

LỜI NÓI ĐẦU

Với truyền thống 55 năm phát triển và trưởng thành, đến nay Học viện Tài chính không chỉ là nơi cung cấp nguồn nhân lực chất lượng cao trong lĩnh vực kinh tế, tài chính mà còn là trung tâm nghiên cứu khoa học, cung cấp nhiều giải pháp ứng dụng, sáng tạo.

Hội thi “Olympic Kinh tế lượng và Ứng dụng” do Trung ương Hội sinh viên và Học viện Tài chính tổ chức nhằm ứng dụng các mô hình toán học, mô hình kinh tế lượng, các phần mềm tin học để giải quyết các bài toán kinh tế xã hội là một trong những hoạt động thường niên, góp phần nâng cao chất lượng nghiên cứu khoa học sinh viên trong các nhà trường.

Hội thi năm nay thu hút 83 đề tài của 267 lượt sinh viên đến từ 21 trường Đại học và Học viện trên toàn quốc. Ban giám khảo đã chọn ra được 5 đề tài đạt giải nhất, 6 đề tài đạt giải nhì, 8 đề tài đạt giải ba và 46 đề tài đạt giải khuyến khích.

Ban tổ chức xin trân trọng giới thiệu đến độc giả cuốn Kỷ yếu Hội thi Khoa học sinh viên toàn quốc “Olympic Kinh tế lượng và Ứng dụng” lần thứ III, năm 2018 bao gồm các tóm tắt của 59 các đề tài tham gia Hội thi.

Chúng tôi hy vọng rằng các nhà trường, các bạn sinh viên, các nhà khoa học và các doanh nghiệp sẽ tiếp tục ủng hộ, đồng hành cùng chúng tôi trong các Hội thi tiếp theo.

ĐỒNG TRƯỞNG BAN TỔ CHỨC

PGS.,TS Nguyễn Trọng Cơ

Giám đốc Học viện Tài chính)

MỤC LỤC

PORTFOLIO OPTIMIZATION OF CRYPTOCURRENCY USING ARKOWITZ FRAMEWORK AND GLASSO ALGORITHM.....	4
TARGET RISK OF PORTFOLIO WITH RETURN CONSTRAINT: PORTFOLIO OPTIMIZATION USING CONDITION VALUE AT RISK.....	8
ỨNG DỤNG ĐỊNH GIÁ SẢN PHẨM BẢO HIỂM BẰNG MÔ HÌNH TUYẾN TÍNH TỔNG QUÁT VỚI PHÂN PHỐI TWEEDIE.....	12
DỰ BÁO CHI TIÊU THEO MỨC THU NHẬP DỰA TRÊN LỊCH SỬ GIAO DỊCH CỦA CÁC TÀI KHOẢN TIẾT KIỆM KHÔNG KÌ HẠN TRONG NGÂN HÀNG.....	17
CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG TỚI MỨC LƯƠNG TRUNG BÌNH CỦA PHỤ NỮ ĐÃ KẾT HÔN TRÊN THỊ TRƯỜNG LAO ĐỘNG TẠI MỸ.....	29
MỐI QUAN HỆ GIỮA LỢI TỨC CỔ PHIẾU, CHU KỲ KINH DOANH VÀ LÃI SUẤT NGẮN HẠN STOCK RETURN, BUSINESS CYCLE AND SHORT-TERM INTEREST RATE.....	35
NGHIÊN CỨU CÁC NHÂN TỐ QUYẾT ĐỊNH HÀNH VI SỬ DỤNG MẠNG XÃ HỘI CỦA SINH VIÊN TẠI CÁC TRƯỜNG ĐẠI HỌC THUỘC T. PHỐ ĐÀ NẴNG.....	42
NGHIÊN CỨU CÁC NHÂN TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN Ý ĐỊNH DU HỌC SAU TỐT NGHIỆP CỦA SINH VIÊN CÁC TRƯỜNG ĐẠI HỌC TẠI THÀNH PHỐ ĐÀ NẴNG.....	56
NGHIÊN CỨU CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN SỰ LỰA CHỌN CÁC CỬA HÀNG NHƯỢNG QUYỀN THƯƠNG MẠI TRONG LĨNH VỰC ĂN UỐNG CỦA NGƯỜI TIÊU DÙNG TẠI THỊ TRƯỜNG ĐÀ NẴNG.....	66
LỢI SUẤT GIÁO DỤC TẠI CÁC KHU VỰC KINH TẾ CỦA VIỆT NAM THEO SỐ LIỆU VHLSS 2016.....	80
TÁC ĐỘNG CỦA FDI ĐẾN TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ CỦA VIỆT NAM.....	94
TÁC ĐỘNG CỦA CÔNG BỐ THÔNG TIN CỔ TỨC, LỢI NHUẬN ĐẾN BIẾN ĐỘNG GIÁ CỔ PHIẾU CỦA CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN SỞ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN TP. HỒ CHÍ MINH (HOSE).....	102
ẢNH HƯỞNG CỦA HOẠT ĐỘNG CÔNG ĐOÀN LÊN GIÁ TRỊ DOANH NGHIỆP TẠI CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM.....	117
TÁC ĐỘNG QUẢN TRỊ RỦI RO ĐẾN HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG TÀI CHÍNH TẠI CÁC DOANH NGHIỆP NIÊM YẾT TRÊN SỞ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN TP. HỒ CHÍ MINH (HOSE).....	132
CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN NỢ XẤU NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI CỔ PHẦN VIỆT NAM.....	149
TÁC ĐỘNG CỦA VỐN CHỦ SỞ HỮU ĐẾN TỶ LỆ DỰ PHÒNG RỦI RO TÍN DỤNG TẠI CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM.....	157
SỰ TÁC ĐỘNG GIỮA CÁC YẾU TỐ TĂNG TRƯỞNG TÍN DỤNG, NỢ XẤU, DƯ NỢ CHO VAY VÀ TỶ LỆ VỐN TẠI NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI CỔ PHẦN NGOẠI THƯƠNG VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 2009 – 2017.....	166
CÁC YẾU TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN LỢI NHUẬN CÁC NHTM TẠI VIỆT NAM.....	179
ÁP DỤNG VALUE AT RISK ĐỂ QUẢN TRỊ DANH MỤC ĐẦU TƯ TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM.....	189
ỨNG DỤNG CÁC MÔ HÌNH CHUỖI THỜI GIAN DỰ BÁO ĐỘ BIẾN ĐỘNG ĐỒNG TIỀN ĐIỆN TỬ BITCOIN NHẪM XEM XÉT ẢNH HƯỞNG CỦA NÓ ĐẾN THỊ TRƯỜNG TIỀN TỆ THẾ GIỚI.....	202
SỬ DỤNG MÔ HÌNH CÂN BẰNG RIÊNG NGHIÊN CỨU ẢNH HƯỞNG CỦA HIỆP ĐỊNH CPTPP ĐẾN XUẤT-NHẬP KHẨU HẠT ĐIỀU CỦA VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 2010-2017.....	214

NGHIÊN CỨU NHỮNG NHÂN TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN QUYẾT ĐỊNH SỬ DỤNG DỊCH VỤ INTERNET 4G CỦA SINH VIÊN KHU VỰC HÀ NỘI	227
TỶ LỆ SỞ HỮU CỦA NƯỚC NGOÀI VÀ GIÁ TRỊ DOANH NGHIỆP NIÊM YẾT Ở VIỆT NAM - BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM THÔNG QUA MÔ HÌNH HỒI QUY NGƯỠNG	241
ĐÁNH GIÁ TÁC ĐỘNG CỦA CHÍNH SÁCH THUẾ TIÊU THỤ ĐẶC BIỆT ĐỐI VỚI Ô TÔ TẠI VIỆT NAM.....	258
PHÂN TÍCH NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN QUYẾT ĐỊNH MUA HÀNG CỦA NGƯỜI TIÊU DÙNG ĐỐI VỚI SẢN PHẨM NÔNG NGHIỆP HỮU CƠ TRÊN ĐỊA BÀN THÀNH PHỐ HÀ NỘI	273
MISSTATEMENTS PREDICTION ON FINANCIAL STATEMENTS THROUGH ANALYZING FINANCIAL RATIOS: AN EMPIRICAL STUDY IN LISTED REAL ESTATE COMPANIES ON THE VIETNAM STOCK MARKET	287
DỰ BÁO SAI PHẠM TRÊN BÁO CÁO TÀI CHÍNH THÔNG QUA PHÂN TÍCH CÁC TỶ SUẤT TÀI CHÍNH: NGHIÊN CỨU ĐIỂN HÌNH TẠI CÁC CÔNG TY BẤT ĐỘNG SẢN NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM.....	302
TÁC ĐỘNG CỦA ĐÒN BẨY TÀI CHÍNH ĐẾN RỦI RO TÀI CHÍNH VÀ GIÁ TRỊ DOANH NGHIỆP: NHÌN TỪ GÓC ĐỘ CỦA NGÀNH XÂY DỰNG VIỆT NAM	318
PHÂN TÍCH ẢNH HƯỞNG CỦA MỘT SỐ NHÂN TỐ ĐẾN KHẢ NĂNG SINH LỜI CỦA CÁC CÔNG TY DƯỢC PHẨM NIÊM YẾT TRÊN SÀN CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM	340

PORTFOLIO OPTIMIZATION OF CRYPTOCURRENCY USING ARKOWITZ FRAMEWORK AND GLASSO ALGORITHM

SV: Ta Minh Tien, Nguyen Ngoc Son An
International University – Vietnam National University
of Ho Chi Minh City, Vietnam
Advisor: NGUYEN PHUONG ANH, Ph.D.

1. Introduction

The purpose of the research is to apply the mathematical framework of Harry Markowitz combined with Graphical Least Absolute Shrinkage and Selection Operator (GLASSO) method to optimize the portfolio of modern assets, namely crypto-currency, which are the most risky ones at the present.

By applying Markowitz Portfolio Theory, we intend to take advantage of the joint variability of assets (i.e. covariance) to reduce the overall volatility of the portfolio. The objective function is defined as the trade-off between the expected portfolio return and the portfolio risk, usually characterized by the portfolio variance, computed with the covariance matrix of the asset returns.

Moreover, with GLASSO method, the precision matrix which is the inverse of the covariance matrix is pushed to zero by estimating a sparse inverse of the covariance matrix. The algorithm combines the positive definite constraint and the application of maximum likelihood to obtain the minimum of the penalized optimization problem. According to the literature, the advantage of GLASSO method is the fast computation time which will allow to deal with big data.

Finally we estimate the asset weights of the crypto-currency portfolio using GLASSO methods and Markowitz theory. We compare the performance of the portfolios with others using Value-At-Risk, Expected Shortfall and Sharpe ratio.

2. Methodology

2.1. Markowitz framework: Mean-Variance Analysis

First we look for the investment strategy with minimum variance, so we have to solve the following problem:

$$\begin{aligned} \min & \frac{1}{2} \omega^T \Sigma \omega \\ & \begin{cases} \omega^T \mu = \mu_p \\ \omega^T \hat{1} = 1 \end{cases} \end{aligned}$$

Using Lagrange multiplier method to solve the problem, we get the optimality conditions, the weights of assets and variance:

$$\begin{aligned} \omega &= \Sigma^{-1} [\mu \ \hat{1}] H^{-1} \begin{bmatrix} \mu_p \\ 1 \end{bmatrix} \\ var &= \frac{\mu_p^2 - 2\mu_p a + b}{2d} \end{aligned}$$

where:

$$\begin{aligned} a &= \mu^T \Sigma^{-1} \hat{1}^T \\ b &= \mu^T \Sigma^{-1} \mu \\ c &= \hat{1}^T \Sigma^{-1} \hat{1} \\ d &= bc - a^2 \end{aligned}$$

$$\text{and } H = \begin{bmatrix} b & a \\ a & c \end{bmatrix}.$$

2.2. Global Minimum-Variance Portfolio Optimization

The composition of the global minimum variance portfolio (GMVP) depends only on the covariance matrix of stock returns. Since the covariance matrix can be estimated much more precisely than the expected returns, the estimated risk of the investor is expected to be reduced.

The global minimum variance portfolio is the stock portfolio with the lowest return variance for a given covariance matrix:

$$\min \frac{1}{2} \omega^T \Sigma \omega$$

$$\omega^T \hat{1} = 1$$

We use Lagrange multiplier method to solve this problem and get the optimal weights:

$$\omega = \hat{1} \Sigma^{-1} \frac{1}{c}$$

2.3. Graphical Least Absolute Shrinkage and Selection Operator (Glasso)

We suppose that investor will invest in risky assets with vector return x . And we call μ is the mean of asset returns and Σ is the covariance of asset returns. Based on the multivariate Gaussian distribution:

$$N(x|\mu, \Sigma) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{p}{2}} (\det \Sigma)^{\frac{1}{2}}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(x - \mu)^T \Sigma^{-1}(x - \mu)\right\}$$

We consider the penalized maximum likelihood problem:

$$\max_{\Sigma^{-1}} (\log(\det \Sigma^{-1}) - \text{tr}(S \Sigma^{-1}) - \lambda \|\Sigma^{-1}\|_1)$$

Using the sub-gradient equation for maximization of the log-likelihood equation above, we can now solve one block of our objective function by solving:

- ✓ Start with $W = S + I$
- ✓ Solve the LASSO sub-problem (and save the value of β)
- ✓ Update w_{12} and w_{21} using $w_{12} = W_{11}\beta$
- ✓ Rearrange W so the next row and column are in position 12
- ✓ Repeat steps 2-4 until convergence
- ✓ Calculate the diagonals of θ (using $\theta_{22} = \frac{1}{w_{22} - \beta w_{12}^T}$)
- ✓ Use the most recent values of β to complete θ (using $\beta = -\frac{\theta_{12}}{\theta_{22}}$)

2.4. Value at risk and Expected Shortfall:

We will use the value at risk and Expected shortfall for measuring the maximum expected loss per day with some confidence level α .

Value At Risk in Parametric method:

$$\text{Var}(\alpha) = (R_p + \sigma_p * Z_\alpha) * C_0$$

where	R_p	:	mean return of portfolio
	σ_p	:	standard deviation of portfolio
	Z_α	:	Z score
	C_0	:	Intial capital

Expected Shortfall which is also Conditional Value At Risk, is derived by taking a weighted average between the value at risk and losses exceeding the value at risk.

$$ES(\alpha) = \left(R_p + \frac{\sigma_p}{(1 - \alpha)} * \theta(Z_\alpha) \right) * C_0$$

$\theta(Z_\alpha)$ is the antiderivative function on Value At Risk.

2.5. Sharpe ratio:

The Sharpe ratio uses standard deviation to measure a fund's risk-adjusted returns. The higher a fund's Sharpe ratio, the better a fund's returns have been relative to the risk it has taken on. It is the best method to measure the performance of portfolio.

$$S = \frac{R_p - r_f}{\sigma_p}$$

where r_f : risk free rate

3. Results and Discussion

3.1. Data collection:

We will collect historical data of 18 cryptocurrency coins (BTC, DASH, LTC, ETH, XMR, XRP, DOGE, PPC, BTS, XLM, NXT, MAID, FCT, NMC, BCN, GRC, NSR, EMC) over 600 trading days.

Data set will be divided into 2 periods: 510 trading days and 90 trading days. The first period data is used to estimate the model and calculate the weights, then predict over the next period.

3.2. *Gllasso implementaion*

3.2.1. *Test choice of the parameter*

Table 1. Test choice of parameter

Lambda	Expected return	Predict risk
$\lambda = 0.01$	1.93524	0.4817
$\lambda = 0.005$	1.93524	0.4598
$\lambda = 0.0001$	1.93524	0.4365

Note: Predict risk means standard deviation from simulation data in 90 days.

Discussion: The smaller λ becomes, the better variance is.

3.2.2. *Back-testing with real data*

Table 2. Back-testing with real data

Back-testing with real data over 3 months

Expected return	1.93524
Realized Risk	0.1903365
Predicted Risk	0.436566

Note: Realized risk means standard deviation from actual data in 90 days.

Discussion: Performance portfolio is good following definition of realized risks.

3.2.3. *Test sparse level*

```
> Inverse
      BTC      DASH      ETH      LTC      XMR      XRP
BTC 1278.89577 -135.30342 -56.960290 -303.697117 -79.33526 -22.080751
DASH -135.30342 344.95339 -34.269995 -17.603455 -50.98969 14.777714
ETH -56.96029 -34.26999 221.632692 1.472482 -32.10781 -5.262152
LTC -303.69712 -17.60346 1.472482 471.554925 -21.94671 -37.889924
XMR -79.33526 -50.98969 -32.107811 -21.946712 201.80125 -14.500818
XRP -22.08075 14.77771 -5.262152 -37.889924 -14.50082 169.179098
```

Figure1. Inverse of covariance without Gllasso.

```
> InverseCov
      BTC      DASH      ETH      LTC      XMR      XRP
BTC 472.0861 0.00000 0.000000 0.0000 0.000000 0.0000
DASH 0.0000 225.00948 0.000000 0.0000 -10.775517 0.0000
ETH 0.0000 0.00000 167.829690 0.0000 -6.864958 0.0000
LTC 0.0000 0.00000 0.000000 265.6303 0.000000 0.0000
XMR 0.0000 -10.77552 -6.864958 0.0000 144.509061 0.0000
XRP 0.0000 0.00000 0.000000 0.0000 0.000000 138.9452
```

Figure2. Inverse of covariance with Gllasso.

Discussion: Gllasso algorithm is efficient in pushing the sparsity elements of concentration matrix to 0

3.3. *Portfolio construction*

3.3.1. *Construction for 4 portfolios*

Table 3: Weight construction in 4 portfolios

Portfolio/coins	BTC	DASH	ETH	LTC	XMR	XRP
Markowitz	0.447	0.160	0.148	0.091	0.047	0.106
Gllasso	0.430	0.155	0.145	0.115	0.049	0.105
Equall-weight	0.166	0.166	0.166	0.166	0.166	0.166
ETH-weight	0	0	1	0	0	0

3.3.2. *Cumulative Return*

Table 4: cumulative return

Portfolio/coins	Cumulative return
Markowitz	75.74%

Glasso	73.79%
Equal-weight	48.84%
ETH-weight	16.73%

Discussion: two active portfolios Glasso and Markowitz is better performance in achieving return than two passive portfolio are Equal-weight and ETH-weight.

3.3.4. Measuring the risk of portfolio

Value at risk and Expected Shortfall:

Table 5: Var and ES of 4 portfolios

Portfolio/coins	Markowitz	Equal-weight	ETH-weight	Glasso
Var($\alpha = 95\%$)	98457.71	105342.7	110122.1	97704.51
ES($\alpha = 95\%$)	120681.4	128932.9	136188.7	119581

Discussion: Glasso is smallest maximum expected loss per day with confidence level at 95%.

Sharpe-ratio:

Table 6: Sharpe-ratio

	Markowitz	Equal-weight	ETH-weight	Glasso
Sharpe-ratio	0.2064	0.2210	0.1204	0.2214

Discussion: continuously, Glasso is best portfolio for calculating risk adjusted return.

4. Conclusion

From the result above, we could see that construction in portfolio is necessary and we tested Glasso algorithm on Markowitz model in selecting in lambda and the sparsity level. Moreover, we also measured the performance in Value at risk, Expected Shortfall and Sharpe-ratio in four portfolios and Glasso portfolio is the best one.

REFERENCES

- [1] Mazumder, R. and Hastie, T. The Graphical Lasso: New insights and alternatives. "Electronic Journal of Statistics", 2nd ed., 6, p.2125.
- [2] Goto, S. and Xu, Y. On mean variance portfolio optimization: Improving performance through better use of hedging relations. "Working paper, University of South Carolina", 2010.
- [3] Awoye O.A., Markowitz Minimum Variance Portfolio Optimization using New Machine Learning Methods. "Doctoral dissertation, (UCL) University College London", 2016
- [4] Friedman, J., Hastie, T. and Tibshirani, R., "Sparse inverse covariance estimation with the Graphical Lasso. Biostatistics," , 9(3), pp.432-441, 2008.
- [5] Leung, A.H.Y., Portfolio selection and risk management: An introduction, empirical demonstration and R-application for stock portfolios. "Doctoral dissertation, University of California, Los Angeles," , 2009
- [6] Markowitz, H.M., Foundations of portfolio theory. "The journal of finance," 46(2), pp.469-477, 1991.
- [7] Stock, J.H. and Watson, M.W., Forecasting using principal components from a large number of predictors. "Journal of the American Statistical Association," , 2002.
- [8] De Mol, C., Giannone, D. and Reichlin, L., Forecasting using a large number of predictors: Is Bayesian shrinkage a valid alternative to principal components. "Journal of Econometrics", 2008.

TARGET RISK OF PORTFOLIO WITH RETURN CONSTRAINT: PORTFOLIO OPTIMIZATION USING CONDITION VALUE AT RISK

SV: Huynh Thi My Linh, Nguyen Ngoc Son An

Department of Mathematics, International University – Vietnam National University of Ho Chi Minh City, Vietnam

GVHD: Nguyen Phuong Anh, Ph.D

I. Introduction

During the financial crisis in 2008, Vietnam stock market witnessed a significant loss: many companies defaulted, investors lost their money, the risk increased across many industries (Le Dat Chi & Le Tuan Anh, Thi truong tai chinh p.13). After this event, the risk significantly increased the threat to the financial market, which forces us to prepare and operate the risk management activities which ensure and provide hedging for the company and individual investors. From these perspectives, the investor is confronting with the challenge to answer the following question: How to construct an optimal portfolio?

This study aims to introduce a suitable instrument which could be used to solve this problem: Conditional Value at Risk.

Conditional Value at Risk (CVaR), also called Expected Shortfall, measures the average of some percentage of the worst-case loss scenarios (Sergey Sarykalin, Gaia Serraino & Stan Uryasev 2008). By definition, “*CVaR is the expected loss given that loss is greater than the Value at Risk VaR at that level*” according to R. Tyrrell Rockafellar and Stanislav Uryasev (1999).

The CVaR could give us a sufficient framework of risks reflected in extreme tail and estimate that exceeded loss which could not be accurately found by VaR without the normal distribution assumption. Based on the convex function and coherent characteristics (Artzner et al. 1997), the optimization problem could be constructed from this approach. Investors can find the optimal weight of each asset in the portfolio and optimal value of CVaR by minimizing the CVaR with the expected return constraint, or maximize the return based on CVaR constraint.

In 1999, with the successful results in examining and optimizing a portfolio with a large number of instruments from US stock market, R.Tyrrell Rockafellar and Stanislav Uryasev published a new approach in which they simultaneously estimated VaR and optimized the CVaR by using linear programming techniques. From the work on “Portfolio optimization with conditional Value at Risk objective and constraints” (2001), Pavlo Krokmal, Jonas Palmquist and Stanislav Uryasev extended the optimization problem in which CVaR will be the constraint.

In 2012, Le Dat Chi and Le Tuan Anh developed a method used in risk management based on the concept of CVaR. They combined the CVaR model with Merton/KMV Model to construct a credit rating system for each industry in Vietnam stock market and compare the risk level during and after financial crisis period.

This study is conducted in order to give an overview of the basic knowledge and application of CVaR in portfolio risk management and portfolio optimization in the case of Vietnam stock market.

II. Conditional Value at Risk Optimization Model

2.1. Conditional Value at Risk Definition and Properties

From the research by R. Tyrrell Rockafellar and Stanislav Uryasev (1999), the concepts and algorithms of CVaR are introduced and clearly defined.

Assume that in a portfolio, x is the decision vector, $x \in \mathbf{R}^n$ and the random vector of the uncertainty factors that can affect the loss of the portfolio (like the market price or return) is denoted by y , $y \in \mathbf{R}^m$. Let $f(x,y)$ represent the loss of corresponding value of vector x .

With a certain value of x , the loss value $f(x,y)$ is considered as a random variable having distribution in R induced by the corresponding value of y , with the probability distribution function of y in \mathbf{R}^m denoted by $p(y)$.

Let $\Psi(x,\alpha)$ represent the probability that $f(x,y)$ does not exceed a threshold α , we have:

$$\Psi(x,\alpha) = \int_{f(x,y) \leq \alpha} p(y) dy \quad (1)$$

With any fixed value of x we will have a correspondent function of α which is $\Psi(x,\alpha)$, the cumulative distribution function for the loss associated with x . This function determines the behavior of $f(x,y)$ and enables us to define VaR and CVaR. For simplicity, we assume that $\Psi(x,\alpha)$ is everywhere continuous with respect to α .

Recall the definition of VaR and CVaR. Considering the probability level β , such that $\beta \in (0,1)$, let β -VaR (percentile) denoted by $\alpha(x, \beta)$ express the value of $f(x,y)$ associated with x and any specified value of β , we have:

$$\alpha(x, \beta) = \min\{ \alpha \in R: \Psi(x,\alpha) \geq \beta \} \quad (2)$$

and let β -CVaR denoted by $\Phi(x)$ express the value of $f(x,y)$ associated with x and any specified value of β with the conditional that $f(x,y)$ exceeds the quantile $\alpha(x, \beta)$, we have:

$$\mathbf{F}_\beta(x,\alpha) = \alpha + \frac{1}{1-\beta} \int_{f(x,y) \geq \alpha} (f(x,y) - \alpha)^+ p(y) dy \quad (4)$$

CVaR is considered superior to VaR in optimization application. According to Sarykalin, Gaia Serraino and Stan Uryasev (2008), risk management with CVaR functions can be done quite efficiently.

2.2. Conditional Value at Risk Optimization for the portfolio

Based on the convexity features of $\mathbf{F}_\beta(x,\alpha)$, we can perform the optimization for CVaR function using linear programming approach.

In this study, we would like to investigate the problem to find the optimal proportion of each asset in the portfolio, x_j term. Thus, the constraints of the optimization problem will be extended including expected return of the portfolio constraint and weight change constraints.

In brief, we will construct an optimization problem as the following linear programming problem, denoted by (M1):

$$\min \phi(z, \alpha) = \alpha + v \sum_{j=1}^J z_j \quad (23)$$

$$\text{s.t } z_j \geq f(x,y_j) - \alpha, \quad j = 1, \dots, J, \quad (24)$$

$$z_j \geq 0, \quad j = 1, \dots, J, \quad (25)$$

$$l_i \leq x_i \leq u_i, \quad i = 1, \dots, n, \quad (26)$$

$$\sum_{i=1}^n x_i = 1, \quad i = 1, \dots, n, \quad (27)$$

$$\sum_{i=1}^n q_i (r_i - R) x_i \geq 0, \quad i = 1, \dots, n \quad (28)$$

In which, the equation (26) represented the constraints of the lower and upper bound for the weight of each asset in the portfolio. The equation (28) represents the expected returns constraints where q_i is the current value of the investment in which $\sum_{i=1}^n q_i x_i = \sum_{i=1}^n q_i$, r_i is the expected return for security i in the portfolio and R is the expected return of the portfolio. As a result, we can find the optimal vector x^* , the corresponding VaR value α^* and the optimal value of $\phi(z^*, \alpha^*)$.

III. APPLICATION

3.1. Optimizing the portfolio using CVaR model (with (M1) model)

We will build a portfolio including 16 selected stocks from 8 different industries from the VN-Index. The data set is retrieved from the daily closing price of each security during the period from 02/03/2015 to 01/03/2017. The application part of this study is conducted using CVaR optimization model to construct an optimal portfolio.

The stock returns will be used as an input in CVaR optimization model to find the optimal weight of each asset allocated in the portfolio. This result might enable us to minimize the CVaR value thanks to the optimal portfolio we have constructed.

Consider that $\beta = 0.95$ which also means the average loss in 5% worst case, the results are given as below.

Table 2. Optimal weight results

Optimal weight value for each asset			
Stock	Weight	Stock	Weight
VNM	0.0628	HPG	0.02
MSN	0.0474	HSG	0.0101
NT2	0.0578	CTD	0.1422
PPC	0.037	HBC	0.0623
DHG	0.0622	VSC	0.0897
TRA	0.0842	GMD	0.0386
VCB	0.0656	BMP	0.104
CTG	0.1047	DRC	0.0114

Table 3. Optimal Portfolio Performance Results

Expected Return	0.000698
VaR	0.0143
CVaR	0.02

As a result, combining the CVaR method with the best prediction of the future performance of the securities might enable investors to manage their portfolio better.

3.2. Comparing the performance of CVaR model and Mean-Variance model

In this part, the stock returns will be used as an input in both CVaR optimization model and Mean-Variance optimization model to compare the performance of the optimal portfolio constructed by each model.

According to some previous research (H. Markowitz. Portfolio selection. Journal of Finance, 7(1):77–91, 1952.), the minimum variance portfolio problem could be described as below, denoted by (M2):

“A minimum variance portfolio is a portfolio which can be formed by solving

$$\min_x x^T \Sigma x \quad (31)$$

$$s.t x E(r) = R, x \in S \quad (32)$$

where Σ is the covariance matrix of the random loss vector r , $E(r)$ is the expected return, R is the expected minimum return, S is the set of available portfolios and x is the weight of asset in the portfolio”

Solving this problem gives us the minimum standard deviation (risk measure) of the portfolio and the weight of each asset to achieve the optimal portfolio.

Table 4. Performance comparison of optimal portfolios at $\beta = 0.9$

	Mean-Variance	CVaR ($\beta = 0.9$)
Expected Return	0.00055	0.00065
Standard Deviation	0.0089	0.0091
VaR	0.01135	0.011
CVaR	0.0162	0.0158

Table 5. Performance comparison of optimal portfolios at $\beta = 0.95$

	Mean-Variance	CVaR ($\beta = 0.95$)
Expected Return	0.00055	0.000698
Standard Deviation	0.0089	0.0093
VaR	0.0144	0.0143
CVaR	0.0216	0.02

Firstly, considering the performance of optimal portfolio constructed by CVaR model (M1) at different probability level $\beta = 0.9$ and $\beta = 0.95$. It is clear that the CVaR value is always greater than VaR value (which satisfies the definition of CVaR). In addition, with the higher risk we can also achieve higher return. Considering β value, with different probabilities, the results of the performance will achieve different outcomes: higher β value will give higher CVaR.

Next, we will compare the performance of CVaR optimization model (M1) with Mean-Variance optimization model (M2). CVaR optimization model has lower risk than Mean-Variance model considering the value of VaR and CVaR. Thus, it would be favorable

for the investors to use CVaR optimization model since they might achieve a higher return with same or less risk.

The different results from these two methods could be caused by the skewness feature of the dataset. In the case of normal distribution, the outcomes of CVaR method will be closed to the solutions of Mean-Variance (Mausser and Rosen, 1999). With Mean-Variance model, investors expect their risk of loss based on the standard deviation value without considering the significant level and we can see that this value does not reflect the loss amount in case of skewness. However, in practice, the distribution of returns usually exhibits heavy tail and due to several previous empirical types of research, the Mean-Variance model is not appropriate in these situations.

Thus, CVaR optimization model not only enables investors to measure and minimize the target risk of their portfolio considering the worst-case loss scenarios but also achieves higher returns than Mean-Variance model.

IV. CONCLUSION

In this paper the empirical results have been given for the application of CVaR optimization model in practice. The results imply the mathematic features of CVaR, the difference between CVaR and VaR values partly reflects the definition of CVaR concept, this also showed that using VaR model in case when the distribution of returns is not normal will impact the prediction value of loss, the predicted value might be significantly lower than the accurate results.

The application of this method is limitless. We can use this model to evaluate the loss of the investment during worst case. We can also combine with some other models to extend the performance in risk management and portfolio management activities, such as predicting the risk of loss for the next period, or building a credit rating system for each industry in the market. In practice, we can apply this strategy to the portfolios of securities such as the portfolios of risky and risk-free assets, or combine with foreign currencies.

REFERENCES

- [1] Almira Biglova, Sergio Ortobelli, Svetlozar Rachev and Stoyan Stoyanov, (2004). Different Approaches to Risk Estimation in Portfolio Theory. *The Journal of Portfolio Management*, 2004, 103-112.
- [2] Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J.M, Heath, D, (1997). Coherent Measures of Risk. *Mathematical Finance* 9, 203-228.
- [3] Fredrik Adersson, Helmut Mausser, Dan Rosen and Stanislav Uryasev, (2001). Credit risk Optimization with Conditional Value-at-Risk criterion. *Math. Program., Ser. B*, 89, 273-291.
- [4] Gaivoronski, A. A. and G. Pflug, (2000). Value at Risk in Portfolio Optimization: Properties and Computational Approach. Working paper. Norwegian University of Science and Technology.
- [5] G. Plug, (2000). Some remarks on the Value at Risk and the Conditional Value at risk. *Probabilistic Constrained Optimization: Methodology and Applications*.
- [6] Gordon J. Alexander and Alexandre M. Baptista, (2004). A Comparison of VaR and CVaR Constraints on Portfolio selection with Mean-Variance Model. *Management Science* 50(9): 1261-1273.
- [7] J. Robert Buchanan, (2012). *An Undergraduate Introduction to Financial Mathematics*.
- [8] Le Dat Chi & Le Tuan Anh, (2012). The combination of CVaR and Merton/KMV model in default risk measurement: Case study in Vietnam Market. *Thi truong tai chinh* p.13
- [9] Markowitz, H., (1952). Portfolio Selection. *The journal of finance*, 7.1, 77-91

ỨNG DỤNG ĐỊNH GIÁ SẢN PHẨM BẢO HIỂM BẰNG MÔ HÌNH TUYẾN TÍNH TỔNG QUÁT VỚI PHÂN PHỐI TWEEDIE

SV: Nguyễn Ngọc Sơn An, Huỳnh Thị Mỹ Linh
Trường Đại học Quốc tế - Đại học Quốc Gia - Thành phố Hồ Chí Minh
GVHD: TS. Nguyễn Phương Anh

TÓM TẮT

Ngành Bảo hiểm là một trong những thành phần trọng yếu của nền kinh tế đóng góp đáng kể cho sự phát triển và cải tiến của xã hội hiện nay. Bên cạnh đó, tình hình phát triển của ngành Bảo hiểm ở Việt Nam đang có những hoạt động sôi nổi và chuyển động tích cực, điển hình như sự tham gia của nhiều công ty Bảo hiểm từ ngoài nước và sự mở rộng đầu tư của các công ty Bảo hiểm trong nước. Để đáp ứng cho xu thế này, luận án này mong muốn cung cấp một mô hình để mô phỏng hệ thống định giá cho sản phẩm bảo hiểm với Mô Hình Tuyến Tính Tổng Quát (Generalized Linear Models - GLMs), và thông qua mục đích chung là cung cấp cho người đọc một tầm nhìn kỹ thuật về ngành bảo hiểm.

Về cơ bản, GLMs xây dựng cụ thể mối tương quan giữa biến kết quả và các tham số dự đoán trên một bộ dữ liệu xây dựng sau đó theo mô hình kết quả này chúng ta có thể ước tính và dự báo biến mục tiêu trên bộ dữ liệu dự đoán. Bài viết sẽ tập trung khai thác về cấu trúc mô hình của biến mục tiêu trong các thành phần xây dựng nên Mô Hình Tuyến Tính Tổng Quát. Bài viết cũng sẽ cung cấp một số khái niệm về ngành bảo hiểm, nền tảng toán học và khái niệm cụ thể của Mô Hình Tuyến Tính Tổng Quát, và nghiên cứu này truy cập trực tiếp đến vấn đề này bằng cách minh họa từ các khái niệm cơ bản đến ứng dụng thực tế của GLMs trong việc tạo ra mức giá kỹ thuật cho sản phẩm Bảo hiểm xe cộ. Về nguồn dữ liệu cho mô hình, bài viết sử dụng bộ dữ liệu của một sản phẩm Bảo hiểm xe cộ gồm 13 biến số dữ liệu để xây dựng mô hình và kiểm tra kết quả trên ngôn ngữ lập trình và giả lập R.

Từ khóa: mô hình tuyến tính tổng quát, định giá Bảo hiểm, lý thuyết định giá Bảo hiểm, mô hình tuyến tính tổng quát với phân bố Tweedie.

1. Giới thiệu

Ngành bảo hiểm là một ngành thiết yếu ảnh hưởng trực tiếp đến sự phát triển của một nền kinh tế bằng cách bảo đảm việc bảo vệ và giúp đỡ tất cả các ngành trong xã hội. Hiện nay, thị trường bảo hiểm ở Việt Nam đang có sự tăng trưởng đáng kể với sự phát triển bền vững của các công ty trong nước và sự tham gia của nhiều doanh nghiệp nước ngoài. Tuy nhiên, ngành Bảo hiểm ở Việt Nam còn phải đối mặt với nhiều vấn đề đến từ kinh tế cá nhân, nhận thức của người dân và hạn chế của tài liệu nghiên cứu. Vì vậy, bài viết này nhằm mục đích cung cấp một lời giải thích có cơ sở toán học để củng cố sự tin cậy của người dân, bằng cách giải quyết vấn đề sau: “Làm thế nào để thiết lập quá trình định giá sản phẩm bảo hiểm để xác định phí bảo hiểm, và bao gồm tất cả các bảo vệ rủi ro thiết yếu bằng cách sử dụng Mô hình Tuyến tính tổng quát?”.

2. Cơ sở toán học của Mô hình Tuyến tính tổng quát (GLMs)

2.1. Khái niệm nền

GLMs xuất phát từ ý tưởng tổng quát như một phương tiện mô phỏng mối quan hệ giữa biến mục tiêu y mà chúng ta muốn tiên đoán và một hoặc nhiều biến giải thích x_i . Nhìn chung, phương trình tổng quát dưới dạng tuyến tính được thể hiện như sau:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n + \varepsilon \quad (1)$$

Trong đó, β_0 là hệ số chặn, β_1, \dots, β_n là hệ số dự đoán

Thuật ngữ lỗi ε là độ lệch tiêu chuẩn ước tính của thành phần ngẫu nhiên của biến mục tiêu, ε và y theo phân phối Tweedie

2.2. Các khái niệm quan trọng của GLMs khi áp dụng trong Bảo hiểm

- Phân phối Tweedie được biết đến như là tập con quan trọng nhất và phân phối này rất phù hợp với bộ dữ liệu có cấu trúc phức tạp của ngành Bảo hiểm. Phân phối Tweedie thuộc về Tập hợp phân phối hàm mũ, do đó nó thuận tiện trong khuôn khổ GLMs. Theo tham số như vậy, trung bình và biến thiên của biến ngẫu nhiên Tweedie là $E(y) = \mu$ và $Var(y) = \varphi\mu^p$, trong đó φ là tham số Dispersion và p là một tham số thêm để kiểm soát sự khác biệt của phân phối. Phân phối Tweedie phụ thuộc vào giá trị của p được biểu diễn như sau:

Bảng 1: Phân phối Tweedie với tham số p

Tham số p	Dạng của phân phối	Tên phân phối	Biến đề xuất
$p = 0$	Liên tục	Phân phối Chuẩn	–
$0 < p < 1$	Không tồn tại	–	–
$p = 1$	Rời rạc	Phân phối Poisson	Biến tần suất
$1 < p < 2$	Hỗn hợp, không âm	Hợp chất Poisson-Gamma	Phí bảo hiểm
$p = 2$	Liên tục	Phân phối Gamma	Biến độ lớn
$2 < p < 3$	Liên tục	–	Biến độ lớn
$p = 3$	Liên tục	Phân phối Chuẩn nghịch đảo	Biến độ lớn
$p > 3$	Liên tục	–	Biến độ lớn

Để xác định tham số p chúng ta phải sử dụng phương pháp Ước lượng hợp lý cực đại cho phân phối Tweedie. Quan trọng nhất, chúng ta mong muốn tham số p ở giữa 1 và 2, Tweedie trở thành một sự kết hợp gọn gàng của các phân phối Poisson và Gamma, điều này rất lý tưởng cho việc mô hình hóa kết quả như phí bảo hiểm kỹ thuật - nghĩa là kết hợp các tần số và mức độ nghiêm trọng.

$$y = \sum_{i=1}^T X_i \quad \text{where: } T \sim \text{Poisson}(\lambda), \quad X_i \sim \text{Gamma}(\alpha, \gamma) \quad (2)$$

Phân phối Poisson có một tham số duy nhất, thường biểu thị λ , đó là cả trung bình và phương sai. Phân bố Gamma có hai tham số: các thông số hình dạng và kích thước, thường được biểu thị bằng α và γ tương ứng, phân phối có trung bình bằng $\alpha\gamma$ và phương sai bằng $\alpha\gamma^2$.

- Tham số Dispersion φ có nhiệm vụ chính là định nghĩa phương sai cho các phân phối trong Tập hợp phân phối hàm mũ. Trong thực tế, chúng ta có thể ước tính tham số Dispersion bằng phương pháp Đo sai lệch, phương pháp Pearson và Hợp lý cực đại, mỗi cách đều có điểm mạnh và yếu khác nhau, nhưng thông thường *Hợp lý cực đại* là lựa chọn tốt nhất.

- *Hợp lý cực đại* hay còn gọi (Maximum-Likelihood - ML) là kỹ thuật ước lượng trong thống kê để ước tính các giá trị tham số bằng cách tối đa hoá khả năng thực hiện các quan sát cho các tham số. Tuy nhiên với phân phối Tweedie, chúng ta cần dùng đến “Hàm khả năng Quasi” được biết đến như là “*Hợp lý cực đại có tham số phụ*” để xác định tham số β với số lượng cụ thể của tham số p trong phân phối Tweedie.

3. Áp dụng thực tế của GLMs trong sản phẩm Bảo hiểm xe cộ

Bài viết áp dụng cho một mô phỏng thực tế của việc xác định giá kỹ thuật bằng GLMs cho sản phẩm Bảo hiểm xe cộ. Bài viết mô phỏng GLM bằng cách sử dụng ngôn ngữ lập trình R. Dữ liệu được tạo từ dữ liệu giao dịch đền bù đặc trưng của sản phẩm Bảo hiểm xe cộ ở thị trường Bảo hiểm Việt Nam gồm có 13 biến. Phương trình tổng quát (1) của GLMs được cho bởi:

$$\begin{aligned} \text{total_Claim} = y = & \beta_0 + \beta_1(\text{terms}) + \beta_2(\text{deductible}) + \\ & \beta_3(\text{vehicleAge}) + \beta_4(\text{subcoverBS01}) + \beta_5(\text{subcoverBS02}) + \\ & \beta_6(\text{subcoverBS06}) + \beta_7(\text{subcoverBody}) + \beta_8(\text{Exposure}) + \\ & \beta_9(\text{SumInsured}) + \beta(\text{vehicleBrand}_1) + \dots + \beta(\text{vehicleBrand}_n) + \\ & \beta(\text{regionGroup}_1) + \dots + \beta(\text{regionGroup}_{10}) + \varepsilon \end{aligned} \quad (9)$$

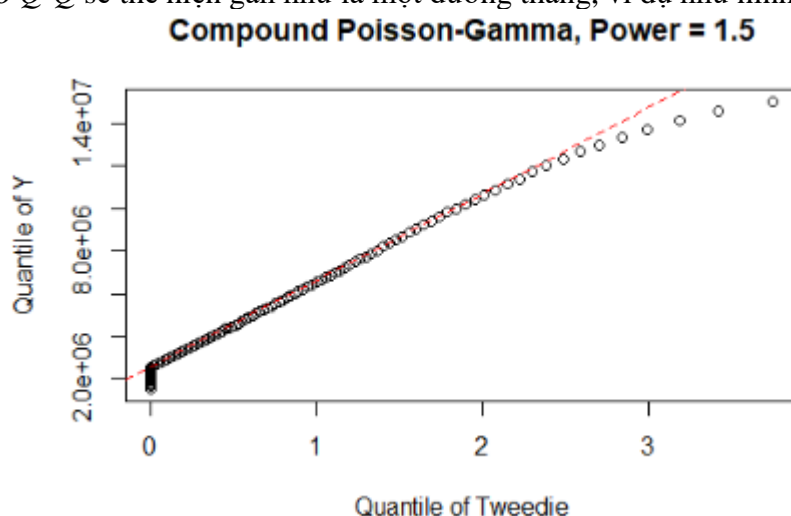
Như trên mô hình GLMs, được xác lập bởi biến mục tiêu y là tổng số tiền đền bù cho một hợp đồng cụ thể, và các biến dự đoán x_i bao gồm 5 biến liên tục: *terms* là thời hạn hợp đồng, *deductible* là giá trị khấu trừ, *vehicleAge* là tuổi của xe tại thời điểm kí kết, *Exposure* là tần suất tai nạn, *SumInsured* số tiền bảo hiểm tối đa, và 3 biến phân loại: *subcover* là các

sản phẩm phụ đi kèm, *vehicleBrand* là hiệu xe/hãng xe, *regionGroup* là khu vực sử dụng xe chủ yếu. Để đạt được kết quả chính xác nhất chúng ta cần phải lặp đi lặp lại quá trình GLMs. Mặc dù từng dự án có các mục tiêu và cách cân nhắc thực hiện khác nhau, bài viết này đề xuất các bước chính sau để xây dựng quá trình lắp đặt GLMs:

- *Bước 1*: Loại bỏ các *Điểm nằm ngoài mô hình chuẩn (thuật ngữ - outlier)* để có được những dữ liệu xây dựng tốt hơn bằng cách điều chỉnh *R-bình phương (R-squared)* và *Giá trị sai lệch*. Trong ví dụ này, chúng ta có được *Điều chỉnh của R-bình phương* tốt hơn, tương đương với 0.64% ở cuối bước này, và xác định Dữ liệu xây dựng chỉnh sửa (Adjusted-data-train) và số lượng các điểm dữ liệu là đủ tốt.

Bước 2: Xác định giá trị của biến p trong phân phối Tweedie

Trước khi ước lượng tham số p của phân phối Tweedie, chúng ta xem xét việc phân phối của biến mục tiêu bằng *biểu đồ Q-Q*. Nếu giá trị đích được so khớp hoặc phân phối như là phép thử, *biểu đồ Q-Q* sẽ thể hiện gần như là một đường thẳng, ví dụ như hình sau:



Hình 5. Biểu đồ Q-Q của Biến mục tiêu và Phân phối Poisson-Gamma

Phần mềm R cho kết quả nhận được như bảng 2, với kết quả tốt hơn là $p = 1.25$ cho dữ liệu xây dựng chỉnh sửa và phân phối phù hợp nhất tìm được là Hợp nhất Poisson – Gamma.

Bảng 2: Kết quả của tham số p

<i>tweedie.profile(...)</i>	p	Phân phối	Điểm dữ liệu
Dữ liệu xây dựng ban đầu	2.39	—	25524
Dữ liệu xây dựng chỉnh sửa	1.25	Hợp nhất Poisson – Gamma	20796

- *Bước 3*: Phân tích kết quả thu được từ GLMs. Xem xét phân tích *Bảng hệ số β* chúng ta thấy được các biến dự đoán thông qua GLMs có thể hiện được đúng ý nghĩa của biến mục tiêu hay không. Tham số p – *value*, kiểm tra sự thay đổi trong biến dự đoán là đáng kể với sự thay đổi trong biến đích.

Phân tích giá trị của *Hàm sai lệch (Deviance)*, nói chung, sự khác biệt giữa *Hàm sai lệch trống* và *Hàm sai lệch có giá trị* cho thấy mô hình GLMs đã thể hiện như thế nào khi các biến dự đoán được lần lượt thêm vào trong so sánh với mô hình chỉ có *Hệ số chặn*. Sự cách biệt càng rộng, thì càng tốt, bằng cách phân tích bảng của mô hình chạy một cách đúng, chúng ta có thể thấy rằng sự sai lệch đi xuống khi đi thêm vào mô hình từng biến từng biến một.

Chuyển qua phân tích tham số Dispersion, một lần nữa, tham số Dispersion trong GLM không phải là phương sai, nó chỉ công thức của phương sai là $Var(y) = \phi\mu^p$ cho phân phối Tweedie.

Trong thực tế, sự sai lệch nếu hợp lí có thể được chấp nhận trong ngành Bảo hiểm, và được xem như số tiền dự phòng cho một đơn vị tiền tệ của mỗi một hợp đồng, nhưng điều này chỉ là trường hợp thông thường nhất, số tiền dự phòng phải bao gồm nhiều yếu tố khác trong thực tế để trang trải khi sự cố bất ngờ đã xảy ra với ý nghĩa như số tiền yêu cầu bồi thường với giá trị trong khoảng dao động xác định.

- *Bước 4: Kiểm tra lại và Kết luận.* Trong bước cuối cùng, chúng tôi ước tính kết quả của dữ liệu kiểm tra và chạy dự đoán cho Mô hình tuyến tính với phân phối Chuẩn. Ở đây, cho thấy GLMs với phân phối Tweedie dự đoán tính xác thực chính xác hơn so với mô hình tuyến tính với phân phối Chuẩn, trong đó giá trị sai số tuyệt đối bằng 0,8% và 3,02% tương ứng. Kết quả như sau:

Bảng 3: Kết quả kiểm tra

Mô hình	Tổng bồi thường (tỷ VNĐ)	Sai lệch
Từ dữ liệu kiểm tra	~22.6	—
LM – Tuyến tính với phân phối Chuẩn	~19.58	~3.02%
GLMs – Tuyến tính tổng quát	~21.8	~0.8%

Công ty bảo hiểm thường chọn mức phí bảo hiểm kỹ thuật tương đương với giá trị ước tính của GLMs vì mô hình thể hiện được hết các ảnh hưởng của các biến dự đoán dựa trên cơ sở dữ liệu được điều chỉnh và tin cậy, cũng như xác định sự phân bố thích hợp cho các biến phụ thuộc và toàn bộ các tham số của các biến độc lập. Theo kết quả, phí bảo hiểm kỹ thuật của sản phẩm bảo hiểm được tính bằng cách sử dụng toàn bộ dữ liệu đặc trưng của khách hàng hay thông tin cung cấp của khách hàng hay của sản phẩm được bảo hiểm.

Nói cách khác, khách hàng có thể tin vào mức phí bảo hiểm này bởi vì nó được xây dựng dựa trên các yếu tố cá nhân xác thực nhất như thương hiệu, vị trí và tuổi xe, vv. Mỗi yếu tố có tác động cụ thể đến mức phí bảo hiểm như nếu β tiến gần về không thì biến đó sẽ mang lại tác động tiêu cực và nó có tác động tích cực nếu β tiến xa giá trị không. Vì vậy, nếu khách hàng hoặc sản phẩm được Bảo hiểm nằm trong tình huống nguy hiểm hoặc các khu vực có nguy cơ cao, giá sản phẩm trong những tình huống này sẽ lớn hơn các sản phẩm khác.

4. Kết Luận

Bài viết này minh họa kỹ thuật trong hệ thống định giá của công ty Bảo hiểm bằng cách phân tích phương pháp toán học và áp dụng dữ liệu thật của sản phẩm Bảo hiểm xe. Thông qua Mô hình Tuyến tính tổng quát - GLMs để ước tính mức giá mới dựa trên bộ dữ liệu đặc trưng, trong đó phân phối phí Bảo hiểm thuộc về gia đình Tweedie và các thông số mặc định. Phí Bảo hiểm ước tính trong GLMs phụ thuộc đáng kể vào các yếu tố đặc trưng của người được Bảo hiểm hoặc sản phẩm được Bảo hiểm.

