nghiên cứu này xây dựng dựa trên mối quan hệ giữa quy mô doanh nghiệp tại thời điểm t và $t-1$. Theo Oliveira và Fortunato (2004), mối quan hệ này được thể hiện dưới dạng logarit theo phương trình sau:

$$\text{LNSIZE}_{it} = \alpha_i + \delta_t + \beta \text{LNSIZE}_{it-1} + \mu_{it} \quad (1)$$

Tác giả giả định tồn tại tương quan chuỗi bậc 1 $\mu_{it} = \rho \mu_{it-1} + \varepsilon_{it}$, với ε_{it} là nhiễu trắng.

Biến đổi từ phương trình (1), tác giả thu được:

$$\text{GROWTH}_{it} = \text{LNSIZE}_{it} - \text{LNSIZE}_{it-1} = \alpha_i + \delta_t + (\beta - 1) \text{LNSIZE}_{it-1} + \mu_{it}$$

$$\text{với } \mu_{it} = \rho \mu_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Phương trình (2) là phương trình tự hồi quy bậc 1 của LNSIZE_{it-1} (logarit tự nhiên của quy mô DN i tại thời điểm $t-1$). Tốc độ tăng trưởng của DN i tại thời điểm t (GROWTH_{it}) được xác định bằng sự khác biệt của quy mô DN tại thời điểm t và $t-1$. Trong đó, α_i và δ_t lần lượt đại diện cho hiệu ứng DN (không đồng nhất giữa các DN) và hiệu ứng thời gian. β là hệ số hồi quy cho mối quan hệ giữa tốc độ tăng trưởng của DN tại thời điểm t và quy mô của nó ở kỳ trước. Luật Gibrat có hiệu lực khi hệ số $\beta=1$. ρ biểu thị tương quan chuỗi trong μ_{it} (phần dư trong ước lượng). ε_{it} là nhiễu trắng.

Xuất phát từ phương trình (2), tác giả dễ dàng có được:

$$\mu_{it-1} = \text{GROWTH}_{it-1} - \alpha_i - \delta_{t-1} - (\beta - 1) \text{LNSIZE}_{it-2} \quad (3)$$

Kết hợp phương trình (2) và (3):

$$\text{GROWTH}_{it} = \alpha_i (1 - \rho) + (\delta_t - \rho \delta_{t-1}) + (\beta - 1) \text{LNSIZE}_{it-1} + \rho \text{GROWTH}_{it-1} + \theta_{it} \quad (4)$$

$$\text{Với } \theta_{it} = \rho (1 - \beta) \text{LNSIZE}_{it-2} + \varepsilon_{it}$$

Phương trình (4) được thiết kế để kiểm tra 2 mối quan hệ: (1) tốc độ tăng trưởng của DN độc lập với quy mô của nó ($\beta = 1$); (2) tự tương quan của tốc độ tăng trưởng của DN ($\rho \neq 0$). Luật Gibrat chỉ đúng khi xảy ra đồng thời hai điều kiện $\beta = 1$ và $\rho = 0$ (Giotopoulos và Fotopoulos 2010).

Một điều cần chú ý là phương trình (3) thiếu các nhân tố khác của tốc độ tăng trưởng của DN. Nhiều nghiên cứu trước đã tìm ra nhiều nhân tố quan trọng góp phần giải thích cho tốc độ tăng trưởng của DN (xem mục 2). Vì thế, tác giả sẽ mở rộng phương trình (3) bằng việc thêm

các biến độc lập vào về phải để tìm ra các tác động của các nhân tố quản trị. Mô hình động này được áp dụng theo nghiên cứu của Nguyen Thi Nguyet (2012):

$$GROWTH_{it} = \alpha_i (1 - \rho) + (\delta_t - \rho\delta_{t-1}) + (\beta - 1)LNSIZE_{it-1} + \rho GROWTH_{it-1} + G(X_{it-1}) + K(Z_{it}) + \theta_{it} \quad (4)$$

với X đại diện cho các nhân tố quản trị bao gồm chất lượng lao động, số năm hoạt động của DN và đòn bẩy nợ. Với lưu ý rằng, hai biến chất lượng lao động và số năm hoạt động của DN thể hiện ở dạng logarit vì độ lệch chuẩn khá lớn. Z đại diện các biến liên quan đến tuổi của chủ DN, hoạt động xuất khẩu và hoạt động đào tạo nhân viên. Sở dĩ có sự phân biệt giữa nhóm X và Z vì tác giả muốn nhấn mạnh về độ trễ của các tác động này. Thật vậy, có nhiều nhân tố sẽ tác động ngay đến tốc độ tăng trưởng ở kỳ t. Trong khi đó, nhiều yếu tố cần có thời gian để phát huy hiệu quả của mình. Đây là một cơ sở quan trọng để xây dựng phương trình (4).

Bảng 1. Giải thích các biến trong mô hình

Tên biến	Ý nghĩa	Giải thích/cách tính
Biến phụ thuộc: GROWTH		
GROWTH_RE	Tốc độ tăng trưởng doanh thu	Tính bằng hiệu logarit của tổng doanh thu năm i và năm i-1
GROWTH_EM	Employment growth	Tính bằng hiệu logarit của tổng số lao động năm i và năm i-1
Biến độc lập:		
SIZE_RE	Quy mô doanh thu	Giá trị tổng doanh thu của DN (đơn vị: triệu đồng)
SIZE_EM	Quy mô lao động	Tổng số lao động của DN (đơn vị: người)
LEVERAGE	Đòn bẩy nợ	Tính bằng thương của tổng nợ và tổng tài sản
OWNER	Tuổi chủ DN	OWNER=1 nếu tuổi của chủ DN trong đoạn [40;60]
EXPORT	Hoạt động xuất khẩu	EXPORT=1 nếu DN có hoạt động xuất khẩu
AGE	Số năm hoạt động của DN	Số năm hoạt động của DN (đơn vị: năm)
LABOR_QUALITY	Chất lượng lao động	Tính bằng thương của tổng thu nhập của lao động và số người lao động
TRAINING	Hoạt động đào tạo	TRAINING=1 nếu DN có tổ chức đào tạo cho người lao động

Nguồn: Tác giả tự đề xuất

Vì dữ liệu trong nghiên cứu này được khai báo cách 2 năm nên theo nguyên tắc biến trễ bậc nhất (t-1) sẽ là giá trị tại thời điểm cách đó 2 năm. Tuy nhiên, thực tế độ trễ 2 năm sẽ không thể hiện ảnh hưởng mạnh mẽ như 1 năm. Để giải quyết vấn đề này, tác giả sẽ sử dụng các biến có độ trễ là một năm với quy ước X_{it-1} là giá trị của biến X_i tại thời điểm 1 năm trước đó.

Biến tốc độ tăng trưởng doanh thu là biến phụ thuộc đo tốc độ tăng trưởng của DN được tính bằng hiệu của logarit của doanh thu ở thời kỳ t và t-1. Mặt khác, tốc độ tăng trưởng về lao động được sử dụng là biến phụ thuộc thay thế nhằm kiểm tra tính vững của kết quả. Quy mô lao động được lựa chọn theo tốc độ tăng trưởng của DN. Các biến trong mô hình xem trong bảng 1.

3.2. Dữ liệu

Tất cả dữ liệu trong nghiên cứu này được thu thập từ cuộc khảo sát DNNVV tại 10 tỉnh thành trong cả nước giai đoạn 2004 – 2012 được tiến hành 2 năm một lần bởi Viện Khoa học Lao động và Xã hội (ILSSA). Đến nay, bộ dữ liệu năm 2012 được xem là bộ dữ liệu cập nhật nhất vì kết quả cuộc điều tra DNNVV năm 2015 vẫn chưa được công bố. Dữ liệu trong nghiên cứu này được trình bày theo dạng bảng (panel data) để phục vụ cho các kỹ thuật hồi quy. Tuy nhiên, do đặc thù của bộ dữ liệu nên dữ liệu bảng trong nghiên cứu là dữ liệu bảng không cân (unbalanced panel).

Về việc làm sạch dữ liệu, vì bảng khảo sát điều tra khá chi tiết về mọi khía cạnh của DN nên số liệu thu về cũng không đảm bảo tính trung thực dẫn đến kết quả sẽ bị lệch nếu áp dụng ngay dữ liệu vào phân tích. Vì thế, tác giả quyết định làm sạch dữ liệu theo các bước. Thứ nhất, loại bỏ các quan sát trùng trong cùng một năm nghiên cứu. Thứ hai, loại bỏ các quan sát có LEVERAGE là số âm hoặc lớn hơn 1 (vì vi phạm phương trình $TỔNG TÀI SẢN = NỢ PHẢI TRẢ + VỐN CHỦ SỞ HỮU$) cũng như có số người lao động lớn hơn 300 (vi phạm tiêu chuẩn DNNVV tại Việt Nam). Thứ ba, loại bỏ các quan sát có tổng doanh thu nhỏ hơn 100 triệu đồng/năm. Thứ tư, loại bỏ các quan sát có chi phí trả lương vượt quá tổng doanh thu.

Sau khi trải qua các bước làm sạch dữ liệu, bộ dữ liệu nghiên cứu tốc độ tăng trưởng của các DNNVV tại Việt Nam còn 6.777 quan sát của 2.972 DN trong giai đoạn 2004 – 2012.

3.3. Phương pháp hồi quy

Mô hình nghiên cứu này có sử dụng biến trễ (được gọi là mô hình động) nên tồn tại hiện tượng nội sinh trong mô hình. Theo Roodman (2009b), mô hình System GMM phù hợp với nghiên cứu này vì những lí do sau. Thứ nhất, đây là phương pháp phù hợp cho dữ liệu bảng có khoảng thời gian $T=5$ rất nhỏ so với số lượng DN. Thứ hai, đây là phương pháp thích hợp cho các mô hình động với sự xuất hiện các biến trễ trong mô hình và có hiệu quả để giải quyết các vấn đề nội sinh trong ước lượng. Vì vậy kỹ thuật hồi quy Two-step System GMM là cách xử lý tối ưu nhất cho mô hình của nghiên cứu này.

Khi sử dụng phương pháp hồi quy System GMM, bắt buộc mô hình phải chỉ ra được biến nội sinh (endogenous variables). Việc chỉ ra được loại biến này không hề dễ dàng. Tuy vậy, nghiên cứu giả định rằng khi *DN* tăng trưởng cao thì DN sẽ tiếp tục đầu tư để nâng cao chất lượng lao động. Do đó tồn tại mối quan hệ hai chiều giữa chất lượng lao động và tốc độ tăng trưởng nên biến *LNLABOR_QUALITY* là biến nội sinh.

Mô hình chỉ được xem là phù hợp khi thỏa hai điều kiện: (1) Tồn tại các hạn chế về giới hạn xác định quá mức (Overidentifying Restrictions), tức là xác định tính phù hợp của các biến công cụ. Kiểm định Hansen hoặc Sargan dùng để kiểm tra mối tương quan giữa các biến công cụ và sai số với giả thuyết Ho là các biến công cụ là biến ngoại sinh. (2) Không tồn tại hiện tượng tự quan bậc 2 trong sai phân bậc nhất với giả thuyết Ho: không có sự tương quan. Hai giá trị thống kê này có giá trị thống kê trên 10% là chấp nhận được. Ngoài ra để ước lượng không bị yếu thì số lượng các biến công cụ phải nhỏ hơn hoặc bằng số lượng các nhóm.

4. Kết quả

4.1. Thống kê mô tả

Về nhóm biến đo lường tốc độ tăng trưởng, bài nghiên cứu sử dụng hai tiêu chí: tốc độ tăng trưởng về mặt doanh thu và số người lao động để làm biến phụ thuộc. Qua bảng 2, tốc độ tăng trưởng doanh thu thuộc (-2,382; 2,444). Trong đó, tốc độ tăng trưởng doanh thu trung bình là 4,6%. Nhìn chung, tốc độ tăng trưởng số lao động có phần kém hơn so với chỉ tiêu doanh thu khi thuộc khoảng (-1,981; 2,120). Về mặt trung bình, tốc độ tăng tổng số lao động đạt ở mức -1,6%.

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến định lượng

Tên biến	Số quan sát	Trung bình	Nhỏ nhất	Lớn nhất	Độ lệch chuẩn
Tốc độ tăng trưởng doanh thu	6.777	0,046	-2,382	2,444	0,241
Tốc độ tăng trưởng lao động	6.777	-0,016	-1,981	2,120	0,190
Đòn bẩy nợ	6.777	0,059	0	0,994	0,125
Số năm hoạt động (năm)	6.777	14,786	1	76	11,493
Quy mô doanh thu (triệu VND)	6.777	5.019,267	100	7.400.000	90.733,82
Quy mô lao động (người)	6.777	14,939	1	300	25,839
Chất lượng lao động (triệu VND/người)	6.777	65,327	0,981	4.932,596	97,276

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ kết quả chạy từ Stata 12.0

Về quy mô DN, hai tiêu chí quy mô tổng doanh thu và quy mô lao động đều thể hiện mức giá trị trung bình tương đối nhỏ lần lượt là 5,019 tỷ đồng và 15 người lao động. Điều này cho thấy theo Nghị định 56/2009/NĐ-CP về tiêu chí DNNVV VN thì các DN tại Việt Nam chủ yếu là các DN nhỏ. Vì vậy, con số trung bình này sai lệch rất nhiều so với giá trị lớn nhất của tổng doanh thu là 7.400 tỷ đồng và 300 lao động. Về số năm hoạt động, dù là các DNNVV nhưng số năm hoạt động trung bình của các DN là hơn 14 năm. Về chất lượng nguồn lực, nếu xét theo năm, tiền lương trung bình nằm trong khoảng 0,981 triệu đồng/người đến 4,932 tỷ đồng/người và đạt trung bình khoảng 65,327 triệu đồng/người. Đối với tình hình vay nợ cho hoạt động kinh doanh, tỷ lệ nợ trên tài sản trung bình khá nhỏ ở mức 0,059. Điều này chứng tỏ trong tổng tài sản, các DNNVV rất ít vay vốn bên ngoài mà chủ yếu nguồn vốn huy động nội bộ.

Bảng 3. Thống kê mô tả các biến định tính

Các tiêu chí	Số lượng quan sát	Tỷ lệ
Chủ DN trên 40 tuổi và dưới 60 tuổi	6.777	65,43%
DN có hoạt động xuất khẩu	6.777	3,70%
DN có hoạt động đào tạo nhân viên	6.777	12,45%

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ kết quả chạy từ Stata 12.0

Theo bảng 3, các chủ DN chủ yếu ở độ tuổi trung niên tức (từ trên 40 tuổi và dưới 60 tuổi), con số này là 4,434 người chiếm 65,43%. Về hoạt động xuất khẩu, chỉ có khoảng 250 DN tham gia hoạt động kinh tế đối ngoại. So với cỡ mẫu là hơn 6,777 DN thì con số này chiếm vị trí khá khiêm tốn, chưa đến 4%. Chỉ có khoảng 12,45% DN có hoạt động đào tạo và huấn luyện dành cho nhân viên. Con số này còn khá khiêm tốn và qua đó cho thấy các DNNVV tại Việt Nam chưa thật sự chú trọng đến hoạt động này.

4.2. Kết quả các nhân tố ảnh hưởng tốc độ tăng trưởng

Tác giả sử dụng công cụ xử lý dữ liệu STATA 12.0 để tìm ra các nhân tố giải thích tốc độ tăng trưởng của các DNNVV tại Việt Nam giai đoạn 2004 – 2012. Trong bài nghiên cứu này tác giả sử dụng tốc độ tăng trưởng về doanh thu để đo tốc độ tăng trưởng của DNNVV và sử dụng tốc độ tăng trưởng về tổng lao động để kiểm tra tính vững của kết quả.

Theo bảng 4, trước hết tác giả xem xét kết quả hồi quy mô hình nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến tốc độ tăng trưởng doanh thu theo phương pháp ước lượng Two-step System GMM. Hồi quy GMM có số biến công cụ là 19 nhỏ hơn nhiều so với số doanh nghiệp là 2.972

nên vấn đề khuếch đại kiểm định Hansen do gia tăng số biến công cụ không đáng e ngại (Roodman, 2009a). Một điều đáng chú ý là kết quả kiểm định Hansen và Sargan về tính hiệu lực của mô hình và kiểm định AR(2) đều đánh giá mô hình GMM là phù hợp. Theo kết quả mô hình Two-step System GMM (cột 1 của bảng 4), có tất cả 8 biến có ý nghĩa thống kê ở độ tin cậy từ 90% trở lên.

Bảng 4. Kết quả các nhân tố ảnh hưởng tốc độ tăng trưởng

TÊN BIẾN	TỐC ĐỘ TĂNG TRƯỞNG DOANH THU	TỐC ĐỘ TĂNG TRƯỞNG SỐ LAO ĐỘNG
GROWTH_REt-1	-0,0096714*	
	(-1,93)	
LNSIZE_REt-1	-0,0525992 ***	
	(-12,74)	
GROWTH_EMt-1		-0,1895677
		(-1,51)
LNSIZE_EMt-1		-0,0873298***
		(-2,93)
LEVERAGEt-1	0,1425896 ***	0,1179003**
	(5,15)	(2,26)
OWNERt	-0,0140496**	-0,001406
	(-1,3)	(-0,19)
EXPORTt	0,0468362***	0,0822844*
	(2,68)	(1,87)
LNAGEt-1	-0,0081528***	-0,013924**
	(-2,10)	(-2,25)
LNLABOR_QUALITYt-1	0,112384***	0,0225247
	(14,04)	(0,48)
TRAININGt	0,0235271 **	0,061681***
	(2,29)	(2,91)
Hằng số	0,077791***	0,1337088
	(3,34)	(0,70)
Số biến công cụ	19	20
Số DN	2.972	2.972
Kiểm định Sargan	0,409	0,101
Kiểm định Hansen	0,463	0,331
Kiểm định AR(2)	0,644	0,165
Số quan sát	6.777	6.777

Nguồn: Kết quả từ Stata 12.0

Lưu ý: Bảng kết quả trên là kết quả của ước lượng bằng Two-step System GMM. (*), (**), (***) lần lượt thể hiện ý nghĩa ở mức 10%, 5% và 1%. Hai phương trình trên đều được bổ sung các biến giả thời gian. Bảng kết quả này không trình bày các biến giả thời gian này. Mẫu

nghiên cứu gồm 6.777 quan sát của 2.972 DNNVV trong giai đoạn 2014 – 2012. *GROWTH_RE*, *SIZE_RE*, *GROWTH_EM*, *SIZE_EM*, *LEVERAGE*, *OWNER*, *EXPORT*, *AGE*, *LABOR_QUALITY* và *TRAINING* lần lượt đại diện cho tốc độ tăng trưởng doanh thu, quy mô doanh thu, tốc độ tăng trưởng số lao động, quy mô lao động, đòn bẩy nợ, tuổi chủ DN, hoạt động xuất khẩu, chất lượng lao động và hoạt động đào tạo.

Hệ số hai biến $GROWTH_RE_{t-1}$ và $LNSIZE_RE_{t-1}$ có ý nghĩa lần lượt ở mức 10% và 1% lại một lần nữa bác bỏ Luật Gibrat cho trường hợp các DNNVV tại Việt Nam. Biến $GROWTH_RE_{t-1}$ thể hiện tác động âm ở mức ý nghĩa 10% đến biến $GROWTH_RE_t$. Điều đó có nghĩa là tốc độ tăng trưởng doanh thu năm trước sẽ làm giảm tốc độ tăng trưởng doanh thu năm nay. Kết quả này tương đồng với kết quả nghiên cứu của Nguyen Thi Nguyet (2012), Miroslav và Yanko (2010), Blandina và Adelino (2005). Kết quả này chứng tỏ một điều sự tăng trưởng của từng doanh nghiệp là không ổn định qua các năm. Một doanh nghiệp tăng trưởng cao trong năm trước thì chưa chắc tiếp tục tăng trưởng nhanh trong năm nay và ngược lại đối với các doanh nghiệp chậm tăng trưởng trong năm trước thì cũng không chắc chắn vẫn tăng trưởng kém trong năm hiện tại. Về quy mô doanh thu, biến $LNSIZE_RE_{t-1}$ thể hiện mối quan hệ âm rất mạnh ở mức ý nghĩa 1%. Quy mô lao động trong DN càng lớn sẽ làm cản trở tốc độ tăng trưởng doanh thu của DN. Điều này lại một lần nữa bác bỏ luật Gibrat (1931). Kết quả nghiên cứu đã ủng hộ cho quan điểm của Penrose (1959), Hall (1987), Cabral (1995), Lotti và cộng sự (2003) cho rằng đối với các DNNVV khi tiến vào thị trường thường không đạt tới quy mô hiệu quả tối thiểu do đó họ sẽ tìm mọi cách để tối ưu hóa để đạt đến quy mô này. Tác giả bài nghiên cứu cho rằng về thực tế mối quan hệ của 2 biến này là phù hợp trong bối cảnh tại Việt Nam theo hướng tiếp cận dựa trên yếu tố tâm lý hành vi của doanh nghiệp nói chung và giám đốc, đặc biệt là người điều hành DN nói riêng. Khi một DN đạt sự thành công trong tăng trưởng thì họ lại có tính ỷ ỷ và tự thỏa mãn mình khi xem đó là đỉnh cao mà không tiếp tục đầu tư vào các nguồn lực để tiếp tục đạt tăng trưởng cao ở các kỳ tiếp theo. Hoặc khi đạt tới tốc độ tăng trưởng nhất định, các DN sẽ chuyển sang các mục tiêu khác như tối đa hóa lợi nhuận, tăng phúc lợi cho các cổ đông...

Ngoài ra, tác giả tìm được mối quan hệ hệ dương của đòn bẩy nợ ($LEVERAGE_{t-1}$) với tốc độ tăng trưởng doanh thu ($GROWTH_RE_t$) của DNNVV tại Việt Nam ở độ tin cậy rất cao (99%). Điều đó có nghĩa là khi các DN có tỷ lệ nợ càng nhiều thì càng tăng trưởng nhanh trong tương lai. Kết quả này cũng đồng nhất với nhiều nghiên cứu của Campello (2006), Miroslav và Yanko (2012), Miroslav và Yanko (2010). Mối quan hệ cùng chiều này có thể được giải thích theo nhiều hướng khác nhau theo điều kiện tại Việt Nam. Khi vay nợ thì nguy cơ DN Việt Nam phá sản sẽ cao hơn từ đó các DN luôn cân trọng hơn trong các quyết định liên quan tới tài chính. Hơn thế, các DNNVV có xu hướng quản lý tài chính hiệu quả hơn, đặt ra mục tiêu trả các khoản nợ và lãi suất trong kỳ vay một cách có kế hoạch hơn, từ đó tác động dương lên tốc độ tăng trưởng của DN. Nếu nhìn ở một góc độ khác, khi DN tăng trưởng cao thì nhu cầu mở rộng kinh doanh là nhu cầu cần thiết và khả thi. Mà khi đó, nguồn vốn của các DNNVV không đủ đáp ứng thì việc đi vay vốn từ các tổ chức tài chính ngày càng tăng cao. Nhờ nguồn vốn này các DNNVV tiếp tục đầu tư vào tài sản và con người từ đó tạo sự tăng trưởng cho DN trong tương lai và quá trình này cứ tiếp tục diễn ra nếu DN có khả năng kiểm soát nợ tốt.

Về tuổi của chủ DN, kết quả nghiên cứu này ủng hộ quan điểm Besnik và cộng sự (2008), Bates (1990) khi tìm ra rằng các chủ DN trung niên lại làm giảm tốc độ tăng trưởng của DN ngay tại kỳ hiện tại ở mức ý nghĩa 95%. Tác giả bài nghiên cứu cho rằng yếu tố tuổi tác này

chính là thể hiện của tư duy lãnh đạo của chủ DN. Điều này có thể lý giải rằng chủ DN lớn tuổi thì xu hướng tích lũy tiền bạc đã ngăn cản tư duy bức phá, một điều rất cần thiết cho vấn đề tăng trưởng của DN. Với nguồn lợi nhuận giữ lại có được, các chủ DN này lại có xu hướng chia cho các cổ đông mà không tiếp tục dùng để đầu tư vào tài sản hoặc vào nghiên cứu phát triển để tiếp tục tăng trưởng. Mặt khác, một phần lối sống của người Việt Nam khi đã chín chắn và có gia đình riêng thì tư duy an toàn hình thành, họ ngại thay đổi với cái mới và họ thiếu đi sự tin tưởng vào sự hỗ trợ của cơ quan chức năng cũng sự hợp tác với các DN khác, đặc biệt với các DN lớn, vì ngại nguy cơ thâm tóm, mua lại. Chính tư duy này đã là bức tường ngăn cản sự mạo hiểm đầu tư cho các dự án lớn để DN tiếp tục phát triển. Trong khi đó, các chủ DN trẻ là những người đầy năng lượng và nhiệt huyết làm việc cũng như đón nhận khó khăn thử thách.

Tương tự như vậy, về *hoạt động xuất khẩu* ($EXPORT_t$), nghiên cứu tìm thấy DN có xuất khẩu sản phẩm hoặc dịch vụ của mình ra nước ngoài sẽ tăng trưởng nhanh hơn so với các DN chỉ hoạt động trong phạm vi biên giới quốc gia ở độ tin cậy rất cao 99%. Nghiên cứu này khẳng định tác động tức thời của hoạt động xuất khẩu đến tốc độ tăng trưởng của DN. Kết quả này lại một lần nữa góp phần khẳng định lại các kết quả nghiên cứu của Iraj và Besnik (2010), Becchetti và Trovato (2002), Delgado và Farinas (1999) khi có kết luận về mối quan hệ dương của hoạt động xuất khẩu và tốc độ tăng trưởng tại các DN. Thật vậy, tại Việt Nam, cùng với các xu hướng mở cửa đất nước 1986, tham gia WTO năm 2007 song song với ký kết các Hiệp định tự do hóa thương mại (FTA) và gần đây nhất là ký kết Hiệp định đối tác xuyên Thái Bình Dương (TPP) đã tạo nên các điều kiện thuận lợi cho các DN có cơ hội tiếp cận với khách hàng quốc tế. Mà trong đó, biện pháp hữu hiệu nhất chính là xuất khẩu sản phẩm cho thị trường ngoại quốc. Mặt khác, thương mại buôn bán hàng hóa quốc tế đồng nghĩa với chấp nhận rủi ro, tranh chấp và cạnh tranh rất cao với các đối thủ khác. Nhưng ở một góc độ nào đó đây là cơ hội để DN học tập kinh nghiệm trong làm việc với đối tác nước ngoài, là cơ hội để DN tiếp cận với đa dạng các nền văn hóa, là cơ hội để DN có thể biết được vị thế và thế mạnh của sản phẩm hàng hóa của mình từ đó hoàn thiện về mặt chất lượng và hình thức để đáp ứng các yêu cầu của khách hàng khó tính và đối thủ mạnh khác. Chính vì những điều này mà các DNNVV có hoạt động xuất khẩu sẽ tăng trưởng nhanh hơn vì họ học nhiều, tiếp xúc nhiều và kinh nghiệm nhiều hơn.

Ngoài ra, về số năm hoạt động của DN ($LLNAGE_{t-1}$), nghiên cứu tìm thấy các DN hoạt động lâu năm sẽ tăng trưởng chậm lại ở độ tin cậy rất cao 99%. Kết quả này đồng nhất với nhiều nghiên cứu của Fariñas và Moreno (1997), Almus và Nerlinger (2000), Fuad (2014). Tại Việt Nam, mối quan hệ này hoàn toàn phù hợp. Khi một DN mới thành lập thường hoạt động dưới mức hoạt động hiệu quả nên sẽ không ngừng đầu tư và phát triển cách thức hoạt động hợp lý và hiệu quả hơn. Sau khi đạt được mức tăng trưởng nhất định, các DN sẽ chuyển sang các mục tiêu khác như tối đa hóa lợi nhuận, tăng thêm lợi ích cho các cổ đông... Mặt khác, đối với các DN hoạt động lâu năm mà không tìm cách thay đổi, tái cơ cấu để thích nghi với sự thay đổi của nền kinh tế cũng như các đối thủ từ thị trường thì các DN này sẽ không thể tiếp tục tăng trưởng được. Từ những lý do này có thể giải thích được mối quan hệ âm của số năm hoạt động của DN và tốc độ tăng trưởng của nó.

Điều đặc biệt, nghiên cứu tìm ra được mối quan hệ của chất lượng lao động và tốc độ tăng trưởng của DNNVV tại Việt Nam. Ở mức ý nghĩa 1%, các DN sẽ có sự tăng lên về doanh thu so với năm trước càng nhiều khi chất lượng lao động ở kỳ trước tăng. Mối quan hệ dương với

tốc độ tăng trưởng cũng được kiểm chứng trong nghiên cứu này của Nguyen Thi Nguyet (2012), Iraj và Besnik (2010), Heshmati (2001), O'Mahony và cộng sự (2008), Bates (1990). Hay nói cách khác khi chất lượng lao động của một DN gia tăng (trong trường hợp này là tiền lương trung bình) sẽ thúc đẩy sự tăng trưởng của DN đó. Điều này cũng khá dễ hiểu và cũng có những nét tương đồng chung với các DN khác trên thế giới. Một DN khi nỗ lực đầu tư vốn nhân lực để cải tiến về năng suất lao động cũng như đào tạo về con người thì điều dĩ nhiên thúc đẩy tốc độ tăng trưởng. Mặc khác khi DN trả công xứng đáng với năng lực của người lao động thì đó chính là sự khích lệ để họ tiếp tục cống hiến nhiều hơn nữa cho sự thành công và phát triển của DN. Tiếp đó, với sự tăng trưởng này, nếu DN tiếp tục đầu tư vào vốn con người thì sự tăng trưởng sẽ được nới rộng trong suốt vòng đời hoạt động của mình.

Một điều đáng lưu ý khi nghiên cứu tìm ra ảnh hưởng dương của hoạt động đào tạo đối với nhân viên lên tốc độ tăng trưởng của DN. Kết quả này tương đồng với nghiên cứu của Cosh và cộng sự (2000). Mối quan hệ của đào tạo và tốc độ tăng trưởng sẽ thể hiện hiệu quả ngay tại kỳ hiện tại nên các DNNVV cần đặc biệt chú trọng và có kế hoạch áp dụng ngay. Tuy nhiên, như đã trình bày các nghiên cứu thực nghiệm khác vẫn chưa chú trọng về hiệu quả của việc đào tạo kiến thức và kỹ năng trong môi trường lao động cho nhân viên. Tại Việt Nam, theo khảo sát chưa đến 13% số DNNVV có hoạt động này dù nó có một vai trò quan trọng. Việc đào tạo sẽ giúp nhân viên nâng cao kỹ năng, kiến thức và kinh nghiệm phục vụ tốt cho công việc. Ngoài ra, đối với các công nghệ và quy trình mới, đào tạo sẽ giúp mọi người có điều kiện nắm bắt nhanh và hiệu quả hơn. Từ đó sẽ thúc đẩy năng suất lao động, tăng sản lượng đầu ra và giảm chi phí. Đây là một trong những biện pháp hiệu quả để nâng cao chất lượng nguồn lao động cho DN và từ đó tác động trực tiếp đến tăng trưởng.

Tiếp theo, tác giả sẽ phân tích mô hình hồi quy xác định các nhân tố ảnh hưởng đến tốc độ tăng trưởng tổng số lao động của các DNNVV trong giai đoạn 2004 – 2012 nhằm kiểm định lại tính vững của kết quả mô hình tốc độ tăng trưởng doanh thu. Hồi quy GMM có số biến công cụ là 20, con số này nhỏ hơn nhiều so với số doanh nghiệp là 2.972 nên vấn đề khuếch đại kiểm định Hansen do gia tăng số biến công cụ không đáng ngại (Roodman, 2009a). Kiểm định Hansen cho thấy giá trị $p=0,331 > 0,1$ và kiểm định Sargan có giá trị xác suất $p=0,101 > 0,1$ nghĩa là mô hình có tính hiệu lực (Overidentification). Ngoài ra, kiểm định AR(2) cho kết quả giá trị $p=0,165 > 0,1$ nghĩa là giả thuyết ban đầu về việc tồn tại mối tương quan chuỗi 2 bậc bị loại bỏ. Do đó, tất cả các kết quả này cho thấy sự phù hợp của các biến công cụ và của phương pháp ước lượng Two-step System GMM.

Theo kết quả mô hình Two-step System GMM (cột thứ hai của bảng 4), có tất cả 5 biến có ý nghĩa thống kê ở độ tin cậy từ 90% trở lên. Cũng giống như ở mô hình tốc độ tăng trưởng của doanh thu, mô hình tốc độ tăng trưởng lao động tiếp tục bác bỏ Luật Gibrat khi biến $LNSIZE_EM_{t-1}$ thể hiện tác động âm mạnh ở mức ý nghĩa rất cao 1%. Hay nói cách khác, quy mô lao động ở năm trước sẽ kìm hãm tốc độ tăng trưởng ở năm hiện tại. Điều này có thể giải thích dựa trên hai lý do. Thứ nhất, tại Việt Nam, các DNNVV luôn có xu hướng giữ lại các lao động có chất lượng và đào thải các lao động thừa thãi để tiết kiệm chi phí và tăng hiệu quả công việc. Chính vì thế mà các DN này mặc dù có ít lao động nhưng khả năng quản trị về nguồn lực lao động tốt hơn nên sẽ tăng trưởng nhanh hơn. Thứ hai, cơ cấu tổ chức tại các DNNVV tại Việt Nam thường theo mô hình trực tuyến chức năng. Mô hình này cho phép Ban Giám đốc thuận tiện cho việc quản lý, dễ dàng tiếp nhận báo cáo trực tiếp từ cấp dưới. Theo tác giả, mô hình này thật sự phù hợp và phát huy hiệu quả khi số nhân viên ít để ban lãnh đạo có thể theo

sát họ trong công việc, từ đó nâng cao hiệu quả công việc và dẫn đến cơ hội tăng trưởng cao. Tóm lại, các DN có quy mô lao động nhỏ sẽ tăng trưởng nhanh hơn. Nét tương đồng tiếp theo đã được tìm thấy mối quan hệ dương của $LEVERAGE_{t-1}$, $EXPORT_t$, $TRAINING_t$ và mối quan hệ âm của $LNAGE_{t-1}$ đến tốc độ lao động. Đặc biệt, biến $TRAINING$ đã tăng mức ý nghĩa lên 1% ở mô hình tốc độ tăng trưởng lao động. Điều này chứng tỏ việc đào tạo nhân viên có quan hệ mật thiết và tác động trực tiếp đến nguồn nhân lực trong DN. Tóm lại, kết quả mô hình tốc độ tăng trưởng lao động gần như tương đồng với kết quả mô hình tốc độ tăng trưởng doanh thu. Điều này một lần nữa khẳng định tính vững của kết quả. Một vài sự khác biệt xuất phát từ hai tiêu chí tốc độ tăng doanh thu và tốc độ tăng lao động không hoàn toàn giống nhau.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu đã tìm thấy mối quan hệ âm của tuổi tác chủ DN, tốc độ tăng trưởng năm trước, quy mô doanh thu và số năm hoạt động của DN đến tốc độ tăng trưởng của DNNVV. Nghiên cứu này cũng đã trình bày mấu chốt của vấn đề này là ở tư duy nhà lãnh đạo và để giải quyết vấn đề này cần nhanh chóng thay đổi tư duy này. Hiệp hội DNNV, các trung tâm hỗ trợ DNNVV ở địa phương phải tăng cường tổ chức các hội thảo và phải mời được sự tham gia của chủ DNNVV để giúp họ có tầm nhìn xa hơn trong kinh doanh. Ngoài ra, trường đại học, trung tâm hỗ trợ khởi nghiệp (BSSC) và xã hội cần tăng cường khuyến khích khởi nghiệp với thanh niên nhằm tìm ra những chủ DN đầy năng lượng và nhiệt huyết khi làm việc cũng như sẵn sàng đón nhận thử thách.

Xuất khẩu sẽ làm tăng tốc độ tăng trưởng của DNNVV tại Việt Nam. Vì vậy cần tăng cường định hướng xuất khẩu cho các DNNVV trong thương mại quốc tế. Các DN nên chú trọng nâng cao năng lực cạnh tranh của sản phẩm và tăng cường áp dụng thương mại điện tử vào kinh doanh. Cục xúc tiến thương mại, Phòng Thương Mại và Công nghiệp Việt Nam nên phối hợp với các hiệp hội DNNVV, các trung tâm hỗ trợ DNNVV ở địa phương thực hiện nghiên cứu trường ngoại quốc, giới thiệu sản phẩm thông qua hội chợ, triển lãm thương mại.

Đòn bẩy nợ có mối quan hệ dương với tốc độ tăng trưởng của DNNVV. Thực tế, vì thông tin không hoàn hảo nên DNNVV đối mặt với những khó khăn để có được nguồn vốn bên ngoài. Vì vậy, chính phủ cần tạo điều kiện để các DNNVV có thể tiếp cận với nguồn vay vốn cũng như đơn giản hóa thủ tục hành chính. Các hiệp hội DNNVV và các trung tâm hỗ trợ DNNVV ở địa phương cần đề xuất hỗ trợ vay vốn với lãi suất thấp cho các mặt hàng mẫu mã mới cũng như các sản phẩm công nghệ cao và công nghệ sạch đồng thời thành lập các tổ công tác chuyên tư vấn, hỗ trợ DNNVV tiếp cận nguồn vốn ưu đãi thông qua quỹ bảo lãnh tín dụng.

Chất lượng lao động và hoạt động đào tạo có mối quan hệ dương và quy mô lao động có quan hệ âm với tốc độ tăng trưởng của DNNVV. Các DNNVV luôn có xu hướng giảm các chi phí hoạt động của mình thông qua việc cắt giảm các lao động không đủ năng lực. Vì vậy, các DN cần nâng cao chất lượng nguồn nhân lực và tăng cường hoạt động đào tạo tại DN. Bộ Khoa học và Công nghệ cần tăng cường tư vấn chuyên môn về khoa học kỹ thuật, máy móc thiết bị. Các trường đại học, viện nghiên cứu cần hợp tác với các hiệp hội DNNVV, các trung tâm hỗ trợ DNNVV ở địa phương để đào tạo nguồn nhân lực có trình độ và kỹ năng tốt.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Almus M. and Nerlinger E., 2000, *Testing 'Gibrat's law' for young firms empirical results for West Germany*, Small Business Economics, Vol. 15, pp. 1-12.
- [2] Bates, T., 1990, *Entrepreneur human capital inputs and small business longevity*, The Review of Economics and Statistics, Vol. 72, No. 4, pp.551-559.
- [3] Becchetti, L. and Trovato, G., 2002, *The determinants of growth for small and medium sized firms. The role of the availability of external finance*, Small Business Economics, Vol. 19(4), pp. 291-306.
- [4] Besnik A. Krasniqi, Justina Shiroka-Pula and Enver Kutllovci, 2008, *The determinants of entrepreneurship and smallbusiness growth in Kosova: evidence from newand established firms*, Int. J. Entrepreneurship and Innovation Management, Vol. 8, No. 3.
- [5] Campello, M., 2006, *Debt Financing: Does it Boost or Hurt Firm Performance in Product Markets?*, Journal of Financial Economics, Vol. 82 (1), pp. 135-172.
- [6] Cabral L., 1995, *Sunk costs, firm size and firm growth*, The Journal of Industrial Economics, Vol. XLIII, No. 2, pp.161-172.
- [7] Chính Phủ, 2010, *Nghị định số 56/2009/NĐ-CP về trợ giúp phát triển doanh nghiệp nhỏ và vừa*.
- [8] Cooley, T. F. and Quadrini, V., 2001, *Financial Markets and Firm Dynamics*, American Economic Review, Vol. 91(5), pp. 1286-1310.
- [9] Cosh, A., Hughes, A. and Weeks, M., 2000, *The Relationship Between Training and Employment Growth in Small and Medium-Sized Enterprises*, Department for Education and Employment, Research Report No. 245, Sheffield.
- [10] Das, S., 1995, *Size, age and firm growth in an infant industry: the computer hardware industry in India*, International Journal of Industrial Organization, Vol. 13, pp. 111-126.
- [11] Fariñas J. and Moreno L., 1997, *Size, Age and Growth: an Application to Spanish Manufacturing Firms*, Working Paper 9705, Fundación Empresa Pública, Universidad Complutense de Madrid: Madrid.
- [12] Fuad M., 2014, *Determinants of Growth in Small Tourism Businesses and the Barriers They Face: The Case of Cappadocia*, International Journal of Business, Humanities and Technology, Vol. 4, No. 3, pp. 106-120.
- [13] Gibrat, R., 1931, *Les ine'galite's e'conomiques*, Librairie du Recueil Sirey.
- [14] Giotopoulos I., Fotopoulos G. and Kontolaimou A., 2010, *Firm Growth and Financial Constraints in Greek Services: Greater Athens vs. the Rest of Greece*.
- [15] Hall H., 1987, *The Relationship Between Firm Size and Firm Growth in the US Manufacturing Sector*, The Journal of Industrial Economics, Vol. 35, No. 4, The Empirical Renaissance in Industrial Economics, pp. 583-606.
- [16] Heshmati A., 2001, *On the growth of micro and small firms: evidence from Sweden*, Small Business Economics, Vol. 17 (3), pp. 213-228.
- [17] Iraj Hashi and Besnik A. Krasniqi, 2010, *Entrepreneurship and SME growth: evidence from advanced and laggard transition economies*, International Journal of Entrepreneurial Behaviour & Research, Vol. 17, No. 5, pp. 456-487.