Bài viết đã cho thấy rằng mỗi tham số có hợp đồng Bảo hiểm có tỷ lệ cụ thể để ảnh hưởng đến phí Bảo hiểm dự tính mới thông qua ví dụ cụ thể thống kê của sản phẩm Bảo hiểm. Việc phân tích về thành phần của GLMs là rất quan trọng vì nó là điểm chính để tìm ra sự phân bố phù hợp nhất của mô hình, thí dụ, mô hình Hợp nhất Poisson-Gamma phù hợp cho biến mục tiêu là tổng bồi thường. Bằng cách giải thích kết quả của GLMs, bài viết cho thấy GLMs có một số thông số hữu ích như deviance, dispersion, và p-value để kiểm soát kết quả và điều chỉnh mô hình. Do đó, bài viết trả lời các câu hỏi mục tiêu bằng cách cho kết quả cụ thể của ví dụ thực tế, và một lần nữa khách hàng có thể có một cái nhìn tổng thể và tin cậy vào giá định ước tính của GLMs.

Tuy nhiên, chúng ta đã biết rằng mô hình GLMs có những điểm hạn chế riêng. Bài viết cũng đề cập đến một số cách tiếp cận thay thế và kỹ thuật thuận lợi để cải thiện cả hai mô hình. Hơn nữa, bài viết được viết vào thời điểm có những thay đổi đáng kể trong thị trường Bảo hiểm Việt Nam, và sau đó chúng ta phải lặp lại nhiều lần để tìm ra kết quả chính xác nhất và phù hợp. Do đó, bài viết muốn đưa ra cách cụ thể cho độc giả có thể là khách hàng của công ty Bảo hiểm, bằng cách cung cấp các giải thích về định giá sản phẩm Bảo hiểm cho cơ sở dữ liệu của Việt Nam với phương pháp luận cụ thể và ứng dụng cụ thể.

Trên thực tế, bài viết này chỉ thể hiện phần của kiến thức ngành Bảo hiểm hay khoa học thống kê và phương pháp tiếp cận chuẩn của nó. Để xuất bản sản phẩm thực sự, các mô hình phải thực hiện một số bước cụ thể phụ thuộc vào tình hình hiện tại của công ty Bảo hiểm. Trong điều chỉnh GLMs, bài viết đã đề xuất một số cách tiếp cận tiên tiến và mạnh mẽ như các mô hình hỗn hợp tuyến tính tổng quát (GLMM), GLMs với mô hình phân tán, v.v ...

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] M. Goldburd, A. Khare và D. Tevet, “Generalized Linear Models for Insurance Rating,” Casualty Actuarial Society, Chapter 2,3,4 - 2016.
- [2] N. C. Dũng, “Kinh Tế Lượng Ứng Dụng Với R,” phantichdinhlung.wordpress.com, Chương 1,2,3,4, - Phiên bản 03/2017.
- [3] P. K. Dunn, “Series evaluation of Tweedie exponential dispersion,” Department of Mathematics and Computing - University of Southern Queensland, 2005.
- [4] P. K. Dunn, “Evaluation of Tweedie exponential dispersion model,” Department of Mathematics and Computing - University of Southern Queensland, 2007.
- [5] E. Ohlsson và B. Johansson, “Non-Life Insurance Pricing with Generalized Linear Models,” Springer, Chapter 2 - 2010.
- [6] M. Ruoyan, “Estimation of Dispersion Parameters in GLMs with and without Random Effects,” 2004.
- [7] R. Kaas, “Compound Poisson Distribution and GLMs in Tweedie Distribution,” trong Chapter 3, University of Amsterdam.

DỰ BÁO CHI TIÊU THEO MỨC THU NHẬP DỰA TRÊN LỊCH SỬ GIAO DỊCH CỦA CÁC TÀI KHOẢN TIẾT KIỆM KHÔNG KÌ HẠN TRONG NGÂN HÀNG

SV: Đỗ Quang Đạt; Trần Mỹ Đức
Đại học Khoa học tự nhiên – Đại học Quốc Gia Hà Nội
GVHD: Ts. Trịnh Quốc Anh(ĐHKHTN),
Lục Đình Vinh(FSS), Đặng Mạnh Tuấn(FSS R&D)

TÓM TẮT

Bài toán dự báo chi tiêu dựa trên nhu cầu thực tế của các ngân hàng trong dự báo lượng tiền gửi rông (ổn định với thời gian) của các khách hàng cá nhân. Dự báo này giúp cho ngân hàng đưa ra được những chính sách quản trị rủi ro tốt hơn, tối đa hóa lợi nhuận trên tiền gửi của khách hàng. Cách tiếp cận để giải bài toán này là phân nhóm khách hàng dựa trên những khoảng cách giữa các chuỗi thời gian là lịch sử giao dịch của khách hàng (chuỗi rút và chuỗi gửi) theo tháng, từ các nhóm vừa phân, ta dự báo cho từng nhóm sử dụng phương pháp dự báo trên cây phân cấp để đưa ra mức chi tiêu trong tháng tiếp theo của tất cả các tài khoản.

Từ khóa: Phân nhóm chuỗi thời gian, Dự báo phân cấp, hts, TSdist, TSclust, Hierarchical Clustering.

1. Giới thiệu

Hầu hết các khoản tiền gửi thanh toán và tiền gửi tiết kiệm không kì hạn là những hạn mức không có kì hạn, tuy nhiên có những lượng tiền lại rất ổn định với thời gian, đóng góp một phần lớn trong lượng tiền gửi rông của ngân hàng. Ở Việt Nam, các ngân hàng rất quan tâm đến vấn đề này tuy nhiên các phương pháp áp dụng ở một số ngân hàng lại khá đơn giản và chưa phản ánh hết được hành vi của khách hàng.

Các dự báo này, không những giúp ngân hàng có khả năng sử dụng nguồn vốn một cách hiệu quả, mà còn hỗ trợ cho các hoạt động quản trị rủi ro thanh khoản và rủi ro lãi suất. Với lượng vốn và các dự báo về tiền gửi rông, các ngân hàng sẽ dễ dàng hơn trong việc xác định giá trị trong các khe lãi suất và kì hạn từ đó xây dựng các nhiều kịch bản về rủi ro lãi suất và rủi ro thanh khoản.

Để dự báo lượng tiền gửi rông trong ngân hàng, bài toán đặt ra đầu tiên là dự báo chi tiêu (hành vi rút tiền) của khách hàng. Hai bài toán nhỏ hơn được đưa ra để lần lượt giải quyết vấn đề này đó là: bài toán phân nhóm và bài toán dự báo trên các nhóm vừa phân.

1.1. Bài toán phân nhóm

Mục đích của bài toán phân nhóm là tìm ra những hành vi và nhóm hành vi từ những thông tin thu thập được từ khách hàng. Các hành vi của khách hàng sẽ được phân tích thông qua chuỗi tiền gửi và tiền rút của khách hàng hàng tháng.

1.2. Bài toán dự báo trên nhóm

Dựa trên kết quả phân nhóm chuỗi thời gian, và yêu cầu bài toán, các nhóm trên sẽ được gộp (cộng) lại thành một chuỗi thời gian duy nhất.

Để có thể tận dụng được cấu trúc từ cách thức thực hiện phân nhóm, một phương pháp được đưa ra đó là phương pháp dự báo phân cấp. Cây phân cấp này được xây dựng từ cách phân nhóm.

2. Mô tả dữ liệu

Với mỗi khách hàng, các thông tin được thu thập là lượng tiền gửi hàng tháng (amount debit), lượng tiền rút hàng tháng (amount credit).

Thời gian thu thập dữ liệu từ tháng 1-2013 đến tháng 1-2017: 59 tháng.

Các giao dịch của khách hàng bao gồm 42 loại, trong đó, có 8 loại hành vi không phải giao dịch của khách hàng (lãi suất hàng tháng cộng thêm, trừ phí tin nhắn hàng tháng...) đều đã được loại ra.

Trong tất cả các bảng và các biểu đồ, lượng tiền luôn có đơn vị là triệu VND.

Với mỗi tài khoản, có 2 một chuỗi 59 tháng tiền gửi và tiền rút của mỗi tháng, mỗi một tài khoản sẽ có 2 giá trị trung bình cho các giá trị tiền gửi và tiền rút. Thực hiện thống kê trên 2 giá trị đó, ta có một số kết quả sau:

	TONG LUONG TIEN GUI	TONG LUONG TIEN RUT
5%	0.00	0.00
10%	0.00	0.01
25%	0.19	0.21
30%	1.00	1.29
40%	7.17	7.23
50%	20.02	19.14
75%	112.87	112.26
90%	661.92	667.26
95%	2563.27	2373.17

Bảng 1: Phân vị tại các mức của tiền gửi và tiền rút

	TONG
SO LUONG TAI KHOAN	653.00
TONG TIEN GUI NHIEU NHAT	2487.57
TONG TIEN GUI NHO NHAT	7.02
TRUNG BINH TIEN GUI CUA MOI TAI KHOAN	62.73
TRUNG VI TIEN GUI	214.15
TRUNG BINH TIEN GUI TRONG THANG CUA NHOM	2370.13
PHUONG SAI	372.32

Bảng 2: Các chỉ số của chuỗi tổng tiền gửi

3. Cơ sở lý thuyết

3.1. Các ước lượng khoảng cách giữa hai chuỗi thời gian

Các khoảng cách được sử dụng để thử nghiệm trong bài toán bao gồm những khoảng cách không phụ thuộc vào mô hình (model-free) như Euclidean, Mahatan, hay những khoảng cách dựa vào độ trễ của chuỗi thời gian ACF, PACF, hay dựa trên hình dạng chuỗi thời gian DTW.

Model-free

Cho hai chuỗi thời gian

$$X_T = x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$$

$$Y_T = y_1, y_2, y_3, \dots, y_n$$

Một cách đơn giản nhất để ước lượng khoảng cách giữa hai chuỗi thời gian là ước lượng khoảng cách trực tiếp giữa từng thời điểm của hai chuỗi với nhau, tiêu biểu là các công thức khoảng cách Minkowski bậc p:

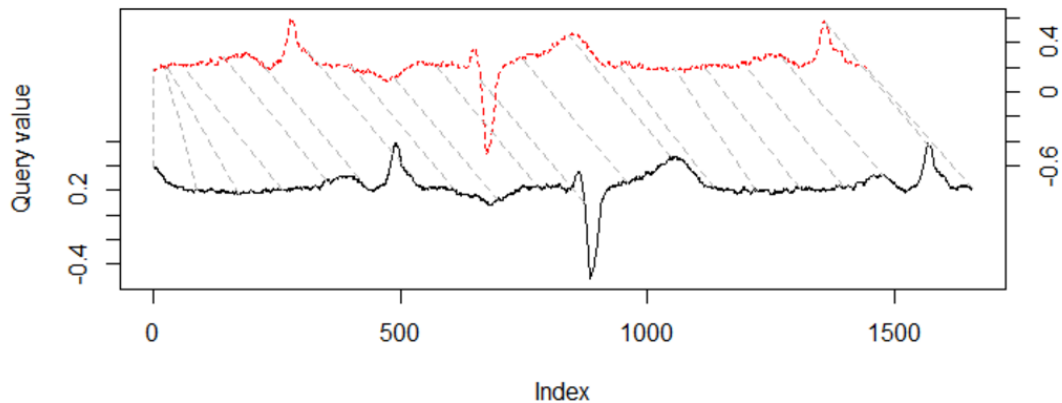
$$d_{L_p}(X_T, Y_T) = \sum_1^n (x_t - y_t)^p$$

Với $q = 2$ khi đó ta có khoảng cách Euclidean, $q = 1$ ta có khoảng cách Manhattan.

Độ đo dựa trên công thức này rất nhạy cảm đối với những thay đổi về mặt giá trị giữa 2 chuỗi thời gian như tăng giá trị, dịch chuỗi hoặc quay một trong hai chuỗi.

Khoảng cách DTW (Dynamic Time Warping Distance)

Ý tưởng của DTW đã được áp dụng cho tính toán khoảng cách giữa các chuỗi thời gian để tìm ra các chuỗi thời gian có kiểu giống nhau ứng dụng cho các bài toán về phân cụm chuỗi thời gian.



Hình 1: DTW

Giả sử có 2 chuỗi là X_N và Y_M

$$X = x_1, x_2, x_3, \dots, x_N$$

$$Y = y_1, y_2, y_3, \dots, y_M$$

Sử dụng một ma trận cỡ $N \times M$ để biểu diễn quan hệ giữa X và Y . Mỗi ô (i, j) thể hiện khoảng cách giữa 2 điểm x_i và y_j

$$D = (\delta_{i,j})_{N \times M}$$

Với $\delta_{i,j} = |x_i - y_j|$ hoặc $\delta_{i,j} = (x_i - y_j)^2$, Khi đó, ta định nghĩa một "warping path" là W gồm các cặp (i, j) :

$$W = w_1, w_2, w_3, \dots, w_K$$

Trong đó:

$$w_k = (i_k, j_k), k = 1, \dots, K$$

$$\min(N, M) < K \leq N + M - 1$$

$$1 \leq i_k \leq N, 1 \leq j_k \leq M$$

Một đường warping sẽ được giới hạn không gian tìm kiếm như sau:

Tính đơn điệu: các thành phần $w_k = (i_k, j_k)$ và $w_{k+1} = (i_{k+1}, j_{k+1})$ trong đường warping thì $i_k \leq i_{k+1}$ và $j_k \leq j_{k+1}$

Tính liên tục: các ô w_k và w_{k+1} phải là các ô "hàng xóm" của nhau trong ma trận D , nghĩa là: $i_{k+1} - i_k \leq 1$ và $j_{k+1} - j_k \leq 1$

Cửa sổ warping: cho phép sự chênh lệch tối đa về thời điểm giữa hai chuỗi X và Y hay nói cách khác là độ trễ tối đa cho phép giữa hai chuỗi thời gian. Với $w_k = (i_k, j_k)$ thì $|i_k - j_k| \leq \alpha$, α là một số nguyên dương cho trước.

Độ dốc hạn chế: một cách khác để hạn chế số lượng đường warping là hạn chế độ dốc, từ đó tránh việc đường W chuyển động mạn theo một hướng và so khớp giữa một chuỗi quá ngắn với một chuỗi quá dài. Ví dụ với giới hạn dốc bằng 1, khi đường warping đang đi lên trên, thì ô tiếp theo phải đi là đi theo đường chéo hoặc sang phải.

Ngoài ra còn ta còn có thể sử dụng những điều kiện về việc bắt đầu và kết thúc của đường warping. Thường được sử dụng nhiều nhất đó là W_1 sẽ bắt đầu từ ô (1, 1) trong ma trận và W_K kết thúc tại ô (N,M).

Độ dài một đường warping được kí hiệu là $d(W)$ và được tính theo công thức sau:

$$d(W) = \sum_1^K d_{w_k}$$

Khi đó, khoảng các DTW được tính thông qua độ dài đường warping theo công thức:
 $DTW(X, Y) = \min_w d(W)$

Khoảng các DTW được tính theo phương pháp qui hoạch động như sau:

Gọi $\gamma(i, j)$ là khoảng cách ngắn nhất giữa hai chuỗi X_i và Y_j , $\gamma(i, j)$ là một tổng tích lũy được tính theo công thức truy hồi sau:

$$\gamma(i, j) = \delta_{ij} + \min(\gamma(i-1, j), \gamma(i, j-1), \gamma(i-1, j-1))$$

Với kĩ thuật DTW, ta có thể dễ dàng tìm ra những chuỗi thời gian có cùng một hình dáng. Tuy nhiên, hạn chế của phương pháp này nằm ở việc chúng ta hạn chế không gian tìm kiếm của đường warping dựa trên cửa sổ warping.

Khoảng cách dựa trên tương quan chéo (cross-correlation)

Đối với 2 chuỗi thời gian X_t, Y_t , công thức được định nghĩa như sau

$$\rho_{XY}(k) = \frac{E[(X_t - \mu_X)(Y_{t+k} - \mu_Y)]}{\sigma_X \sigma_Y} = \frac{1}{\sigma_X \sigma_Y} \gamma_{XY}(k)$$

Trong đó, $\mu_X, \mu_Y, \sigma_X, \sigma_Y$ lần lượt là kì vọng và phương sai của hai chuỗi X_t, Y_t .

$\gamma_{XY}(k) = E[(X_t - \mu_X)(Y_t - \mu_Y)]$ được gọi là cross-covariance của hai chuỗi thời gian X_t, Y_t tại độ trễ k.

Định nghĩa công thức dựa trên độ tương quan giữa hai chuỗi thời gian như sau:

$$CCD(X, Y) = \sqrt{\frac{(1 - \rho_{XY}(0))^2}{\sum_{i=1}^{k_{\max}} (1 - \rho_{XY}(k))^2}}$$

$$k_{\max} = \min(N, M)$$

Nếu CCD càng nhỏ, thì mức độ quan hệ giữa X_t, Y_t càng mạnh, khi $|\rho(0)| \approx 1$ và $\exists k: \rho(k) \neq 0$ thì $CCD = 0$. Ngược lại, khi không X_t, Y_t tương quan với nhau thì $CCD(X, Y) \rightarrow \infty$.

Ưu điểm của cách ước lượng khoảng cách này là tận dụng được các công cụ để mô tả được nhiều hơn những đặc tính của chuỗi, làm giảm ảnh hưởng quá của việc chênh lệch giá trị giữa hai chuỗi thời gian. Nhược điểm của phương pháp này là khó xác định được giá trị k.

Khoảng cách dựa trên các thuộc tính của chuỗi thời gian (ACF và PACF)

Xét 2 chuỗi thời gian X_t và Y_t :

Hệ số tự tương quan của 2 chuỗi:

$$\rho_* = (\rho_*(1), \dots, \rho_*(h))$$

Trong đó:

r_* là các hệ số tự tương quan của chuỗi *.

$\rho_*(k)$ là hệ số tương quan giữa thời điểm k và thời điểm hiện tại.

$j > h$ thì $\rho_*(j) \approx 0$

Khi đó, công thức khoảng cách được xác định bởi:

$$D(X_t, Y_t) = (\rho_X - \rho_Y)^T W (\rho_X - \rho_Y)$$

Trong đó, W là trọng số tương ứng với mỗi một độ trễ.

Tương tự, ta có định nghĩa khoảng cách dựa trên các chỉ số tự tương quan gián đoạn.

3.2. Phương pháp phân nhóm: Hierarchical Clustering

Phương pháp Agglomerative hierarchical bắt đầu bằng việc coi mỗi đối tượng cần phân nhóm là một nhóm với tâm của nhóm là chính đối tượng đó. Sau đó, thực hiện đệ quy cho đến khi đạt được số nhóm mong muốn bằng việc gộp các nhóm lại với nhau.

Để minh họa cho các tiêu chí, ta xét hai nhóm A và B, khoảng cách giữa hai nhóm kí hiệu là $d(A, B)$.

Các tiêu chí gộp 2 nhóm trong phương pháp Agglomerative hierarchical là:

Single-link: coi khoảng cách giữa hai nhóm là khoảng cách nhỏ nhất giữa hai phần tử bất kì của hai nhóm:

$$d(A, B) = \min \{d(a, b) : a \in A, b \in B\}$$

Complete-link: coi khoảng cách giữa hai nhóm là khoảng cách lớn nhất giữa hai phần tử bất kì của hai nhóm.

$$d(A, B) = \max \{d(a, b) : a \in A, b \in B\}$$

Average-link: coi khoảng cách giữa hai nhóm là khoảng cách trung bình giữa hai phần tử bất kì của hai nhóm:

$$d(A, B) = \frac{1}{|A||B|} \sum_{a \in A} \sum_{b \in B} d(a, b)$$

Hạn chế lớn nhất của phương pháp phân nhóm này đó là không có khả năng đệ quy và độ phức tạp tính toán lớn.

3.3. Phương pháp đánh giá phân nhóm: silhouette

Silhouette là một trong những phương pháp biểu diễn trực quan để đánh giá việc phân nhóm có hợp lí không mà không cần quá nhiều đến các công cụ thống kê khác.

Đầu vào của silhouette đó là các phân nhóm và khoảng cách giữa các đối tượng với nhau. Khoảng cách giữa các đối tượng sử dụng tương tự như ước lượng khoảng cách dùng để phân nhóm.

Với đối tượng i , thì $s(i)$ là giá trị silhouette của đối tượng i .

Ta định nghĩa tiếp các khái niệm để tính các chỉ số $s(i)$:

Đối tượng i thuộc cụm A khi đó, $a(i)$ = khoảng cách trung bình của i đến mọi đối tượng khác trong A.

Xét nhóm C là nhóm bất kì khác nhóm A khi đó, $d(i, C)$ là khoảng cách trung bình của i đến mọi đối tượng khác trong C.

Kí hiệu $b(i) = \min_{C \neq A} d(i, C)$. Giả sử nhóm được lựa chọn là nhóm B ($d(i, B) = b(i)$), $b(i)$, B được gọi là hàng xóm của A. Nhóm B sẽ được coi như là nhóm tốt nhất nếu i không thuộc nhóm A thì sẽ thuộc nhóm B vì nhóm B là nhóm gần nhất đối với i (theo khoảng cách trung bình).

Với các định nghĩa trên, ta tính giá trị $s(i)$ như sau:

$$s(i) = \begin{cases} 1 - a(i)/b(i) & a(i) > b(i) \\ 0 & a(i) = b(i) \\ b(i)/a(i) - 1 & b(i) > a(i) \end{cases}$$

Đơn giản hóa công thức trên:

$$s(i) = \frac{b(i) - a(i)}{\max\{a(i), b(i)\}}$$

Nhận xét về giá trị của $s(i)$:

Khi nhóm A chỉ có duy nhất một phần tử thì $s(i) = 0$.

Khoảng giá trị của $s(i)$: $-1 \leq s(i) \leq 1$.

Khi $s(i)$ càng gần 0 nghĩa là i nằm ở khoảng giữa của hai nhóm A, B.

Khi $s(i)$ càng gần 1 nghĩa là i được phân ở nhóm A là phù hợp.

Ngược lại, $s(i)$ càng gần -1 nghĩa là i đáng ra phải phân vào nhóm B.

Silhouette còn có thể sử dụng để đưa ra một chỉ số heuristic xác định số cụm tối ưu trên dữ liệu.

Đối với xác định giá trị cho k (k là số cụm cần chia), ta kí hiệu $\tilde{s}(k)$ là “silhouette trung bình của toàn thể” là giá trị trung bình của $s(i)$, $i=1 \dots n$. Để tìm k tối ưu, ta cần tìm $\tilde{s}(k)$ là lớn nhất.

Ngoài ra, có thể sử dụng nhiều hàm khác thay vì chỉ dùng hàm giá trị trung bình để tính $\tilde{s}(k)$ như median, max, min...

3.4. Phương pháp dự báo trên nhóm: Hierarchical Forecasting

Mô hình cây phân cấp của chuỗi thời gian

Các cây phân cấp thành các mức được đánh số từ 0. Mức 0 là mức cao nhất, được tổng hợp từ tất cả các chuỗi khác. Số mức trên cây được kí hiệu là K .

Kí hiệu:

$Y_{x,t}$ là quan sát thứ t ($t = 1 \dots n$) của chuỗi Y_x , X là một node trên cây phân cấp.

m_i là số lượng node tại mức i và $m = m_0 + m_1 + \dots + m_K$ là số lượng trên cây phân cấp.

$Y_{i,t}$ là tất cả các quan sát tại mức i tại thời điểm t , Y_t là chuỗi thời gian tại mức 0.

Cấu trúc cây phân cấp được mô tả bởi công thức:

$$Y_t = SY_{K,t}$$

Trong đó:

$$Y_t = [Y_t, Y_{1,t}^T, \dots, Y_{K,t}^T]^T$$

S là “summing matrix” có kích thước $m \times m_K$

Trong dự báo theo cây phân cấp, ta quan tâm nhiều hơn đến các kết quả dự báo hơn là các quan sát thực tế của từng nút trong cây phân cấp. Giả sử ta dự báo h thời điểm tiếp theo kể từ thời điểm n được kí hiệu là $\hat{Y}_{x,n}(h)$, tương tự, ta kí hiệu cho mức thứ i và node tại mức 0 lần lượt là $\hat{Y}_{i,n}(h)$ và $\hat{Y}_n(h)$.

Các phương pháp dự báo trên cây phân cấp có thể được kí hiệu như sau:

$$\tilde{Y}_{t,n}(h) = SP \hat{Y}_{K,n}(h)$$

Trong đó:

$\tilde{Y}_{t,n}(h)$ là kết quả dự báo được “chỉnh sửa” lại từ các dự báo ban đầu cho từng chuỗi độc lập $\hat{Y}_{i,n}(h)$ cho tất cả các node trên cây.

P là ma trận cỡ $m_K \times m$ phụ thuộc vào phương pháp dự báo được sử dụng trên cây.

Một số phương pháp dự báo trên cây phân cấp đó là bottom-up, top-down và tối ưu kết hợp các node.

3.5. Các phương pháp dự báo trên cây phân cấp

Bottom-up

Phương pháp đầu tiên và đơn giản nhất của việc dự báo trên cây phân cấp đó là phương pháp bottom-up. Phương pháp này tận dụng được tối đa những thông tin từ các chuỗi tại bottom level nhưng cũng gây ra nhiều nhiễu cho các mức trên.

Ma trận P sẽ có dạng:

$$P_{m \times m_K} = [O_{m_K \times (m - m_K)} | I_{m_K}]$$

Top-down dựa trên dữ liệu lịch sử

Ma trận P sẽ có dạng:

$$P_{m \times m_K} = [p | O_{m_K \times (m-1)}]$$

Trong đó, $p = [p_1, \dots, p_K]^T$ là tập các tỉ lệ cho các nút mức K và có tổng bằng 1.

Chú ý rằng, kí hiệu trong phần này sẽ kí hiệu $Y_{i,t}$ là nút thứ i tại mức K chứ không phải đại diện cho mức thứ i nữa.

phương pháp Top-down dựa trên dữ liệu lịch sử, các giá trị P_j ($j = 1, \dots, m_K$) được tính theo 2 cách:

Cách 1:

$$p_j = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{Y_{j,t}}{Y_t}$$

Cách 2:

$$p_j = \frac{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n Y_{j,t}}{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n Y_t}$$

Top-down dựa trên tỉ lệ dữ liệu dự báo

Ma trận P sẽ tương như phương pháp Top-down dựa trên tỉ lệ dữ liệu dự báo.

Một số kí hiệu để tính toán P_j :

$\hat{Y}_{j,n}^{(i)}(h)$ là dự báo h bước tiếp theo tại nút cao hơn j i bậc.

$\sum \hat{Y}_{j,n}^{(i)}(h)$ là tổng của dự báo h bước tiếp theo của các nút bậc thấp hơn và kết nối trực tiếp với nút i (con trực tiếp của nút j).

Cách tính P_j được biểu diễn như sau:

$$p_j = \prod_{i=0}^{K-1} \frac{\hat{Y}_{j,n}^i(h)}{\sum \hat{Y}_{j,n}^{i+1}(h)}$$

Tối ưu kết hợp các nút

Phương pháp này dùng để tối ưu các thông tin từ tất cả các chuỗi. Xét mô hình hồi qui tuyến tính:

$$\hat{Y}_n(h) = S \beta_h + \varepsilon_h$$

Trong đó,

$\beta_h = E[\hat{Y}_{K,n}(\mathbf{H}) | Y_1, \dots, Y_n]$ là giá trị kì vọng không xác định.

ε_h là sai số có kì vọng bằng 0 và phương sai $\text{Var}[\varepsilon_h] = \Sigma_h$ không biết. Giả sử có Σ_h , khi đó, β_h sẽ được xác định theo phương pháp bình phương cực tiểu.

Giả sử $\varepsilon_h \approx S\varepsilon_{K,h}$ thì ước lượng không chệch của β_h là $\beta_h = (S^T S)^{-1} S^T \hat{Y}_n$, giá trị ma trận P:

$$P = (S^T S)^{-1} S^T$$

3.6. Khoảng tin cậy

Khoảng tin cậy của phương pháp này phụ thuộc vào phương sai của giá trị dự báo tại mức K Σ_h được tính theo công thức sau

$$\text{Var}[\tilde{Y}_n(\mathbf{h})] = SP \Sigma_h P^T S^T$$

Σ_h có thể được ước lượng trong thực tế tuy nhiên là một vấn đề khó nên chưa đề cập trong nội dung của đề tài này.

4. Kết quả

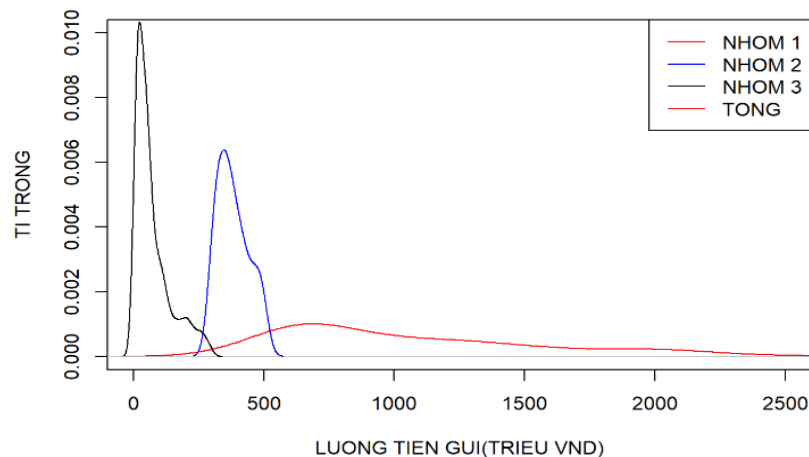
4.1. Kết quả phân nhóm

Dựa vào phân phối của chuỗi tổng gửi và phân vị tại các mức của chuỗi tổng gửi, ta chia được các tài khoản thành 3 nhóm: nhóm 1 là nhóm có tổng tiền gửi trong 59 tháng từ 500-2563, nhóm 2 có tổng tiền gửi vào từ 300-500 và nhóm 3 có tổng tiền gửi vào từ 7-300.

Sau khi thực hiện phân nhóm, ta thu được 3 nhóm với tổng số tài khoản là 653.

Đặc điểm của các 3 nhóm được mô tả qua các bảng và hình sau:

TI TRONG TIỀN GUI TRUNG BINH



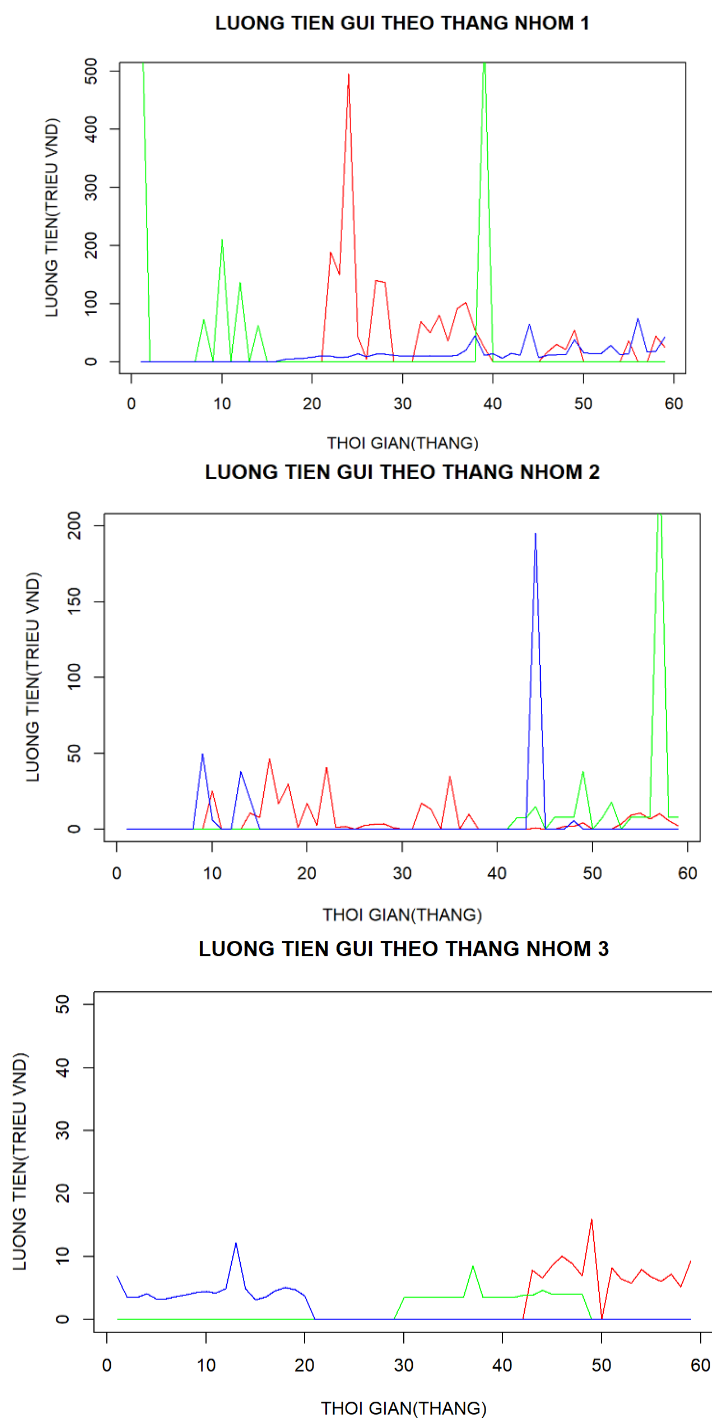
Hình 2: Biểu đồ tỷ trọng tiền gửi của 3 nhóm

Do phân theo giá trị tổng tiền gửi nên biểu đồ tỷ trọng các tài khoản trong 3 nhóm rất phân biệt với nhau. Ngoài ra, sự phân biệt của 3 nhóm còn thể hiện ở các chỉ số cơ bản đối với mỗi nhóm:

Bảng 3: Đặc trưng lượng tiền gửi của mỗi nhóm

Hình ảnh một số tài khoản đại diện cho mỗi nhóm:

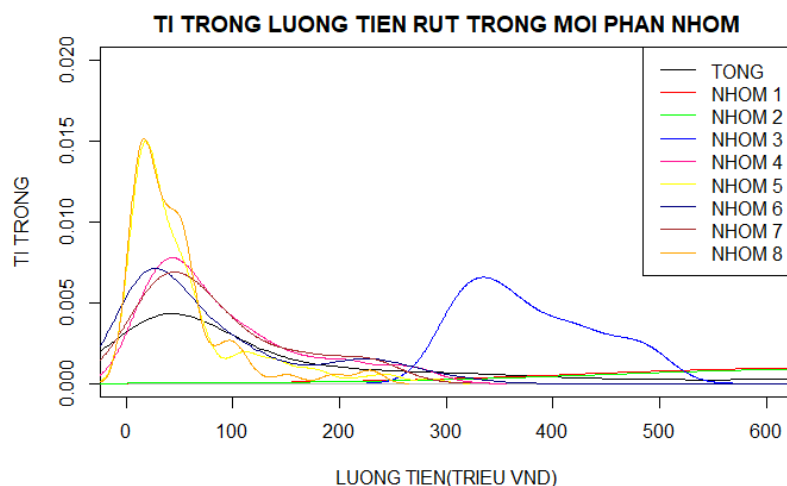
	TONG	NHOM 1	NHOM 2	NHOM 3
SỐ LUONG TÀI KHOẢN	653.00	80.00	46.00	527.00
TỔNG TIỀN GỬI NHIỀU NHẤT	2487.57	2487.57	499.76	295.68
TỔNG TIỀN GỬI NHỎ NHẤT	7.02	501.43	301.28	7.02
TRUNG BÌNH TIỀN GỬI CỦA MỖI TÀI KHOẢN	62.73	904.95	371.65	50.00
TRUNG VỊ TIỀN GỬI	214.15	1053.41	382.17	72.08
TRUNG BÌNH TIỀN GỬI TRONG THÁNG CỦA NHÓM	2370.13	1428.35	297.96	643.81
PHƯƠNG SAI	372.32	496.86	59.27	68.03



Hình 3: Đại diện của các nhóm phân theo tiền gửi vào

Với mỗi nhóm vừa phân, ta sẽ đi phân tích tiếp các nhóm thành các nhóm thành các nhóm nhỏ hơn dựa trên hành vi thu. Mục đích là xem các nhóm có cùng hành vi gửi tiền như thế thì hành vi rút tiền có phân biệt nhau hay không?

Sau khi phân nhóm sử dụng các phương pháp và khoảng cách trình bày ở trên, ta thu được kết quả cuối cùng theo số tiền rút ra của các tài khoản là 8 nhóm.



Hình 4: Tỷ trọng tiền rút của mỗi nhóm

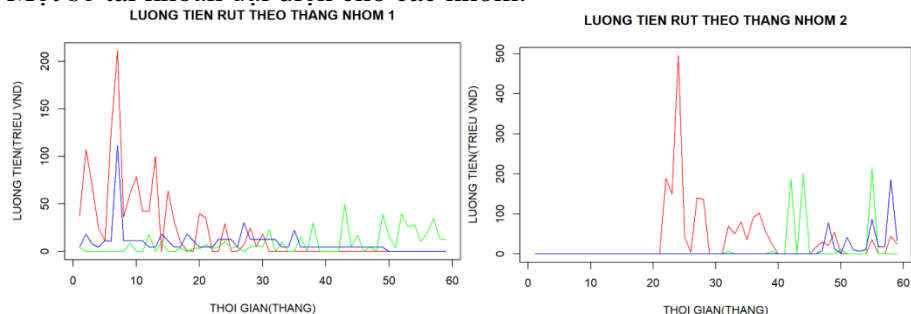
	TONG	NHOM 1	NHOM 2	NHOM 3	NHOM 4	NHOM 5	NHOM 6	NHOM 7	NHOM 8
5%	10.74	512.95	553.68	304.91	10.83	9.40	8.58	12.00	7.50
10%	13.87	519.60	579.62	310.04	16.19	11.19	10.05	12.00	9.90
25%	34.30	628.77	666.05	330.88	37.80	16.33	14.38	36.23	14.93
30%	40.87	671.91	682.60	336.43	41.87	17.41	23.86	36.23	18.31
40%	56.31	707.49	785.00	346.96	51.95	24.90	34.48	37.08	26.73
50%	82.01	905.41	919.74	369.36	68.30	33.19	54.10	69.14	33.46
75%	275.15	1229.31	1332.80	422.52	125.71	65.09	120.00	109.76	55.10
90%	705.41	1613.62	2003.04	482.90	210.09	136.44	231.49	227.04	100.00
95%	1172.49	1877.42	2081.69	489.30	254.29	178.17	266.70	227.04	156.36

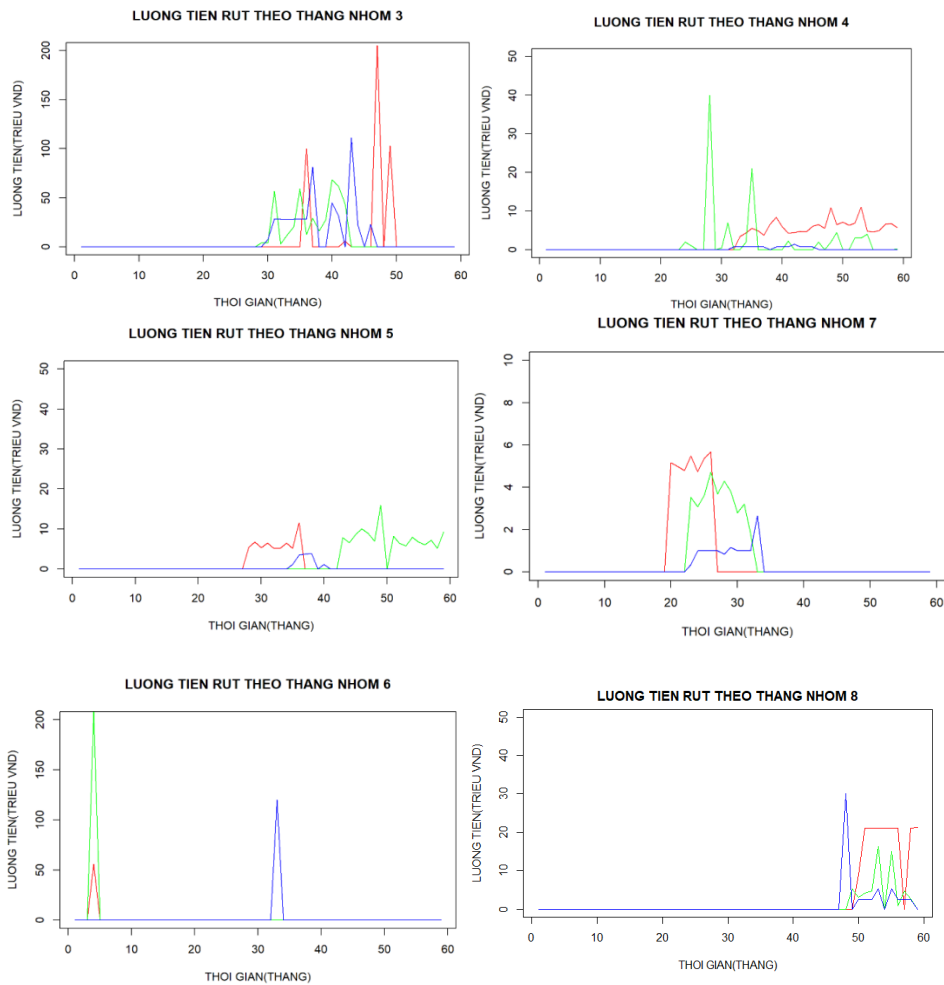
Bảng 4: Phân vị của các 8 nhóm theo tiền rút

	TONG	NHOM 1	NHOM 2	NHOM 3	NHOM 4	NHOM 5	NHOM 6	NHOM 7	NHOM 8
SO LUONG TAI KHOAN	653.00	27.00	53.00	46.00	212.00	111.00	74.00	9.00	121.00
TONG TIEN RUT NHIEU NHAT	2422.12	2422.12	2177.39	496.44	295.60	285.44	863.03	227.04	233.86
TONG TIEN RUT NHO NHAT	7.02	507.82	362.39	301.24	7.02	7.25	7.40	12.00	0.00
TRUNG BINH TIEN RUT CUA MOI TAI KHOAN	82.01	905.41	919.74	366.46	68.75	31.58	52.33	69.14	31.42
TRUNG VI TIEN RUT	253.13	1004.02	1080.33	378.93	91.01	53.99	92.10	85.11	46.62
TRUNG BINH TIEN RUT TRONG THANG CUA NHOM	2282.47	459.47	970.47	295.44	327.03	101.57	115.52	12.98	95.61
PHUONG SAI	404.69	478.23	517.04	60.25	72.05	56.78	122.74	70.48	46.70

Bảng 5: Chỉ số đặc trưng của nhóm

Một số tài khoản đại diện cho các nhóm:





Hình 5: Một số đại diện của các nhóm phân theo chuỗi tiền rút

4.2. Kết quả dự báo

Các phương pháp dự báo trên cây được sử dụng là bottom-up(BU), top-down theo tỉ lệ dữ liệu lịch sử(TDGSA), top-down theo tỉ lệ dữ liệu dự báo(TDFP) và tối ưu kết hợp các chuỗi trên cây lại với nhau(COMB). Kết quả được so sánh với dữ liệu thực tế(THUC TE) và dữ liệu dự báo dùng chuỗi thời gian(TS).

Mục tiêu của dự báo là với các nhóm vừa phân, dự báo tiền rút của tất cả các tài khoản trong một tháng tiếp theo của các nhóm và của tổng sử dụng phương pháp dự báo trên cây, so sánh kết quả với dữ liệu thực tế và dữ liệu dự báo sử dụng dự báo thông thường. Phương pháp dự báo được sử dụng chung cho mỗi node trên cây là ARIMA.

	BU	TDGSA	TDFP	COMB	THUC TE	TS
TONG	2196.94	2217.75	2217.75	2304.61	3928.58	2566.45
NHOM 1	238.14	556.17	278.60	294.58	492.93	370.55
NHOM 2	863.39	773.21	1010.08	1005.89	1743.10	852.56
NHOM 3	294.55	288.12	275.96	289.66	644.35	335.31
NHOM 4	492.55	324.04	426.63	477.55	668.30	496.18
NHOM 5	148.94	106.06	106.49	125.82	156.31	167.39
NHOM 6	131.65	139.19	94.13	93.08	82.07	126.95
NHOM 7	12.39	18.89	10.73	4.61	0.00	2.29
NHOM 8	15.32	12.08	15.13	13.43	141.51	9.11

Bảng 6: Dự báo tiền rút của các nhóm và tiền rút của tất cả các tài khoản

Các kết quả dự báo ở trên có thể cải thiện bằng việc phân tích chuỗi thời gian ở mỗi mức cụ thể để đưa ra mô hình phù hợp và dự báo chính xác hơn. Với mô hình ARIMA một số nhóm sẽ có các chỉ số p, d, q đều bằng 0 khi khoảng thời gian thay đổi, nên việc cải thiện kết quả hoàn toàn có thể.

5. Kết luận

Trong các loại khoảng cách đưa ra để ước lượng chuỗi thời gian thì khoảng các dựa trên tương quan chéo thường đưa ra những phân nhóm tốt. Tiêu chí phân nhóm thường được sử dụng là “complete”. Tiêu chí này phù hợp với nhiều loại khoảng cách và tạo ra các dendrogram có cấu trúc rõ ràng, dễ nhận ra các phân nhóm hơn.

Phương pháp phân nhóm chuỗi thời gian và dự báo trên cây phân cấp đưa ra một cách tiếp cận rất tự nhiên. Phương pháp phân nhóm chuỗi thời gian có vai trò như công cụ phân tích hành vi của khách hàng, hơn nữa các phân nhóm sẽ thay đổi theo thời gian nếu hành vi của khách hàng là thay đổi. Phương pháp dự báo trên chuỗi thời gian tận dụng được qui trình mà ta thực hiện phân nhóm, từ các nhóm phân ra mà sử dụng các phương pháp top-down hay bottom-up để “chỉnh sửa” lại các dự báo cho chính xác hơn dựa trên vai trò của nhóm đó đối với kết quả tổng thể.

Bài toán này trong thực tế cần có hệ thống lưu trữ và tính toán lớn do lượng khách hàng và các hành vi giao dịch của khách hàng được lưu lại hàng ngày, hàng giờ. Do đó, để giải bài toán này trong thực tế cần có sự hỗ trợ từ các doanh nghiệp cùng bắt tay với các đơn vị nghiên cứu cùng thực hiện.

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Aghabozorgi S, Shirkorshidi AS, Wah TY (2015). “Time-Series Clustering–A Decade Review.” Information Systems
- [2] D’Urso P, Maharaj EA (2009). “Autocorrelation-Based Fuzzy Clustering of Time Series.” Fuzzy Sets and Systems
- [3] Silhouettes: a graphical aid to the interpretation and validation of cluster analysis
- [4] Esling, P., & Agon, C. (2012). Time-series data mining. ACM Computing Surveys, 45(1), 1-34.
- [5] Pree, H., Herwig, B., Gruber, T., Sick, B., David, K., & Lukowicz, P. (2014). On general purpose time series similarity measures and their use as kernel functions in support vector machines. Information Sciences, 281, 478–495.
- [6] Lior Rokach, Oded Maimon, DATA MINING AND KNOWLEDGE DISCOVERY HANDBOOK, CLUSTERING METHODS
- [7] George Athanasopoulos, Roman A Ahmed, Rob J Hyndman, 2007 Hierarchical forecasts for Australian domestic tourism
- [8] Quản trị rủi ro trong ngân hàng, 2014, Joel Bessis
- [9] Rob J Hyndman 23-25 September 2014, Forecasting: Principles & Practice
- [10] Đào Hữu Hồ, Xác suất thống kê – Nhà Xuất bản Đại học Quốc gia Hà Nội, 2008

CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG TỚI MỨC LƯƠNG TRUNG BÌNH CỦA PHỤ NỮ ĐÃ KẾT HÔN TRÊN THỊ TRƯỜNG LAO ĐỘNG TẠI MỸ

DETERMINANT FACTORS ON MARRIED WOMEN'S WAGE RATE

SV: **Truong Dao Van Hai, Nguyen Thi Thanh, Hoang Thi Kieu**
Trường Đại học Hà Nội
GVHD: **Dr. Dao Thanh Binh, Nguyen Dinh Du**

ABSTRACT

The significance of married women's role in a family has been proved by the scientists several times. According to Vietnam Women's Union, women play an important role in economic development, despite of having obstacles to women participating in labour force (WPLF). This study focused on the married women's wage in labour force in USA. Obviously, there are many factors affect to the income of housewives in USA. This report is aimed at identifying the objective and subjective determinants of women's work in USA. Data from the study were collected from a survey on 753 women living in USA in 1975 by Professor Ernst R. Berndt of MIT. However, we realize that most people underestimate the role of married women in labour force in economic development, it has bad awareness on our society. This report is conducted among the married women's wage in labour force in USA to ascertain about the relationship between the role of women and economic development. Research results showed that women in labour force have more social capital than otherwise, however, there's no statistics significance between social capital and WPLF. Similarly, membership in Women Union is a insignificant independent variable, although correlated with WPLF. Hopefully, this empirical project could not only provide people different points of view about effects of married women's income but also be a useful reference for society to obtain better social outcomes.

1. Introduction

In our current society, it is obvious that the participation of married women in economic development is getting more and more crucial due to the increase in working pressure and social conceptions. Women have less access to services and other basic resources such as markets and capital which also have a significant impact on improving their economic position. However, having a correct understanding of the role of women in society, women are now recognized as playing an important role in economic development. Since then, the factors affecting the income of women in the family are no longer significant. Evidence has shown that the more women accept gender inequality and other conservative cultural values, they become participate less in the labour market (Contreras et al., 2010). As Faridi et al (2009) found, the higher the degree of women's education, the more likely they were to participate in labor, such as age, personality, husband, family type and number of children. Another study by Mehak Ejaz (2007) in Pakistan also yielded similar results with the suggestion that policies related to reducing the burden on children as well as improving the education of people women. In the study by Hafeez and Ahmad (2002), household income and land tenure have a negative impact on women's labor participation, age, educational attainment, family size, the size of the opposite effect. Finally, hours worked, women's education, hours worked by husband, husband's age, family's income, actual labour experience and wage as well as the decision-making power of a woman is 7 independent variables which are used to explain labor participation behavior of American woman. Therefore, the intensity of studying and working in married women in labour force in USA gives us the opportunity to have an overview about women in general and supports the objectiveness of the research. In order to achieve the final conclusion, we apply econometrics methods to analyse it like: descriptive statistics correlation matrix, independent sample T-test,

Chi-squared test, Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test, Heteroskedasticity Test In order to simplify the test, we choose twelve over twenty-two of independent variables that may affect the married women in labour force's wage includes: (1) hours worked, (2) wage, (3) kids at age of 1 to 6, (4) number of children in age group 6-18, (5) women's age, (6) women's education, (7) hours worked by husband, (8) husband's age, (9) husband's years of schooling, (10) husband's income, (11) family's income, (12) actual labour experience.

As predicted, the result shows a relationship between independent variables and dependent variable (married women's income).

The research includes five parts: *Introduction, Literature review, Methodology, Data Analysis and Results* and *Summary and Conclusion*.

In general, this paper aims to provide additional information and understanding for those who are interested in the important role of women both in family and in economic development.

2. Literature review

Economically, "A wage may be defined as the sum of money paid under contract by an employer to worker for services rendered." –Benham, or "A wage is price, it is the price paid by the employer to the worker on account of labour performed." -J.R. Turner (economics discussion). And, it is undeniable that Wages allow workers to make a living from their labor. They also provide incentives to be productive and loyal to an employer. In a broader sense, the wages workers earn fuel the economy.

In the United State, According to the Bureau of Labor Statistics (BLS), the median wage for workers in the United States in the fourth quarter of 2017 was \$857 per week or \$44,564 per year for a 40-hour workweek. Wages were 0.9 percent higher than at the same date for the previous year. However, The BLS reports that for the fourth quarter of 2017, men earned a median average of \$49,192 while women earned only \$39,988 or 81.3 percentage of what males earned ([Alison Doyle](#), 2108)

In terms of topic's research, there is a huge number of topic have been conducted on the about the wage rate in USA so far, however, almost all of them putting focus on the wage gap between Male and Female, why female in USA are paid less than male and which factor affecting them, for example, the research by The Council of Economic Advisers in USA (1998) mainly paid attention to factors affecting gender wage gap like The Role of Human Capital. The Role of Family Status and Children, The Role of Policy so on. Unfortunately, there is a considerable shortage of topic's paper researching factors having relationship on Married women's wage in USA labour without caring about the gap.

Econometrically, there have been a several paper applying econometrics on the process of conducting, for example, on the research titled " what determines our wage" (Shari J. Eli) which used econometrics knowledge like descriptive statistics table, used F-statistics from regression output model, white Heteroskedasticity test to accomplished , dummy variables for this report. Another research on women's wage by David Neumark and Sanders Korenman used standards OLS estimates of variants, set up women's wage equation to dealt with the problem.

After studying and referring to the available research papers, our research paper is mainly based on the knowledge of econometrics. The variables and additional information in this article are also selected to suit the purpose of the study.

3. Methodology

3.1. Hypothesis

This paper shows a relationship between wage of married woman in labor force and other factors like: age, hour of work, husband, education,....

3.2. Data Collection and Variable Selection

One of the steps in creating the right quantitative model is the way we collect information, and a highly selective input will be a solid foundation for closer research. A research of Mroz (1987), " The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to

Economic and Statistical Assumption”, raised our great interested to use their data for our question: What are determinant factors on married women’s wage rate? In order to conduct the research, data of twelve (12) variables were obtained over a total of 22 variables in the original data. The number of observations is also selected only 428 from the original one of 753 The table below shows variables that are obtained in order to conduct the analysis:

Table 1: Variables and description

Acronyms	Description	Unit
HOURS	Hours worked, 1975	Hour
KIDSLT6	#kids < 6 years	Year
KIDSGE6	#kids 6-18	Year
AGE	Woman’s age in year	Year
EDUC	Years of schooling	Year
WAGE	Estimated wage from earn, hrs	USD
HUSHRS	Hours worked by husband	Hour
HUSAGE	Husband’s age in year	Year
HUSEDUC	Husband’s years of schooling	Year
HUSWAGE	Husband’s hourly wage	USD
FAMINC	Family income	USD
EXPER	Actual labor market experience	Year

3.3. Methodology

The paper first Ordinary Least Square (OLS) for Multiple Linear Regression and try to use all the fundamental instruments taught from the Econometrics cause as the functional form of variables, add/drop variables test, error checking as Multicollinearity, Heteroskedasticity and AutoCorrelation. This is our first time to use real data to exercise the instruments taught.

4. Data Analysis and Results

4.1. Descriptive statistic

These following tables present the descriptive statistic of the selected variables. The table following is made by Eviews:

Tables 2: Descriptive statistics of variables (first half)

	HOURS	WAGE	KIDSLT6	KIDSGE6	AGE	EDUC
Mean	1302.930	4.177682	0.140187	1.350467	41.97196	12.65888
Median	1365.500	3.481900	0.000000	1.000000	42.00000	12.00000
Maximum	4950.000	25.00000	2.000000	8.000000	60.00000	17.00000
Minimum	12.00000	0.128200	0.000000	0.000000	30.00000	5.000000
Std. Dev.	776.2744	3.310282	0.391923	1.315935	7.721084	2.285376
Skewness	0.402946	3.080139	2.852376	0.891176	0.227690	0.156612
Kurtosis	3.703283	16.82129	10.84787	3.897080	2.085119	3.379151
Jarque-Bera	20.40259	4083.427	1678.710	71.00396	18.62474	4.313255
Probability	0.000037	0.000000	0.000000	0.000000	0.000090	0.115715
Sum	557654.0	1788.048	60.00000	578.0000	17964.00	5418.000
Sum Sq. Dev.	2.57E+08	4679.053	65.58879	739.4299	25455.66	2230.196
Observations	428	428	428	428	428	428

Tables 3: Descriptive statistics of 6 variables (second half)

	HUSHRS	HUSAGE	HUSEDUC	HUSWAGE	FAMINC	EXPER
Mean	2233.465	44.60981	12.61215	7.226226	24130.42	13.03738
Median	2106.500	45.00000	12.00000	6.683100	21961.00	12.00000
Maximum	5010.000	60.00000	17.00000	26.57800	91044.00	38.00000
Minimum	175.0000	30.00000	4.000000	0.512800	2400.000	0.000000
Std. Dev.	582.9088	7.950055	3.035163	3.571217	11671.26	8.055923
Skewness	0.610285	0.016786	-0.268512	1.294079	1.723042	0.727698
Kurtosis	5.562878	2.051958	2.559653	6.135492	8.902264	3.137767
Jarque-Bera	143.7034	16.04841	8.601027	294.7827	833.0345	38.11267
Probability	0.000000	0.000327	0.013562	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	955923.0	19093.00	5398.000	3092.825	10327821	5580.000
Sum Sq. Dev.	1.45E+08	26987.84	3933.617	5445.784	5.82E+10	27711.40
Observations	428	428	428	428	428	428

Following also include the correlation matrix to understand the pair-wise correlation among variables. We observe no pair-wise correlation higher than 0.8.

Table 3: Correlation matrix

	HOURS	WAGE	KIDSLT6	KIDSGE6	AGE	EDUC	HUSHRS	HUSAGE	HUSEDUC	HUSWAGE	FAMINC	EXPER
HOURS	1.000000	-0.097628	-0.168191	-0.176130	0.054865	-0.064879	-0.016234	0.045849	-0.085935	-0.110312	0.150738	0.299230
WAGE	-0.097628	1.000000	0.031423	-0.079228	0.030394	0.341954	-0.032223	0.025656	0.166330	0.215886	0.302652	0.054991
KIDSLT6	-0.168191	0.031423	1.000000	0.090690	-0.338447	0.129340	-0.018953	-0.352955	0.104877	-0.020853	-0.071956	-0.185617
KIDSGE6	-0.176130	-0.079228	0.090690	1.000000	-0.397554	-0.092536	0.115269	-0.354692	-0.030972	-0.020435	-0.048697	-0.387396
AGE	0.054865	0.030394	-0.338447	-0.397554	1.000000	-0.052171	-0.121513	0.894423	-0.069319	0.088697	0.113923	0.483646
EDUC	-0.064879	0.341954	0.129340	-0.092536	-0.052171	1.000000	0.095877	-0.069858	0.594343	0.303005	0.362328	-0.015206
HUSHRS	-0.016234	-0.032223	-0.018953	0.115269	-0.121513	0.095877	1.000000	-0.131904	0.143976	-0.284450	0.143558	-0.088812
HUSAGE	0.045849	0.025656	-0.352955	-0.354692	0.894423	-0.069858	-0.131904	1.000000	-0.113921	0.072388	0.086720	0.413872
HUSEDUC	-0.085935	0.166330	0.104877	-0.030972	-0.069319	0.594343	0.143976	-0.113921	1.000000	0.396416	0.354684	-0.083213
HUSWAGE	-0.110312	0.215886	-0.020853	-0.020435	0.088697	0.303005	-0.284450	0.072388	0.396416	1.000000	0.668756	-0.111674
FAMINC	0.150738	0.302652	-0.071956	-0.048697	0.113923	0.362328	0.143558	0.086720	0.354684	0.668756	1.000000	-0.027489
EXPER	0.299230	0.054991	-0.185617	-0.387396	0.483646	-0.015206	-0.088812	0.413872	-0.083213	-0.111674	-0.027489	1.000000

4.2. First regression model

We use the multiple linear regression OLS for all variables. In Eviews, it is very simple to specify the estimation equation, as follows:

Estimation Command:

```
LS LOG(WAGE) HOURS          KIDSLT6          KIDSGE6          AGE          EDUC HUSHRS
          HUSAGE          HUSEDUC          HUSWAGE          FAMINC          EXPER
```

Estimation Equation:

$$\text{LOG(WAGE)} = \text{C(1)*HOURS} + \text{C(2)*KIDSLT6} + \text{C(3)*KIDSGE6} + \text{C(4)*AGE} + \text{C(5)*EDUC} + \text{C(6)*HUSHRS} + \text{C(7)*HUSAGE} + \text{C(8)*HUSEDUC} + \text{C(9)*HUSWAGE} + \text{C(10)*FAMINC} + \text{C(11)*EXPER}$$

Substituted Coefficients:

```
Estimated LOG(WAGE) = -0.000138276882545*HOURS - 0.0354583272027*KIDSLT6 -
0.00224232573142*KIDSGE6 - 0.00625527239177*AGE + 0.104549007104*EDUC -
0.00013483662539*HUSHRS + 0.00330026544439*HUSAGE - 0.0128200911518*HUSEDUC -
0.0450291299451*HUSWAGE + 2.87950792175e-05*FAMINC + 0.0197099769713*EXPER
```

(Bow variables are significant)

R-squared= 0.253985

Adjusted R-Squared=0.253985

Further detail of the estimated equation can be found in Appendix 1.

We find that the variables KIDSGE6 KIDSLT6 AGE HUSAGE HUSEDUC are not statistically significant, so we use the Redundant test to test the drop to simultaneously these 5 variables. The result of the test as follows:

Redundant Variables Test

Null hypothesis: KIDSGE6 KIDSLT6 AGE HUSAGE HUSEDUC are jointly insignificant

Equation: EQ03

Specification: LOG(WAGE) HOURS KIDSLT6 KIDSGE6 AGE EDUC HUSHRS

HUSAGE HUSEDUC HUSWAGE FAMINC EXPER

Redundant Variables: KIDSGE6 KIDSLT6 AGE HUSAGE HUSEDUC

	Value	df	Probability
F-statistic	0.370352	(5, 417)	0.8689
Likelihood ratio	1.896399	5	0.8633

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.739840	5	0.147968
Restricted SSR	167.3454	422	0.396553
Unrestricted SSR	166.6056	417	0.399534

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-406.3462	422
Unrestricted LogL	-405.3980	417

In the first line of the test, the F-test for jointly 5 variables irrelevant showing the p-value=86.89%, a strongly not to reject H0, meaning, that these 5 variables are not relevant to add into the model or it is better to drop those. (*Futher detailed in Appendix 2*)

4.3. Regression with dummy

We ask ourselves the question whether the fact the women have children will have a lower wage rate than the women that have no children (as they will be more available to work than the one with children). In order to do that, we create a dummy variable name: NOKID that takes value 1 if the women have no kids and 0 if they have children. Here is the answer:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NOKID	-0.012149	0.071865	-0.169052	0.8658

(*Further details in Appendix 3*)

Accöding to the result, the dummy variables NOKID is insignificant

Substituted Coefficients:

$$\text{LOG(WAGE)} = -0.000139648956777 \cdot \text{HOURS} + 0.0918986052778 \cdot \text{EDUC} - 0.000165901003691 \cdot \text{HUSHRS} - 0.0523393125453 \cdot \text{HUSWAGE} + 2.97061822892e-05 \cdot \text{FAMINC} + 0.0183950873508 \cdot \text{EXPER} - 0.0121489548494 \cdot \text{NOKID}$$

4.4. Regression with change of functional form

First, we re-create an independent variables EXPER^2 (or variable EXPERSQ in the date set). The result shows that variable EXPER^2 is significant (*the result in Appendix 4*)

Substituted Coefficients:

$$\text{LOG(WAGE)} = -0.00015773144522 \cdot \text{HOURS} + 0.0851686604417 \cdot \text{EDUC} - 0.000184430696898 \cdot \text{HUSHRS} - 0.0570198536973 \cdot \text{HUSWAGE} + 3.0712922317e-05 \cdot \text{FAMINC} + 0.0468226163194 \cdot \text{EXPER} - 0.000906485049247 \cdot \text{EXPER}^2$$

Then we continue to create variables FAMINC-WAGE*HOUR to see whether we can improve the model. The p-value of FAMINC-WAGE*HOUR is smaller then 5%. So in conculsion, FAMINC-WAGE*HOUR is also a significant variables. (*For more information, checking Appendix 5.*)

Substituted Coefficients:

$$\text{LOG(WAGE)} = -0.00051767014935*\text{HOURS} + 0.0394428843715*\text{EDUC} + 0.000112426568385*\text{HUSHRS} + 0.000149720496975*\text{FAMINC} + 0.0391441909023*\text{EXPER} - 0.000968617024425*\text{EXPER}^2 - 0.000147522041319*(\text{FAMINC}-\text{WAGE}*\text{HOURS})$$

4.5. Final model

With all the variables we have tested, we have the final models. Here is the test of the model.

Overall significant test (F-test)

$$\hat{Y} = -0.000518*\text{HOURS} + 0.039443*\text{EDUC} + 0.000112*\text{HUSHRS} + 0.000150*\text{FAMINC} + 0.039144*\text{EXPER} - 0.000969*\text{EXPER}^2 - 0.000148(\text{FAMINC}-\text{WAGE}*\text{HOURS})$$

H0: $\beta_1=0, \beta_2=0, \beta_3=0, \beta_4=0, \beta_5=0, \beta_6=0, \beta_7=0$ (all variables are zero effect)

H1: $\beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \beta_3 \neq 0, \beta_4 \neq 0, \beta_5 \neq 0, \beta_6 \neq 0, \beta_7 \neq 0$ (At least one variable is not zero/ has the effect)

$$F\text{-test} = \frac{R^2/(k-1)}{(1-R^2)/(n-k)} = 2.915286$$

According to data table, we have Probability of both 7 variables < 0.05 . \Rightarrow Reject H0

Therefore 8 variables are significant different from 0, or 7 variables have the effects on women's wage rate.

Interpret: We have:

$$+ \beta_1 = -0.000518, \beta_6 = -0.000969, \beta_7 = -0.000148$$

\Rightarrow There is negative relationship between HOURS, EXPER^2 , FAMINC - WAGE*HOURS and LOG(WAGE). Then on average, holding other variables constant,

If HOURS increases 1 hour, the women's wage rate is expected to decrease by 0.051%

If EXPER increases by 1 year, so exper^2 increases 1 year², the women's wage rate is expected to decrease by 0.1%

If the residual income of the family deducted the women salary, FAMINC - WAGE*HOURS variable increases by 1 USD, the women's wage rate is expected to decrease by 0.015%

$$+ \beta_2 = 0.039443, \beta_3 = 0.000112, \beta_4 = 0.000150, \beta_5 = 0.039144$$

\Rightarrow There is positive relationship between EDUC, HUSHRS, FAMINC, EXPER and LOG (WAGE). Then on average, holding other variables constant,

If EDUC increases by 1 year, the women's wage rate is expected to increase by 3.9%

If HUSHRS increases by 1 year, the women's wage rate is expected to increase by 0.001%

4.5. Check errors for the final model

In this paper, we check 3 errors: Multicorrelation errors, autocorrelation and heteroskedasticity problem. All 3 errors do not exist. (Using data in Appendix 7, Appendix 8, Appendix 9)

5. Summary and Conclusion

Although there are twelve variables affect to the income of women in age group of 18 to 65 in USA, we only find it is significant in seven variables: hours worked, women's education, hours worked by husband, husband's age, family's income, actual labour experience and wage, in which wage is dependent variable and is affected by other variables.

In conclusion, although this paper is limited and has many shortcomings, we hope that the results of our research will inspire interest concerning about the importance of married women' wage in economic development. Hopefully, there will be further investigation about this thought-provoking issue.

REFERENCES

- [1] Contreras, Dante, and Gonzalo Plaza., 2010, "Cultural Factors in Women's Labor Force Participation in Chile", *Feminist Economics*, 16(2), 27-46.
- [2] Duncan, B. (1956). Factors in Work-Residence Separation: Wage and Salary Workers, Chicago, 1951. *American Sociological Review*, 21(1)
- [3] Economics Discussion, <http://www.economicdiscussion.net/wages/wages-definition-types-and-other-details/7450>
- [4] Gender Wage Gap, Clintonwhitehouse4.archives.gov, <https://clintonwhitehouse4.archives.gov/WH/EOP/CEA/html/gendergap.html>
- [5] David Neumark, Sanders Korenman (1992). Sources of biased in woman wage equations: Results using sibling data, NBER Working paper series, Working paper no.4019
- [6] Investopedia, <https://www.investopedia.com/>
- [7] J.D. Hamilton and L. Gang (1996), "Stock Market Volatility and the Business Cycle", *Journal of Applied Econometrics* 11, 573 – 593.

MỐI QUAN HỆ GIỮA LỢI TỨC CỔ PHIẾU, CHU KỶ KINH DOANH VÀ LÃI SUẤT NGẮN HẠN STOCK RETURN, BUSINESS CYCLE AND SHORT-TERM INTEREST RATE

SV: Nguyen Kieu Anh, Ngo Hoang Anh, Nguyen Phuong Dung
Hanoi University

GVHD: Dr. Dao Thanh Binh, Pham Van Hung

ABSTRACT

Investing in listed companies' stocks have become one of the most favorable ways for investors in the recent years, therefore, stock return is one of their concerns as well. Among the variety of indicators affecting share returns, business cycle and short-term interest rate have been chosen to analyze their influences on the dependent variable (return). The results show that there are significant relationships between dependent and independent indicators. This research can be used for different purpose, and to distinctive groups of users who pay attention to stock returns and US stock market.

Keywords: *stock return, business cycle, short-term interest rate, industrial production growth, ARDL approach*

1. Introduction

In the recent years, beside making profit by the easiest and traditional way of depositing money into banks, people have tended to invest their money more smartly and effectively such as joining in mutual funds, buying bonds, speculating or owning stocks. Among those earning-making methods, being a shareholder of prospect companies is also a way favored by investors. As we all know, by investing on companies' stock, stockholders can enjoy three types of return which are interest, dividends and capital gains. Whatever the type of it is, return is still one of the top concerns of investors when they decide to invest in any stocks. Therefore, tracking their owned stocks' returns, comparing those with a proper standard and understanding determinants of returns are crucial and compulsory to ensure that investors' profit is higher than (or at least equal) others in the market.

More specifically, the focus of this paper is stocks' returns in US market; therefore, Standard & Poor's 500 Index's time series data will be looked at. S&P500, representing 500 US largest firms' stock performance, is used as a common benchmark for US stock market thanks to its high creditability as well as generality. Within a number of different elements affecting the stocks' yield, in this paper, business cycle and short-term interest rate are selected to estimate their effects of on S&P500 stock returns under chronological order by using ARDL approach.

The two main following questions will be answered: "What can we understand by looking at the data given?" and "How do dividend yield, market interest rate and industrial production affect S&P500 index?"

Due to the fact that T-bill rate is the risk free rate and can affect the returns on equity of investors (CAPM model), it is expected that there is a relationship between stock returns of S&P 500 and short-term interest rate. Moreover, according to empirical study of Peter Y. (2006), the business cycles represented by the industrial production growth also has relationship with stock returns. Therefore, the paper shows an expectation of an exist relationship between Stock returns and short-term interest rate and industrial production growth. As predicted, the result shows a relationship between independent variables (short – term interest rate and business cycle) and dependent variable (Stock returns).

The research includes five parts: *Introduction, Literature review, Methodology, Data Analysis and Results and Summary and Conclusion.*

In general, this paper aims to provide additional information and understanding for those who are interested in US market stock returns as well as to serve as reference for further researches in the same field on the horizon.

2. Literature review

Theoretically, the total stock return for a specific period of holding is calculated by dividing the sum of change in price and dividend received by the initial stock price. In terms of SP500 Stocks' return calculation, however, weighted average market capitalization method is applied. Under this means, the average price of the index is calculated by multiplying each firm's stock price with the proportion of that firm's capital and the sum of all the capitals of firms in index. In another word, larger capital firms have more influences on the market index price as well as return while small-capital companies have less (Investopedia).

Other different determinants of stock returns, on the other hand, are also introduced by Vanguard Research (2012) in its analysis of forecasting US stock return. For more specific, the indicators are Price/earnings ratio, Dividend yields, Earnings growth, GDP growth, the 10-year U.S. Treasury note, Federal government debt/GDP ratio and so on.

Empirically, many other researches are also conducted working on this topic and provide different results for different period of time and different countries. The paper by Schwert (1990) has shown the result that during the years from 1889 to 1988, there exists a nexus between share returns and industrial production. The same findings are also proved by Peter, Y. (2006) for the period from 1989 to 2004 even there was an expectation of the writer that the connection between returns and industrial production might disappear by cause of "the transformation of the US economy from a manufacturing to a service oriented economy".

Lemmon and Nguyen (2015) illustrated a strongly positive relationship between dividend payouts and stock returns in Hong Kong market during the period from 1981 to 2010.

Despite the distinction of time period and countries' characteristics, the paper by E.F. Fama and K.R. French (1988) revealed the similar outcome in terms of the relationship. Additionally, it is demonstrated that dividend yields have more involvement with longer term returns than with shorter term returns. It is reviewed by Chung, K. H. and Pyun, C. S. (2006) that by using time series analysis, there is no significant influence of dividend yield on common stock returns for the years from 1980 to 1983 but a notable relationship for the next four years (1984-1987).

3. Methodology

3.1. Hypothesis

This paper shows an expectation that business cycle and short-term interest rate have an impact on the stock returns.

3.2. Data Collection and Variable Selection

One of the steps in creating the right quantitative model is the way we collect information, and a highly selective input will be a solid foundation for closer research. A research of Hamilton (1996) about the business cycle and stock volatility showed the relationship between stock returns and industrial production's growth through a period of time, after that, the paper's main idea was pointing out the volatility of stock. In order to conduct the research, data of four (4) variables were obtained from the Journal of Applied Econometrics for a period from 1947.01 to 1993.06. The table below shows variables that are obtained in order to conduct the analysis:

Table 1: List of data selected

Acronyms	Description	Unit
sp500	S&P 500 index	Percentage (monthly)
divyld	Dividend yield annualized rate	Percentage (annually)
i3	Three-month T-bill annualized rate	Percentage (annually)
ip	Index of industrial production	Percentage (monthly)

However, in this paper, we focus on the stock returns and how it is affected by business cycle and short-term interest rate. Therefore, more data are created to support the research, including: return on S&P 500 index ($rsp500$) and percentage change in industrial production, which are generated by using these following calculation:

$$rsp500 = \left(\frac{sp500_{t+1}}{sp500_t} - 1 \right) * 12 * 100 + divyld$$

$$pcip = \left(\frac{ip_{t+1}}{ip_t} - 1 \right) * 12 * 100$$

3.3. Methodology

A few methods have been tried in order to come up with the appropriate approach – the Autoregressive Distributed Lag model – for testing the effect of variables through a period of time.

The paper first uses Ordinary Least Square (OLS) to generate the equation showing the relationship of two independent variables (PCIP and I3) and dependent variable (RSP500):

$$RSP500 = \beta_1 + \beta_2 * PCIP + \beta_3 * DI3$$

After that, variable representing trend is added into the formula to identify the impact of time series on dependent variable.

$$RSP500 = \beta_1 + \beta_2 * PCIP + \beta_3 * DI3 + \beta_4 * @TREND$$

Next, time serial model known as ARMA including autogressive term and moving average term are used.

$$RSP500 = \beta_1 + \beta_2 * D(I3) + [AR(1) = \beta_3, AR(2) = \beta_4, MA(1) = \beta_5, UNCOND, ESTSMPL = "1947M02 1993M06"]$$

However, the result of the equation using OLS cannot show the impact of the time series; moreover, Heteroskedasticity error in this equation.

Therefore, a different approach is used in order to perform the time series test, which is Autoregressive Distributed Lag model. The equation for ARDL is presented as following:

$$RSP500 = \beta_1 + \beta_2 * RSP500_{t-1} + \beta_3 * D(I3) + \beta_4 * D(I3)_{t-1} + \beta_5 * D(I3)_{t-2} + \beta_6 * D(I3)_{t-3} + \beta_7 * D(I3)_{t-4} + \beta_8 * D(I3)_{t-5} + \beta_9 * D(I3)_{t-6} + \beta_{10} * D(I3)_{t-7} + \beta_{11} * D(I3)_{t-8} + \beta_{12} * D(I3)_{t-9} + \beta_{13} * D(I3)_{t-10} + \beta_{14} * PCIP + \beta_{15} * PCIP_{t-1} + \beta_{16} * PCIP_{t-2} + \beta_{17} * PCIP_{t-3} + \beta_{18} * PCIP_{t-4} + \beta_{19} * PCIP_{t-5} + \beta_{20} * PCIP_{t-6} + \beta_{21} * PCIP_{t-7} + \beta_{22} * PCIP_{t-8} + \beta_{23} * PCIP_{t-9} + \beta_{24} * PCIP_{t-10} + \beta_{25} * @TREND$$

With ARDL approach, errors such as Serial Correlation and Heteroskedasticity do not exist in the equation.

4. Data Analysis and Results

4.1. Descriptive statistic

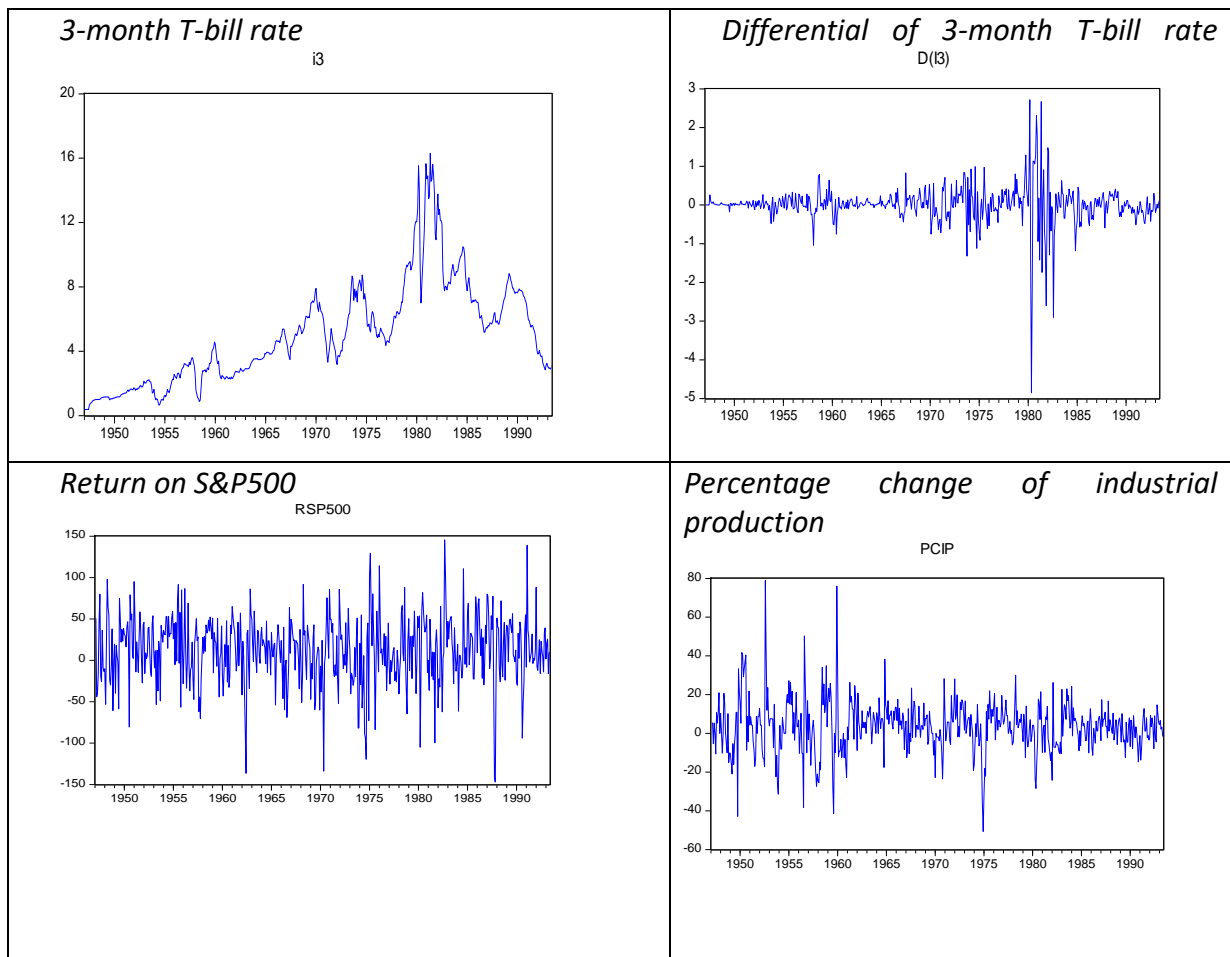
The following table presents the descriptive statistic of selected variables in the ARDL approach. The table following is made by Eviews:

Table 2: Descriptive statistics of selected variables

	RSP500	PCIP	I3
Mean	12.14432	3.507904	5.013250
Median	14.59668	4.040404	4.610000
Maximum	145.4932	78.83212	16.30000
Minimum	-146.8968	-50.63291	0.380000
Std. Dev.	40.29792	13.23799	3.167874
Skewness	-0.452049	0.408980	0.922331
Kurtosis	4.428572	7.426118	3.819610
Jarque-Bera	66.33430	470.1912	94.56319
Probability	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	6764.385	1953.903	2792.380
Sum Sq. Dev.	902900.7	97435.82	5579.698
Observations	557	557	557

Source: Author calculation by Eviews 9.0, 2018

Following also include four (4) graphs to show the volatile of variables. It can be seen that the variables fluctuate significantly:



In addition, below shows the Correlation Matrix, which gives the information about the correlation of variables with each other.

	RSP500	PCIP	I3
RSP500	1.000000	0.024109	-0.108402
PCIP	0.024109	1.000000	-0.113469
I3	-0.108402	-0.113469	1.000000

4.2. Unit root test

As we work with time-series data, among different kinds of variables, there are non-stationary variables (which show the series of data follow a trend over time), and stationary variables (which are variables that do not increase or decrease follow a trend during a period of time).

To identify these types of variables, Augmented Dickey-Fuller Test is conducted for variables of the analysis:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p (\delta_j \Delta Y_{t-j}) + e_t$$

Where: t – time trend, α – intercept constant, called a drift, β – the time trend of coefficient, γ – the process root, which is the focus of Unit root testing. p - the first-differences's lag order. and e_t - residual term.

Hypothesis:

H_0 : Y_t is non-stationary

H_a : Y_t is stationary

Rejection rule: We will reject H_0 if the p-value is less than 5% and vice versa.

Unless strong evidence is given, ADF test will show the null hypothesis to be accepted.

Table 3: Result of the Augmented Dickey-Fuller Test

Variable	Level (Intercept)		Level (Intercept & Trend)		First Different (Intercept & Trend)	
	t-value	p-value	t-value	p-value	t-value	p-value
RSP500	-18.38630	0.0000	-18.36997	0.000	-13.29269	0.0000
PCIP	-15.54375	0.0000	-15.58807	0.000	-13.97988	0.0000
I3	-2.313732	0.1680	-2.767065	0.2103	-12.39966	0.0000

Source: Author calculation by Eview 9.0, 2018

Looking at the table above, it can be easily seen that the ADF test suggest the result with RSP500 and PCIP at Level has p-value lower than 5%; therefore, H_0 is rejected. As the result, at Level, in Intercept, RSP500 and PCIP are stationary. On the other hand, the variable I3 (three-month T-bill rate) has p-value higher than 5%; thus, it is non-stationary at Level, in Intercept or in Intercept & Trend. However, when conduct the test for I3 at First Different, in Intercept & Trend, the p-value of variable is 0.0000, lower than 5%. Hence, I3 is proved to be stationary at First Different (Intercept & Trend).

Due to the differences of stationary in the series data, the paper uses ARDL approach to conduct the analysis for the connection of these four variables.

4.3. Simple regression with two variables

First of all, Ordinary Least Square method has been used to generate an equation consists of two independents variables. The equation then as follow:

$$RSP500 = 11.58594 + 0.17750*PCIP - 13.16632*D(I3)$$

However, as can be seen from the Appendix 1 on the Estimate Regression of the equation, the indicator PCIP seems to have no significant impact on return of stock.

4.4. Simple regression with trend

As the OLS equation above has not shown the effect of time series on dependent variable, we add another variable in the model to create a model with trend. Then the following equation was generated in the form of:

$$RSP500 = 12.40989 + 0.17516*PCIP - 13.19252*D(I3) - 0.00292*@TREND$$

Nevertheless, when adding one variable representing the trend in model, the trend variable cannot show the statistical significant impact on the equation. Moreover, the variable representing percentage change of industrial production also have no significant influence on the return of RSP500.

4.5. Simple regression ARMA

Next, the model ARMA for time series was used with two new variables: autoregressive term and moving average term. Here, a new equation has been created as following:

$$RSP500 = 11.74116 + 0.13661*PCIP - 11.60806*D(I3) + [AR(1) = -0.55222, AR(2) = 0.14307, MA(1) = 0.79917, UNCOND, ESTSMPL = "1947M02 1993M06"]$$

From the result, only the variable of short-term interest rate and time value have significant impact on the dependent variable. We tested the error of equation with Serial Correlogram – Q statistic and found that the equation has no Serial correlation error (According to Appendix 3). However, when testing Heteroskedasticity with White test, the result shows that there is Heteroskedasticity occurs.

As the model show that the PCIP indicator has very little and insignificant impact on RSP500, another model excluding PCIP was generated to find whether the time series have better impact on RSP500. As a result, the above equation turns into:

$$RSP500 = 12.21761 - 11.00028*D(I3) + [AR(1) = -0.55834, AR(2) = 0.15082, MA(1) = 0.80785, UNCOND, ESTSMPL = "1947M02 1993M06"]$$

It can be clearly seen that almost all variables of the model are statistically significant. The result of the Autoregressive term (2) (AR(2)) and Moving average term (MA) has better p-value than the R – squared of the model also gives better result that those previous equations.

Checking errors of the model:

Since the last ARMA model gives a better view of the impact of time series and independent variables on dependent variables, we check whether the model has Serial Correlation or Heteroskedasticity.

According to the results give in the Appendix 5 and Appendix 6, the model does not have Serial Correlation. However, Heteroskedasticity does occur with the model.

Therefore, OLS approach seems not to be appropriate to be used for this analysis. Another approach has been suggested in order to conduct the analysis of time series and independent indicators with dependent variable. The approach named Autoregressive Distributed Lag.

4.6. ARDL approach

Variables used for ARDL approach are annually time-series data: Return on S&P 500 (rsp500), Percentage change on IP, annual rate (PCIP), and three-month T-bill annualized rate (i3). To measure the relationship of these variables, the following model is applied:

$$RSP500 = f(PCIP, I3)$$

Due to different in stationary level, in order to have all variables to have the same stationary level, I3 will be represented as D(I3), other variables will be kept the same. ARDL approach will also be used to detect whether there is any long-run relationship between these variables.

As the ARDL approach might include long-run relationship among variables, the coefficients of these variables are estimated with the maximum lag of 10. Results show that: the variable D(I3) with lag of 10 still be significant, while other level from lag 2 to lag 8 is insignificant; and variable PCIP with the lag of 0 to lag 9 is insignificant, but at lag 10 it is significant. Therefore, the lag of coefficient is then changed to 12. But the result stays the same.

With Eviews 9.0, the best lag length for the model found is ARDL (1, 10, 10)

Model's Coefficients and Interpretation

$$\begin{aligned} RSP500 = & 13.04797 + 0.22741 * RSP500_{t-1} - 12.81791 * D(I3) - 10.56317 * D(I3)_{t-1} - \\ & 0.68272 * D(I3)_{t-2} + 1.53695 * D(I3)_{t-3} - 11.01536 * D(I3)_{t-4} - 4.76727 * D(I3)_{t-5} - 2.92399 * D(I3)_{t-6} \\ & - 1.51562 * D(I3)_{t-7} - 3.71537 * D(I3)_{t-8} + 8.84500 * D(I3)_{t-9} - 10.17998 * D(I3)_{t-10} + \\ & 0.14587 * PCIP - 0.05415 * PCIP_{t-1} - 0.06639 * PCIP_{t-2} - 0.00203 * PCIP_{t-3} + 0.09862 * PCIP_{t-4} - \\ & 0.02568 * PCIP_{t-5} - 0.00114 * PCIP_{t-6} - 0.03729 * PCIP_{t-7} - 0.04117 * PCIP_{t-8} + 0.27967 * PCIP_{t-9} - \\ & 0.44397 * PCIP_{t-10} - 0.01000 * @TREND \end{aligned}$$

Looking at the model, it is revealed that RSP500 the previous period (lag of 1) has positive impact on the return of S&P 500 in the current time. It has statistically significant effect as the p-value of the variable is lower than 5%.

The second variable, the three-month T-bill rate (with the lag of 0, 1 and 4) are statistically significant due to a low p-value of 0.0000, and have negative effect on RSP500. Meanwhile, other level of lag (lag of 2, 3, 5, 6, 7, 8) has no statistic significant. Surprisingly, at the lag of 9 and 10, the three-month T-bill rate has impact on the return of S&P 500, however the sign of the effect is contrast to each other, with positive impact at lag of 9 and negative impact at lag of 10. This means that the interest rate of T-bill will affect return of S&P 500 after 9 and 10 months later.

Another point is that, return on S&P 500 is also negatively affected by the percentage change of Industrial production growth of 10 months before. The other levels of lag of the PCIP (from lag 0 to lag 9) have no statistical significant impact on the stock returns.

The variable showing trend in the model also has no impact due to p-value higher than 5%.

The model has an R-squared of 0.17186, which showing that 17.186% of the Stock returns can be explained by independent variables. Which is much better the previous result conducted by using OLS approach.

Checking errors of the model:

As test for Serial Correlation is conducted by Q-statistic and Serial Correlation LM test, Heteroskedasticity is conducted with White test, it can be said that the model is free from those error. The specific result presented in Appendix 9 and Appendix 10.

5. Summary and Conclusion

This research is conveyed with the objectives of analysing the relationship between stock returns and business cycle as well as monetary policies.

The method Autoregressive Distributed Lag (ARDL) has been applied with 2 independent variables which are industrial production growth and 3-month risk-free rate.

The two stated questions have been answered theoretically and statistically. Firstly, by looking at the data and models, it can be seen not only the trends of those variables but also how independent variables influence dependent one. Secondly and more specifically, one of the noticeable results is that RSP500 the previous period (lag of 1) has positive effect on the current S&P 500's return. Thirdly, the three-month risk-free rate (lag of 9 and 10) has impact on the return of S&P 500, however lag of 9 has positive impact in contrast to the impact at lag of 10. Finally, return on S&P 500 is negatively affected by the percentage change of Industrial production growth (lag of 10).

REFERENCES

- [1] Chung, K. H. & Pyun, C. S., (2006), "The Effects of Risk, Inflation and Dividend Yield on Common Stock Returns: The case of Korea", International Economic Journal, <http://dx.doi.org/10.1080/10168738900000029>
- [2] Eview Guide, n.d. <http://www.eviews.com>
- [3] Fama, E. F. & French, K. R., (1988), "Dividend Yields and Expected Stock Returns", Journal of Financial Economics 22, https://faculty.chicagobooth.edu/john.cochrane/teaching/Empirical_Asset_Pricing/Fama_french_dividend_yields.pdf
- [4] Investopedia, <https://www.investopedia.com/>
- [5] Lemmon, M. L. & Nguyen, T., (2015), "Dividend yields and stock returns in Hong Kong", Managerial Finance, Vol. 41 Iss 2 pp., <https://www.emeraldinsight.com/doi/abs/10.1108/mf-01-2014-0009?journalCode=mf>
- [6] Peter, Y., (2006), "Industrial Production and Stock Returns"
- [7] Schwert, G. W., (1990), "Stock Returns and Real Activity: A Century of Evidence", <http://www.nber.org/papers/w3296>
- [8] Vanguard research, (2012), "Forecasting stock returns: What signals matter, and what do they say now?", <https://personal.vanguard.com/pdf/s338.pdf>
- [9] J.D. Hamilton and L. Gang (1996), "Stock Market Volatility and the Business Cycle", Journal of Applied Econometrics 11, 573 – 593.

NGHIÊN CỨU CÁC NHÂN TỐ QUYẾT ĐỊNH ĐẾN HÀNH VI SỬ DỤNG MẠNG XÃ HỘI CỦA SINH VIÊN TẠI CÁC TRƯỜNG ĐẠI HỌC THUỘC THÀNH PHỐ ĐÀ NẴNG

SV: Võ Văn Trục; Nguyễn Quốc Trung
Đại học Kinh tế Đà Nẵng
GVHD: TS. Phạm Quang Tín

TÓM TẮT

Trong bối cảnh mạng xã hội đang trở nên rất phổ biến, nó có thể ảnh hưởng lên mọi mặt đời sống của sinh viên. Vì vậy, hành vi sử dụng mạng xã hội đối với sinh viên ngày càng được quan tâm nhiều hơn. Bài viết này sử dụng các công cụ định lượng để nghiên cứu tác động của các nhân tố quyết định đến hành vi sử dụng mạng xã hội của sinh viên, làm căn cứ đề xuất một số hàm ý chính đến các bên để cải thiện hành vi sử dụng mạng xã hội của sinh viên các trường đại học thuộc thành phố Đà Nẵng nói riêng và sinh viên Việt Nam nói chung.

Từ khóa: Hành vi sử dụng, Ý định sử dụng, nhận thức hành vi, SEM.

Abstract: *In the context of social networking is becoming very popular, it can affect all aspects of student life. As a result, the use of social networking for students is becoming more and more popular. This article uses quantitative tools to study the impact of the determinants of student social networking behavior, as a basis for proposing some key implications for the parties to improve the behavior. micro-social network of students of universities in Da Nang city in particular and students in Vietnam in general.*

Key words: *behavioral use, intention to use, behavior perception, SEM.*

1. Tính cấp thiết của đề tài

Kể từ khi khởi đầu của công nghệ Web 2.0, số lượng các ứng dụng mạng xã hội trực tuyến đã tiếp tục tăng (ví dụ, Facebook, MySpace, Friendster, Linkin, vv). Nhưng ở đây tác giả chỉ tập trung nói về Facebook, bởi Facebook là mạng xã hội phổ biến nhất hiện nay. Rất nhiều nhân vật nổi tiếng cũng sử dụng mạng xã hội này như Tổng thống Mỹ Barack Obama, ông hoàng nhạc Pop Michael Jackson, Megan Fox (nữ diễn viên của Transformer)... Và cũng từ đó, Facebook đã làm nên một hiện tượng, một cơn sốt mạnh mẽ trên toàn cầu. Là một trong những ứng dụng phổ biến nhất, Facebook (www.facebook.com) đã thu hút hơn 80 triệu người sử dụng hoạt động trên hơn 55.000 khu vực, nơi làm việc, trường trung học, và mạng lưới đại học từ năm 2004 (Lewis et al., 2008). Facebook ban đầu được đưa ra trong các trường đại học vào năm 2004 và đang tiếp tục ảnh hưởng đến cuộc sống sinh viên đại học với tỷ lệ sử dụng trên 90% mỗi năm ở hầu hết các trường (Cliff et al, 2006;. Stutzman, 2006).

Sinh viên tin rằng Facebook là một nguồn tài nguyên có giá trị như một công cụ học tập, nâng cao sự phát triển của các kết nối học thuật và thúc đẩy phê bình hàn lâm, thảo luận và kết nối mạng để nâng cao kinh nghiệm học tập. Rambe (2012) .Tất nhiên,việc sử dụng Facebook như một môi trường học tập trong giáo dục đại học là không phải không có rủi ro. Các câu hỏi liên quan đến quyền sở hữu nội dung, bảo mật, hăm dọa trên mạng, và an toàn ảo thường vẫn đề cần xem xét (Cluett, 2010; McCarthy, 2012; Willems & Bateman, 2011). Bên cạnh đó, những lo ngại về Facebook như một hình thức phân tâm (Wise et al., 2011) và ảnh hưởng của nó có trên thành tích học tập (Kirschner & Karpinski, 2010) đã được nâng lên. Mặc dù được biết đến chủ yếu cho hoạt động mạng xã hội, Facebook đang nhanh chóng được công nhận là một chương trình học trực tuyến (Bosch, 2009). So với các trang web khóa học đại học truyền thống, sinh viên tham gia nhiều hơn với Facebook. Bên cạnh đó, một số nghiên cứu gợi ý rằng sinh viên có thể tiếp nhận các khả năng tích hợp Facebook vào các khóa học đại học, với tiềm năng lợi ích học tập gắn liền với tăng sự giao tiếp giữa sinh viên, tiếp cận

nhều hơn với tài liệu học tập, và cải thiện quản lý sau khóa học (Bosch, năm 2009; Madge et al., 2009).

Tại Việt Nam, việc sinh viên sử dụng mạng xã hội cho đời sống của mình rất phổ biến, vì vậy hành vi sử dụng mạng xã hội cần được quan tâm nhiều hơn. Thực tiễn Việt Nam nói chung, Đà Nẵng nói riêng chưa có nhiều công trình nghiên cứu hệ thống về vấn đề hành vi sử dụng mạng xã hội của sinh viên, bài viết này hệ thống cơ sở lý thuyết và đo lường thực nghiệm các nhân tố quyết định đến hành vi sử dụng mạng xã hội của sinh viên các trường đại học thuộc thành phố Đà Nẵng, làm cơ sở đề xuất một số hàm ý chính sách đến các bên có liên quan để cải thiện hành vi sử dụng mạng xã hội của sinh viên các trường đại học thuộc thành phố Đà Nẵng và sinh viên Việt Nam một cách tốt hơn nhằm tạo ra một mạng xã hội hiệu quả cho sinh viên.

2. Đề xuất mô hình nghiên cứu và hệ thống giả thuyết

2.1. Cơ sở lý thuyết

Hành vi là chỉ sự hoạt động có mục đích của con người, tức hành vi là tên gọi chung cho tất cả mọi hành động biểu hiện ra trong cuộc sống thường ngày của con người. Các nhà tâm lý học cho rằng hành vi được bắt nguồn từ sự bức xạ thần kinh não, hình thành trạng thái tinh thần gọi là ý thức. Từ ý thức biểu hiện thành động tác tức là hình thành hành vi của con người. Hành vi của con người, do bản thân, thời gian, sự việc, sự vật thay đổi nên cũng thay đổi khác nhau. Song điều đó không có nghĩa hành vi là một cái gì không thể nắm bắt, đánh giá được.

Ý định được xác định là "cam kết của một cá nhân tham gia vào hành động chung và bao gồm một sự đồng ý ngầm hoặc rõ ràng giữa các bên tham gia để tham gia vào hoạt động chung đó" (Tuomela, 1995). Khái niệm này được khởi xướng bởi một số nhà triết học (Tuomela, 1995) và được biểu hiện bằng "Chúng tôi cùng nhau thực hiện X (X đại diện cho một hành động chung)". Trong khi ý định của tôi được giải thích bởi lý do cá nhân để thực hiện hành động cá nhân, We-Intention được giải thích khi một người xem bản thân là một phần của một đại diện xã hội trong việc thực hiện một hành động nhóm (Bagozzi, 2000). We-Intention tồn tại khi một người không chỉ tin rằng anh ta có thể thực hiện phần của mình trong hành động chung của họ, mà còn là anh ta cùng với những người tham gia cùng anh / chị có thể thực hiện hành động chung ít nhất với một số xác suất khác không (Tuomela, 2006). So với I-Intention, We-Intention nêu bật sự cam kết cá nhân trong tập thể và bản chất xã hội của hành động nhóm. Vì vậy, We-Intention là một cách tiếp cận phù hợp hơn để nghiên cứu các hoạt động xã hội trực tuyến.

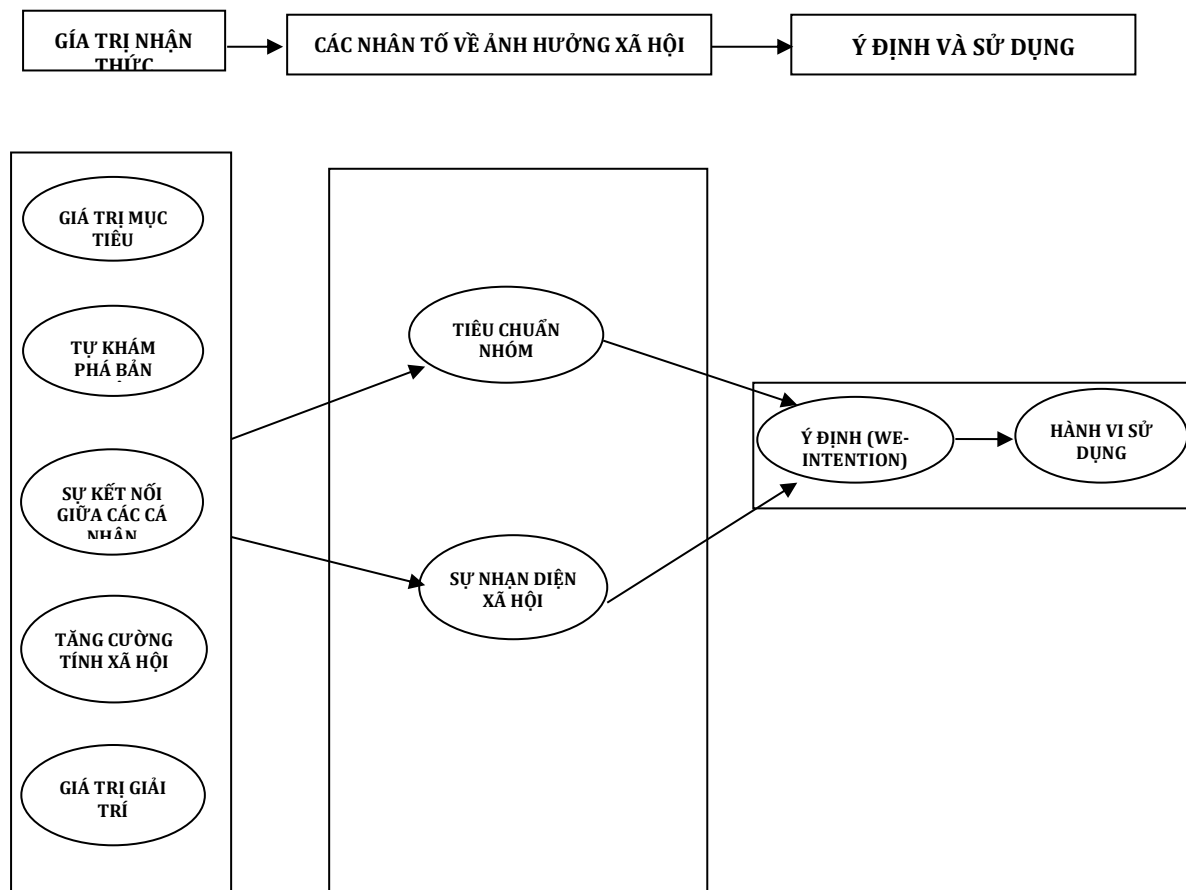
Trong mô hình lý thuyết hoạt động xã hội có chú ý của Bagozzi và Lee(2000) có ba mức độ giải thích về việc ra quyết định trong nghiên cứu xã hội, trong đó có mô hình (1) cá nhân cổ điển (một mục đích cá nhân để thực hiện một hành động cá nhân của mình), (2) sự nhất quán ngẫu nhiên và các mô hình dựa trên các tiêu chuẩn khác (một mục đích cá nhân để thực hiện một hành động cá nhân nhưng với việc xem xét về ảnh hưởng xã hội), và (3) một mô hình dựa trên nhóm (mô hình bao gồm cả mục đích cá nhân và mục đích xã hội để thực hiện một hành động nhóm). Hai khái niệm quan trọng nảy sinh trong phân loại này, I-Intentions (mô hình cá nhân dựa trên cổ điển) và We-Intentions (mô hình nhóm-based).