- [18] Levratto, Nadine and Zouikri, Messaoud and Tessier, Luc, 2010, *The Determinants of Growth for SMEs - A Longitudinal Study from French Manufacturing Firms*. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1780466>
- [19] Lotti, F., Santarelli, E. and Vivarelli, M., 2009, *Defending Gibrat's Law as a Long – Run Regularity*, *Small Business Economics*, Vol. 32, pp. 31-44.
- [20] Miroslav M. and Yanko A., 2010, *Determinants of small and medium sized fast growing enterprises in Central and Eastern Europe: a panel data analysis*, *Financial Theory and Practice*, Vol. 34 (3), pp. 269-295.
- [21] Miroslav M. and Yanko A., 2012, *New determinants of growth in Small and Medium sized enterprises in Central and Eastern Europe: a panel data analysis*, *International Journal of Economic Research*, Vol. 9, No. 1, pp. 113-136.
- [22] Muritala, T. A., A. M. Awolaja and Y. A. Bako, 2012, *Impact of Small and Medium Enterprises on Economic Growth and Development*, *American Journal of Business and Management*, Vol. 1(1), pp. 18–22.
- [23] Nguyen Thi Nguyet, 2012, *Determinants of Firm Growth in the Vietnamese Commercial-Service Sector*, *Journal of Economics and Development*, Vol. 14, No.1, pp. 57 – 77.
- [24] OECD., 2002, *OECD Small and Medium Enterprises Outlook*. Retrieved from http://www.ictmedsme.com/~contentseumedis/portada/encuesta/docs/OECD_SME.pdf
- [25] Oliveira, B., Fortunato, A., 2008, *The dynamics of the growth of firms: evidence from the services sector*, *Empirica*, Vol. 35, pp. 293–312.
- [26] O'Mahony M., Robinson C. and Vecchi M., 2008, *Impact of ICT on the demand for skilled labour: a cross-country comparison*, *Labour Economics*, Vol. 15 No. 6.
- [27] Penrose, E., 1980, *Theory of the Growth of Firm*, Oxford: Basil Blackwell, Third edition.
- [28] Roodman, D., 2009a, *A note on the theme of too many instruments*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 71, pp. 135-158.
- [29] Roodman, D., 2009b, *How to Do xtabond2: An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata*, *The Stata Journal*, Vol.9, pp, 86-136.
- [30] Schmitz, H., 1995, *Collective Efficiency: Growth Path for Small Scale Industry*, *The Journal of Development Studies*, Vol. 31(4), pp. 529-566.

NGHIÊN CỨU HÀNH VI SỬ DỤNG XE BUÝT TẠI THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH THÔNG QUA MÔ HÌNH LOGIT

SV: Khuru Thành Quý, Võ Thị Kim Như, Trần Thị Trúc Quỳnh

Trường ĐH Ngoại Thương Cơ sở 2

GVHD: ThS. Phan Bùi Khuê Đài

TÓM TẮT

Nghiên cứu này xem xét đến các nhân tố ảnh hưởng đến hành vi sử dụng xe buýt của người dân tại Thành phố Hồ Chí Minh (TPHCM) thông qua mô hình logit nhị thức. Dựa trên các khung lý thuyết hành vi, các nghiên cứu thực nghiệm và kết quả nghiên cứu định tính, nhóm tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu gồm 11 nhân tố: số người thân sử dụng xe buýt, tuổi tác, giới tính, khoảng cách đi lại, thu nhập, nghề nghiệp, sự hữu ích của xe buýt, chất lượng dịch vụ xe buýt, chuẩn chủ quan, nhận thức môi trường và sự hấp dẫn của phương tiện cá nhân (PTCN). Dữ liệu được thu thập từ 500 người dân tại 19 quận nội thành TPHCM phân chia theo tỷ lệ dân số của từng quận. Thông qua kiểm định độ tin cậy Cronbach's Alpha, kỹ thuật phân tích nhân tố khám phá (EFA) và phân tích hồi quy logit nhị thức, kết quả nghiên cứu cho thấy có 11 nhân tố tác động đến việc chọn sử dụng xe buýt là phương tiện đi lại. Trong đó, ảnh hưởng tăng xác suất một người sử dụng xe buýt được xếp theo mức độ giảm dần là số người thân sử dụng xe buýt, ảnh hưởng từ người thân, sự hữu ích của xe buýt, nhận thức về môi trường, chất lượng xe buýt và khoảng cách đi lại. Trái lại, ảnh hưởng giảm xác suất một người sử dụng xe buýt được xếp theo mức độ giảm dần là sự hấp dẫn của PTCN, ảnh hưởng từ cộng đồng, thu nhập và tuổi tác.

Từ khóa: Cronbach's Alpha, EFA, logit, hành vi sử dụng xe buýt, xe buýt.

1. Đặt vấn đề

Theo số liệu của Tổng cục Thống kê công bố năm 2014, dân số TPHCM đã đạt ngưỡng dân số gần 8 triệu dân và ước tính đến năm 2025 con số này nằm ở mức xấp xỉ gần 10 triệu người. Quy mô dân số lớn và không ngừng tăng trong khi cơ sở hạ tầng (CSHT) giao thông không đủ đáp ứng đã khiến việc đi lại khó khăn và trở nên quá tải. Số lượng tai nạn giao thông (TNGT) nghiêm trọng gây chết người ngày một tăng. Cụ thể, 6 tháng đầu năm 2014, TPHCM đã có 645 vụ TNGT trong đó có đến 45 số vụ gây chết người²³. Theo ông Lê Huy Trì, Phó Giám đốc Trung tâm Nghiên cứu An toàn giao thông – Học viện Cảnh sát nhân dân, nguyên nhân chính xảy ra tai nạn là do xe gắn máy chiếm 75,16%²⁴. Bên cạnh đó, số lượng các vụ kẹt xe hơn 30 phút vẫn liên tiếp xảy ra tại các khu giao thông huyết mạch gây nhiều thiệt hại cho người dân và ảnh hưởng không nhỏ tới sức khỏe và tinh thần của người tham gia giao thông. Theo ông Nguyễn Ngọc Tường, Trưởng Ban An toàn giao thông TPHCM, một trong những biện pháp để hạn chế tình trạng ùn tắc giao thông đang diễn ra ở nhiều khu vực trên địa bàn thành phố là

²³ Thông báo số 3023/TB-BLĐT BXH về tình hình tai nạn lao động 06 tháng đầu năm 2014 của Bộ Lao động thương binh xã hội

²⁴ <http://www.canhsatnhandan.vn/Home/MagazineStory?ID=52>

phát triển PTCC²⁵. Mặt khác, ô nhiễm môi trường ngày càng trở nên trầm trọng hơn. Tính đến năm 2014, mức độ ô nhiễm không khí tại TPHCM đã chạm đến ngưỡng báo động. Nồng độ các khí thải độc hại vượt mức cho phép gấp nhiều lần, nồng độ bụi bẩn trong không khí đang duy trì ở ngưỡng cao và tập trung chủ yếu tại các tuyến đường có mật độ giao thông dày đặc. Theo ông Nguyễn Văn Thùy, Giám đốc Trung tâm Quan trắc môi trường – Bộ Tài nguyên Môi trường, nguyên nhân đầu tiên ảnh hưởng tiêu cực đến chất lượng không khí là sự gia tăng không ngừng của các phương tiện cơ giới đường bộ. Trong đó, tốc độ tăng trưởng các loại ô tô là 12%, xe máy khoảng 15% – xấp xỉ 34 triệu chiếc năm 2011²⁶. Từ những nhận định này, sự gia tăng sử dụng PTCN là một trong những nguyên nhân trực tiếp dẫn đến các “vấn nạn” trên và công cộng hoá phương tiện đi lại là biện pháp hữu hiệu giảm kẹt xe, ô nhiễm môi trường và TNGT (Health và Gifford, 2002).

Thực tế, Bộ Giao thông vận tải (GTVT) đã chỉ đạo xây dựng “Đề án phát triển hợp lý các phương thức vận tải tại các thành phố lớn của Việt Nam” nhằm góp phần thúc đẩy sự phát triển kinh tế xã hội (KTXH) tại các thành phố lớn, trong đó ưu tiên phát triển mạng lưới vận tải hành khách công cộng (VTHKCC) bằng xe buýt và tăng cường kiểm soát việc sử dụng PTCN. Thêm vào đó, trong nhiều năm nay, chính phủ và cơ quan chức năng tại TPHCM đã có nhiều chính sách kịp thời nhằm động viên và khuyến khích người dân sử dụng xe buýt. Tuy nhiên, theo báo cáo kết quả từ Trung tâm quản lý và điều hành VTHKCC TPHCM, số lượng hành khách đi lại bằng xe buýt tại TPHCM năm 2015 đạt 334,54 triệu lượt hành khách, giảm 8,84% so với năm 2013. Vì vậy, việc tìm hiểu và nghiên cứu các giải pháp nhằm kích cầu sử dụng xe buýt tại TPHCM là cần thiết và quan trọng đối với nhà hoạch định chính sách, các cơ quan hữu quan và doanh nghiệp cung cấp dịch vụ. Đồng thời các giải pháp này nên xuất phát từ những nhu cầu và mong muốn của người dân – những người trực tiếp sử dụng xe buýt. Các nghiên cứu về hành vi sẽ làm tốt nhiệm vụ này vì mang đến cách nhìn khái quát và đầy đủ hơn. Thế nhưng ở Việt Nam, chỉ có một vài nghiên cứu về đánh giá sự hài lòng khi sử dụng xe buýt mà chưa có nghiên cứu hàn lâm nào về hành vi sử dụng xe buýt.

Với những lý do nêu trên, nhóm tác giả tin rằng nghiên cứu các nhân tố thực sự ảnh hưởng đến hành vi sử dụng xe buýt thật sự cần thiết trong bối cảnh tại TPHCM hiện nay nhằm phân tích và đề xuất các giải pháp có cơ sở để kích cầu sử dụng xe buýt tại TPHCM. Bài viết được thực hiện với việc sử dụng mô hình dữ liệu chéo từ 500 mẫu khảo sát từ người dân tại TPHCM. Phần còn lại của bài báo được tổ chức như sau, phần 2 đánh giá ngắn gọn các nghiên cứu trước đây. Phần 3 mô tả phương pháp nghiên cứu, dữ liệu nghiên cứu và kết quả nghiên cứu thực nghiệm. Phần 4, tiến hành thảo luận kết quả nghiên cứu và khuyến nghị chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết và mô hình nghiên cứu

2.1. Mô hình kết hợp TPB và TAM (C – TPB – TAM)

Taylor và Todd (1995) phát triển từ mô hình chấp nhận công nghệ (Theory of Technology Acceptance Model – TAM) và lý thuyết hành vi dự định (Theory of Planned Behaviour – TPB) thành mô hình C – TAM – TPB. Trong đó, TPB được Ajzen (1991) phát triển từ lý thuyết hành động hợp lý (Theory of Reasoned Action – TRA) của Ajzen và Fisher (1975) cho rằng ý định thực hiện hành vi chịu sự tác động của thái độ và chuẩn chủ quan và bổ sung thêm yếu tố kiểm soát hành vi. Trong khi đó, Davis (1985) nghiên cứu thành công mô hình TAM giải thích ý định

²⁵<http://vovgiaothong.vn/giao-thong-do-thi/tp-hcm%E2%80%9Cvan-nan%E2%80%9D-un-tac-tai-cac-cua-ngo-cua-thanh-pho/34518>

²⁶<http://nld.com.vn/thoi-su-trong-nuoc/do-benh-vi-khoi-bui2014092022485955.htm>

thực hiện hành vi trong lĩnh vực công nghệ thông tin. TAM cho rằng thái độ tác động đến ý định phụ thuộc vào 2 yếu tố là nhận thức về tính hữu dụng và tính dễ dàng sử dụng. Mô hình mới khắc phục những hạn chế của từng mô hình trong việc giải thích ý định hành vi của người tiêu dùng.

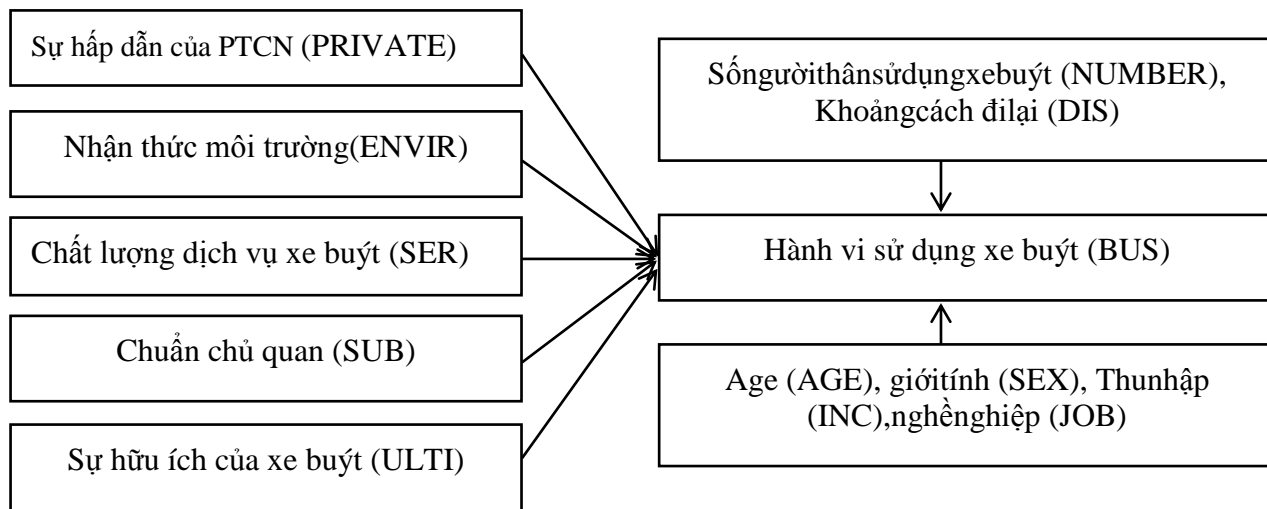
2.2. Mô hình các yếu tố ảnh hưởng hành vi của người tiêu dùng của Philip Kotler

Philip Kotler (2002) chỉ ra 4 nhóm yếu tố chính ảnh hưởng đến hành vi mua của người tiêu dùng gồm yếu tố văn hóa, yếu tố xã hội, yếu tố tâm lý và yếu tố cá nhân. Nhóm các *yếu tố văn hóa* bao gồm nền văn hóa và nhánh văn hóa. Nền văn hóa là nền tảng cơ bản mang nét đặc trưng của cả một quốc gia và là nhân tố quyết định hành vi mua hàng của người tiêu dùng. Nhóm các *yếu tố xã hội* bao gồm ảnh hưởng từ gia đình và vai trò – địa vị xã hội. Gia đình là nhóm xã hội ảnh hưởng mạnh mẽ nhất đến quyết định mua hàng cá nhân, vì sự biến động của các nhu cầu hàng hóa bắt nguồn từ sự hình thành và biến động của gia đình. Nhóm các *yếu tố cá nhân* bao gồm các đặc điểm riêng của con người như tuổi tác, nghề nghiệp, phong cách sống và tính cách và ảnh hưởng đến quyết định mua hàng của họ. Nhóm các *yếu tố tâm lý* thể hiện qua động cơ thúc đẩy, nhận thức, lĩnh hội, niềm tin và thái độ sẽ tác động đến thứ họ thích hoặc không thích, lại gần hay tránh xa chúng ra, từ đó ảnh hưởng đến quyết định mua hàng.

2.3. Mô hình nghiên cứu

Dựa vào các khung lý thuyết C – TAM – TPB cùng với mô hình của Philip Kotler, mô hình nghiên cứu đề nghị được trình bày trong sơ đồ dưới đây.

Hình 1. Mô hình nghiên cứu đề nghị



Nguồn: Đề xuất bởi nhóm tác giả

Hành vi sử dụng xe buýt là đối tượng đã được nhiều tác giả sử dụng trong các nghiên cứu thực nghiệm của mình. Chẳng hạn, Mintesnot và cộng sự (2007) đã lượng hóa hành vi sử dụng xe buýt là 1 khi đáp viên sử dụng xe buýt và 0 khi đáp viên sử dụng taxi. Yavasvi và cộng sự (2011) dùng giá trị 1 nếu đáp viên sử dụng xe buýt làm phương tiện đi lại là và 0 cho sử dụng PTCN.

Sự hữu ích của xe buýt hình thành dựa trên mô hình kết hợp C – TPB – TAM của Taylor và Todd (1995). Nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã kiểm chứng tác động tích cực của biến này đến biến phụ thuộc và hình thành tiêu chí đánh giá sự hữu ích của PTCC như Beirao và Cabral (2007), Spear (1976), Yavasvi và cộng sự (2011),...

Chất lượng dịch vụ xe buýt là nhân tố quan trọng tác động đến hành vi sử dụng xe buýt và được chứng minh có tác động dương trong nhiều nghiên cứu của Ali Ahmed và cộng sự (2013), Wardman và cộng sự (2006), Dargay và Hanly (2002),...

Chuẩn chủ quan xuất hiện lần đầu trong mô hình kết hợp C – TPB – TAM của Taylor và Todd (1995). Các nhân tố thuộc chuẩn chủ quan là các ý kiến của gia đình và bạn bè, ý kiến cộng đồng và các chính sách của chính quyền. Các nghiên cứu thực nghiệm đã tìm được tác động dương của chuẩn chủ quan đến cầu sử dụng xe buýt như nghiên cứu của Health và Gifford (2002), Chen và Chao (2010),...

Nhận thức môi trường đã được kiểm chứng tác động dương đến hành vi sử dụng PTCC trong nghiên cứu của Health và Gifford (2002) về hành vi sử dụng PTCC của sinh viên Đại học Victoria.

Sự hấp dẫn của PTCN là rào cản đối với việc sử dụng PTCC vì những lợi ích của nó. Nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã tìm ra tác động âm của biến này đến nhu cầu sử dụng PTCC và hình thành thang đo cho ưu điểm của PTCN như Beirao và Cabral (2007), Chen và Chao (2010), ...

Số người thân sử dụng xe buýt hình thành dựa trên phạm trù gia đình trong nhóm yếu tố xã hội của Philip Kotler. Mặc dù biến này chưa được sử dụng trong các nghiên cứu trước nhưng nhóm tác giả đưa vào để kiểm định liệu rằng có mối tương quan nào với biến phụ thuộc không.

Khoảng cách đi lại là yếu tố tác động đến việc sử dụng phương tiện đi lại và đã được kiểm chứng tác động dương đến cầu sử dụng xe buýt trong nghiên cứu của Anna (2002), Mintesnot và Shin-ei (2007),...

Các yếu tố về nhân khẩu học luôn là những đặc trưng ảnh hưởng đến hành vi của con người theo Philip Kotler. Về **tuổi tác**, một số nghiên cứu thực nghiệm cũng đã tìm được tác động dương của độ tuổi dưới 15 trong nghiên cứu của Mark (1978), tác động âm của những người về hưu trong nghiên cứu của Dargay và Hanly (2002),... Về **giới tính**, nữ giới được kiểm định tác động dương trong các nghiên cứu của Mark (1978), Anne (2001), Tushara và cộng sự (2013),... Về **thu nhập hàng tháng**, Mark (1978), Dargay và Hanly (2002) cũng kiểm định được tác động âm của thu nhập với việc sử dụng xe buýt. Tương tự, Tushara và cộng sự (2013) tìm ra những người thu nhập thấp có xu hướng đi lại xe buýt nhiều hơn.. Về **ngành nghiệp**, Martin và Burley (1980) cho rằng các nhân viên trong lĩnh vực sản xuất lại ít có nhu cầu sử dụng xe buýt.

3. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu được thực hiện trên cơ sở kết hợp giữa nghiên cứu định tính và nghiên cứu định lượng.

Nghiên cứu định tính được thu thập thông qua phương pháp quan sát và phỏng vấn nhóm tập trung 4 người dân tại TPHCM. Kết quả nghiên cứu định tính cho thấy các yếu tố đề xuất trong mô hình nghiên cứu đề nghị là các yếu tố chính ảnh hưởng đến hành vi sử dụng xe buýt của người dân tại TPHCM. Nhóm tác giả đã chọn các ý kiến được đồng tình nhiều nhất để phân loại đo lường các nhóm nhân tố (PRIVATE, ULTI, SUB, ENVIR và SER). Kết quả nghiên cứu định tính là cơ sở để nhóm xây dựng bảng hỏi sơ bộ cho nghiên cứu định lượng.

Nghiên cứu định lượng được thực hiện thông qua nghiên cứu sơ bộ và nghiên cứu chính thức. Nghiên cứu sơ bộ được thực hiện bằng cách phỏng vấn với 40 người dân với bảng hỏi được thiết kế sẵn. Bảng câu hỏi cuối cùng cho nghiên cứu chính thức gồm 35 biến quan sát, trong đó có 29 biến dùng thang đo Likert 5 mức độ từ “Hoàn toàn không đồng ý” đến “Hoàn toàn đồng ý”

ý” để đo lường 5 nhóm biến Sự hữu ích xe buýt, Chất lượng dịch vụ xe buýt, Nhận thức môi trường, Chuẩn chủ quan và Sự hấp dẫn của PTCN (cụ thể xem bảng 1).

Bảng 1. Bảng giải thích biến

Tên biến	Ký hiệu	Cách đo
Hành vi sử dụng xe buýt	BUS	BUS=1 nếu người phỏng vấn chọn sử dụng xe buýt, ngược lại bằng 0.
Số người thân sử dụng xe buýt	NUMBER	Người
Tuổi tác	AGE	Tuổi
Giới tính	SEX	1 nếu là nam, 0 nếu là nữ
Khoảng cách đi lại	DIS	Km/lần
Thu nhập	INC	Triệu VNĐ/tháng
Nghề nghiệp	JOB1	1 nếu làm việc cho tư nhân, 0 các nghề khác
	JOB2	1 nếu làm việc cho nhà nước, 0 các nghề khác
	JOB3	1 nếu là học sinh, sinh viên, 0 các nghề khác
Sự hữu ích của xe buýt	ULTI	Đo bằng thang đo Likert 5 mức độ cho 5 nhận định
Chất lượng dịch vụ xe buýt	SER	Đo bằng thang đo Likert 5 mức độ cho 9 nhận định
Chuẩn chủ quan	SUB	Đo bằng thang đo Likert 5 mức độ cho 5 nhận định
Nhận thức môi trường	ENVIR	Đo bằng thang đo Likert 5 mức độ cho 3 nhận định
Sự hấp dẫn phương tiện cá nhân	PRIVATE	Đo bằng thang đo Likert 5 mức độ cho 5 nhận định

Nguồn: Nhóm tác giả đề xuất

Bảng 2. Danh sách địa điểm cho khảo sát chính thức

Tên quận	Tỷ lệ dân số (%)	Số mẫu khảo sát	Số phường khảo sát	Phường khảo sát (bốc thăm ngẫu nhiên)
Tổng	100	500		
Quận 1	3,09	15	2	Bến Thành và Cầu Kho.
Quận 2	2,32	12	2	An Lợi Đông và An Khánh.
Quận 3	3,12	16	2	13 và 8.
Quận 4	3,02	15	2	14 và 2.
Quận 5	2,87	14	2	6 và 8.
Quận 6	4,18	20	2	1 và 3.
Quận 7	4,53	23	3	Tân Hưng, Phú Thuận và Phú Mỹ.
Quận 8	6,91	35	4	1, 10, 7 và 11.
Quận 9	4,35	22	3	1, 3 và 8.
Quận 10	3,84	19	2	1 và 14.

Quận 11	3,84	19	2	1 và 8.
Quận 12	7,05	35	4	Đông Hưng Thuận, Tây Hưng Thuận, Thạnh Xuân và Thạnh Lộc.
Gò Vấp	9,04	45	5	4, 15, 11, 7 và 8.
Tân Bình	7,10	36	4	12, 4, 7 và 5.
Tân Phú	6,73	34	4	Sơn Kỳ, Hiệp Tân, Tây Thạnh và Hòa Thạnh.
Bình Thạnh	7,76	39	4	17, 26, 7 và 12.
Phú Nhuận	2,89	14	2	11 và 9.
Thủ Đức	7,54	38	4	Tam Phú, Linh Xuân, Linh Tây và Linh Chiểu.
Bình Tân	9,82	49	5	Tân Tạo, Bình Trị Đông A, Bình Hưng Hòa B, An Lạc A và Bình Hưng Hòa A.

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán và tổng hợp

Nguyễn Đình Thọ và Nguyễn Thị Mai Trang (2003) cho rằng kích thước mẫu tối thiểu là gấp 5*n (n: tổng số biến) nên số mẫu cần thiết là 27*5=135 mẫu. Tuy nhiên vì tổng thể quá lớn, nên nhóm tác giả quyết định chọn cỡ mẫu n=500 để đảm bảo tính đại diện và độ tin cậy. Nhóm chỉ khảo sát ở 19 quận với số lượng mẫu (n) theo tỷ lệ dân số của quận. Cuối cùng, nhóm nghiên cứu bốc thăm ngẫu nhiên các phường thuộc từng quận theo số lượng đã tính toán để xác định địa điểm khảo sát.

Dạng hồi quy đối với dữ liệu là mô hình logit nhị thức với biến phụ thuộc BUS với BUS=1 ứng với đáp viên sử dụng xe buýt, BUS=0 ứng với đáp viên không sử dụng xe buýt

$$\ln\left(\frac{P(BUS=1)}{P(BUS=0)}\right) = \beta_0 + \beta_1 \text{NUMBER} + \beta_2 \text{AGE} + \beta_3 \text{SEX} + \beta_4 \text{DIS} + \beta_5 \text{INC} + \beta_6 \text{JOB}_1 + \beta_7 \text{JOB}_2 + \beta_8 \text{JOB}_3 + \beta_9 \text{ULTI} + \beta_{10} \text{SER} + \beta_{11} \text{SUB} + \beta_{12} \text{ENVIR} + \beta_{13} \text{PRIVATE} + U_i$$

Nhóm tác giả sử dụng phần mềm SPSS 20.0 để đánh giá độ tin cậy của các thang và tiến hành phân tích nhân tố khám phá EFA đối với năm nhóm nhân tố biến Sự hữu ích xe buýt, Chất lượng dịch vụ xe buýt, Nhận thức môi trường, Chuẩn chủ quan và Sự hấp dẫn của PTCN. Sau đó, các nhân số đại diện của các nhóm nhân tố này được lưu lại dành cho việc chạy hồi quy logit nhị thức bằng phần mềm Eviews 8.1.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kết quả thống kê về mẫu nghiên cứu

Khảo sát được tiến hành với cỡ mẫu n=500, tỉ lệ số người sử dụng xe buýt so với số người không sử dụng xe buýt tương ứng là 55% – 45%. Về giới tính, cơ cấu nam/nữ của tổng mẫu điều tra là 49%/51%. Trong đó, giới tính nữ có xu hướng ưa chuộng xe buýt hơn (tỷ lệ nam/nữ sử dụng xe buýt là 45%/55%). Về cơ cấu tuổi, độ tuổi từ 16 – 24 tuổi là độ tuổi chiếm đa số với tỷ lệ 52%, tiếp đến là độ tuổi từ 24 – 35 (16%). Trong đó, những người sử dụng xe buýt đa số nằm trong khoảng từ 16 – 24 tuổi (66%). Về cơ cấu ngành nghề, chiếm tỉ lệ lớn trong mẫu khảo sát là học sinh, sinh viên (45%). Trong nhóm đối tượng sử dụng xe buýt thì học sinh, sinh viên chiếm tỷ lệ lớn nhất (58%), nhóm làm việc cho tư nhân lại thiên về hành vi không sử dụng xe buýt với tỷ lệ khá cao (50%). Về thu nhập bình quân hàng tháng, thu nhập

người được khảo sát nằm chủ yếu trong khoảng dưới 3 triệu, 3 – 5 triệu với tỷ lệ tương đương là 44% – 35%. Trong đó, đối với người dân sử dụng xe buýt, tỷ lệ thu nhập dưới 3 triệu/tháng chiếm tỷ lệ cao nhất (53%), đối với đối tượng không sử dụng xe buýt, thu nhập 3 – 5 triệu/tháng chiếm tỷ lệ cao nhất (36%).

4.2. Kiểm định độ tin cậy thang đo bằng hệ số Cronbach's Alpha

Năm nhóm biến Sự hữu ích xe buýt, Chất lượng dịch vụ xe buýt, Nhận thức môi trường, Chuẩn chủ quan và Sự hấp dẫn của PTCN với 29 biến đo lường sẽ được đưa vào kiểm định độ tin cậy thông qua hệ số Cronbach's Alpha. Hệ số Cronbach Alpha được sử dụng để loại các biến không phù hợp. Các biến có hệ số item-total correlation $<0,3$ sẽ bị loại và tiêu chuẩn chọn thang đo khi có độ tin cậy Alpha $>0,6$ (Nguyễn Đình Thọ và Nguyễn Thị Mai Trang, 2003). Kết quả cho thấy các hệ số Cronbach's Alpha đều thỏa mãn điều kiện lớn hơn 0,6. Trong đó, hệ số Cronbach's Alpha của thang đo lớn nhất 0,826 là của thang đo *Sự hấp dẫn của phương tiện cá nhân* và nhỏ nhất là 0,664 của *Sự hữu ích xe buýt*. Cụ thể, hệ số Cronbach's Alpha của thang đo *Sự hữu ích của xe buýt* (ULTI) là 0,680, của thang đo *Chất lượng dịch vụ xe buýt* (SER) là 0,716, của thang đo *Chuẩn chủ quan* (SUB) là 0,785, của thang đo *Nhận thức về môi trường* (ENVIR) là 0,703, của thang đo *Sự hấp dẫn của PTCN* (PRIVATE) là 0,826. Mặc khác, các hệ số tương quan biến tổng đều lớn hơn 0,5 nên đạt yêu cầu của kiểm định. Vì vậy, các thang đo được sử dụng đều có độ tin cậy chấp nhận được trong phân tích.

4.3. Kết quả phân tích nhân tố khám phá EFA

Phân tích nhân tố khám phá EFA nhằm rút gọn một tập hợp gồm nhiều biến quan sát phụ thuộc lẫn nhau thành một biến (gọi là các nhân tố) để chúng có ý nghĩa hơn nhưng vẫn chứa đựng hầu hết các thông tin của tập biến ban đầu (Nguyễn Đình Thọ và Nguyễn Thị Mai Trang, 2003). Kết quả cho thấy, sau 3 lần phân tích nhân tố khám phá nghiên cứu đã loại bỏ 3 biến có hệ số tải (Factor Loadings) nhỏ hơn 0.5. EFA chạy lại lần 4 với 24 biến quan sát còn lại. Kiểm định Bartlett's có sig=0,000 cho thấy điều kiện cần để áp dụng phân tích nhân tố là đạt yêu cầu. Chỉ số KMO = 0,803 $>0,5$ cho thấy điều kiện đủ để phân tích nhân tố là thích hợp. Kết quả EFA lần 4 cho thấy 7 nhân tố được trích tại *Eigenvalues* là 1,026 và tổng phương sai trích được 61,772%. Các trọng số nhân tố của các biến đều đạt yêu cầu ($>0,5$) (xem bảng 3).

Bảng 3. Kết quả phân tích nhân tố khám phá EFA

	Nhóm nhân tố						
	1	2	3	4	5	6	7
Dùng PTCN thì thuận tiện hơn (PRIVATE4)	0,85						
PTCN thì linh hoạt hơn (PRIVATE3)	0,83						
PTCN tiết kiệm thời gian (PRIVATE2)	0,81						
PTCN thì tự do hơn xe buýt (PRIVATE1)	0,81						
Đã quen dùng PTCN (PRIVATE5)	0,51						
Phương tiện truyền thông khuyến khích tôi sử dụng xe buýt (SUB5)		0,85					
Chính quyền thành phố có các chính sách khuyến khích sử dụng xe buýt (SUB4)		0,85					

Bạn bè khuyên tôi sử dụng xe buýt (SUB2)			0,78				
Gia đình khuyên tôi sử dụng xe buýt (SUB1)			0,73				
Cơ quan/ trường học khuyên tôi sử dụng xe buýt (SUB3)			0,53				
Sử dụng xe buýt an toàn (ULTI2)				0,80			
Sử dụng xe buýt thuận tiện (ULTI1)				0,61			
Di chuyển bằng xe buýt thoải mái (ULTI3)				0,55			
Sử dụng xe buýt thì không có căng thẳng như khi lái xe (ULTI7)				0,56			
Trên xe buýt rất tiện nghi (SER5)					0,65		
Vệ sinh trên xe buýt rất tốt (SER1)					0,63		
Xe buýt được trang bị đầy đủ các thiết bị đảm bảo an toàn (SER8)					0,56		
Nhà chờ xe buýt rất tiện nghi (SER4)					0,55		
Sử dụng xe buýt giảm tắc nghẽn giao thông (ENVIR2)						0,82	
Sử dụng xe buýt giảm ô nhiễm môi trường (ENVIR1)						0,78	
Sử dụng xe buýt giúp giảm tai nạn giao thông (ENVIR3)						0,67	
Trạm dừng rất thuận tiện (SER3)							0,69
Tần suất của các tuyến xe buýt nhiều (SER7)							0,65
Các tuyến có phủ sóng rộng (SER2)							0,64

Nguồn: Kết quả từ SPSS 20.0

Tóm lại, từ 27 biến cơ sở ban đầu sau khi thực hiện phân tích nhân tố khám phá EFA 4 lần thì nhóm tác giả thu được kết quả gồm 24 biến hình thành 7 nhân tố, trong mỗi thang đo *Chất lượng dịch vụ xe buýt* SER và thang đo *Chuẩn chủ quan* SUB bị tách thành 2 nhân tố. Nhân tố SUB bị tác thành ảnh hưởng từ người thân (SUB_1) và ảnh hưởng từ cộng đồng (SUB_2) và Nhân tố SER tách thành chất lượng dịch vụ xe buýt (SER_1) và mức độ hiện diện SER_2. Trên cơ sở tìm được 7 thang đo, nhóm lưu nhân số đại diện cho 7 nhân tố vừa tìm được từ EFA để tiến hành chạy hồi quy bằng mô hình logit tìm các nhân tố ảnh hưởng đến hành vi sử dụng xe buýt của người dân TPHCM.

4.4. Kết quả mô hình hồi quy đa biến logit

Bảng 4. Tóm tắt kết quả chạy mô hình logit

Biến	Mô hình 1	Mô hình 2	Mô hình 3	Mô hình 4	Mô hình 5
C	-0,336573 (-0,41605)	-0,215361 (-0,306413)	-0,232410 (-0,331020)	-0,233798 (-0,334035)	-0,265858 (-0,638411)
NUMBER	1,2789*** (6,30872)	1,281710*** (6,329798)	1,283032*** (6,344748)	1,283531*** (6,350849)	1,28413*** (6,361771)
AGE	-0,0248** (-2,24204)	-0,025664** (-2,397873)	-0,026132** (-2,452596)	-0,026148** (-2,465083)	-0,03220*** (-3,936200)
SEX	-0,134360 (-0,53083)	-0,137447 (-0,543689)			
DIS	0,1658*** (4,21553)	0,166317*** (4,232083)	0,163996*** (4,206563)	0,165535*** (4,250773)	0,16610*** (4,281033)
INC	-0,096*** (-1,84339)	-0,091860*** (-1,835804)	-0,095558*** (-1,921893)	-0,098788** (-1,996046)	-0,11063** (-2,290144)
JOB1	0,548882 (0,89555)	0,428457 (0,917296)	0,419514 (0,899697)	0,413646 (0,890305)	
JOB2	-0,411720 (-0,76105)	-0,528198 (-1,385067)	-0,533068 (-1,400518)	-0,528512 (-1,392787)	-0,75154*** (-2,630729)
JOB3	0,180068 (0,30347)				
PRIVATE	-0,766*** (-5,66525)	-0,765614*** (-5,661371)	-0,765946*** (-5,662887)	-0,76729*** (-5,662146)	-0,76498*** (-5,663153)
SUB_1	-0,440*** (-3,19827)	-0,442050*** (-3,210789)	-0,445165*** (-3,240254)	-0,44601*** (-3,258265)	-0,45356*** (-3,317728)
SUB_2	0,8355*** (5,54358)	0,836100*** (5,547272)	0,832267*** (5,538713)	0,829277*** (5,521492)	0,838827*** (5,604928)
ULTI	0,7249*** (5,35008)	0,726092*** (5,358362)	0,725198*** (5,347731)	0,729064*** (5,375916)	0,732668*** (5,402066)
SER_1	0,27647** (2,13575)	0,275922** (2,132870)	0,276498** (2,141007)	0,275450** (2,138029)	0,281511** (2,192129)
ENVIR	0,6396*** (4,72414)	0,638868*** (4,719317)	0,642998*** (4,762546)	0,646097*** (4,784907)	0,639855*** (4,750703)
SER_2	0,086181 (0,66769)	0,082413 (0,641294)	0,082087 (0,639759)		
McFadden R-squared	40,07%	40,08%	40,04%	39,98%	39,87%

Số ngoài dấu ngoặc là hệ số hồi quy, số trong dấu ngoặc là giá trị z-statistic

***: có ý nghĩa ở mức 1%, **: có ý nghĩa ở mức 5%, *: có ý nghĩa ở mức 10%.

Nguồn: Kết quả tổng hợp từ Eviews 8.1

Trong 15 biến đưa vào mô hình sau khi chạy mô hình logit qua 5 mô hình, 11 nhân tố thể hiện mối tương quan mạnh với biến phụ thuộc đó là số người trong gia đình sử dụng xe buýt, độ tuổi, khoảng cách đi lại hàng ngày, thu nhập, đối tượng làm việc cho tư nhân, sự hấp dẫn của PTCN, chuẩn chủ quan, tính hữu dụng của xe buýt, dịch vụ và nhận thức môi trường. Trong đó ngoài biến *đối tượng làm việc cho tư nhân* có ý nghĩa ở lần chạy mô hình cuối cùng, 10 biến còn lại đều đảm bảo tính ổn định về mặt ý nghĩa và dấu qua các lần hồi quy. Cụ thể mô hình hồi quy như sau:

$$\ln\left(\frac{P(\text{BUS}=1)}{P(\text{BUS}=0)}\right) = 0,265858 + 1,284131\text{NUMBER} - 0,032204\text{AGE} + 0,166100\text{DIS} \\ - 0,110631\text{INC} - 0,751543\text{JOB2} - 0,764978\text{PRIVATE} - 0,453556\text{SUB}_1 + 0,838827\text{SUB}_2 \\ + 0,732668\text{ULTI} + 0,281511\text{SER}_1 + 0,639855\text{ENVIR} + U_i$$

Hệ số McFadden $R^2=39,87\%$ mặc dù chưa cao nhưng vẫn có thể chấp nhận. 11 biến độc lập trong mô hình 5 giải thích được 39,87% sự biến động trong hành vi sử dụng xe buýt của người dân TPHCM.

Đối với kiểm định Likelihood, Giá trị $\text{Prob}(\text{LR statistic})=0,000 < \alpha = 5\%$ chứng tỏ mô hình 5 phù hợp cho nghiên cứu tác động của 11 biến độc lập đến biến phụ thuộc. Đối với kiểm định Omnibus, Giá trị $\text{sig.} = 0,000 < \alpha = 5\%$ cho thấy mô hình 5 phù hợp cho nghiên cứu tác động của 11 biến độc lập đến biến phụ thuộc. Đối với kiểm định Hosmer and Lemeshow, giá trị $\text{sig.} = 0,560 > \alpha = 5\%$ cho thấy không có sự khác biệt giữa giá trị thực tế và giá trị dự báo, tức là mô hình 5 phù hợp với nghiên cứu tác động của 11 biến độc lập đến biến phụ thuộc. Tóm lại, thông qua 3 kiểm định Likelihood, kiểm định Omnibus và kiểm định Hosmer and Lemeshow, nhóm có thể kết luận rằng mô hình 5 là mô hình tốt nhất với bộ dữ liệu điều tra và phù hợp với nghiên cứu.

Xác định mức độ chính xác của mô hình:

Bảng 5. Dự đoán mức độ chính xác của dự báo

	BUS=0	BUS=1	Tổng
Xác suất (BUS=1) ≤ 0,5	176	54	230
Xác suất (BUS=1) > 0,5	51	219	270
Tổng	227	273	500
Đúng	176	219	395
% đúng	77,53	80,22	79,00

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán từ Eviews 8.1

Bảng 5 cho thấy trong 230 trường hợp dự báo không sử dụng xe buýt, mô hình dự đoán đúng 176 trường hợp đúng và có tỷ lệ đoán đúng là 77,53%, còn với 270 trường hợp dự đoán sử dụng xe buýt, mô hình dự đoán đúng 219 trường hợp và có tỷ lệ đoán đúng là 80,22%. Do đó tỷ lệ đoán đúng của toàn bộ mô hình là 79%.

Diễn giải ý nghĩa hệ số hồi quy

Bảng 6. Ước lượng xác suất sử dụng xe buýt

Biến	Hệ số tác động biên	Xác suất sử dụng xe buýt được ước tính khi biến độc lập thay đổi 1 đơn vị và xác suất ban đầu		
Xác suất ban đầu		10%	20%	30%
NUMBER	3,612	28,64%	47,45%	60,75%
AGE	0,968	9,71%	19,48%	29,32%
DIS	1,181	11,60%	22,79%	33,61%
INC	0,895	9,04%	18,28%	27,72%
PRIVATE	0,465	4,91%	10,41%	16,62%
SUB_1	0,635	6,59%	13,70%	21,39%
SUB_2	2,314	20,45%	36,65%	49,79%
ULTI	2,081	18,78%	34,22%	47,14%
SER_1	1,325	12,83%	24,88%	36,22%
ENVIR	1,896	17,40%	32,16%	44,83%

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán từ hàm hồi quy

Biến NUMBER mang dấu dương phù hợp với Anna (2002), Mintesnot và Shin-ei (2007). Điều này phù hợp với văn hóa phương Đông về sự thân thiết và gắn gũi của các thành viên trong gia đình đối với việc ra quyết định. Giả định, cá nhân có xác suất sử dụng xe buýt ban đầu là 10% thì khi số người có sử dụng xe buýt trong gia đình tăng lên 1 người, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, thì xác suất người này sử dụng xe buýt là 28,64%. Nếu xác suất ban đầu là 20% thì xác suất sử dụng xe buýt là 47,45% còn xác suất ban đầu là 30% thì xác suất sử dụng xe buýt là 60,75%.