Lý thuyết về hành vi có kế hoạch (TPB) của Ajzen có nguồn gốc từ TRA (AJZEN & FISHBEIN, 1980; Fishbein & Ajzen, 1975) để dự báo hành vi của con người trong một bối cảnh cụ thể, nó sẽ cho phép dự đoán các hành vi không được kiểm soát hoàn toàn tự nguyện. TRA có thể dự đoán hành vi nhưng những thông tin đơn thuần về ý định là không đủ để dự đoán hành vi. Do đó, kiểm soát hành vi được bao gồm (Ajzen, 1991) và nó được hình thành bởi niềm tin rằng kiểm soát hành vi tăng cho đến khi nhận thức được rằng thực hiện hành vi một cách dễ dàng hoặc khó khăn. Theo (Calahorrano & Lorz, 2011) lý thuyết bao gồm ba cấu trúc lớn. 1) Ý định mà hành vi phụ thuộc vào 2) Quy chuẩn chủ quan và 3) Thái độ. Càng có thái độ tích cực đối với hành vi và các quy tắc xã hội đối với hành vi càng mạnh mẽ thì ý chí về hành vi đó càng mạnh mẽ hơn. Nếu ý định càng cao, cá nhân đó có thể thực hiện hành vi được chỉ định.

Lý thuyết ảnh hưởng, hiện diện xã hội. Ảnh hưởng xã hội quyết định sự thay đổi thái độ và hành động do ảnh hưởng xã hội có thể xảy ra ở các mức độ khác nhau (Kelman, 1958). Mức độ thay đổi khác nhau tương ứng với sự khác biệt trong quá trình mà các cá nhân chấp nhận sự ảnh hưởng (Kelman, 1958). Ba quy trình khác nhau của sự ảnh hưởng là: sự tuân thủ, sự tiếp thu và xác định. Sự tuân thủ xảy ra khi một cá nhân nhận thức rằng một nam diễn viên xã hội muốn anh ta thực hiện một hành vi cụ thể và nam diễn viên xã hội có khả năng thưởng cho hành vi hoặc để trừng phạt hành vi không hành vi (Venkatesh & Davis, 2000). Sự tiếp thu đề cập đến việc thông qua các hướng dẫn tự phổ biến để đạt được mục đích lý tưởng được chia sẻ với những người khác (Dholakia, Bagozzi, & Pearo, 2004). Xác định xảy ra khi một cá nhân chấp nhận sự ảnh hưởng bởi vì ông muốn thiết lập hoặc duy trì một mối quan hệ tự thiết lập với một người hoặc một nhóm khác (Kelman, 1958).

2.2. Đề xuất mô hình nghiên cứu

Dựa trên cơ sở lý thuyết hoạt động xã hội có chú ý của Bagozzi và Lee(2000), lý thuyết về hành vi có kế hoạch (TPB) của Ajzen, lý thuyết ảnh hưởng, hiện diện xã hội và mô hình nghiên cứu thực nghiệm của Christy MK Cheung và Pui-Yee Chiu (2010), mô hình nghiên cứu được đề xuất theo mô hình (01):



Hình 01: Mô hình (01) các nhân tố tác động đến hành vi sử dụng mạng xã hội

Giá trị mục tiêu

Giá trị mục tiêu được thể hiện rõ qua mô hình sử dụng và làm hài lòng được xây dựng và sử dụng bởi các nhà nghiên cứu truyền thông để hiểu được động cơ của người sử dụng các phương tiện truyền thông khác nhau(Flanagin & Metzger, 2001; McQuail, Blumler, & Brown, 1972). Nghiên cứu này đã chỉ ra rằng cá nhân thường tìm kiếm ra phương tiện truyền thông theo một mục đích hướng tới mục đích để thực hiện một động lực chính, cũng rất hữu ích trong việc hiểu lý do tại sao người tiêu dùng có thể tham gia vào các cộng đồng ảo.

Tự khám phá bản thân

Tự khám phá, liên quan đến sự hiểu biết và làm sâu sắc thêm các khía cạnh nổi bật của bản thân mình thông qua các tương tác xã hội. Một khía cạnh của tự khám phá là tương tác với người khác để có thể tiếp cận các nguồn lực xã hội và tạo điều kiện cho việc đạt được các mục tiêu trong tương lai của mình (McKenna & Bargh, 1999). Trong khi đó một mặt khác của tự khám phá là các hành động như vậy có thể giúp một người hình thành, xác định rõ ràng và tinh xảo dựa trên sở thích và giá trị của mình. Trong khi giá trị có mục đích liên quan đến các mối quan hệ thực dụng liên kết bản thân với các đối tượng bên ngoài hoặc các vấn đề, tự khám phá tập trung vào các mối quan tâm nội tại, được cấu tạo hoặc phát triển trong bản thân. Nhưng cả hai giá trị này đều tự đề cập đến, nghĩa là chúng chủ yếu liên quan và đề cập đến cá nhân của một người.

Sự kết nối giữa các cá nhân

Sự kết nối giữa các cá nhân có liên quan nhiều đến người khác, nghĩa là các thành viên khác của cộng đồng ảo. Duy trì kết nối giữa các cá nhân đề cập đến những lợi ích xã hội bắt nguồn từ việc thiết lập và duy trì liên lạc với những người khác như hỗ trợ xã hội, tình bạn, và sự gần gũi. Một số nghiên cứu đã chỉ ra rằng nhiều người tham gia vào các cộng đồng như vậy chủ yếu để xua tan sự cô đơn, gặp gỡ những người có cùng quan điểm và nhận được sự đồng hành và hỗ trợ xã hội (Wellman & Gulia, 1999)

Tăng cường xã hội

Tăng cường xã hội là giá trị mà một người tham gia thu được từ việc chấp nhận và chấp thuận của các thành viên khác, và nâng cao địa vị xã hội của một người trong cộng đồng dựa vào sự đóng góp của một người với nó. Các nghiên cứu đã chỉ ra rằng nhiều người tham gia cộng đồng ảo chủ yếu là để trả lời những câu hỏi của người khác và cung cấp thông tin, cho sự công nhận của các đồng nghiệp (Hars & Ou, 2002).

Giá trị giải trí

Giá trị giải trí, có được từ vui chơi và thư giãn thông qua chơi hoặc tương tác với người khác. Các nghiên cứu đã chỉ ra rằng nhiều người tham gia làm như vậy để tiếp cận thông qua việc khám phá các nhân vật hư cấu khác nhau, gặp gỡ, và giải quyết những thách thức ảo, vv (McKenna & Bargh, 1999)

Sự nhận diện trong xã hội

Sự nhận diện trong xã hội bắt đầu từ các khía cạnh chính của nhận dạng cá nhân với nhóm theo nghĩa người đó tự coi mình là một thành viên của cộng đồng, như là người có liên quan đến nó. Theo nghĩa nhận thức, sự nhận diện trong xã hội rõ ràng trong quá trình phân loại, theo đó mỗi cá nhân tự nhận thức về thành viên cộng đồng ảo, bao gồm cả các thành phần của cả hai sự tương đồng với các thành viên khác, và sự không đồng nhất với các thành viên không phải là thành viên (Ashforth & Mael, 1989; Turner, 1985). Theo nghĩa cảm xúc, sự nhận diện trong xã hội ngụ ý một cảm giác liên quan đến tình cảm với nhóm, mà các nhà nghiên cứu đã đặc trưng như sự gắn bó hoặc cam kết tình cảm (Bagozzi, 2000; Ouwerkerk et al., 1999).

Tiêu chuẩn nhóm

Tiêu chuẩn nhóm, đề cập đến việc thông qua các hướng dẫn tự phổ biến để đạt được các mục đích lý tưởng được chia sẻ với những người khác, bởi vì chúng được xem là phù hợp với mục tiêu của chính mình. Do đó, nó có thể được định nghĩa như một sự hiểu biết và cam kết của từng thành viên đối với một bộ mục tiêu, giá trị, niềm tin và các công ước chia sẻ với các thành viên khác trong nhóm. Các tiêu chuẩn của nhóm đặc biệt phù hợp với các cộng đồng ảo vì có lẽ họ dễ dàng tiếp cận được (từ kho lưu trữ các tương tác trước đó), các yếu tố thông tin nhóm có sẵn ở nhiều cộng đồng (Postmes et al., 2000) và điều chỉnh sự tương tác giữa các thành viên theo thời gian (Alon & Capalbo, 2004).

Ý định (we-intention)

Ý định được xác định là "cam kết của một cá nhân tham gia vào hành động chung và bao gồm một sự đồng ý ngầm hoặc rõ ràng giữa các bên tham gia để tham gia vào hoạt động chung đó" (Tuomela, 1995). Khái niệm này được khởi xướng bởi một số nhà triết học (Tuomela, 1995) và được biểu hiện bằng "Chúng tôi cùng nhau thực hiện X (X đại diện cho

một hành động chung)". Trong khi ý định của tôi được giải thích bởi lý do cá nhân để thực hiện hành động cá nhân, We-Intention được giải thích khi một người xem bản thân là một phần của một đại diện xã hội trong việc thực hiện một hành động nhóm (Bagozzi, 2000). Chúng tôi-Ý định tồn tại khi một người không chỉ tin rằng anh ta có thể thực hiện phần của mình trong hành động chung của họ, mà còn là anh ta cùng với những người tham gia cùng anh / chị có thể thực hiện hành động chung ít nhất với một số xác suất khác không (Tuomela, 2006). So với I-Intention, We-Intention nêu bật sự cam kết cá nhân trong tập thể và bản chất xã hội của hành động nhóm. Vì vậy, We-Intention là một cách tiếp cận phù hợp hơn để nghiên cứu các hoạt động xã hội trực tuyến.

Trong mô hình (01) nhân tố ý định sử dụng tác động trực tiếp đến hành vi sử dụng, còn 7 nhân tố: Giá trị mục tiêu, sự kết nối giữa các cá nhân, tăng cường tính xã hội, tự khám phá bản thân, giá trị giải trí, tiêu chuẩn nhóm, sự nhận diện trong xã hội tác động gián tiếp đến hành vi sử dụng. Trong đó nhân tố tiêu chuẩn nhóm và nhân tố sự nhận diện trong xã hội tác động trực tiếp đến ý định sử dụng, các nhân tố còn lại tác động trực tiếp đến nhân tố tiêu chuẩn nhóm và nhân tố sự nhận diện trong xã hội

2.3. Hệ thống giả thuyết nghiên cứu:

Để kiểm chứng tác động của các nhân tố trong mô hình (01) hệ thống giả thuyết nghiên cứu được xây dựng tương ứng với sự tác động của từng nhân tố trong mô hình đến hành vi sử dụng mạng xã hội.

Các giả thuyết H1- H10 kiểm định các nhân tố trong nhóm giá trị nhận thức tác động gián tiếp đến nhóm ý định và hành vi sử dụng mạng xã hội thông qua tác động trực tiếp đến đến nhóm ảnh hưởng xã hội (sự nhận diện trong xã hội và tiêu chuẩn nhóm)

H1: Giá trị mục tiêu tác động thuận chiều đến tiêu chuẩn nhóm .

H2: Giá trị mục tiêu tác động thuận chiều đến sự nhận diện trong xã hội.

H3: Tự khám phá tác động thuận chiều đến tiêu chuẩn nhóm

H4: Tự khám phá tác động thuận chiều đến sự nhận diện trong xã hội

H5 : Sự kết nối giữa các cá nhân tác động thuận chiều đến tiêu chuẩn nhóm

H6 : Sự kết nối giữa các cá nhân tác động thuận chiều đến sự nhận diện trong xã hội

H7 : Tăng cường xã hội tác động thuận chiều đến tiêu chuẩn nhóm

H8: Tăng cường xã hội tác động thuận chiều đến sự nhận diện trong xã hội

H9 : Giá trị giải trí tác động thuận chiều đến tiêu chuẩn nhóm

H10 : Giá trị giải trí tác động thuận chiều đến sự nhận diện trong xã hội

Giả thuyết H11 kiểm định sự tác động trực tiếp của tiêu chuẩn nhóm đến bản sắc xã hội.

H11 : Tiêu chuẩn nhóm tác động thuận chiều đến sự nhận diện trong xã hội

Các giả thuyết H12-H13 kiểm định sự tác động gián tiếp của các nhân tố ảnh hưởng xã hội đến hành vi sử dụng thông qua tác động trực tiếp đến ý định .

H12: Tiêu chuẩn nhóm tác động thuận chiều đến ý định sử dụng mạng xã hội

H13: Sự nhận diện trong xã hội tác động thuận chiều đến ý định sử dụng mạng xã hội

Giả thuyết H14 kiểm định sự tác động trực tiếp của ý định đến hành vi sử dụng mạng xã hội.

H14 : Ý định sử dụng mạng xã hội tác động thuận chiều đến hành vi sử dụng mạng xã hội.

3. Phương pháp phân tích và nguồn dữ liệu

3.1. Phương pháp phân tích

Ngoài các chỉ tiêu thống kê mô tả, bài viết sử dụng chủ yếu các kỹ thuật thống kê: kiểm định độ tin cậy thang đo; phân tích nhân tố; phân tích mô hình đa cấu trúc; kiểm định Bootstrap.

Kiểm định độ tin cậy bằng hệ số Cronbach's Anpha: là một kỹ thuật nhằm kiểm định tính đại diện của một tập câu hỏi cho một nhân tố muốn đo lường. Một tập biến có độ chọn thang đo khi có độ tin cậy Anpha từ 0,6 trở lên, tốt nhất là 0,7 (Trọng 2008) và biến quan sát có hệ số tương quan biên tổng từ 0,3 trở lên.

Phân tích nhân tố khám phá (EFA): Một kỹ thuật nhằm xác định số nhân tố trong một tập hợp các câu hỏi đại diện cho các nhân tố muốn tìm kiếm và đo lường. Nghiên cứu sử dụng

phép trích Principal Axis Factoring với phép quay Promimax. Tổng phương sai trích $\geq 50\%$ và hệ số KMO $\geq 0,5$, Kiểm định Bartlett có ý nghĩa thống kê (Sig $< 0,05$) Gerbing & Anderson (1988); hệ số tải nhân tố của biến quan sát $\geq 0,5$ Hair & cộng sự, 1998).

Kiểm định thang đo bằng phân tích nhân tố khẳng định: Nhằm khẳng định lại kết quả phân tích khám phá (EFA), thông qua các chỉ tiêu Chi-square điều chỉnh theo bậc tự do (CMIN/df); chỉ số tích hợp so sánh CFI (comparative Fit Index), chỉ số TLI (Tucker & Lewis index) và chỉ số RMSEA (Root Mean Square Error Approximation) và chỉ số MI (Modification Indices); Nếu một mô hình nhận được giá trị TLI, CFI 0,9; CMIN/df 2; hoặc một số trường hợp CMIN/df 3; RMSEA 0,08 thì dữ liệu được xem là phù hợp Hair & cộng sự (1998).

Mô hình cấu trúc tuyến tính (SEM): được dùng để kiểm định mô hình cấu trúc tuyến tính, mô hình chỉ rõ mối quan hệ giữa các biến tiềm ẩn với nhau. Mô hình này có lợi thế hơn các phương pháp truyền thống như hồi quy đa biến vì nó có thể tính được sai số đo lường. Hơn nữa, phương pháp này cho phép kết hợp được các khái niệm tiềm ẩn với các biến đo lường của chúng và có thể xem xét các đo lường độc lập hay kết hợp chung với mô hình lý thuyết cùng một lúc. Dựa vào mức xác suất 5% để đưa ra các kết luận cho mỗi quan hệ giữa các nhân tố.

Phân tích Bootstrap: là phương pháp chọn mẫu lặp trong mẫu với $n=500$ để kiểm chứng lại kết quả phân tích đa cấu trúc và căn cứ để kết luận là chỉ tiêu giá trị tuyệt đối của CR < 2 .

3.2. Nguồn dữ liệu

Ngoài dữ liệu thứ cấp được thu thập từ các nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm trong và ngoài nước làm cơ sở để hình thành cơ sở lý thuyết và đề xuất mô hình nghiên cứu. Dữ liệu phục vụ cho bài viết này chủ yếu dựa vào nguồn dữ liệu điều tra sơ cấp ban đầu bằng bảng câu hỏi, thông qua việc kết hợp khảo sát trực tiếp và gián tiếp (online) từ sinh viên các trường đại học thuộc thành phố Đà Nẵng để tiết kiệm thời gian và chi phí.

Quá trình thu thập dữ liệu đã thu được 294 phiếu trả lời hợp lệ, trong đó có 100 phiếu trả lời bằng bản cứng và 194 phiếu trả lời trực tuyến (online qua Google docs). Sau khi kiểm tra, nhóm nghiên cứu đã loại ra 32 bản trả lời không hợp lệ, bao gồm các bản bị thiếu nhiều dữ liệu và các bản mà sinh viên tham gia khảo sát đã trả lời không suy nghĩ hoặc cố tình không hợp tác. Cuối cùng có 262 phiếu trả lời hợp lệ được đưa vào phân tích dữ liệu.

Một số nhà nghiên cứu cho rằng, nếu sử dụng phương pháp ước lượng ML (Maximum Likelihood) thì kích thước mẫu tối thiểu phải từ 100 đến 150 (Hair và ctg, 1998). Nghiên cứu khác lại cho rằng kích thước mẫu tối thiểu là 200 (Hoelter, 1983). Theo Nguyễn Đình Thọ và Nguyễn Thị Mai Trang (2010) thì kích thước mẫu ít nhất phải bằng 4 hay 5 lần số câu hỏi để kết quả điều tra có ý nghĩa. Sau khi nghiên cứu định tính, bảng câu hỏi chính thức của nghiên cứu này gồm 36 (câu hỏi thành phần). Trên cơ sở đó, thì kích thước mẫu tối thiểu là 180. Trong nghiên cứu này sau khi loại trừ các bảng hỏi không hợp lệ; số sinh viên còn lại là 262 nên đáp ứng về yêu cầu của kích thước mẫu cho nghiên cứu này.

Nội dung của bảng hỏi được xây dựng dựa trên quá trình tổng quan và dịch thuật từ các nghiên cứu của các tác giả: Doholakia (2004), GeFen và Strubub (2004), Bagozzi (2002).

4. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm tác động của nhân tố đến tiềm năng khởi nghiệp kinh doanh của sinh viên

4.1. Mô tả mẫu nghiên cứu

Tổng số sinh viên được điều tra là 262 sinh viên, phân bố theo giới tính nữ chiếm đến 70.2% và nam 29.8%. Mặc dù có mất cân đối về mẫu nghiên cứu theo giới tính tuy nhiên hiện nay tỷ lệ chung của các trường đại học Đà Nẵng thì nữ chiếm tỷ lệ hơn 70% nên cơ cấu mẫu như vậy là chấp nhận được.

Bảng 01: Bảng thống kê mô tả giới tính

Giới tính	Tần suất	Phần trăm (%)
Nam	78	29,8
Nữ	184	70,2
Tổng	262	100,0

4.2. Kiểm định thang đo**Bảng 02: Kết quả kiểm định thang đo lần cuối các nhân tố mô hình (01)**

Biến quan sát	Trung bình thang đo nếu loại biến	Phương sai thang đo nếu loại biến	Tương quan biến-tổng	Cronbach's Alpha nếu loại biến
1. Giá trị mục tiêu : Cronbach's Alpha=0.744				
MT1	14,2786	6,776	0,438	0,724
MT2	14,6298	6,073	0,624	0,658
MT3	14,6527	6,281	0,536	0,689
MT4	14,7748	6,183	0,511	0,698
MT5	15,2519	6,289	0,444	0,726
2. Tự khám phá bản thân : Cronbach's Alpha= 0.772				
KP1	6,2405	2,444	0,572	0,729
KP2	6,4962	2,366	0,648	0,647
KP3	6,2176	2,347	0,599	0,700
3. Sự kết nối giữa các cá nhân : Cronbach's Alpha= 0.754				
KN1	14,1870	6,367	0,471	0,728
KN2	14,0420	6,385	0,459	0,731
KN3	14,8015	5,562	0,614	0,675
KN4	14,8740	5,658	0,604	0,679
KN5	15,0420	6,002	0,461	0,734
4. Tăng cường tính xã hội : Cronbach's Alpha =0.756				
TC1	6,4275	2,705	0,533	0,731
TC2	6,0687	2,532	0,669	0,582
TC3	6,0687	2,486	0,561	0,704
5. Giá trị giải trí : Cronbach's Alpha = 0.690				
GT1	10,4160	5,416	0,432	0,653
GT2	11,0992	4,519	0,410	0,678
GT3	10,1107	4,528	0,614	0,540
GT4	10,4542	4,548	0,475	0,625
6. Tiêu chuẩn nhóm : Cronbach's Alpha =0.765				
TCN1	9,8168	3,782	0,571	0,707
TCN2	9,7786	3,667	0,621	0,681
TCN3	10,0496	3,611	0,556	0,716
TCN5	9,8015	3,823	0,517	0,735
7. Sự nhận diện trong xã hội : Cronbach's Alpha = 0.726				
ND2	3,1870	,812	0,570	.
ND3	3,1221	,736	0,570	.
8. Ý định sử dụng : Cronbach's Alpha = 0.868				
YD1	3,7634	,817	0,772	.
YD2	3,7748	1,010	0,772	.
9. Hành vi sử dụng : Cronbach's Alpha =0.847				
HV1	16,0878	8,540	0,671	0,812
HV2	16,3397	8,509	0,650	0,817
HV3	15,8244	8,735	0,686	0,809
HV4	16,0534	8,327	0,640	0,821
HV5	16,0763	8,462	0,638	0,821

Nghiên cứu này chủ yếu nghiên cứu những vấn đề mang tính định tính và để định lượng thì nhóm nghiên cứu sử dụng thang đo likert 5 mức độ (1-5) theo tỷ lệ thuận. Kết quả phân tích độ tin cậy về giá trị mục tiêu ban đầu cho thấy hệ số cronbach's alpha là 0.741, đảm bảo độ tin cậy cần thiết. Tuy nhiên nếu loại biến MT6 làm tăng độ tin cậy của thang đo cronbach's alpha là 0.744 (cao hơn trước khi loại biến) và có hệ số tương quan biến tổng dao động từ 0.438-0.624 đều lớn hơn 0.3, nên biến này được loại khỏi nhân tố MT. Tương tự ta cũng sẽ loại được biến TCN4 khỏi nhân tố TCN, biến ND1 khỏi nhân tố ND. Như vậy thang đo đáp ứng độ tin cậy cần thiết.

Dữ liệu bảng trên là kết quả kiểm định thang đo lần cuối cùng của các nhân tố (các câu hỏi thành phần) gồm: Giá trị mục tiêu (5); Tự khám phá bản thân (3); Sự kết nối giữa các cá nhân (5); Tăng cường tính xã hội (3); Giá trị giải trí (4); Tiêu chuẩn nhóm (4); Sự nhận diện trong xã hội (2); Ý định sử dụng (2); Hành vi sử dụng (5). Tất cả các thang đo đều có độ tin cậy Cronbach's Alpha lớn hơn 0.6, đồng thời tất cả các biến quan sát đều có hệ số tương quan biến tổng lớn hơn 0.3. Như vậy, các thang đo là đáng tin cậy và có 33 biến được giữ lại để đưa vào phân tích nhân tố khám phá nhằm kiểm định giá trị thang đo.

4.3. Kết quả phân tích nhân tố khám phá (EFA)

Bảng 03: Tóm tắt kết quả phân tích EFA mô hình (01) lần cuối

Nhân tố	KMO	Pvalue	Hệ số Eigenvalues	Tổng phương sai trích (%)
Giá trị mục tiêu	0.820	0.000	4,998	56.212
Tự khám phá bản thân			1,792	
Sự kết nối giữa các cá nhân để thực hiện mục đích			1,399	
Sự kết nối cá nhân để nhận được sự hỗ trợ			1,229	
Tăng cường tính xã hội			1,121	
Giá trị giải trí			1,002	
Tiêu chuẩn nhóm	0.720	0.000	2.492	52.753
Sự nhận diện trong xã hội			1.052	
Ý định sử dụng mạng xã hội	0.808	0.000	3.77	60.24
Hành vi sử dụng mạng xã hội			1.144	

Kế thừa kết quả kiểm định thang đo Cronbach's Alpha dữ liệu nghiên cứu lần lượt được phân tích EFA cho đến khi dữ liệu đáp ứng được các tiêu chuẩn phân tích EFA. Sau khi chạy EFA lần cuối theo dữ liệu bảng 04, nhân tố sự kết nối cá nhân được tách thành 2 nhân tố sự kết nối làm việc giữa các cá nhân và sự kết nối hỗ trợ giữa các cá nhân, tất cả 10 nhân tố đều có hệ số KMO nằm trong phạm vi [0.5-1]; giá trị pvalue < 0.05 và tổng phương sai trích nói lên mức độ giải thích sự biến thiên của dữ liệu đều lớn hơn 50%.

Phân tích nhân tố nhóm ý định và sử dụng, không có biến quan sát bị loại, hệ số KMO là 0.5, phương sai trích là 60.24%. Hệ số tải của các biến đều lớn hơn 0.5, hệ số Eigenvalues >1. Nhân tố về nhóm ảnh hưởng xã hội, KMO=0.720, phương sai trích là 52.753%, hệ số Eigenvalues >1, đạt yêu cầu thang đo. Tuy nhiên biến TCN5 bị loại khỏi nhân tố TCN do có giá trị hệ số tải ở 2 nhóm nhân tố <0.3. Tương tự ở nhóm giá trị nhận thức, biến MT1, MT3 bị loại ra khỏi nhân tố MT, biến GT1, GT2 bị loại khỏi nhân tố GT do có hệ số tải nhân <0.5.

Ta có dữ liệu bảng 04,05,06 cho thấy giá trị hệ số tải nhân tố của từng câu hỏi thành phần tương ứng cho từng nhân tố đều lớn hơn 0.5 và hiệu hệ số tải của các biến trên cùng một hàng lớn hơn 0.3. Vì vậy các thang đo đáp ứng được các yêu cầu để thực hiện quá trình phân tích tiếp theo. Tuy nhiên trật tự của các nhân tố trong mô hình (01) theo kết quả phân tích EFA không còn như ban đầu, nhưng các câu hỏi thành phần của các nhân tố không thay đổi lớn ảnh hưởng đến nội dung từng nhân tố nên mô hình (01) ban đầu về cơ bản không có thay đổi sau khi phân tích EFA.

Bảng 04 : Kết quả phân tích nhân tố khám phá lần cuối nhóm giá trị nhận thức

	Nhân tố					
	1	2	3	4	5	6
TC2	,875					
TC1	,668					
TC3	,581					
KP2		,815				
KP1		,660				
KP3		,612				
KN4			,784			
KN3			,709			
KN5			,648			
KN2				,803		
KN1				,692		
MT2					,685	
MT4					,617	
MT5					,551	
GT4						,795
GT3						,646

Bảng 05 : Kết quả phân tích nhân tố khám phá lần cuối nhóm ảnh hưởng xã hội

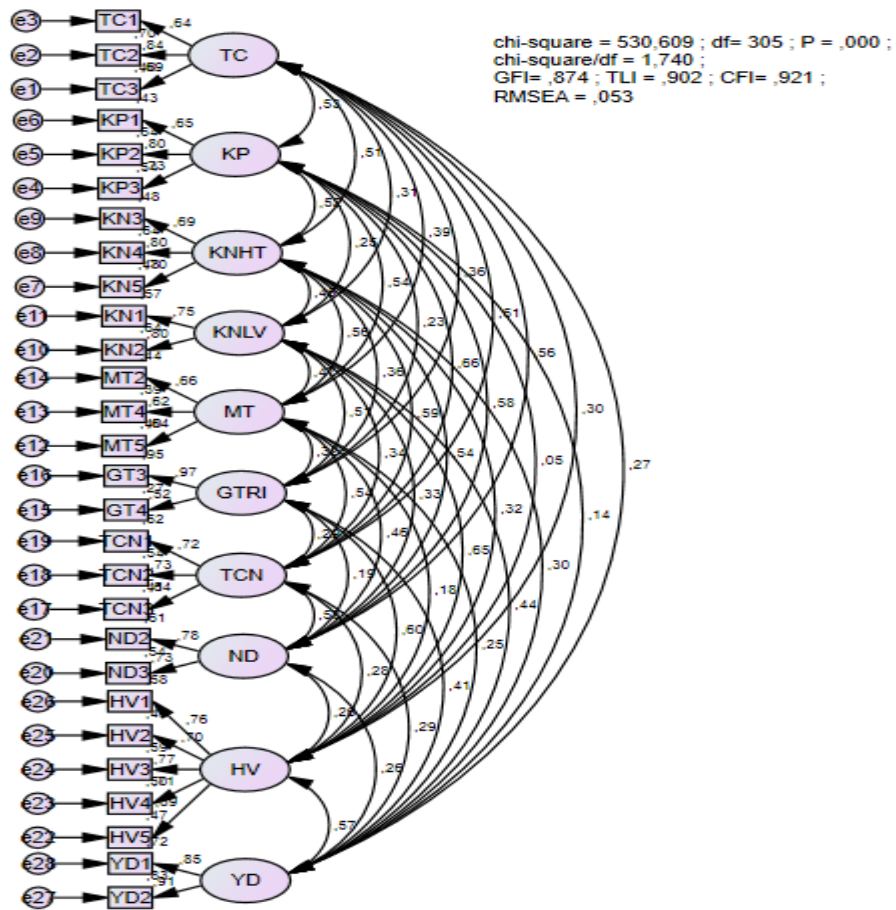
	Nhân tố	
	1	2
TCN2	,842	
TCN1	,653	
TCN3	,568	
ND3		,750
ND2		,749

Bảng 06: Kết quả phân tích nhân tố khám phá lần cuối nhóm ý định và hành vi

	Nhân tố	
	1	2
HV2	,769	
HV5	,738	
HV1	,718	
HV3	,704	
HV4	,671	
YD1		,914
YD2		,845

4.4. Kết quả phân tích nhân tố khẳng định (CFA)

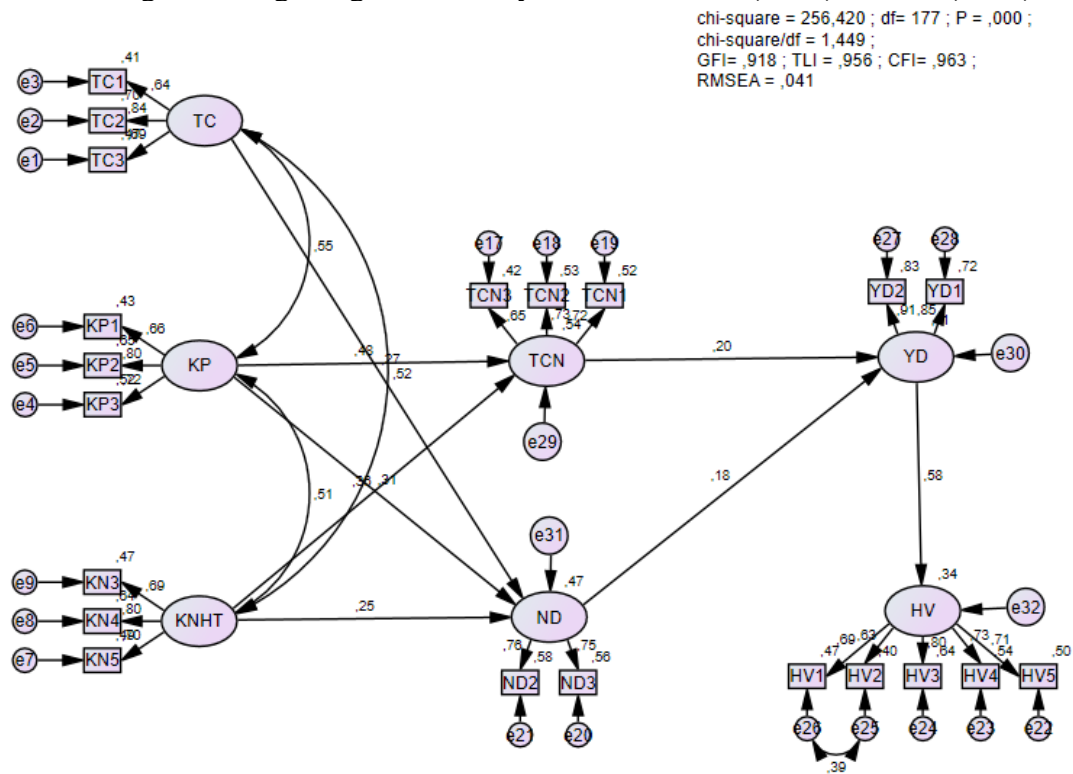
Kết quả phân tích nhân tố khẳng định CFA cho thấy các kiểm định chi square đạt giá trị tới hạn có giá trị $p\text{-value} = 0.000 < 0.05$, các chỉ tiêu $\chi^2/df = 1.740 < 3$, các chỉ số CFI, TLI đều lớn hơn 0.9, chỉ số RMSEA = 0.053 < 0.08. Như vậy các chỉ tiêu đạt yêu cầu, mô hình đo lường này phù hợp với dữ liệu thực tế, và không có tương quan giữa các sai số đo lường nên nó đạt được tính đơn nguyên. Các trọng số chuẩn hóa đều lớn hơn 0.5 vì vậy có ý nghĩa thống kê, nên các khái niệm đạt được giá trị hội tụ.



Hình 02: Kết quả kiểm định CFA mô hình (01)

4.5. Kết quả phân tích đa cấu trúc (SEM)

Mô hình SEM là sự mở rộng của mô hình tuyến tính tổng quát cho phép nhà nghiên cứu kiểm định một tập hợp phương trình hồi quy cùng một lúc, phương pháp phân tích này đã được một số tác giả sử dụng trong lĩnh vực này như Paul Weiss (2015), Ebewo (2013).



Hình 03: Kết quả phân tích SEM mô hình (01)

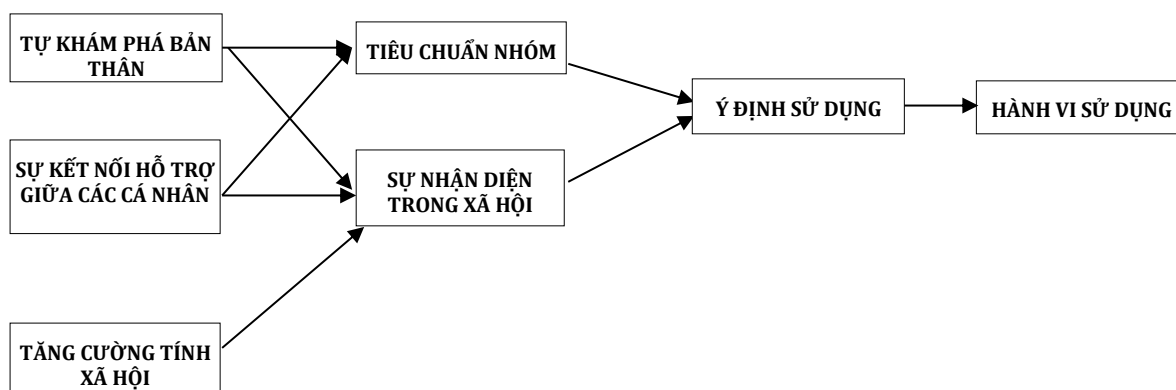
Kết quả cho thấy Pvalue của giả thuyết về các mối quan hệ giữa các khái niệm có ý nghĩa , Pvalue (<0.05), các chỉ số TLI=0.956, CFI=0.963, RMSEA=0.041 phù hợp với dữ liệu thị trường.

Bảng 07: . Kết quả kiểm định lần cuối tác động giữa các nhân tố trong mô hình (01) bằng SEM

Quan hệ			Estimate	S.E	C.R.	P	Label
TIEUCHUANNHOM	<---	KHAMPHABANTHAN	,404	,081	4,971	***	Chấp nhận
TIEUCHUANNHOM	<---	KETNOIHOTRO	,320	,080	3,991	***	Chấp nhận
NHANDIENXAXHOI	<---	TANGCUONGXAXHOI	,272	,098	2,772	,006	Chấp nhận
NHANDIENXAXHOI	<---	KHAMPHABANTHAN	,322	,103	3,137	,002	Chấp nhận
NHANDIENXAXHOI	<---	KETNOIHOTRO	,271	,102	2,647	,008	Chấp nhận
YDINH	<---	TIEUCHUANNHOM	,304	,136	2,238	,025	Chấp nhận
YDINH	<---	NHANDIENXAXHOI	,220	,111	1,980	,048	Chấp nhận
HANHVI	<---	YDINH	,471	,063	7,449	***	Chấp nhận

***: Mức ý nghĩa 1%

Kết quả kiểm định ở bảng trên là kết quả mô hình SEM lần cuối. Kết quả chạy mô hình SEM lần 1(xem phụ lục), với độ tin cậy 90% cho thấy nhân tố sự kết nối giữa các cá nhân để làm việc có giá trị Pvalue lần lượt đến nhân tố tiêu chuẩn nhóm và sự nhận diện xã hội là 0.588 và 0.223 >0.1 nên bị loại khỏi mô hình. Tương tự nhân tố giá trị mục tiêu có Pvalue lần lượt là 0.244 và 0.745 nên cũng bị loại khỏi mô hình. Đồng thời mối quan hệ của nhân tố tăng cường xã hội đến tiêu chuẩn nhóm bị loại bỏ do có pvalue =0.213 . Tương tự mối quan hệ giữa giải trí với tiêu chuẩn nhóm và tiêu chuẩn nhóm đến sự nhận diện xã hội cũng bị loại bỏ do có pvalue lần lượt là 0.549 và 0.513. Kết quả mô hình SEM lần 2 (xem phụ lục), với độ tin cậy 90% cho thấy nhân tố giải trí bị loại khỏi mô hình do có Pvalue = 0.288 > 0.1. Vì nhân tố giá trị mục tiêu, nhân tố sự nhận diện trong xã hội, nhân tố giải trí và một số quan hệ bị loại ra khỏi mô hình nên mô hình điều chỉnh (02) được thay thế cho mô hình (01) và hệ thống giả thuyết nghiên cứu của mô hình (02) được kế thừa từ mô hình (01) nhưng các giả thuyết gắn liền với nhân tố giá trị mục tiêu, nhân tố sự nhận diện trong xã hội , nhân tố giải trí ,quan hệ của nhân tố tăng cường xã hội đến tiêu chuẩn nhóm và tiêu chuẩn nhóm đến sự nhận diện xã hội bị loại bỏ ra khỏi hệ thống giả thuyết nghiên cứu.



Hình 04: Mô hình điều chỉnh (02) các nhân tố tác động đến hành vi sử dụng mạng xã hội

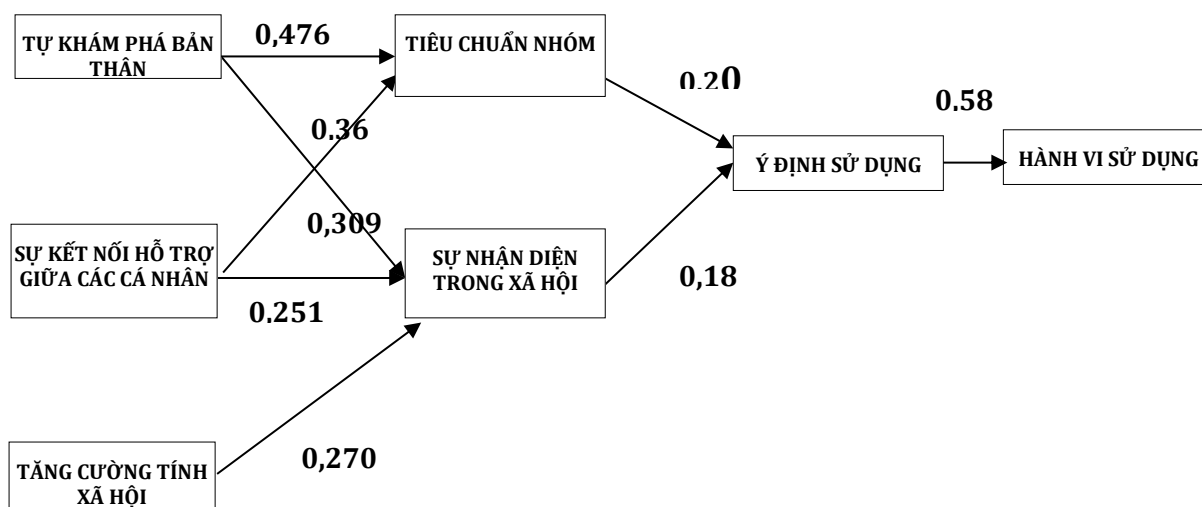
Để đánh giá độ tin cậy kết quả các ước lượng và kiểm định của mô hình (02) từ kết quả phân tích SEM, đề tài sử dụng phương pháp Bootstrap với số lần lặp $n=500$. Đây là một phương pháp khoa học và phù hợp để thay thế cho việc chọn mẫu lại ban đầu Schumacker & Lomax (2006) ngoài ra đây cũng là một phương pháp ít tốn kém nhiều thời gian và chi phí Anderson & Gerbing (1988).

Bảng 08 : Ước lượng Bootstrap với mẫu $N=500$

Mối quan hệ	Ước lượng SEM	Ước lượng Bootstrap						
		ML	SE	SE-SE	Mean	Bias	SE-Bias	CR
TCN<--- KP	,476	,40	,105	,003	,479	,003	,005	0,6
TCN<--- KNHT	,364	,320	,116	,004	,357	-,007	,005	-1,4
ND<--- TC	,270	,272	,106	,003	,275	,005	,005	1,0
ND<--- KP	,309	,322	,109	,003	,305	-,004	,005	-0,8
ND<--- KNHT	,251	,271	,110	,003	,249	-,002	,005	-0,4
YD<---TCN	,204	,304	,120	,004	,197	-,007	,005	-1,4
YD<---ND	,181	,220	,124	,004	,179	-,002	,006	-0,3
HV<---YD	,582	,471	,064	,002	,578	-,004	,003	-1,3

Phương pháp Bootstrap được sử dụng để nghiên cứu với số mẫu được lặp lại là $N=500$. Kết quả cho thấy với mức ý nghĩa 5%, các mối quan hệ giả thiết ở độ tin cậy 95% có trị tuyệt đối CR nhỏ hơn 2 nên không có ý nghĩa thống kê ở độ tin cậy 95%. Vì vậy có thể kết luận các ước lượng trong mô hình nghiên cứu có thể tin cậy được.

4.6. Bình luận kết quả



Hình 05: Mô hình thực nghiệm (03) các nhân tố tác động đến hành vi sử dụng mạng xã hội của sinh viên các trường đại học thuộc thành phố Đà Nẵng

Căn cứ vào giá trị của các nhân tố trong mô hình thực nghiệm (03) cho thấy quan hệ của các nhân tố trong mô hình là quan hệ thuận phù hợp với các nghiên cứu thực nghiệm trước. Trong đó ý định sử dụng mạng xã hội tác động trực tiếp và khá mạnh đến hành vi sử dụng mạng xã hội của sinh viên các trường đại học thuộc thành phố Đà Nẵng trong tương lai, điều này thể hiện qua trọng số ước lượng tương đối cao 0,582.

Các nhân tố tác động gián tiếp đến hành vi sử dụng mạng xã hội của sinh viên các trường đại học thuộc thành phố Đà Nẵng thông qua nhân tố tiêu chuẩn nhóm, sự nhận diện trong xã hội và ý định sử dụng lần lượt theo giá trị của các trọng số ước lượng: Mạnh nhất là nhân tố tự khám phá bản thân với giá trị trọng số đến tiêu chuẩn nhóm là 0,476 và đến sự nhận diện trong xã hội là 0,309; thứ hai là nhân tố sự kết nối hỗ trợ giữa các cá nhân cũng sẽ giúp sinh viên có được những tiêu chuẩn nhóm và dễ dàng được nhận biết trong mạng xã hội tương ứng với giá trị trọng số lần lượt đến tiêu chuẩn nhóm và sự nhận diện trong xã hội là

0.364 và 0,270; thấp nhất là nhân tố tăng cường tính xã hội chỉ tác động đến sự nhận diện trong xã hội tương ứng với giá trị trọng số 0.270, điều này chứng tỏ việc gia tăng tính xã hội chỉ ảnh hưởng đến việc nhận diện sinh viên trong xã hội mà không góp phần giúp sinh viên tăng các tiêu chuẩn nhóm của mình. Các nhân tố tác động gián tiếp đến hành vi sử dụng mạng xã hội thông qua ý định sử dụng mạng xã hội bao gồm yếu tố tiêu chuẩn nhóm và sự nhận diện trong xã hội. Trong đó yếu tố tiêu chuẩn nhóm có giá trị trọng số cao hơn là 0.204, yếu tố sự nhận diện trong xã hội chỉ là 0.181.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

5.1. Kết luận

Đề tài đã xác định được một số nhân tố ảnh hưởng tới hành vi sử dụng mạng xã hội của sinh viên các trường đại học thuộc thành phố Đà Nẵng. Dựa trên kết quả nghiên cứu, đề tài đã đề xuất được một số gợi ý để cải thiện hành vi sử dụng mạng xã hội của sinh viên. Cụ thể các kết quả chính của đề tài như sau:

Thứ nhất, dựa trên cơ sở lý thuyết và kết quả các nghiên cứu, nhóm thực hiện đề tài đã xác định được các nhân tố tác động tới ý định và hành vi sử dụng của sinh viên đại học trong đó có nhân tố thuộc về môi trường sống, nhân tố trải nghiệm cá nhân sinh viên. Cụ thể 3 nhân tố tác động trực tiếp tới tiêu chuẩn nhóm và sự nhận diện trong xã hội sắp xếp theo mức độ tác động giảm dần là (1) Tự khám phá bản thân, (2) Sự kết nối hỗ trợ giữa các cá nhân, (3) Tăng cường tính xã hội. Hai nhân tố tác động trực tiếp đến ý định sử dụng mạng xã hội theo mức độ tác động giảm dần là (4) Tiêu chuẩn nhóm, (5) Sự nhận diện trong xã hội. Nghiên cứu đã khẳng định vai trò của tự khám phá bản thân cũng như sự kết nối hỗ trợ giữa các cá nhân và tăng cường tính xã hội trong việc hình thành nên các tiêu chuẩn nhóm, từ đó tác động đến ý định và góp phần tạo nên hành vi ở bối cảnh đang có nhiều tranh cãi giữa các nhà nghiên cứu về khả năng tác động của các nhân tố này.

Thứ hai, dựa trên kết quả nghiên cứu, nhóm tác giả gợi ý một số đề xuất giải pháp cho chính phủ, nhà trường, gia đình, sinh viên để cải thiện hành vi sử dụng mạng xã hội của sinh viên đại học.

5.2. Hàm ý chính sách

Dựa trên kết quả nghiên cứu, nhóm tác giả gợi ý một số đề xuất đến các bên có liên quan để cải thiện hành vi sử dụng mạng xã hội của sinh viên các trường đại học thuộc thành phố Đà Nẵng cũng như sinh viên toàn quốc.

- Đối với cơ quan lý nước: Mạng xã hội không chỉ để chia sẻ, kết nối thông tin mà hiện nay còn được nhiều cơ quan, đơn vị và người dân khai thác, ứng dụng trong công việc một cách hiệu quả trong các lĩnh vực như quảng bá tiềm năng, thế mạnh về du lịch của địa phương; công tác đảm bảo an ninh trật tự; kết nối trong công tác giáo dục, việc làm. Do đó, các cơ quan quản lý nhà nước nên tạo những cơ hội để khuyến khích sinh viên đại học tham gia sử dụng mạng xã hội một cách có hiệu quả. Tuy nhiên cơ quan nhà nước nên có một cơ chế quản lý chặt chẽ mạng xã hội đối với sinh viên để tránh xảy ra những mặt tiêu cực của mạng xã hội. Các nhà quản lý các cấp, các cơ quan chức năng, chính quyền địa phương nên tạo sân chơi giải trí lành mạnh; giáo dục, tuyên truyền về những tác hại từ việc sử dụng mạng xã hội không đúng cách. Từ đó, hướng các bạn sinh viên không nên quá lệ thuộc vào mạng xã hội, giúp cho sinh viên xây dựng nhiều mối quan hệ trong xã hội để trau dồi những kỹ năng giao tiếp, ứng xử. Ngoài ra, cũng cần có những định hướng và giúp đỡ giới trẻ, đặc biệt là các bạn sinh viên tham gia vào các hoạt động thực tế, có ích cho bản thân và cộng đồng. Việc đẩy mạnh công tác giáo dục tư tưởng chính trị, nâng cao tầm nhận thức của sinh viên về các vấn đề chính trị, xã hội sẽ từng bước giúp sinh viên có được bản lĩnh vững vàng xử lý được những thông tin tiếp cận từ nhiều chiều khác nhau.