Biến AGE mang dấu âm, tương tự nghiên cứu của của Mark(1978), Dargay và Hanly (2002). Kết quả khá phù hợp với thực tế tại TPHCM khi nhu cầu sử dụng xe buýt của sinh viên và công nhân luôn luôn ở mức cao. Trong khi chất lượng dịch vụ và an toàn xe buýt luôn là một vấn đề gây không ít trở ngại đối với người lớn tuổi. Họ thường ngại lên xuống xe buýt vì không còn nhanh nhẹn và do không có sự đảm bảo về chỗ ngồi khi những người lớn tuổi sử dụng xe buýt. Vì vậy việc sử dụng xe buýt của thành phần này giảm dần. Với giả định, cá nhân có xác suất sử dụng xe buýt ban đầu là 10% thì khi tuổi tác tăng lên 1 tuổi, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, thì xác suất người này sử dụng xe buýt là 9,71%. Nếu xác suất ban đầu là 20% thì xác suất này là 19,48% còn xác suất ban đầu là 30% thì xác suất này giảm còn 29,32%.

Biến DIS mang dấu dương. Với tình hình TNGT và ô nhiễm môi trường thì đối với những đoạn đường xa thì người dân sử dụng xe buýt là khá phù hợp. Giả định, cá nhân có xác suất sử dụng xe buýt ban đầu là 10% thì khi độ dài lộ trình tăng lên 1 km/lần, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, thì xác suất người này sử dụng xe buýt là 11,6%. Nếu xác suất ban đầu là 20% thì xác suất này là 22,79% còn xác suất ban đầu là 30% thì xác suất này là 33,61%.

Biến INC mang dấu âm, đúng với nghiên cứu của Mark (1978), Dargay và Hanly (2002), Tushara và cộng sự (2013),... Điều này phù hợp với lý thuyết kinh tế vi mô khi xe buýt được là hàng hóa thứ cấp. Giả định, cá nhân có xác suất sử dụng xe buýt ban đầu là 10% thì khi thu nhập tăng lên 1 triệu đồng/tháng, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, thì xác suất người

này sử dụng xe buýt là 9,04%. Nếu xác suất ban đầu là 20% thì xác suất sử dụng xe buýt là 18,28% còn xác suất ban đầu là 30% thì xác suất sử dụng xe buýt là 27,72%.

Biến JOB2 mang dấu âm, phù hợp kì vọng dấu. Những cá nhân làm việc cho tư nhân thì xác suất họ sử dụng xe buýt lại giảm.

Biến PRIVATE mang dấu âm như kết quả của Beirao và Cabral (2007), Chen và Chao (2010). Giả định, cá nhân có xác suất sử dụng xe buýt ban đầu là 10% thì khi sự cho điểm của người dân tăng lên 1 điểm, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, thì xác suất người này sử dụng xe buýt là 4,91%. Nếu xác suất ban đầu là 20% thì xác suất sử dụng xe buýt là 10,41% còn xác suất ban đầu là 30% thì xác suất sử dụng xe buýt là 16,62%.

Biến ULTI mang dấu dương, phù hợp với kết quả nghiên cứu của Beirao và Cabral (2007), Spear (1976), Yasasvi và cộng sự (2011). Giả định, cá nhân có xác suất sử dụng xe buýt ban đầu là 10% thì khi sự cho điểm của người dân tăng lên 1 điểm, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, thì xác suất người này sử dụng xe buýt là 18,78%. Nếu xác suất ban đầu là 20% thì xác suất này là 34,22% còn xác suất ban đầu là 30% thì xác suất này là 47,14%.

Biến ENVIR có tác động dương, tương tự như Health và Gifford (2002). Giả định, cá nhân có xác suất sử dụng xe buýt ban đầu là 10% thì khi sự cho điểm của người dân tăng lên 1 điểm, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, thì xác suất người này sử dụng xe buýt là 17,40%. Nếu xác suất ban đầu là 20% thì xác suất sử dụng xe buýt là 32,16% còn xác suất ban đầu là 30% thì xác suất sử dụng xe buýt là 44,83%.

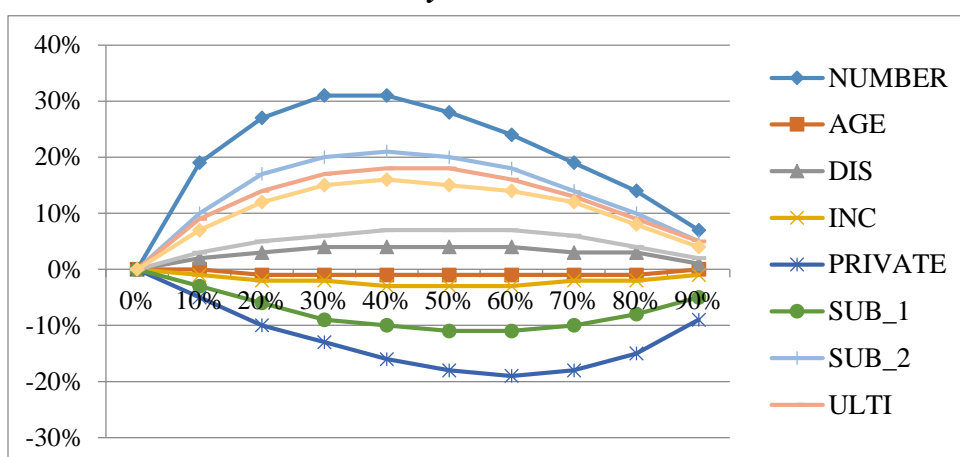
Biến SER_1 có tác động dương, phù hợp với nghiên cứu của của Ali Ahmed và cộng sự (2013), Wardman (2004), White và cộng sự (2006), Dargay và Hanly (2002),... Giả định rằng cá nhân có xác suất sử dụng xe buýt ban đầu là 10% thì khi sự cho điểm của người dân tăng lên 1 điểm, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, thì xác suất người này sử dụng xe buýt là 12,83%. Nếu xác suất ban đầu là 20% thì xác suất sử dụng xe buýt là 24,88% còn xác suất ban đầu là 30% thì xác suất sử dụng xe buýt là 36,22%.

Biến SUB_1 cũng như nghiên cứu của Health và Gifford (2002), Chen và Chao (2010) có quan hệ cùng chiều với xác suất một người sử dụng xe buýt. Giả định, cá nhân có xác suất sử dụng xe buýt ban đầu là 10% thì khi sự cho điểm của người dân tăng lên 1 điểm, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, thì xác suất người này sử dụng xe buýt là 20,45%. Nếu xác suất ban đầu là 20% thì xác suất sử dụng xe buýt là 36,65% còn xác suất ban đầu là 30% thì xác suất sử dụng xe buýt là 49,79%.

Biến SUB_2 có dấu âm đối với xác suất chọn sử dụng xe buýt. Thật vậy, đối với chính quyền các cấp, các chính sách luôn có độ trễ nhất định và vấn đề quản lý việc thi hành yếu kém trong những năm gần đây đang gây mất niềm tin của người dân vào chính quyền. Đối với cơ quan báo chí, các bài viết thường bị coi là chiêu PR, phản ánh thiếu tính toàn diện gây ra sự phản cảm cho người đọc. Do đó, niềm tin đối với cơ quan truyền thông cũng giảm dần. Vì vậy, chuẩn chủ quan do chính quyền và báo chí gây ra tác dụng âm đến xác suất sử dụng xe buýt của người dân tại TPHCM. Giả định, cá nhân có xác suất sử dụng xe buýt ban đầu là 10% thì khi sự cho điểm của người dân tăng lên 1 điểm, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, thì xác suất người này sử dụng xe buýt là 6,59%. Nếu xác suất ban đầu là 20% thì xác suất sử dụng xe buýt là 13,70% còn xác suất ban đầu là 30% thì xác suất sử dụng xe buýt là 21,39%.

Diễn giải bằng đồ thị

Hình 2. Sự thay đổi xác suất do tác động biên của các nhân tố theo xác suất sử dụng xe buýt ban đầu



Nguồn: Nhóm tác giả vẽ hình từ kết quả nghiên cứu

Dựa vào hình 2, số người sử dụng xe buýt trong gia đình ảnh hưởng đến xác suất sử dụng xe buýt nhiều nhất. Xác suất sử dụng xe buýt cao nhất khi xác suất ban đầu là 30% và sau đó giảm dần khi xác suất ban đầu càng tăng. Kế tiếp đó là các biến có xu hướng tương tự: thu nhập, chuẩn chủ quan liên quan tới gia đình, bạn bè và cơ quan, sự hữu ích của xe buýt, nhận thức về môi trường, chất lượng xe buýt và khoảng cách đi lại. Các biến này đều có khuynh hướng làm tăng xác suất sử dụng xe buýt tuy nhiên giảm dần về sau nhưng vẫn giữ vai trò tác động dương. Trái lại, sự hấp dẫn của PTCN có xu hướng làm giảm xác suất sử dụng xe buýt nhiều nhất và cản trở nhiều nhất ở xác suất ban đầu là 60%. Sau khi đạt mốc này, sự ảnh hưởng tiêu cực giảm dần. Sự biến thiên này cũng tương tự đối với chuẩn chủ quan liên quan tới chính quyền và truyền thông, thu nhập và tuổi tác. Thu nhập và tuổi tác tuy biến động không nhiều nhưng vẫn có tác động tiêu cực đến xác suất sử dụng xe buýt của người dân.

5. Kết luận

Thông qua kết hợp kỹ thuật phân tích nhân tố khám phá EFA và mô hình hồi quy logit nhị thức, kết quả nghiên cứu cho thấy mô hình các nhân tố tác động đến hành vi sử dụng xe buýt gồm 11 nhân tố do nhóm tác giả đề xuất. Vai trò của các nhân tố này cũng được lượng hóa theo các tác động theo mức độ khác nhau. Trong đó, ảnh hưởng tăng xác suất một người sử dụng xe buýt được xếp theo mức độ giảm dần là số người thân sử dụng xe buýt, ảnh hưởng từ người thân, sự hữu ích của xe buýt, nhận thức về môi trường, chất lượng xe buýt và khoảng cách đi lại. Trái lại, ảnh hưởng giảm xác suất một người sử dụng xe buýt được xếp theo mức độ giảm dần là sự hấp dẫn của PTCN, ảnh hưởng từ cộng đồng, thu nhập và tuổi tác. Kết quả này cung cấp cho nhà hoạch định chính sách và các công ty cung cấp dịch vụ xe buýt một cơ sở để kích cầu sử dụng xe buýt tại TPHCM. Các giải pháp cần chú trọng vào đầu tư, nâng cấp và mở rộng cơ sở vật chất trên xe buýt và CSHT giao thông phục vụ xe buýt, hình thành các tuyến xe buýt đặc biệt (liên kết với các trường đại học, với các doanh nghiệp cũng như các tuyến xe hoạt động về đêm) và mở rộng trợ giá cho đối tượng hành khách nghỉ hưu, đa dạng hóa và nâng cao các dịch vụ xe buýt, đặc biệt chú trọng truyền thông (nhà trường, gia đình, báo đài,...). Nhóm tác giả tin rằng khi các doanh nghiệp cung cấp dịch vụ vận chuyển hành khách bằng xe buýt, các cơ quan chức năng, người dân và giới truyền thông áp dụng một cách phù hợp và hiệu quả sẽ kích cầu sử dụng xe buýt tại TPHCM và từ đó sẽ đem lại nhiều lợi ích về kinh tế, xã hội và môi trường tại TPHCM.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Ajzen I. and Fishbein M. (1975). Belief, attitude, intention, and behavior: An introduction to theory and research. Reading, MA: Addison-Wesley.
- [2] Ajzen I. (1991). *The theory of planned behavior*. Organizational Behavior and Human Decision Processes 50. pp. 179 – 211.
- [3] Ali Ahmed, M. and Alaa A.S. (2013). Factors that affect transport mode preference for graduate students in the National University of Malaysia by Logit method. *Journal of Engineering Science and Technology*. Vol. 8.No.3. pp. 351 – 363.
- [4] Anna Matas (2002). Demand and revenue implications of an integrated public transport policy. The case of Madrid. *Transport Reviews*. Vol. 24(2). pp. 195 – 217.
- [5] Anne Nolan (2001). The Determinants of Urban Households' Transport Decisions: A Microeconomic Study using Irish Data. *International Journal of Transport Economics*. Vol. 30 (1). pp. 103 – 132
- [6] Beirao and Cabral (2007). Understanding attitudes towards public transport and private car: A qualitative study. *Transport Policy*. Volume 14. Issue 6. pp. 478 – 489.
- [7] Burley V. and Martin W. (1980). Demand for bus transit in U.S urbanized areas, *Journal of Regional Analysis and Policy*. Volume 10. Issue 1. pp. 3 – 14.
- [8] Chen C.F. and Chao W.H. (2010), Habitual or Reasoned? Using the theory of planned behavior, Technology Acceptance Model and habit to examine switching intentions toward public transit. *Transportation Research*. part F. **Vol.** 14. pp. 128 – 137.
- [9] Dargay J. M. and Hanly M. (2002). The Demand for Local Bus Services in England. *Journal of Transport Economics and Policy*. Vol. 36(1). pp. 73 – 91.
- [10] Davis F. (1985). *A technology acceptance model for imperically testing new end user information systems: theory and results*. Unpublished Doctoral dissertation. MIT Sloan School of Management, Cambrish. MA. PhD Thesis.
- [11] Health Y. and Gifford R. (2002). Extending the theory of planned behavior predicting the use of public transport. *Journal of Applied Social Psychology*. No. 32. pp. 2154 – 2189.
- [12] Mark W. Frankena (1978). The demand for urban bus transit in Canada. *Journal of Transport Economics and Policy*. Vol. 12. No. 3. pp. 280 – 303.
- [13] Mintesnot G. and Shin-ei T. (2007). Diagnostic Evaluation of Public Transportation Mode Choice in Addis Ababa. *Journal of Public transportation*. Vol. 10. pp. 27 – 50.
- [14] Philip Kotler (2002). *Marketing căn bản – Marketing Essentials*. NXB Thống kê.
- [15] Spear B.D. (1976). Generalized attribute variable for models of mode choice behavior, *Transp. Res. Board* 592. pp. 6 – 11.
- [16] Taylor S. and Todd P. (1995). An integrated model of waste management behavior: A test of household recycling and composting intentions. *Environment and Behavior*.
- [17] Nguyễn Đình Thọ và Nguyễn Thị Mai Trang (2003). *Phương pháp nghiên cứu khoa học trong kinhdoanh*. Hà Nội: Nhà Xuất bản Lao động – Xã hội.
- [18] Tushara T., Rajalakshmi P. and Bino I Koshy (2013). Mode Choice Modelling For Work Trips in Calicut City. *International Journal of Innovative Technology and Exploring Engineering (IJITEE)* ISSN: 2278-3075. Volume 3. Issue 3. pp. 106-113.

PHÂN TÍCH LƯỢNG HOÁ BIẾN ĐỘNG CỦA THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM TRONG SỰ TƯƠNG QUAN VỚI CÁC QUỐC GIA THUỘC HIỆP ĐỊNH RCEP

**SV: Nguyễn Kiến Quyền, Nguyễn Huy Hoàng, Nghiêm Thu Hương, Trần Thùy
Dương, Nguyễn Huyền Trang, Nguyễn Thùy Trang**
Đại học Ngoại Thương Hà Nội
GVHD: ThS. Chu Thị Mai Phương

GIỚI THIỆU

Bài nghiên cứu tiến đánh giá sự tương quan biến động giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và các quốc gia trong khu vực RCEP từ năm 2000 đến năm 2006 sử dụng mô hình hồi quy (hồi quy đơn - hồi quy bội) và nhân quả Granger.

1. Nghiên cứu tiên nghiệm

Sự tương quan biến động của thị trường chứng khoán của các quốc gia trên thế giới nói chung và khu vực châu Á nói riêng đã được nhiều nhà nghiên cứu đề cập đến như nghiên cứu của *Gregory C Chow, Shicheng Huang và Linlin Niu (2012)* về sự tương quan biến động thị trường chứng khoán trong sự hội nhập kinh tế của khu vực Đông Á. Bằng việc sử dụng mô hình hồi quy các nhà nghiên cứu đã chứng minh tồn tại mối quan hệ tỉ lệ thuận giữa mức độ hội nhập kinh tế và sự gia tăng về tương quan biến động trên thị trường chứng khoán các quốc gia trong khu vực Đông Á bao gồm Hàn Quốc, Hồng Kông, Đài Loan, Singapore từ năm 1980 đến năm 2011.

Lihong Wang và Nancy Huyghebaert (2003) sử dụng mô hình VAR, mô hình nhân quả Granger và phân tích hàm phản ứng đẩy cho ra kết quả mối quan hệ giữa thị trường chứng khoán Đông Á là thay đổi theo thời gian. Sự hội nhập của thị trường chứng khoán Đông Á đã được tăng cường trong cũng như sau cuộc khủng hoảng tài chính châu Á năm 1997-1998.

Ilhan Meric, Ilene V. Goldberg, Kathleen Dunne, Gulser Meric (2005) nghiên cứu về sự tương quan biến động của thị trường chứng khoán NAFTA. Áp dụng mô hình quan hệ nhân quả Granger, kết quả bài nghiên cứu cho thấy mối tương quan giữa thị trường chứng khoán Hoa Kỳ với các thị trường chứng khoán Canada và Mexico là tăng theo thời gian. Hệ số tương quan giữa các thị trường chứng khoán Canada và Mexico giảm mạnh từ giai đoạn 1995-1998 đến giai đoạn 2002-2005. Hơn nữa, thị trường chứng khoán Hoa Kỳ không thể dự đoán lợi nhuận trong tương lai của thị trường chứng khoán Canada. Mexico cũng không dự đoán được thị trường chứng khoán Canada. Thị trường chứng khoán Mexico không thể dự đoán lợi nhuận trong tương lai của thị trường chứng khoán Canada.

Nghiên cứu của Shaharudin Jakpar, Vejayapurni Vejayon (2013) áp dụng kiểm định đồng tích hợp và mô hình nhân quả Grange đã chỉ ra tồn tại sự tương quan trong biến động thị trường giữa Trung quốc và ASEAN 5, cụ thể là giữa Trung Quốc với Thái Lan, Singapore, Indonesia tồn tại mối tương tác qua lại. Trong khi đó, kết quả phân tích khẳng định không tồn tại mối quan hệ nào giữa thị trường Trung Quốc với Malaysia và Philippines.

Nghiên cứu của *Twm Evans và David G McMillan (2006)* về sự tương quan và tương quan biến động về tài chính với bằng chứng từ 33 thị trường chứng khoán thế giới từ năm 1994 đến năm 2005. Họ chỉ ra rằng mặc dù sự tương quan của Mỹ với các nước G7 có xu hướng tăng nói chung, nhưng đang có dấu hiệu suy giảm trong hai năm trở lại đây. Trong khi đó, có nhiều biểu hiện về mối tương quan theo xu hướng tích cực hơn với các thị trường khác như Nhật Bản

và Hồng Kông, Hàn Quốc, Singapore; Đức và Bỉ, Phần Lan, Pháp, Ý, Hà Lan, Tây Ban Nha, Thụy Điển, Thổ Nhĩ Kỳ và Vương quốc Anh.

Nghiên cứu của *Trang Nha Le và Vietinbank Makoto Kakinaka (2010)* sử dụng mô hình phân tích GARCH, bài nghiên cứu đã chỉ ra rằng có hiệu ứng lan toả rất mạnh từ phía ba thị trường lớn tới hai thị trường mới nổi. Tầm ảnh hưởng của hiệu ứng lan toả từ thị trường Mỹ là lớn nhất so với thị trường Nhật Bản và Trung Quốc.

Yu-Min Wang, Chun-An Li, Cha-Fei Lin (Tháng 3 năm 2010) nghiên cứu về hiệu ứng lan toả của tâm lý nhà đầu tư lên thị trường chứng khoán hiện tại và thị trường chứng khoán tương lai. Sử dụng mô hình GARCH, bài nghiên cứu chỉ ra trong một thị trường giá đang tăng, hầu như cảm tính nhà đầu tư có thể làm tăng lợi nhuận hiện tại, mặc dù không có bất kỳ mối quan hệ đáng kể nào giữa những cảm tính này của các nhà đầu tư và lợi nhuận trong tương lai.

Sau khi tìm hiểu về các bài tiên nghiệm, nhóm nhận thấy các nghiên cứu cả trong và ngoài nước thường tập trung xem xét mối tương quan biến động giữa các thị trường chứng khoán lớn như Trung Quốc, Nhật Bản và Mỹ, hoặc khu vực kinh tế tiêu biểu trên thế giới như khối liên minh Châu Âu, khu vực Đông Á, khu vực Bắc Mỹ. Riêng đối với khu vực Đông Nam Á, các nghiên cứu tiên nghiệm mới chỉ xem xét tới các quốc gia có thị trường chứng khoán phát triển như Thái Lan, Singapore, Malaysia, Philippines và Indonesia mà chưa có nhiều nghiên cứu nói tới thị trường chứng khoán Việt Nam.

Các nghiên cứu trong nước hiện nay mà nhóm tìm được như của Trần Ngọc Thơ - Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh (2015), Phạm Thị Thùy Liên - Đại học Đà Nẵng (2014) hay Nguyễn Thị Hoàng Giang, Bùi Hồng Nhung - Khoa Kế toán và Kinh Doanh, Đại học Nông nghiệp Hà Nội (2013) mới đánh giá các vấn đề hiệu ứng lan toả giữa thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối hay vấn đề áp dụng các mô hình kinh tế lượng nhằm dự báo giá cổ phiếu mà chưa đề cập đến vấn đề tương quan biến động thị trường chứng khoán Việt Nam với các quốc gia trong khu vực và trên thế giới.

Qua quá trình phân tích, nhóm nghiên cứu đã quyết định lựa chọn phương pháp phân tích tương quan theo thời gian, mô hình hồi quy (đơn biến - đa biến) và mô hình nhân quả Granger để đánh giá mức độ tương quan của thị trường chứng khoán Việt Nam với các quốc gia trong khu vực RCEP. Thứ nhất, đây là phương pháp phù hợp để xem xét sự biến động của thị trường trong thời gian dài. Thứ hai, bằng đồ thị tương quan và đồ thị hệ số hồi quy theo thời gian, nhóm có thể đánh giá mối quan hệ một chiều cũng như hai chiều của thị trường Việt Nam với một nước khác bất kỳ. Cuối cùng, mô hình nhân quả Granger có lợi thế trong việc đánh giá cụ thể mức độ tác động của nước đó đến thị trường chứng khoán Việt Nam. Đối với các quốc gia có tác động hai chiều đến thị trường chứng khoán Việt Nam, nhóm nghiên cứu xây dựng hàm phản ứng của Việt Nam với thị trường đó theo mô hình véc tơ tự hồi quy VAR, nhằm dự báo phản ứng của thị trường chứng khoán Việt Nam trước một cú sốc từ bên ngoài.

Phần còn lại của bài nghiên cứu được chia như sau. Chương 2 về tổng quan thị trường chứng khoán Việt Nam và thế giới giai đoạn 2000 – 2016. Chương 3 về số liệu nghiên cứu và phương pháp nghiên cứu. Chương 4 đưa ra kết quả nghiên cứu và thảo luận của nhóm nghiên cứu. Chương 5 là kết luận và kiến nghị của nhóm.

2. Tổng quan thị trường chứng khoán Việt Nam và thị trường Châu Á giai đoạn 2000-2016

2.1. Giai đoạn 2000 – 2007

Trong giai đoạn này, hầu hết các thị trường đều trải qua thời kỳ giảm điểm chung vào giữa năm 2003 sau đó bắt đầu giai đoạn đi lên liên tục từ 2004 đến 2007.

Thị trường chứng khoán Việt Nam chia làm hai giai đoạn rõ ràng: Giai đoạn 2000 – 2005 là giai đoạn thị trường Việt Nam còn khá sơ khai và chưa có nhiều biến động, tuy nhiên bước giai đoạn cất cánh 2006 – 2008, mức độ hội nhập của thị trường chứng khoán trong nước với quốc tế gia tăng.

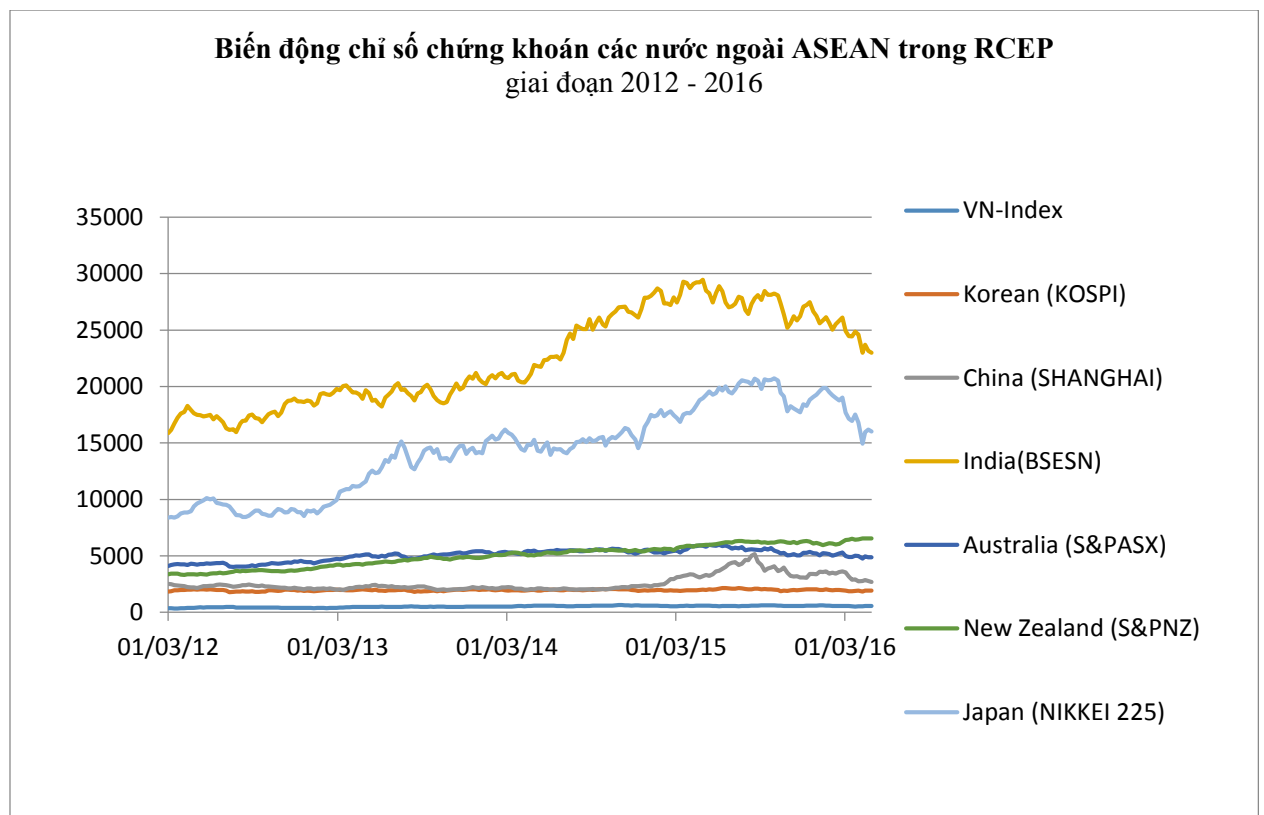
2.2. Giai đoạn 2008 – 2011

Một cuộc suy thoái kinh tế lộ rõ khi bước vào quý 3/2008, đồng thời nguy cơ giảm phát đang cận kề với nhiều nền kinh tế trên thế giới. Nguyên nhân sâu xa của cơn địa chấn tài chính bắt nguồn từ khủng hoảng tín dụng và nhà đất tại Mỹ.

Năm 2008 đi vào lịch sử giao dịch của thị trường chứng khoán Việt Nam với số lần thay đổi biên độ nhiều nhất. Trong bốn năm từ 2008 đến 2011, thị trường chứng khoán thế giới đã trải qua rất nhiều biến động. Thị trường chứng khoán Việt Nam nói riêng và thị trường chứng khoán các nước RCEP cũng không nằm ngoài vòng ảnh hưởng của cuộc khủng hoảng kinh tế thế giới năm 2008.

2.3. Giai đoạn 2012 – 2016

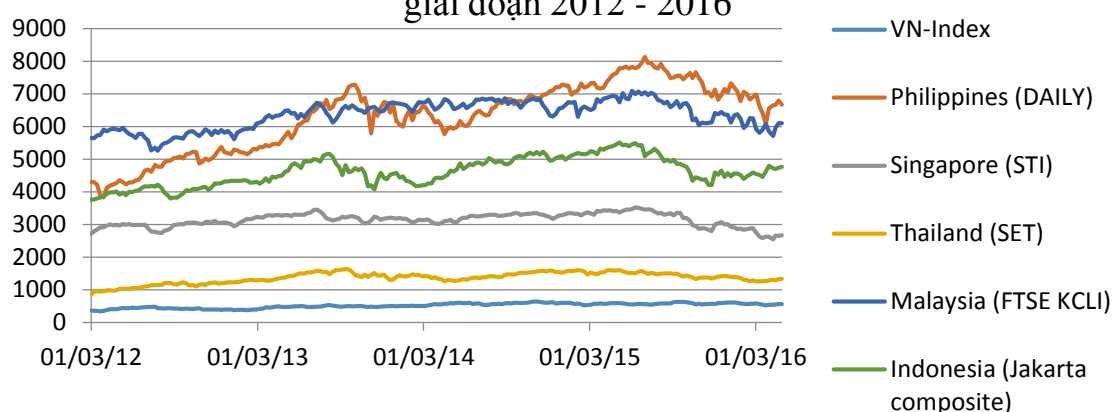
Để có cái nhìn trực quan về sự tương quan biến động giữa thị trường Chứng khoán Việt Nam với các quốc gia thuộc RCEP, nhóm nghiên cứu sử dụng hai biểu đồ dưới đây trong giai đoạn 2012 – 2016.



Đồ thị 1. Biến động chỉ số chứng khoán các nước trong RCEP ngoài ASEAN giai đoạn 2012 - 2016

Biến động chỉ số chứng khoán các nước ASEAN trong RCEP

giai đoạn 2012 - 2016



Đồ thị 2. Biến động chỉ số chứng khoán các nước ASEAN giai đoạn 2012 - 2016

Nguồn : Wall Street Journal

Đồ thị (1) và (2) cho thấy thị trường chứng khoán các quốc gia RCEP trong 4 năm trở lại đây có sự biến động gần như tương tự trong các giai đoạn. Tất cả các quốc gia đều ghi nhận sự tăng điểm mạnh vào giữa năm 2015 và xu hướng giảm điểm vào đầu năm 2016 và Việt Nam cũng không nằm ngoài xu hướng này. Nhận định này phù hợp với chính sách khuyến khích mở cửa và tham gia các hiệp định thương mại tự do của Việt Nam trong những năm gần đây. Do đó, chỉ số giá chứng khoán của Việt Nam chịu sự tác động mạnh hơn từ thị trường chứng khoán thế giới và các nước trong khu vực so với các giai đoạn trước.

3. Số liệu nghiên cứu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Nguồn số liệu

Số liệu trong nghiên cứu này tải về từ chuyên trang của Thời báo phố Wall (Wall Street Journal) bao gồm chỉ số được lọc theo dữ liệu từng tuần từ ngày 01/01/2000 (tức tuần 1 năm 2000) đến ngày 29/02/2016 (tức tuần 8 năm 2016) của thị trường chứng khoán các nước tham gia đàm phán nhằm kí kết RCEP.

Các chuỗi chỉ số chứng khoán theo thời gian đều không phải là các chuỗi dừng, hơn nữa, mỗi thị trường chứng khoán lại có những đơn vị, đại lượng và công thức riêng để tính toán các chỉ số của mình. Do đó, nhóm nghiên cứu quyết định chuyển dữ liệu về dạng chuỗi dừng bằng cách tính độ biến thiên của các chỉ số chứng khoán hàng tuần của các thị trường theo mô hình logarit. Cụ thể:

$$\text{Quan sát} = \ln(\text{chỉ số tuần thứ } t) - \ln(\text{chỉ số tuần thứ } t-1)$$

3.2. Tổng quan các mô hình kinh tế lượng áp dụng trong nghiên cứu

3.2.1. Mô hình hồi quy đơn

Để giải thích/dự báo giá trị của Y theo các giá trị khác nhau của X, ta có phương trình sau:

$$E(Y_t) = \beta_1 + \beta_2 X_t$$

Do hàm hồi quy tổng thể này không thể quan sát trực tiếp được, nên ta ước lượng nó từ hàm hồi quy mẫu từ phương trình:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 * X_t + u_t$$

Từ đó, nhóm nghiên cứu xây dựng mô hình hồi quy đơn với biến phụ thuộc $\ln(VN_index(t) / VN_index(t-1))$, biến độc lập là $\ln(\text{chỉ số chứng khoán nước } X(t) / \text{chỉ số chứng khoán nước } X(t-1))$, trong đó, t là thời kì t trong chuỗi thời gian.

Trong bài phân tích này, nhóm nghiên cứu sử dụng phương pháp phân tích tương quan nhằm phân tích mức độ tương quan giữa các quốc gia nhằm đo độ lớn của các mối liên hệ giữa các biến định lượng trong nghiên cứu, cụ thể:

Hệ số tương quan	Ý nghĩa
± 0.01 đến ± 0.1	Mối tương quan quá thấp, không đáng kể
± 0.2 đến ± 0.3	Mối tương quan thấp
± 0.4 đến ± 0.5	Mối tương quan trung bình
± 0.6 đến ± 0.7	Mối tương quan cao
± 0.8 trở lên	Mối tương quan rất cao

Bảng 28. Ý nghĩa hệ số tương quan trong mô hình hồi quy

3.2.2. Mô hình hồi quy bội

Mô hình hồi quy bội phân tích sự phụ thuộc của một biến phụ thuộc vào nhiều biến độc lập. Hàm hồi quy tổng thể ngẫu nhiên với k biến có thể được biểu diễn như sau:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + u_t \text{ với } t = 1, 2, 3, \dots, n$$

Giả sử ta có hàm hồi quy mẫu như sau:

$$Y_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{2t} + \hat{\beta}_3 X_{3t} + u_t$$

Trong bài nghiên cứu, mô hình hồi quy bội có dạng như sau với biến phụ thuộc là $\ln(Vn_Index(t) / Vn_Index(t-1))$, các biến độc lập là $\ln(\text{chỉ số chứng khoán nước } X(t) / \text{chỉ số chứng khoán nước } X(t-1))$; trong đó, t là thời kì t .

3.2.3. Mô hình nhân quả Granger – Mô hình vectơ tự hồi quy VAR

Trong nghiên cứu này, kiểm định Granger (Granger causality test) được sử dụng để xác định mối quan hệ nhân quả giữa chỉ số chứng khoán Việt Nam và chỉ số chứng khoán của các nước trong RCEP.

Phương trình hồi quy trong kiểm định Granger có dạng như sau:

$$X_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{t-j} + u_{1t}$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^k \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \delta_j X_{t-j} + u_{2t}$$

Trong đó k : độ trễ ($k=1, 2, 3, 4, 5, 6$); α_i, λ_i : hệ số hồi qui thứ i của chỉ số chứng khoán các nước khác; β_i, δ_i : hệ số hồi qui thứ i của chỉ số chứng khoán VN.

Sau đó, nhóm nghiên cứu sẽ sử dụng mô hình VAR để dự báo kết quả ngoài mẫu và xây dựng đồ thị hàm phản ứng. Ta xét hai chuỗi thời gian Y_1 và Y_2 . Mô hình VAR tổng quát đối với Y_1 và Y_2 có dạng sau đây:

$$Y_{1t} = \alpha + \sum_1^p \beta_i Y_{t-i} + \sum_1^p \gamma_i Y_{2t-i} + u_{1t}$$

$$Y_{2t} = \delta + \sum_1^p \theta_j Y_{t-j} + \sum_1^p \theta_j Y_{2t-j} + u_{2t}$$

Trong trường hợp tổng quát nếu mô hình có k biến thì sẽ có $k^2 p$ hệ số góc và k hệ số chặn, khi k càng lớn thì số hệ số phải ước lượng càng tăng. Điều này đòi hỏi số quan sát phải nhiều thì kết quả mới có ý nghĩa.

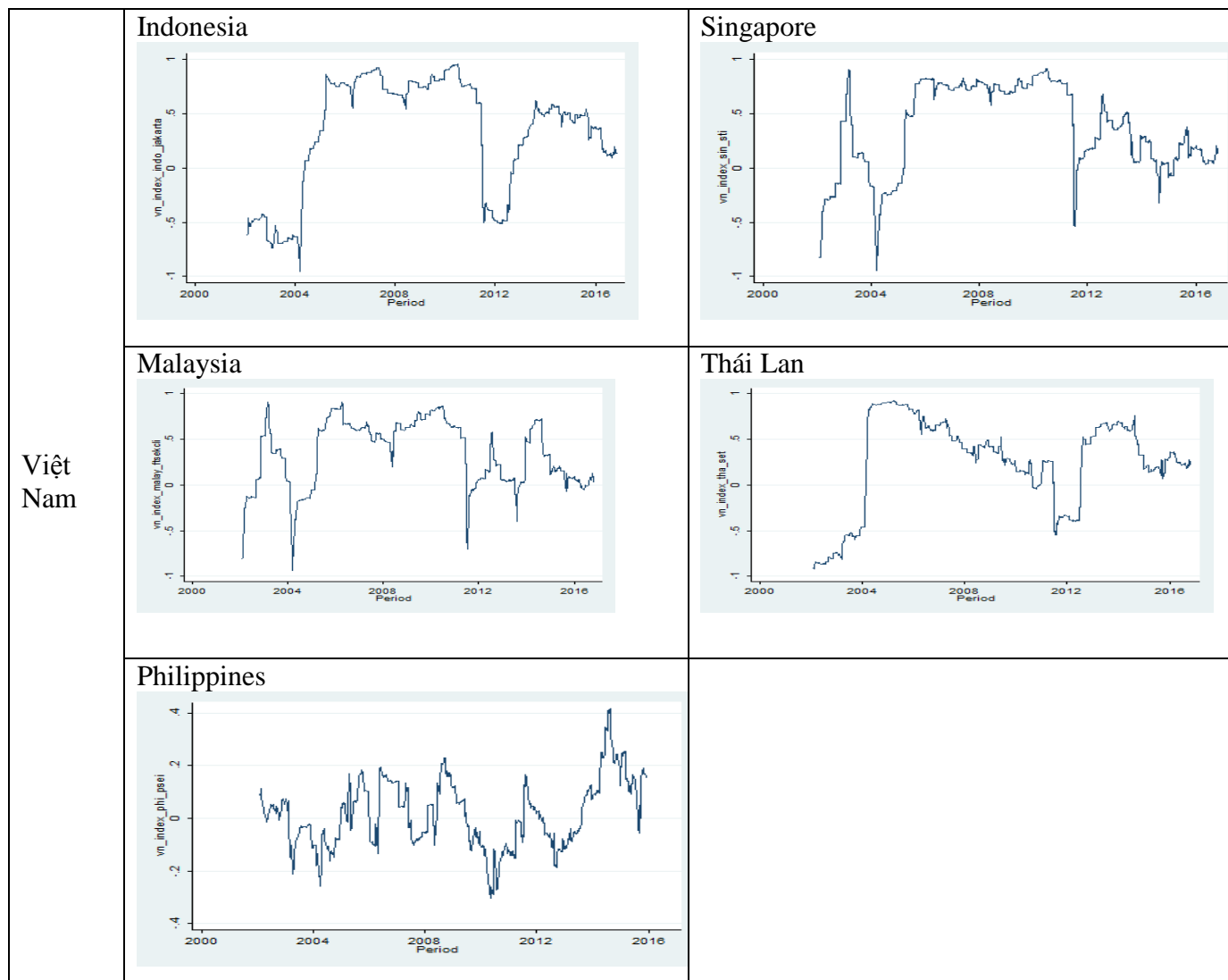
4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả mô hình hồi quy đơn

4.1.1. Mô hình hồi quy đơn giữa sự biến thiên của chỉ số chứng khoán Việt Nam với các nước ASEAN trong RCEP.

a. Đồ thị tương quan biến động theo thời gian (Rolling Window Correlation) giữa các quốc gia

Để phản ánh mức độ thay đổi theo thời gian, nhóm nghiên cứu mô tả bằng đồ thị tương quan biến động theo thời gian (Rolling Window Correlation) của từng nước thuộc RCEP với Việt Nam.



Đồ thị 3. Rolling Window Correlation thể hiện sự tương quan biến động chỉ số chứng khoán của từng nước trong ASEAN với Việt Nam.