- Đối với nhà trường : Nhà trường, cần có sự hướng dẫn, tư vấn, định hướng cho sinh viên về việc sử dụng mạng xã hội một cách có ích, mang lại hiệu quả tốt và ý thức được những nguy cơ tiềm ẩn của việc chia sẻ thông tin cá nhân lên mạng xã hội. Nhà trường, các tổ chức trong nhà trường thường xuyên định hướng cho học sinh ý thức được những nguy cơ của việc sử dụng mạng xã hội, những nguy hiểm khi chia sẻ thông tin và suy nghĩ của bản thân lên các

trang mạng này. Nhà trường có thể liên kết và mời công an, những chuyên gia tư vấn, chuyên gia tâm lý tổ chức các buổi trao đổi với học sinh, cung cấp cho các em những thông tin pháp lý và thực tế để cảnh báo và giúp các em sử dụng mạng xã hội theo hướng có lợi nhất.

- Đối với gia đình: Cha mẹ cần dành thời gian để lắng nghe và quan tâm đến việc sử dụng mạng xã hội của con. Cha mẹ nên xây dựng một mối quan hệ tin tưởng với con cái và hơn hết, cha mẹ cần tìm hiểu vai trò mạng xã hội và hiểu rằng việc sử dụng mạng xã hội đúng đắn là có lợi cho việc thiết lập các mối quan hệ, cập nhật và trao đổi thông tin học tập.

- Đối với sinh viên: cần nâng cao kỹ năng quản lý thời gian, hành vi của mình trong môi trường mạng xã hội. Sinh viên cần sắp xếp thời gian dành cho học tập và thời gian sử dụng mạng xã hội; lựa chọn và biết cách chọn lọc những thông tin phù hợp để phục vụ cho bản thân; tránh để các thông tin tiêu cực, những trang mạng không lành mạnh ảnh hưởng đến đời sống và hành vi của sinh viên. Mọi tác động của mạng xã hội nảy sinh ra đều do ý thức của người sử dụng, nếu ý thức không tốt sẽ dẫn đến những hành vi xấu. Vì thế, trước khi chia sẻ bất cứ nội dung gì lên mạng xã hội, mỗi cá nhân phải xem xét nó có hại gì cho ai hay không, đừng chỉ nghĩ đến lợi ích bản thân mà làm ảnh hưởng đến người khác. Và đặc biệt, các bạn sinh viên phải có thái độ nghiêm túc trước mọi vấn đề. Những tiện ích mà mạng xã hội mang lại như sử dụng nó trong học tập, giao tiếp và tìm kiếm cơ hội nghề nghiệp. Sinh viên thông qua mạng xã hội liên kết hợp tác với nhau thành các nhóm người có cùng sở thích, cùng sự quan tâm, cùng ý nguyện có thể gặp gỡ, trao đổi trên mạng rồi tiến tới sinh thực hiện những hành động có ý nghĩa tích cực như tổ chức các hoạt động từ thiện nhân những ngày Lễ Tết, giúp đỡ trẻ đường phố, tổ chức những sinh hoạt văn hóa lành mạnh; nhiều nhóm chia sẻ sở thích du lịch kết hợp việc làm từ thiện ở vùng cao biên giới hẻo lánh...Không chỉ vậy, rất nhiều sinh viên từ các trường đại học khác nhau trên mọi miền tổ quốc đã lập ra những trang giúp đỡ nhau học tập tiếng anh hoặc các môn học chuyên ngành. Đây là một trong những kênh giúp các bạn nâng cao hiệu quả học tập, chia sẻ kiến thức và tài liệu.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Abrams, D., & Hogg, M. A. (1988). Comments on the motivational status of self-esteem in social identity and intergroup discrimination. *European Journal of Social Psychology*, 18(4), 317–334. <https://doi.org/10.1002/ejsp.2420180403>
- [2] Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50, 179–211. [https://doi.org/10.1016/0749-5978\(91\)90020-T](https://doi.org/10.1016/0749-5978(91)90020-T)
- [3] Ajzen, I., & Fishbein, M. (2005). The influence of attitudes on behavior. In *Handbook of attitudes* (pp. 173–221). <https://doi.org/10.1080/00224545.1956.9921907>
- [4] AJZEN, I., & FISHBEIN, M. (1980). Understanding Attitudes and Predicting Social Behaviour. *Englewood Cliffs: Prentice Hall*.
- [5] Alon, N., & Capalbo, M. (2004). Smaller explicit superconcentrators. *Internet Mathematics*, 1(2), 151–163. <https://doi.org/10.1080/15427951.2004.10129083>
- [6] Ashforth, B. E., & Mael, F. (1989). Social Identity Theory and the Organization. *Academy of Management Review*, 14(1), 20–39. <https://doi.org/10.5465/AMR.1989.4278999>
- [7] Bagozzi, R. P. (2000). On the concept of intentional social action in consumer behavior. *Journal of Consumer Research*, 27(December 2000), 388–396. <https://doi.org/10.1086/317593>
- [8] Bagozzi, R. P., & Dholakia, U. (1999). Goal-setting and goal-striving in consumer behavior. *Journal of Marketing*, 63, 19–32.
- [9] Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action : a social cognitive theory / Albert Bandura. Englewood Cliffs, N.J: Prentice-Hall, 1986. xiii, 617 pp.*

NGHIÊN CỨU CÁC NHÂN TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN Ý ĐỊNH DU HỌC SAU TỐT NGHIỆP CỦA SINH VIÊN CÁC TRƯỜNG ĐẠI HỌC TẠI THÀNH PHỐ ĐÀ NẴNG

SV: Ngô Thị Ánh Ly; Trần Thị Thu Hương

Đại học Kinh tế Đà Nẵng

GVHD: TS. Phạm Quang Tín

TÓM TẮT

Mục tiêu của nghiên cứu là nhằm phân tích sự ảnh hưởng của các nhân tố đến ý định du học sau tốt nghiệp của sinh viên các trường đại học tại thành phố Đà Nẵng. Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ 189 sinh viên (từ năm nhất đến năm tư) thông qua bảng câu hỏi. Phương pháp thống kê mô tả và phân tích nhân tố khám phá được sử dụng để trả lời câu hỏi nghiên cứu. Kết quả cho thấy các nhân tố sau đây có ảnh hưởng đến ý định du học sau tốt nghiệp của sinh viên các trường đại học tại thành phố Đà Nẵng, đó là: (1) Quy chuẩn chủ quan, (2) Thái độ, (3) Tài chính. Nghiên cứu mong muốn sẽ góp phần tích cực vào các chương trình giáo dục và hợp tác quốc tế tại các trường đại học tại thành phố Đà Nẵng.

Từ khóa: Ý định du học, nhân tố ảnh hưởng

Abstract: *The study is aimed to investigate the factors that influence the intentions to study abroad of students in different majors of Da Nang Universities. Using a survey questionnaire and convenient sampling method, the research data was collected from a survey of 189 undergraduates sampled conveniently (from first year to fourth year). Descriptive analyses and exploratory factor analyses were used. The results identified three factors impacting on students' intention to study abroad including: (1) Normative Beliefs, (2) Attitude toward behaviour, (3) finance. The implications of this study were expected to significantly contributing to the improvement of international education and cooperation programs in Da Nang Universities.*

Keywords: *intentions of studying abroad, factors.*

1. Tính cấp thiết của đề tài:

Trong thế giới toàn cầu hoá ngày nay, các quốc gia đang thay đổi nhanh chóng và trở nên ngày càng phụ thuộc lẫn nhau vào hàng hoá và các nguồn lực. Trên thế giới, việc cạnh tranh kinh doanh trong môi trường có ít ranh giới và giới hạn quốc gia. Toàn cầu hoá đề cập đến việc mở cửa thị trường thế giới cũng như sự gia tăng liên kết giữa các quốc gia và thị trường (Achterberg, 2003).

Nếu không đạt được năng lực toàn cầu, sinh viên sẽ không có khả năng liên kết đến những người khác trên thế giới nơi mà họ sống và làm việc (Achterberg, 2003). Năng lực toàn cầu đề cập đến khả năng của một người để thấu cảm và chấp nhận những cách sống khác cũng như người có khả năng giao tiếp hiệu quả qua nhiều nền văn hoá khác nhau (Hunter, 2004). Điều quan trọng là sinh viên phải có kiến thức về các nền văn hoá, hệ thống chính trị, và xã hội khác nhau để chuẩn bị cho tương lai của mình (Morey, 2000). Trong thế giới đang thay đổi của chúng ta, điều quan trọng là khuyến khích nhận thức quốc tế và quan điểm toàn cầu về sinh viên đại học (Achterberg, 2003) nhằm cung cấp cho sinh viên các kỹ năng cần thiết để họ thành công trong môi trường lao động, cũng như trong cuộc sống.

Trong trường hợp của Việt Nam, bối cảnh hiện nay của đất nước dường như đẩy sinh viên theo đuổi việc học tập ở nước ngoài. Trong hai thập kỷ qua, đất nước đã có sự tăng trưởng kinh tế-xã hội nhanh chóng (Leung 2010, Shultz 2012). Kết quả là Bộ GDĐT đã được mở rộng và cải cách để có thể tạo ra nhiều sinh viên tốt nghiệp có trình độ và trình độ chuyên môn phù hợp để đáp ứng nhu cầu trong thị trường lao động và đạt được những mục tiêu kinh tế xã hội do chính phủ quy định (Bodewig, Badiani- Magnusson & Macdonald 2014; Ngân hàng Thế giới 2008). Tuy nhiên, mặc dù sự gia tăng số lượng sinh viên tốt nghiệp trong thập kỷ qua, hệ thống giáo dục dường như không cung cấp đủ chỗ ở các cơ sở giáo dục đại học để đáp ứng nhu cầu cao hơn (Harman, Hayden & Nghi 2010, Nguyễn Hồng Chi 2013) và đào tạo ra những sinh viên tốt nghiệp có trình độ cao (Bodewig, Badiani-Magnusson & Macdonald 2014, Montague 2013). Có một mối quan tâm xã hội ngày càng tăng về chất lượng kém của

hệ thống GDDH và các vụ tai tiếng về giáo dục (Harman, Hayden & Nghi 2010, Nguyễn Hồng Chi 2013, Welch 2013). Người sử dụng lao động không hài lòng về chất lượng sinh viên tốt nghiệp từ các trường đại học của Việt Nam và có xu hướng ủng hộ những người tốt nghiệp các trường nước ngoài (Manpower Group 2011). Thêm vào đó, quá trình toàn cầu hóa, khu vực ở Đông Nam Á, cam kết của chính phủ để đưa sinh viên ra nước ngoài, và sự có mặt của nhiều tổ chức giáo dục quốc tế đã góp phần thúc đẩy giá trị kinh nghiệm giáo dục quốc tế (Nguyễn Hồng Chi 2013, Sirat, Azman & Bakar 2014). Kết quả là số sinh viên Việt Nam đã được gửi ra nước ngoài tăng lên để có được nền giáo dục quốc tế để có triển vọng nghề nghiệp tốt hơn và để đạt được sự phát triển cá nhân (Clark 2013, Nguyễn Hồng Chi 2013, Nguyễn Thị Mỹ Linh 2012).

Số liệu thống kê hiện tại cho thấy Việt Nam đã trở thành một trong mười quốc gia hàng đầu đưa sinh viên ra nước ngoài (UNESCO 2015). Nước ta có 106.000 sinh viên theo học các chương trình giáo dục ở 49 quốc gia và vùng lãnh thổ: khoảng 35.900 sinh viên đang học ở Châu Á (khoảng 29.5%) và phần còn lại ở các nước phương Tây (Clark 2013). Ba điểm du học phổ biến nhất của sinh viên quốc tế là Úc, Mỹ và Trung Quốc. Ba điểm đến hàng đầu của châu Á dành cho sinh viên Việt Nam là Trung Quốc, Singapore và Đài Loan (Clark 2013). Trong khi số sinh viên quốc tế Việt tại Úc đang suy giảm thì nó lại đang gia tăng ở Mỹ và các nước châu Á. Điều này cho thấy tương tự như các nước khác, đã có những thay đổi trong việc lựa chọn các điểm đến nghiên cứu của sinh viên quốc tế Việt Nam theo thời gian.

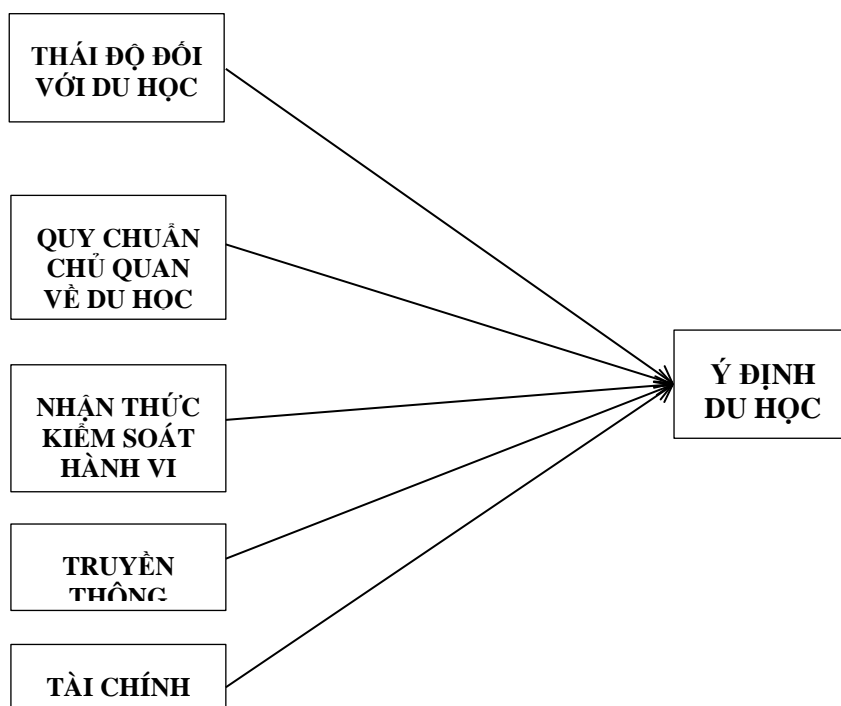
Vì vậy, quyết định tiến hành việc nghiên cứu thực nghiệm các nhân tố ảnh hưởng đến ý định du học sau tốt nghiệp của sinh viên các trường Đại học trên thành phố Đà Nẵng nhằm xác định các nhân tố và định lượng mức độ mà các yếu tố ảnh hưởng đến sự lựa chọn của sinh viên về nước để đi du học để làm cơ sở đề xuất một số hàm ý chính sách thúc đẩy ý định du học của sinh viên các trường Đại học trên thành phố Đà Nẵng cũng như sinh viên toàn quốc là thật sự cần thiết và có tính thời sự.

2. Đề xuất mô hình nghiên cứu và hệ thống giả thuyết

2.1. Cơ sở lý thuyết

Trong nghiên cứu về ý định, lý thuyết Hành vi kế hoạch (Theory of Planned Behavior) của Ajzen (1991) được sử dụng phổ biến nhất. Theo Ajzen, ý định chịu tác động của 3 yếu tố: Thái độ cá nhân, quy chuẩn chủ quan và nhận thức kiểm soát hành vi. Peterson (2003) đã ứng dụng lý thuyết này vào nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến ý định du học cụ thể là: Những niềm tin đã có về việc du học (Behavioral Belief), đánh giá về những kết quả tác động tiềm năng do du học mang lại (Evaluation of Outcomes), niềm tin cho rằng những người những người ảnh hưởng tới mình nghĩ mình nên đi du học (Normative Beliefs), sự sẵn sàng đạt được mong đợi của người khác (Motivation to Comply). Tuy nhiên, những nghiên cứu về ý định dựa trên lý thuyết hành vi kế hoạch chỉ giải thích được từ 30% đến 50% sự khác biệt trong ý định. Vì vậy, nghiên cứu của nhóm tác giả đã ứng dụng thêm các nhân tố khác từ các mô hình khác của Jasmine R. Phillips (2014), Goel et al (2010), Surendra Malvija, Avijeet Singh Thakur, Dr. Manminder Singh Sluja (2013), King et al (2013), Phan Anh Tú (2016). Mô hình nghiên cứu được đề xuất như sau:

2.2. Đề xuất mô hình nghiên cứu:



Hình 1: Mô hình (01) các nhân tố tác động đến ý định du học sau tốt nghiệp của sinh viên các trường đại học tại thành phố Đà Nẵng.

Thái độ:

Thái độ là việc cá nhân đó cảm thấy như thế nào khi thực hiện hành vi. Yếu tố đầu tiên của TRA cho rằng thái độ đối với hành vi là một yếu tố quyết định về ý định hành vi. Ajzen và Fishbein (1980) định nghĩa thái độ là "cảm giác chung của một người về sự thuận lợi hay bất lợi". Có hai yếu tố quyết định thái độ đối với hành vi. Yếu tố đầu tiên là niềm tin về hành vi. Điều này quyết định bao gồm các niềm tin cơ bản về hành vi. Các nghiên cứu cho thấy thái độ và niềm tin giữa văn hoá ảnh hưởng đến sự lựa chọn của sinh viên liên quan đến việc học tập ở nước ngoài. Các nghiên cứu khác cho thấy kết quả tương tự: sinh viên quan tâm nhiều hơn tới các nền văn hoá khác, sự đồng cảm văn hoá, tính đa dạng và thách thức có nhiều khả năng dự định học tập ở nước ngoài (Salisbury, Paulsen & Pascarella, 2011; SurrIDGE, 2000, Van der Zee & Van Oudenhoven, 2000). Năng lực truyền thông liên văn hoá đã cho thấy mối quan tâm đến việc du học, mức độ năng lực giao tiếp liên văn hoá nên là nhân tố tiên đoán thái độ tham gia chương trình học tập ở nước ngoài. Nó là lý do, sinh viên có năng lực giao tiếp liên văn hoá cao hơn sẽ có nhiều khả năng có thái độ thuận lợi hơn đối với việc du học, và có nhiều khả năng dự định học ở nước ngoài.

Quy chuẩn chủ quan:

Quy chuẩn chủ quan là nhận thức về "áp lực xã hội" (Ajzen & Fishbein, 1980) đặt trên một cá nhân để thực hiện một hành vi cụ thể. Fishbein và Ajzen (1978) đề cập đến nhận thức này như là tiêu chuẩn chủ quan vì nó chuyển tiếp các định mức xã hội (chủ quan) nhận thức về một hành vi cụ thể. Các định mức xã hội, nói chung, là "hành vi chấp nhận được hoặc cho phép trong một nhóm hay xã hội" (Fishbein & Ajzen, 2010). Các tiêu chuẩn chủ quan là một niềm tin của những gì người khác nhìn chung nghĩ rằng một người nên làm. Tiêu chuẩn chủ quan được xác định bởi niềm tin theo chuẩn mực. Niềm tin tiêu chuẩn là niềm tin của một người về những gì một số người hoặc nhóm nghĩ rằng họ nên làm gì liên quan đến hành vi. Niềm tin rằng những người hoặc nhóm quan trọng (bạn bè, bố mẹ, vv) nghĩ rằng hành vi nên được thực hiện, người đó có thể sẽ hành động tốt hơn.

Nhận thức kiểm soát hành vi:

Theo Phan Anh Tú (2015) nhận thức kiểm soát hành vi đề cập đến cảm nhận về sự dễ dàng hay khó khăn khi thực hiện hành vi, thể hiện cảm nhận của cá nhân là bản thân có khả năng và đủ nguồn lực để thực hiện hành vi hay không. Nó còn được giả định rằng có thể phản ánh những kinh nghiệm trong quá khứ của con người và dự đoán những trở ngại (Ajzen, 1991). Theo Ajzen (1991), nhận thức về kiểm soát hành vi và ý định phản ánh chính xác sự kiểm

soát tình huống thực tế của người đó. Nhận thức về kiểm soát hành vi (Ajzen, 1991) tương thích nhất với lý thuyết về nhận thức về bản thân (Bandura, 1977). Bandura (1982) cho rằng quan tâm về nhận thức của bản thân có hiệu quả với những nhận xét về việc một người có thể thực hiện một hành động với những tình huống nhất định như thế nào. Ngoài ra, Basu & Virick (2008) cũng cho rằng những sinh viên nhận thức được giá trị của du học sẽ có nhiều niềm tin hơn về khả năng của họ và điều này dẫn đến ý định du học cao hơn.

Truyền thông

Các nhà nghiên cứu YilinLu và Lily Lin Qiu 2012; Felix T.Mavondo và Suh Li Phang 2013; David Deviney và Tony Vrba2014 sau khi nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến quyết định đi du học của sinh viên đều kết luận truyền thông marketing là một trong những nhóm yếu tố chính ảnh hưởng đến quyết định của sinh viên. Họ cho rằng sinh viên thường có kiến thức hạn chế về các khóa học và trường đại học trên thế giới, do đó họ dựa vào nhiều nguồn thông tin khác nhau từ internet, báo chí, truyền miệng, các nguồn chính phủ để tìm kiếm thông tin hỗ trợ trong việc ra quyết định của mình. Đối với các trường đại học trên thế giới, truyền thông được xem như là một ngôn ngữ gián tiếp truyền đạt thông tin, quảng bá hình ảnh của mình đến với sinh viên quốc tế.

Tài chính

Tình hình tài chính của sinh viên cũng được phân loại cụ thể như những ảnh hưởng nhất đến việc lựa chọn của nước để đến và học đại học (Shank et al., 2005). Parafianowicz, (2009) đã chỉ ra rằng việc xem xét tài chính là một trong những tiêu chí chính để lựa chọn một điểm đến học tập. Trong khi các nhà nghiên cứu như Guibourg, (2011) định vị các yếu tố của chi phí tài chính giáo dục để tham dự các khóa học tại trường đại học như một trong mười yếu tố quan trọng hàng đầu trong việc lựa chọn các trường đại học. Bên cạnh đó, cơ hội để có được học bổng và hỗ trợ tài chính được cung cấp bởi một trường đại học để sinh viên ghi danh và có thành tích học tập xuất sắc là chất xúc tác cho quyết định của sinh viên để lựa chọn trường đại học (ringe và Carter, 2007). Một số các trường đại học cung cấp học bổng cho những sinh viên đến từ một nước thứ ba như một mục đích của sự phát triển nguồn nhân lực.

Ý định du học:

Trong cuộc khảo sát đối với sinh viên đại học và ý định học tập ở nước ngoài Rust, Dhanatya, Furuto, và Khlitash (2008) cho thấy rằng 53,8% số sinh viên được khảo sát có quan tâm đến du học. Kết quả của họ có phần đáng kể, vì nó được chấp nhận rộng rãi rằng sinh viên chọn không đi học ở nước ngoài đơn giản chỉ vì họ không biết nhiều về các cơ hội đi du học.

Booker (2001) đề xuất rằng việc tham gia vào học tập ở nước ngoài là một "hành vi theo kế hoạch dựa trên một quyết định hợp lý để tự nguyện tham gia học tập ở nước ngoài, chịu ảnh hưởng bởi các kết quả hay hậu quả của việc học ở nước ngoài, nhận thức được áp lực xã hội và nhận thức chướng ngại "(Booker, 2001).

2.3.Hệ thống giả thuyết nghiên cứu:

Để kiểm chứng tác động của các nhân tố trong mô hình hệ thống giả thuyết nghiên cứu được xây dựng tương ứng với sự tác động của từng trong mô hình đến tiềm năng khởi nghiệp.

H1: Thái độ đối với du học tác động thuận chiều tới ý định du học của sinh viên.

H2: Quy chuẩn chủ quan về du học tác động thuận chiều tới ý định du học của sinh viên.

H3: Nhận thức kiểm soát hành vi tác động thuận chiều tới ý định du học của sinh viên.

H4:Truyền thông tác động thuận chiều tới ý định du học của sinh viên.

H5: Tài chính tác động thuận chiều tới ý định du học của sinh viên.

3.Phương pháp phân tích và nguồn dữ liệu

3.1.Phương pháp phân tích

Ngoài các chỉ tiêu thống kê mô tả, bài viết sử dụng chủ yếu các kỹ thuật thống kê: kiểm định độ tin cậy thang đo; phân tích nhân tố; kiểm định sự tương quan giữa các nhân tố, mô hình hồi quy.

Kiểm định độ tin cậy bằng hệ số Cronbach's Anpha: là một kỹ thuật nhằm kiểm định tính đại diện của một tập câu hỏi cho một nhân tố muốn đo lường. Một tập biến có độ chọn thang

đo khi có độ tin cậy Anpha từ 0,6 trở lên, tốt nhất là 0,7 (Trọng 2008) và biến quan sát có hệ số tương quan biến tổng từ 0,3 trở lên.

Phân tích nhân tố khám phá (EFA): một kỹ thuật nhằm xác định số nhân tố trong một tập hợp các câu hỏi đại diện cho các nhân tố muốn tìm kiếm và đo lường. Nghiên cứu sử dụng phép trích Principal Axis Factoring với phép quay Promimax. Tổng phương sai trích $\geq 50\%$ và hệ số KMO $\geq 0,5$. Kiểm định Bartlett có ý nghĩa thống kê (Sig < 0,05) (Gerbing & Anderson 1988); hệ số tải nhân tố của biến quan sát $\geq 0,5$ (Hair & cộng sự, 1998).

Kiểm định sự tương quan giữa các nhân tố: nhằm kiểm tra sự tương quan và đo mức độ kết hợp tuyến tính giữa các nhân tố độc lập với nhân tố phụ thuộc. Từ đó chúng ta sẽ chọn những nhân tố độc lập thực sự có tương quan với nhân tố phụ thuộc và đưa những nhân tố đó vào hồi quy. Thông qua các chỉ tiêu hệ số tương quan r, hệ số phóng đại VIF. Nếu một mô hình nhận được giá trị $r > 0$ thì các nhân tố có mối liên hệ tương quan tuyến tính thuận.

Phân tích mô hình hồi quy: được dùng để kiểm định mô hình hồi quy và các hệ số hồi quy. Dựa vào mô hình hồi quy, ta có thể dự đoán được giá trị của nhân tố phụ thuộc dựa vào giá trị của các nhân tố độc lập. Dựa vào mức xác suất R^2 hiệu chỉnh để xác định các mức độ sự biến thiên của nhân tố phụ thuộc được giải thích bởi nhân tố độc lập. Thêm vào đó, qua giá trị của Sig(P-value) của bảng ANOVA dùng để đánh giá sự phù hợp (tồn tại) của mô hình. Giá trị Sig nhỏ (thường < 5%) thì mô hình tồn tại. Giá trị Sig trong bảng Coefficients cho biết các tham số hồi quy có ý nghĩa hay không (với độ tin cậy 95% thì Sig < 5% có ý nghĩa).

3.2. Nguồn dữ liệu

Quá trình thu thập dữ liệu bằng bảng hỏi như mô tả ở phần thiết kế nghiên cứu, kết quả thu được 212 phiếu trả lời hợp lệ, trong đó 156 phiếu trả lời bằng bản cứng và 56 phiếu trả lời trực tuyến (online qua google docs). Sau khi kiểm tra, đã loại đi 23 bản trả lời không hợp lệ gồm các bản bị thiếu nhiều dữ liệu quan trọng, các bản mà đối tượng trả lời không suy nghĩ hoặc cố tình không hợp tác. Cuối cùng có 189 phiếu được sử dụng để đưa vào phân tích dữ liệu.

Một số nhà nghiên cứu cho rằng, nếu sử dụng phương pháp ước lượng ML (Maximum Likelihood) thì kích thước mẫu tối thiểu phải từ 100 đến 150 (Hair và ctg, 1998). Nghiên cứu khác lại cho rằng kích thước mẫu tối thiểu là 200 (Hoelter, 1983). Theo Nguyễn Đình Thọ và Nguyễn Thị Mai Trang (2010) thì kích thước mẫu ít nhất phải bằng 4 hay 5 lần số câu hỏi để kết quả điều tra có ý nghĩa. Sau khi nghiên cứu định tính, bảng câu hỏi chính thức của nghiên cứu này gồm 24 (câu hỏi thành phần). Trên cơ sở đó, thì kích thước mẫu tối thiểu là 120. Trong nghiên cứu này sau khi loại trừ các bảng hỏi không hợp lệ; số sinh viên còn lại là 189 nên đáp ứng về yêu cầu của kích thước mẫu cho nghiên cứu này.

Nội dung của bảng hỏi được xây dựng dựa trên quá trình tổng quan và dịch thuật từ các nghiên cứu của các tác giả: Jasmine R. Phillips (2014), Goel et al (2010), Surendra Malvija, Avijeet Singh Thakur, Dr. Manminder Singh Sluja (2013), King et al (2013), Phan Anh Tú (2016).

4. Kết quả nghiên cứu các nhân tố tác động đến ý định du học sau khi tốt nghiệp của sinh viên các trường đại học tại thành phố Đà Nẵng

4.1. Mô tả mẫu nghiên cứu

Về cơ cấu theo trường, thực hiện điều tra trên 6 trường gồm Đại học Kinh tế, Đại học Bách khoa, Đại học Ngoại ngữ, Đại học Sư phạm, Đại học Kỹ thuật Y dược, Đại học Đông Á, Đại học Duy Tân. Trong số đó 43,9% đối tượng điều tra trong mẫu là sinh viên đại học Kinh tế - Đại học Đà Nẵng. Tuy nhiên nhóm sinh viên này được lựa chọn đa dạng từ nhiều ngành học khác nhau. 18,9% đối tượng điều tra trong mẫu là sinh viên đại học Ngoại ngữ - Đại học Đà Nẵng, còn lại thuộc các trường đại học khác trên địa bàn thành phố Đà Nẵng.

Về giới tính của người trả lời thì 76,4% phiếu có đối tượng trả lời là nữ giới và 23,6% phiếu là nam giới. Mặc dù có mất cân đối về mẫu nghiên cứu theo giới tính tuy nhiên hiện nay tỷ lệ chung của sinh viên các trường đại học tại Đà Nẵng thì nữ chiếm tỷ lệ hơn 80% nên cơ cấu mẫu như vậy là chấp nhận được.

Trong số 189 sinh viên được điều tra có 16,4% là sinh viên năm nhất, 29,6% là sinh viên năm hai, 30,2% là sinh viên năm ba và 23,8% là sinh viên năm bốn. Qua số liệu ta thấy rằng sinh viên các năm khá đồng đều.

Trong tổng số sinh viên được điều tra có 40,2% sinh viên có người thân trong gia đình đã và đang đi du học. Trong đó, 51,5% đi theo hình thức tự túc và 48,9% có học bổng du học.

Bảng 1. Các chỉ tiêu thống kê mô tả

	N	Mean (Giá trị trung bình)	Std. Deviation (Độ lệch chuẩn)
Thái độ	189	3.995	0.952
Quy chuẩn chủ quan	189	3.152	0.866
Nhận thức kiểm soát hành vi	189	3.852	0.918
Truyền thông	189	3.326	0.870
Tài chính	189	3.430	0.938
Ý định du học	189	3.425	0.947

Dữ liệu bảng trên cho thấy độ lệch chuẩn của các nhân tố nằm trong khoảng 0,866-0,952 không có giá trị lớn mang tính đột biến (bất thường) nên dữ liệu mẫu như vậy là phù hợp với các ước lượng và kiểm định được sử dụng trong bài viết này.

4.2. Kiểm định thang đo

Bảng 2. Bảng phân tích độ tin cậy lần cuối cho các nhân tố

Biến quan sát	Trung bình thang đo nếu loại biến	Phương sai thang đo nếu loại biến	Tương quan biến tổng	Cronbach's Alpha nếu loại biến
Thái độ: Cronbach's Alpha = 0,823				
TD1	12.1746	5.677	.628	.786
TD2	12.0529	5.976	.685	.765
TD3	11.7460	5.488	.692	.756
TD4	11.9630	5.568	.598	.803
Quy chuẩn chủ quan: Cronbach's Alpha= 0,874				
QCCQ1	9.4497	5.132	.743	.833
QCCQ2	9.4921	5.039	.765	.825
QCCQ3	9.3862	5.217	.702	.849
QCCQ4	9.4974	5.028	.710	.847
Nhận thức kiểm soát hành vi: Cronbach's Alpha=0,666				
NTKSHV1	3.6296	.894	.500	.
NTKSHV2	4.0741	.792	.500	.
Truyền thông: Cronbach's Alpha= 0,723				
TT1	3.2381	.757	.567	.
TT3	3.1746	.656	.567	.
Tài chính: Cronbach's Alpha=0,681				
TC2	3.3862	.855	.516	.
TC3	3.4392	.854	.516	.
Ý định du học: Cronbach's Alpha= 0,820				
YDDH1	6.9683	2.850	.678	.749
YDDH2	6.7354	2.855	.681	.746
YDDH3	6.8466	2.918	.664	.763

Nghiên cứu này chủ yếu nghiên cứu những vấn đề mang tính định tính và để định lượng thì sử dụng thang đo likert 5 mức độ (1-5) theo tỷ lệ thuận. Kết quả phân tích độ tin cậy về Truyền thông ban đầu cho thấy hệ số cronbach's alpha là 0,667, đảm bảo độ tin cậy vắn thiết. Tuy nhiên nếu loại biến TT2 làm tăng độ tin cậy của thang đo cronbach's alpha là 0,723 (cao hơn trước khi loại biến) và có hệ số tương quan biến tổng 0,567 đều lớn hơn 0,3 nên biến này được loại khỏi nhân tố Truyền thông. Tương tự ta cũng sẽ loại được biến TC1 khỏi nhân tố Tài chính. Như vậy thang đo đáp ứng độ tin cậy cần thiết.

Dữ liệu bảng trên là kết quả kiểm định thang đo lần cuối cùng của các nhân tố (các câu hỏi thành phần) gồm: Thái độ (4), Quy chuẩn chủ quan (4), Nhận thức kiểm soát hành vi (2), Truyền thông (2), Tài chính (2), Nhận thức giá trị du học (3), Ý định du học (3). Tất cả các thang đo đều có độ tin cậy Cronbach's alpha lớn hơn 0,6 đồng thời tất cả các biến quan sát đều có hệ số tương quan biến tổng lớn hơn 0,3. Như vậy, các thang đo là đáng tin cậy và có 20 biến được giữ lại để đưa vào phân tích nhân tố khám phá nhằm kiểm định giá trị thang đo.

4.3. Kết quả phân tích nhân tố khám phá EFA

Bảng 3: Bảng tóm tắt các hệ số hồi quy

Kế thừa kết quả kiểm định thang đo Cronbach's Alpha dữ liệu nghiên cứu lần lượt được phân tích EFA cho đến khi đáp ứng được các tiêu chuẩn phân tích EFA. Sau khi chạy EFA

Nhân tố	KMO	Pvalue	Hệ số Eigenvalues	Tổng phương sai trích (%)
Thái độ	0,792	0,000	2,227	53,308
Quy chuẩn chủ quan			4,170	34,750
Truyền thông			1,293	64,083
Tài chính			1,123	73,438
Ý định du học	0,719	0,000	2,207	73,579

lần cuối theo dữ liệu bảng, tất cả các nhân tố trong mô hình đều có hệ số KMO nằm trong phạm vi [0-1]; giá trị pvalue <0,05 và tổng phương sai trích nói lên mức độ giải thích sự biến thiên của dữ liệu đều lớn hơn 50%.

Ngoài ra dữ liệu bảng cho thấy giá trị hệ số tải nhân tố của từng câu hỏi thành phần tương ứng cho từng nhân tố đều lớn hơn 0,5. Vì vậy các thang đo đáp ứng được các yêu cầu để thực hiện quá trình phân tích tiếp theo. Tuy nhiên trật tự của các nhân tố trong mô hình theo kết quả phân tích EFA không còn như ban đầu, nhưng các câu hỏi thành phần của các nhân tố không thay đổi lớn ảnh hưởng đến nội dung từng nhân tố nên mô hình ban đầu về cơ bản không có thay đổi sau khi phân tích EFA.

Bảng 4. Tóm tắt các nhân tố khám phá EFA lần cuối

	Nhân tố			
	1	2	3	4
QCCQ2	.877			
QCCQ1	.849			
QCCQ3	.811			
QCCQ4	.810			
TD3		.855		
TD2		.811		
TD1		.764		
TD4		.722	.343	
TT3			.842	
TT1			.824	
TC3				.859
TC2				.800

4.4. Kết quả kiểm định mối tương quan giữa các biến

Tiến hành phân tích tương quan để kiểm tra liên hệ giữa những biến định lượng thông qua hệ số tương quan Pearson (ký hiệu r). Các hệ số tương quan trong bảng cho thấy mối quan hệ các biến tương đối hợp lý cả về hướng lẫn mức độ. Cụ thể, các giá trị hệ số tương quan đều lớn hơn 0 và nhỏ hơn 0,8; các hệ số tương quan đều có dấu dương, nghĩa là quan hệ giữa các biến là thuận chiều, đảm bảo yêu cầu về mặt lý thuyết. Mối quan hệ giữa các biến phụ thuộc và độc lập đều có ý nghĩa và không có dấu hiệu bất thường. Ngoài ra, độ lớn của các hệ số tương quan đảm bảo không có hiện tượng đa cộng tuyến. Như vậy, có thể sử dụng các thống kê khác để kiểm định mối quan hệ giữa các biến.

Bảng 5. Kết quả kiểm định tương quan giữa các biến

		TD	QCCQ	TT	TC	YDDH
TD	Pearson Correlation	1	.224**	.361**	.341**	.421**
	Sig. (2-tailed)		.002	.000	.000	.000
	N	189	189	189	189	189
QCCQ	Pearson Correlation	.224**	1	.292**	.248**	.438**
	Sig. (2-tailed)	.002		.000	.001	.000
	N	189	189	189	189	189
TT	Pearson Correlation	.361**	.292**	1	.315**	.331**
	Sig. (2-tailed)	.000	.000		.000	.000
	N	189	189	189	189	189
TC	Pearson Correlation	.341**	.248**	.315**	1	.393**
	Sig. (2-tailed)	.000	.001	.000		.000
	N	189	189	189	189	189
YDDH	Pearson Correlation	.421**	.438**	.331**	.393**	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000	.000	
	N	189	189	189	189	189

4.5. Mô hình hồi quy

Bảng 1. Bảng tóm tắt các hệ số hồi quy

Model	Hệ số chưa chuẩn hóa		Hệ số đã chuẩn hóa	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
(Constant)	.298	.323		.923	.357		
TD	.264	.070	.251	3.792	.000	.805	1.242
QCCQ	.337	.070	.306	4.829	.000	.880	1.136
TT	.095	.073	.087	1.301	.195	.795	1.258
TC	.207	.066	.205	3.126	.002	.824	1.213

4.6. Bình luận kết quả

Các biến độc lập có giá trị $\beta > 0$, trị số thống kê $t > 2$ và $\text{Sig} < 0,05$ cho thấy các hệ số này khác 0 và tác động đồng biến lên Y định du học. Như vậy, các giả thuyết được chấp nhận.

Sau khi thực hiện phương pháp phân tích, mô hình cuối cùng có các nhân tố tồn tại bao gồm: Thái độ, quy chuẩn chủ quan, tài chính.

Dấu của các nhân tố đều (+) tác động thuận chiều, kết quả này cũng như kỳ vọng dấu ban đầu của giả thuyết

Các kết quả trong nghiên cứu cho thấy, các yếu tố quy chuẩn chủ quan, thái độ, tài chính đều có tác động đến ý định du học của sinh viên. Kết quả phân tích dữ liệu nghiên cứu cũng cho thấy có những điểm tương đồng và một số điểm khác biệt với các nghiên cứu khác trên thế giới về các nhân tố tác động đến ý định du học của sinh viên.

Các nhân tố tác động trực tiếp đến ý định du học của sinh viên lần lượt theo giá trị của các trọng số ước lượng: Mạnh nhất là Quy chuẩn chủ quan với giá trị trọng số 0,337; thứ hai là nhân tố thái độ cũng tác động đến ý định du học với giá trị trọng số là 0,264. Thấp nhất là tài chính 0,207 chứng tỏ vấn đề tài chính khi đi quyết định du học mặc dù có ảnh hưởng đến ý định du học nhưng không lớn hơn so với các nhân tố khác.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

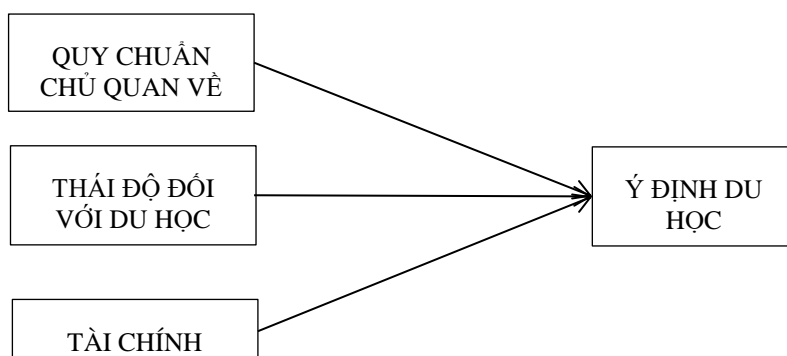
5.1. Kết luận

Đề tài đã xác định được một số nhân tố ảnh hưởng tới ý định du học sau tốt nghiệp của sinh viên các trường đại học tại thành phố Đà Nẵng. Dựa trên kết quả nghiên cứu, đề tài đã đề xuất được một số gợi ý để gia tăng ý định du học của sinh viên. Cụ thể các kết quả chính của đề tài như sau:

Thứ nhất, dựa trên cơ sở lý thuyết và kết quả các nghiên cứu, tác giả đã xác định được các nhân tố tác động tới ý định du học sau tốt nghiệp của sinh viên đại. Cụ thể 3 nhân tố tác động tới ý định du học sau tốt nghiệp của sinh viên được sắp xếp theo mức độ tác động giảm dần là (1) Quy chuẩn chủ quan, (2) Thái độ, (3) Tài chính. Nghiên cứu đã khẳng định vai trò của

tài chính cũng như ý kiến của những người xung quanh trong định hướng thái độ của sinh viên đặc biệt trong định hướng về việc du học ở bối cảnh đang có nhiều tranh cãi giữa các nhà nghiên cứu về khả năng tác động của các nhân tố này.

Thứ hai, dựa trên kết quả nghiên cứu, tác giả gợi ý một số đề xuất giải pháp cho chính phủ, nhà trường, gia đình, sinh viên để gia tăng ý định du học của sinh viên đại học.



Hình 2: Mô hình (02) các nhân tố tác động đến ý định du học sau tốt nghiệp của sinh viên các trường đại học tại thành phố Đà Nẵng.

5.2. Hàm ý chính sách

Dựa vào kết quả nghiên cứu, tác giả gợi ý một số đề xuất đến các bên có liên quan để gia tăng ý định du học của sinh viên sau khi tốt nghiệp các trường đại học tại thành phố Đà Nẵng cũng như sinh viên toàn quốc.

Quy chuẩn chủ quan.

Gia đình chú ý đặc biệt đến vấn đề học tập của con cái, bảo vệ con cái tránh các vấn đề tiêu cực của xã hội. Gia đình nên chú trọng đến sự lựa chọn nghề nghiệp của con em và quan tâm con sẽ làm cái gì. Cha mẹ nên khuyến khích và phát huy tinh thần học tập của con mình vì ý định du học của họ phát triển rất nhanh cùng với quá trình động viên từ các thành viên trong gia đình. Ngoài ra, cha mẹ nên thay đổi quan điểm nghề nghiệp rằng có bằng đại học để tìm kiếm một công việc mà nên khuyến khích con cái học tập trong môi trường mới lạ để phát huy hết các khả năng tìm ẩn khi sống trong môi trường xa lạ. Cha mẹ và người thân có vai trò quan trọng trước hết là không nên ngăn cản con em mình du học mà nên hỗ trợ, cổ vũ động viên vì sự hậu thuẫn từ người thân đóng vai trò rất quan trọng trong sự thành công của người trẻ sau này.

Thái độ

Chính phủ và các trường đại học nên truyền tải nhiều hơn về ảnh hưởng của du học nước ngoài bằng các thông điệp, giá trị của nó, các nguồn tài trợ và giá trị về kinh nghiệm khi đi du học của các sinh viên. Tiếp cận và truyền tải những nỗ lực của sinh viên trong việc du học thông qua các cố vấn, du học sinh, các giảng viên ở các trường đại học. Đặc biệt nên nhấn mạnh kết quả thực tế học tập của các du học sinh và đặc biệt là những kinh nghiệm cá nhân đối với từng sinh viên.

Các trường đại học nên tạo lập và duy trì một chương trình dữ liệu về các thông tin, các khóa học nước ngoài để có thể hỗ trợ sinh viên trong việc khắc phục một số những trở ngại ban đầu và khuyến khích sinh viên rằng mọi người đều có thể có khả năng đi du học. Ngoài ra các trường đại học nên tích hợp nghiên cứu ở nước ngoài vào chương trình giảng dạy đại học dành cho sinh viên trong tất cả các lĩnh vực nghiên cứu, các sinh viên và hoạch định chính sách trong lĩnh vực này cần phải tăng các nỗ lực cấp quốc gia ở tất cả các tổ chức để sinh viên từ tất cả các ngành có thể đi du học với kinh nghiệm được đúc kết trong quá trình học đại học của họ. Bên cạnh đó nên cũng cấp các tài liệu về tỷ lệ tốt nghiệp đại học của các du học sinh là cựu sinh viên của trường.

Sinh viên nên thường xuyên tham gia các hội thảo, hội nghị mời của các du học sinh thành công với tư cách diễn giả về du học. Bằng cách như vậy, sinh viên có thể dễ dàng được thúc đẩy vì có thể tương tác với du học sinh thành công và hướng dẫn sinh viên về cách bắt đầu kế

hoạch du học đầu tiên của mình, sinh viên có thể nắm bắt được các thông tin về tuyển sinh và ngành học của các trường đại học và cao đẳng ở nước ngoài, từ đó giúp sinh viên xem xét các cơ hội. Cần chủ động tích cực phát huy khả năng, sở trường của bản thân. Biết nắm bắt cơ hội, phát huy tinh thần du học, biết cố gắng theo đuổi ước mơ để đạt mục tiêu cho bản thân, gia đình và xã hội. Những sinh viên cùng chung ý tưởng và mục đích du học nên liên kết với nhau để giải quyết các vấn đề khó khăn của giai đoạn đầu du học.

Tài chính

Chi phí du học nước ngoài hoặc các chi phí là một rào cản đáng kể đối với việc du học nước ngoài của sinh viên. Do đó, các trường đại học nên cung cấp cho sinh viên các thông tin về tài chính của du học từ rất sớm trong quá trình học đại học của họ. Các thông tin nên được truyền tải trong quá trình giảng dạy để sinh viên có cách tiếp cận và cách giải quyết khác nhau. Họ cần được cung cấp thông tin về việc làm thế nào để nghiên cứu tất cả các chi phí khi học tập tại nước ngoài, chiến lược làm việc để tạo ra ngân sách cũng như làm thế nào để kiếm được học bổng. Đặc biệt, quan trọng nhất sinh viên cần được cung cấp cách để thuyết phục cha mẹ về nguồn lực ngân sách khi họ quyết định du học tại nước ngoài. Nếu sinh viên có thể thảo luận về giá trị của việc du học, nó có thể giúp sinh viên thuyết phục cha mẹ của họ để hỗ trợ kế hoạch của họ.

Sinh viên cũng cần biết rằng chi phí du học phụ thuộc vào nhiều yếu tố bao gồm loại chương trình học, địa điểm, thời gian lưu trú và giá trị đồng đô la so với ngoại tệ.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Phan Anh Tú, 2016. Nghiên Cứu Các Nhân Tố Ảnh Hưởng Đến Ý Định Du Học Sau Khi Tốt Nghiệp Của Sinh Viên Khoa Kinh Tế Trường Đại Học Cần Thơ. Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ. Phần D: Khoa học Chính trị, Kinh tế và Pháp luật: 46 (2016): 122-129
- [2] Ajzen, 1991. The theory of planned behavior [pdf]. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, Vol. 50, Issue 2, December 1991, pp. 179 – 211.
- [3] Altbach, Philip G., Liz Reisberg, and Laura E. Rumbley, 2009. Trends in Global Higher Education: Tracking an Academic Revolution. Paper in UNESCO 2009 World Conference on Higher Education, Paris.
- [4] Bodycott, 2009. Choosing a higher education study abroad destination: What mainland Chinese parents and students rate as important. *Journal of Research in International Education*, Vol. 8, No. 3, pp. 349-373.
- [5] Beekhoven, S., De Jong, U., & Van Hout, H. (2002). Explaining academic progress via combining concepts of integration theory and rational choice theory. *Research in Higher Education*, 43(5), 577-600.
- [6] Brown, L. M. (2002, May 23). Going global: traditionally, the percentage of African American students who studied abroad has been low; however, university officials are looking into ways to increase those numbers. *Black Issues in Higher Education*. Retrieved May 2, 2006 from http://findarticles.com/cf_0?m=DXXK/6_19/87015151/p1/article.jhtml.
- [7] Burkart, B., Hexter, H., & Thompson, D. (2001). Why TRIO students need to study abroad! *Opportunity Outlook Journal Reprint*, 34-38.
- [8] Craig, S. (1998). Top 10 reasons for African American students to go abroad. *Transitions Abroad*, 10(1), 89-91.
- [9] Douglas W. Naffziger, Jennifer P. B., and Carolyn B. Mueller, 2008. Factors influencing study abroad decisions among college of Business students [pdf]. *International Business: Research, Teaching and Practice*, Vol. 2, Issue 1, pp. 39 – 52

NGHIÊN CỨU CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN SỰ LỰA CHỌN CÁC CỬA HÀNG NHƯỢNG QUYỀN THƯƠNG MẠI TRONG LĨNH VỰC ĂN UỐNG CỦA NGƯỜI TIÊU DÙNG TẠI THỊ TRƯỜNG ĐÀ NẴNG

SV: Văn Thị Hoàng Long, Nguyễn Xuân Hồng Hạnh
Trường Đại học Kinh tế Đà Nẵng
GVHD: TS. Phạm Quang Tín

TÓM TẮT

Trong bối cảnh nền kinh tế Việt Nam ngày càng có nhiều các cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống. Sự cạnh tranh ngày càng khốc liệt, yêu cầu nhà quản lý cần phải hiểu được hành vi, nhu cầu và tâm lý của khách hàng. Bài viết này sử dụng các công cụ định lượng để nghiên cứu tác động của các nhân tố ảnh hưởng đến quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống của người tiêu dùng tại thị trường Đà Nẵng nói riêng và sinh viên Việt Nam nói chung.