Dựa theo đồ thị Rolling Window Correlation, có thể thấy rằng:

Tương quan giữa các thị trường chứng khoán ASEAN bắt đầu có sự đổi chiều từ giai đoạn 2002 – 2004:

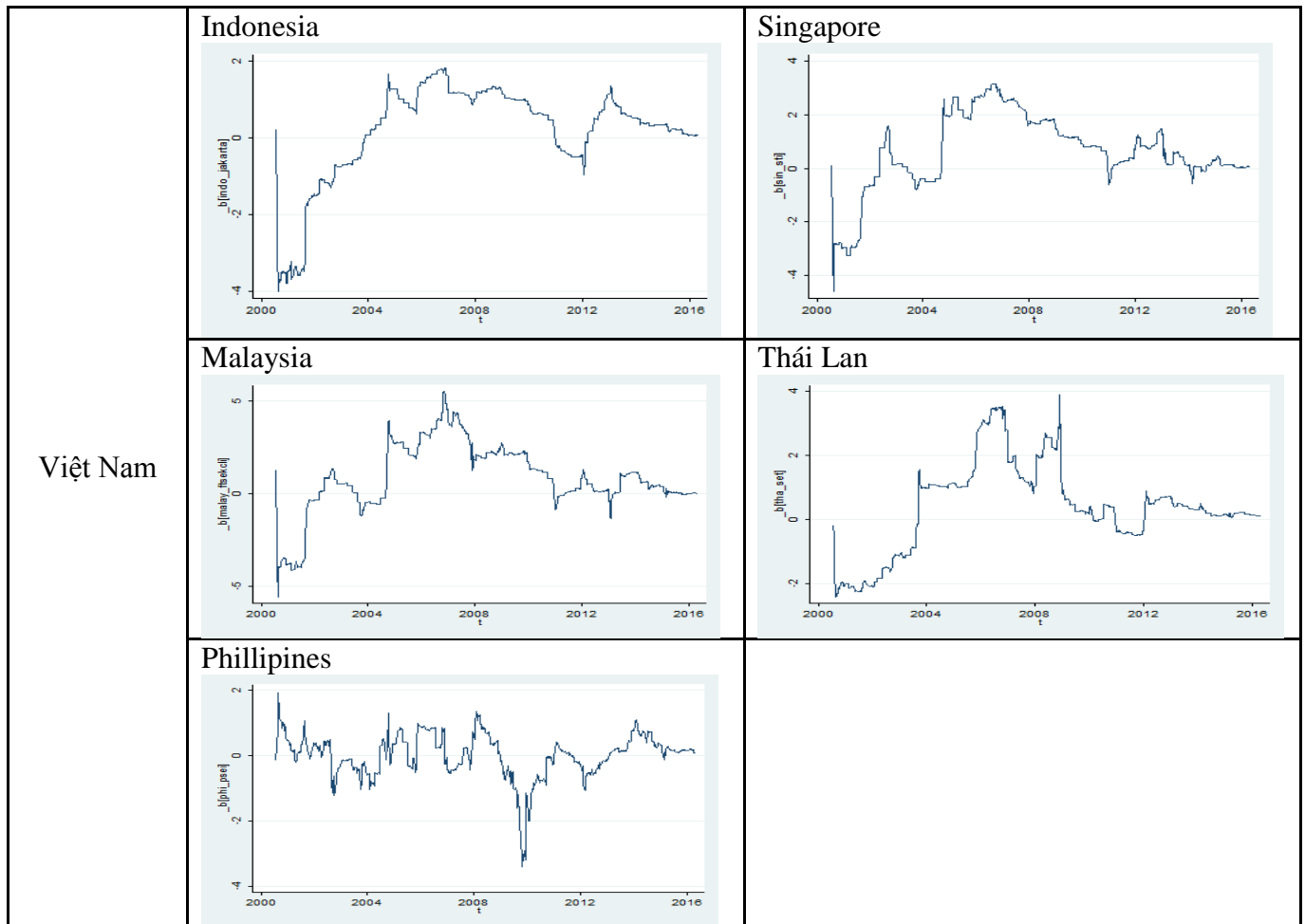
Đối với ba nước Indonesia, Singapore và Malaysia, giai đoạn 2004 – 2012 bắt đầu chứng kiến sự tương quan dương với thị trường chứng khoán Việt Nam.

Đối với Thái Lan, trong thời kì 2004 – 2012, vẫn tồn tại tương quan dương với thị trường chứng khoán Việt Nam nhưng với độ tương quan giảm dần. Giai đoạn kể từ năm 2012 độ tương quan bắt đầu tăng dần trở lại.

Đối với Philippines, độ tương quan với thị trường Việt Nam dao động xung quanh mức tương quan 0. Ảnh hưởng cùng chiều và ngược chiều của thị trường này đến Việt Nam có sự thay đổi liên tục. Tuy nhiên đến giai đoạn 2012 trở đi, Philippines cũng đã bắt đầu đánh dấu ảnh hưởng cùng chiều của mình lên thị trường Việt Nam với mức tương quan đạt cực đại (bằng 4) vào khoảng năm 2013 – 2014.

b. Đồ thị hệ số hồi quy theo thời gian (Time Varying Coefficient) trong mô hình hồi quy đơn với sự biến thiên VnIndex là biến phụ thuộc

Nhóm nghiên cứu tiếp tục mô tả tương quan bằng đồ thị Time-varying Coefficient với mô hình hồi quy đơn giữa Việt Nam và các quốc gia khác, với sự bổ sung số liệu của Hoa Kỳ, và thu được kết quả như sau.

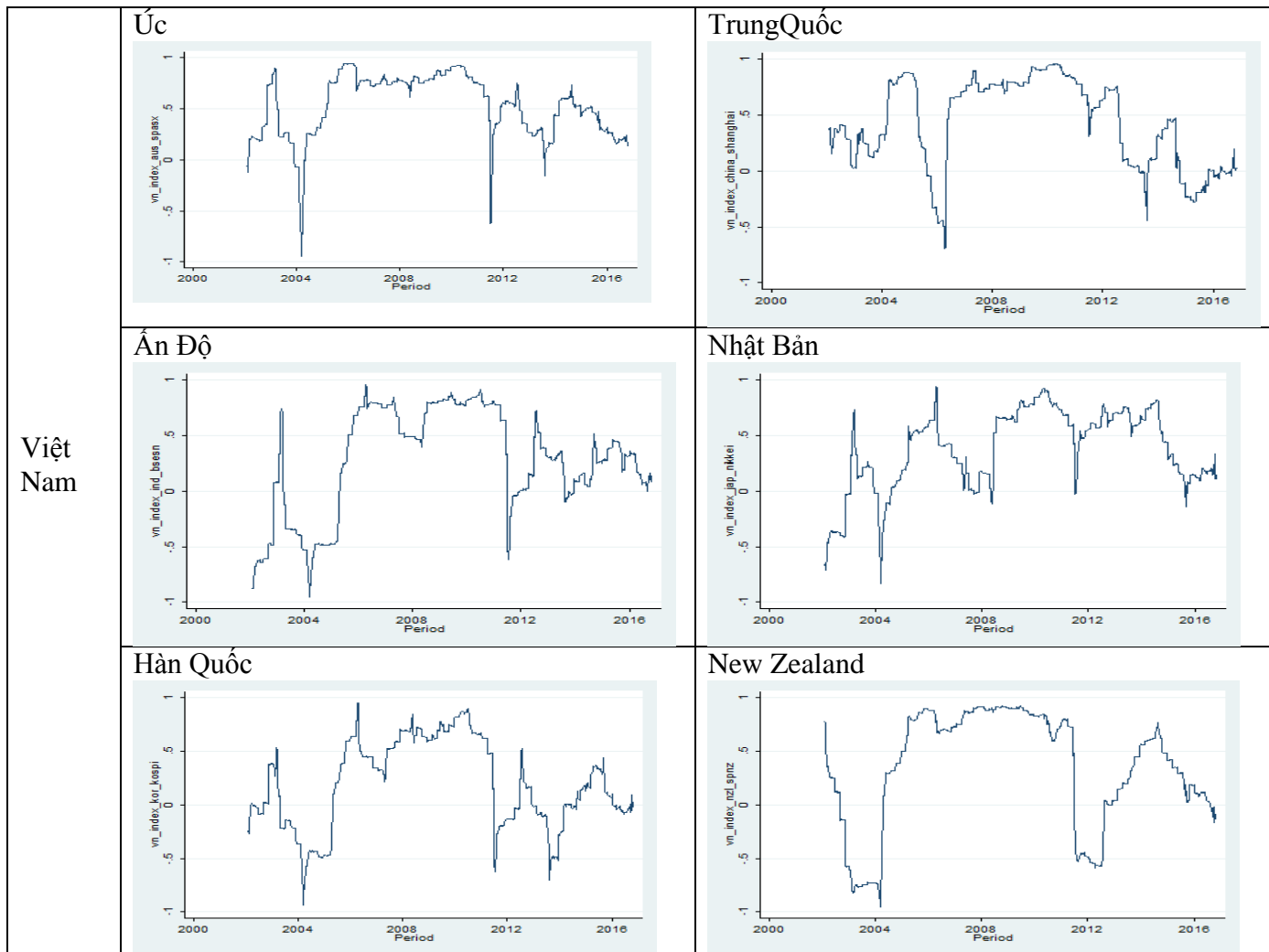


Đồ thị 4. Time-varying Coefficient trong mô hình hồi quy đơn giữa các nước ASEAN và Việt Nam với Việt Nam (Vn-Index) là biến phụ thuộc

Dễ dàng nhận thấy theo đồ thị Rolling Window Correlation, thị trường Indonesia có tương quan âm với thị trường Việt Nam năm 2012 thì trong đồ thị Time varying Coefficient, giai đoạn 2012 cũng ghi nhận sự giảm mạnh tác động của thị trường Indonesia đến Việt Nam. Tương tự với Malaysia trong năm 2013, mức độ tương quan giảm cũng kéo theo sự giảm về mức độ của thị trường Malaysia đến Việt Nam. Tuy nhiên, xu hướng chung của các thị trường đều tăng mạnh trong giai đoạn 2004 – 2012, đạt đỉnh vào khoảng 2007 – 2008, khi Việt Nam chính thức gia nhập WTO, và duy trì mức tương quan dương trong giai đoạn tiếp theo.

4.1.2. Mô hình hồi quy đơn giữa chỉ số chứng khoán Việt Nam với các nước ngoài ASEAN trong RCEP.

a. Đồ thị tương quan biến động (Rolling Window Correlation) theo thời gian giữa các quốc gia

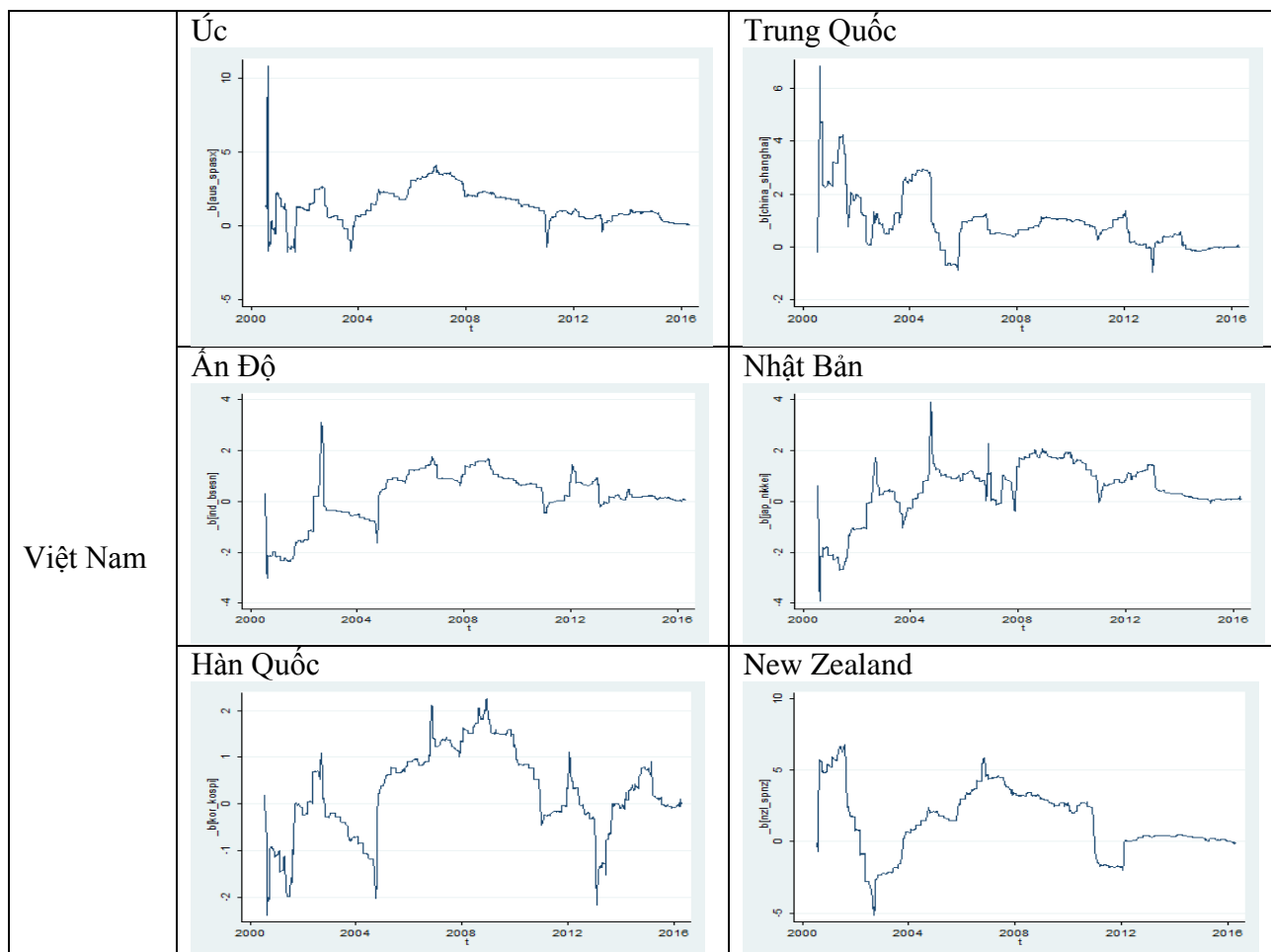


Đồ thị 5. Rolling Window Correlation thể hiện mối quan hệ của các nước ngoài ASEAN trong RCEP với Việt Nam

Với năm thị trường Úc, Ấn Độ, Trung Quốc, Hàn Quốc và New Zealand, vào thời gian bắt đầu giai đoạn 2004 - 2012 đạt độ tương quan dương khá cao (trong khoảng 0.5 đến 1) với thị trường Việt Nam cho đến năm 2012 thì độ tương quan bắt đầu bão hòa và giảm dần.

Trong khi đó, độ tương quan từ giai đoạn năm 2000 đến giai đoạn 2004 trở đi có sự thay đổi rõ rệt. Thị trường chứng khoán Nhật Bản hầu như chứng kiến tương quan dương ở mức ổn định với thị trường Việt Nam. Điều này có thể lý giải do hai nước Việt – Nhật trong những năm gần đây đã có rất nhiều thỏa thuận hợp tác song phương về mặt kinh tế cũng như những hỗ trợ về thị trường chứng khoán – tài chính.

b. Đồ thị hệ số hồi quy theo thời gian (Time Varying Coefficient) trong mô hình hồi quy đơn với sự biến thiên $VnIndex$ là biến phụ thuộc

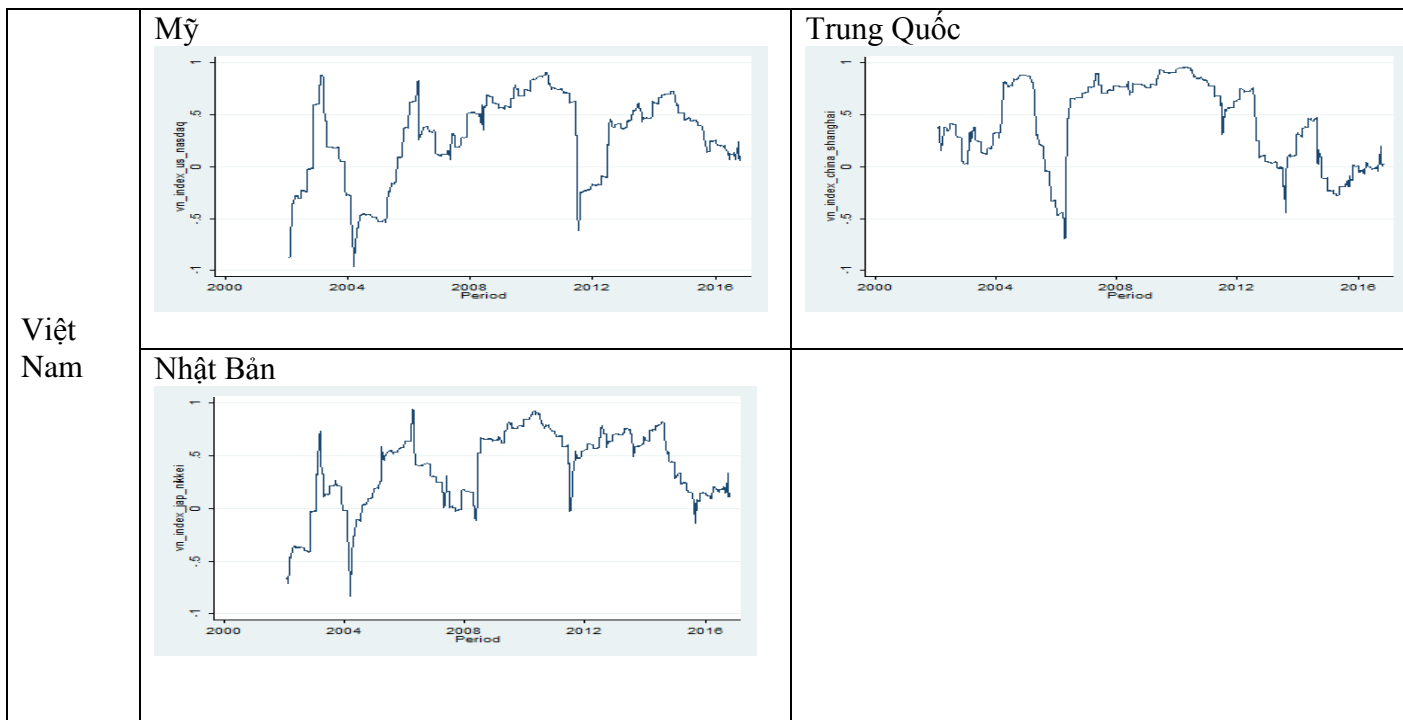


Đồ thị 6. Time-varying Coefficient thể hiện mô hình hồi quy đơn giữa các nước ngoài ASEAN và Việt Nam với Việt Nam (vn_index) là biến phụ thuộc

Có thể thấy, thị trường chứng khoán New Zealand và Nhật Bản cũng ghi nhận mức độ tác động đến thị trường Việt Nam tương đồng mới mức độ tương quan trong đồ thị Rolling Window Correlation (Đồ thị 12). Đối với thị trường chứng khoán Úc và Trung Quốc, mức độ ảnh hưởng được mô tả giảm dần dù vẫn duy trì ảnh hưởng cùng chiều. Đối với Hàn Quốc, ảnh hưởng ngược chiều được mô tả sâu hơn (độ tương quan -2) trong khi vẫn tồn tại tương quan dương vào giai đoạn 2007 – 2008.

4.1.3. Kết quả mô hình hồi quy đơn giữa biến động chỉ số chứng khoán Việt Nam với 3 quốc gia có thị trường tài chính lớn trên thế giới: Mỹ, Trung Quốc và Nhật Bản.

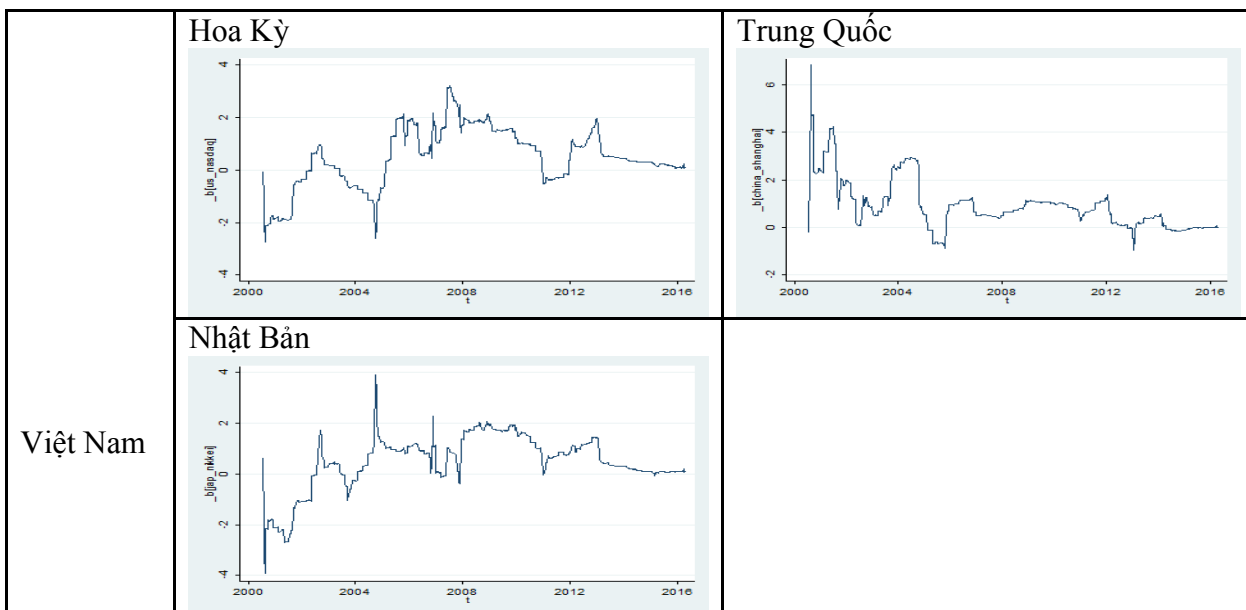
a. Đồ thị tương quan biến động theo thời gian (Rolling Window Correlation) giữa các quốc gia



Đồ thị 7. Đồ thị Rolling Window Correlation thể hiện mối tương quan biến động của ba nước Mỹ, Trung Quốc và Nhật Bản với Việt Nam

Trong giai đoạn trước năm 2006, đối với chỉ số của thị trường chứng khoán Việt Nam, chỉ số của thị trường chứng khoán Mỹ và Nhật Bản có độ tương quan không ổn định và chủ yếu tồn tại mối tương quan âm. Trong khi đó, thị trường chứng khoán Trung Quốc tồn tại mối tương quan dương đối với Việt Nam.

b. Đồ thị hệ số hồi quy theo thời gian (Time-varying Coefficient) trong mô hình hồi quy đơn với sự biến thiên Vn-Index là biến phụ thuộc



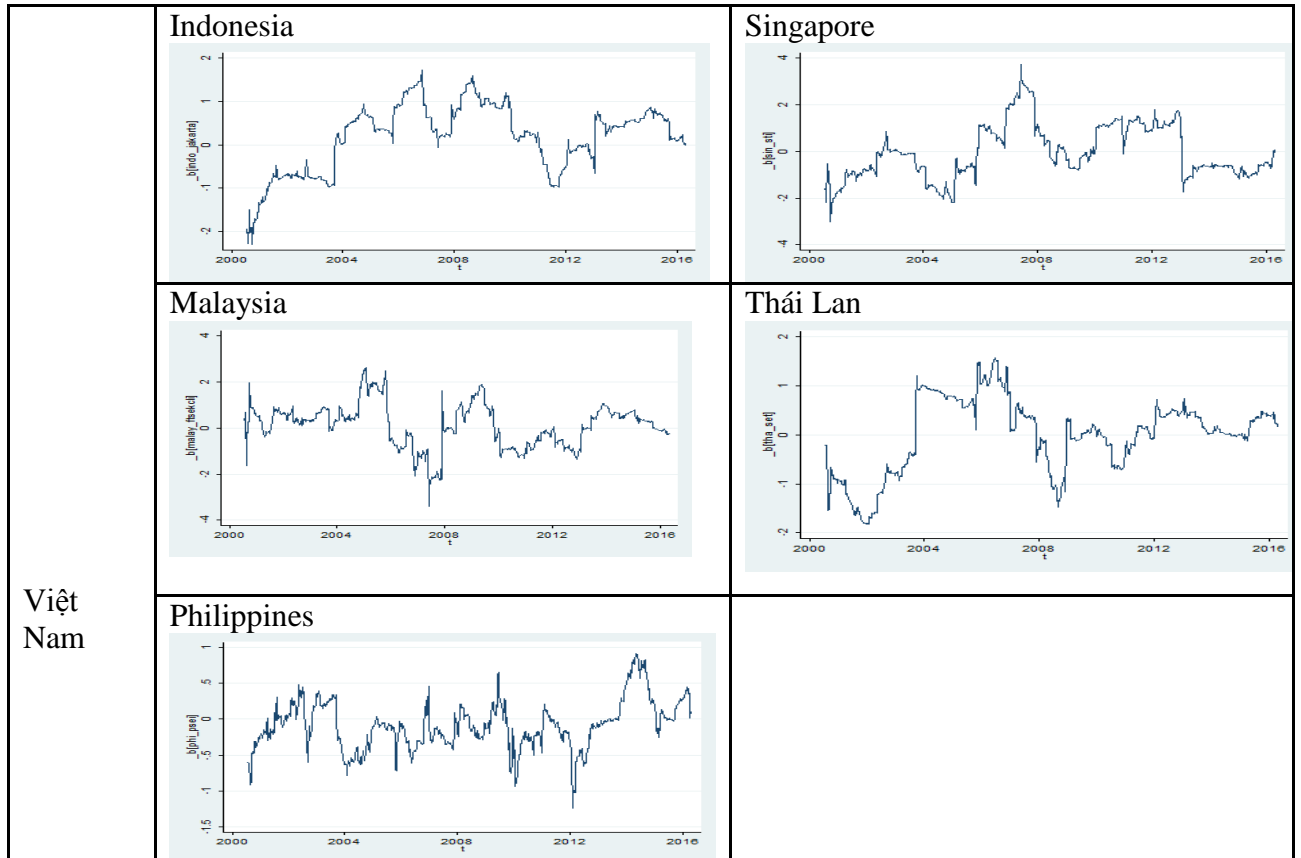
Đồ thị 8. Time-varying Coefficient thể hiện mô hình hồi quy đơn giữa ba nền kinh tế lớn nhất thế giới và Việt Nam với Việt Nam (vn_index) là biến phụ thuộc

Đối với quốc gia bổ sung là Hoa Kỳ, giai đoạn 2000- 2004 chứng kiến mối tương quan âm giữa thị trường chứng khoán nước này và thị trường chứng khoán Việt Nam. Giai đoạn tiếp theo từ 2004 đến 2012, tương quan đã đổi chiều trở thành tương quan dương và duy trì ở mức 0 đến 2, chứng minh mức ảnh hưởng cùng chiều do các biến động của các sàn chứng khoán Mỹ gây ra cho thị trường nước ta.

4.2.Kết quả mô hình hồi quy bội

4.2.1.Kết quả hồi quy bội giữa sự biến động thị trường chứng khoán Việt Nam và các nước ASEAN

Đồ thị hệ số hồi quy theo thời gian (Time Varying Coefficient) trong mô hình hồi quy bội với sự biến thiên Vn-Index là biến phụ thuộc.



Đồ thị 9. Time-varying coefficient trong mô hình hồi quy bội giữa các nước trong ASEAN và Việt Nam với Việt Nam (Vn_Index) là biến phụ thuộc

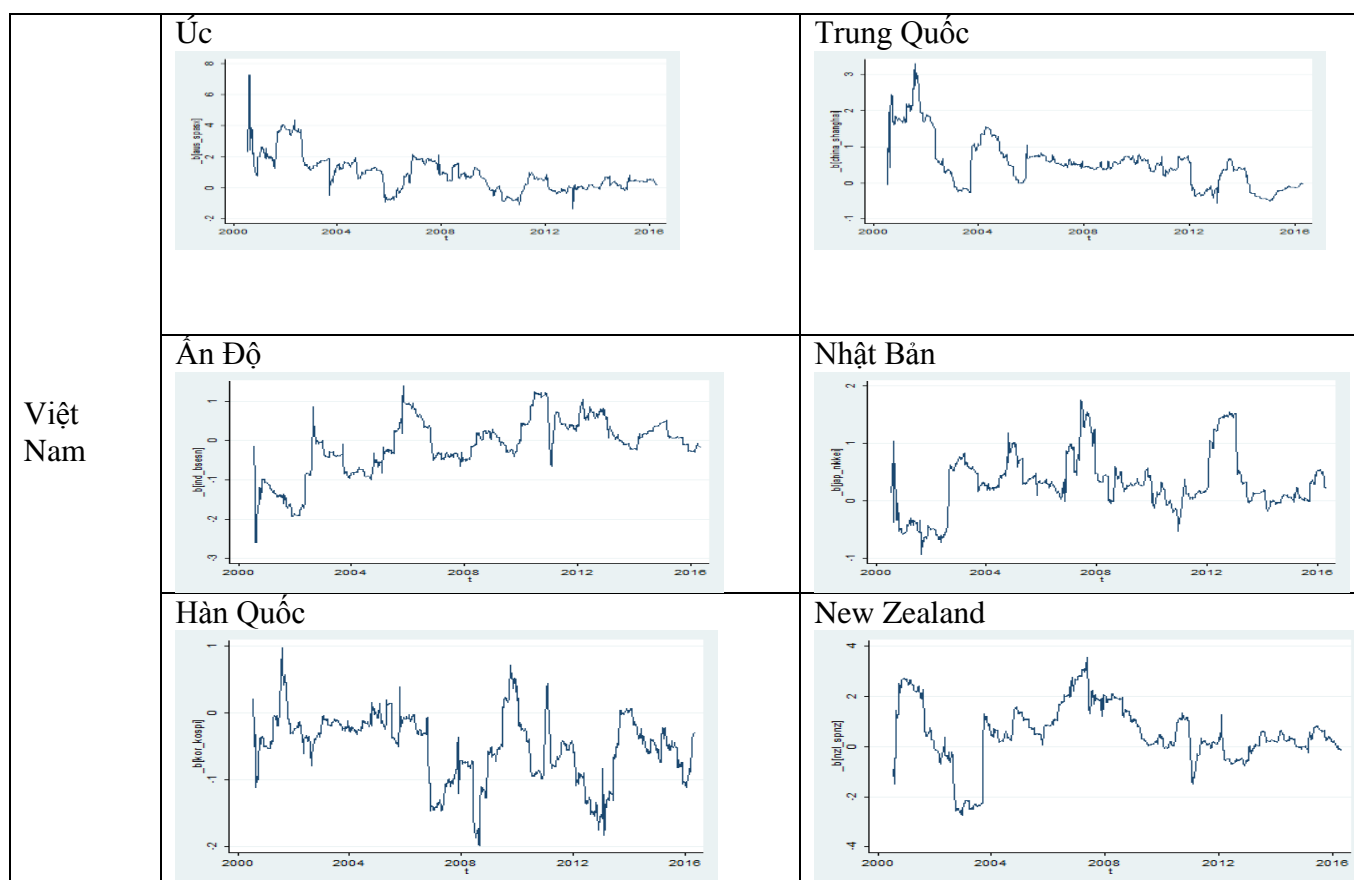
Xét trong môi trường 6 nước thuộc ASEAN trong đó có Việt Nam, xu hướng tăng về hướng tương quan dương là xu hướng chung. Độ tương quan với thị trường chứng khoán Việt Nam lên cực đại vào khoảng thời gian 2006 đến 2008 - thời điểm Việt Nam gia nhập WTO và sẵn sàng mở cửa hội nhập sâu rộng.

Thời điểm năm 2008 – năm diễn ra khủng hoảng kinh tế - tài chính thế giới, thị trường Indonesia, Phillipines và Malaysia ghi nhận tương quan dương với thị trường Việt Nam.

Đối chiếu giữa đồ thị Time Varying Coefficient của hai mô hình hồi quy đơn và bội, có thể rút ra sự khác biệt rõ ràng nhất xuất hiện ở trường hợp của Malaysia trong giai đoạn 2006 – 2008. Mô hình hồi quy bội có tác động ngược chiều với thị trường Việt Nam trong khi mô hình hồi quy đơn thể hiện tác động cùng chiều, điều này có thể được giải thích bằng các yếu tố ảnh hưởng ngoài quan hệ song phương như: quan hệ thương mại khu vực, quan hệ với các đối tác kinh tế khác. Ở các quốc gia còn lại, mối quan hệ giữa hai mô hình là tương đồng.

4.2.2. Kết quả hồi quy bội giữa sự biến động thị trường chứng khoán Việt Nam và các nước ngoài ASEAN thuộc RCEP.

a. Đồ thị hệ số hồi quy theo thời gian (Time varying Coefficient) trong mô hình hồi quy bội với sự biến thiên Vn-Index là biến phụ thuộc.



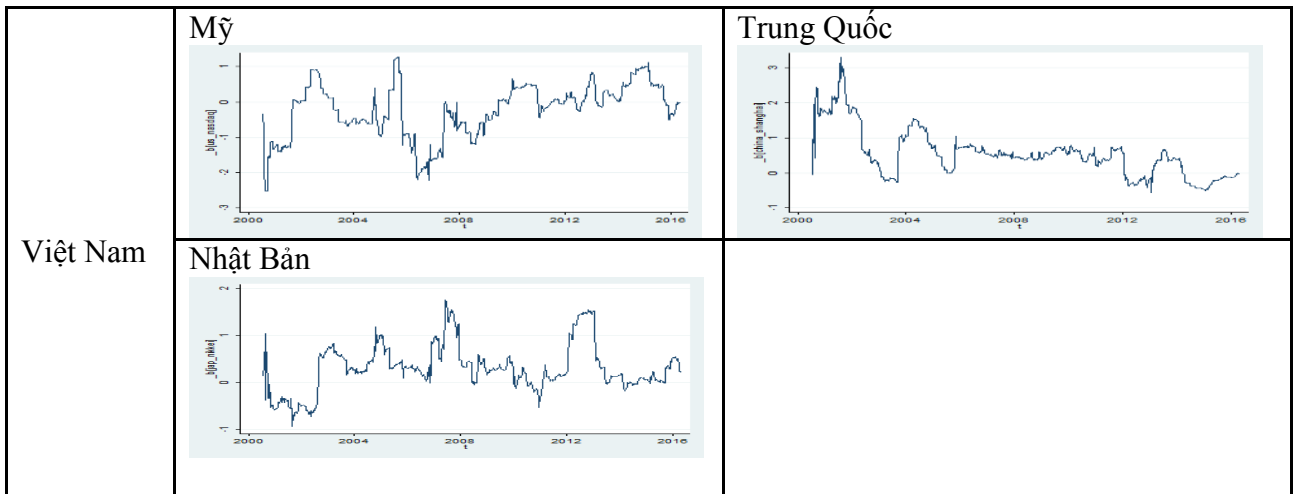
Đồ thị 10. Time-varying coefficient trong mô hình hồi quy bội giữa các nước ngoài ASEAN và Việt Nam với Việt Nam (Vn_Index) là biến phụ thuộc

Giai đoạn 2000 – 2002 chứng kiến mức tương quan dương từ hai thị trường này, cho thấy độ ảnh hưởng rất mạnh từ những cú sốc xảy ra từ hai thị trường tài chính lớn đến Việt Nam. Tuy nhiên trong giai đoạn từ năm 2004 trở đi, sự ảnh hưởng của cả hai nước này lên thị trường chứng khoán Việt Nam đều giảm do nền kinh tế Việt Nam đã có những bước khởi sắc và giảm bớt đi những ảnh hưởng từ bên ngoài.

Trong giai đoạn 2000 – 2002, độ tương quan giữa thị trường chứng khoán Nhật Bản và thị trường Việt Nam có sự đổi chiều từ tương quan âm sang tương quan dương. Trái lại, thị trường chứng khoán Hàn Quốc lại chứng kiến ảnh hưởng ngược chiều lên thị trường Việt Nam, khi trong hầu hết thời kì độ tương quan đều duy trì ở khoảng -0.5 và -2. Ảnh hưởng của thị trường chứng khoán New Zealand lên thị trường Việt Nam đạt cực đại vào giai đoạn 2007 – 2008 và sau đó duy trì ở độ tương quan dương nhỏ trong giai đoạn 2012 trở đi. Ấn Độ gây ảnh hưởng ngược chiều lên thị trường chứng khoán Việt Nam trước năm 2008, tuy nhiên sau năm 2008 xuất hiện tương quan dương giữa hai thị trường, mặc dù độ tương quan nhỏ (dưới 1). Cộng với việc thị trường Việt Nam ít phụ thuộc hơn vào thị trường chứng khoán Trung Quốc, điều này có thể được giải thích do nền kinh tế Việt Nam đã quay hướng hợp tác sang Ấn Độ - thị trường đông dân thứ hai, thay vì lựa chọn thị trường đông dân nhất thế giới – đặc biệt về vấn đề công nghệ cao và nhân công.

4.2.3. Kết quả hồi quy bội giữa sự biến động thị trường chứng khoán Việt Nam với 3 thị trường lớn trên thế giới đó là: Mỹ, Trung Quốc, Nhật Bản.

a. Đồ thị hệ số hồi quy theo thời gian (Time Varying Coefficient) trong mô hình hồi quy bội với sự biến thiên $VnIndex$ là biến phụ thuộc.



Đồ thị 11. Time-varying coefficient trong mô hình hồi quy bội giữa ba nền kinh tế lớn trên thế giới và Việt Nam với Việt Nam (Vn_Index) là biến phụ thuộc

Đối chiếu với mô hình hồi quy đơn (Đồ thị 15), ta thấy xu hướng độ tương quan vẫn lên cực đại vào thời điểm 2006 - 2008. Đến giai đoạn 2012, nền tài chính toàn cầu bắt đầu có sự phục hồi sau cuộc khủng hoảng tài chính thế giới, do đó, sự khởi sắc của nền chứng khoán Mỹ cũng kéo theo những nước tăng trưởng nhẹ cùng tương quan dương cho nền chứng khoán VN.

Tựu chung lại sau khi phân tích mô hình hồi quy đơn biến, đa biến và độ thị tương quan theo thời gian, nhóm nghiên cứu đưa những nhận xét chung như sau:

Xu hướng chung cho mối tương quan của các thị trường đến thị trường chứng khoán Việt Nam là tăng dần, đạt cực đại vào giai đoạn 2007-2008 và mức tương quan dương từ năm 2012.

Việt Nam chịu ảnh hưởng ngày càng nhiều từ Ấn Độ, Nhật Bản, ảnh hưởng từ Trung Quốc đến Việt Nam biến động trong giai đoạn 2012 – 2016 và có xu hướng đi lên từ cuối năm 2015. Ngoài ra, Việt Nam hầu như chịu mối tương quan âm với Hàn Quốc

Mặc dù vị thế quy mô kinh tế khá tương đồng, ba nền kinh tế phát triển nhất thế giới đều có những hướng gây ảnh hưởng riêng lên thị trường chứng khoán Việt Nam.

4.3. Kết quả kiểm định nhân quả Granger

4.3.1. Kiểm định tính dừng của các chuỗi bằng ADF Unit Root Test

Kiểm định tính dừng cho thấy chuỗi số liệu của tất cả các nước đều là chuỗi dừng.

4.3.2. Kiểm định giữa các nước trong ASEAN trong khu vực RCEP

Biến phụ thuộc Biến độc lập	Việt Nam	Singapore	Malaysia	Indonesia	Thái Lan	Philippines
Việt Nam		0.0004	0.0187	0.0018	0.1028	0.2102
Singapore	0.0079		0.0093	0.5480	0.0437	0.6241
Malaysia	0.0211	0.0190		0.0144	0.4752	0.5736
Indonesia	0.0331	0.0339	0.5848		0.1273	0.4402
Thái Lan	0.9937	0.1052	0.5141	0.1804		0.1802
Philippines	0.4749	0.4549	0.0547	0.9717	0.5985	

Bảng 29. Giá trị P-value trong kiểm định Granger giữa độ biến động của các thị trường chứng khoán trong ASEAN

4.3.3. Kiểm định giữa các nước ngoài ASEAN trong khu vực RCEP

Biến phụ thuộc Biến độc lập	Việt Nam	Úc	Trung Quốc	Ấn Độ	Nhật Bản	Hàn Quốc	New Zealand
Việt Nam		0.0004	0.0134	0.0589	0.21	0.0905	0.0084
Úc	0.0079		0.0093	0.5480	0.0437	0.6241	0.1913
Trung Quốc	0.0214	0.0190		0.0144	0.4752	0.5736	0.2266
Ấn Độ	0.1706	0.0339	0.5848		0.1273	0.4402	0.9698
Nhật Bản	0.0261	0.1052	0.5141	0.1804		0.1802	0.1199
Hàn Quốc	0.0190	0.4549	0.0547	0.9717	0.5985		0.7808
New Zealand	0.2192	0.5985	0.8572	0.9506	0.1321	0.7460	

Bảng 30. Giá trị P-value trong kiểm định Granger giữa sự biến động thị trường chứng khoán các quốc gia thuộc RCEP ngoài ASEAN với Việt Nam.

4.3.4. Kiểm định giữa Việt Nam và ba nền kinh tế lớn nhất thế giới (Mỹ-T. Quốc-Nhật Bản)

Biến phụ thuộc Biến độc lập	Việt Nam	Hoa Kỳ	Trung Quốc	Nhật Bản
Việt Nam		0.0958	0.0134	0.4647
Hoa Kỳ	0.7538		0.5461	0.0549
Trung Quốc	0.0214	0.0192		0.9202
Nhật Bản	0.0261	0.4616	0.4355	

Bảng 31. Giá trị P-value trong kiểm định Granger giữa sự biến động thị trường chứng khoán Việt Nam với Mỹ, Trung Quốc, Nhật Bản.