Từ khóa: *Nhượng quyền thương mại, Quyết định lựa chọn, hành vi người mua, EKB*

Abstract: *In the context of Vietnam's economy more and more franchise stores in the field of food. The competition is increasingly fierce, requiring managers to understand the behavior, needs and psychology of customers. This article uses quantitative tools to study the impact of factors influencing the decision to choose franchise stores in the consumer food sector in the Da Nang market in particular and Vietnamese market in general.*

Key words: *franchise, Decision to choose, buyer behavior, EKB.*

1. Tính cấp thiết của đề tài

Ngày nay, sự phát triển nhanh của kinh tế cùng với sự bùng nổ của khoa học kỹ thuật đã cải thiện đáng kể đời sống của con người. Không chỉ đời sống vật chất mà đời sống tinh thần cũng được nâng lên. Nếu như trước đây, ăn uống được xem như là một nhu cầu thiết yếu liên quan đến vấn đề sinh tồn thì giờ đây nhu cầu ăn uống đã trở thành một nhu cầu với nhiều đòi hỏi hơn từ phía khách hàng đến các cơ sở ăn uống. Khi bước vào nền kinh tế hội nhập Việt Nam đã có những thay đổi đáng kể về kinh tế, văn hoá, xã hội và đời sống con người, đặc biệt là trong ngành công nghiệp thực phẩm được phát triển mạnh mẽ dưới hình thức các hình thức đầu tư trong nước và quốc tế (Wang L. L. 2014). Ngành công nghiệp ăn uống đã tập trung đầy đủ các điều kiện đánh giá về tính hấp dẫn của nó bởi vì nó được biết đến với như là một nhu cầu căn bản của con người (Wang L. L. 2014). Do không bị ảnh hưởng bởi sự tăng trưởng hoặc suy giảm của nền kinh tế nội bộ, vẫn có một số thương hiệu nước ngoài nhượng quyền thương mại tiếp cận trong ngành công nghiệp thực phẩm, ví dụ McDonalds đến Việt Nam vào tháng trước năm 2013 (Wang, 2014). Bên cạnh đó, các đại lý nhượng quyền khác như Burger King, Pizza Hut, Bà Alec Annes Pretzel, Subway và Baskin Robbin liên tục mở rộng mạng lưới phạm vi của họ tại trung tâm hoặc trung tâm công cộng của các thành phố lớn ở Việt Nam như Hà Nội, TP Hồ Chí Minh, Nha Trang, Hải Phòng, Đà Nẵng,... trích (Euromonitor International 2014).

Từ khi bước vào nền kinh tế hội nhập với thế giới Việt Nam chúng ta đã có những thành quả đáng ghi nhận về kinh tế - văn hóa – xã hội, với những thành quả đó, chúng ta càng ngày càng khẳng định vị thế của Việt Nam trên thế giới. Qua quá trình hội nhập và phát triển, chúng ta có những du nhập văn hóa – kinh tế,... trong đó có thể nhắc đến loại hình “nhượng quyền thương mại” được khởi đầu từ nửa cuối những năm 90 của thế kỷ trước. Hoạt động nhượng quyền thương mại tại Việt Nam đã phát triển mạnh trong thời gian qua, đặc biệt là từ khi Luật Thương mại sửa đổi có hiệu lực làm cho hệ thống kinh doanh có nhiều khởi sắc với nhiều loại hình kinh doanh đa dạng. Ngoài các đơn vị trong nước thực hiện nhượng quyền thương mại còn có các công ty, doanh nghiệp ngoài nước. Cụ thể là Lotteria (Hàn Quốc), Starbucks (Mỹ), Jollibee (Philippines),... Ở Việt Nam, một số doanh nghiệp cũng đã bước đầu thành công đối với mô hình này, như Công ty cổ phần Kinh Đô, Tập đoàn Nam An (Phở 24h),... Tuy vậy, mô hình này vẫn còn khá mới mẻ đối với các doanh nghiệp Việt Nam. Tìm

ra những nhân tố ảnh hưởng đến sự thành công của hoạt động nhượng quyền thương mại ở Việt Nam là một việc có ý nghĩa vô cùng quan trọng, thông qua đó, đề xuất các giải pháp nhằm phát triển và nâng cao hơn nữa mô hình nhượng quyền thương mại ở các doanh nghiệp.

Trong xu thế hội nhập và hợp tác phát triển kinh tế giữa các nước trên thế giới quan hệ kinh tế trong nhiều lĩnh vực được thiết lập và phát triển mạnh mẽ. Đặc biệt là sau khi Việt Nam gia nhập WTO và mở cửa thị trường bán lẻ đã tạo điều kiện cho các công ty, tập đoàn kinh tế của nước ngoài “tấn công” vào thị trường Việt Nam. Đây là bước tiến thể hiện sự hội nhập kinh tế, nhưng đồng thời cũng là một thách thức trong việc cạnh tranh để tồn tại và phát triển của các doanh nghiệp trong nước. Một lĩnh vực mới mẻ nhưng đầy tiềm năng phát triển đã xuất hiện tạo Việt Nam đang ngày càng phát triển đó là hình thức kinh doanh nhượng quyền thương mại.

Ngày nay, mô hình nhượng quyền thương mại đã mở rộng hoạt động trên thế giới với rất nhiều ngành nghề, lĩnh vực khác nhau, thu hút hàng chục triệu lao động làm việc trong hệ thống. Hoạt động kinh doanh nhượng quyền trên toàn thế giới đang ngày càng trở nên sôi động, đóng góp một cách đáng kể vào thu nhập của mỗi quốc gia, đặc biệt, trong bối cảnh khủng hoảng như hiện nay, hình thức này vẫn phát huy các tác dụng cho các nền kinh tế quả thật là rất có ý nghĩa. Trong những ngành kinh doanh phổ biến nhất bằng hình thức nhượng quyền thương mại thì lĩnh vực ăn uống, giải khát chiếm một tỷ trọng lớn vượt trội so với những lĩnh vực khác về doanh số, lợi nhuận và lực lượng lao động. Theo www.entrepreneur.com năm 2012, tại Hoa Kỳ có 6/10 thương hiệu mạnh nhất thuộc về lĩnh vực ăn uống – giải khát và có 4/10 thương hiệu cũng thuộc lĩnh vực này mạnh nhất trên toàn cầu. Tại Việt Nam, theo Bộ Công thương, đến nay có khoảng 90 thương vụ về nhượng quyền thương mại, trong khi các nước như Singapore, Indonesia,... trung bình trên 400 thương vụ, còn Philippines lên tới 1.200. Việt Nam có khoảng 200 hệ thống nhượng quyền thương mại (Nhượng quyền thương mại) đang hoạt động, trong đó phần lớn là các thương hiệu nước ngoài hoạt động trong lĩnh vực ăn uống – giải khát như KFC, Lotteria, Pizza Hut,... Một số doanh nghiệp Việt Nam cũng đã áp dụng hình thức này và bước đầu gây được tiếng vang như: Cà phê Trung Nguyên, Phở 24,... Tại Đà Nẵng hiện nay, một số thương hiệu nhượng quyền cũng gây được tiếng vang lớn và thu hút được một lượng lớn khách hàng như hệ thống trà sữa Gong Cha, chuỗi cửa hàng thức ăn nhanh Lotteria, chuỗi cửa hàng cà phê The Coffee House,... những thương hiệu này thật sự đã và đang mang lại một luồng gió mới cho sự phát triển của các cửa hàng nhượng quyền thương mại tại Đà Nẵng. Những cửa hàng nhượng quyền này không chỉ tạo ra một môi trường cạnh tranh hoàn toàn mới mẻ và sôi động cho các doanh nghiệp trong nước tại Đà Nẵng mà còn tạo ra một môi trường phong cách tiêu thụ mới cho khách hàng tại Đà Nẵng. Các cửa hàng nhượng quyền thương mại tại Đà Nẵng hiện nay, đã và đang vẽ nên một bức tranh về một môi trường đầy tiềm năng cho các nhà nhượng quyền trong việc khai phá mảnh đất màu mỡ và đầy tiềm năng này.

2. Đề xuất mô hình nghiên cứu và hệ thống giả thuyết

2.1. Cơ sở lý thuyết

Nghiên cứu về hành vi người tiêu dùng có nhiều cách tiếp cận khác nhau. Các nhà kinh tế học dựa trên giả định của con người duy lý để phân tích hành vi sử dụng bằng các phân tích cận biên. Các nhà marketing xem xét hành vi người tiêu dùng ở các khía cạnh có tính chất tâm lý, xã hội nhiều hơn. Bài viết xin được tóm lược một số nội dung cơ bản trong nghiên cứu hành vi theo cả cách tiếp cận của kinh tế học và marketing

Hành vi người tiêu dùng trong kinh tế học

Các nhà kinh tế học thường giả định con người là con người duy lý. Con người duy lý là người hành động một cách tốt nhất những gì họ có thể đạt được mục tiêu (Mankiw, 2014). Trong đó các nhà sử dụng thuật ngữ thay đổi cận biên để chỉ những điều chỉnh nhỏ so với kế hoạch hành động hiện tại. Những người duy lý là những người thường đưa ra quyết định bằng cách so sánh lợi ích cận biên và chi phí cận biên.

Ra quyết định cận biên giúp giải thích được nhiều hiện tượng kinh tế khó hiểu trong thực tế như nghịch lý kim cương – nước lã. Một người quyết định hợp lý thực hiện hành động khi và chỉ khi lợi ích cận biên vượt quá chi phí cận biên.

Trong mỗi tương quan khi sử dụng nhiều hàng hóa khác nhau, các nhà kinh tế xây dựng hàm tổng lợi ích (U) dựa trên giả định người tiêu dùng xếp hạng được mức độ hữu ích các hàng hóa với giá của chúng. Với giả định con người bị giới hạn bởi nguồn lực sở hữu (ngân sách) sẽ phản ứng lựa chọn mức tiêu dùng để đạt được mức thỏa mãn lớn nhất ở điểm tỷ số lợi ích cận biên với giá các hàng hóa phải bằng nhau ($MU_x/p_x = MU_y/p_y$).

Ngoài ra các nhà kinh tế còn xem xét các vấn đề về tập hợp các hàng hóa cho cùng một mức lợi ích (đường bàng quan), vấn đề về ngân sách, sự thay đổi của thu nhập, giá, đặc tính hàng hóa có tính chất kinh tế (hàng hóa bổ sung, hàng hóa thay thế, hàng hóa thứ cấp, hàng hóa xa xỉ).

Nhìn chung cách tiếp cận phân tích cận biên của kinh tế học giúp giải thích nhiều hiện tượng kinh tế, các quy luật kinh tế về hành vi người tiêu dùng có tính chất nguyên lý. Tuy nhiên, trong thực tế rất khó để xác định hay kiểm chứng về các giả định của các nhà kinh tế. Ví dụ như xác định hàm lợi ích của người tiêu dùng, giả định về thông tin thị trường hoàn hảo hay hàng hóa giống nhau và cả tính duy lý của các cá nhân. Do đó, các nhà nghiên cứu marketing xem xét vấn đề hành vi người tiêu dùng ở các khía cạnh có tính chất tâm lý, xã hội đặt trong nhiều bối cảnh tương tác giữa người mua, người bán, thông tin thị trường, đặc tính sản phẩm, khách hàng có tính thực tế hơn. Các nhà nghiên cứu cũng phát triển nhiều mô hình nghiên cứu khác nhau để dự đoán hành vi người tiêu dùng.

Mô hình EKB

Mô hình EKB được đề xuất bởi Engel, Kollat và Blackwell vào năm 1973. Mô hình biểu diễn hành vi mua của người tiêu dùng mà các nhà tiếp thị và quản lý có thể sử dụng để giúp trong việc hướng dẫn pha trộn các sản phẩm, giữa chiến lược truyền thông và bán hàng (Blackwell et al., 2006). Theo đó, mô hình chỉ ra rằng hành vi người tiêu dùng là một quá trình liên tục bao gồm việc nhận ra nhu cầu, thu thập thông tin, xem xét các lựa chọn, quyết định mua và đánh giá sau khi mua.

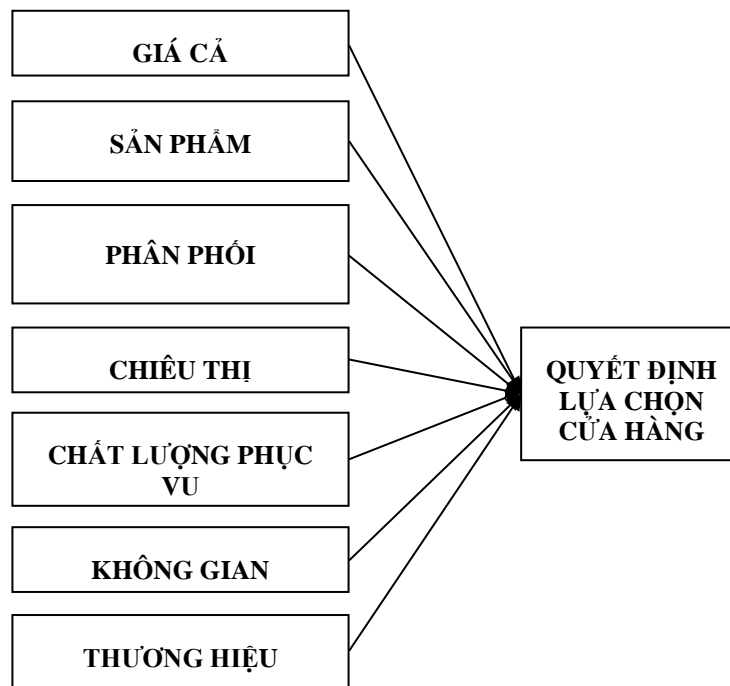
Lý thuyết hành vi người tiêu dùng trong marketing

Trong marketing, có nhiều cách lý giải hay mô hình mô tả hành vi mua của người tiêu dùng. Hành vi của người tiêu dùng được xem là những phản ứng đáp lại của khách hàng trước các kích thích marketing và các tác nhân kích thích khác (Kotler, 2007).

Trong đó, các tác nhân kích thích marketing và các tác nhân khác tác động tới hộp đen ý thức qua các yếu tố về hàng hóa, giá cả, phân phối, khuyến mãi hay các yếu tố về văn hóa, chính trị, môi trường kinh tế và công nghệ. Các tác nhân này tác động tới người mua và quá trình quyết định mua phụ thuộc vào đặc tính của người mua. Những kích thích đủ lớn sẽ làm người mua phản ứng lại thông qua quá trình mua bao gồm việc lựa chọn hàng hóa, nhãn hiệu, nhà kinh doanh hay khối lượng mua.

Theo Phillip Kotler (1999), hành vi mua hàng của người tiêu dùng thường chịu ảnh hưởng của các nhóm nhân tố bên ngoài (yếu tố văn hóa, yếu tố mang tính chất xã hội) và các nhóm nhân tố nội tại (yếu tố mang tính chất cá nhân và yếu tố mang tính chất tâm lý). Ngoài ra, cũng theo Philip Kotler song song với các nhân tố đặc điểm của người tiêu dùng thì các thành phần marketing 4P bao gồm: Sản phẩm, giá cả, phân phối, xúc tiến cũng là những nhân tố quan trọng ảnh hưởng đến quyết định mua của người tiêu dùng.

2.2. Mô hình nghiên cứu đề xuất



Hình 1. Mô hình nghiên cứu đề xuất (04)

Dựa trên cơ sở lý thuyết về các nhân tố ảnh hưởng đến quyết định mua của Philip Kotler cùng với các mô hình nghiên cứu thực nghiệm trước của Chitraporn Yokvad và cộng sự (2011); Nazrul Islam et al, (2010); Chow Keng Yong (2013); Olabanji. A. Oni et al., (2014); Nguyễn Thị Hồng Như (2014); Ahsan Azim et al., (2014); Elif Akagun Ergin và cộng sự (2014); Azila binti Jaini et al., (2015); Yong Azrina Ali Akbar et al., (2012); P.Deivanai et al., (2016) mô hình nghiên cứu được đề xuất theo mô hình như sau:

Trong mô hình nghiên cứu đề xuất 8 nhân tố: Giá cả; Sản phẩm; Phân Phối; Chiêu thị; Chất lượng phục vụ; Không gian và Thương hiệu tác động trực tiếp đến quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống.

Giá cả

Giá cả là một yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến hành vi lựa chọn của người tiêu dùng do sự ảnh hưởng của việc tăng giá liên quan đến chất lượng (F. Huber et al., 2001). Giá cả không chỉ được coi là một biến thể đa chiều cho giá trị tính bằng tiền tệ, giá trị mà người tiêu dùng phải bỏ ra mà còn là giá trị mà họ thật sự mong muốn có (Zeithaml, 1998). Định giá một sản phẩm không phải là một việc dễ dàng thực hiện được bởi vì giá của một sản phẩm được thiết lập dựa trên các giá trị cốt lõi của các sản phẩm có sẵn và sau đó được cân nhắc như là một yếu tố quan trọng quyết định đến quyết định mua của người tiêu dùng, bởi vì hầu hết người tiêu dùng sẽ ước lượng giá trị của sản phẩm cũng như quyết định lựa chọn chi trả cho một sản phẩm nào đó thông qua giá (Khan, 2011).

Sản phẩm

Sản phẩm trong lĩnh vực kinh doanh ăn uống là tất cả mọi hàng hóa và dịch vụ có thể cung cấp nhằm đáp ứng những nhu cầu ăn uống và giải trí của khách hàng. Sản phẩm bao gồm: sản phẩm là hàng hóa và sản phẩm dịch vụ. Sản phẩm là hàng hóa là những sản phẩm hữu hình (có hình dạng cụ thể) mà cửa hàng kinh doanh trong lĩnh vực ăn uống nói chung và cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống nói riêng cung cấp như: thức ăn, đồ uống do cửa hàng chế biến hoặc đã được chế biến sẵn được bán trong cửa hàng. Khi khách hàng sử dụng sản phẩm của cửa hàng phải thỏa mãn nhu cầu ăn uống cũng như nhu cầu về thẩm mỹ, tính cao cấp. Đây là loại sản phẩm mà sau khi trao đổi thì quyền sở hữu thuộc về người trả tiền. Sản phẩm dịch vụ (sản phẩm dưới dạng phi vật chất hay vô hình) là những giá trị về vật chất hoặc tinh thần, hay cũng có thể là một sự trải nghiệm, một cảm giác về sự hài lòng hay không hài lòng, mà khách hàng đồng ý bỏ tiền ra để đổi lấy chúng.

Phân phối

Nếu một cửa hàng ăn uống được xem xét như là một cửa hàng bán lẻ thì có thể khẳng định được phân phối là yếu tố quan trọng nhất (Anderson et al., 1997). Theo nghiên cứu của Kivela

et al., (1997), tầm quan trọng của vị trí có mối liên hệ chặt chẽ đối với các cửa hàng ăn uống. Quan điểm về sự tiện lợi trong vị trí cửa hàng có nhiều ý kiến trái chiều nhau, điều này phụ thuộc vào ngữ cảnh nghiên cứu của các nghiên cứu thực nghiệm trước đây. Keyt et al., (1994) đã tiến hành một nghiên cứu tại một nhà hàng tại Mỹ, các thực khách đã đánh giá cửa hàng về “sự tiện lợi trong vị trí” và kết quả đánh giá cho thấy đây là một nhân tố ít có tính quan trọng. Tương tự, trong một đánh giá các yếu tố ảnh hưởng đến lòng trung thành của khách hàng, nghiên cứu của Haghghi et al., (2012) cho thấy rằng không có sự tác động của yếu tố “sự tiện lợi trong vị trí” đến lòng trung thành của khách hàng. Tuy nhiên, nghiên cứu của Yüksel (2003) cũng đã chỉ ra rằng, đối với một bộ phận khách du lịch, yếu tố sự tiện lợi trong vị trí đóng vai trò là một nhân tố quan trọng. Đối với những nhà quản lý, vị trí là một trong những yếu tố được xem xét đối với các lựa chọn thay thế khi tìm một cửa hàng. Về mặt này, Tzeng et al., (2002) đã đánh giá quá trình định vị cửa hàng ăn uống theo quan điểm của người tiêu dùng và nhà quản lý. Đối với người tiêu dùng, họ chỉ ra rằng, sự tiện lợi nằm ở hệ thống giao thông cũng như khả năng đậu đỗ xe. Vị trí cũng là một thuộc tính khách quan được sử dụng trong các kiến nghị cần nhận thức đối với cửa hàng ăn uống.

Chiêu thị

Các hoạt động tiếp thị, quảng bá đóng một vai trò quan trọng trong hoạt động kinh doanh cửa hàng ăn uống, đặc biệt là đối với các cửa hàng nhượng quyền thương mại. Các hoạt động chiêu thị bao gồm: các hoạt động quảng bá sản phẩm thương hiệu trên các kênh và phương tiện khác nhau, các hoạt động khuyến mãi nhằm thu hút khách hàng v.v... Các hoạt động chiêu thị nhằm mục đích là truyền tải thông tin về thương hiệu, cửa hàng hay sản phẩm, ... đến với người tiêu dùng. Bởi vì nhận biết thương hiệu có tầm quan trọng đối với hành vi quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống của khách hàng mà do đó, chiêu thị đóng một vai trò quan trọng không kém. Chiêu thị được xem xét đến như là yếu tố ảnh hưởng đến quyết định lựa chọn cửa hàng ăn uống, đặc biệt là đối với các cửa hàng nhượng quyền thương mại. Tuy nhiên, trong một thị trường có tính cạnh tranh cao, người tiêu dùng thương phải chịu sự tấn công dồn dập của nhiều hình thức chiêu thị khác nhau từ quảng cáo, khuyến mãi, bán hàng cá nhân, PR đến các hoạt động tài trợ thì chiêu thị còn phải có chức năng thuyết phục, thúc đẩy khách hàng quan tâm và có thái độ tích cực đến cửa hàng để khách hàng sẽ có thiện chí hơn khi so sánh cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống này với các cửa hàng ăn uống khác.

Chất lượng phục vụ

Chất lượng là một phạm trù trừu tượng, nó mang tính định tính và khó định lượng, có thể tiếp cận theo nhiều cách khác nhau như tiếp cận dựa trên sản phẩm, trên góc độ sản xuất, trên góc độ người tiêu dùng hay xem xét chất lượng theo quan điểm giá trị. Trên quan điểm của người tiêu dùng, người ta coi chất lượng phục vụ là kết quả của một quá trình đánh giá, tích lũy của khách hàng dựa trên sự so sánh giữa chất lượng mong đợi hay dự đoán và mức độ chất lượng khách hàng đã được chấp nhận.

Không gian

Quyết định lựa chọn cửa hàng của người tiêu dùng bị ảnh hưởng bởi không gian của cửa hàng. Không gian của cửa hàng bao gồm cách trang trí, âm nhạc, sự vệ sinh, là những yếu tố chính để tạo và xây dựng hình ảnh tốt ở cái nhìn đầu tiên và ấn tượng khó phai trong tâm trí khách hàng (Lim, 2010). Một vài bài nghiên cứu thực nghiệm trước đây đã chỉ ra rằng “một nhận thức tích cực về không gian có thể tạo ra những cảm xúc tích cực hơn, điều đó dẫn đến một niềm tin tích cực về cửa hàng và các sản phẩm hay dịch vụ của cửa hàng đó” (Jang, 2010). Không gian có tác động đáng kể đến nhận thức về chất lượng phục vụ của cửa hàng từ người tiêu dùng bởi vì yếu tố không gian chính là một phần của quá trình tiêu thụ (Wall và Berry, 2007).

Thương hiệu

Những nghiên cứu gần đây cho thấy, khi quyết định lựa chọn mua sản phẩm, mong muốn của khách hàng thường có hai phần: Nhu cầu về chức năng của sản phẩm và nhu cầu về tâm lý của sản phẩm. Vì sản phẩm chỉ cung cấp cho người tiêu dùng lợi ích chức năng, trong khi

thương hiệu cung cấp cho người tiêu dùng vừa lợi ích chức năng vừa lợi ích tâm lý nên khách hàng dần dần chuyển từ việc mua sản phẩm sang mua sản phẩm thông qua thương hiệu (Nguyễn & ctg, 2002).

2.3. Hệ thống giả thuyết nghiên cứu

Để kiểm chứng tác động của các nhân tố trong mô hình (04) hệ thống giả thuyết nghiên cứu được xây dựng tương ứng với sự tác động của từng nhân tố trong mô hình đến Quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống.

H1: Giá cả có tác động thuận chiều tới quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống của người tiêu dùng.

H2: Sản phẩm có tác động thuận chiều tới quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống của người tiêu dùng.

H3: Phân phối có tác động thuận chiều tới quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống của người tiêu dùng.

H4: Chiêu thị có tác động thuận chiều tới quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống của người tiêu dùng.

H5: Chất lượng phục vụ có tác động thuận chiều tới quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống của người tiêu dùng.

H6: Không gian có tác động thuận chiều tới quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống của người tiêu dùng.

H7: Thương hiệu có tác động thuận chiều tới quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống của người tiêu dùng.

Tất cả các nhân tố đều tác động thuận chiều đến quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống của người tiêu dùng.

3. Phương pháp phân tích và nguồn dữ liệu

3.1. Phương pháp phân tích

Ngoài các chỉ tiêu thống kê mô tả, bài viết sử dụng chủ yếu các kỹ thuật thống kê:

Kiểm định độ tin cậy bằng hệ số Cronbach's Anpha: là một kỹ thuật nhằm kiểm định tính đại diện của một tập câu hỏi cho một nhân tố muốn đo lường. Một tập biến có độ chọn thang đo khi có độ tin cậy Anpha từ 0,6 trở lên, tốt nhất là 0,7 (Trọng 2008) và biến quan sát có hệ số tương quan biến tổng từ 0,3 trở lên.

Phân tích nhân tố khám phá (EFA): một kỹ thuật nhằm xác định số nhân tố trong một tập hợp các câu hỏi đại diện cho các nhân tố muốn tìm kiếm và đo lường. Nghiên cứu sử dụng phép trích Principal Axis Factoring với phép quay Promimax. Tổng phương sai trích $\geq 50\%$ và hệ số KMO $\geq 0,5$, Kiểm định Bartlett có ý nghĩa thống kê (Sig $< 0,05$) (Gerbing & Anderson 1988); hệ số tải nhân tố của biến quan sát $\geq 0,5$ (Hair & cộng sự, 1998).

Kiểm định sự tương quan giữa các nhân tố: nhằm kiểm tra sự tương quan và đo mức độ kết hợp tuyến tính giữa các nhân tố độc lập với nhân tố phụ thuộc. Từ đó chúng ta sẽ chọn những nhân tố độc lập thực sự có tương quan với nhân tố phụ thuộc và đưa những nhân tố đó vào hồi quy. Thông qua các chỉ tiêu hệ số tương quan r, hệ số phóng đại VIF. Nếu một mô hình nhận được giá trị $r > 0$ thì các nhân tố có mối liên hệ tương quan tuyến tính thuận.

Phân tích mô hình hồi qui: được dùng để kiểm định mô hình hồi quy và các hệ số hồi quy. Dựa vào mô hình hồi quy, ta có thể dự đoán được giá trị của nhân tố phụ thuộc dựa vào giá trị của các nhân tố độc lập. Dựa vào mức xác suất R^2 hiệu chỉnh để xác định các mức độ sự biến thiên của nhân tố phụ thuộc được giải thích bởi nhân tố độc lập. Thêm vào đó, qua giá trị của Sig (P-value) của bảng ANOVA dùng để đánh giá sự phù hợp (tồn tại) của mô hình. Giá trị Sig nhỏ (thường $< 5\%$) thì mô hình tồn tại. Giá trị Sig trong bảng Coefficients cho biết các tham số hồi qui có ý nghĩa hay không (với độ tin cậy 95% thì Sig $< 5\%$ có ý nghĩa).

3.2. Nguồn dữ liệu

Dữ liệu sơ cấp

Thông qua việc khảo sát trực tuyến, người tiêu dùng tại thành phố Đà Nẵng đã trả lời các câu hỏi trong bảng hỏi được đưa ra, từ đó, chúng tôi đã có được các dữ liệu chính. Chúng tôi chọn thực hiện khảo sát trực tuyến vì đây là phương thức tiếp cận nhanh với chi phí thấp.

Dữ liệu thứ cấp

Những dữ liệu thứ cấp trong bài nghiên cứu được chúng tôi xem như là các chứng minh hỗ trợ cho các lập luận đã được đưa ra. Tất cả những dữ liệu thứ cấp cần thiết đều đã được chúng tôi trình bày ở Chương 1. Những dữ liệu thứ cấp được thu thập từ các bài báo và tạp chí trực tuyến có liên quan, bên cạnh đó là các dữ liệu được lấy từ các bài viết nghiên cứu khác nhau.

Quá trình thu thập dữ liệu đã thu được 358 phiếu trả lời hợp lệ, trong đó có 259 phiếu trả lời trực tiếp bằng bản cứng và 99 phiếu trả lời trực tuyến (online qua Google docs). Sau khi kiểm tra, nhóm nghiên cứu đã loại ra 51 bản trả lời không hợp lệ, bao gồm các bản bị thiếu nhiều dữ liệu và các bản mà sinh viên tham gia khảo sát đã trả lời không suy nghĩ hoặc cố tình không hợp tác. Cuối cùng có 307 phiếu trả lời hợp lệ được đưa vào phân tích dữ liệu.

Một số nhà nghiên cứu cho rằng, nếu sử dụng phương pháp ước lượng ML (Maximum Likelihood) thì kích thước mẫu tối thiểu phải từ 100 đến 150 (Hair và ctg, 1998). Nghiên cứu khác lại cho rằng kích thước mẫu tối thiểu là 200 (Hoelter, 1983). Theo Nguyễn Đình Thọ và Nguyễn Thị Mai Trang (2010) thì kích thước mẫu ít nhất phải bằng 4 hay 5 lần số câu hỏi để kết quả điều tra có ý nghĩa. Sau khi nghiên cứu định tính, bảng câu hỏi chính thức của nghiên cứu này gồm 32 (câu hỏi thành phần). Trên cơ sở đó, thì kích thước mẫu tối thiểu là 160. Trong nghiên cứu này sau khi loại trừ các bảng hỏi không hợp lệ; số sinh viên còn lại là 307 nên đáp ứng về yêu cầu của kích thước mẫu cho nghiên cứu này.

Nội dung của bảng hỏi được xây dựng dựa trên quá trình tổng quan và dịch thuật từ các nghiên cứu của các tác giả: Chitraporn Yokvad và cộng sự (2011); Nazrul Islam et al, (2010); Chow Keng Yong (2013); Olabanji. A. Oni et al, (2014); Nguyễn Thị Hồng Như (2014); Ahsan Azim et al., (2014); Elif Akagun Ergin và cộng sự (2014).

4. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm tác động của nhân tố quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại của người tiêu dùng tại thị trường Đà Nẵng

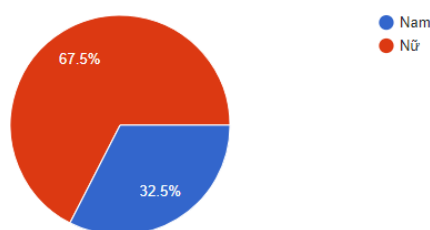
4.1. Phân tích thống kê mô tả

Bảng 2. Mô tả về giá trị trung bình và độ lệch chuẩn của các nhân tố

Thống kê mô tả		
	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn
GC1	3.4039	0.9037
GC2	3.3713	0.9283
GC3	3.7199	0.9109
GC4	3.2932	0.9456
SP1	3.5928	0.8672
SP2	3.3420	0.8345
SP3	3.4039	0.8780
SP4	3.6515	0.9353
PP1	3.4788	0.9158
PP2	3.6189	0.9260
PP3	3.4951	0.8907
PP4	3.4430	0.9930
CT1	3.4365	0.8884
CT2	3.6352	0.8616
CLPV1	3.7622	0.8886
CLPV2	3.7655	0.7778
CLPV3	3.8827	0.8280
CLPV4	3.6743	0.8391

CLPV5	3.8176	0.7917
KG1	3.6547	0.8734
KG2	3.8143	0.8371
KG3	3.8046	0.8090
KG4	4.0391	0.9066
TH1	3.5668	0.8544
TH2	3.5603	0.9032
TH3	3.5603	0.9862
TH4	2.7296	1.1583
TH5	3.4169	0.9158
QĐLC1	3.4756	0.8295
QĐLC2	3.6221	0.8168
QĐLC3	3.5440	0.9005

Bảng 1 mô tả giá trị trung bình của các nhân tố, trong đó giá trị nhỏ nhất là 1, giá trị lớn nhất là 5 (theo thang đo Likert 1. Hoàn toàn không đồng ý 2. Không đồng ý 3. Bình thường 4. Đồng ý 5. Hoàn toàn đồng ý).



Hình 2. Mô tả về giới tính

Về giới tính, nữ chiếm đến 67.5%, Nam chiếm 32.5%

4.2. Kiểm định thang đo

Nghiên cứu này chủ yếu nghiên cứu những vấn đề mang tính định tính và để định lượng thì nhóm nghiên cứu sử dụng thang đo likert bằng một hệ thống câu hỏi đơn hướng để đo lường một nhân tố.

Nhằm đánh giá tập hợp các câu hỏi có đảm bảo tính đại diện hay không thì đề tài sử dụng kỹ thuật kiểm định thang đo (Cronbach's Alpha).

Kết quả phân tích Cronbach's Alpha

Kết quả phân tích độ tin cậy về thương hiệu ban đầu cho thấy hệ số cronbach's alpha là 0.778, đảm bảo độ tin cậy cần thiết. Tuy nhiên nếu loại biến TH4 làm tăng độ tin cậy của thang đo cronbach's alpha là 0.807 (cao hơn trước khi loại biến) và có hệ số tương quan biến tổng dao động từ 0.583-0.705 đều lớn hơn 0.3 nên biến này được loại khỏi nhân tố TH. Nhân tố Chiêu thị có hệ số cronbach's alpha 0.622 nhỏ hơn 0.7 nên ta loại ra khỏi mô hình. Như vậy thang đo đáp ứng độ tin cậy cần thiết.

Bảng 3. Bảng phân tích độ tin cậy lần cuối cho các nhân tố

Biến quan sát	Trung bình thang đo nếu loại biến	Phương sai thang đo nếu loại biến	Tương quan biến-tổng	Cronbach's Alpha nếu loại biến
1. Giá cả : Cronbach's Alpha=0.733				
GC1	10.3844	4.427	.607	.624
GC2	10.4169	4.806	.463	.707

GC3	10.0684	4.907	.450	.714
GC4	10.4951	4.368	.579	.639
2. Sản phẩm: Cronbach's Alpha=0.752				
SP1	10.397	4.587	.473	.734
SP2	10.648	4.497	.537	.700
SP3	10.586	4.335	.544	.696
SP4	10.339	3.865	.640	.639
3. Phân phối: Cronbach's Alpha=0.759				
PP1	10.5570	4.770	.616	.671
PP2	10.4169	4.806	.594	.683
PP3	10.5407	5.328	.475	.745
PP4	10.5928	4.719	.549	.709
5. Chất lượng phục vụ: Cronbach's Alpha=0.869				
CLPV1	15.1401	6.833	.767	.822
CLPV2	15.1368	7.426	.744	.829
CLPV3	15.0195	7.509	.659	.849
CLPV4	15.2280	7.392	.677	.845
CLPV5	15.0847	7.810	.621	.858
6. Không gian: Cronbach's Alpha=0.867				
KG1	11.6580	5.010	.673	.848
KG2	11.4984	4.839	.778	.806
KG3	11.5081	5.009	.757	.816
KG4	11.2736	4.892	.671	.851
7. Thương hiệu: Cronbach's Alpha=0.807				
TH1	10.537	5.400	.598	.770
TH2	10.544	4.876	.705	.718
TH3	10.544	4.968	.583	.780
TH5	10.687	5.124	.613	.762
8. Quyết định lựa chọn cửa hàng: Cronbach's Alpha=0.730				
QĐLC1	7.1661	2.119	.584	.605
QĐLC2	7.0195	2.189	.563	.630
QĐLC3	7.0977	2.075	.513	.694

Tất cả các thang đo đều có độ tin cậy Cronbach's Alpha lớn hơn 0.7, đồng thời tất cả các biến quan sát đều có hệ số tương quan biến tổng lớn hơn 0.3. Như vậy, các thang đo là đáng tin cậy và có 28 biến được giữ lại để đưa vào phân tích nhân tố khám phá nhằm kiểm định giá trị thang đo.

4.3. Phân tích nhân tố khám phá (EFA)

Kết quả phân tích cho các biến độc lập.

Kết quả phân tích nhân tố (EFA) lần 3 còn lại 18 biến quan sát cho thấy các nhân tố đều có hệ số $0 < KMO < 1$, $pvalue < 0.05$, các biến tương quan với nhau và dữ liệu phù hợp để EFA. Tổng phương sai trích nói lên mức độ giải thích sự biến thiên của dữ liệu đều lớn hơn 50%, cho thấy các thang đo đạt yêu cầu.

Bảng 4. Kết quả phân tích nhân tố khám phá lần cuối.

	Nhân tố			
	1	2	3	4
CLPV1	.820			
CLPV3	.753			
CLPV2	.736			
KG4	.687		.340	
CLPV5	.681			
KG1	.668	.353		
TH3		.767		
TH2		.738	.348	
TH5		.728		
TH1		.697	.302	
PP1			.808	
PP2			.703	
PP4			.647	
PP3			.619	
GC1				.793
GC4				.770
SP3				.658
GC3				.587

Kết quả phân tích cho các biến phụ thuộc

Bảng 5. Tóm tắt các nhân tố khám phá EFA

Nhân tố	KMO	Pvalue	Hệ số Eigenvalues	Tổng phương sai trích (%)
Giá cả	0.856	0.000	2.231	55.780
Sản phẩm			2.296	57.410
Phân phối			2.330	58.261
Chất lượng phục vụ			3.288	65.759
Không gian			2.875	71.868
Thương hiệu			2.547	63.663
Quyết định lựa chọn cửa hàng	0.677	0.000	1.954	65.128

Kết quả phân tích EFA cho thấy phương sai trích lũy các nhân tố đều lớn hơn 50%, hệ số tải của các nhân tố, hệ số tải các nhân tố đều lớn hơn 0.5. Hệ số $0 < KMO < 1$ và hệ số Engivalue của các nhân tố đều lớn hơn 1 nên tất cả các nhân tố đều được giữ lại phân tích.

Phân tích nhân tố Quyết định lựa chọn cửa hàng, kết quả 3 biến quan sát của thang đo này được nhóm thành 1 nhân tố, không có biến quan sát bị loại, hệ số KMO là 0.677, phương sai trích là 65.128% . Hệ số tải của 3 biến đều lớn hơn 0.5, hệ số Eigenvalues đạt 1.945.

Điều chỉnh mô hình

Trật tự của các nhân tố trong mô hình (04) theo kết quả phân tích EFA không còn như ban đầu.

Nhân tố 1, bao gồm các biến quan sát CLPV1, CLPV3, CLPV2, KG4, CLPV5, KG1, được đặt tên là nhân tố Chất lượng phục vụ.

Nhân tố 2, bao gồm các biến quan sát, TH3, TH2, TH5, TH1, được đặt tên là nhân tố Thương hiệu.

Nhân tố 3, bao gồm các biến quan sát, PP1, PP2, PP4, PP3, được đặt tên là nhân tố Phân phối.

Nhân tố 4, bao gồm các biến quan sát GC1, GC4, SP3, GC3, được gọi là nhân tố giá cả.

Sau khi phân tích EFA, mô hình (04) ban đầu còn lại 4 nhân tố, Chất lượng phục vụ, Thương hiệu, Phân phối và Giá cả.

4.4. Kết quả kiểm định sự tương quan

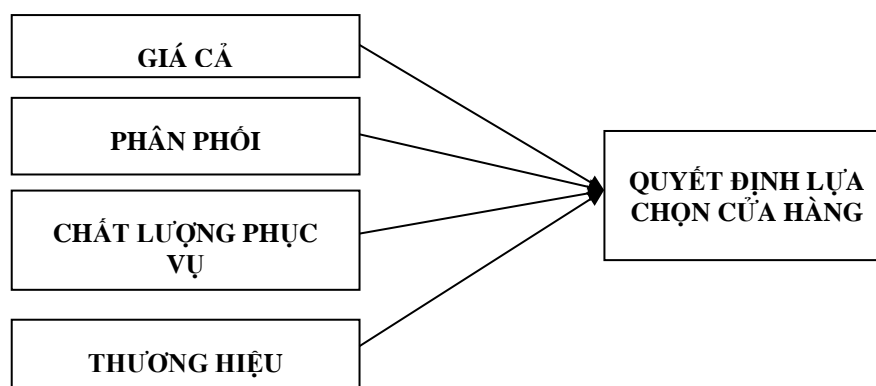
Hệ số tương quan của các biến độc lập với biến phụ thuộc từ 0.414 đến 0.572 (ở mức ý nghĩa sig.<5%), do đó, sơ bộ ta có thể kết luận 4 biến độc lập có thể đưa vào mô hình để giải thích cho biến phụ thuộc Quyết định lựa chọn.

Bảng 6. Bảng kết quả Correlation

Correlations		CLPV	TH	PP	GC	QDLC
CLPV	Pearson Correlation	1	.524**	.518**	.421**	.526**
	Sig. (2-tailed)		.000	.000	.000	.000
	N	307	307	307	307	307
TH	Pearson Correlation	.524**	1	.414**	.453**	.520**
	Sig. (2-tailed)	.000		.000	.000	.000
	N	307	307	307	307	307
PP	Pearson Correlation	.518**	.414**	1	.434**	.572**
	Sig. (2-tailed)	.000	.000		.000	.000
	N	307	307	307	307	307
GC	Pearson Correlation	.421**	.453**	.434**	1	.470**
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000		.000
	N	307	307	307	307	307
QDLC	Pearson Correlation	.526**	.520**	.572**	.470**	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000	.000	
	N	307	307	307	307	307

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Mô hình hiệu chỉnh



Hình 3. Mô hình (05) điều chỉnh các nhân tố tác động đến Quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống của người tiêu dùng tại thị trường Đà Nẵng

4.5. Kiểm định giả thuyết

Bảng 7. Bảng tóm tắt các hệ số hồi qui

	Hệ số chưa chuẩn hóa		Hệ số đã chuẩn hóa	t	Sig.(p_value)	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
(Constant)	.487	.196		2.486	.013		
CLPV	.184	.056	.177	3.281	.001	.604	1.655
TH	.211	.049	.225	4.314	.000	.650	1.538
PP	.309	.050	.321	6.219	.000	.665	1.503
GC	.153	.050	.154	3.079	.002	.707	1.415

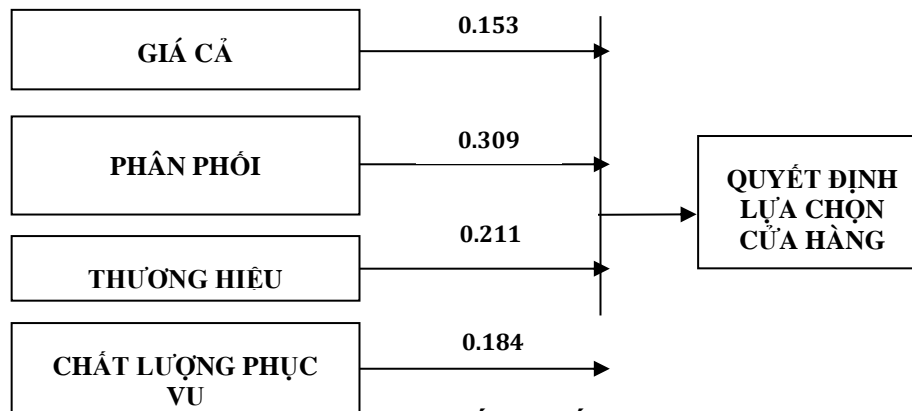
Kết quả hồi qui cho thấy $R^2_{\text{mẫu}} = 0.629$, Adjusted $R^2_{\text{mẫu}} = 0.623$ là mức khá, điều này cho thấy mô hình hồi qui tuyến tính này phù hợp với tập dữ liệu mẫu ở mức 62.3%, tức là các biến độc lập giải thích 62.3% biến thiên của biến phụ thuộc.

Hệ số phóng đại VIF của biến là nhỏ (lớn nhất là $1.655 < 2$) nên khả năng đa cộng tuyến không cao. Kiểm định Pearson cho thấy không có sự tương quan giữa phần dư chuẩn hóa và các biến động lập trong mô hình nghiên cứu, nói cách khác không có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

Dựa vào bảng tóm tắt các hệ số hồi qui, ta thấy, 4 biến độc lập có ảnh hưởng đến Quyết định lựa chọn cửa hàng (hệ số Sig < 0.05). Các biến đó là Phân phối, Thương hiệu, Chất lượng phục vụ và Giá cả, theo thứ tự quan trọng giảm dần có tác động đến Quyết định lựa chọn cửa hàng.

Mô hình kết quả

Sau khi thực hiện các phương pháp phân tích, mô hình cuối cùng có các nhân tố tồn tại bao gồm: Phân phối, Thương hiệu, Chất lượng phục vụ, Giá cả và Quyết định lựa chọn cửa hàng.



Hình 4. Mô hình (06) các nhân tố tác động đến Quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống của người tiêu dùng tại thị trường Đà Nẵng

Phương trình hồi qui tuyến tính với biến phụ thuộc Quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống của người tiêu dùng được trình bày như sau:

$$Y = 0.487 + 0.153X_1 + 0.309X_2 + 0.211X_3 + 0.184X_4$$

(Ghi chú: Y: Quyết định lựa chọn cửa hàng, X1: Giá cả, X2: Phân phối, X3: Thương hiệu, X4: Chất lượng phục vụ)

5. Kết luận và hàm ý chính sách

5.1. Kết luận

Đề tài đã xác định được một số nhân tố ảnh hưởng tới Quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại trong lĩnh vực ăn uống của người tiêu dùng tại thị trường Đà Nẵng. Dựa trên kết quả nghiên cứu, đề tài đã đề xuất được một số gợi ý để giúp nhà quản lý hiệu hơn đến yêu cầu của thị trường. Cụ thể các kết quả chính của đề tài như sau:

Thứ nhất, dựa trên cơ sở lý thuyết và kết quả các nghiên cứu, nhóm thực hiện đề tài đã xác định được các nhân tố tác động tới Quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại

trong lĩnh vực ăn uống của người tiêu dùng. Cụ thể 4 nhân tố tác động tới Quyết định lựa chọn cửa hàng của người tiêu dùng sắp xếp theo mức độ tác động giảm dần là (1) Phân phối, (2) Thương hiệu, (3) Chất lượng phục vụ, (4) Giá cả. Nghiên cứu đã khẳng định vai trò của các nhân tố nêu trên trong quyết định của người tiêu ở bối cảnh đang có nhiều tranh cãi giữa các nhà nghiên cứu về khả năng tác động của các nhân tố này.

Thứ hai, dựa trên kết quả nghiên cứu, nhóm tác giả gợi ý một số đề xuất giải pháp cho chính phủ, và các doanh nghiệp có liên quan.

5.2. Hàm ý chính sách

Đối với cơ quan lý nước

Trước hết Nhà nước cần tập trung đẩy mạnh hơn nữa việc cải thiện môi trường kinh doanh, tạo điều kiện thuận lợi cho hoạt động kinh tế nói chung và hoạt động nhượng quyền thương mại nói riêng. Đồng thời, Nhà nước cần thiết phải nghiên cứu, thực hiện một số vấn đề sau: (1) Hoàn thiện khuôn khổ pháp lý, tạo hành lang pháp lý cho hoạt động nhượng quyền thương mại. (2) Khuyến khích, hỗ trợ và tạo điều kiện phát triển các hệ thống nhượng quyền thương mại. (3) Thành lập các cơ quan hỗ trợ hoạt động nhượng quyền thương mại. (4) Xây dựng dữ liệu thông tin về nhượng quyền thương mại để phát triển mạng lưới nhượng quyền thương mại.

Đối với các doanh nghiệp nhượng quyền

Đầu tư xây dựng, duy trì và nâng cao giá trị thương hiệu thông qua các hành động đề xuất sau: (1) Đầu tư xây dựng thương hiệu. (2) Xác định giá trị thương hiệu và quản lý thương hiệu như một tài sản. (3) Duy trì, nâng cao giá trị thương hiệu và bảo vệ thương hiệu. Bên cạnh đó, để xây dựng nên một chất lượng phục vụ hoàn hảo cho cửa hàng, nhà quản lý cũng cần suy nghĩ đến việc xây dựng đội ngũ nhân sự cho hoạt động nhượng quyền. Mặt khác, nhân tố Phân phối cũng tác động đáng kể đến Quyết định lựa chọn cửa hàng nhượng quyền thương mại của người tiêu dùng, do đó mà cũng cần cân nhắc đến việc thiết lập tiêu chí và thủ tục chọn lựa vị trí và mặt bằng kinh doanh. Hơn nữa, để có thể thu hút người tiêu dùng, xây dựng nên khung giá cả phù hợp với người tiêu dùng cũng cần được ưu tiên. Thông qua các đề xuất sau: Thứ nhất, tìm kiếm một nguồn cung cấp với giá cả hợp lý. Thứ hai, xây dựng hệ thống cửa hàng tiết kiệm. Việc tiết kiệm các nguồn nhân lực sẽ góp phần giảm tải các chi phí cho cửa hàng. Từ đó, cửa hàng có thể xây dựng nên một khung giá cạnh tranh. Cửa hàng có thể giảm thiểu chi phí từ việc tận dụng các nguồn hàng, sản phẩm của cửa hàng, sử dụng đồ tái chế, tiết kiệm năng lượng,... là một vài gợi ý đưa ra. Thứ ba, nghiên cứu và đánh giá thị trường. Việc nghiên cứu và đánh giá thị trường không chỉ đơn thuần là việc tìm hiểu nhu cầu của thị trường mà còn có thể giúp nhà quản lý hiểu được mức chi của người tiêu dùng đối với sản phẩm của mình. Việc đánh đúng sản phẩm vào đúng thị trường ở mức giá phù hợp với ngân sách của người tiêu dùng sẽ khiến cho sản phẩm của cửa hàng sẽ hấp dẫn hơn, tăng sức cạnh tranh.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Tiếng nước ngoài

- [1] Aaker D.A., 1996. Building Strong Brands. New York: The Free Press
- [2] Alam, S.M.I & Iqbal, M.M. (2007). Consumer attitude towards new products in Dhaka City: A case study of two products. Daffodil International University Journal of Business and Economics, 2(1), pp1-19.
- [3] Albabeed. M.J. (2002) perceived product purchase value, and prize allied academies international conference. vol7. number 1
- [4] Anita, G., & Singh, N.P. (2007). Consumer perception about fast food in India: An exploratory study. British Food Journal, 109(2), 182-195.
- [5] Auty, S. (1992). Consumer choice and segmentation in the restaurant industry. The Service Industries Journal, Vol. 12 No. 3, pp. 324-39.
- [6] Azila binti Jaini, Nor Asma binti Ahmad, Siti Zamanira binti Mat Zaib (2015) Determinant Factors that Influence Customers' Experience in Fast Food Restaurants in Sungai Petani, Kedah. Journal of Entrepreneurship and Business

- [7] Baker, J., Grewal, D., & Parasuraman, A. (1994). The influence of store environment on quality inferences and store image. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 22(4), 328–339.
- [8] Belch E., 1997. Advertising and promotion: An integrated marketing communication perspective. American Marketing Association, p. 237

LỢI SUẤT GIÁO DỤC TẠI CÁC KHU VỰC KINH TẾ CỦA VIỆT NAM THEO SỐ LIỆU VHLSS 2016

SV: **Trịnh Thị Huyền**
Trường Học viện Chính sách và Phát triển
GVHD: PGS.TS. **Trần Trọng Nguyên**
Th.S **Bùi Thị Hoàng Mai**

TÓM TẮT

Nghiên cứu này sử dụng mô hình Mincer với bộ dữ liệu từ VHLSS 2016 (Vietnam Household Living Standard Survey 2016) để tìm hiểu sự khác biệt về lợi suất giáo dục khi người lao động ở các cấp trình độ làm việc trong các khu vực kinh tế khác nhau của Việt Nam. Các khu vực kinh tế được nghiên cứu gồm: Khu vực nhà nước, khu vực ngoài nhà nước, khu vực có vốn đầu tư nước ngoài. Kết quả cho thấy ở cả ba khu vực kinh tế, lợi suất giáo dục cao hơn ở các cấp trình độ cao hơn. Chênh lệch lợi suất giáo dục giữa các cấp trình độ lớn nhất ở khu vực nhà nước và ngoài nhà nước. Người lao động có bằng cấp khác nhau không có chênh lệch nhiều lắm về thu nhập khi làm việc tại khu vực có vốn đầu tư nước ngoài. Nghiên cứu cũng cho thấy giáo dục nghề nghiệp có lợi suất giáo dục thấp hơn phổ thông trung học. Sự khác biệt về giới cũng được thể hiện khi lao động nam giới có bằng cấp trong khu vực nhà nước có lợi suất giáo dục cao hơn nữ giới. Nữ giới chỉ có lợi suất giáo dục cao hơn khi có bằng từ cao đẳng trở lên. Điều này cũng mở ra hướng đi mới trong định hướng nghề nghiệp tương lai cũng như xem xét hiệu quả của các cấp học khác nhau.

Từ khóa: VHLSS 2016, lợi suất giáo dục, các khu vực kinh tế, thu nhập.

1. Giới thiệu

Các lý thuyết kinh tế từ lý thuyết tăng trưởng cổ điển, lý thuyết tăng trưởng nội sinh đến các mô hình mở rộng về năng lực cạnh tranh đều chỉ ra rằng con người là một nhân tố quan trọng tác động đến quá trình phát triển kinh tế xã hội. Trong các lý thuyết này, nhân tố con người được xem là vốn nhân lực và cần được đầu tư phát triển. Đầu tư vào giáo dục luôn là ưu tiên hàng đầu của chính phủ các nước nhằm nâng cao vốn nhân lực. Để xem xét tính hiệu quả của các khoản đầu tư giáo dục này người ta đo lường gián tiếp thông qua lợi suất giáo dục, tức là các khoản lợi ích mang lại so với chi phí đầu tư ban đầu.

Với mục tiêu tìm hiểu sự khác biệt về lợi suất giáo dục, nghiên cứu này phân tích sự ảnh hưởng của các loại bằng cấp khác nhau đến thu nhập giữa các khu vực: khu vực ngoài nhà nước, khu vực nhà nước và khu vực có vốn đầu tư nước ngoài, đồng thời xem xét thêm sự khác biệt về giới tính đối với thu nhập của người lao động. Việc tìm hiểu sự khác biệt này trong thời gian gần nhất sẽ bổ sung thông tin vào tập hợp các nghiên cứu về lợi suất giáo dục tại Việt Nam, giúp các gia đình có định hướng tốt hơn cho việc đầu tư vào giáo dục con cái và lựa chọn khu vực làm việc, đồng thời giúp các nhà hoạch định chính sách có tư liệu tốt cho việc xây dựng chính sách nhân lực và việc làm của quốc gia.

2. Tổng quan tài liệu

Có nhiều nghiên cứu đã chỉ ra ảnh hưởng của giáo dục đến thu nhập. Trên thế giới, các nghiên cứu dựa trên dữ liệu điều tra dân số cho thấy rằng thu nhập tăng lên cùng với giáo dục và lợi suất giáo dục ít nhất bằng sự trở lại của các khoản đầu tư khác (Becker, 1964), (H. Miller, 1960), Jacob Mincer (1974) chỉ ra mô hình thể hiện ảnh hưởng rõ rệt của giáo dục và kinh nghiệm tới thu nhập của người lao động bên cạnh ảnh hưởng ít hơn của các yếu tố sắc tộc, giới tính và khu vực; hay Card, David (1999) cũng khẳng định bằng mô hình lợi ích của giáo dục đối với thu nhập. Tại Việt Nam, mô hình Mincer được ứng dụng rộng rãi để chỉ ra tác động của giáo dục đến thu nhập.

Bùi Thị Nhâm (2012) tiến hành ước lượng tỷ suất sinh lời giáo dục Việt Nam trong giai đoạn 2004 – 2010 bằng việc sử dụng bộ số liệu khảo sát mức sống hộ gia đình (VHLSS). Kết quả nghiên cứu cho thấy tỷ suất sinh lời giáo dục (TSSLGD) Việt Nam liên tục tăng trong suốt khoảng thời gian 2004 – 2010, tuy nhiên tỷ suất này còn thấp hơn bình quân thế giới.

TSSLGD giữa hai nhóm nam, nữ có sự khác biệt lớn, TSSLGD của nữ cao hơn và có xu hướng gia tăng nhanh hơn nam. Chênh lệch TSSLGD theo vùng miền (đồng bằng, duyên hải ven biển, núi và cao nguyên) là không đáng kể và ngày một được cải thiện. Trong khi đó chênh lệch TSSLGD theo khu vực (nông thôn, thành thị) gia tăng nhanh theo thời gian. Điều này phần nào chỉ ra bất bình đẳng đẳng trong giáo dục giữa nông thôn, thành thị của Việt Nam đang trở lên nghiêm trọng hơn. Tạ Thị Kiều Duyên, Bùi Thị Ngọc Ánh (2017) sử dụng mô hình hàm tiền lương Mincer, phương pháp thống kê mô tả và thủ tục Heckman 2 bước, dựa trên bộ số liệu VHLSS 2014 để tìm sự khác biệt giữa số năm đi học, hôn nhân, sức khỏe, khu vực và dân tộc ảnh hưởng như thế nào đến thu nhập của người lao động. Kết quả nghiên cứu cho thấy khi người lao động có bằng cấp càng cao thì mức tiền lương thực tế nhận được sẽ càng cao. Đặc biệt những nhóm lao động có bằng cấp từ cao đẳng, đại học trở lên có mức lương cao hơn rất nhiều so với các nhóm bằng cấp còn lại. Nam giới có mức tiền lương thực tế cao hơn nữ giới. Lao động ở khu vực thành thị có mức tiền lương thực tế cao hơn lao động ở khu vực nông thôn. Bằng cấp càng cao thì tiền lương thực tế nhận được cũng càng cao. Cải thiện giáo dục vừa góp phần cải thiện tiền lương cho người lao động, vừa tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế trong dài hạn. Một nghiên cứu khác của Nguyễn Xuân Thành (2006) ước lượng sự “khác biệt trong khác biệt” của suất sinh lợi từ đi học về các yếu tố xác định tiền lương dựa vào hàm thu nhập của Mincer sử dụng bộ dữ liệu VHLSS 2012. Sau khi kiểm soát các yếu tố khác như kinh nghiệm làm việc, giới tính, việc làm phi nông nghiệp, loại hình sở hữu, và địa bàn làm việc, phương pháp “khác biệt trong khác biệt” cho thấy rằng suất sinh lợi của một năm học phổ thông tăng thêm là 11,43%. Bên cạnh đó cũng có một số nghiên cứu phân tích sâu hơn về các đối tượng như Đặng Phước Huy Nhựt (2017), sử dụng cơ sở dữ liệu về điều tra mức sống hộ gia đình Việt Nam năm 2014 (VHLSS2014) của Tổng cục Thống kê làm cơ sở thực nghiệm, nghiên cứu này tập trung vào tìm hiểu tác động của giáo dục đến thu nhập của hai nhóm đối tượng là các hộ gia đình có chủ hộ là góa phụ và chủ hộ nữ không góa ở vùng Đồng Bằng Sông Hồng. Sử dụng phương pháp thống kê mô tả và mô hình thu nhập Mincer mở rộng nghiên cứu đã nhận được các kết quả như sau: trình độ học vấn trung bình của góa phụ làm chủ hộ là thấp hơn chủ hộ nữ không góa.

Bên cạnh các nghiên cứu trong nước cũng có một số nghiên cứu khác về lợi suất giáo dục Việt Nam như Doan Tinh Thanh (2011) sử dụng phương pháp OLS, các biến công cụ và hàm Mincer cho bộ dữ liệu VHLSS 2008 để đo lường lợi suất giáo dục 4 năm đại học của năm 2008. Kết quả ước tính lợi suất giáo dục đại học khoảng 17% hằng năm và tăng đáng kể sau cải cách kinh tế 1980. Nghiên cứu cũng chỉ ra rằng nền tảng gia đình trong phương trình thu nhập làm giảm ước tính lợi suất cho giáo dục đại học. Tinh Doan, Le Quan và Tran Tuyen Quang (2016) áp dụng phương pháp OLS, Heckman và mô hình Mincer cho bộ dữ liệu VHLSS các năm 1998, 2004, 2006, 2008, 2010, 2012 và 2014 ước lượng xu hướng lợi suất giáo dục qua các năm cho giáo dục phổ thông và giáo dục chuyên nghiệp (bao gồm dạy nghề và giáo dục đại học trở đi) theo khu vực, giới, vùng, kinh nghiệm. Kết quả chỉ ra lợi suất giáo dục trong giai đoạn trước năm 2008 và giảm từ năm 2008-2014 cho thấy sự không hiệu quả của mở rộng của giáo dục sau trung học phổ thông. Một nghiên cứu khác sử dụng bộ số liệu VHLSS 1993, 1998, 2003, 2008, mô hình Mincer và phương pháp OLS mô tả sự bất bình đẳng trong các khoản tiền lương trong quá trình cải cách của Việt Nam của Diep Phan, Ian Coxhead (2013). Nghiên cứu nhìn ra lợi suất giáo dục của người lao động làm trong khu vực nhà nước cao hơn khu vực khác. Một số nghiên cứu sử dụng bộ số liệu Khảo sát Lực lượng Lao động Quốc gia (LFS) của Nguyễn Dung Tien (2014) sử dụng LFS 2012 đồng thời cũng sử dụng hàm Mincer và mô hình chỉnh sửa Heckman. Kết quả cho thấy lợi suất của giáo dục vẫn còn thấp, đặc biệt đối với trình độ đại học. Một số biến số bổ sung nữa là sự khác biệt về giới, chủ sở hữu và giữa khu vực công – khu vực tư nhân cũng ảnh hưởng đến lợi suất giáo dục. Hay Le Thi Thuy Linh (2015) sử dụng dữ liệu Khảo sát Lực lượng lao động (LFS) năm 2007 xem xét tác động của việc nâng cao giáo dục về thu nhập cá nhân trên thị trường lao động với trọng tâm đặc biệt về tác động không đồng nhất trong toàn bộ dân số. Áp dụng OLS, định lượng mối quan hệ nhân quả của giáo dục đại học và thu nhập cá nhân. Kết quả cho thấy, lợi

ích đối với giáo dục đại học ở Việt Nam được coi là lớn theo tiêu chuẩn quốc tế và khu vực. Doan, Tinh, and John Gibson (2012) cũng sử dụng hàm Mincer để chỉ ra lợi suất quay trở lại nền kinh tế của giáo dục, đặc biệt là sự gia tăng nhanh từ những năm 1998-2008 dựa trên các bộ dữ liệu VHLSS 1998, 2002, 2004, 2006 và 2008. Duong Dai (2014) trong nghiên cứu của trên bộ VHLSS 2010 và 2012 cho thấy lợi suất tăng lên từ năm 2010-2012 và nhận thấy trình độ giáo dục dạy nghề đem lại tỷ lệ lợi suất cao nhất vẫn dựa trên hàm Mincer. Lựa chọn vấn đề lợi suất giáo dục trong giai đoạn chuyển đổi với các cấp học, Le Phu Viet (2014) chỉ ra lợi suất giáo dục cao gắn liền với các kỹ năng trong tương lai, tỷ lệ lợi tức hằng năm đạt từ 5-10% trong dữ liệu VHLSS 1997-1998, 2002, 2004, 2006, 2008 và 2010 với hàm Mincer.

Theo tìm hiểu, vẫn chưa có nghiên cứu nào cho trường hợp Việt Nam của năm 2016 chỉ rõ khác biệt về lợi suất giáo dục trong các mức học từ tiểu học đến đại học theo khu vực kinh tế gồm khu vực nhà nước, tư nhân hay khu vực có vốn đầu tư nước ngoài. Nghiên cứu này sẽ làm rõ những câu hỏi về lợi suất giáo dục theo từng loại bằng cấp và giới tính khác nhau trong các khu vực kinh tế.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

Mô hình được sử dụng cho nghiên cứu này là hàm Mincer sau khi mở rộng với biến S_i trong hàm cơ bản được thay bằng các biến giả là các cấp học khác nhau như sau:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 EXP_i + \beta_3 EXP_i^2 + \lambda \ln H_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Trong đó

Y : thu nhập của người lao động

H : số giờ làm việc (mỗi ngày) của người lao động

S : tổng số năm đi học của người lao động

EXP_i và EXP_i^2 là số năm kinh nghiệm và số năm kinh nghiệm bình phương

Phương trình (1) được gọi là hàm Mincer cơ bản. Theo mô hình này, hệ số β_1 được hiểu là tỷ lệ phần trăm trung bình trong thu nhập tăng thêm khi tích lũy thêm một năm học nữa, bất kể cấp học.

Ưu điểm của hàm Mincer là khá đơn giản và linh hoạt, có thể mở rộng các biến giả để chỉ ra nhiều yếu tố khác nhau ảnh hưởng đến thu nhập. Mặt khác, mô hình Mincer đòi hỏi ít số liệu và các số liệu thường sẵn có ở một số nước.

Khi thay S_i bằng các biến giả chỉ bằng cấp cao nhất hoặc cấp học cao nhất mà quan sát tham gia, hàm Mincer cơ bản trở thành hàm Mincer mở rộng. Ngoài ra, phương pháp này cũng có thể đưa thêm các biến giả khác để đo lường sự khác biệt giữa các nhóm quan sát.

Hàm Mincer sau khi mở rộng với biến S_i trong hàm Mincer cơ bản được thay bằng các biến giả là các cấp học khác nhau như sau:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 * SEC + \beta_2 * HIG + \beta_3 * VOC + \beta_4 * COL + \beta_5 * UN + \beta_6 EXP_i + \beta_7 EXP_i^2 + \beta_8 \ln H_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

Trong đó:

Các biến SEC, HIG, VOC, COL, UN là các biến giả đại diện cho bằng cấp cao nhất mà quan sát có được. Các biến giả này sẽ nhận giá trị là 1 nếu quan sát có bằng cấp cao nhất tương ứng là tốt nghiệp trung học cơ sở, tốt nghiệp trung học phổ thông, tốt nghiệp trung cấp nghề, tốt nghiệp cao đẳng, tốt nghiệp đại học và sau đại học. Nếu quan sát không có bằng cấp cao nhất tương ứng, các biến tương ứng sẽ nhận giá trị là 0.

EXP_i là số năm kinh nghiệm của quan sát.

H_i là số ngày làm việc trong năm của quan sát (biến số này được sử dụng thay cho biến số về số giờ làm việc trong tuần ở hàm Mincer cơ bản).

Ý nghĩa của các hệ số và cách phân tích như sau:

- Các hệ số $\beta_1; \beta_2; \beta_3; \beta_4; \beta_5$ phản ánh chênh lệch giữa giá trị logarit tự nhiên của thu nhập của nhóm người có bằng cấp cao nhất tương ứng là trung học cơ sở, trung học phổ thông, trung cấp nghề, cao đẳng, đại học và sau đại học với nhóm cơ sở (nhóm người lao động có bằng cấp cao nhất là tiểu học hoặc không đi học, ký hiệu PRI).

$$\beta_1 = \ln Y_{(SEC)} - \ln Y_{(PRI)}$$

$$\beta_2 = \ln Y_{(HIG)} - \ln Y_{(PRI)}$$

$$\beta_3 = \ln Y_{(TER)} - \ln Y_{(PRI)}$$

$$\beta_4 = \ln Y_{(COL)} - \ln Y_{(PRI)}$$

$$\beta_5 = \ln Y_{(UN)} - \ln Y_{(PRI)}$$

Biến đổi một vài bước, ta được công thức tính khác biệt theo phần trăm giữa thu nhập của các nhóm với nhóm cơ sở như sau:

$$(Y_{(SEC)}/Y_{(PRI)} - 1) * 100 (\%) = (e^{\beta_1} - 1) * 100 (\%)$$

$$(Y_{(HIG)}/Y_{(PRI)} - 1) * 100 (\%) = (e^{\beta_2} - 1) * 100 (\%)$$

$$(Y_{(VOC)}/Y_{(PRI)} - 1) * 100 (\%) = (e^{\beta_3} - 1) * 100 (\%)$$

$$(Y_{(COL)}/Y_{(PRI)} - 1) * 100 (\%) = (e^{\beta_4} - 1) * 100 (\%)$$

$$(Y_{(UN)}/Y_{(PRI)} - 1) * 100 (\%) = (e^{\beta_5} - 1) * 100 (\%)$$

Các hệ số β_6 và β_7 cho biết ảnh hưởng của số năm kinh nghiệm (EXP) đến thu nhập của người lao động. Trong nghiên cứu này, số năm kinh nghiệm được tính theo công thức sau:

$$EXP = \text{Tuổi} - 6 - \text{Số năm đi học để được bằng cấp cao nhất của quan sát}$$

- Hệ số β_8 cho biết phần trăm thay đổi trong thu nhập khi số ngày làm việc trong năm của người lao động thay đổi 1%.

Để xác định sự khác biệt về lợi suất giáo dục giữa các khu vực kinh tế, có thể có hai cách. Cách thứ nhất là đưa biến giả đại diện cho khu vực kinh tế vào mô hình. Cách làm này đòi hỏi phải có biến tương tác giữa khu vực với các cấp trình độ. Điều này có thể làm cho mô hình gia tăng quá nhiều biến số và làm ảnh hưởng đến số bậc tự do. Cách thứ hai là chạy hàm hồi quy riêng cho từng khu vực. Với cỡ mẫu khá lớn của VHLSS, việc làm này là có thể chấp nhận được. Sự khác biệt về lợi suất giáo dục giữa các giới theo cấp trình độ và theo khu vực cũng được xem xét thông qua cách chạy hàm hồi quy riêng theo từng giới.

3.2. Mô tả dữ liệu và biến số

3.2.1. Giới thiệu bộ dữ liệu VHLSS 2016

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu của bộ VHLSS năm 2016 của Tổng cục Thống kê.

VHLSS là tên viết tắt của Vietnam Household Living Standard Survey (Dữ liệu khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam) do Tổng cục Thống kê phối hợp cùng một số đơn vị tham gia. Từ năm 2002 đến 2014, cuộc khảo sát tiến hành 2 năm một lần vào những năm chẵn nhằm theo dõi và giám sát một cách có hệ thống mức sống các tầng lớp dân cư Việt Nam; giám sát, đánh giá việc thực hiện Chiến lược toàn diện về tăng trưởng và xoá đói giảm nghèo; góp phần đánh giá kết quả thực hiện các Mục tiêu phát triển thiên niên kỷ và các Mục tiêu phát triển kinh tế - xã hội của Việt Nam. Giai đoạn 2011-2020, KSMS được tiến hành hàng năm¹. Bộ bảng hỏi VHLSS 2016 gồm 8 mục điều tra khác nhau về các khía cạnh trong đời sống của các hộ dân cư, với 35.794 quan sát.

Các biến số trong phương trình này được lấy dữ liệu từ VHLSS như sau:

Bảng 8. Mô tả các biến trong mô hình từ bộ dữ liệu VHLSS 2016

Biến	Ký hiệu	Nội dung	Mục trong VHLSS 2016	Mô tả đơn vị và cách mã hoá biến
Thu nhập	Thunhap	Thu nhập của cá nhân, bao gồm các khoản tiền công và tiền lương và giá trị hiện vật (m4ac11) cộng thêm các khoản thưởng lễ, Tết...(m4ac12a) và các khoản thưởng, phụ cấp, trợ cấp (m4ac12b) từ công việc chính trong 12 tháng qua	m4ac11, m4ac12a, m4ac12b	Thu nhập trong năm (đơn vị nghìn đồng)

¹ Kết quả khảo sát Mức sống dân cư Việt Nam năm 2014, Tổng cục Thống kê, Nhà xuất bản Thống kê, 2016

Trình độ giáo dục	bangcapdt bangcapnn	Bằng cấp cao nhất mà cá nhân đạt được, chia thành mảng đào tạo (ký hiệu bangcapdt, tương ứng với câu hỏi Mục 2a câu 2a) và nghề nghiệp (ký hiệu bangcapnn, tương ứng với câu hỏi Mục 2a câu 2b).	m2ac2a, m2ac2b	Bao gồm các mã: Không có bằng cấp (0), tiểu học (1), trung học cơ sở (2), trung học phổ thông (3) sơ cấp nghề (4), trung cấp nghề (5), trung học chuyên nghiệp (6), cao đẳng nghề (7), cao đẳng (8), đại học (9), thạc sỹ (10), tiến sỹ (11), khác (12)
		Nhóm cơ sở là nhóm không đi học hoặc chỉ có bằng tiểu học: Quan sát thuộc nhóm cơ sở nếu bangcapdt < 2		
		SEC: Quan sát sẽ được tính là có bằng trung học cơ sở nếu bangcapdt = 2		
		HIG: Quan sát sẽ được tính là có bằng phổ thông trung học nếu bangcapdt=3		
		VOC: Quan sát sẽ được tính là có bằng trung cấp nghề nếu bangcapnn = 4; 5; 6		
		COL: Quan sát sẽ được tính là có bằng cao đẳng nếu bangcapdt= 7; 8		
		UN: Quan sát sẽ được tính là có bằng cấp từ đại học trở lên nếu bangcapdt > 8		
Kinh nghiệm làm việc	EXP Tuoi namdihoc	Trong VHLSS không có thông tin chính xác về kinh nghiệm làm việc, nên biến được tính như sau Kinh nghiệm = tuổi – số năm đi học – tuổi bắt đầu đến trường (tuổi bắt đầu đến trường thông thường ở Việt Nam là 6 tuổi; số năm đi học của cấp tiểu học là 6; của cấp THCS là 9; của cấp THPT là 12; của đại học được tính chung là 16.	m1ac5	Tuổi của quan sát (tính tròn đến tháng phỏng vấn)
			m2ac1	Số năm đi học
Thời gian làm việc	Ngaylv	Số ngày làm việc trong 12 tháng đối với công việc chiếm nhiều thời gian nhất (công việc chính)	m4ac3a	Số ngày làm việc trong năm
	Giolv	Trong số các ngày làm việc trong 13 tháng với công việc chiếm nhiều thời gian nhất (công việc chính), trung bình mỗi ngày làm việc bao nhiêu tiếng	m4ac7	Số giờ làm việc trong ngày
Thành phần kinh tế	Own	Là tổ chức mà người lao động làm việc nhiều thời gian nhất (việc chính) trong 12 tháng qua	m4ac8a	Bao gồm các mã Hộ nông, lâm, thủy sản/cá nhân (1); hộ sản xuất kinh doanh cá thể (2); tập thể (3); tư nhân (4); nhà nước (5); vốn đầu tư nước ngoài (6)
		Own=1 nếu khuvc < 5		
		Own = 2 nếu khuvc = 5		
		Own = 3 nếu khuvc > 5		

Nguồn: Thống kê của tác giả từ VHLSS 2016

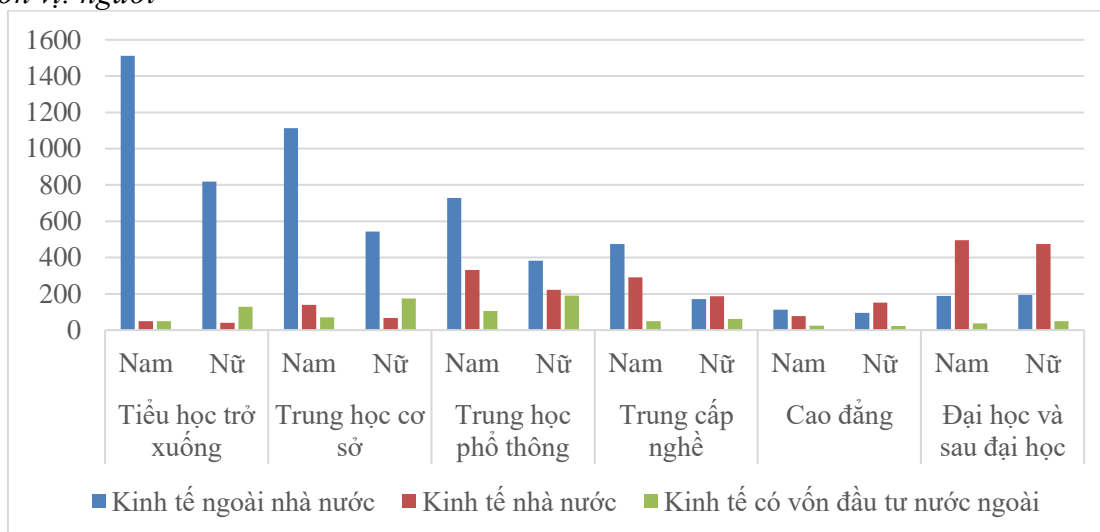
Dữ liệu được làm sạch bằng cách loại bỏ những người dưới 15 tuổi, những lao động làm việc dưới 12 ngày, những lao động có giờ làm việc dưới 2 giờ/ngày.

3.1.2. Thống kê mô tả các biến trong VHLSS 2016

- Số lượng quan sát:

Số lượng lao động nam và nữ thuộc các nhóm trình độ trong các khu vực kinh tế khác nhau trong bộ số liệu VHLSS 2016 được thống kê mô tả và trình bày dưới biểu đồ sau:

Đơn vị: người



Hình 1. Số lượng lao động theo trình độ và giới tính trong các thành phần kinh tế theo số liệu VHLSS 2016

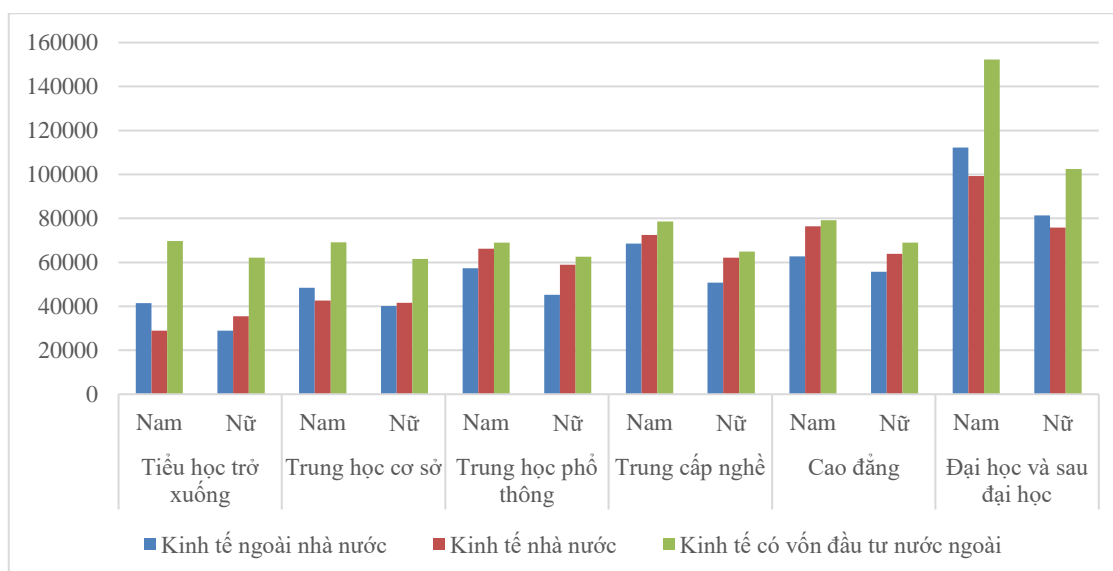
Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu VHLSS 2016

Nhìn chung, lao động không có bằng cấp vẫn chiếm số lượng lớn nhất, tập trung ở khu vực kinh tế ngoài nhà nước; lao động có bằng cấp từ đại học trở lên chủ yếu hoạt động trong khu vực kinh tế nhà nước. Số lượng lao động trong khu vực kinh tế có vốn đầu tư nước ngoài (FDI) ít nhất và chủ yếu là nhóm lao động phổ thông. Xét theo giới tính thì số lượng lao động là nam giới trong các khu vực kinh tế ngoài nhà nước và kinh tế nhà nước lớn hơn, trong khi ở khu vực kinh tế có vốn đầu tư nước ngoài thì lao động nữ lại chiếm ưu thế hơn. Cụ thể, lao động có bằng từ trung học cơ sở trở xuống chủ yếu là nam, hoạt động trong khu vực kinh tế ngoài nhà nước, trong khi nữ giới có bằng trung học cơ sở hoạt động trong khu vực FDI cao hơn nam giới cùng khu vực. Nhóm bằng trung học phổ thông và trung cấp nghề cũng có đặc điểm tương tự khi số lượng nam giới vẫn lớn hơn, tập trung vào hai khu vực nhà nước và ngoài nhà nước trong khi nữ giới tập trung làm việc trong khu vực còn lại. Nhóm bằng cao đẳng có số lượng nữ lớn hơn, tập trung trong khu vực nhà nước. Còn với nhóm bằng từ đại học trở lên, sự chênh lệch giữa nam và nữ không đáng kể, số lượng chủ yếu trong khu vực kinh tế nhà nước

- Thu nhập trung bình

Thu nhập của người lao động theo trình độ tại các khu vực kinh tế theo số liệu VHLSS 2016 được trình bày trong hình sau:

Đơn vị: nghìn đồng



Hình 2. Thu nhập bình quân của người lao động theo trình độ và theo giới tại các khu vực kinh tế theo số liệu VHLSS 2016

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu VHLSS 2016

So sánh thu nhập của người lao động giữa các khu vực theo cùng trình độ bằng cấp:

Theo Hình 2.6, với cùng trình độ bằng cấp, lao động làm việc trong khu vực FDI có mức thu nhập cao nhất. Với các nhóm có bằng trung học cơ sở trở xuống và nhóm có bằng từ đại học trở lên, làm việc ở khu vực FDI mang lại thu nhập cao hơn hẳn so với làm việc tại hai khu vực còn lại. Người lao động có trình độ ở các cấp THPT, trung cấp nghề, cao đẳng thì làm việc ở khu vực FDI có thu nhập chỉ cao hơn chút ít so với làm việc tại khu vực nhà nước và ngoài nhà nước.

Phụ lục 02 cho thấy nam giới có bằng tiểu học trở xuống làm việc trong khu vực đầu tư nước ngoài có thu nhập cao hơn gấp 1,67 lần so với người có cùng trình độ làm việc trong khu vực ngoài nhà nước, và gấp 2,21 lần so với người làm việc ở khu vực nhà nước; Các con số này đối với người có bằng đại học trở lên là 1,35 lần và 1,53 lần. Đối với nhóm lao động có trình độ THPT, trung cấp nghề, cao đẳng, chênh lệch thu nhập do làm việc ở khu vực FDI so với làm việc ở khu vực khác là khoảng 1,1 lần. Nữ giới cũng có những con số xấp xỉ với trường hợp của nam giới 1,24 lần.

Tính theo trung bình, những người có trình độ trung học cơ sở trở xuống và những người có trình độ đại học trở lên làm việc tại khu vực ngoài nhà nước có thu nhập cao hơn những người cùng trình độ làm việc trong khu vực nhà nước. Chênh lệch thu nhập giữa những nhóm người cùng trình độ ở hai khu vực này là 1,1 lần đối với nhóm trình độ trung học cơ sở trở xuống và 1,11 lần đối với nhóm trình độ từ đại học trở lên. Ngược lại, với những người có trình độ THPT, trung cấp nghề, cao đẳng thì làm việc trong khu vực nhà nước cho họ thu nhập cao hơn so với những người làm ở khu vực ngoài nhà nước. Mức độ chênh lệch thu nhập ở khoảng 1,04 lần.

Tóm lại, cùng trình độ, người lao động làm việc trong khu vực FDI có thu nhập cao nhất. Với trình độ từ trở xuống hoặc từ đại học trở lên, làm việc tại khu vực FDI có thu nhập cao hơn hẳn, tiếp đó là khu vực ngoài nhà nước, thấp nhất là làm việc cho khu vực nhà nước. Với trình độ THPT, hoặc trung cấp nghề, hoặc cao đẳng, người lao động có thu nhập chênh nhau không nhiều khi làm việc ở các khu vực khác nhau. Thứ tự thu nhập từ cao đến thấp thuộc về người lao động làm việc trong lần lượt các khu vực FDI, khu vực nhà nước và khu vực ngoài nhà nước.

So sánh thu nhập giữa các nhóm bằng cấp trong cùng khu vực:

Trong hai khu vực nhà nước và ngoài nhà nước, lao động càng có bằng cấp cao thì mức thu nhập trung bình càng lớn. Trong khu vực nhà nước, lao động nam có bằng đại học có thu nhập cao gấp 3,4 lần so với lao động chỉ có bằng tiểu học trở xuống. Con số này đối với khu vực ngoài nhà nước là 2,7 lần. (Các con số đối với nữ tương ứng là 2,8 lần và 2,1 lần). Tuy

nhiên, ở khu vực FDI, chỉ có lao động có bằng đại học trở lên mới có mức thu nhập trung bình cao hơn hẳn (cao hơn 2,2 lần so với người có bằng tiểu học trở xuống, 1,2 lần so với người có bằng THCS đối với trường hợp của nam và cao hơn lần lượt là 1,6 lần và 1,1 lần với trường hợp của nữ). Với các loại bằng cấp còn lại, mức thu nhập của người lao động không có sự khác nhau quá lớn.

So sánh thu nhập theo giới tính:

Xét về giới tính, trong cả ba khu vực, với cùng trình độ và làm trong cùng khu vực, nam giới hầu hết đều có mức thu nhập tốt hơn nữ giới tuy nhiên mức chênh lệch này không thể hiện rõ ràng hơn ở khu vực nào. Trong các nhóm bằng cấp lao động nam giới có bằng cấp đại học trở lên có mức chênh lệch so với nữ giới lớn nhất, đặc biệt trong khu vực FDI. Ở khu vực này, nam giới có bằng đại học có thu nhập cao gấp 1,5 lần nữ giới. Cũng có trường hợp ngoại lệ đối với nhóm bằng tiểu học trở xuống, lao động nữ giới làm việc trong khu vực nhà nước có mức thu nhập cao hơn nam giới, tuy vậy chênh lệch này rất nhỏ. Tóm lại khu vực lao động có mức thu nhập trung bình lớn nhất là khu vực FDI, với những lao động có bằng đại học trở lên có mức thu nhập tốt hơn hẳn, đặc biệt là nam giới gần như đều có thu nhập trung bình cao hơn nữ.

- Kinh nghiệm làm việc

Số năm kinh nghiệm của người lao động theo trình độ và theo giới tại các khu vực kinh tế theo số liệu VHLSS 2016 được trình bày trong bảng sau:

Bảng 2. Số năm kinh nghiệm của người lao động theo trình độ và theo giới tại các khu vực kinh tế theo số liệu VHLSS 2016

Khu vực Trình độ	Giới	Kinh tế ngoài nhà nước	Kinh tế nhà nước	Kinh tế có vốn đầu tư nước ngoài
Tiểu học trở xuống	Nam	25,7	35,0	21,5
	Nữ	28,8	31,6	21,3
Trung học cơ sở	Nam	21,3	30,5	13,4
	Nữ	21,2	26,9	15,1
Trung học phổ thông	Nam	15,2	21,2	9,3
	Nữ	13,9	18,8	8,6
Trung cấp nghề	Nam	15,3	21,1	11,4
	Nữ	14,5	17,9	9,4
Cao đẳng	Nam	9,8	15,8	8,0
	Nữ	6,7	13,8	5,9
Đại học và sau đại học	Nam	12,5	18,6	0,0
	Nữ	7,6	14,8	0,0
Tổng số	Nam	99,7	142,2	63,7
	Nữ	92,6	123,8	60,3

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu VHLSS 2016

Thống kê mô tả lao động cho thấy, tổng số năm kinh nghiệm trung bình trong khu vực nhà nước lớn nhất, tiếp đó là khu vực ngoài nhà nước và thấp nhất là khu vực có vốn đầu tư nước ngoài. Điều này cho thấy lao động trẻ hơn thường làm tại các khu vực có vốn đầu tư nước ngoài và khu vực ngoài nhà nước. Lao động nam có tổng số số năm kinh nghiệm trung bình cao hơn nữ, có thể do tuổi lao động của nam cao hơn nữ. Quy luật này thể hiện đồng đều trong bảng số liệu trên. Bằng cấp càng cao thì số năm kinh nghiệm làm việc lại càng thấp. Điều này có thể dễ giải thích do thời gian đi học càng lâu thì số năm kinh nghiệm làm việc có được càng thấp.

- Thời gian làm việc:

Số ngày làm việc của người lao động theo trình độ và theo giới tại các khu vực kinh tế theo số liệu VHLSS 2016 được thống kê mô tả dưới bảng sau:

Bảng 3. Số ngày làm việc của người lao động theo trình độ và theo giới tại các khu vực kinh tế theo số liệu VHLSS 2016

Khu vực Trình độ	Giới	Kinh tế ngoài nhà nước	Kinh tế nhà nước	Kinh tế có vốn đầu tư nước ngoài
Tiểu học trở xuống	Nam	222,6	262,9	286,3
	Nữ	220,3	229,0	278,7
Trung học cơ sở	Nam	248,6	247,4	277,7
	Nữ	237,0	235,8	270,5
Trung học phổ thông	Nam	249,2	257,8	263,1
	Nữ	249,2	248,8	266,9
Trung cấp nghề	Nam	266,1	261,5	285,3
	Nữ	259,6	246,3	265,4
Cao đẳng	Nam	258,3	246,0	289,0
	Nữ	244,3	235,8	276,7
Đại học và sau đại học	Nam	270,6	257,4	284,7
	Nữ	258,8	248,2	254,8
Trung bình	Nam	252,6	255,5	281,0
	Nữ	244,9	240,7	268,8

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu VHLSS 2016

Số ngày làm việc trung bình của người lao động nhìn chung không có sự khác biệt quá lớn giữa các loại bằng cấp; khu vực kinh tế có vốn đầu tư nước ngoài có tổng số ngày làm việc lớn nhất với trung bình là 281 ngày/năm (với nam) và 268,8 ngày/năm (với nữ); lao động nam có tổng số ngày làm việc lớn hơn nữ, thể hiện rõ hơn ở khu vực nhà nước và ngoài nhà nước, với số ngày làm việc trung bình khoảng hơn 250 ngày/năm và khoảng hơn 240 ngày/năm (với nữ). Điều này là do mô hình hoạt động của khu vực kinh tế có vốn đầu tư nước ngoài tuân thủ theo quy trình làm việc nghiêm ngặt hơn các khu vực khác nên số ngày lao động thường cao hơn.

Từ các phân tích trên, có thể rút ra một số nhận xét như sau. Lao động trong bộ bảng hỏi VHLSS 2016 có những đặc điểm tương tự như kinh tế-xã hội Việt Nam hiện nay, nên mẫu của bộ bảng hỏi này mang tính đại diện cao. Lao động chủ yếu tập trung trong khu kinh tế ngoài nhà nước, tỷ trọng lao động chưa có bằng cấp và tay nghề cao. Thu nhập của khu vực kinh tế có vốn đầu tư nước ngoài tốt hơn các khu vực khác và không có mức chênh lệch quá lớn giữa thu nhập của nhóm lao động phổ thông với lao động qua đào tạo, trong khi khu vực kinh tế nhà nước và ngoài nhà nước có sự khác biệt rõ rệt khi càng học lên cao, thu nhập càng tốt hơn; nam giới có mức thu nhập nhìn chung tốt hơn so với nữ giới. Tuy nhiên phân tích kinh nghiệm và thời gian làm việc cho thấy rằng khu vực có vốn đầu tư nước ngoài có thời gian làm việc trung bình cao hơn và số năm kinh nghiệm cũng thấp cho thấy khu vực này chủ yếu sử dụng lao động trẻ và cường độ lao động nặng hơn. Điều này giúp đem lại một số lợi ích về giải quyết việc làm cho số lượng lớn lao động không có tay nghề nhưng đối với sự phát triển bền vững lâu dài cần phải xem xét.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Kết quả ước lượng lợi suất giáo dục theo hàm Mincer mở rộng

4.1.1. Kết quả ước lượng lợi suất giáo dục cho mô hình chung

Ước lượng bằng phương pháp OLS cho hàm Mincer mở rộng tính chung cả nước và tính riêng theo từng trường hợp nam và nữ trên phần mềm STATA 14 được kết quả như sau:

Bảng 4 . Kết quả ước lượng hàm thu nhập năm 2016

Tên biến	Coef. (β_i)	$e^{\beta_i} - 1$	Nam		Nữ	
			Coef. (β_i)	$e^{\beta_i} - 1$	Coef. (β_i)	$e^{\beta_i} - 1$
SEC	0,1325416	14,2%	0,0837021	8,7%	0,1993073	22,1%
HIG	0,2562128	29,2%	0,1739162	19,0%	0,392533	48,1%
VOC	0,1871374	20,6%	0,2009645	22,3%	0,130080	13,9%
COL	0,5609707	75,2%	0,4370861	54,8%	0,721831	105,8%
UN	0,7726498	116,5%	0,7424719	110,1%	0,851427	134,3%
EXP	0,0441472	4,51%	0,043361	4,4%	0,042538	4,3%
EXP ²	-0,0008969	-0,09%	-0,00085	-0,1%	-0,0009108	-0,1%
ngaylv	0,0056692	0,57%	0,005671	0,6%	0,0057285	0,6%
Cons	8,646094		8,742326		8,505565	

Nguồn: Tính toán tác giả

Từ bảng kết quả trên, có thể thấy rằng xu hướng là càng học lên cao thì thu nhập của người lao động càng tăng. Lợi suất giáo dục tăng khi người lao động có bằng cấp cao hơn. Ngoại trừ nhóm VOC, nữ giới có lợi suất giáo dục cao hơn nam giới ở hầu hết các cấp học.

Với các yếu tố khác như nhau, người lao động thuộc nhóm UN (từ đại học trở lên) có thu nhập cao hơn so với nhóm có bằng tiểu học trở xuống (PRI) là 116,5%, con số này đối với nhóm COL là 75,2%.

Nam giới thuộc nhóm UN có thu nhập cao hơn so với thu nhập của nam giới thuộc nhóm PRI là 110, 1% trong khi con số này ở nữ lên đến 134,3%; với nhóm COL thì chênh lệch này là 54,8% đối với nam, đối với nữ cao hơn hẳn là 105,8%.

Nhóm VOC (trung học nghề) lại có thu nhập bình quân thấp hơn nhóm HIG (nhóm có bằng THPT) tính chung cho cả nước và tính riêng đối với trường hợp của nữ. Điều này đặt ra vấn đề là liệu đào tạo nghề có đem lại mức thu nhập mong muốn cho người lao động, đặc biệt là lao động nữ, đồng thời chất lượng đào tạo nghề của Việt Nam có thực sự tốt hay chưa.

Kinh nghiệm và ngày làm việc cũng ảnh hưởng đến sự thay đổi của thu nhập. Khi kinh nghiệm làm việc tăng lên một năm thì mức thu nhập cũng thay đổi 4,51%. Tuy nhiên đến một giai đoạn nhất định thì kinh nghiệm không còn ảnh hưởng đến sự thay đổi của thu nhập nữa khi hệ số hồi quy của biến bình phương kinh nghiệm mang dấu âm. Thời gian làm việc cũng ảnh hưởng đến thu nhập theo chiều hướng, khi thời gian làm việc thay đổi 1% thì mức thu nhập cũng thay đổi 0,57%. Sự khác biệt về ảnh hưởng của kinh nghiệm và ngày làm việc của nam với nữ không có sự khác biệt lớn trong kết quả này.

4.2. Tác động của giáo dục tới thu nhập giữa các nhóm có trình độ giáo dục khác nhau trong các khu vực kinh tế

Trong các khu vực kinh tế khác nhau, ảnh hưởng của các cấp học khác nhau đến thu nhập của người lao động cũng có sự khác biệt được thể hiện trong bảng sau:

Bảng 5. Sự khác biệt giữa tác động của thu nhập đến giáo dục của các loại bằng cấp khác nhau phân theo khu vực kinh tế

Tên biến	Khu vực nhà nước	Khu vực ngoài nhà nước	Khu vực có vốn đầu tư nước ngoài
SEC	1,8%	15,9%	37,9%
HIG	45,3%	24,2%	41,3%
VOC	28,4%	24,5%	39,6%
COL	125,0%	61,6%	50,0%
UN	154,6%	120,8%	69,9%

Nguồn: Tính toán tác giả

So sánh lợi suất giáo dục trong các khu vực kinh tế

Tính trung bình thì khu vực nhà nước có lợi suất giáo dục cao nhất (trung bình các cấp đạt 71%). Hai khu vực còn lại có mức lợi suất giáo dục trung bình khá tương đương với nhau: khu vực ngoài nhà nước là 49,4% và khu vực có vốn đầu tư nước ngoài là 47,7%.

Trong khu vực ngoài nhà nước, những người có bằng đại học trở lên có ưu thế cao hơn hẳn những người có bằng cấp thấp hơn. Mọi yếu tố khác như nhau, những người có bằng đại học

trở lên có thu nhập lớn hơn 120.8% so với những người có bằng tiểu học trở xuống. Con số này giảm xuống một nửa đối với nhóm có bằng cao đẳng và tiếp tục giảm mạnh xuống đối với nhóm có bằng cấp thấp hơn. Nhóm VOC trong khu vực này có sự khác biệt không đáng kể so với nhóm HIG(24,5% ở nhóm VOC và 24,2% ở nhóm HIG). Điều này lại một lần nữa đặt dấu hỏi về hiệu quả đào tạo nghề cho lao động phục vụ cho khu vực ngoài nhà nước.

Ở khu vực nhà nước, chênh lệch thu nhập giữa các nhóm bằng cấp cao hơn nhiều. Những người nhóm UN có mức thu nhập cao hơn nhóm PRI 154.6%, lớn hơn so với con số này trong khu vực ngoài nhà nước. Con số này đối với các nhóm còn lại cũng tương tự, ngoại trừ nhóm SEC. Lợi suất của nhóm COL trong khu vực nhà nước cao gấp hơn 2 lần so với trong khu vực ngoài nhà nước. Đáng chú ý, trong khu vực này, nhóm VOC lại có thu nhập thấp hơn nhóm HIG, chứng tỏ trong khu vực này bằng nghề không đem lại hiệu quả về kinh tế kỳ vọng cho người lao động.

Ở khu vực có vốn đầu tư nước ngoài thì không có sự khác biệt quá lớn giữa những loại bằng cấp khác nhau. Lợi thế về thu nhập của các nhóm trình độ so với nhóm PRI dao động từ 38 đến 70%. Trong khu vực này, lợi thế thu nhập vẫn cao nhất ở nhóm có trình độ từ đại học trở lên.

Tóm lại, nhóm nhân lực tốt nghiệp đại học trở lên có lợi thế thu nhập hơn hẳn so với các nhóm còn lại ở tất cả các khu vực, đặc biệt là khu vực ngoài nhà nước và khu vực nhà nước. Lao động có trình độ cao đẳng cũng có lợi thế thu nhập cao hơn nhiều, đặc biệt khi làm việc tại khu vực nhà nước. Người được đào tạo nghề không có được nhiều lợi thế về thu nhập hơn người chỉ học hết cấp 3, cho dù làm ở khu vực nào.

So sánh lợi suất giáo dục của người lao động cùng trình độ bằng cấp trong các khu vực kinh tế

Xét theo từng loại bằng cấp trong các khu vực khác nhau, lao động có bằng cấp cao thường có lợi suất giáo dục cao hơn trong khu vực nhà nước và những người có bằng cấp thấp lại có mức lợi suất giáo dục cao hơn trong khu vực có vốn đầu tư nước ngoài.

Nhóm UN có lợi suất giáo dục cao nhất tại khu vực nhà nước (154.6%), tiếp đó là khu vực ngoài nhà nước (120.8%), cuối cùng là khu vực có vốn đầu tư nước ngoài (69.9%).

Nhóm COL có lợi suất giáo dục cao hơn tại khu vực nhà nước (125%) và thấp hơn trong hai khu vực còn lại.

Ở các nhóm trình độ thấp hơn, khu vực nhà nước đem lại lợi suất giáo dục là thấp nhất.

Qua phân tích bảng 3.3, trong ba khu vực, lợi suất giáo dục trung bình trong khu vực nhà nước lớn nhất nhưng lại có sự chênh lệch rất lớn giữa bằng cấp cao và bằng cấp thấp, trong khi khu vực FDI có lợi suất thấp nhất nhưng có sự đồng đều hơn. Những người có bằng cấp từ COL trở lên hoạt động trong khu vực nhà nước có lợi suất giáo dục cao nhất. Còn đối với các loại bằng cấp phổ thông thì lợi suất giáo dục đem lại tốt hơn khi làm việc ở khu vực FDI. Điều này cũng có thể giải thích là FDI đầu tư vào nước ta chủ yếu tận dụng vào lợi thế lao động đông giá rẻ và không cần trình độ cao đúng như nhận định ban đầu đặt ra khi thống kê mô tả.

Về sự khác biệt của lợi suất giáo dục giữa các giới tính khác nhau trong các khu vực kinh tế, Bảng 6 cho thấy nam giới có lợi suất giáo dục cao hơn nữ ở hầu hết các cấp trình độ và khu vực làm việc:

Bảng 6. Sự khác biệt giữa thu nhập của các bằng cấp khác nhau theo khu vực và giới tính

	Khu vực nhà nước		Khu vực ngoài nhà nước		Khu vực có vốn đầu tư nước ngoài	
	Nam	Nữ	Nam	Nữ	Nam	Nữ
	% tăng thêm so với nhóm PRI	% tăng thêm so với nhóm PRI	% tăng thêm so với nhóm PRI	% tăng thêm so với nhóm PRI	% tăng thêm so với nhóm PRI	% tăng thêm so với nhóm PRI
SEC	16,0%	-14,6%	11,0%	23,7%	4,5%	1,2%
HIG	59,3%	31,2%	17,4%	41,1%	11,7%	10,5%
VOC	27,6%	28,6%	26,1%	9,6%	10,5%	2,8%
COL	134,7%	106,7%	44,0%	96,5%	36,3%	32,1%
UN	194,9%	116,1%	112,7%	149,7%	126,2%	61,1%

Nguồn: Tính toán tác giả

Trong khu vực nhà nước và khu vực có vốn đầu tư nước ngoài, nam giới có lợi suất giáo dục cao hơn nhiều so với nữ giới. Ngược lại, nữ giới làm việc tại khu vực ngoài nhà nước lại có lợi suất giáo dục cao hơn nam.