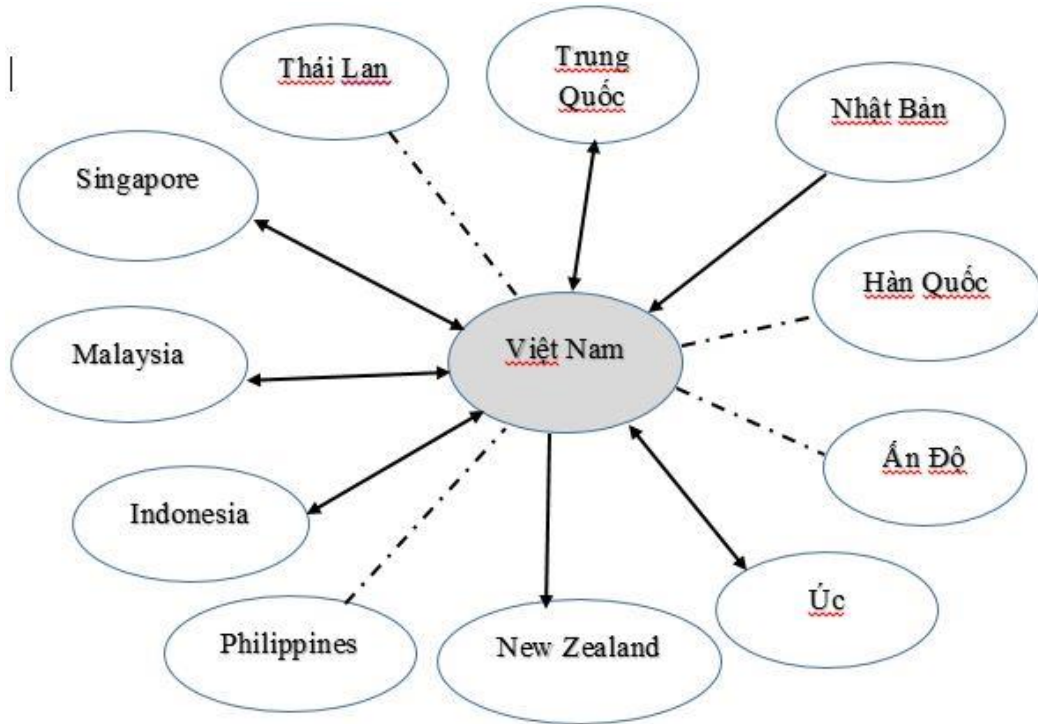
Kết quả cho thấy có mối quan hệ nhân quả Granger hai chiều giữa chỉ số thị trường chứng khoán của Việt Nam - Singapore, Việt Nam - Indonesia, Việt Nam - Malaysia, Việt Nam - Trung Quốc, Việt Nam - Úc. Từ đây, nhóm nghiên cứu sẽ xây dựng hàm phản ứng để đề xuất và khuyến nghị các giải pháp can thiệp vào thị trường chứng khoán của Nhà nước.

5. Kết luận và kiến nghị

Kết luận:

Kết quả phân tích đã chứng minh tính hiệu quả của phương pháp xem xét tương quan theo thời gian và mô hình hồi quy trong việc đánh giá mức độ hội nhập các thị trường chứng khoán thông qua sự biến động tương quan của chỉ số chứng khoán từng quốc gia.

Hơn thế nữa việc áp dụng mô hình nhân tử Granger, nhóm nghiên cứu đã chỉ ra cụ thể mối quan hệ của thị trường chứng khoán Việt Nam với từng quốc gia trong khu vực nghiên cứu, được thể hiện cụ thể trong hình dưới đây.



Đồ thị 12. Kết quả kiểm định nhân quả Granger của Việt Nam và các quốc gia khu vực RCEP

Chú thích:

Mũi tên 2 chiều : có sự tương tác lẫn nhau

Mũi tên 1 chiều : có sự tác động từ một phía

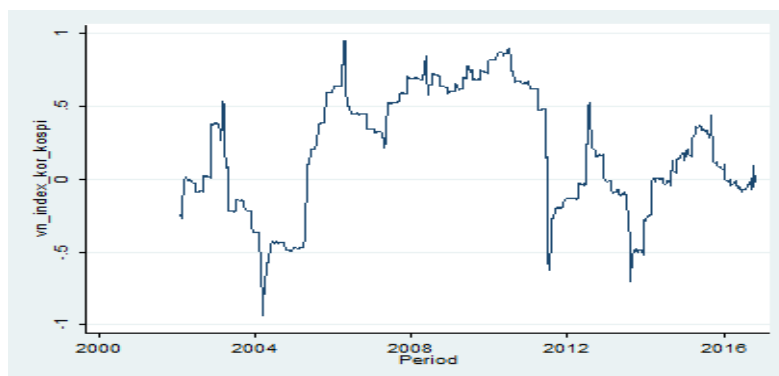
Đường nét đứt : không có sự tương tác lẫn nhau

Việc phân tích mô hình nhân quả Granger đưa ra một kết quả khá bất ngờ khi Việt Nam có mối quan hệ tác động qua lại với năm trên tổng số 11 quốc gia được lựa chọn trong bài nghiên cứu đó là: Singapore, Malaysia, Indonesia, Trung Quốc, Úc. Trong số sáu nước còn lại, thị trường chứng khoán Việt Nam cũng ghi nhận có quan hệ một chiều với hai nước: Nhật Bản, New Zealand. Trong khi kết quả phân tích cho thấy không có mối quan hệ qua lại giữa Việt Nam và Hàn Quốc, Việt Nam và Ấn Độ, Việt Nam và Thái Lan, Việt Nam và Philippines.

Kiến nghị:

Kiến nghị rút ra từ kết quả nghiên cứu.

Kiến nghị từ việc phân tích tương quan biến động theo thời gian.



Đồ thị 13. Mô tả tương quan theo thời gian (Rolling Window Correlation) giữa biến động thị trường chứng khoán Việt Nam và Hàn Quốc.

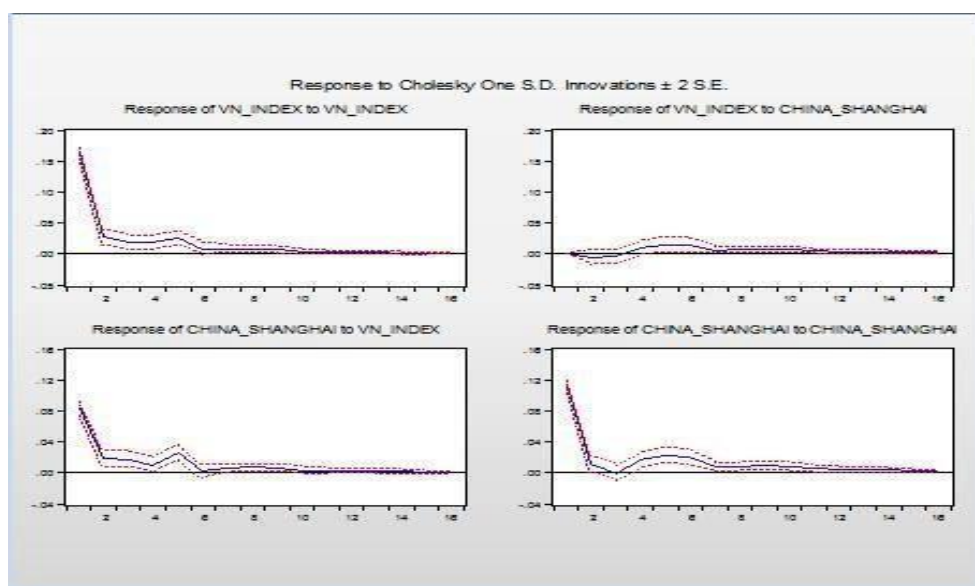
Sự biến đổi ngược chiều với một nền kinh tế phát triển thể hiện mức độ hội nhập không sâu giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và thị trường Hàn Quốc. Để duy trì ổn định mối tương quan dương, cần nhiều hơn những hành động tích cực từ phía chính phủ để mở rộng mối quan hệ không chỉ với Hàn Quốc mà còn với các quốc gia phát triển khác trên thế giới.

Kiến nghị từ kết quả phân tích mô hình nhân quả Granger.

Trong thời điểm hiệp định RCEP sắp được hoàn tất, kết quả nghiên cứu sẽ là định hướng cho những người làm chính sách trong việc đưa ra các chính sách thúc đẩy hội nhập. Với những quốc gia đã tồn tại quan hệ hai chiều với thị trường chứng khoán Việt Nam thì bài toán đặt ra sẽ là đánh giá hiệu quả, nên tiếp tục tăng cường hay giảm nhẹ mức độ hội nhập. Ngược lại, với những thị trường tiềm năng chưa có quan hệ qua lại với Việt Nam, thì bài toán đặt ra sẽ là làm sao để tăng cường hội nhập và khai thác tối đa hiệu quả dòng vốn từ thị trường đó.

Kiến nghị từ đồ thị Hàm phản ứng đẩy giữa Việt Nam và các quốc gia RCEP có mối quan hệ nhân quả hai chiều với Việt Nam.

Đối với những cặp quốc gia có mối quan hệ nhân quả Granger hai chiều (Việt Nam – Trung Quốc; Việt Nam – Singapore; Việt Nam – Indonesia; Việt Nam – Malaysia; Việt Nam – Úc), nhóm đã tiến hành áp dụng mô hình VAR, từ đó xây dựng hàm phản ứng giữa chỉ số giá chứng khoán Việt Nam (VN-Index) và chỉ số chứng khoán các nước trên. Sau đây, nhóm lấy mẫu một đồ thị hàm phản ứng giữa VN-Index và China-Shanghai:



Đồ thị 14. Hàm phản ứng giữa VN_INDEX và CHINA_SHANGHAI

Xem xét các đồ thị hàm phản ứng của VN_INDEX với chỉ số giá chứng khoán CHINA_SHANGHAI (Response of VN_INDEX to CHINA_SHANGHAI) (Đồ thị 21), nhóm nghiên cứu nhận thấy: trong 3 thời kì đầu, thị trường chứng khoán Việt Nam sẽ phản ứng tiêu cực khi thị trường Trung Quốc gặp một cú sốc. Tuy nhiên, sau 3 thời kì phản ứng tiêu cực thì 4 thời kì tiếp theo thị trường chứng khoán Việt Nam lại có sự chuyển biến tích cực và sau đó thị trường dần về trạng thái ổn định và không còn bị ảnh hưởng bởi cú sốc từ Trung Quốc nữa.

Tương tự như Trung Quốc, dựa vào đồ thị hàm phản ứng, ta có thể đưa ra những nhận định tương tự với thị trường Úc, Singapore, Malaysia, Indonesia.

Kết quả từ việc xây dựng hàm phản ứng của thị trường chứng khoán Việt Nam là cơ sở cho các nhà làm chính sách hoặc nhà đầu tư dự báo được các giai đoạn phản ứng của thị trường với một cú sốc từ bên ngoài. Từ đó có chính sách thắt chặt, giảm khối lượng giao dịch trong các giai đoạn bất lợi nhằm tối thiểu hóa rủi ro khách quan, ngược lại có chính sách đẩy mạnh, tăng khối lượng giao dịch trong những giai đoạn thị trường phản ứng thuận lợi để lợi dụng sóng đi lên của thị trường.

Những kiến nghị khác

Các biện pháp kích thích cả nhà đầu tư trong nước và nhà đầu tư nước ngoài đổ dòng vốn vào thị trường Việt Nam cần được đưa ra như: tăng cường phổ biến quy định của RCEP về các ngành mà Việt Nam được nhận định là hưởng lợi từ RCEP, phát triển các cơ sở hạ tầng nhằm đạt hiệu quả về chi phí để giảm giá thành của hoạt động kinh doanh sản xuất các sản phẩm dịch vụ từ ngành dệt may, thủy sản, công nghiệp, tái cơ cấu ngành tài chính ngân hàng cần được đẩy nhanh nhằm giảm thiểu các rủi ro hệ thống gây nguy cơ cho các hoạt động sản xuất và thương mại, đẩy nhanh quá trình cải cách môi trường kinh doanh để tạo ra môi trường thuận lợi.

Mặt khác, các công tác dự báo biến động thị trường chứng khoán trong, ngoài nước và trong khu vực cần được thực hiện thường xuyên và cập nhật nhằm đưa ra các dự báo chính xác và kịp thời. Từ đó, có thể đưa ra các biện pháp nhằm đối phó với những biến động trong tương lai một cách hiệu quả nhất.

Hạn chế của bài nghiên cứu

Bài nghiên cứu chỉ sử dụng ba phương pháp: phân tích đồ thị tương quan biến động theo thời gian, mô hình hồi quy và mô hình nhân quả GRANGER trong khi còn rất nhiều mô hình, phương pháp kiểm định khác cũng có thể sử dụng để nhận định về tương quan giữa các thị trường chứng khoán. Hơn nữa, bài nghiên cứu cũng chưa xem xét đến các nhân tố khác cũng góp phần trong việc làm biến động và hội nhập thị trường chứng khoán, kể như: thể chế, chính sách, pháp lý. Bên cạnh đó, trong bài nhóm tập trung làm rõ mức độ tương quan biến động của các quốc gia RCEP với Việt Nam mà chưa nêu lên mức độ tương quan giữa các quốc gia khác trong khu vực RCEP. Vấn đề này đòi hỏi cần có những nghiên cứu chuyên sâu tiếp theo. Cuối cùng, kết quả nghiên cứu của nhóm dựa trên số liệu trong quá khứ trước khi RCEP được kí nên kết quả nhóm thu được có nhiều ý nghĩa về tính định hướng. Kết quả chính xác nhất sẽ được phản ánh khi RCEP được ký kết chính thức.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] 1.Bhamra, H.S., & Uppal, R. (2009). “The Effect of Introducing a Non-Redundant Derivative on the Volatility of Stock-Market Returns When Agents Differ in Risk Aversion”. *The Review of Financial Studies*, vol 22 no 6.
- [2] 2.Byung-Joo Lee (2014), “Asian Stock Market Co-movement and Integration Analysis using Panel Analysis of Nonstationarity in the Idiosyncratic and Common Components (PANIC)”, Department of Economics University of Notre Dame Notre Dame, IN 46556U.S.A. blee@nd.edu.
- [3] 3.Chang Liu (2009), “Regional Integration of Stock Markets in Asia Pacific Countries”, Science Undergraduate College Leonard N.
- [4] 4.Chen, C.R., Lung, P.P., & Wang, F.A. (2009), “Stock Market Mispricing: Money Illusion or Resale Option”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*.
- [5] 5.Forbes, K.J., & Rigobon, R. (2002), “No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements”, *The journal of finance*, vol. LVII, no. 5.
- [6] 6.Geert Bekaert, Campbell Harvey (1995), “Time-Varying World Market Intergration”, *The Journal of Finance*, Vol. 1, No. 2
- [7] 7.Granger, C. W. J. (1988) “Some recent development in a concept of causality” *Journal of Econometrics*, Vol.39, pp.199–211.
- [8] 8.Ilhan Meric, Ilene V. Goldberg, Kathleen Dunne, Gulser Meric (2005), “Co-movement of NAFTA stock markets”, Refereed Article.
- [9] 9.Investorwords (2010), “The biggest Best Investing Glossary on the Web”, Volatility Retrieved October 31, 2010, from <http://www.investorwords.com/5256/volatility.html>.
- [10] 10.Jang, H and Sul, W. (2002), “The Asian financial crisis and the co-movement of Asian stock markets”, *Journal of Asian Economics*, Vol.13, pp. 94-104.
- [11] 11.Lihong Wang Nancy Huyghebaert Katholieke Universiteit Leuven, Belgium, (2003), “The Co-Movement of Stock Markets in East Asia. Did the 1997–1998 Asian Financial Crisis Really Strengthen Stock Market Integration?”
- [12] 12.Nishimura, Y., & Men, M. (2010). The paradox of China’s international stock market co-movement: Evidence from volatility spillover effects between China and G5 stock markets. *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies*.
- [13] 13.Philippe Jorion, Eduardo Schwartz (1986), “Intergration vs. Segmentation in the Canadian Stock Market”, *The Journal of Finance*, Vol. 41, No. 3
- [14] 14.Shaharudin Jakpar, Vejayapurni Vejayon, Anita Johari, Khin Than Myint (2013), “An Econometric Analysis on the Co-Movement of Stock Market Volatility between China and ASEAN-5”, *International Journal of Business and Social Science*, Vol. 4, No. 14.
- [15] 15.Trang Nha Le, Vietinbank (2010), “International transmission of stock returns: Mean and volatility spillover effects in Indonesia and Malaysia. *The International Journal of Business and Finance Research*, Volume 4, Number 1.

ẢNH HƯỞNG CỦA TÌNH TRẠNG HẠN CHẾ TÍN DỤNG ĐẾN NĂNG SUẤT LAO ĐỘNG CỦA DOANH NGHIỆP VỪA VÀ NHỎ Ở VIỆT NAM

SV: Nguyễn Tuấn Anh, Trần Phương Nga, Vũ Đức Thịnh

Trường Đại học Ngoại thương

GVHD: Đoàn Quang Hưng

TÓM TẮT

Công trình này nghiên cứu sự tác động của tình trạng hạn chế tín dụng tới năng suất lao động của doanh nghiệp sản xuất vừa và nhỏ ở Việt Nam. Chúng tôi sử dụng dữ liệu từ cuộc khảo sát doanh nghiệp vừa và nhỏ Việt Nam năm 2011 - thực hiện bởi sự phối hợp của Viện Khoa học Lao động và Xã hội (Bộ Lao động, Thương binh và Xã hội); Viện Nghiên cứu Quản lý Kinh tế Trung ương (CIEM) (Bộ Kế hoạch và Đầu tư), và Đại học Copenhagen (Đan Mạch). Kết quả cho thấy các doanh nghiệp vừa và nhỏ ở Việt Nam phần lớn bị hạn chế tín dụng. Chúng tôi cũng tìm được cơ sở để chứng minh rằng hạn chế tín dụng ảnh hưởng tiêu cực đến năng suất lao động của doanh nghiệp.

1. Đặt vấn đề

Doanh nghiệp vừa và nhỏ (DNVVN) ngày càng có vai trò quan trọng trong nền kinh tế của nhiều quốc gia trên thế giới, trong đó có Việt Nam. Theo Tổng cục thống kê (2011), DNVVN chiếm 97.6% tổng số doanh nghiệp; tạo ra 5.06 triệu công ăn việc làm; đóng góp ngân sách nhà nước 177.8 nghìn tỷ đồng (chiếm 29.9% tổng thu NSNN); giúp giải quyết hàng loạt vấn đề xã hội tồn tại, tạo ra lực lượng lao động có chất lượng ngày càng được nâng cao.

Một thực tế đáng quan ngại là năng lực sản xuất của các doanh nghiệp Việt Nam còn thấp, làm giảm khả năng cạnh tranh của doanh nghiệp. Năng suất lao động là một trong những tiêu chí phổ biến dùng để đánh giá năng lực sản xuất; và chịu sự tác động bởi nhiều yếu tố, ví dụ như vốn, quy mô sản xuất, nguồn nhân lực, công nghệ. Trong đó, đối với các DNVVN, nguồn vốn là một yếu tố quan trọng và nhạy cảm. Với đặc trưng của mình, việc sử dụng vốn ngoài DN là thiết yếu cho sự tồn tại và phát triển. Trên thực tế, tình trạng hạn chế tín dụng đã tồn tại ở nhiều DNVVN, ảnh hưởng không nhỏ tới hiệu quả hoạt động của DN.

Trên thế giới đã có nhiều nghiên cứu về tình trạng hạn chế tín dụng (Fazzari và các cộng sự 1988; Hall 1990; Guiso 1997; Hubbard 1998; Rand 2006). Tuy nhiên, ở Việt Nam, vấn đề này chưa dành được sự quan tâm đúng mực của các học giả. Xuất phát từ tính cấp thiết của việc phải có một nghiên cứu đáng tin cậy về vấn đề hạn chế tín dụng ở các DNVVN, chúng tôi chọn đề tài: “Ảnh hưởng của tình trạng hạn chế tín dụng tới năng suất lao động của các doanh nghiệp vừa và nhỏ ở Việt Nam”, sử dụng số liệu điều tra doanh nghiệp vừa và nhỏ Việt Nam năm 2011, thực hiện bởi sự phối hợp của Viện Khoa học Lao động và Xã hội (thuộc Bộ Lao động Thương binh và Xã hội), Viện Nghiên cứu Quản lý Kinh tế Trung ương (CIEM) (thuộc Bộ Kế hoạch và Đầu tư), và Đại học Copenhagen (Đan Mạch).

Phần còn lại của nghiên cứu được kết cấu như sau: Phần 2 sẽ trình bày về cơ sở lý luận và tổng quan nghiên cứu. Phần 3, tiếp đến, mô tả phương pháp nghiên cứu sử dụng. Phần 4 sẽ thảo luận và phân tích những kết quả đạt được từ mô hình hồi quy. Kết luận và những khuyến nghị sẽ được trình bày trong phần cuối.

2. CƠ SỞ LÝ LUẬN

2.1. Tổng quan về doanh nghiệp vừa và nhỏ ở Việt Nam

2.1.1. Định nghĩa doanh nghiệp vừa và nhỏ

Điều 3, Nghị định số 56/2009/NĐ-CP ngày 30/6/2009 của Chính phủ, quy định:

- DN có 10 lao động trở xuống: Doanh nghiệp siêu nhỏ
- DN có từ 10 đến dưới 200 lao động: Doanh nghiệp nhỏ
- DN có từ 200 đến 300 lao động: Doanh nghiệp vừa

2.1.2. Xu hướng phát triển của doanh nghiệp vừa và nhỏ ở Việt Nam

2.1.2.1. Doanh nghiệp Việt Nam chủ yếu là doanh nghiệp vừa và nhỏ, có vai trò quan trọng trong nền kinh tế

DNVVN đã và đang trở thành một bộ phận quan trọng trong nền kinh tế Việt Nam. Theo kết quả điều tra “Doanh nghiệp nhỏ và vừa giai đoạn 2006 – 2011” của Tổng cục thống kê, 97.6% tổng số doanh nghiệp cả nước là DNVVN, đóng góp đáng kể vào Tổng thu nhập quốc dân (GDP), tạo hàng triệu công ăn việc làm và giải quyết hàng loạt vấn đề xã hội.

Tính đến 31/12/2011, theo Tổng cục thống kê (2011), tổng số doanh nghiệp cả nước là 324691.

Theo số lượng lao động, số DN lớn chỉ chiếm 2.4%, còn lại 97.6% DNVVN (trong đó DN vừa là chiếm 2.1%, DN nhỏ chiếm 28.8% và DN siêu nhỏ chiếm tỷ lệ cao nhất với 66.8%) (Tổng cục thống kê, 2011).

Theo quy mô vốn, tại thời điểm 31/12/2011 số doanh nghiệp lớn chiếm 4.7%; còn lại 95.3% DNVVN (trong đó DN vừa: 12.1% tổng số DN; DN nhỏ: 83.1% tổng số DN) (Tổng cục thống kê, 2011).

Khu vực DNVVN đóng góp ngày một quan trọng vào ngân sách nhà nước qua từng năm. Năm 2006, DNVVN đóng góp ngân sách 45 nghìn tỷ đồng, năm 2011 đóng góp 177.8 nghìn tỷ đồng (chiếm 29.9% tổng thu NSNN, trong đó các DNVVN khu vực ngoài nhà nước đóng góp 64.6% trong tổng mức đóng góp của khối DNVVN) (Tổng cục thống kê, 2011).

2.1.2.2. DNVVN tăng nhanh về số lượng

Các kết quả điều tra DNVVN của Tổng cục thống kê (2011) cho thấy:

Về số lượng DNVVN, tính đến 31/12/2011, cả nước có 316941 DNVVN, tăng 2,64 lần so với năm 2006, tốc độ tăng bình quân mỗi năm giai đoạn này lên tới 21.4%. Điển hình là doanh nghiệp siêu nhỏ với tỷ lệ tăng năm 2011 so với năm 2006 là 2.8 lần.

Xét theo lĩnh vực kinh doanh, số lượng DNVVN tăng nhanh nhất ở hai lĩnh vực dịch vụ và công nghệ - xây dựng; tốc độ tăng bình quân mỗi năm giai đoạn 2006 – 2011 lần lượt là 23.3% và 18.5%. Cụ thể, số lượng DNVVN năm 2011 của khối ngành dịch vụ tăng 2.84 lần, khối ngành công nghiệp – xây dựng tăng 2.33 lần so với năm 2006. Số lượng DNVVN khu vực dịch vụ chiếm tới 68.3% tổng số DNVVN cả nước, khu vực công nghiệp xây dựng chiếm 30.7% tổng số DNVVN.

Xét theo trung tâm kinh tế, số lượng DNVVN tăng nhanh nhất ở Hà Nội và Thành phố Hồ Chí Minh với tốc độ tăng bình quân hàng năm giai đoạn 2006 – 2011 lần lượt là 28% và 23.7%. Số lượng DNVVN năm 2011 của Hà Nội tăng 3.44 lần, của TP. Hồ Chí Minh tăng 2.9 lần so với năm 2006. Trong đó số lượng DNVVN ở Hà Nội chiếm 22.4% tổng số DNVVN cả nước, con số này với TP. Hồ Chí Minh là 32.3%.

2.2.Hạn chế tín dụng

2.2.1.Khái niệm hạn chế tín dụng

Fazzari và các cộng sự (1988) cho rằng hạn chế tín dụng có nguồn gốc từ thông tin bất đối xứng trên thị trường tín dụng. Theo Guiso (1997), hạn chế tín dụng là trường hợp khi các trung gian tài chính với nguồn cho vay hữu hạn, có lượng thông tin không đầy đủ, đã từ chối hoặc hạn chế số lượng tín dụng cho các DN có kết quả hoạt động không tốt hoặc có một dự án mạo hiểm.

Qua các quan điểm trên đây và căn cứ vào mục tiêu nghiên cứu của đề tài, nhóm nghiên cứu đưa ra định nghĩa về *hạn chế tín dụng*: *hạn chế tín dụng là tình trạng doanh nghiệp muốn vay nhưng bị từ chối hoặc không vay đủ so với nhu cầu thực tế.*

2.2.2.Tổng quan nghiên cứu sự ảnh hưởng của hạn chế tín dụng tới doanh nghiệp

HCTD ảnh hưởng không nhỏ tới sự tồn tại và phát triển của các công ty. Musso và Schiavo (2008) đã xếp hạng các yếu tố gây trở ngại tới sự phát triển của DN, kết luận rằng HCTD xếp hạng thứ 7 về mức ảnh hưởng. Kumar và Francisco (2005) kết luận dựa trên tầm ảnh hưởng của chi phí vay vốn và tiếp cận nguồn vốn tới sự tăng trưởng của các công ty với quy mô khác nhau. Kumar và Francisco (2005) khảo sát tầm quan trọng của tài chính tới sự phát triển của công ty. Kết quả cho thấy chi phí vay vốn ảnh hưởng tới sự lớn mạnh của 57% số công ty được khảo sát. Musso và Schiavo (2008), Stefano Schiavo (2007) nghiên cứu mức độ ảnh hưởng của HCTD tới sự tồn tại và phát triển của DN; và chỉ ra khi một công ty có thể tiếp cận dễ dàng với nguồn vốn ngoài, xác suất công ty đó biến mất khỏi thị trường sẽ giảm đi. Ferrando và Mulier (2015) đưa ra nghiên cứu về những ảnh hưởng của HCTD, chỉ xét đến các công ty không tự tin khi vay vốn²⁷. Kết quả cho thấy tăng trưởng đầu tư ở các công ty không tự tin vay vốn thấp hơn 4.7% so với các công ty khác. Tăng trưởng việc làm và tăng trưởng tổng tài sản ở các công ty không tự tin vay vốn thấp hơn lần lượt 2.7% và 2.9% so với các công ty khác.

2.3.Lý thuyết về năng suất lao động

2.3.1.Khái niệm năng suất lao động

Năng suất lao động (NSLĐ) được định nghĩa ngắn gọn bởi Samuelson và Nordhaus (1989) là tổng sản lượng chia cho số lao động. Mọi công ty đều hướng đến việc gia tăng năng suất. Trên góc độ kinh tế, năng suất liên quan đến việc tạo ra nhiều giá trị hơn với cùng một nguồn lực. Đối với nhiều doanh nghiệp, mục đích kinh tế và cơ sở cho sự tồn tại là tạo ra giá trị. Tăng trưởng năng suất được đo lường bằng giá trị gia tăng (Value-added) (Tangen, 2005).

Có 3 loại NSLĐ: NSLĐ cá nhân, NSLĐ quy trình, NSLĐ mô hình. Trong đó các doanh nghiệp thường chú ý tới NSLĐ cá nhân.

2.3.2.Các yếu tố ảnh hưởng đến năng suất lao động

a.Tổng quan nghiên cứu về sự ảnh hưởng của hạn chế tín dụng đến năng suất lao động của doanh nghiệp

Banerjee và Dufflo (2008) đã dựa trên sự thay đổi của chính sách cấp tín dụng cho các DN vừa ở Ấn Độ để kiểm chứng vấn đề hạn chế tín dụng. Hai tác giả nhận thấy các DN được nhận thêm tín dụng có lợi nhuận năm trên những khoản vay này đạt 90%. Winker (1999) chỉ ra rằng DN bị hạn chế tín dụng thiếu những nguồn lực để đổi mới sáng tạo – một động lực quan

²⁷ Các công ty không tự tin khi vay vốn (discouraged borrowers): là các công ty có nhu cầu vay nhưng không đi vay vì nghĩ rằng mình sẽ bị từ chối.

trọng của gia tăng năng suất lao động. Ayyagari và các cộng sự (2007) tìm thấy bằng chứng cho giả thuyết DN không bị hạn chế tín dụng có tốc độ đổi mới sáng tạo nhanh hơn. Aghion và các cộng sự (2008) kết luận tỉ lệ đầu tư vào R&D – một tiêu chí đo lường các khoản đầu tư trong dài hạn²⁸, của các công ty bị hạn chế tín dụng bị ảnh hưởng từ sự biến động của toàn thị trường nhiều hơn so với các công ty không bị, qua đó tác động đến năng suất của doanh nghiệp. Nickell và Nicholitas (1999) tìm ra căn cứ để kết luận áp lực tài chính²⁹ có ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả hoạt động của DN. Schiantarelli và Sembenell (1999); Gatti và Love (2008) sau khi nghiên cứu về các doanh nghiệp ở Bulgaria cũng khẳng định tầm quan trọng của tín dụng đến năng suất lao động cũng như sự tăng trưởng năng suất lao động của doanh nghiệp.

b. Tổng quan nghiên cứu về ảnh hưởng của các yếu tố khác tới năng suất lao động

Nguồn nhân lực (Human capital) và quản lý nguồn nhân lực (HRM)

Black và Lynch (1996) khẳng định nguồn nhân lực là một yếu tố quan trọng quyết định tới năng suất của DN. Tác giả đã tìm ra cơ sở để cho rằng trình độ lao động trung bình của công nhân ảnh hưởng tích cực đến quá trình sản xuất của doanh nghiệp. Dựa trên mô hình Cobb-Douglas, nghiên cứu cho biết nếu trình độ lao động tăng 10% thì năng lực sản xuất tăng 8.5%.

Có nhiều nghiên cứu đều khẳng định vấn đề quản lý nguồn nhân lực (HRM) có ảnh hưởng cùng chiều (+) đến kiến thức, kỹ năng và động lực của người lao động (Doty và Delery, 1997; MacDuffie, 1995). Đó là những đặc điểm thiết yếu của lực lượng lao động, lực lượng nòng cốt của mỗi doanh nghiệp - những người trực tiếp làm tăng giá trị của doanh nghiệp. Theo đánh giá của Delery và Shaw (2001), quản lý nguồn nhân lực hiệu quả sẽ giúp doanh nghiệp tận dụng lợi thế của các lao động lành nghề, phát huy tính chủ động, sáng tạo của họ. Phân công lao động một cách hiệu quả giúp “trao quyền” cho nhân viên, cung cấp các nguồn lực cần thiết cho người lao động, tạo điều kiện để họ phát huy hết năng lực bản thân. Tạo động lực làm việc cho người lao động làm tăng hiệu quả làm việc, qua đó gia tăng năng suất lao động. Đồng quan điểm với Delery và Shaw (2001), Macduffie (1995) khẳng định các mục tiêu của DN sẽ dễ đạt được nếu chính sách quản lý nguồn nhân lực phát huy hiệu quả.

Quy mô doanh nghiệp (Size): Quy mô là yếu tố được quan tâm trong nhiều nghiên cứu trước đây. Nó được xem như một yếu tố quan trọng, ảnh hưởng gián tiếp đến năng suất lao động. Quy mô công ty thường được đo lường bởi số lượng lao động. Istvan (1992) đã chỉ ra: năng suất lao động xuất phát từ hiệu ứng quy mô ví dụ: chi phí vốn cố định được thay thế cho chi phí lao động.

Công nghệ (Technology): Đầu tư vào công nghệ mới cho phép công ty sử dụng nguồn lực một cách hiệu quả hơn, qua đó giúp tăng năng suất lao động. Công nghệ có ảnh hưởng rất lớn đến năng suất tổng thể (Total-Factor Productivity –TFP). Những tiến bộ trong công nghệ có thể thay đổi đáng kể yêu cầu kỹ năng của người lao động. Điều này có thể tạo ra những khó khăn trong việc chia tách các ảnh hưởng của công nghệ, quản lý và lao động đến năng suất. (Koch và Mcgrath, 1996)

Cường độ vốn (Capital per Labor): Thường được đo bởi tỷ lệ giữa tài sản thực trên tổng số lao động. Cường độ vốn biểu hiện cho việc DN có chú trọng đầu tư cơ sở vật chất, trang bị hay không.

²⁸ Aghion và các cộng sự (2008) cho rằng những khoản đầu tư dài hạn giúp tăng trưởng năng suất (Productivity) tốt hơn các khoản đầu tư ngắn hạn.

²⁹ Có thể hiểu là nợ

Tổ chức công đoàn(Union): Công đoàn có ảnh hưởng tích cực như giảm cạnh tranh giữa các công nhân; nhưng cũng có tác động tiêu cực như việc chủ trương các quy tắc làm việc cứng nhắc. Kết quả điều tra chỉ ra rằng những công ty có công đoàn có năng suất lao động cao hơn so với các công ty không thành lập công đoàn. (Kaliski, Freeman và Medoff 1986)

3.PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.1.Phương pháp kiểm tra tình trạng hạn chế tín dụng

Trong nghiên cứu này, chúng tôi tiếp cận một cách trực diện bằng việc sử dụng câu hỏi trực tiếp về việc vay vốn của doanh nghiệp trong cuộc khảo sát tương tự Raj & Sen (2013); Campello, Graham và Harvey (2010).

Trước đây, hầu như chưa có nghiên cứu nào đưa ra một cách thức trực tiếp để kiểm tra doanh nghiệp có bị hạn chế tín dụng hay không, mà chỉ dựa vào các tiêu chí gián tiếp. Ví dụ, Bigsten và các cộng sự (2003) đã phân tích cung cầu trong tín dụng của doanh nghiệp và các tổ chức tài chính để xác định một doanh nghiệp nào đó có bị hạn chế tín dụng hay không. Hall (1990) cho rằng doanh nghiệp có tỉ lệ lợi nhuận gộp dành để tái đầu tư cao thì sẽ bị hạn chế trong dòng tiền. Theo Jappelli (1990), nhược điểm của các cách sử dụng tiêu chí gián tiếp này là thường gây ra sai số khá lớn trong việc xác định tình trạng tín dụng của DN. Điều đó cho thấy lợi thế của việc sử dụng câu hỏi trực tiếp, để xác định tình trạng tín dụng mà chúng tôi sử dụng.

Dựa trên dữ liệu khảo sát, chúng tôi đã tổng hợp và phân chia tình trạng vay vốn của các DN như sau:

- DN chỉ vay nguồn chính thức
- DN chỉ vay nguồn không chính thức
- DN vay cả 2 nguồn
- DN không vay

Theo thống kê chúng tôi tự tính toán, chỉ có 7% số DN được khảo sát không bị hạn chế tín dụng (chỉ vay nguồn chính thức); có tới 41% số DN chỉ có thể vay từ các nguồn không chính thức (bạn bè, gia đình hoặc sử dụng vốn tự có); còn lại 52% số DN cũng gặp vấn đề với việc vay vốn vì nhiều lí do. Qua đó có thể nhận định phần lớn DNVVN ở Việt Nam còn gặp nhiều khó khăn trong việc vay vốn.

Phương pháp đo lường năng suất lao động của doanh nghiệp

3.2.1.Mô hình lý thuyết

Trước hết, chúng tôi xem xét hàm sản xuất Cobb – Douglas:

$$Y = A.K^\alpha.L^\beta \quad (1)$$

Sau khi chia cả 2 vế của (1) cho L, ta có:

$$\Rightarrow \frac{Y}{L} = A.\left(\frac{K}{L}\right)^\alpha.L^{\beta+\alpha-1} \quad (2)$$

Lấy logarit tự nhiên hai vế của (2), ta thu được:

$$\log\left(\frac{Y}{L}\right) = \log(A) + \alpha.\log\left(\frac{K}{L}\right) + (\beta + \alpha - 1).\log(L) \quad (3)$$

trong đó: L là lực lượng lao động; $\frac{Y}{L}$ là NSLĐ của DN, tính bằng giá trị đầu ra trên tổng số lao động; $\frac{K}{L}$ là tỉ lệ vốn trên lao động; A các nhân tố khác.

Samuelson và Nordhaus (1989) ; Wagne (2002); Datta, Guthrie và Wright (2005) ;Chadwick và các cộng sự (2012) đã sử dụng Tổng doanh thu (Total Revenue) trên mỗi lao động để tính năng suất lao động:

$$\text{Labor Productivity} = \frac{\text{Revenue}}{\text{Total Labor}} \quad (4)$$

Tuy nhiên, doanh thu (Revenue) chỉ phản ánh số tiền doanh nghiệp thu được từ việc bán sản phẩm hoặc cung cấp dịch vụ, bỏ qua sự quan tâm đến chi phí đầu vào – chi phí mà DN cố gắng giảm thiểu (SPRING Singapore 2011)³⁰. Do vậy, chúng tôi sử dụng thêm giá trị gia tăng (Value-added) để đo lường năng suất lao động, tương tự Griliches (1985). Griliches và Mairesse (1983) nhấn mạnh việc sử dụng doanh thu (Revenue) thay cho giá trị gia tăng (Value-added) là một trong những nguyên nhân gây ra sự sai lệch trong tính toán năng suất lao động vì đã bỏ qua chi phí nguyên liệu đầu vào, điều này có ý nghĩa rất lớn trong khi bài nghiên cứu này hướng đến các DN sản xuất. Theo WorldBank (2016), giá trị gia tăng (Value-added) là giá trị còn lại sau khi cộng tất cả các khoản thu và trừ đi các chi phí đầu vào:

$$\text{Giá trị gia tăng} = \text{Tổng thu} - \text{Tổng chi phí đầu vào} \quad (5)$$

3.2.2. Mô hình thực nghiệm

Chúng tôi sử dụng cả hai cách tính đã nêu trên để đo lường năng suất lao động dựa trên số liệu thu được. Điều này giúp giảm thiểu sai số trong ước lượng:

$$\text{- Sử dụng doanh thu (Revenue): Revenue Labor} = \frac{\text{Revenue}}{\text{Labor}}$$

$$\text{- Sử dụng giá trị gia tăng (Value-added): VA Labor} = \frac{\text{VA}}{\text{Labor}}$$

trong đó Revenue Labor là doanh thu trên đầu người; Revenue là tổng doanh thu; VA là giá trị gia tăng (Value-added); Labor là tổng số lao động.

Các biến kiểm soát

Province: Biến *province* cho biết địa điểm của trụ sở DN.

Rand (2006) khi nghiên cứu về DNVVN trong lĩnh vực sản xuất ở Việt Nam, chỉ ra rằng các DN ở các thành phố lớn gặp ít khó khăn hơn trong việc tiếp cận các nguồn tín dụng. DN ở các thành phố lớn cũng hoạt động hiệu quả hơn so với các DN ở nông thôn (Alfred Marshall 1890 – trích dẫn trong Combes và các cộng sự 2012, Rosenthal và Strange, 2003).

Edu: Biến *edu* là biến phân loại, cho biết trình độ học vấn của chủ DN.

Bates (1990) khẳng định vai trò của việc chủ DNVVN có nền tảng giáo dục cao trong việc sử dụng nguồn lực tài chính để giúp DN tồn tại. Mặt khác, để giúp DN tăng trưởng, chủ DN cần có năng lực (Davidsson 1991) và việc được hưởng một nền giáo dục vững chắc góp phần không nhỏ trong quá trình hình thành năng lực của chủ DN.

³⁰ SPRING Singapore là một tổ chức thuộc Bộ Thương mại và Công nghiệp Singapore, có trách nhiệm giúp đỡ các doanh nghiệp Singapore phát triển, xây dựng sự tin cậy trong sản phẩm và dịch vụ.

Taxcode: Biến *taxcode* là biến giả (dummy variable): *taxcode* = 1 nếu DNVVN có mã số thuế; *taxcode* = 0 nếu DNVVN không có mã số thuế.

Mô hình kinh tế lượng

Dựa trên hàm sản xuất Cobb-Douglas cổ điển (3) đã đề cập ở mục 3.3:

$$\log\left(\frac{Y}{L}\right) = \log(A) + \alpha \cdot \log\left(\frac{K}{L}\right) + (\beta + \alpha - 1) \cdot \log(L)$$

Chúng tôi xây dựng mô hình kinh tế lượng ước lượng sự ảnh hưởng của sự hạn chế tín dụng đến năng suất lao động (Labor Productivity) của DN bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS) cho dữ liệu chéo (Cross-sectional data):

$$\log(\text{LaborProd}) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{credit} + \alpha_2 \cdot \log(\text{PhysicLabor}) + \alpha_3 \cdot \log(\text{Labor}) + \alpha_4 \cdot \text{female} + \alpha_5 \cdot \text{taxcode} + \alpha_6 \cdot \text{edu} + \alpha_7 \cdot \sum_{i=1}^9 c_i \cdot \text{province}_i + \varepsilon$$

Trong đó:

LaborProd: Năng suất lao động của DN

Credit: tình trạng tín dụng của DNVVN (= 1 nếu DN chỉ vay từ nguồn chính thức; = 2 nếu DN chỉ vay từ nguồn không chính thức; = 3 nếu DN vay từ cả 2 nguồn; = 4 nếu DN không vay)

PhysicLabor: tài sản thực trên lao động

Labor: tổng số lao động của DNVVN

Female: Giới tính chủ DN (Female= 1 nếu chủ DN nữ; = 0 nếu chủ DN nam)

Edu: Trình độ học vấn của chủ DN (= 1 nếu chủ DN chỉ học hết tiểu học; = 2 nếu chủ DN chỉ học hết cấp 2; = 3 nếu chủ DN học hết cấp 3; = 4 nếu chủ DN học nghề/ trung cấp chuyên nghiệp; = 5 nếu chủ DN tốt nghiệp đại học)

Taxcode: DN có mã số thuế hay không (= 1 nếu DN có mã số thuế; = 0 nếu DN không có mã số thuế)

Province: Địa điểm đặt trụ sở DN [*Ha Noi (1), HCMC (79), Hai Phong (31), Ha Tay (cũ) (28), Long An (80), Phu Tho (25), Quang Nam (49), Nghe An (40), Khanh Hoa (56), Lam Dong (68)*]; $c_i = 1$ nếu DN ở tỉnh thứ i theo thứ tự sắp xếp mã tỉnh.

Bảng 3.1: Mô tả thống kê các biến trong mô hình

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
VALabor	2510	10.86212	.7739185	7.495542	15.41138
RevenueLabor	2511	12.03121	.9063744	7.824046	18.7086
credit	2522	2.736717	.9504128	1	4
lnPhysicLabor	2509	12.21526	1.389997	.1139529	16.82193
lnLabor	2513	1.822594	1.143196	0	5.703783
female	2523	.3729687	.4836898	0	1
taxcode	2216	.6737365	.4689508	0	1
edu	2523	3.142687	1.326338	1	5
province	2523	44.89695	26.09586	1	80

Nguồn: Nhóm nghiên cứu tự tính toán trên Stata

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Mô tả cơ sở dữ liệu

Sau khi loại bỏ những doanh nghiệp bỏ trống câu trả lời trong bảng hỏi, tổng số quan sát là 2196 DN VVN, hoạt động trong ngành công nghiệp chế biến, chế tạo. Về quy mô DN, theo định nghĩa về DN VVN của Chính phủ Việt Nam (2009), phần lớn số DN được khảo sát là DN siêu nhỏ (cụ thể: số DN siêu nhỏ chiếm 72.9%; số DN nhỏ chiếm 26.8%; số DN vừa chiếm 0.3%).

Chúng tôi đã kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến (multicollinearity); phân phối chuẩn của phần dư (Residuals) sử dụng ước lượng mật độ kernel (Kernel density estimate) và kiểm định lỗi trong việc lập mô hình (Specification errors). Kết quả kiểm định (xem phụ lục A) cho thấy mô hình không bị đa cộng tuyến; các phần dư (Residuals) phân phối chuẩn và mô hình không bỏ sót biến quan trọng nào.

4.2. Kết quả nghiên cứu

Sau khi kiểm định và sửa lỗi phương sai sai số thay đổi (Heteroskedasticity) của mô hình, chúng tôi thu được kết quả về hệ số hồi quy của các biến như sau:

Bảng 4.1: Kết quả hồi quy mô hình kinh tế lượng

	<i>LaborProd = Revenue</i> <i>/Labor (log)</i>	<i>LaborProd = Value-</i> <i>added / Labor (log)</i>
<i>Credit</i>		
Chỉ vay nguồn chính thức (base)		
Chỉ vay nguồn không chính thức	-0.21233518** (-2.32)	-0.2073673*** (-3.05)
Vay cả hai nguồn	-0.0060473 (-0.06)	-0.0857521 (-1.2)
Không vay	-0.461857*** (-4.89)	-0.3646401*** (-5.17)
<i>PhysicLabor (log)</i>	0.1663487*** (10.48)	0.1285288*** (10.26)
<i>Labor (log)</i>	0.0222803 (0.92)	0.0958977*** (5.04)
<i>Female (Nữ = 1; Nam = 0)</i>	0.003713 (0.1)	-0.0409525 (-1.38)
<i>Taxcode (Có mã số thuế = 1;</i> <i>Không có mã số thuế = 0)</i>	0.2088636*** (4.2)	0.237039*** (5.94)
<i>Edu</i>		
Chủ DN tốt nghiệp cấp 1 (base)		
Chủ DN tốt nghiệp cấp 2	0.0183305 (0.3)	0.0565659 (1.23)
Chủ DN tốt nghiệp cấp 3	0.0814781 (1.29)	0.1451808*** (3.04)
Chủ DN học nghề/ trung cấp chuyên nghiệp	0.1538243** (2.17)	0.1513982*** (2.82)
Chủ DN tốt nghiệp Đại học	0.2577221*** (3.62)	0.2286886*** (4.13)
<i>Province</i>		

Hà Nội (base)		
Phú Thọ	-0.2554838*** (-2.92)	-0.212915*** (-3.00)
Hà Tây	-0.0463071 (-0.57)	0.0860935 (1.4)
Hải Phòng	-0.0267356 (-0.32)	-0.0528167 (-0.86)
Nghệ An	-0.2787261*** (-3.63)	-0.2842485*** (-4.74)
Quảng Nam	-0.3569913*** (-4.33)	-0.1816224*** (-2.62)
Khánh Hòa	-0.2677622*** (-3.13)	-0.4395906*** (-7.4)
Lâm Đồng	-0.0022968 (-0.02)	0.0407938 (0.52)
TP Hồ Chí Minh	0.0196299 (0.29)	0.1788142*** (3.5)
Long An	-0.18561** (-2.27)	-0.2098927*** (-2.81)
Số quan sát	2196	2195
R-squared	0.23	0.33

*Chú thích: *, **, *** cho biết hệ số hồi quy lần lượt có ý nghĩa ở mức 10%; 5% và 1%*

Giá trị của thống kê t (t-statistics) được viết trong ngoặc

Nguồn: Nhóm nghiên cứu tự tính toán trên Stata

Theo bảng 4.1, các biến độc lập giải thích được 23% sự thay đổi của Doanh thu (Revenue) trên mỗi lao động và giải thích được 33% sự biến động của Giá trị gia tăng (Value-added) trên mỗi lao động.

4.2.1. Ảnh hưởng của hạn chế tín dụng đến năng suất lao động

DN vay cả hai nguồn không có ý nghĩa khi so sánh với các DN chỉ vay chính thức (bảng 4.1). Khi sử dụng DN chỉ vay nguồn chính thức làm nền tảng để so sánh, rõ ràng các DN chỉ vay nguồn không chính thức (lãi suất cao hơn) làm cho DN dè dặt trong việc tăng cường độ vốn (Capital per Labor) được thể hiện trong bảng B1 và B2 (phụ lục B).

Qua bảng B1 (phụ lục B), chúng tôi nhận thấy các DN không thể tiếp cận với nguồn vốn chính thức (chỉ vay nguồn không chính thức có mức đầu tư cho vốn thực (Physical Asset) trên đầu người ít hơn (Winker 1999; Ojha và các cộng sự 2010). Do đó, năng suất lao động thấp hơn DN chỉ vay từ nguồn chính thức là điều không khó hiểu. Đồng thời, các DN không vay cũng có năng suất lao động thấp hơn các DN chỉ vay từ các nguồn chính thức (mức ý nghĩa 1%).

Mặt khác, nếu sử dụng tiêu chí “Vay cả hai nguồn” làm tham chiếu, chúng tôi cũng thu được hệ số hồi quy mang dấu “-” với mức ý nghĩa 1% khi các DN không đi vay hoặc hoàn toàn bị hạn chế tín dụng (Bảng C1 – phụ lục C). Điều này củng cố và làm vững chắc thêm kết luận hạn chế tín dụng ảnh hưởng tiêu cực đến năng suất lao động của DN chỉ vay tại Việt Nam.

Bảng C2 (phụ lục C) cho thấy khi sử dụng tiêu chí “Không vay” là cơ sở tham chiếu, các hệ số hồi quy của các trường hợp còn lại của biến *credit* đều mang dấu “+” và có ý nghĩa ở mức 1%. Khi DN chỉ có thể tiếp cận với nguồn vay không chính thức kéo theo mức đầu tư về cường

độ vốn (Physical Asset per Labor) thấp hơn so với các DN không vay, nhưng các DN này vẫn có năng suất lao động cao hơn. Điều này cho thấy đang có sự thiếu hiệu quả trong việc sử dụng vốn thực (Physical Asset) ở một bộ phận DNVVN tại Việt Nam. Đồng thời, theo bảng C2 (*phụ lục C*), các DNVVN không vay vốn sẽ có năng suất lao động thấp hơn các DNVVN được cấp tín dụng (từ nguồn chính thức hoặc không chính thức). Kết quả này khẳng định tầm quan trọng của tín dụng đến hiệu quả hoạt động của DN, thống nhất với quan điểm của Keasey và Watson (1992); Beck (2003); Becker và Greenberg (2005).

4.2.3. Ảnh hưởng của các yếu tố khác đến năng suất lao động

Hệ số hồi quy của biến đo tài sản thực (Physical Asset) trên mỗi lao động mang dấu dương và có ý nghĩa ở mức 1%. Điều đó cho thấy nếu mỗi lao động được trang bị nhiều máy móc hoặc DN đầu tư nhiều hơn 1% cho cơ sở vật chất thì doanh thu (Revenue) thu được trên mỗi lao động sẽ tăng khoảng 16.6% trong khi giá trị gia tăng (value-added) mỗi công nhân làm ra tăng khoảng 12.8%.

Kết quả hồi quy biến đo lường số lao động (*Labor*) chỉ có ý nghĩa khi tính năng suất lao động bằng giá trị gia tăng (Value-added). Tất cả các DN được khảo sát đều là DN sản xuất nhưng doanh thu thiên về hoạt động bán hàng và liên quan nhiều đến các nhân viên kinh doanh hơn là công nhân, do đó khi số lao động tăng thêm thì doanh thu cũng chưa chắc đã tăng, do đó *Labor* không có ý nghĩa trong mô hình sử dụng doanh thu trên lao động làm tiêu chí đánh giá năng suất. Tuy nhiên, khi đánh giá năng suất dựa trên giá trị gia tăng mỗi lao động tạo ra, biến *Labor* có ý nghĩa ở mức 1% và mang dấu dương, chứng tỏ DN nào có lực lượng lao động đông đảo hơn thì sẽ có lượng giá trị gia tăng tạo ra trên mỗi công nhân lớn hơn. Kết hợp với sự đánh giá về tài sản thực (Physical Asset) trên đầu người, hay nói cách khác là vốn (capital) trên lao động, rõ ràng DNVVN nào vừa có tỉ lệ vốn trên lao động cao hơn và số lượng lao động đông đảo hơn sẽ hoạt động có hiệu quả hơn so với các DNVVN khác. Nhận định này phù hợp với mô hình tăng trưởng của Solow (1956).

Biến xác định giới tính chủ DNVVN *Female* không có ý nghĩa thống kê trong mô hình, cho thấy việc chủ DNVVN là nam hay nữ không quyết định DNVVN sẽ có năng suất lao động cao hay thấp. Rose (2007) cho rằng không có cơ sở để khẳng định sự khác biệt giới tính của lãnh đạo ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của DN. Rand (2006) khi nghiên cứu về tín dụng của DNVVN trong lĩnh vực sản xuất ở Việt Nam, cũng chỉ ra không có sự phân biệt giới tính khi DN vay vốn.

Bảng 4.1 cho thấy sự khác biệt đáng kể giữa DN có mã số thuế và DN không có mã số thuế. Biến *taxcode* ở cả hai cách tính đều có ý nghĩa ở mức 1%, cho thấy DN có mã số thuế có năng suất lao động cao hơn 28.88% (tính theo doanh thu trên người) và 23.70% (tính theo giá trị gia tăng trên người). Các hệ số hồi quy của biến *edu* tăng dần theo trình độ học vấn, chứng tỏ so với chủ DN chỉ học hết cấp 1 (base), học vấn cao sẽ giúp DN có năng suất lao động cao hơn, khẳng định tầm quan trọng của kiến thức và kỹ năng (Davidsson và các cộng sự 2003; Rauch, Frese và Utsch 2005). Các chủ DN có trình độ học vấn cao cũng giúp DN có doanh thu và giá trị gia tăng cao hơn.

Bảng 4.2: Doanh thu và giá trị gia tăng của DN chia theo trình độ học vấn của chủ DN (đv: triệu đồng)

<i>Edu</i>	Doanh thu (Revenue)		Giá trị gia tăng (Value-added)	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std.Dev
Học hết cấp 1	1478373.6	4277417.1	344421.02	615687.96
Học hết cấp 1	1216363.5	3395480.4	362947.04	838264.73
Học hết cấp 1	2221202.7	8333236.6	614221.26	1636118.3
Học nghề/ trung cấp	5039125.9	14095198	1325722.50	4004447.8
Đại học	29097725.0	3.48E+08	3919638.40	15018739

Nguồn: Nhóm nghiên cứu tự tính toán trên Stata

Kết quả hồi quy cũng chỉ ra sự phân hóa về năng suất lao động ở các địa phương. DNVVN ở các thành phố lớn (Hà Nội, Hải Phòng, TP HCM) có năng suất lao động cao hơn so với các địa phương khác.

5. Kết luận

Kết luận

Bài nghiên cứu phân tích các DNVVN trong lĩnh vực sản xuất ở Việt Nam để phát hiện sự ảnh hưởng của tình trạng hạn chế tín dụng đến năng suất lao động của các DNVVN.

Nhìn tổng thể, DNVVN ở Việt Nam hầu hết bị hạn chế tín dụng; một bộ phận DN sử dụng thiếu hiệu quả nguồn lực của mình. Công trình này đóng góp một phần trong lịch sử nghiên cứu về tín dụng cho DNVVN ở Việt Nam trong bối cảnh hiện nay chưa có nhiều sự quan tâm của các học giả cho vấn đề hạn chế tín dụng của các DNVVN Việt Nam.

Bằng việc sử dụng hàm sản xuất Cobb-Douglas và phương pháp OLS, chúng tôi đã tìm được cơ sở để khẳng định hạn chế tín dụng góp phần làm giảm năng suất lao động (Labor Productivity) của DN.

Bên cạnh đó, nếu tăng các yếu tố cường độ vốn (Physical Asset per Labor); trình độ học vấn của chủ DN thì năng suất lao động của DN cũng tăng theo. Việc DN ở thành phố lớn hay có mã số thuế không cũng góp phần ảnh hưởng đến năng suất lao động. Số lượng lao động đông đảo giúp làm tăng giá trị gia tăng trên đầu người (Value-added per Labor) trong khi không có ý nghĩa với sự biến động của doanh thu trên người (Revenue per Labor). Kết quả nghiên cứu của chúng tôi cho thấy không có cơ sở để khẳng định giới tính của người chủ có ảnh hưởng tới năng suất lao động.

Khuyến nghị

Về phía Chính phủ: Hiện nay, Chính phủ đã có chủ trương đến các ngân hàng về việc hỗ trợ vốn cho DNVVN. Tuy nhiên số DNVVN bị hạn chế tín dụng còn rất lớn với nhiều lí do khác nhau như thủ tục nhiều khâu, nhiều khoản phí bôi trơn; dẫn đến các DNVVN phải đi vay các nguồn không chính thức với lãi suất cao hơn rất nhiều. Để hạn chế và khắc phục tình trạng này, Chính phủ cần có những biện pháp quyết liệt hơn nữa để hỗ trợ DNVVN như tăng lượng vốn ưu đãi, hỗ trợ làm thủ tục vay vốn, thực hiện các chương trình tư vấn tín dụng cho DN.

Về phía Doanh nghiệp: Chủ DN nên tăng cường hiểu biết về vấn đề tín dụng để chuẩn bị các thủ tục. DN cũng nên đăng ký mã số thuế để tăng tính tin cậy khi các ngân hàng xem xét hồ sơ vay vốn Bên cạnh đó, DN cần không ngừng cải tiến để sử dụng hết và có hiệu quả các nguồn lực về vốn và lao động.

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Aghion, P., Angeletos, G., Banerjee, A. and Manova, K. (2010). Volatility and growth: Credit constraints and the composition of investment. *Journal of Monetary Economics*, 57(3), pp.246-265.
- [2] Aghion, P., Ashkenazy, P., Berman, N., Eymard, L., Cette, G., 2008. Credit constraints and the cyclicalities of R&D investment: evidence from France. Mimeo.
- [3] Ayyagari, M., Beck, T. and Demirgüç-Kunt, A. (2007), Small and Medium Enterprises across the Globe: A New Database, *Small Business Economics*, 29(4), 415-434.
- [4] Banerjee, A. and Duflo, E. (2014). Do Firms Want to Borrow More? Testing Credit Constraints Using a Directed Lending Program. *The Review of Economic Studies*.
- [5] Bates, T. (1990). Entrepreneur Human Capital Inputs and Small Business Longevity. *The Review of Economics and Statistics*, 72(4), p.551.
- [6] Becker, B. and Greenberg, D. (2005), Financial Development and International Trade, mimeo, University of Illinois at Urbana-Champaign
- [7] Ben Bernanke and Mark Gertler (1989). 'Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations' *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 1 (Mar., 1989), pp. 14-31
- [8] Berger, Allen, Nathan Miller, Mitchell Peterson, Raghuram Rajan and Jeremy Stein (2001) "Does Function Follow Organizational Form: Evidence from the Lending Practices of Large and Small Banks", MIMEO, Harvard University
- [9] Black, S. and Lynch, L. (1996). Human-Capital Investments and Productivity. *The American Economic Review*, 86(2), pp.263-267.
- [10] Bradford Jensen, J., R.H. McGuckin and K.J. Stiroh (2001). The impact of vintage and survival on productivity: evidence from cohorts of U.S. manufacturing plants, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 83, no. 2, 2001, pp 323-332
- [11] Campello, M., Graham, J. and Harvey, C. (2010). The real effects of financial constraints: Evidence from a financial crisis. *Journal of Financial Economics*, 97(3), pp.470-487.
- [12] Chadwick, C., Way, S., Kerr, G. and Thacker, J. (2012). Boundary Conditions of the High-Investment Human Resource Systems-Small-Firm Labor Productivity Relationship. *Personnel Psychology*, 66(2), pp.311-343.
- [13] Combes, P., Duranton, G., Gobillon, L., Puga, D. and Roux, S. (2012). The Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration From Firm Selection. *Econometrica*, 80(6), pp.2543-2594.
- [14] Data.worldbank.org. (2016). *Manufacturing, value added (% of GDP) | Data | Table*. [online] Available at: <http://data.worldbank.org/indicator/NV.IND.MANF.ZS>.
- [15] Datta, D., Guthrie, J. and Wright, P. (2005). HUMAN RESOURCE MANAGEMENT AND LABOR PRODUCTIVITY: DOES INDUSTRY MATTER?. *Academy of Management*, Vol. 48(No. 1), pp.135-145.
- [16] Davidsson, Per and Honig, Benson (2003) The role of social and human capital among nascent entrepreneurs. *Journal of Business Venturing* 18(3). pp. 301-331
- [17] Delery, J. and Shaw, J. (2001). The strategic management of people in work organizations: Review, synthesis, and extension. *Research in Personnel and Human Resources Management*, pp.165-197.

- [18] Fasci, M. and Valdez, J. (2004). A COMPARATIVE PROFILE OF MALE-AND FEMALEOWNED SMALL ACCOUNTING PRACTICES.
- [19] Fazzari, S., Hubbard, R., Petersen, B., Blinder, A. and Poterba, J. (1988). Finance Constraints and Corporate Investment. *BROOKINGS PAPERS ON ECONOMIC ACTIVITY*, 1988(1), pp.141-206.
- [20] Ferrando, A. and Mulier, K. (2015). *The Real Effects of Credit Constraints: Evidence from Discouraged Borrowers in the Euro Area*. [online] Papers.ssrn.com. Available at: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2650453 [Accessed 15 Apr. 2016].
- [21] Gal, P. N. (2013), “Measuring Total Factor Productivity at the Firm Level using OECD-ORBIT”, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1049, OECD Publishing. <<http://dx.doi.org/10.1787/5k46dsb25ls6-en>>
- [22] Gatti, R. and Love, I. (2008). Does access to credit improve ccess to Credit and Productivity productivity? Evidence from Bulgaria. *Economics of Transition*.
- [23] Gilchrist, S. and Himmelberg, C. (1995). Evidence on the role of cash flow for investment. *Journal of Monetary Economics*, 36(3), pp.541-572.
- [24] Griliches, Z. (1985). PRODUCTIVITY, R&D, AND BASIC RESEARCH AT THE FIRM LEVEL IN THE 1970s. *NBER WORKING PAPER SERIES*.
- [25] Guiso, L. (1997). High-tech firms and credit rationing. *Journal of Economics Behavior & Organization*, 35, pp.39-59.
- [26] Hall, B. (1990). The impact of corporate restructuring on industrial research and development. *Brookings Papers on Economic Activity 1*, pp.85-163.
- [27] Istvan, R. (1992). A new productivity paradigm for competitive advantage. *Strat. Mgmt. J.*, 13(7), pp.525-537.
- [28] Jappelli, T. (1990). Who is Credit Constrained in the U. S. Economy?. *The Quarterly Journal of Economics*, 105(1), p.219.
- [29] Kadapakkam, P., Kumar, P. and Riddick, L. (1998). The impact of cash flows and firm size on investment: The international evidence. *Journal of Banking & Finance*.
- [30] Kaliski, S., Freeman, R. and Medoff, J. (1986). What Do Unions Do?. *Labour / Le Travail*, 18, p.296.
- [31] Kaplan, S. and Zingales, L. (1997). Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?. *The Quarterly Journal of Economics*.
- [32] Keasey, K. and Watson, R. (1992) Investment and Financing Decisions in the Performance of Small Firms, National Westminster Bank, London
- [33] KOCH, M. and McGRATH, R. (1996). IMPROVING LABOR PRODUCTIVITY: HUMAN RESOURCE MANAGEMENT POLICIES DO MATTER.
- [34] Krueger, A. (1993). How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984-1989. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(1), pp.33-60.
- [35] Kumar, A. and Francisco, M. (2005). Enterprise Size, Financing Patterns and Credit Constraints in Brazil: Analysis of Data from the Investment Climate Assessment Survey. *SSRN Electronic Journal*.
- [36] Lê Đức Quang (2010). *Giải pháp mở rộng cung tín dụng đối với doanh nghiệp nhỏ và vừa của Ngân hàng Nông nghiệp và Phát triển nông thôn tỉnh Quảng Nam*. MBA. Đại học Đà Nẵng.

- [37] Lê Thanh Sơn, Nguyễn Diệu Linh, Trần Minh Đức, Vương Thị Hồng Hạnh, Nguyễn Thuỳ Dung (2014). *Ảnh hưởng của bất cân xứng thông tin tới chi phí vốn cổ phần của doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam*. Đại học Ngoại thương.
- [38] Love, I. and Sánchez, S. (2009). Credit Constraints and Investment Behavior in Mexico's Rural Economy. *Policy Research Working Paper 5014*.
- [39] Macduffie, J. (1995). Human Resource Bundles and Manufacturing Performance: Organizational Logic and Flexible Production Systems in the World Auto Industry. *ILR Review*, 48(2), pp.197-221.
- [40] Manova, K. (2008). Credit constraints, equity market liberalizations and international trade. *Journal of International Economics*, 76(1), pp.33-47.
- [41] Marlow, S. and Patton, D. (2005). All Credit to Men? Entrepreneurship, Finance, and Gender. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 29(6), pp.717-735.
- [42] Musso, P. and Schiavo, S. (2008). The impact of financial constraints on firm survival and growth. *Journal of Evolutionary Economics*, 18(2), pp.135-149.
- [43] Nickell, S. and Nicholitsas, D. (1999). 'How does financial pressure affect firms?' *European Economic Review*, 43(8), pp. 1435–1456.
- [44] Ojah, K., Gwatidzo, T. and Kaniki, S. (2010), Legal environment, finance channels and investment: The east african example, *Journal of Development Studies*, 46, 724-744
- [45] Oliner, S. and Rudebusch, G. (1992). Sources of the Financing Hierarchy for Business Investment. *The Review of Economics and Statistics*, 74(4), p.643.
- [46] Parzen, M. (2014). *Stat E-104: Section 12 Diagnostics and Multiple Regression*.
- [47] Peng, Y. (1992). Wage Determination in Rural and Urban China: A Comparison of Public and Private Industrial Sectors. *American Sociological Review*, 57(2), p.198.
- [48] Rose, C. (2007). Does female board representation influence firm performance? The Danish evidence. *The Author*, 15(2).
- [49] Rosenthal, S. and Strange, W. (2003). Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies.
- [50] Russo, P. and Rossi, P. (2001). Credit constraints in Italian industrial districts. *Applied Economics*, 33(11), pp.1469-1477.
- [51] Samuelson, P. and Nordhaus, W. (1989). *Economics: An Introductory Analysis*.
- [52] Schiantarelli, F. and Sembenelli, A. (1999). 'The maturity structure of debt: Determinants and effects on firms' performance: Evidence from the United Kingdom and Italy', The World Bank, Policy Research Working Paper Series: 1699, Washington, D.C.
- [53] SPRING Singapore (2011), A Guide to Productivity Measurement. Singapore.
- [54] Tangen, S. (2005). Demystifying productivity and performance. *Int J Productivity*.
- [55] U.S. Congress, Office of Technology Assessment, Technology and Structural Unemployment: Reemploying Displaced Adults, OTA-ITE-250 (Washington).
- [56] Viện năng suất Việt Nam, (2014). *Báo cáo năng suất Việt Nam*. Hà Nội.
- [57] Wagne, J. (2002). The causal effects of exports on firm size and labor productivity: first evidence from a matching approach. *Economics Letters*, 77, pp.287–292.

PHỤ LỤC A

Các kết quả kiểm định mô hình

Bảng A1: Kết quả kiểm định đa cộng tuyến cho các biến độc lập

Variable	VIF	1/VIF
-----+-----		
credit		
2	4.59	0.217914
3	3.48	0.287352
4	4.24	0.235930
lnPhysicLabor	1.41	0.709025
lnLabor	2.00	0.499407
female	1.05	0.956151
edu		
2	2.71	0.369132
3	2.58	0.387128
4	2.05	0.488437
5	2.79	0.358162
taxcode	1.93	0.518656
province		
25	2.43	0.412153
28	2.52	0.397299
31	1.66	0.601500
40	2.44	0.410660
49	1.69	0.592224
56	1.45	0.688700
68	1.32	0.755149
79	2.61	0.383509
80	1.51	0.663223
-----+-----		
Mean VIF	2.32	

Nguồn: Nhóm nghiên cứu tự tính toán trên Stata

Bảng A2: Kiểm định lỗi trong việc lập mô hình (Specification errors) khi LaborProd = Value-added / Labor (sử dụng linktest và ovtest)

```
. linktest
```

lnVALabor	Coef.	Std. Err.	t	P> t
-----+-----				
_hat	3.439603	1.302275	2.64	0.008
_hatsq	-.1134308	.0605338	-1.87	0.061
_cons	-13.09476	6.995831	-1.87	0.061

```
. ovtest
```

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of lnVALabor
Ho: model has no omitted variables
F(3, 2171) = 2.61
Prob > F = 0.0502

Nguồn: Nhóm nghiên cứu tự tính toán trên Stata

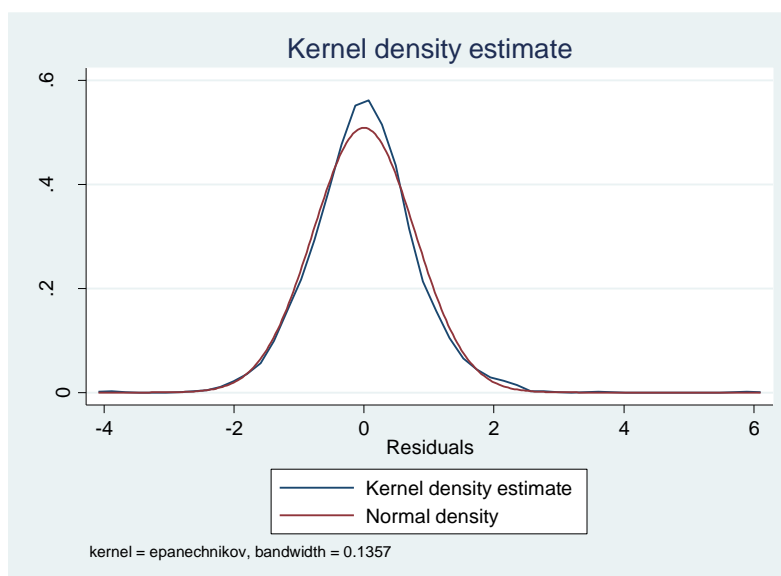
Bảng A3: Kiểm định lỗi trong việc lập mô hình (Specification errors) khi $LaborProd = Revenue / Labor$ (sử dụng linktest và ovtest)

```
. linktest
      lnProd10 |          Coef.   Std. Err.      t    P>|t|
-----+-----+-----+-----+-----
      _hat     |   -1.650035   1.702099   -0.97   0.332
      _hatsq   |    .1111035   .0713425    1.56   0.120
      _cons    |    15.781    10.14407    1.56   0.120
-----+-----+-----+-----+-----

. ovtest
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of lnProd
Ho: model has no omitted variables
      F(3, 2172) =      0.97
      Prob > F =      0.4037
```

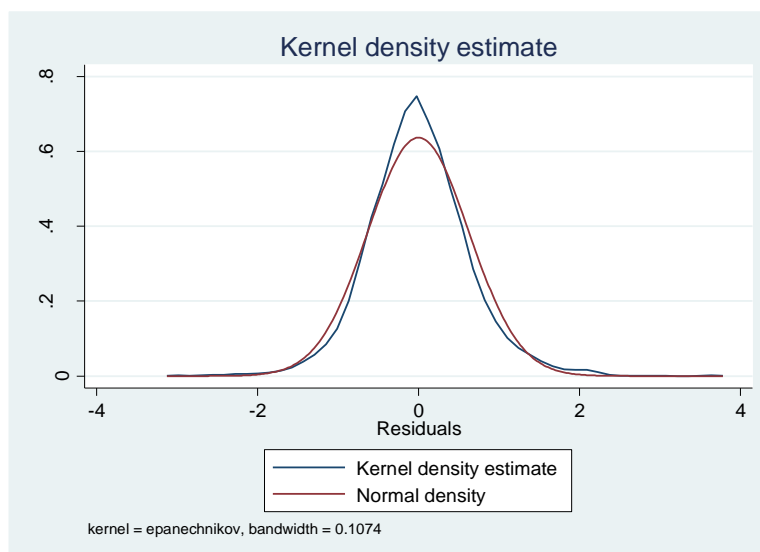
Nguồn: Nhóm nghiên cứu tự tính toán trên Stata

Hình A1: Ước lượng mật độ Kernel khi $LaborProd = Revenue / Labor$



Nguồn: Nhóm nghiên cứu tự tính toán trên Stata

Hình A2: Ước lượng mật độ Kernel khi $LaborProd = Value-added / Labor$



Nguồn: Nhóm nghiên cứu tự tính toán trên Stata

PHỤ LỤC B

Bảng B1: Cường độ vốn trên lao động theo từng tình trạng tín dụng của DN

credit	Summary of PhysicLabor (log)		
	Mean	Std. Dev.	Freq.
Chỉ vay chính thức	12.341318	1.308832	165
Chỉ vay không chính thức	12.185145	1.3456807	1048
Vay cả hai nguồn	12.162705	1.3268113	575
Không vay	12.269829	1.5140251	720
Total	12.214586	1.3898656	2508

Nguồn: Nhóm nghiên cứu tự tính toán trên Stata

Bảng B2: Số lượng lao động (Log) theo từng tình trạng tín dụng của DN

credit	Summary of Labor (log)		
	Mean	Std. Dev.	Freq.
Chỉ vay chính thức	1.936655	1.1338308	167
Chỉ vay không chính thức	1.7013218	1.0578032	1048
Vay cả hai nguồn	2.4662817	1.221089	576
Không vay	1.4566559	.97651293	721
Total	1.8221472	1.1432047	2512

Nguồn: Nhóm nghiên cứu tự tính toán trên Stata

PHỤ LỤC C

Kết quả hệ số hồi quy biến credit khi sử dụng các tiêu chí khác nhau làm tham chiếu

Bảng C1: Hệ số hồi quy của biến credit khi sử dụng tiêu chí “Vay cả 2 nguồn” làm tham chiếu

<i>Credit</i>	<i>LaborProd = Revenue / Labor</i>	<i>LaborProd = Value-added/Labor</i>
Chỉ vay nguồn chính thức	0.0060473 (0.06)	0.0857521 (1.20)
Chỉ vay nguồn không chính thức	-0.2062878*** (-4.46)	-0.121615*** (-3.18)
Vay cả 2 nguồn(base)		
Không vay	-0.4558097*** (-8.61)	-0.2788879*** (-6.33)

*Chú thích: *, **, *** cho biết hệ số hồi quy lần lượt có ý nghĩa ở mức 10%; 5% và 1%*

Giá trị của thống kê t (t-statistics) được viết trong ngoặc

Nguồn: Nhóm nghiên cứu tự tính toán trên Stata

Bảng C2: Hệ số hồi quy của biến *Credit* khi sử dụng tiêu chí “Không vay” để tham chiếu

<i>Credit</i>	<i>LaborProd = Revenue / Labor</i>	<i>LaborProd = Value-added/Labor</i>
Chỉ vay nguồn chính thức	0.461857*** (4.89)	0.3646401*** (5.17)
Chỉ vay nguồn không chính thức	0.2495219*** (6.06)	0.1572727*** (4.69)
Vay cả 2 nguồn	0.455809*** (8.61)	0.2788879*** (6.33)
Không vay (base)		

*Chú thích: *, **, *** cho biết hệ số hồi quy lần lượt có ý nghĩa ở mức 10%; 5% và 1%
Giá trị của thống kê t (t-statistics) được viết trong ngoặc*

Nguồn: Nhóm nghiên cứu tự tính toán trên Stata

PHÂN TÍCH TÁC ĐỘNG CỦA CÁC THÀNH PHẦN KINH TẾ TRONG LĨNH VỰC ĐẦU TƯ VỐN PHÁT TRIỂN TOÀN XÃ HỘI

SV: Huỳnh Chi Đan, Vũ Thị Hải Lý, Hà Phương Uyên
Đại học Tài chính Marketing Thành phố Hồ Chí Minh
GVHD: TS. Nguyễn Huy Hoàng, Th.S Nguyễn Tuấn Duy

I.Mở đầu:

Hiện nay, Việt Nam đang trong giai đoạn phát triển và hội nhập trong và ngoài nước. Vốn đầu tư phát triển toàn xã hội là một trong các yếu tố vật chất tác động trực tiếp quyết định sự phát triển của nền kinh tế. Việc đầu tư và phát triển đang diễn ra rất phong phú và đa dạng theo nhiều thành phần, khu vực kinh tế như Kinh tế nhà nước, Kinh tế ngoài nhà nước và Kinh tế có vốn đầu tư nước ngoài. Theo thực nghiệm, nhóm nhận thấy vốn đầu tư tác động rõ rệt lên nền kinh tế. Để xem xét mức độ ảnh hưởng này, đặc biệt là nguồn vốn từ khu vực Kinh tế ngoài nhà nước và Kinh tế có vốn đầu tư nước ngoài.

Vấn đề nghiên cứu:

Xây dựng mô hình kinh tế lượng phân tích tác động của các thành phần kinh tế trong lĩnh vực đầu tư vốn phát triển toàn xã hội trên cơ sở số liệu thống kê

	Tổng số	Kinh tế Nhà nước	Kinh tế ngoài nhà nước	Khu vực có vốn đầu tư nước ngoài
Giá thực tế (Tỷ đồng)				
1995	72,4470	30,4470	20,0000	22,0000
1996	87,3940	42,8940	21,8000	22,7000
1997	108,3700	53,5700	24,5000	30,3000
1998	117,1340	65,0340	27,8000	24,3000
1999	131,1710	76,9580	31,5420	22,6710
2000	151,1830	89,4170	34,5940	27,1720
2001	170,4960	101,9730	38,5120	30,0110
2002	200,1450	114,7380	50,6120	34,7950
2003	239,2460	126,5580	74,3880	38,3000
2004	290,9270	139,8310	109,7540	41,3420
2005	343,1350	161,6350	130,3980	51,1020
2006	404,7120	185,1020	154,0060	65,6040
2007	532,0930	197,9890	204,7050	129,3990
2008	616,7350	209,0310	217,0340	190,6700

	Tổng số	Kinh tế Nhà nước	Kinh tế ngoài nhà nước	Khu vực có vốn đầu tư nước ngoài
2009	708,8260	287,5340	240,1090	181,1830
2010	830,2780	316,2850	299,4870	214,5060
2011	924,4950	341,5550	356,0490	226,8910
2012	1,010,1140	406,5140	385,0270	218,5730
2013	1,094,5420	441,9240	412,5060	240,1120
Sơ bộ 2014	1,220,7240	486,8040	468,5130	265,4070

Nguồn số liệu: www.gso.gov.vn (tổng cục thống kê)

Đặt:

Y là tổng số vốn đầu tư

X2 là tổng số vốn đầu tư từ khu vực kinh tế nhà nước

X3 là tổng số vốn đầu tư từ khu vực kinh tế ngoài nhà nước

X4 là tổng số vốn đầu tư từ khu vực có vốn đầu tư nước ngoài.

Xét hàm hồi quy tổng thể:

$$P,R,F: E(Y/X_3 X_4) = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_4 X_4$$

Trong đó: Y: biến phụ thuộc

X3 X4: là các biến giải thích

Mô hình hồi quy tổng thể:

$$P,R,M: Y_i = \beta_1 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + U_i$$

Hàm hồi quy mẫu:

$$S,R,F: \hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 X_3 + \hat{\beta}_4 X_4$$

Với số liệu trên nhập vào phần mềm Eviews ta thu được bảng sau:

	Tổng số	Kinh tế Nhà nước	Kinh tế ngoài nhà nước	Khu vực có vốn đầu tư nước ngoài
Giá thực tế (Tỷ đồng)	Y	X2	X3	X4
1995	72447	30447	20000	22000
1996	87394	42894	21800	22700
1997	108370	53570	24500	30300
1998	117134	65034	27800	24300
1999	131171	76958	31542	22671
2000	151183	89417	34594	27172
2001	170496	101973	38512	30011

	Tổng số	Kinh tế Nhà nước	Kinh tế ngoài nhà nước	Khu vực có vốn đầu tư nước ngoài
2002	200145	114738	50612	34795
2003	239246	126558	74388	38300
2004	290927	139831	109754	41342
2005	343135	161635	130398	51102
2006	404712	185102	154006	65604
2007	532093	197989	204705	129399
2008	616735	209031	217034	190670
2009	708826	287534	240109	181183
2010	830278	316285	299487	214506
2011	924495	341555	356049	226891
2012	1010114	406514	385027	218573
2013	1094542	441924	412506	240112
Sơ bộ 2014	1220724	486804	468513	265407

II. Ước lượng mô hình hồi quy:

Với số liệu đã có mẫu quan sát $n = 20$ bằng phần mềm Eviews ta ước lượng mô hình và thu được kết quả báo cáo sau:

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/20/16 Time: 13:37
Sample: 1995 2014
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	41986.80	6830.333	6.147109	0.0000
X3	2.090081	0.127794	16.35504	0.0000
X4	0.729101	0.208054	3.504378	0.0027
R-squared	0.997510	Mean dependent var		462708.3
Adjusted R-squared	0.997217	S.D. dependent var		377489.0
S.E. of regression	19914.77	Akaike info criterion		22.77379
Sum squared resid	6.74E+09	Schwarz criterion		22.92315
Log likelihood	-224.7379	Hannan-Quinn criter.		22.80295
F-statistic	3404.857	Durbin-Watson stat		1.139242
Prob(F-statistic)	0.000000			

Từ báo trên ta thu được mô hình hồi quy mẫu:

$$\hat{Y} = 41986,8 + 2,090081X_3 + 0,729101X_4 + e_i$$

a) Ý nghĩa của các hệ số hồi quy

$\hat{\beta}_1 = 41986,8$ có nghĩa là nếu không có kinh tế Nhà nước và kinh tế ngoài Nhà nước thì tổng giá thực tế trung bình sẽ giảm 41986,8 tỷ đồng,

$\hat{\beta}_3 = 2,090081$ có nghĩa là nếu tăng giá thực tế của kinh tế Nhà nước thì tổng giá thực tế trung bình sẽ tăng 2,090081 tỷ đồng,

$\hat{\beta}_4 = 0,729101$ có nghĩa là nếu tăng giá thực tế của kinh tế ngoài Nhà nước thì tổng giá thực tế trung bình sẽ tăng 0,729101 tỷ đồng,

b) Với mức ý nghĩa 5% mô hình có phù hợp không?

Xét giả thiết:

$$\begin{cases} H_0 : R^2 = 0 : \text{Mô hình không phù hợp} \\ H_1 : R^2 \neq 0 : \text{Mô hình là phù hợp} \end{cases}$$

Tiêu chuẩn kiểm định:

$$F = \frac{R^2 \times (n-k)}{(1-R^2) \times (k-1)} \sim F(k-1, n-k)$$

Ta thấy P-value = 0 < $\alpha = 0,05$ => Bác bỏ H_0 mô hình là phù hợp,

c) Với độ tin cậy 95% ước lượng khoảng đối xứng cho các hệ số hồi quy:

Coefficient Confidence Intervals

Date: 04/20/16 Time: 13:44

Sample: 1995 2014

Included observations: 20

Variable	Coefficient	95% CI	
		Low	High
C	41986.80	27576.06	56397.54
X3	2.090081	1.820459	2.359704
X4	0.729101	0.290145	1.168057

$$\alpha = 0,05 ; n = 20 ; k = 3$$

$$Se(\hat{\beta}_3) = 0,127794$$

$$Se(\hat{\beta}_4) = 0,208054$$

$$t_{0,025}^{17} = 2,11$$

$$\hat{\beta}_3 - Se(\hat{\beta}_3) \times t_{0,025}^{17} < \beta_3 < \hat{\beta}_3 + Se(\hat{\beta}_3) \times t_{0,025}^{17}$$

$$2,090081 - 0,122794 \times 2,11 < \beta_3 < 2,090081 + 0,127794 \times 2,11$$

$$1,8205 < \beta_3 < 2,3597$$

KL: Với độ tin cậy 95% khi giá trị X3 thay đổi 1 đơn vị (tỷ đồng) trong điều kiện X4 không thay đổi thì giá trị trung bình của Y trong khoảng 1,8205 đến 2,3597 đơn vị (tỷ đồng),

$$\hat{\beta}_4 - Se(\hat{\beta}_4) \times t_{0,025}^{17} < \beta_4 < \hat{\beta}_4 + Se(\hat{\beta}_4) \times t_{0,025}^{17}$$

$$0,729101 - 0,208054 \times 2,11 < \beta_4 < 0,729101 + 0,208054 \times 2,11$$

$$0,2901 < \beta_4 < 1,16806$$

KL: Với độ tin cậy 95% khi giá trị X4 thay đổi 1 đơn vị (tỷ đồng) trong điều kiện X3 không thay đổi thì giá trị trung bình của Y trong khoảng 0,2901 đến 1,16806 đơn vị (tỷ đồng).

d) Với mức ý nghĩa 5% X3 X4 có tác động đến Y hay không?

$$\begin{cases} H_0 : \beta_3 = 0 \text{ (X}_3 \text{ không có tác động lên biến động của Y)} \\ H_1 : \beta_3 \neq 0 \text{ (X}_3 \text{ có tác động lên biến động của Y)} \end{cases}$$

$\alpha = 0,05 > P\text{-value} = 0 \Rightarrow$ Bác bỏ H_0 kinh tế ngoài nhà nước (X3) có tác động lên biến động của Tổng giá thực tế (Y).

$$\begin{cases} H_0 : \beta_4 = 0 \text{ (X}_4 \text{ không có tác động lên biến động của Y)} \\ H_1 : \beta_4 \neq 0 \text{ (X}_4 \text{ có tác động lên biến động của Y)} \end{cases}$$

$\alpha = 0,05 > P\text{-value} = 0,0027 \Rightarrow$ Bác bỏ H_0 khu vực có vốn đầu tư nước ngoài (X4) có tác động lên biến động của Tổng giá thực tế (Y).

Kiểm tra các khuyết tật của mô hình hồi quy:

a) Kiểm tra PSSS thay đổi bằng kiểm định White

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	2.341021	Prob. F(5,14)	0.0963
Obs*R-squared	9.107221	Prob. Chi-Square(5)	0.1049
Scaled explained SS	3.534846	Prob. Chi-Square(5)	0.6181

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/20/16 Time: 13:57

Sample: 1995 2014

Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-62465609	2.29E+08	-0.272846	0.7890
X3^2	-0.090552	0.058383	-1.550994	0.1432
X3*X4	0.316190	0.165960	1.905218	0.0775
X3	-7607.977	6017.983	-1.264207	0.2268
X4^2	-0.327526	0.130688	-2.506162	0.0252
X4	26724.61	14319.20	1.866348	0.0831

R-squared	0.455361	Mean dependent var	3.37E+08
Adjusted R-squared	0.260847	S.D. dependent var	3.59E+08
S.E. of regression	3.08E+08	Akaike info criterion	42.17386
Sum squared resid	1.33E+18	Schwarz criterion	42.47258
Log likelihood	-415.7386	Hannan-Quinn criter.	42.23217
F-statistic	2.341021	Durbin-Watson stat	2.020003
Prob(F-statistic)	0.096316		

Với mức ý nghĩa 5% mô hình gốc có tự tương quan bậc 2 được hay không?

$$\begin{cases} H_0 : \text{Mô hình không có PSSS thay đổi} \\ H_1 : \text{Mô hình có PSSS thay đổi} \end{cases}$$

$$\alpha = 0,05 ; P\text{-Value} (\chi^2) = 0,1049$$

Ta nhận thấy $\alpha = 0,05 < P\text{-Value} = 0,1049 \Rightarrow$ Chấp nhận H_0 , mô hình gốc không có PSSS thay đổi.

b) Kiểm tra tự tương quan bằng kiểm định BG:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.642057	Prob. F(2,15)	0.1040
Obs*R-squared	5.210101	Prob. Chi-Square(2)	0.0739

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 04/20/16 Time: 14:03

Sample: 1995 2014

Included observations: 20

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	578.8786	6273.826	0.092269	0.9277
X3	0.023114	0.126804	0.182284	0.8578
X4	-0.044955	0.208541	-0.215570	0.8322
RESID(-1)	0.507509	0.240043	2.114247	0.0517
RESID(-2)	-0.400266	0.262054	-1.527417	0.1475
R-squared	0.260505	Mean dependent var		3.46E-12
Adjusted R-squared	0.063306	S.D. dependent var		18837.49
S.E. of regression	18231.47	Akaike info criterion		22.67200
Sum squared resid	4.99E+09	Schwarz criterion		22.92094
Log likelihood	-221.7200	Hannan-Quinn criter.		22.72060
F-statistic	1.321029	Durbin-Watson stat		1.562397
Prob(F-statistic)	0.307180			

- $\left\{ \begin{array}{l} H_0 : \text{mô hình gốc không có tự tương quan bậc 2} \\ H_1 : \text{mô hình gốc có tự tương quan bậc 2} \end{array} \right.$

Tiêu chuẩn kiểm định:

$$\chi^2 = (n - p) \times R_*^2 \sim \chi^2(2)$$

$$\alpha = 0,05 ; P - \text{Value} = 0,0739$$

Ta nhận thấy $\alpha = 0,05 < P - \text{Value} = 0,0739$

=> Chấp nhận H_0 , mô hình gốc không có tự tương quan bậc 2.

c) Kiểm tra Đa cộng tuyến bằng hồi quy phụ:

Dependent Variable: X3
 Method: Least Squares
 Date: 04/20/16 Time: 14:09
 Sample: 1995 2014
 Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	918.0989	12595.93	0.072889	0.9427
X4	1.580604	0.091957	17.18852	0.0000
R-squared	0.942574	Mean dependent var		165066.8
Adjusted R-squared	0.939383	S.D. dependent var		149187.2
S.E. of regression	36730.56	Akaike info criterion		23.95525
Sum squared resid	2.43E+10	Schwarz criterion		24.05482
Log likelihood	-237.5525	Hannan-Quinn criter.		23.97468
F-statistic	295.4453	Durbin-Watson stat		0.667726
Prob(F-statistic)	0.000000			

Với mức ý nghĩa 5% mô hình có đa cộng tuyến không?

Để phát hiện đa cộng tuyến trong mô hình hồi qui ta sử dụng mô hình hồi qui phụ:

$$\widehat{X}_{3i} = \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_4 X_{4i}$$

Ta thu được báo cáo:

Xét cặp giả thuyết:

- { H₀ : Mô hình không có đa cộng tuyến
- { H₁ : Mô hình có đa cộng tuyến

Tiêu chuẩn kiểm định:

$$F = \frac{R^2 \times (n - k)}{(1 - R^2) \times (k - 1)} \sim F(k - 1, n - k)$$

Ta có:

$$\text{Prob (F-statistic)} = p = 0 < \alpha = 0,05$$

Bác bỏ H₀, mô hình có đa cộng tuyến.

d) Ma trận hệ số tương quan

	C	X3	X4
C	46653445	-14.99382	-234.4547
X3	-14.99382	0.016331	-0.025813
X4	-234.4547	-0.025813	0.043287

Ý nghĩa: Ma trận hệ số tương quan cho biết, phương sai các hệ số hồi quy nằm trên đường chéo chính, các thành phần còn lại là hiệp phương sai của những hệ số trong mô hình, giá trị các hệ số này rất bé nên mô hình chấp nhận được.

III. Một số phương án đề xuất:

Thứ nhất, chuyển đổi cơ cấu nguồn vốn đầu tư trên cơ sở giảm tỷ trọng nguồn vốn của khu vực nhà nước, tăng tỷ trọng nguồn vốn của khu vực ngoài nhà nước, giữ vững tỷ trọng của nguồn vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài. Bản thân việc chuyển đổi cơ cấu nguồn vốn đầu tư của các khu vực có hệ số ICOR khác nhau cũng góp phần làm giảm hệ số ICOR chung.

Thứ hai, nguồn vốn khu vực nhà nước bao gồm nguồn vốn ngân sách nhà nước, nguồn vốn tín dụng ưu đãi của Nhà nước, nguồn vốn tự có của doanh nghiệp nhà nước. Trong điều kiện, ngân sách nhà nước còn bội chi lớn và giảm tỷ lệ bội chi/GDP, trong điều kiện đầu tư công tuy có vai trò quan trọng, nhưng cũng có những hạn chế bất cập, thì việc giảm tỷ trọng đầu tư công từ nguồn này, trên cơ sở đẩy mạnh xã hội hoá, thực hiện phương thức BOT, đối tác công - tư..., mở rộng việc thực hiện nguồn vốn ODA cho các thành phần kinh tế khác và chuyển dần trách nhiệm quản lý, trả nợ cho các đơn vị nhận ODA, là cơ sở để tăng hiệu quả.

Thứ ba, tăng tỷ trọng nguồn vốn khu vực ngoài nhà nước (từ mức 36,1%, năm 2010 lên trên 40%), do khu vực này còn nhiều tiềm năng và có hệ số ICOR thấp. Tuy nhiên, cần hướng nguồn vốn này đầu tư trực tiếp cho sản xuất - kinh doanh, cho tăng trưởng, tránh chạy lòng vòng qua các kênh đầu tư, tạo nên sự nóng/lạnh đột ngột về giá trên các kênh đầu tư này.

Thứ tư, đối với nguồn vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài cần định hướng chọn lọc vào nguồn có kỹ thuật - công nghệ cao, công nghệ sạch; vào ngành và lĩnh vực đầu tư như chế tạo, chế biến; vào những vùng, những địa bàn để chuyển giao công nghệ, chuyển dịch cơ cấu kinh tế và kiểm tra họ để tránh chuyển giá.

TAI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Bộ môn Toán – Thống kê, ĐH Tài chính- Marketing, 2014, Giáo trình Kinh tế lượng (lưu hành nội bộ).
- [2] **CÁC WEBSITE:**
- [3] www.wikipedia.org
- [4] <http://www.gso.gov.vn>
- [5] <http://www.google.com/>

MỨC ĐỘ TRUYỀN DẪN LÃI SUẤT CHÍNH SÁCH CỦA NGÂN HÀNG NHÀ NƯỚC ĐẾN LÃI SUẤT BÁN LẺ TẠI NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI CỔ PHẦN ĐẦU TƯ VÀ PHÁT TRIỂN VIỆT NAM TRONG DÀI HẠN

SV: Phan Ngọc Phương Anh, Lê Xuân Cát, Nguyễn Lâm Tuyền

Trường đại học Tài Chính – Marketing

GVHD: Nguyễn Huy Hoàng, Nguyễn Tuấn Duy

TÓM TẮT

Bài viết sử dụng phương pháp kiểm định nghiệm đơn vị, kiểm định đồng liên kết Johansen, các tiêu chuẩn đa số AIC (Akaike's information criterion), FPE (Final prediction error), tiêu chuẩn SC và tiêu chuẩn HQ (Hannan-Quinn information criterion) nhằm chọn được độ trễ tối ưu, mô hình hồi quy OLS để nghiên cứu mức độ truyền dẫn lãi suất tái cấp vốn và tái chiết khấu của Ngân hàng nhà nước (NHNN) đến lãi suất tiền gửi và cho vay nhiều kì hạn khác nhau tại ngân hàng Thương mại cổ phần Đầu tư và Phát triển Việt Nam (BIDV) là hoàn toàn hay không hoàn toàn đồng thời cũng đưa ra một số khuyến nghị nhằm nâng cao mức độ truyền dẫn lãi suất chính sách của Ngân hàng nhà nước

Từ khóa: Truyền dẫn lãi suất, kiểm định nghiệm đơn vị, kiểm định đồng liên kết Johansen, tiêu chuẩn AIC, FPE, SC, HQ

1. Đặt vấn đề

Chính sách tiền tệ là một công cụ chính để điều chỉnh và thúc đẩy nền kinh tế tăng trưởng bền vững với mức lạm phát thấp, và lãi suất là một công cụ đặc biệt quan trọng trong việc thực thi chính sách tiền tệ. Đã có nhiều tài liệu nghiên cứu thực nghiệm về cơ chế truyền dẫn chính sách tiền tệ thông qua kênh lãi suất ở nhiều nước phát triển trên thế giới. Tại Việt Nam cũng có một số nghiên cứu về cơ chế truyền dẫn tác động của chính sách tiền tệ nói chung, tuy nhiên riêng về sự truyền dẫn thông qua kênh lãi suất lại có khá ít nghiên cứu thực nghiệm và việc tiếp cận phân tích định lượng còn nhiều hạn chế. Trên cơ sở đó do nhóm tác giả đã tiến hành nghiên cứu định lượng về mức độ truyền dẫn lãi suất chính đến lãi suất bán lẻ tại ngân hàng thương mại cổ phần, mà cụ thể ở đây là ngân hàng BIDV trong dài hạn.

2. Quá trình truyền dẫn lãi suất

Theo Abdul Qayyum, Khan và Khawaja (2005), truyền dẫn lãi suất là quá trình mà trong đó lãi suất bán lẻ (bao gồm lãi suất cho vay và lãi suất tiền gửi) của các Ngân hàng thương mại điều chỉnh trước sự thay đổi của lãi suất chính sách hay lãi suất thị trường tiền tệ, quá trình này gồm hai yếu tố đặc trưng là mức độ và tốc độ điều chỉnh của lãi suất bán lẻ. Trong nghiên cứu của Kuan-Min Wang và Yuan-Ming Lee (2009), truyền dẫn lãi suất được định nghĩa là quá trình mà khi Ngân hàng nhà nước điều chỉnh chính sách tiền tệ thông qua việc tác động đến lãi suất chính sách, lúc này lãi suất thị trường tiền tệ sẽ bị ảnh hưởng. Khi đó, các NHTM có thể chuyển chi phí gia tăng do thay đổi lãi suất thị trường tiền tệ sang lãi suất bán lẻ. Qua hai nghiên cứu trên có thể thấy quá trình truyền dẫn lãi suất được định nghĩa tương tự nhau và nhận được sự đồng thuận nhất trí cao của các nhà nghiên cứu trên thế giới.

Ở Việt Nam lãi suất cơ bản hầu như không có tác dụng trong điều hành chính sách tiền tệ. Thực tế, chỉ có lãi suất tái chiết khấu và lãi suất tái cấp vốn mới thực sự là công cụ lãi suất để điều hành thị trường tiền tệ của Ngân hàng nhà nước.

3. Một số kết quả nghiên cứu về vấn đề truyền dẫn lãi suất trên thế giới và Việt Nam

Tác giả	Phương pháp và mục tiêu nghiên cứu	Kết quả nghiên cứu
Ming-Hua Liu và các cộng sự (2005)	Dựa trên mô hình mối quan hệ dài hạn giữa lãi suất chính sách và lãi suất bán lẻ để tiến hành nghiên cứu thực nghiệm mức độ truyền dẫn và tốc độ điều chỉnh của lãi suất bán lẻ tại các NHTM khi lãi suất chính sách thay đổi ở New Zealand trong suốt thời kỳ 1994 – 2004. Đồng thời, nghiên cứu này cũng xem xét ảnh hưởng của tính minh bạch chính sách và cấu trúc tài chính đến cơ chế truyền dẫn.	<ul style="list-style-type: none"> - Không có sự truyền dẫn hoàn toàn cho tất cả các loại lãi suất lẻ tại các NHTM. - Mức lãi suất đáp ứng lạm phát mục tiêu (ORC) đã làm gia tăng mức độ truyền dẫn lên lãi suất tiền gửi, lãi suất vay thế chấp có điều chỉnh ngoại trừ lãi suất vay thế chấp cố định. - Sự gia tăng tính minh bạch của chính sách tiền tệ đã làm giảm sự biến động tài chính và tang hiệu quả điều hành của chính sách.
Kuan-Min Wang và Yuan-Ming Lee (2009)	Sử dụng các kiểm định đồng liên kết ngưỡng bất đối xứng được đề xuất bởi Enders và Siklós (Enders, W., Siklós, P., 2011) và mô hình EC-EGARCH (1,1)-M để xem xét cơ chế truyền dẫn lãi suất thị trường tiền tệ đến lãi suất bán lẻ của Mỹ và tám quốc gia châu Á.	<ul style="list-style-type: none"> - Mức độ truyền dẫn hoàn toàn chỉ có ở lãi suất tiền gửi ở Mỹ. - Mối quan hệ đồng liên kết bất đối xứng tồn tại trong lãi suất tiền gửi của năm quốc gia và trong đó lãi suất cho vay của ba quốc gia. Các mối quan hệ đồng liên kết đối xứng tồn tại ở hai quốc gia. - Ảnh hưởng của biến động lãi suất thị trường đến lãi suất bán lẻ khác nhau ở từng quốc gia.
Gideon O.Fadiran (2011)	Nghiên cứu về cơ chế truyền dẫn lãi suất ở Nam Phi – một nền kinh tế mới nổi. Mục tiêu nghiên cứu nhằm giải thích cơ chế truyền dẫn từ lãi suất thị trường tiền tệ đến các mức lãi suất bán lẻ trong dài hạn và ngắn hạn, đồng thời kiểm tra tính đối xứng và bất đối xứng trong truyền dẫn lãi suất thông qua việc sử dụng mô hình hiệu chỉnh sai số ECM và mô	<ul style="list-style-type: none"> - Sự truyền dẫn lãi suất không hoàn toàn được tìm thấy trong ngắn hạn. - Sự điều chỉnh đối xứng được tìm thấy ở lãi suất tiền gửi, trong khi sự điều chỉnh bất đối xứng được tìm thấy trong các lãi suất cho vay. Tất

	<p>hình ECM-EGRCH (1,1)-M. Điều này cho phép kiểm tra tác động của biến động lãi suất cùng với hiện ứng đòn bẩy.</p>	<p>cả những sự điều chỉnh này hỗ trợ cho các thỏa thuận giá cấu kết.</p> <ul style="list-style-type: none"> - Ảnh hưởng biến động tiêu cực và hiệu ứng đòn bẩy có ảnh hưởng chi trong quá trình điều chỉnh đối xứng của lãi suất tiền gửi ở Nam Phi.
<p>Muhammed Zulhibri (2012)</p>	<p>Xem xét sự truyền dẫn lãi suất từ lãi suất thị trường tiền tệ đến các loại lãi suất bán lẻ khác nhau ở Malaysia bằng mô hình ECM. Mục tiêu của nghiên cứu là ước lượng mức độ truyền dẫn lãi suất trong ngắn hạn và dài hạn, đồng thời phân tích tính bất đối xứng trong hành vi của các tổ chức tài chính theo chế độ tiền tệ khác nhau.</p>	<ul style="list-style-type: none"> - Mức độ truyền dẫn lãi suất tiền gửi và cho vay đều không hoàn toàn. - Mức độ truyền dẫn và tốc độ điều chỉnh là khác nhau giữa các loại lãi suất bán lẻ. - Sự điều chỉnh của lãi suất là bất đối xứng, với những điều chỉnh đáng kể hơn diễn ra trong giai đoạn nói lỏng tiền tệ hơn là thắt chặt tiền tệ.
<p>Mark J.Holmes, Ana Maria Iregui và Jesús Otero (2015)</p>	<p>Sử dụng mẫu là dữ liệu từ các ngân hàng Colombia để nghiên cứu sự điều chỉnh của lãi suất bán lẻ đáp ứng với những thay đổi trong lãi suất bán buôn.</p>	<ul style="list-style-type: none"> - Mức độ truyền dẫn từ lãi suất bán buôn đến lãi suất bán lẻ là không hoàn toàn và không đồng nhất giữa các ngân hàng. Điều này cho thấy sự hạn chế của chính sách tiền tệ. - Lãi suất tiền gửi và cho vay ở các ngân hàng có sự điều chỉnh giảm xuống nhanh hơn tăng lên cho thấy chính sách nói lỏng tiền tệ ở Colombia hiệu quả hơn chính sách thắt chặt tiền tệ.
<p>Trần Ngọc Thơ và Nguyễn Hữu Tuấn (2013)</p>	<p>Sử dụng mô hình SVAR để phân tích cơ chế truyền dẫn chính sách tiền tệ ở Việt Nam, cụ thể là ước lượng tác động của cú sốc chính sách tiền tệ đối ở Việt Nam. Các kênh truyền dẫn lãi suất và tỷ giá hối đoái đã được phân tích để xác định độ lớn và thời gian chính sách tiền tệ truyền dẫn đến các biến mục tiêu. Để nhận diện tác động của điểm gãy cấu trúc, bài nghiên cứu đã phân tích cơ chế truyền dẫn tiền tệ qua hai giai đoạn trước và sau khi Việt</p>	<p>Kết quả nghiên cứu cho thấy có một số puzzle tồn tại trong đó có Price Puzzle.</p> <p>Kênh lãi suất tạo ra phản ứng trễ đối với biến lạm phát trong khi tỷ giá hối đoái lại có phản ứng ngay tức thì trước cú sốc tỷ giá hối đoái.</p>

	Nam gia nhập WTO.	
Đinh Thị Thu Hồng và Phan Đình Mạnh (2013)	Nghiên cứu cơ chế truyền dẫn lãi suất từ lãi suất chính sách qua lãi suất thị trường đến lãi suất bán lẻ ở Việt Nam và một số nền kinh tế mới nổi khác nhau ở Châu Á thông qua kiểm tra tính đối xứng và tính bất đối xứng trong truyền dẫn lãi suất bằng mô hình ECM theo Scholnick (1996); kiểm tra tác động của độ bất ổn lãi suất, tính cứng nhắc trong quá trình điều chỉnh và hiệu ứng đòn bẩy lên truyền dẫn bằng mô hình ECM-EGARCH(1,1)-M.	- Mức độ truyền dẫn từ lãi suất thị trường sang lãi suất bán lẻ không hoàn toàn, với cơ chế truyền dẫn đối xứng hoặc bất đối xứng. Trong một số trường hợp, độ biến động lãi suất làm tang biên độ truyền dẫn, nhưng cũng có một số trường hợp cho thấy kết quả ngược lại.
Nguyễn Thị Ngọc Trang và Nguyễn Hữu Tuấn (2014)	Phân tích sự truyền dẫn từ lãi suất chính sách (lãi suất tái cấp vốn) và lãi suất liên ngân hàng đến lãi suất bán lẻ (lãi suất tiền gửi và lãi suất cho vay) ở Việt Nam. Bài nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy đồng liên kết đề xuất bởi Phillips & Loretan (1991) và mô hình ARDL để xác định mối quan hệ cân bằng dài hạn của các chuỗi lãi suất. Ngoài ra, để phân tích phản ứng tức thời của lãi suất, tốc độ điều chỉnh về trạng thái cân bằng, độ trễ điều chỉnh trung bình, nghiên cứu sử dụng mô hình ECM	- Kết quả nghiên cứu tìm thấy mức độ truyền dẫn không hoàn toàn từ lãi suất liên ngân hàng và lãi suất chính sách đến lãi suất cho vay và lãi suất tiền gửi. Nghiên cứu cũng nhấn mạnh ảnh hưởng của minh bạch chính sách tiền tệ đến truyền dẫn lãi suất bán lẻ giai đoạn 1999 – 2012.

(Nguồn: Nhóm tác giả sưu tầm)

4. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên nghiên cứu của Ming-Hua-Liu và các cộng sự (2005), nhóm tác giả sử dụng mô hình hồi quy OLS để đo lường mức độ truyền dẫn của lãi suất chính sách tới lãi suất bán lẻ trong dài hạn. Mô hình có dạng như sau

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \varepsilon_t,$$

trong đó Y_t : Lãi suất bán lẻ tại BIDV, X_t : lãi suất chính sách của NHNN, ε_t : sai số, α_0 : tung độ gốc, α_1 : hệ số truyền dẫn trong dài hạn.

Số liệu được sử dụng là lãi suất của ngân hàng BIDV giai đoạn từ 1-2008 đến 12-2015, nếu trong tháng có nhiều lần thay đổi lãi suất thì lãi suất đại diện cho tháng đó là lãi suất được thực thi lâu nhất. Các số liệu lãi suất được thu thập cụ thể từ các nguồn như sau:

Lãi suất chính sách được đại diện bởi lãi suất cấp vốn và lãi suất tái chiết khấu với nguồn dữ liệu được lấy từ các văn bản quyết định của NHNN.

Lãi suất bán lẻ được đại diện là lãi suất tiền gửi các kì hạn 3,6,9,12 tháng và lãi suất cho vay ngắn, trung và dài hạn của BIDV.

Các biến dùng để đo lường mức độ truyền dẫn lãi suất, đó là: LSTCK: lãi suất tái chiết khấu, LSTCV: lãi suất tái cho vay, TG3M: lãi suất huy động kỳ hạn 3 tháng, TG6M: lãi suất huy động kỳ hạn 6 tháng, TG9M: lãi suất huy động kỳ hạn 9 tháng, TG12M: lãi suất huy động

kỳ hạn 12 tháng, CVNH: lãi suất cho vay ngắn hạn, CVTH: lãi suất cho vay Trung hạn, CVDH: lãi suất cho vay dài hạn.

5. Kết quả nghiên cứu

5.1. Tính dừng của chuỗi dữ liệu

Có nhiều tiêu chuẩn để kiểm định tính dừng, trong bài nghiên cứu này nhóm tác giả sử dụng kiểm định nghiệm đơn vị (unit root test) để kiểm định liệu tính dừng của chuỗi dữ liệu, với giả thiết H_0 : chuỗi dữ liệu dừng

Chuỗi	Góc	Sai phân bậc 1	Chuỗi	Góc	Sai phân bậc 1
	p-value			p-value	
LSTCK	0.2424	0.0000	TG9M	0.6356	0.0000
LSTCV	0.2229	0.0000	TG12M	0.5895	0.0000
TG3M	0.5366	0.0000	CVNH	0.5242	0.0000
TG6M	0.3598	0.0000	CVTH	0.4892	0.0000
CVDH	0.4109	0.0000			

(Nguồn: Nhóm tác giả tính toán)

Kết quả cho thấy các chuỗi lãi suất đều dừng ở sai phân bậc 1, cho nên các chuỗi này không có kỳ vọng và phương sai ổn định trong dài hạn. Nên ta phải tiếp tục kiểm định tính đồng liên kết giữa các biến này để xem xét có tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các biến nghiên cứu hay không.

5.2. Kiểm định tính đồng liên kết

Tác giả sử dụng kiểm định Johansen (1990) để kiểm định khả năng đồng liên kết của một chuỗi thời gian có thuộc tính là sai phân bậc nhất của chúng là dừng. Việc sử dụng phương pháp kiểm định đồng liên kết nhằm xác định có tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các biến cần nghiên cứu hay không. Khi các biến là đồng liên kết thì việc hồi quy các biến này sẽ có ý nghĩa thống kê đồng thời giúp bảo toàn thông tin trong dài hạn vì nếu chỉ lấy hồi quy sai phân của dữ liệu thì chỉ thể hiện những biến động trong ngắn hạn. Giả thiết kiểm định H_0 : Không có đồng liên kết. Nếu p-value (Trace-value) < α thì bác bỏ giả thiết H_0

		H_0	Trace Statistic	p-value
LSTCK	TG3M	r=0	20.84526	0.0071
		r≤1	6.284579	0.0122
	TG6M	r=0	27.00427	0.0006
		r≤1	7.172098	0.0074
	TG9M	r=0	23.50265	0.0025
		r≤1	7.159719	0.0075
	TG12M	r=0	28.43509	0.0003
		r≤1	8.690039	0.0032
CVNH	r=0	30.28632	0.0002	

	CVTH	$r \leq 1$	8.054259	0.0045
		$r = 0$	25.91321	0.0010
	CVDH	$r \leq 1$	8.289337	0.0040
		$r = 0$	29.64365	0.0002
LSTCV	TG3M	$r = 0$	14.76229	0.0643
		$r \leq 1$	5.989863	0.0144
	TG6M	$r = 0$	19.13328	0.0135
		$r \leq 1$	7.253920	0.0071
	TG9M	$r = 0$	17.83185	0.0218
		$r \leq 1$	6.378090	0.0115
	TG12M	$r = 0$	18.29536	0.0184
		$r \leq 1$	8.365829	0.0038
	CVNH	$r = 0$	31.82906	0.0001
		$r \leq 1$	9.098839	0.0026
	CVTH	$r = 0$	26.85966	0.0007
		$r \leq 1$	7.998003	0.0047
	CVDH	$r = 0$	31.18480	0.0001
		$r \leq 1$	9.381645	0.0022

(Nguồn: Nhóm tác giả tính toán)

Kết quả cho thấy p-value(Trace Statistics) đều bé hơn mức ý nghĩa nên ta bác bỏ giả thiết H_0 hay có hiện tượng đồng liên kết giữa các biến lãi suất tái chiết khấu và lãi suất tái cấp vốn với các biến lãi suất bán lẻ.

5.3. Chọn độ trễ tối ưu

Nhóm tác giả sử dụng tiêu chuẩn thông tin Akaike (AIC) để chọn độ trễ tối ưu (giá trị độ trễ được chọn sao cho AIC là nhỏ nhất). Mục đích của việc chọn độ trễ này là xem xét xem liệu lãi suất bán lẻ của BIDV ngoài việc chịu sự tác động của lãi suất chính sách kỳ này thì có chịu ảnh hưởng của chính sách kỳ trước không. Ngoài ra tác giả còn sử dụng thêm các tiêu chuẩn Schwarz criterion (SC), Likelihood (LR), Hanna-Quinn (HQ), Final Prediction Error (FPE) để tham khảo thêm việc chọn độ trễ. Bảng dưới đây tổng hợp việc chọn độ trễ.

		Độ trễ	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
D(LSTCK)	D(TG3M)	0	-115.8	NA	0.878*	2.708*	2.765*	2.73*
	D(TG6M)	2	-91.591	5.973566	0.52712*	2.19750*	2.310877	2.24315*
	D(TG9M)	8	-91.91966	4.043403*	0.610256*	2.342981*	2.626418	2.457112
	D(TG12M)	8	-88.51017	7.050103*	0.564252*	2.264602*	2.548039	2.378733
	D(CVNH)	1	-96.95803	8.300511	0.582769*	2.297886*	2.382917*	2.33212*

	D(CVTH)	1	-130.3407	3.721369	1.255400*	3.065304*	3.150335	3.09954*
	D(CVDH)	0	-133.8798	NA	1.330833*	3.123674*	3.180362*	3.14650*
D(LSTCV)	D(TG3M)	1	-111.3546	4.175350	0.811388*	2.628841*	2.713872	2.66308*
	D(TG6M)	5	-79.99728	4.683165*	0.432752*	1.999937*	2.198344	2.07983*
	D(TG9M)	5	-87.34754	5.953552*	0.512415*	2.168909*	2.367315	2.248801
	D(TG12M)	4	-84.74016	7.227546	0.471575*	2.085981*	2.256043	2.15446*
	D(CVNH)	4	-94.30852	5.275987*	0.587597*	2.305943*	2.476006	2.374422
	D(CVTH)	1	-129.9927	4.180341*	1.245398*	3.057305*	3.142336	3.09154*
	D(CVDH)	1	-132.1801	2.510323	1.309621*	3.107588*	3.192619	3.141827

(Nguồn: Nhóm tác giả tính toán)

Ta thấy rằng độ trễ tối ưu tác động của lãi suất tái chiết khấu lên lãi suất tiền gửi kì hạn 9 tháng và 12 tháng có giá trị lớn nhất và lên lãi suất tiền gửi kì hạn 3 tháng và cho vay dài hạn là nhỏ nhất.

5.4. Đo lường mức độ truyền dẫn lãi suất tái chiết khấu và lãi suất tái cấp vốn đến lãi suất bán lẻ trong dài hạn

Nhóm tác giả sử dụng mô hình hồi quy OLS để đo lường mức độ truyền dẫn lãi suất tái chiết khấu và lãi suất tái cấp vốn đến lãi suất bán lẻ trong dài hạn.

Lãi suất tái chiết khấu			
Chuỗi	Hệ số beta	p-value	R ²
TG3M	0.939494	0.000	0.707360
TG6M	0.958027	0.000	0.698991
TG9M	0.954165	0.000	0.679413
TG12M	0.892041	0.000	0.679257
CVNH	0.824849	0.000	0.703045
CVTH	0.820004	0.000	0.658644
CVDH	0.859402	0.000	0.608626
Lãi suất tái cấp vốn			
TG3M	0.963944	0.000	0.751981
TG6M	0.971875	0.000	0.726419
TG9M	0.967013	0.000	0.704696
TG12M	0.912048	0.000	0.717052
CVNH	0.828646	0.000	0.716512
CVTH	0.815121	0.000	0.657225
CVDH	0.852318	0.000	0.604521

(Nguồn: Nhóm tác giả tính toán)

Ta thấy mức độ truyền dẫn lãi suất tái chiết khấu từ NHNN tới tất cả các lãi suất tiền gửi và lãi suất cho vay của BIDV đều không hoàn toàn, các hệ số beta dao động từ 0,82-0,958. Trong đó hệ số lớn nhất là của lãi suất tiền gửi 6 tháng và thấp nhất là của lãi suất cho vay trung

hạn. Hệ số xác định mô hình trong các kết quả tính toán dao động từ 0.608626 đến 0.707360, kết quả trên là tương đối cao cho thấy lãi suất tái chiết khấu giải thích được 60,4% đến 75,19% sự biến động của lãi suất tiền gửi và cho vay trong các kỳ hạn.

Tương tự như vậy mức độ truyền dẫn lãi suất tái cấp vốn từ NHNN tới tất cả các lãi suất tiền gửi và lãi suất cho vay của BIDV đều không hoàn toàn, các hệ số beta dao động từ 0,815-0,971. Mức độ truyền dẫn thấp nhất là của lãi suất cho vay trung hạn và cao nhất là của lãi suất huy động trong 6 tháng. Hệ số dao động từ 0.604521 đến 0.751981 thể hiện lãi suất tái cấp vốn giải thích được 60,4% đến 75,19% sự biến động của lãi suất tiền gửi và cho vay các kỳ hạn.

6. Kết luận và kiến nghị

Trong bài nghiên cứu, tác giả đã đo lường mức độ truyền dẫn từ lãi suất chính sách được đại diện bởi lãi suất tái cấp vốn và tái chiết khấu đến lãi suất bán lẻ được đại diện bởi lãi suất tiền gửi và cho vay tại BIDV cả trong dài hạn. Qua đó có thể đánh giá, so sánh mức độ truyền dẫn của hai loại lãi suất chính sách này đến các loại lãi suất tiền gửi và cho vay các kỳ hạn khác nhau tại BIDV. Kết quả cụ thể như sau:

Trong dài hạn, mức độ truyền dẫn của hai loại lãi suất chính sách đến lãi suất tiền gửi và cho vay tại BIDV hầu hết đều không hoàn toàn, chỉ có sự truyền dẫn trong dài hạn từ lãi suất tái cấp vốn đến lãi suất cho vay dài hạn là hoàn toàn.

Mức độ truyền dẫn của lãi suất tái cấp vốn cao hơn lãi suất tái chiết khấu cho thấy lãi suất tái cấp vốn đang là công cụ lãi suất hiệu quả nhất trong bộ ba lãi suất chính sách của NHNN trong việc thực thi chính sách tiền tệ. Trong dài hạn, hệ số truyền dẫn đối với các loại lãi suất cho vay tại BIDV khá cao so với lãi suất tiền gửi.

Trên cơ sở những kết quả rút ra được từ nghiên cứu, nghiên cứu sẽ đưa ra một số khuyến nghị nhằm nâng cao hiệu quả chính sách tiền tệ của NHNN thông qua kênh truyền dẫn lãi suất và những khuyến nghị nhằm nâng cao hiệu quả trong hoạt động huy động vốn và cho vay tại BIDV như sau.

Thứ nhất: khuyến nghị đối với NHNN nhằm nâng cao mức độ truyền dẫn lãi suất chính sách bao gồm:

- Đảm bảo tính phù hợp và ổn định của chính sách lãi suất, những sự thay đổi trong chính sách lãi suất không được gây ra những cú sốc đối với thị trường tiền tệ nói riêng và nền kinh tế nói chung.
- Tăng cường tính minh bạch trong chính sách tiền tệ và điều hành lãi suất.
- Xây dựng thị trường cạnh tranh hoàn hảo.
- Hoàn thiện bộ ba lãi suất chính sách, đặc biệt là lãi suất cơ bản.
- Tự do hóa lãi suất, hạn chế nợ nước ngoài trong cấu trúc tài chính.

Thứ hai: khuyến nghị nhằm khắc phục những hạn chế trong điều chỉnh lãi suất bán lẻ tại BIDV

Trong dài hạn, mức độ truyền dẫn từ lãi suất tái cấp vốn đều cao hơn lãi suất tái chiết khấu đối với tất cả các loại lãi suất tiền gửi và cho vay tại BIDV. Điều này cho thấy trong hoạt động tín dụng của mình, BIDV chú trọng vào hoạt động cho vay hơn hoạt động chiết khấu các giấy tờ có giá trị, cũng như trong hoạt động huy động vốn của mình, BIDV chú trọng vào việc huy động các nguồn tiền gửi trong dân cư và doanh nghiệp, chưa tận dụng được kênh huy động từ việc tái chiết khấu các giấy tờ có giá trị cho NHNN. Do đó trong hoạt động huy động vốn, BIDV cần đa dạng hóa các nguồn vốn huy động của mình trên cơ sở tính toán sao cho chi phí huy động vốn là thấp nhất từ đó hạ lãi suất cho vay xuống để có thể cạnh tranh tốt với các

NHTM và tổ chức tín dụng khác, đẩy mạnh tăng trưởng tín dụng. Bên cạnh đó, trong hoạt động tín dụng của mình, BIDV cũng cần đa dạng hóa các nghiệp vụ tín dụng như chiết khấu giấy tờ có giá trị chứ không chỉ chú trọng hoạt động cho vay nhằm tối đa hóa lợi nhuận thu được.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

TÀI LIỆU TIẾNG VIỆT

- [1] Bùi Dương Hải, 2012, “Hướng dẫn sử dụng Eviews thực hành kinh tế lượng”.
- [2] Chương trình giảng dạy kinh tế Fullbright. “Kinh tế lượng cơ sở- Các phương pháp định lượng II- Chương 21: Chuỗi thời gian trong kinh tế lượng”.
- [3] Đinh Thị Thu Hồng và Phan Đình Mạnh, 2013. “Hiệu quả của chính sách tiền tệ thông qua kênh truyền dẫn lãi suất”. Tạp chí Phát triển và Hội nhập số 12 (22).
- [4] Luật Ngân hàng Nhà nước Việt Nam năm 1997.
- [5] Nguyễn Đình Luận, 2013. “Cơ chế điều hành lãi suất của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam và đề xuất các chính sách”. Tạp chí Phát triển và Hội nhập số 11 (21) – tháng 07-08/2013.
- [6] Nguyễn Đức Long và Lê Quang Phong, 2012. “Nguyên tắc Taylor trong điều hành chính sách tiền tệ”. Tạp chí Ngân hàng số 23 – Tháng 12/2012.
- [7] Nguyễn Thị Ngọc Thanh, 2013. “Bài tập kinh tế lượng”.
- [8] Nguyễn Thị Ngọc Trang và Nguyễn Hữu Tuấn, 2014. “Minh bạch chính sách tiền tệ và truyền dẫn lãi suất bán lẻ ở Việt Nam”. Tạp chí Phát triển và Hội nhập số 15 (25).
- [9] Trần Ngọc Thơ và Nguyễn Hữu Tuấn, 2013. “Cơ chế truyền dẫn chính sách tiền tệ ở Việt Nam tiếp cận theo mô hình SVAR”. Tạp chí Phát triển và Hội nhập số 10 (20).

TÀI LIỆU TIẾNG ANH

- [10] Abdul Qayyum and Sajawal Khan and Idrees Khawaja, 2005. “Interest Rate Pass-through in Pakistan: Evidence from Transfer Function Approach”. Pakistan Institute of Development Economics.
- [11] De Bondt, G., 2002. “Retail bank interest rate pass-through. New evidence at the Euro area level”. ECB. Working Paper, 136
- [12] Dickey, D., Fuller, W., 1981. “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”. *Econometrica* , 49, 1057-1071.
- [13] Duta, Shantanu et al, 1999. “Menu Costs, Passed Prices, and Multiproduct Retailers.” *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.31, issue 4, pages 683-703.
- [14] Eijffinger, S.C.W., Hoeberichts, M.M., & Schaling, E., 2000. “Why money talks and wealth whispers: Monetary uncertainty and mystique”. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(2), 218-235.
- [15] Engle, R., Granger, C., 1987. “Co-integration and error correction: representation, estimation and testing”. *Econometrica* 55(2), 251-276.
- [16] Gideon.O.Fadiran, 2011. “South African money market volatility, asymmetry and retail interest rates pass-through”. Department of Economics.
- [17] Granger, C.W.J. and Newbold, P., 1974. “Spurious Regressions In Econometrics”. *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- [18] Gujarati, D.N., 2003. “Basic econometrics”. Fourth edition, McGraw-Hill, New York.
- [19] Hannan, T. and A. Berger, 1991. “The rigidity of prices: evidence from the banking industry”. *American Economic Review*, 81, 938-945.

- [20] Harald Sander and Stefanei Kleimeier, 2004. "Expected versus Unexpected Monetary Policy Impulses and Interest Rate Pass-Through in Eurozone Retail Banking". *Journal of Banking and Finance*, 30, 1839-1870.
- [21] Heffernan, S.A., 1997. "Modern Banking in Theory and Practice". London: John Wiley.
- [22] Johansen, S., 1991. "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models". *Econometrica* 59, 1551-1580.
- [23] Kuan-Min Wang and Yuan-Ming Lee, 2009. "Market volatility and retail interest rate pass-through". *Economic Modelling* 26, 1270-1282.
- [24] Lowe, P. and T. Rohling, 1992. "Loan rate stickiness: theory and evidence". Research Discussion Paper, 9206, Reserve Bank of Australia.
- [25] Mark J. Holmes, Ana Maria Iregui and Jesus Otero, 2015. "Interest rate pass through and asymmetries in retail deposit and lending rates: An analysis using data from Colombian banks". *Economic Modelling* 49, 270-277.
- [26] Ming-Hua Liu, Dimitri and Alireza Tourani-Rad, 2005. "Monetary Policy Transparency and Pass-Through of Retail Interest Rates". *Enterprise Innovation, Research paper series Faculty of Business ISSN Number 1176-1997*
- [27] Mojon, B., 2000. "Financial structure and the interest rate channel of the ECB monetary policy". Working paper No. 40, European Central Bank Working Paper Series.
- [28] Muhamed Zulkhibri, 2012. "Policy rate pass-through and the adjustment of retail interest rates: Empirical evidence from Malaysian financial institutions".
- [29] Newark, D., Sharpe, S., 1992. "Market structure and the nature of price rigidity: Evidence from the market of consumer deposit".
- [30] Stiglitz, Joseph E. and Andrew Weiss, 1981. "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information". *American Economic Review*, June 1981, 71, 393-410.
- [31] Volker Hahn, 2002. "Transparency in Monetary Policy: A Survey.". In *IFO- Studien , Zeitschrift für empirische Wirtschaftsforschung*, Jg. 48, Nr. 3, 2002, S.429-455,

KẾT HỢP MÔ HÌNH ĐA TÁC TỬ VÀ MÔ HÌNH TOÁN HỌC TRONG MÔ PHỎNG SỰ BÙNG PHÁT DỊCH BỆNH

SV: Nguyễn Thành Quý, Nguyễn Thị Hậu, Vũ Thị Hồng Liên

Trường Đại Học Thủy Lợi

GVHD: TS. Nguyễn Ngọc Doanh, Ths. Nguyễn Thi Vân

LỜI MỞ ĐẦU

Với sự phát triển kinh tế toàn cầu, các vấn đề ô nhiễm ngày càng gia tăng. Nhiều nhà máy, đặc biệt tại các nước đang phát triển, thải ra môi trường hàng loạt chất thải độc hại. Bên cạnh đó, sự đô thị hoá mạnh mẽ tại các thành phố lớn dẫn đến sự quá tải về hạ tầng cơ sở dẫn đến việc phát sinh các loại bệnh dịch nguy hiểm. Sự thuận lợi trong giao thông, thương mại cũng làm cho dịch bệnh có thể bùng phát và lây lan nhanh trên một diện rộng, không giới hạn trong một nước hay một châu lục.

Do đó, việc dự báo bùng phát dịch bệnh và mức độ lây lan bệnh dịch là vấn đề luôn dành sự quan tâm đặc biệt của chính phủ các nước cũng như các tổ chức y tế toàn cầu nhằm làm giảm thiểu mức độ nguy hiểm tới tính mạng con người và tiết kiệm chi phí y tế cho việc dập tắt dịch bệnh.

Việc xây dựng các mô hình Toán và mô phỏng sự bùng phát dịch bệnh bằng tin học giúp việc dự báo và giải quyết công việc hiệu quả hơn. Sự linh hoạt trong việc thay đổi các kịch bản, tiết kiệm chi phí trong công việc, bài toán được xử lý trong khoảng thời gian ngắn là những ưu điểm của phương pháp này.

Trong nghiên cứu khoa học lần này, chúng tôi sử dụng GAMA để mô phỏng sự bùng phát của dịch bệnh và từ đó chạy mô hình để đưa ra những kịch bản cho các tình huống. Từ đó, gợi mở các hướng điều trị thích hợp và ngăn chặn sự lây lan mạnh mẽ của các dịch bệnh.

1. Giới thiệu:

1.1. Giới thiệu về mô hình đa tác tử:

Tác tử là một thực thể có khả năng "nhận thức", "giao tiếp", "tương tác", "điều khiển", "hành động".

Mô hình đa tác tử (ABM) là một lớp mô hình tính toán dùng mô phỏng các hành động và tương tác của các tác tử tự trị (giữa hai thực thể cá nhân hoặc giữa thực thể với nhóm) nhằm đánh giá ảnh hưởng của chúng trong cả hệ thống. Nó kết hợp các yếu tố của lý thuyết trò chơi, hệ phức hợp, xã hội học tính toán, hệ thống đa tác tử và lập trình, phương pháp Monte Carlo.

Do mô hình đa tác tử có tính chi tiết hóa cao tới từng tác tử nên nhóm đã quyết định chọn mô hình đa tác tử để mô phỏng sự bùng phát dịch bệnh với sự ảnh hưởng cụ thể tới từng người dân. Trong nghiên cứu ban đầu, nhóm chưa lựa chọn một bệnh cụ thể.

1.2. Mô hình toán học mô tả sự lan truyền dịch bệnh:

Dịch bệnh là sự lây lan nhanh chóng của các căn bệnh truyền nhiễm đến một số lượng lớn dân số của một nước, một vùng lãnh thổ,... trong khoảng thời gian ngắn, thường là hai tuần hoặc ít hơn. Dịch bệnh thường được gây ra bởi các tác nhân như: sự chuyển động của các tác nhân gây bệnh qua không khí thông qua sự tiếp xúc giữa người bị bệnh và người khỏe, giữa sự truyền nhiễm mầm bệnh từ động vật (chuột, virus, muỗi) đến con người,....

Năm 1927, W. O. Kermack và A. G. McKendrick đã xây dựng mô hình toán học SIR trong đó chia quần thể dân cư thành ba nhóm: nhóm ở trạng thái cảm nhiễm $S(t)$, nhóm bị nhiễm bệnh $I(t)$ và nhóm tạo ra miễn dịch phục hồi lại $R(t)$. Hệ phương trình vi phân là

$$\begin{cases} \frac{dS}{dt} = -b \frac{SI}{T} \\ \frac{dI}{dt} = b \frac{SI}{T} - eI \\ \frac{dR}{dt} = eI \end{cases}$$

Mở rộng của mô hình trên khi quan tâm tới khả năng bị nhiễm lại của nhóm người $R(t)$. Ngoài ra, có thể thêm vào mô hình mô tả số người bị chết do bệnh dịch $D(t)$. Khi đó mô hình SIRS sẽ được mô tả như sau:

$$\begin{cases} \frac{dS}{dt} = -b \frac{SI}{T} + gR \\ \frac{dI}{dt} = b \frac{SI}{T} - eI - aI \\ \frac{dR}{dt} = eI - gR \\ \frac{dD}{dt} = aI \end{cases}$$

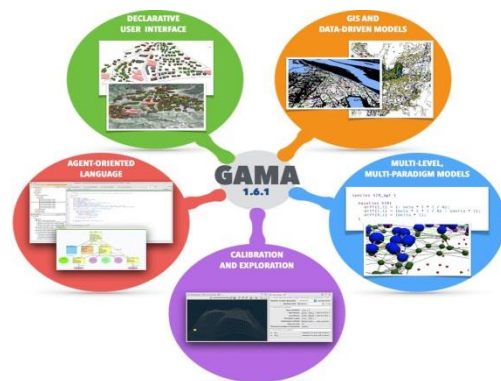
1.3. Giới thiệu về GAMA:

GAMA (GIS & Agent-based Modeling Architecture) là một nền tảng mô phỏng nhằm mục đích cung cấp cho các chuyên gia lĩnh vực làm mô hình và các nhà khoa học máy tính với một môi trường mô hình hóa và mô phỏng phát triển hoàn chỉnh, ưu việt cho các hệ thống phức hợp. Nó đã được phát triển đầu tiên bởi nhóm nghiên cứu Việt- Pháp MSI (nằm ở IFI, Hà Nội, và một phần của IRD / UPMC quốc tế - đơn vị nghiên cứu UMMISCO) từ năm 2007 đến năm 2010, và hiện vẫn đang tiếp tục phát triển.

Phiên bản mới nhất 1.7 tải về miễn phí tại: <https://code.google.com/p/gamalatform/wiki/GDownloads>

GAMA giúp cho người dùng:

- Thiết kế và tạo mẫu mô hình viết bằng ngôn ngữ hướng tác tử GAML và công cụ mô hình đồ họa tùy chọn của nó.
- Tạo đối tượng từ bất kỳ loại dữ liệu nào (bao gồm cả dữ liệu GIS và GPS) và thực hiện các mô phỏng trên quy mô lớn (lên đến hàng triệu các tác tử).
- Hai lớp tô pô rời rạc hoặc liên tục có nhiều cấp độ của cơ quan và nhiều mô hình (phương trình toán học, kiến trúc điều khiển, máy trạng thái hữu hạn).
- Xác định các thí nghiệm phong phú về mẫu mã và thay đổi không gian với các thông số hiệu chỉnh.



- Thiết kế giao diện người dùng phong phú hỗ trợ kiểm tra sâu vào các đại lý, các hành động sử dụng điều khiển và bảng, nhiều lớp 2D / 3D hiển thị và nhiều khía cạnh tác tử.

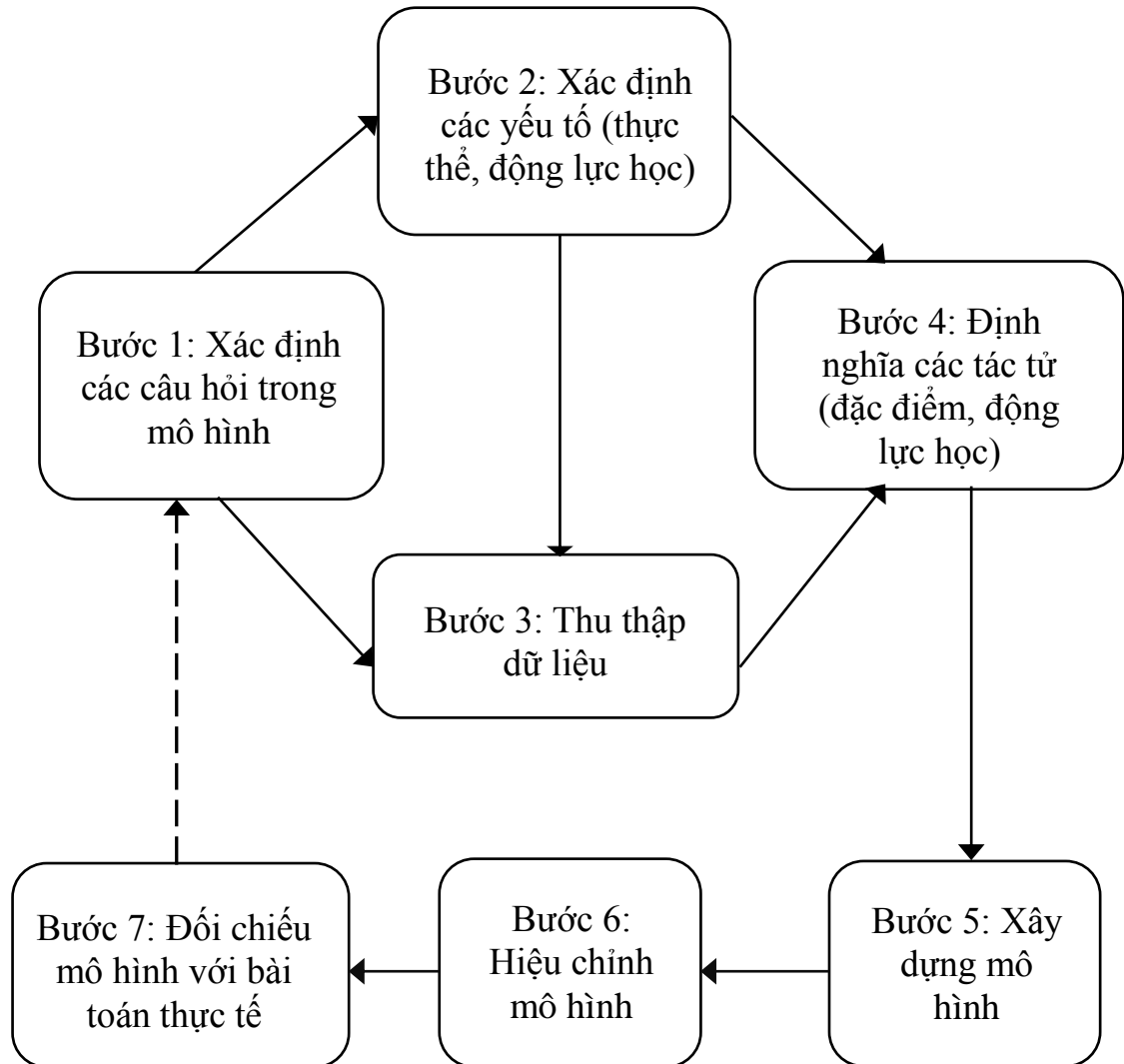
2. Nội dung và kết quả nghiên cứu:

2.1. Nội dung nghiên cứu:

2.1.1. Phương pháp nghiên cứu:

a. Mô tả phương pháp:

Các bước thực hiện:



b. Phương pháp:

Bước 1: Xác định câu hỏi trong mô hình: Thời gian lây lan bệnh đến dân cư trong một vùng là bao lâu?

Bước 2: Xác định các thực thể

Quy mô không gian: Diện tích 500mx500m.

Thời gian: Vài ngày.

Hệ động lực: chuyển động của con người, sự lan truyền của bệnh dịch.

Các tác tử đưa vào mô hình: Người dân, các tuyến đường, các tòa nhà.

Bước 3: Thu thập dữ liệu

File dạng hình học của đường, tòa nhà.

Dân số: 500.

Tốc độ di chuyển trên đường: 5km/h.

Khoảng cách lây nhiễm: 2m.

Xác suất lây nhiễm (khi hai người đang ở khoảng cách lây nhiễm): 0,05/phút.

Bước 4: Đưa các giả thuyết vào mô hình dựa theo các nguyên tắc:

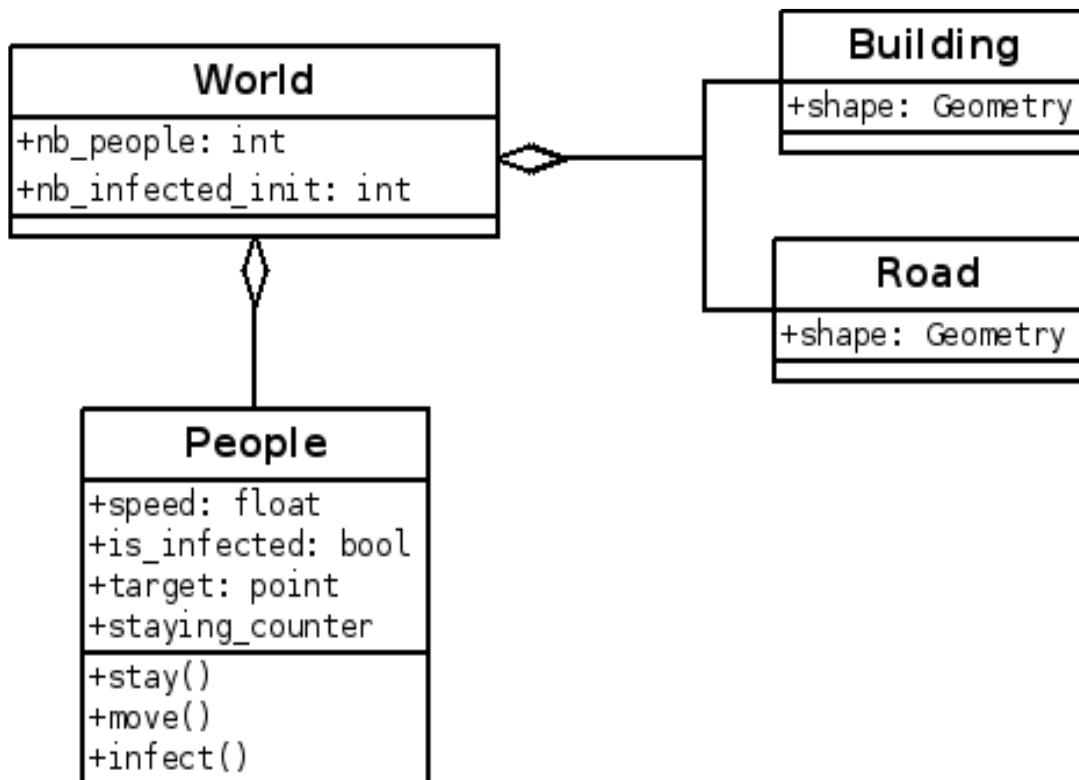
Bước mô phỏng: 1 phút.

Tác tử “người” di chuyển từ tòa nhà này đến tòa nhà khác bằng con đường ngắn nhất, với cùng một tốc độ không đổi.

Khi tới tòa nhà, “người” sẽ ở lại đó trong một khoảng thời gian nhất định và sẽ dịch chuyển ra khỏi tòa nhà trong những khoảng gần giờ cao điểm 8h, 12h 17h.

Xây dựng mô hình dựa theo 2 bước:

Bước 1: Xây dựng lớp biểu đồ UML



Trong đó:

nb_people: Tổng số người.

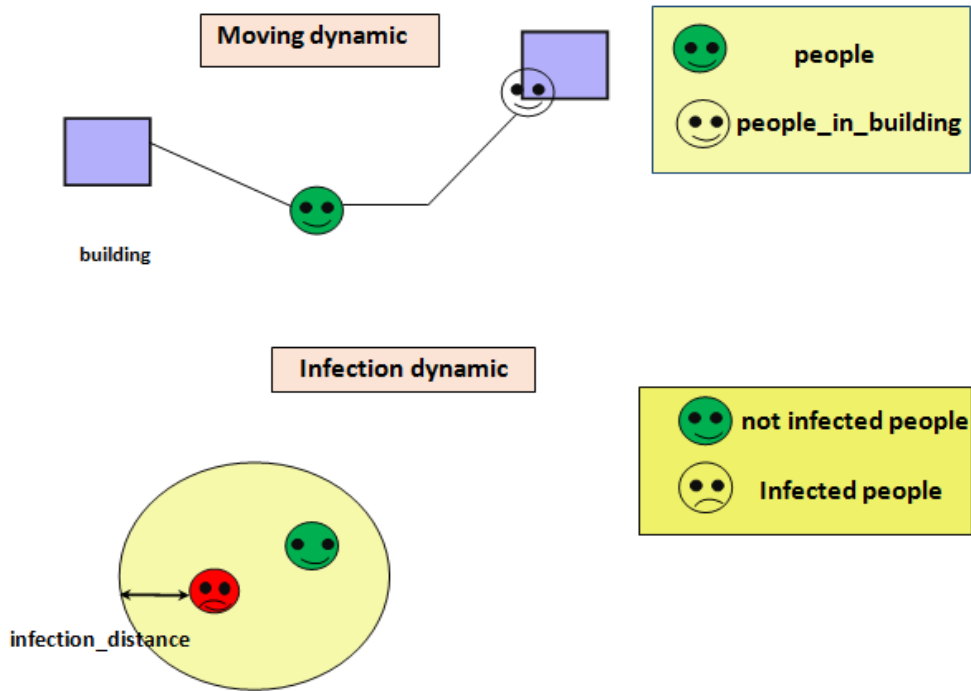
nb_infected_init: Số người bị mắc bệnh.

target: Mục tiêu.

staying_counter: Thời gian lưu trú của mỗi người trong tòa nhà

stay(), move(), infect(): các vòng lặp reflex stay when:... ; reflex move when:...; reflex infect when:...

Bước 2: Xây dựng các thực thể động



Hình 1: Minh họa việc xây dựng các thực thể động

Trong hình 1, tác tử “người” có 2 đặc tính: di chuyển và có khả năng nhiễm bệnh. Trong khoảng cách lây nhiễm, tác tử màu xanh (người ở trạng thái cảm nhiễm) tiếp xúc với tác tử màu đỏ (người bị nhiễm bệnh) sẽ có thể bị lây nhiễm với một xác suất lây nhiễm.

Phương trình vi phân:

+ Mô hình SIR:

$$\frac{dS}{dt} = \frac{-\text{beta} \cdot S \cdot I}{T}$$

$$\frac{dI}{dt} = \frac{\text{beta} \cdot S \cdot I}{T}$$

+ Mô hình SIR:

$$\frac{dS}{dt} = \frac{-\text{beta} \cdot S \cdot I}{T}$$

$$\frac{dI}{dt} = \frac{\text{beta} \cdot S \cdot I}{T} - \text{epsilon} \cdot I$$

$$\frac{dR}{dt} = \text{epsilon} \cdot I$$

+ Mô hình SIRS:

$$\frac{dS}{dt} = \frac{-\text{beta. S. I}}{T} + \text{gama. R}$$

$$\frac{dI}{dt} = \frac{\text{beta. S. I}}{T} - \text{epsilon. I} - \text{anpha. I}$$

$$\frac{dR}{dt} = \text{epsilon. I} - \text{gama. R}$$

$$\frac{dD}{dt} = \text{anpha. I}$$

Bước 5: Lập trình và thực thi mô hình

Đưa các file dạng hình học của con đường, tòa nhà vào project và khởi tạo biến để sử dụng chúng.

```
global{
  fileroads_shapefile<-file("../includes/road.shp");
  filebuildings_shapefile<-
  file("../includes/building.shp");
  geometryshape<-envelope(roads_shapefile);
```

```
init{
  createroadfrom: roads_shapefile;
  road_network<-as_edge_graph(road);
  createbuildingfrom: buildings_shapefile;
  ... //create people
  ... //ask...among}
```

```
experimentmain_experimenttype:gui{
  ... //parameter definition
  output {
    ... //monitor definition
    displaymaptype:opengl{
      speciesroadaspect:geom;
      speciesbuildingaspect:geom;
      speciespeopleaspect:circle;
    }
    ... //chart display definition
  }
```

Khởi tạo các biến tốc độ, chỉ số lây nhiễm, người bị nhiễm.... và gán giá trị:

```
global{
  intnb_people<-500;
    intnb_infected_init<-5;
    floatstep<-1 #mn;
  floatbeta<-0.01;
    floath<-0.1;
    floatpeople_speed<-5#km/#h;
```

Khởi tạo không gian, thời gian, staying_counter, staying_coeff và điều kiện

```
global{
  ... //other attributes
    intcurrent_hourupdate: (time /#h) mod24;
    list<people_in_building>list_people_in_buildingsupdate
: buildingaccumulateeach.people_inside;
    intnb_people_infected<-nb_infected_initupdate:   peoplecount
(each.is_infected)      +      list_people_in_buildingscount
(each.is_infected);
    intnb_people_recovered<-0update:                 peoplecount
(each.set_infected = 4) + (empty(list_people_in_buildings) ? 0 :
list_people_in_buildingscount (each.set_infected = 4));
    intnb_people_exposed<-nb_exposed_initupdate:     peoplecount
(each.set_infected = 2) + (empty(list_people_in_buildings) ? 0 :
list_people_in_buildingscount (each.set_infected = 2));
    intnb_people_not_infected<-nb_people - nb_infected_init -
nb_exposed_initupdate: nb_people - nb_people_infected -
nb_people_exposed - nb_people_recovered;
    floatinfected_rateupdate:
nb_people_infected/nb_people;
    graphroad_network;
    floatstaying_coeffupdate: 10.0 ^ (1 +
min([abs(current_hour - 8), abs(current_hour - 12),
abs(current_hour - 18)]));
    boolis_night<-falseupdate:current_hour<7orcurrent_hour>20;
  }
```

```

init{
  ... //create road and create building

  createpeoplenumber:nb_people {
    buildingbd<-one_of(building);
    location<-any_location_in(bd);
  }
  asknb_infected_initamongpeople {
    is_infected<-true;
  }
}

```

```

speciespeopleskills:[moving]{
  floatspeed<-people_speed;
  boolis_infected<-false;
  pointtarget;
  intstaying_counter;
  reflexstaywhen: target = nil {
    staying_counter<-staying_counter + 1;
    ifflip(staying_counter / staying_coeff) {
      target<-any_location_in (one_of(building));
    }
  }
}

```

Thiết lập các dạng hình học, dạng chuyển động, 3D...

```

aspectgeom {
  intnbT<-length(people_inside);
  intnbI<-people_insidecounteach.is_infected;
  if (nbT>0) {
    floatrate<-float(nbI)/nbT ;
    drawshapecolor: rgb(255*rate, 255 * (1 -
rate), 0);
  } else {
    drawshapecolor: #gray;
  }
}

```



```

speciespeopleskills:[moving]{
  ... //reflex
  aspectcircle{
    drawcircle(5) color:is_infected ? #red : #green;
  }

  aspectgeom3D{
    drawpyramid(5) color: is_infected ? #red : #green;
    drawcube(2) at: {location.x,location.y,5} color:
is_infected ? #red : #green;
  }
}

```

```

aspectgeom3D {
  drawshapecolor: #graydepth:
heighttexture:["../includes/roof_top.png","../includes/texture.jpg
"];
}
}
speciesroad {
  geometrydisplay_shape<-shape + 2.0;
  aspectgeom {
    drawshapecolor: #black;
  }
  aspectgeom3D {
    drawdisplay_shapecolor: #black ;
  }
}

speciesbuilding {
  list<people_in_building>people_inside;
  floatI;
  floatS;
  floatT;
}

```

```

speciespeople_in_buildingparent:peopleschedules: [] {
}
reflexlet_people_enter {
  list<people>entering_people<-peopleinsideself;
  ifnotempty (entering_people) {
    captureentering_peopleas:people_in_buildingreturns
    :captured_people;
    people_inside<-people_inside + captured_people;
  }
}
reflexlet_people_leavewhen: notempty(people_inside){
  askpeople_inside{
    staying_counter<-staying_counter + 1;
  }
}
,

```

```

  list<people_in_building>leaving_people<-
  people_insidewhereflip(each.staying_counter / staying_coeff);
  ifnotempty (leaving_people) {
    people_inside<-people_inside - leaving_people;
    releasingleaving_peopleas:peoplein:
    worldreturns:released_people {}
  }
}

```

Sử dụng phương trình vi phân trong mô hình:

```

equationSIR{
  diff(S,t) = ( - beta * S * I / T ) ;
  diff(I,t) = ( beta * S * I / T ) - (epsilon * I) ;
  diff(R,t) = ( epsilon * I ) ;
}

```

```

equationSI{
  diff(S,t) = ( - beta * S * I / T ) ;
  diff(I,t) = ( beta * S * I / T ) ;
}

```

Trong đó:

- S: Số người không bị nhiễm bệnh trong tòa nhà
- I: Số người bị nhiễm bệnh trong tòa nhà.
- R: Số người phục hồi trong tòa nhà
- T: Tổng số người trong tòa nhà.

```

equationSIRS{
  diff(S,t) = (- beta * S * I / T) + gama * R;
  diff(I,t) = ( beta * S * I / T) - (epsilon * I)-(alpha*I);
  diff(R,t) = ( epsilon * I) - (gama * R);
  diff(D, t) = ( alpha * I);
}

```

D: Số người chết

Beta: Chỉ số lây nhiễm bệnh.

Epsilon: Chỉ số phục hồi.

“rk4” : Giải hệ phương trình vi phân bằng phương pháp Runge Kutta bậc 4.

SI, SIR, SIRS: Phương trình vi phân lây truyền dịch bệnh.

Bước 6: Hiệu chỉnh mô hình

Nhóm đưa ra hai kịch bản:

Mô hình SI: beta = 0.2.

Mô hình SIR: beta = 0.2, epsilon = 0.8.

Mô hình SIRS: beta=0.2, epsilon = 0.8, gama = 0.15.

Bước 7: Đối chiếu với bài toán thực tế.

Nhóm chưa có dữ liệu để kiểm chứng bài toán.

2.1.2. Các ưu điểm của phương pháp:

Sử dụng mô hình đa tác tử cho phép xác định khả năng lây nhiễm bệnh của từng cá thể trong cộng đồng. Có thể thay đổi dễ dàng các tham số để giả định nhiều tình huống.

GAMA có mã nguồn mở nên rất thuận lợi cho việc nghiên cứu, học hỏi và phát triển về mô hình. Ngoài ra, GAMA Platform cho phép người làm mô hình thay đổi linh hoạt các giải thiết đầu vào, các thuộc tính của các tác tử mà không bị lệ thuộc vào các yếu tố khác.

GAMA cho phép kết hợp các mô hình đã có trong quy hoạch. Ở bài này, ta có thể kết hợp thêm các yếu tố như thêm bản đồ GIS, GPS hoặc ảnh chụp từ vệ tinh của một khu vực mắc dịch bệnh hoặc bản đồ mô hình có sẵn để mô phỏng.

2.2. Kết quả nghiên cứu:

2.2.1. Kết quả nghiên cứu:

Kết hợp mô hình toán học SI, SIR và SIRS với mô hình đa tác tử trong việc nghiên cứu sự bùng phát của dịch bệnh.

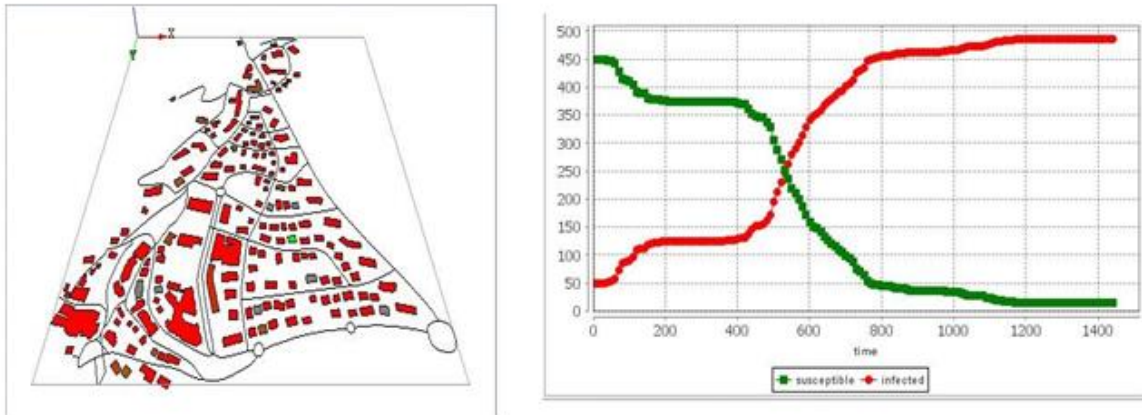
Đối với kinh tế-xã hội: Dù kết quả nghiên cứu ban đầu của nhóm còn đơn giản nhưng lợi ích việc mô phỏng các bài toán lan truyền dịch bệnh sẽ giúp các chính phủ tiết kiệm chi phí trong việc dự báo và quy hoạch vùng nhiễm bệnh. Nhanh chóng đưa ra các kịch bản giúp các chuyên gia dịch tễ có thể đưa ra các hành động hiệu quả trong việc dập tắt dịch bệnh hoặc ngăn ngừa lây lan dịch bệnh. Sản phẩm có một vai trò quan trọng trong sự ngăn ngừa lây lan, bùng phát mạnh mẽ dịch bệnh giữa con người với nhau.

Khả năng áp dụng: Nhóm sẽ tìm kiếm các dữ liệu để kiểm chứng việc mô phỏng đối với một loại bệnh dịch cụ thể như bệnh sởi, bệnh cúm, Ebola.....

2.2.2. Phân tích đánh giá:

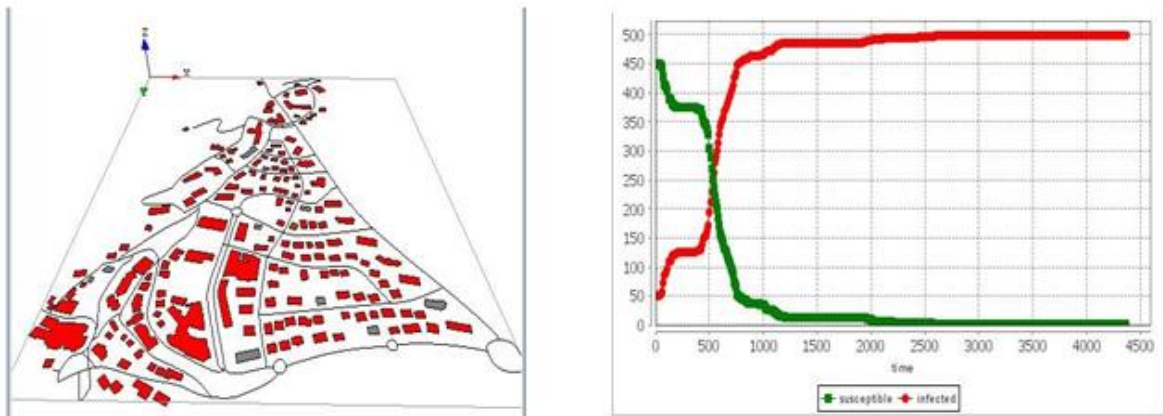
Trong bước 6 khi hiệu chỉnh các tham số

Trường hợp 1: Sử dụng mô hình SI, thay chỉ số beta = 0.2



Hình 1: Hình ảnh mô phỏng trong ngày thứ nhất khi thay đổi chỉ số beta = 0.2

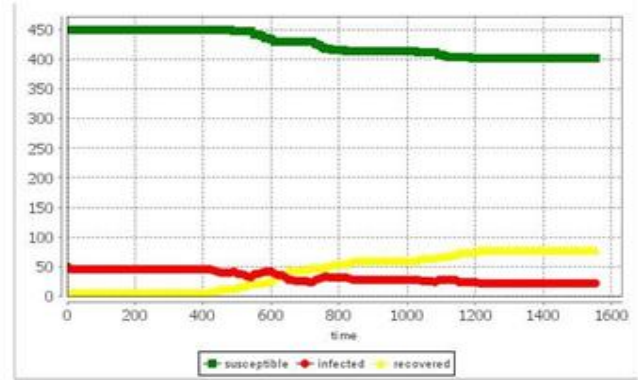
Ở ngày thứ nhất tương ứng với bước mô phỏng thứ 1438 thì số người nhiễm bệnh tăng mạnh từ 50 người lên thành 486 người, số người không bị nhiễm bệnh là 14 người.



Hình 2: Hình ảnh mô phỏng trong ngày thứ bảy khi thay đổi chỉ số beta = 0.2

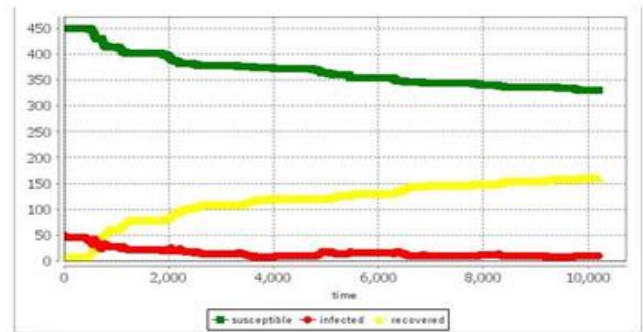
Ở bước mô phỏng thứ 10360 ứng với ngày thứ 7 thì số người nhiễm bệnh chiếm đến gần như toàn bộ dân số (499 người), trong khi đó số người không bị nhiễm bệnh chỉ là 1 người.

Trường hợp 2: Sử dụng mô hình SIR: Thay đổi chỉ số nhiễm bệnh beta = 0.2, chỉ số phục hồi epsilon = 0.8.



Hình 3: Hình ảnh mô phỏng trong ngày thứ nhất khi thay đổi chỉ số $\beta = 0.2$, $\epsilon = 0.8$

Ở bước mô phỏng thứ 1438 tương ứng với ngày thứ nhất thì số người bị nhiễm bệnh giảm từ 50 người xuống còn 22 người, số người phục hồi là 77 người, số người không bị nhiễm bệnh là 401 người.

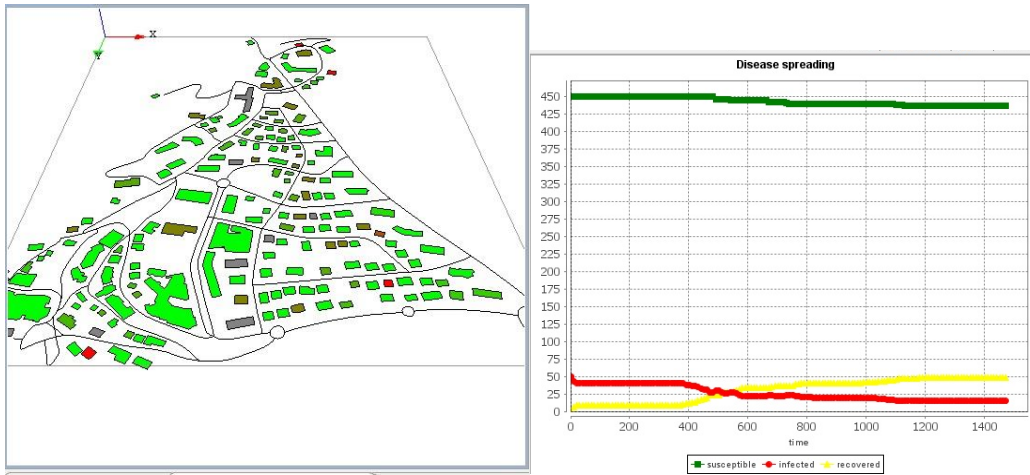


Hình 4: Hình ảnh mô phỏng trong ngày thứ bảy khi thay đổi chỉ số $\beta = 0.2$, $\epsilon = 0.8$

Ở ngày thứ 7 tương ứng với bước mô phỏng thứ 10360, số người bị nhiễm bệnh giảm xuống còn 10 người, số người phục hồi là 159 người, số người không bị nhiễm bệnh là 331 người.

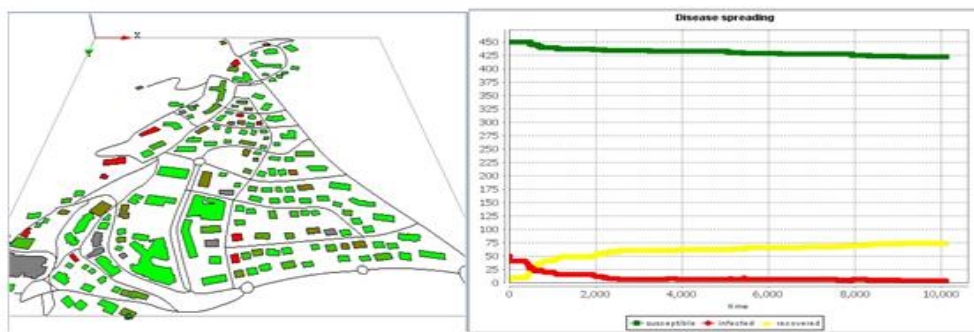
Qua hai trường hợp trên ta cũng thấy được ưu điểm của mô hình SIR so với SI.

Trường hợp 3: Sử dụng mô hình SIRS: Thay đổi chỉ số nhiễm bệnh $\beta = 0.2$, chỉ số phục hồi $\epsilon = 0.8$, chỉ số lây nhiễm lại $\gamma = 0.15$.



Hình 5: Hình ảnh mô phỏng trong ngày thứ nhất khi thay đổi chỉ số $\beta = 0.2$, $\epsilon = 0.8$, $\gamma = 0.15$.

Ở bước mô phỏng thứ 1438 tương ứng với ngày thứ nhất thì số người bị nhiễm bệnh giảm từ 50 người xuống còn 15 người, số người phục hồi là 49 người, số người không bị nhiễm bệnh là 436 người.



Hình 6: Hình ảnh mô phỏng trong ngày thứ bảy khi thay đổi chỉ số $\beta = 0.2$, $\epsilon = 0.8$, $\gamma = 0.15$.

Ở ngày thứ 7 tương ứng với bước mô phỏng thứ 10360, số người bị nhiễm bệnh giảm xuống còn 4 người, số người phục hồi là 74 người, số người không bị nhiễm bệnh là 422 người.

Dựa vào việc thay đổi tham số (β , ϵ , γ) ta có thể thay đổi cho phù hợp với các vùng dân cư có mật độ khác nhau và với các loại bệnh dịch khác nhau, điều kiện sinh sống, y tế khác nhau. Từ đó, cho thấy sự đa dạng ứng dụng của mô hình được xây dựng.

3. Kết luận và kiến nghị:

3.1. Kết luận:

Mô phỏng bài toán về sự bùng phát dịch bệnh giúp cho nhóm có thể tiếp cận ứng dụng Tin học trong dịch tễ học.

Sinh viên được làm quen với một ngôn ngữ mới GAMA – là một ngôn ngữ mô phỏng với mã nguồn mở cho phép sinh viên phát triển các ứng dụng trên nền tảng này.

3.2. Kiến nghị:

Ứng dụng bài toán với một loại bệnh dịch cụ thể.

Đưa thêm các tác nhân gây ảnh hưởng đến việc bùng phát dịch bệnh.

Sử dụng GAMA để mô phỏng các bài toán liên quan đến thủy lợi, y học, xây dựng, giao thông, quy hoạch đô thị.....