Cụ thể, trong khu vực nhà nước, nam có bằng cao đẳng và đại học có thu nhập trung bình cao hơn nhóm có bằng tiểu học trở xuống tương ứng là 134.7% và 194.9%; Con số này ở nữ chỉ là 106.7% và 116.1%. Trong khu vực này, nam giới cũng có lợi suất cao hơn nữ ở các cấp trình độ còn lại.

Trong khu vực có vốn đầu tư nước ngoài, nam có bằng đại học có lợi suất giáo dục lên đến 162.2% trong khi con số này của nữ chỉ là 61.1%. Khác biệt lợi suất giáo dục cũng tìm thấy trong các cấp trình độ còn lại với giá trị lợi suất lớn hơn thuộc về lao động nam.

Trong khu vực ngoài nhà nước, nữ lại có lợi suất giáo dục cao hơn nam ở hầu hết các cấp học, trừ trung cấp nghề.

5. Kết luận và kiến nghị

5.1. Kết luận

Nghiên cứu đã sử dụng phương pháp phân tích mô tả và sử dụng hàm Mincer để xem xét ảnh hưởng của giáo dục đến thu nhập cho các cấp học, từ tiểu học đến đại học phân chia thành các nhóm khác nhau, bao gồm PRI, SEC, HIG, VOC, COL, UN. Xu hướng chung trong cả nước là càng học lên cao thì thu nhập càng cao.

Một số phát hiện cụ thể trong từng khu vực như sau:

Trong cả nước:

- Lợi suất giáo dục ở bậc đại học trở lên cao nhất và bằng cấp thấp hơn thì có lợi suất giáo dục thấp hơn. Tuy nhiên, riêng nhóm trung học nghề có lợi suất giáo dục thấp hơn trung học phổ thông

Khu vực đầu tư nước ngoài:

- Đây là nơi có lao động trẻ nhất, trình độ thấp và có tỷ lệ lao động nữ cao nhất.
- Tại khu vực này, người lao động có số ngày làm việc trong năm cao hơn, đồng thời lao động các trình độ đều có thể kiếm được thu nhập cao hơn so với các khu vực khác.
- Lao động học hết cấp hai trở xuống và lao động học hết đại học trở lên làm việc cho khu vực có vốn đầu tư nước ngoài có thu nhập cao hơn hẳn so với làm việc ở các khu vực khác. Các lao động có bằng cấp ba, học nghề, cao đẳng làm việc tại khu vực này có thu nhập không cao hơn nhiều so với các khu vực còn lại.
- Bằng cấp có đem đến sự khác biệt thu nhập cho lao động làm việc trong khu vực này nhưng không đáng kể.

- Cùng bằng cấp như nhau, nam giới làm việc trong khu vực này tính chung có thu nhập cao hơn nữ giới.

Khu vực ngoài nhà nước:

- Đây là nơi tập trung nhiều lao động nhất và nhiều lao động trình độ thấp nhất. Khu vực này có tỷ lệ lao động nam cao hơn so với nữ.

- Thu nhập bình quân của người lao động trong khu vực này chỉ thực sự khác biệt rõ rệt khi có bằng từ đại học trở lên. Lao động nam có thu nhập tốt hơn so với nữ.
- Nhóm lao động có bằng cấp từ đại học trở lên có lợi suất cao nhất, cao hơn nhiều so với các nhóm bằng cấp còn lại.
- Nữ giới trong khu vực này có lợi suất cao hơn nam giới ở hầu hết các nhóm bằng cấp, ngoại trừ nhóm bằng trung học nghề.

Khu vực nhà nước:

- Tập trung chủ yếu của lao động có trình độ cao, đặc biệt lao động có trình độ đại học trở lên. Lao động nam vẫn có số lượng lớn hơn.
- Chênh lệch lợi suất giữa những người có bằng cấp cao, từ cao đẳng trở lên so với những người có bằng phổ thông rất lớn. Trong khi bằng trung học nghề có lợi suất giáo dục thấp hơn nhiều so với nhóm lao động phổ thông.

Lợi suất giáo dục của nhóm VOC (bao gồm các bằng sơ cấp nghề với trung cấp nghề và trung học chuyên nghiệp) so với HIG (THPT) lại thấp hơn. Điều này đặt ra vấn đề sự hiệu quả của việc đi học nghề có lợi hơn là tham gia luôn vào thị trường lao động khi đã có bằng THPT hay không. Bên cạnh đó, so sánh tác động của giáo dục đến thu nhập đến các khu vực công, khu vực tư nhân và khu vực có vốn đầu tư nước ngoài cho thấy rằng ở khu vực nhà nước, ảnh hưởng của giáo dục đến thu nhập rõ rệt hơn ở khu vực ngoài nhà nước, trong khu vực có vốn đầu tư nước ngoài thì ảnh hưởng này thấp nhất. Tuy nhiên lợi suất giáo dục của khu vực có vốn đầu tư nước ngoài này đồng đều hơn giữa các loại bằng cấp phổ thông, cho thấy rằng khu vực này có vẻ không quan tâm đến trình độ giáo dục khác nhau của người lao động.

Xét đến yếu tố giới tính, ở hai khu vực nhà nước và khu vực có vốn đầu tư nước ngoài, nam giới có mức lợi suất trung bình cao hơn nữ giới. Tuy nhiên, tính chung cả nước, thì nữ giới có lợi suất giáo dục cao hơn, có lẽ do lợi suất giáo dục của nữ tại khu vực ngoài nhà nước cao hơn và khu vực này lại chiếm tỷ trọng lớn hơn. Với cùng loại bằng cấp, chênh lệch giữa nam và nữ trong từng khu vực khác nhau có những đặc điểm khác nhau. Nữ giới có bằng cấp từ nhóm COL trở lên mới có tác động khác biệt đáng kể đến thu nhập, đặc biệt ở khu vực ngoài nhà nước. Trong khi đó, với nam giới thì bằng cấp có tác động đáng kể đến thu nhập đối với lao động trong khu vực nhà nước. Ở khu vực FDI, có sự chênh lệch đáng kể giữa nhóm nam giới có bằng đại học trở lên so với các nhóm bằng cấp khác và so với nữ giới có cùng bằng cấp.

5.2. Kiến nghị

Từ kết quả nghiên cứu trên, có thể có những hàm ý cho những nhà hoạch định chính sách về đánh giá hiệu quả của các bậc giáo dục đến thu nhập và khu vực làm việc. Những người nhóm bằng cấp trung học nghề có sự khác biệt về thu nhập không lớn so với nhóm chỉ học hết trung học phổ thông cũng có thể đặt câu hỏi về chất lượng và ý nghĩa loại hình giáo dục này, có hay không hiệu quả của bằng nghề đến thu nhập của người lao động? Bên cạnh đó, ảnh hưởng đáng kể của giáo dục trong khu vực ngoài nhà nước tới thu nhập cũng cho thấy rằng khu vực này khá coi trọng yếu tố bằng cấp và trình độ của người lao động. Đây là một khu vực tập trung nhiều lao động nhất, nên muốn có một công việc với mức thu nhập cao, người lao động cần nhắc nên đầu tư vào giáo dục nhiều hay ít. Một điều đáng lưu ý là khu vực có vốn đầu tư nước ngoài không chịu ảnh hưởng quá nhiều bởi trình độ giáo dục của người lao động. Có thể hiểu rằng khu vực này đa số sử dụng lao động phổ thông với giá rẻ, về lâu dài thì điều này chưa tận dụng hết cơ hội từ khu vực này. Các nhà hoạch định chính sách cần tìm hướng đi trong tương lai cho khu vực FDI để có thể mở rộng cơ hội cho lao động có trình độ cao. Sự khác biệt giữa nam giới và nữ giới về ảnh hưởng của bằng cấp tới thu nhập trong các khu vực làm việc khác nhau cũng đặt ra câu hỏi về bình đẳng giới trong thu nhập, đồng thời giúp định hướng nghề nghiệp sau cho người lao động trong lựa chọn việc làm.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Bùi Thị Nhâm "*Xác định xu hướng thay đổi tỷ suất sinh lời giáo dục Việt Nam giai đoạn 2004-2010,*" (2012),
- [2] Đặng Phước Huy Nhựt, "*Tác động của giáo dục đến thu nhập hộ gia đình có chủ hộ là góa phụ và phụ nữ: nghiên cứu tại Đồng bằng Sông Hồng,*" (2017)
- [3] *Hệ thống chỉ tiêu thống kê quốc gia*, trang thông tin điện tử Tổng cục Thống kê https://www.gso.gov.vn/danhmuc/HTCT_QG.aspx?ma3=0206 truy cập ngày 4/3/2018.
- [4] *Kết quả khảo sát Mức sống dân cư Việt Nam năm 2014*, Tổng cục Thống kê, Nhà xuất bản Thống kê, 2016
- [5] Nguyễn Xuân Thành, "*Ước lượng suất sinh lợi của việc đi học ở Việt Nam: Phương pháp khác biệt trong khác biệt,*" Tài liệu học tập Chương trình giảng dạy kinh tế Fulbright, Tiếng Anh (2006)
- [6] Tạ Thị Kiều Duyên, Bùi Thị Ngọc Ánh "*Ước lượng hiệu suất sinh lời của giáo dục đem lại cho người lao động ngoài quốc doanh ở Việt Nam*" (2017)
- [7] Becker, Gary S. "Human capital revisited." In *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education (3rd Edition)*, pp. 15-28. The university of Chicago press, 1994.

TÁC ĐỘNG CỦA FDI ĐẾN TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ CỦA VIỆT NAM

SV: Nguyễn Thị Thanh Tú, Nguyễn Thị Thanh Hải, Trần Thị Mỹ Linh

Học viện Chính sách và Phát triển

GVHD: TS. Vũ Thị Minh Luận

ThS. Nguyễn Thị Hồng Nhâm

TÓM TẮT

Trong những năm gần đây, dòng vốn FDI có tác động không nhỏ đến tăng trưởng kinh tế của Việt Nam. Trong bài báo này, chúng tôi nghiên cứu tác động của dòng vốn FDI tới tăng trưởng kinh tế giai đoạn từ 1995 đến 2016. Bài nghiên cứu sử dụng mô hình VAR để phân tích mối quan hệ giữa FDI và tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam. Các kết quả cho thấy FDI có tác động rất tích cực đến tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam và ngược lại. Nghiên cứu cũng chỉ rõ, nguồn vốn FDI đã kích thích xuất khẩu, nâng cao chất lượng nguồn nhân lực, công nghệ, là những tiền đề quan trọng cho sự tăng trưởng bền vững của kinh tế Việt Nam.

Từ khóa: FDI, tăng trưởng kinh tế, mô hình VAR.

1. Giới thiệu

Sau hơn 30 năm tiến hành thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài, Việt Nam đã đạt được những kết quả đáng kể. Đầu tư trực tiếp nước ngoài FDI có thể trực tiếp thúc đẩy tăng trưởng kinh tế khi việc chuyển giao công nghệ dẫn đến việc mua lại tri thức bổ sung thông qua việc đào tạo lao động, phát triển kỹ năng, phương thức quản lý mới, và phong cách tổ chức mới. Tuy nhiên, có nhiều ý kiến cho rằng bên cạnh những tác động tích cực của FDI mang lại thì ở Việt Nam việc thu hút FDI vẫn ảnh hưởng tiêu cực. Cụ thể là:

Thứ nhất, sự mất cân đối giữa ngành nghề và lãnh thổ: tập trung chủ yếu vào ngành công nghiệp chế biến, chế tạo. Đáng chú ý là sự gia tăng tỷ trọng vốn đăng ký vào lĩnh vực hoạt động chuyên môn, khoa học, công nghệ và ngành Bán buôn và bán lẻ, sửa chữa ô tô, mô tô, xe máy và xe có động cơ khác... Còn những dự án rất cần thiết cho dân sinh thì lại chưa hút được đầu tư nước ngoài. Khi lựa chọn những địa bàn đầu tư dự án các nhà đầu tư thường tập trung vào những nơi có cơ sở hạ tầng, kinh tế, xã hội thuận lợi. Do đó, các tỉnh, thành phố lớn, những địa phương có cảng biển, cảng hàng không, các tỉnh đồng bằng là nơi tập trung nhiều dự án FDI nhất. Trong khi đó, các tỉnh miền núi, vùng sâu, vùng xa, những địa phương cần được đẩy nhanh tốc độ phát triển kinh tế, mặc dù chính phủ và chính quyền địa phương có những ưu đãi cao hơn nhưng không được các nhà đầu tư quan tâm. Điều đó đã dẫn đến những địa phương có lợi thế phát triển hơn thì thu hút FDI nhiều còn những vùng kém phát triển thì khó khăn trong việc thu hút FDI, tốc độ tăng trưởng kinh tế thấp.

Thứ hai, kinh tế Việt Nam còn phụ thuộc nhiều vào các doanh nghiệp FDI. Khu vực kinh tế đầu tư nước ngoài đóng góp một lớn vào thu nội địa và tổng kim ngạch xuất khẩu các mặt hàng với tỷ trọng lớn, chẳng những bù đắp được lượng nhập siêu của doanh nghiệp trong nước mà còn tạo ra lượng xuất siêu lớn. Điều đó cho thấy những doanh nghiệp FDI tác động lớn đến nền kinh tế trong nước. Những doanh nghiệp sản xuất và dịch vụ ở một số lĩnh vực đã bị “chèn ép” của các doanh nghiệp FDI

Thứ ba, mục tiêu thu hút công nghệ (công nghệ cao và công nghệ nguồn), chuyển giao công nghệ chưa đạt như kỳ vọng: Nhìn chung, công nghệ được sử dụng trong các doanh nghiệp FDI thường cao hơn mặt bằng công nghệ cùng ngành và cùng loại sản phẩm tại Việt Nam. Tuy vậy, một số trường hợp các nhà đầu tư nước ngoài đã lợi dụng sơ hở của pháp luật Việt Nam cũng như sự yếu kém trong kiểm tra, giám sát tại các cửa khẩu nên đã đưa vào Việt Nam một số máy móc, thiết bị lạc hậu, thậm chí là loại phế thải của các nước khác.

Thứ tư, một số dự án được cấp phép nhưng chưa bảo đảm tính bền vững, gây ô nhiễm môi trường, tiêu tốn năng lượng, tài nguyên: Nhiều dự án của các doanh nghiệp đầu tư nước ngoài đã tiến hành nhập khẩu máy móc, thiết bị lạc hậu, gây ô nhiễm môi trường, không được phát hiện kịp thời. Có nhiều hướng dịch chuyển dòng đầu tư nước ngoài tiêu tốn năng lượng và tài

nguyên, nhân lực, không thân thiện với môi trường vào Việt Nam nhưng nhiều địa phương không có cơ chế kiểm soát về môi trường.

Thứ năm, tác động xấu đến môi trường sinh thái: Có thể nói một trong những tác động tiêu cực nhất của FDI đối với nước nhận đầu tư là những ảnh hưởng về môi trường. Đặc biệt là tình hình xuất khẩu ô nhiễm từ các nước phát triển sang các nước đang phát triển thông qua FDI ngày càng gia tăng. Các nước đang phát triển có nguy cơ trở thành những nước có mức nhập khẩu ô nhiễm cao, nhiều nhất là Trung Quốc, Ấn Độ, Việt Nam,... Hiện nay, vấn đề xử lý nước thải tại Việt Nam chưa được chú trọng, hầu hết các xí nghiệp chưa có hệ thống xử lý chất thải. Các chương trình giám sát, xử phạt vẫn chưa được thực hiện một cách toàn diện trong khi ngày càng có nhiều dự án khai thác tài nguyên, vận chuyển dầu với hiểm họa tràn dầu có nguy cơ gia tăng trong các năm tới. Bên cạnh đó, sự mở rộng của các khu công nghiệp, khu du lịch đã ảnh hưởng đến môi trường sinh thái tự nhiên ở Việt Nam, diện tích rừng bị thu hẹp, cuộc sống, nơi cư trú của các động vật hoang dã, thực vật đã bị xáo trộn, phá hủy. Trong khi đó, vấn đề bảo vệ tốt môi trường vẫn đang là thách thức lớn đối với Việt Nam hiện nay.

Theo lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển của Solow (1956) đã chỉ ra yếu tố vốn, vốn con người, công nghệ là yếu tố đầu vào cho tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, chỉ xem xét các yếu tố ở mặt số lượng, và coi đây là yếu tố ngoại sinh. Phát triển nghiên cứu này, lý thuyết tăng trưởng nội sinh đã chỉ ra FDI thúc đẩy tăng trưởng kinh tế trong dài hạn thông qua kênh chuyên giao công nghệ; tích tụ vốn con người qua các khóa huấn luyện kỹ năng lao động cho nước sở tại (De Mello, 1997). Ngoài ra, lý thuyết chiết trung được tổng hợp phát triển bởi (Dunning, 1981) phân tích khác về mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và FDI đó là, việc thu hút FDI phụ thuộc vào lợi thế của nước nhận đầu tư, gồm: lợi thế về sở hữu như công nghệ, vốn, nguồn lực...

Ngoài ra, lý thuyết chiết trung được tổng hợp phát triển bởi (Dunning, 1981) phân tích khác về mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và FDI đó là, việc thu hút FDI phụ thuộc vào lợi thế của nước nhận đầu tư, gồm: lợi thế về sở hữu như công nghệ, vốn, nguồn lực... lợi thế địa điểm như môi trường đầu tư, lao động nhiều giá thấp... và lợi thế nội bộ hóa.

Dựa vào lý thuyết tăng trưởng nội sinh, lý thuyết chiết trung các nhà nghiên cứu trong và ngoài nước đã vận dụng phân tích mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và FDI. Chẳng hạn, (De Mello, 1997) nghiên cứu chỉ ra FDI có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế ở 17 nước thuộc tổ chức OECD, và không tìm thấy tác động ở 15 nước không thuộc tổ chức OECD. (Hsiao, 2006) nghiên cứu 8 quốc gia châu Á cho thấy FDI có ảnh hưởng một chiều trực tiếp lên GDP và gián tiếp thông qua xuất khẩu. Ở Việt Nam, (Sajid Anwar và Lan Phi Nguyen, 2010) dùng mô hình đồng thời để kiểm định mối quan hệ FDI và tăng trưởng kinh tế ở 61 tỉnh thành Việt Nam giai đoạn 1996 -2005 phương pháp GMM. Kết quả cho thấy FDI và tăng trưởng kinh tế vùng có mối liên kết hai chiều, các tỉnh thành tại khu vực Bắc Trung Bộ, Nam Trung Bộ và vùng núi phía Bắc thu hút lượng vốn FDI hạn chế, tác động của FDI đến tăng trưởng các tỉnh này tương đối yếu và gần như không có. Nghiên cứu cũng lý giải tác động của FDI tới tăng trưởng kinh tế phụ thuộc nhiều vào khả năng hấp thụ của các điểm đến, chỉ khi các tỉnh thành của Việt Nam hội tụ cơ bản các yếu tố như đầu tư con người, công nghệ, đầu tư cho nghiên cứu và phát triển, và một thị trường tài chính phát triển.

Tùy tình hình cụ thể ở mỗi nước, mỗi góc độ nghiên cứu, phương pháp nghiên cứu, dữ liệu thu thập được mà các biến giải thích có thể thêm, bỏ hoặc thay thế cho phù hợp. Chẳng hạn, Nguyễn Thị Tuệ Anh và cộng sự (2006) dùng hàm sản xuất Cobb - Douglass, phương pháp hồi qui 2SLS giai đoạn 1988-2003. Cho rằng vốn con người hay trình độ lao động thấp làm hạn chế đóng góp của FDI vào tăng trưởng; và FDI tạo ra tác động tràn tích cực đối với doanh nghiệp có quy mô vừa và nhỏ nhờ tính linh hoạt và thích nghi với môi trường kinh doanh ở Việt Nam. Ngoài ra, Sử Đình Thành và Nguyễn Minh Tiên (2014) với phương pháp kiểm định nhân quả Granger chỉ ra FDI có quan hệ nhân quả với biến đầu tư tư nhân, nguồn lao động, nguồn thu thuế, cơ sở hạ tầng, độ mở cửa thương mại, và chênh lệch công nghệ; phương pháp GMM cho rằng FDI có tác động tăng trưởng kinh tế; và phương pháp PMG vectơ đồng liên kết dài hạn kết luận dòng chảy vốn FDI vào Việt Nam có sự khác biệt lớn ở

các địa phương. Tóm lại, các nghiên cứu thực nghiệm đã chỉ ra vốn, nguồn nhân lực, công nghệ, xuất khẩu, chi tiêu chính phủ, cơ sở hạ tầng, độ mở cửa nền kinh tế, công nghệ, môi trường... là những yếu tố tác động đến tăng trưởng kinh tế và đầu tư trực tiếp nước ngoài.

Bài nghiên cứu được bố cục như sau: Mục 1 giới thiệu tổng quan về hướng nghiên cứu; Mục 2 trình bày mô hình nghiên cứu, nguồn dữ liệu, các biến, độ đo của các biến và cách tiếp cận thực nghiệm. Mục 3 trình bày các kết quả nghiên cứu và mục cuối cùng trình bày một số kết luận và khuyến nghị.

2. Mô hình và dữ liệu nghiên cứu

Để làm sáng tỏ nghiên cứu đề xuất mô hình thực nghiệm phân tích mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và FDI ở Việt Nam với dữ liệu chuỗi thời gian trong giai đoạn từ 1995-2016, gồm 22 quan sát. Mô hình thực nghiệm như sau:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_p X_{t-p} + \varepsilon_{yt}$$

$$Y = (\text{DFDI, GDP, GDI, DHDI, DEX})$$

Trong đó: t là thời gian (t=1,...,22);

X_t, Y_t là các chuỗi thời gian;

ε_{yt} là giá trị sai số ngẫu nhiên;

p là trễ các biến số.

Các biến trong mô hình này được xây dựng như sau:

GDP: đo lường hoạt động của nền kinh tế ở Việt Nam, đơn vị tính USD hiện tại.

OPEN: biến này được tính là phần trăm GDP của tổng giá trị xuất khẩu hàng năm, đơn vị tính %. Thương mại quốc tế có thể đẩy mạnh tính cạnh tranh và đổi mới bởi vì một nền kinh tế mở thể hiện tính cạnh tranh nhiều hơn và từ đó ít có khả năng cho các công ty đầu tư không hiệu quả. Tất cả những điều này dẫn đến giả thuyết là xuất khẩu có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế. Biến này cũng có thể được xem là nhân tố thu hút đối với FDI tìm kiếm năng suất vì nó thường hỗ trợ tạo điều kiện thuận lợi để xuất khẩu sản phẩm. Nghiên cứu của Sử Đình Thành và Nguyễn Minh Tiên (2014) ước lượng GMM tìm thấy OPEN với độ trễ (1) tác động dương đến tăng trưởng kinh tế, tuy nhiên phương pháp PMG có tác động âm, ngược chiều đến tăng trưởng kinh tế trong ngắn hạn; Hồ Đắc Nghĩa (2014) tìm thấy độ mở kinh tế có tác động dương đến năng suất.

FDI: vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài thực hiện hàng năm, đơn vị tính USD hiện tại.

L: lao động trong các ngành kinh tế, đơn vị tính (người).

SV: Nguồn nhân lực để phản ánh trình độ lao động, đo bằng số lượng sinh viên đại học, cao đẳng, đơn vị tính (người). Ở trình độ này người lao động được trang bị kiến thức cơ bản đáp ứng cho yêu cầu công việc, kích thích tăng trưởng kinh tế. Nguyễn Thị Tuệ Anh và cộng sự (2006) đo bằng tỷ lệ lao động đang làm việc trong nền kinh tế đã tốt nghiệp cấp tiểu học, phổ thông cơ sở và tỷ lệ dân số biết chữ. Nghiên cứu chỉ ra vốn con người vừa có tác động tiêu cực, vừa có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế. Sử Đình Thành và Nguyễn Minh Tiên (2014) đo bằng số người trong độ tuổi lao động trên dân số, có tác động dương đến tăng trưởng kinh tế. Hồ Đắc Nghĩa (2014) đo bằng số lượng học sinh tốt nghiệp trung học phổ thông, không có tác động tích cực đến thu hút FDI nhưng ngược lại số người lao động có đào tạo tác động dương ngay sau năm tăng FDI.

Các thống kê cơ bản về các biến trên được cho trong Bảng 3.1.

Bảng 3.1: Tóm tắt thống kê của các biến được sử dụng trong mô hình

	FDI	GDP	L	OPEN	SV
Mean	6,82E+09	5,13E+15	44410736	64,15733	237534,5
Median	3,70E+09	6,20E+10	45571600	63,15419	216800,0
Maximum	1,58E+10	2,05E+16	54445300	93,62394	441800,0
Minimum	2,23E+09	2,07E+10	28760000	32,81286	111960,0
Std. Dev.	4,70E+09	7,83E+15	7778684	16,80751	1097348
Observations	22	22	22	22	22

Nguồn: Ước lượng từ số liệu

3. Kết quả nghiên cứu

Kiểm định tính dừng:

Trước khi đưa các biến vào mô hình, chúng tôi tiến hành kiểm định nghiệm đơn vị (Unit Root Test) của các chuỗi số liệu bằng tiêu chuẩn kiểm định nghiệm đơn vị Augmented Dickey-Fuller (ADF), lần lượt đưa biến xu hướng và không xu hướng để kiểm định. Chiều dài độ trễ được xác định tự động bằng tiêu chí Schwarz information criterion.

Kết quả kiểm định tính dừng trong Bảng 3.2 cho thấy các biến GDP, FDI, OPEN, SV

Bảng 3.2: Các kết quả của kiểm định nghiệm đơn vị ADF

	ADF	1%	5%	10%
LnGDP	-0,604579	-3,788030	-3,012363	-2,646119
LnFDI	-0,006713	-3,788030	-3,012363	-2,646119
LnOPEN	-2,364662	-3,788030	-3,012363	-2,646119
LnSV	-1,232707	-3,788030	-3,012363	-2,646119
LnL	-4,704639	-3,788030*	-3,012363**	-2,646119***
DLnGDP	-4,586519	-3,808546*	-3,020686**	-2,650413***
DLnFDI	-3,449807	-3,808546	-3,020686**	-2,650413
DLnOPEN	-4,221582	-3,831511*	-3,029970**	-2,655194***
DLnSV	-2,850814	-3,808546	-3,020686	-2,650413***

Nguồn: Ước lượng từ số liệu

Ghi chú: (), (**), (***) có ý nghĩa thống kê tương ứng ở mức 1%, 5%, 10%*

Kết quả kiểm định ADF cho thấy: biến L dừng ở bậc gốc, I(0); biến GDP, FDI, OPEN, SV dừng ở sai phân bậc nhất, I(1). Như vậy, mô hình Var ước lượng với biến ban đầu DLnGDP, DLnFDI, DLnOPEN, DLnSV, LnL.

Bậc trễ tối ưu: Khi xem xét ảnh hưởng đến các biến khác thông thường các biến kinh tế có độ trễ khác nhau. Ngay tại thời điểm đầu tư các biến số kinh tế không tác động ngay lập tức mà có một độ trễ nhất định Với 5 tiêu chuẩn lựa chọn LR, FPE, AIC, SC, HQ bậc trễ tối ưu phần mềm Eview lựa chọn mô hình nghiên cứu là 2.

Bảng 3.3: Kết quả lựa chọn bước trễ tối ưu

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2,076258	NA	1,31e-07	-1,659219	-1,410682	-1,617156
1	8,354914	8591846*	2,74e-09	-5,636752	-4,145532	-5,384378
2	1,205921	3,119406	1,57e-09*	-6,904431*	-4,170528*	-6,441746*

*Ghi chú: * Bước trễ tối ưu lựa chọn bởi các tiêu chuẩn*

Ước lượng mô hình Var: Sau khi chọn được độ trễ tối ưu, chúng tôi tiến hành ước lượng mô hình VAR sử dụng phần mềm Eviews nhận được kết quả như sau:

Bảng 3.4: Kết quả ước lượng mô hình VAR bằng phương pháp Bayes

	D(LNGDP)	D(LNFDI)	LNL	D(LNOPEN)	D(LNSV)
D(LNGDP(-1))	-0,672459	-0,019750	0,000969	0,012176	0,021533
	(0,38923)	(0,04169)	(0,00259)	(0,00620)	(0,01438)
	[-1,72766]	[-0,47377]	[0,37397]	[1,96312]	[1,49702]
D(LNGDP(-2))	-0,000993	-0,043122	-0,003238	0,006014	-0,004424
	(0,37955)	(0,04065)	(0,00253)	(0,00605)	(0,01403)
	[-0,00262]	[-1,06084]	[-1,28217]	[0,99443]	[-0,31544]
D(LNFDI(-1))	1,343748	0,144936	0,006661	-0,076701	-0,110519
	-0,317553	(0,34010)	(0,02113)	(0,05060)	(0,11735)
	[0,42316]	[0,42616]	[0,31525]	[-1,51580]	[-0,94178]
D(LNFDI(-2))	7,701407	0,008275	-0,005298	-0,124150	0,256026

	-0,387280	(0,41477)	(0,02577)	(0,06171)	(0,14312)
	[1,98859]	[0,01995]	[-0,20558]	[-2,01177]	[1,78891]
LNL(-1)	3,780111	0,442979	0,711074	-0,189168	1,466240
	-0,515790	-0,552404	(0,34321)	(0,82189)	-0,190609
	[0,73288]	[0,08019]	[2,07186]	[-0,23016]	[0,76924]
LNL(-2)	-3,613151	-0,005837	0,198302	0,112672	-1,722883
	-0,480089	-0,514169	(0,31945)	(0,76501)	-0,177416
	[-0,75260]	[-0,00114]	[0,62076]	[0,14728]	[-0,97110]
D(LNOPEN(-1))	-2,033515	-0,055456	0,120804	-0,032515	0,572254
	-0,226643	-0,242731	(0,15081)	(0,36115)	(0,83755)
	[-0,89723]	[-0,02285]	[0,80104]	[-0,09003]	[0,68324]
D(LNOPEN(-2))	-1,095828	-1,368469	-0,126280	-0,047581	-0,900215
	-0,136673	-0,146375	(0,09094)	(0,21778)	(0,50507)
	[-0,80179]	[-0,93490]	[-1,38857]	[-0,21848]	[-1,78234]
D(LNSV(-1))	1,606356	0,731109	0,043118	-0,079036	0,342900
	-0,771011	(0,82574)	(0,05130)	(0,12286)	(0,28493)
	[0,20834]	[0,88540]	[0,84046]	[-0,64331]	[1,20347]
D(LNSV(-2))	-7,847319	-0,345537	0,002184	0,143474	0,399782
	-0,862738	(0,92398)	(0,05741)	(0,13747)	(0,31882)
	[-0,90958]	[-0,37397]	[0,03805]	[1,04364]	[1,25393]
C	-2,803515	-7,534071	1,627182	1,393006	4,472210
	-0,106578	-0,114143	(0,70917)	-0,169828	-0,393855
	[-0,26305]	[-0,66005]	[2,29450]	[0,82025]	[1,13550]

Nguồn: Kết quả ước lượng từ số liệu

Ghi chú: Các giá trị trong [] là giá trị thống kê t tương ứng với ước lượng của các hệ số hồi qui.

* Kết quả ước lượng (với mức ý nghĩa 5%) cho thấy:

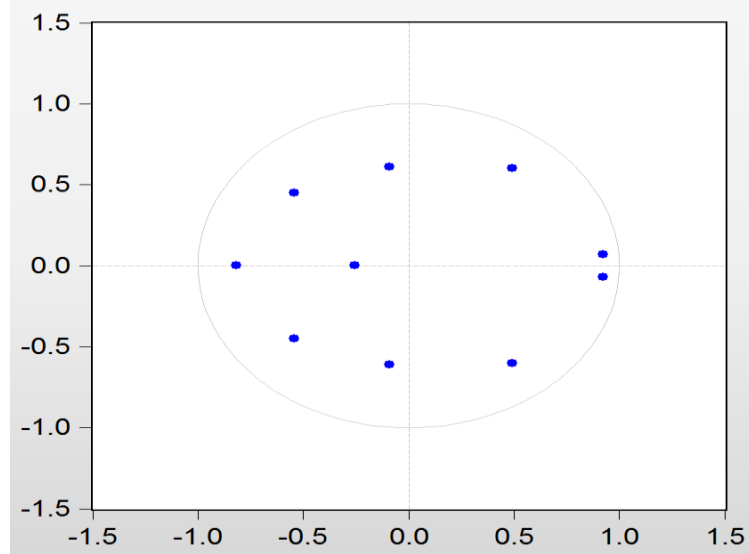
- GDP chịu tác động chủ yếu của FDI còn các yếu tố khác tác động rất nhỏ.
- FDI chịu tác động trực tiếp từ GDP
- Lực lượng lao động trong nước chịu tác động của các yếu tố, ngoại trừ FDI và SV.
- SV chịu tác động của FDI và độ mở của nền kinh tế.
- OPEN của nền kinh tế chịu tác động chủ yếu từ GDP và FDI.

Bảng 3.4 đã cho chúng ta thấy tất cả các quan hệ nhận được từ kết quả ước lượng trong mô hình có thể coi là phù hợp với quan hệ vận động của các yếu tố của nền kinh tế. Việc xác định độ lớn và chiều hướng tác động trong trường hợp sử dụng mô hình VAR sẽ được phân tích khi xem xét giá trị ước lượng của các hàm phản ứng.

Kiểm định nghiệm đơn vị: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị cho thấy mô hình đảm bảo tính ổn định của mô hình VAR. Biểu đồ 3.1 cho thấy tất cả các giá trị riêng đều nằm trong vòng tròn đơn vị.

Hình 3.1: Kiểm định tính ổn định của mô hình

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Nguồn: Ước lượng từ số liệu

Tác động hàm phản ứng: phân tích tác động từ hàm phản ứng nhằm đánh giá phản ứng của tất cả các biến đối với các cú sốc của mỗi biến trong mô hình. Chúng tôi thực hiện phân tích hàm phản ứng theo thứ tự các biến: D(LnGDP), D(LnFDI), D(LnOPEN), D(LnSV), LnL. Kết quả thu được cho trong bảng sau:

Bảng 3.6: Giá trị hàm phản ứng của mô hình

Response of D(LNGDP):					
Period	D(LNGDP)	D(LNFDI)	LNL	D(LNOPEN)	D(LNSV)
1	2,567373	0	0	0	0
2	-1,056394	0,124966	8,46E-05	-0,447298	0,102913
3	-1,101356	2,145243	0,046352	0,203841	-0,266332
4	-0,957039	-0,432661	-0,446416	-0,263675	0,384628
5	0,290005	-0,066785	0,312407	0,251542	-0,248224
Response of D(LNFDI):					
Period	D(LNGDP)	D(LNFDI)	LNL	D(LNOPEN)	D(LNSV)
1	-0,134942	0,239572	0	0	0
2	-0,042331	0,032807	-0,040406	-0,003428	0,046839
3	-0,016678	-0,022031	-0,000981	-0,010913	0,000185
4	-0,003228	0,007545	-0,037177	-0,006293	0,024469
5	0,027744	-0,017966	0,006470	0,009006	0,015851
Response of LNL:					
Period	D(LNGDP)	D(LNFDI)	LNL	D(LNOPEN)	D(LNSV)
1	0,008540	0,001324	0,014736	0,000000	0,000000
2	0,006166	0,003872	0,010496	0,002497	0,002762
3	0,008286	-0,002501	0,007879	-0,000999	0,002851
4	0,007963	0,000538	0,004818	-0,000489	0,004351
5	0,006169	0,001385	0,005059	-0,000129	0,004947
Response of D(LNOPEN):					
Period	D(LNGDP)	D(LNFDI)	LNL	D(LNOPEN)	D(LNSV)
1	-0,023525	0,011948	0,022453	0,021756	0,000000
2	0,038290	-0,018816	0,001421	-0,000467	-0,005064
3	0,020411	-0,030172	-0,008335	-0,008013	0,004758
4	-0,006169	0,021853	0,011013	0,005242	-0,007920
5	-0,014378	0,011160	-0,006144	-0,002708	0,002677

Response of D(LNSV):					
Period	D(LNGDP)	D(LNFDI)	LNL	D(LNOPEN)	D(LNSV)
1	0,031246	-0,002516	-0,062492	-0,003038	0,064066
2	0,079971	-0,018561	0,013027	0,011408	0,021968
3	0,013353	0,034905	-0,045446	-0,022747	0,031337
4	-0,012748	0,050357	-0,032196	-0,006474	0,032012
5	-0,043187	0,050703	-0,027872	-0,008774	0,022960

Nguồn: Ước lượng từ số liệu

Từ bảng phân tích tác động của hàm phản ứng, ta có một số nhận xét như sau:

Phản ứng của FDI trước các cú sốc của các chỉ tiêu tăng trưởng kinh tế:

Dựa vào Bảng 3.6, nhận thấy GDP có phản ứng với tất cả các biến ở kì thứ 2, đối với FDI phản ứng dương ngay ở kì thứ 2 và 3. Cụ thể là:

Khi nhịp tăng thu nhập quốc dân tăng sẽ ảnh hưởng cùng chiều đến tăng FDI nhưng ảnh hưởng trễ từ năm thứ 4. Tăng GDP không ảnh hưởng ngay đến FDI mà ảnh hưởng trễ ở năm thứ 4, 1% tăng GDP có thể mang lại hiệu ứng 0,027%. Điều này cho thấy nguồn vốn FDI đang có xu hướng ưu tiên lựa chọn hiệu quả trong trung hạn.

Sự tăng lên của lực lượng lao động kích thích nhịp tăng FDI ngay ở năm thứ nhất, song các năm thứ 3 lại có ảnh hưởng ngược. Điều này cho thấy sự gia tăng về lực lượng lao động trong nước tạo điều kiện thu hút nguồn vốn FDI trong dài hạn.

Một kết quả khác là khi nhịp tăng số lượng sinh viên tốt nghiệp đại học cao đẳng có tác động ngay lập tức đến nhịp tăng GDP nhưng với FDI thì bắt đầu từ năm thứ 3.

Độ mở của nền kinh tế cũng có tác động thuận chiều đến FDI ngay ở năm thứ nhất nhưng ở các năm sau không thật rõ ràng.

Như vậy, có thể nói rằng các yếu tố, nguồn lực và hiệu quả sản xuất trong nước (OPEN, SV, L) chưa thực sự tác động rõ ràng đến việc thu hút FDI ngoại trừ tăng trưởng thu nhập quốc dân (GDP)

4. Kết luận và kiến nghị

Đề tài đã tập trung nghiên cứu mối quan hệ của FDI và tăng trưởng kinh tế (cách tiếp cận mô hình Var), Hệ thống hoá được các thước đo, các chỉ tiêu của tăng trưởng kinh tế, trên cơ sở đó hình thành phương thức đánh giá tăng trưởng kinh tế một cách toàn diện. Đề tài cũng làm rõ các lý luận cơ bản về FDI, GDI và vai trò của FDI, GDI đối với sự phát triển của nền kinh tế, tổng quan một cách có hệ thống các nghiên cứu thực nghiệm về quan hệ của FDI, GDI đối với tăng trưởng kinh tế.

Trên cơ sở tổng quan lý thuyết và nghiên cứu thực nghiệm, đề tài đã rút ra các đặc điểm chính về thu hút FDI và tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam giai đoạn 1995-2016. Đề xuất mô hình nghiên cứu định lượng về quan hệ của FDI và tăng trưởng kinh tế Việt Nam, phân tích đồng thời các mối quan hệ của các chỉ tiêu tăng trưởng kinh tế và FDI, OPEN, SV, L.

Phân tích kết quả ước lượng từ mô hình đo lường quan hệ của FDI và tăng trưởng kinh tế cho một số kết quả cụ thể: tăng trưởng GDP là yếu tố chính (trong các yếu tố được lựa chọn) tác động tích cực đến việc thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài. Đây là yếu tố tác động mạnh đến FDI, hệ số co giãn của FDI theo GDP đạt mức xấp xỉ 1. Các yếu tố khác như: OPEN, SV, L có những tác động thuận chiều (trễ hoặc không trễ) đến thu hút FDI theo thời gian cũng như những ảnh hưởng nhất định đến cả FDI và GDP. Kết quả nghiên cứu khẳng định quan hệ tương tác hai chiều theo hướng tích cực của FDI và các chỉ tiêu tăng trưởng kinh tế. Nhịp tăng vốn FDI sẽ ảnh hưởng đến nhịp tăng các chỉ tiêu kinh tế-xã hội ở thời kỳ thứ hai ngoại trừ nhịp tăng GDP. Quá trình tăng FDI có tính quán tính với chính nó rất rõ ràng và có thể duy trì quán tính trong 2 năm, sau đó có thể tốc độ tăng giảm dần ở các năm tiếp theo. Một hệ thống chính sách thu hút và sử dụng FDI tốt sẽ tác động tích cực đến tăng trưởng, nâng cao chất lượng nguồn nhân lực, hội nhập kinh tế khu vực và thế giới.

Dựa vào kết quả phân tích của mô hình, chúng tôi đề xuất một số hàm ý chính sách nâng cao hiệu quả thu hút FDI tại Việt Nam nhằm thực hiện chiến lược tăng trưởng kinh tế nhanh và bền vững trong những năm tới như sau:

- Thúc đẩy tăng trưởng kinh tế
- Đầu tư cho giáo dục đào tạo, nâng cao chất lượng nguồn nhân lực
- Đẩy nhanh quá trình hội nhập kinh tế quốc tế
- Cải cách và hoàn thiện thể chế hành chính nhằm tạo ra sự hấp dẫn trong môi trường thu hút và triển khai dự án FDI
- Sử dụng hiệu quả nguồn vốn FDI ở các doanh nghiệp
- Thúc đẩy quá trình cổ phần hóa các doanh nghiệp nhà nước, tạo sự cạnh tranh công bằng giữa các thành phần kinh tế

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Blomstrom, M., Lipsey, R.E and Zejan, M., 1996. Is Fixed Investment the Key to Economic Growth... Quarterly Journal of Economics, vol CXI, Issue 1: 269-276.
- [2] Borensztein, E., De Gregorio, J., and Lee, J.W., 1998. How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth... Journal of International Economics. 45: 115-135.
- [3] De Mello, L.R., 1997. Foreign Direct Investment in Developing Countries and Growth: A Selective survey. Journal of Development Studies. 34: 1-34.
- [4] Dunning, J.H, 1981. International Production and the Multinational Enterprise. London, George, A. and Unwin.
- [5] Hsiao, F and M.C. Hsiao, 2006. FDI, Exports, and Growth in East and Southeast Asia Evidence from Time series and Panel data causality analyses. Journal of Asian Economics. 17: 1082-1106.
- [6] Karikari, J.A, 1992. Causality Between Direct Foreign Investment and Economic Output in Ghana. Journal of economic development. 1: 7-17.
- [7] Sajid Anwar and Lan Phi Nguyen, 2010. Foreign Direct Investment and Economic Growth in Vietnam. Asia Pacific Business Review, Vol.16. Nos.1-2: 183-202.
- [8] Solow R., 1956. A Contribution to the Theory of Economic Growth. Quarterly Journal of Economics 70: 65-94.
- [9] Lưu Phong, 2013. Hơn 10 năm mới xử lý hết “núi” hạt nix thải, ngày truy cập 20/2/2015. Địa chỉ: <http://laodong.com.vn/moi-truong/hon-10-nam-moi-xu-ly-het-nui-hat-nix-thai-99846.bld>.

TÁC ĐỘNG CỦA CÔNG BỐ THÔNG TIN CỔ TỨC, LỢI NHUẬN ĐẾN BIẾN ĐỘNG GIÁ CỔ PHIẾU CỦA CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN SỞ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN TP. HỒ CHÍ MINH (HOSE)

SV: Trần Thị Phương Thảo, Vũ Thị Thanh Huyền,

Đinh Lan Hương

Học viện Ngân hàng

GVHD: Ths. Phạm Tiến Mạnh

TÓM TẮT

Bài nghiên cứu sử dụng thông tin của các doanh nghiệp được lựa chọn trên thị trường chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) trong giai đoạn 2015 đến 2017, xem xét công bố thông tin (CBTT) cổ tức và lợi nhuận tác động đến biến động giá của các công ty niêm yết trên sàn HOSE như thế nào. Bằng phương pháp sự kiện (Event study), kết quả nghiên cứu cho thấy sự tồn tại của mức thu nhập bất thường bình quân tại thời điểm trước và sau khi CBTT lợi nhuận và cổ tức. Trên cơ sở đó, nhóm nghiên cứu đã đưa ra một số khuyến nghị đối với các doanh nghiệp và cơ quan quản lý Nhà nước.

Từ khóa: công bố thông tin, cổ tức, lợi nhuận, giá cổ phiếu, mức thu nhập bất thường.

I. Tổng quan nghiên cứu

Rất nhiều nghiên cứu trước đây cho thấy các phản ứng của giá cổ phiếu đối với tin tức công bố thông tin cổ tức bao gồm các phản ứng tích cực như nghiên cứu của McCaffrey và Hamill (2000) và Njuru (2007), các phản ứng tiêu cực được chứng minh trong nghiên cứu của Mamun và Hoque (2013) và không có tác động giữa hai đối tượng này trong nghiên cứu của Uddin & Chaudhary (2003) và Muigai (2012). Với yếu tố lợi nhuận, các nghiên cứu của Khoa & Jian (2014) và Ths Phạm Tiến Mạnh và cộng sự (2017) công bố thông tin cũng có ảnh hưởng tích cực đến giá cổ phiếu và lợi nhuận của nhà đầu tư. Bên cạnh đó, công bố thông tin về lợi nhuận và cổ tức cũng có mối tương quan cùng chiều với giá cổ phiếu như trong bài nghiên cứu của Ba-haruddin và cộng sự (2010) cho rằng với mức độ trung bình, việc tăng thông báo cổ tức khiến lợi nhuận bất thường dương và ngược lại giảm công bố thông tin cổ tức khiến lợi nhuận âm.

McCaffrey và Hamill (2000) đã kiểm tra phản ứng giá đối với các thông báo về việc chia cổ tức thông qua IPO tại Anh. Dữ liệu của họ bao gồm 131 công ty chính thức niêm yết và 139 công ty chưa niêm yết trong khoảng từ năm 1982 đến năm 1991. Họ nhận thấy khi có công bố thông tin về chia cổ tức, khoản thu nhập trên cổ phiếu tăng lên bất thường.

Uddin & Chaudhary (2003) đã điều tra tác động của công bố thông tin đến giá cổ phiếu trên thị trường Dhaka và cho thấy không có tác động của thông báo cổ tức đến giá cổ phiếu và thu nhập trên cổ phiếu. Nghiên cứu thực nghiệm này dựa trên 137 mẫu công ty trả cổ tức được liệt kê trên thị trường chứng khoán Dhakan. Đây là những công ty công bố cổ tức giữa tháng 10 năm 2002 và tháng 9 năm 2002. Kết quả nghiên cứu cho thấy không có lợi nhuận bất thường đáng kể trong thị trường chứng khoán Dhakan đã được tìm thấy để phản ứng với thông báo cổ tức.

Njuru (2007) đã tiến hành một nghiên cứu về sự tồn tại phản ứng bất thường của thu nhập trên cổ phiếu tại sàn chứng khoán New York sử dụng sự kiện chia cổ tức. Nghiên cứu này được thực hiện trong bảy năm từ ngày 1 tháng 1 năm 1999 đến ngày 31 tháng 12 năm 2005. Ông đã sử dụng cách tiếp cận trả về thời gian so sánh. Ông đã quan sát thấy rằng trong những ngày sau khi công bố cổ tức cổ phiếu, thu nhập trên công phiếu tăng lên mạnh mẽ và kết luận rằng có sự tồn tại của phản ứng thông báo cổ tức cổ phiếu tại NSE.

Dhar và Chhaochharia (2008) đã tiến hành nghiên cứu về phản ứng của thị trường đối với việc công bố cổ tức trên thị trường chứng khoán Ấn Độ. Họ nhận thấy một sự trở lại bất thường bình thường trung bình tích cực là rất quan trọng. Uddin và Chaudhary (2003) trong nghiên cứu của họ về điều tra công bố thông báo về tác động của giá cổ phiếu trên thị trường

Dhaka cho thấy không có bất thường trong phản ứng thông báo chia cổ tức. Các nghiên cứu dường như mâu thuẫn với nhau.

Muigai (2012) đã kiểm tra tác động của việc tuyên bố chia cổ tức đối với giá cổ phiếu của các ngân hàng thương mại được niêm yết tại NSE. Ông đã sử dụng dữ liệu trong 5 năm từ năm 2007 đến năm 2011. Ông đã sử dụng phương pháp nghiên cứu sự kiện để nhận xét ảnh hưởng của công bố thông tin cổ tức trong 91 ngày. 60 ngày được sử dụng làm cửa sổ ước tính. Ông kết luận rằng không có tác động nào của công bố thông tin cổ tức đối với giá cổ phiếu.

Mamun và Hoque (2013) đã nghiên cứu phản ứng giá cổ phiếu trước thông báo cổ tức tại thị trường vốn Bangladesh. Mẫu nghiên cứu gồm 74 công ty niêm yết của Sở Giao dịch Chứng khoán Dhaka Bangladesh. Họ sử dụng phương pháp nghiên cứu sự kiện để phân tích dữ liệu. Kết quả nghiên cứu cho thấy tuyên bố chia cổ tức không đem lại lợi ích gì cho các nhà đầu tư nhưng thay vào đó, họ bị mất do giá cổ phiếu giảm đáng kể trong cả giai đoạn trước và sau khi chia cổ tức.

Nghiên cứu trên Sở Giao dịch Chứng khoán Malaysia, Ba-haruddin và cộng sự (2010) tập trung vào hiệu quả công bố của cả cổ tức và lợi nhuận doanh nghiệp trên giá cổ phiếu dựa trên một mẫu gồm 120 công ty niêm yết trên Bursa Malaysia từ ngày 1 tháng 1 năm 2006 đến ngày 30 tháng 11 năm 2006. Các kết quả nghiên cứu cho rằng với mức độ trung bình, việc tăng thông báo cổ tức khiến lợi nhuận bất thường dương và ngược lại giảm công bố thông tin cổ tức khiến lợi nhuận âm. Nhìn chung, kết quả này cung cấp một số bằng chứng về sự hiệu quả dạng trung bình trong cổ phiếu Malaysia.

Tại Việt Nam, về hiệu quả của mô hình yếu, Loc và cộng sự (2010) đã ủng hộ quan điểm cho rằng thị trường chứng khoán Việt Nam có tính kém hiệu quả. Tuy nhiên, cần phải thừa nhận rằng nghiên cứu này nhằm kiểm tra tính hiệu quả của việc bảo hiểm trên thị trường chứng khoán sử dụng hàng tuần và hàng tuần của VN-Index và REE, SAM, HAP, TMS và LAF27 từ ngày 28 tháng 7 năm 2000 đến ngày 31/12/2004. Vinh và cộng sự (2010) đã tiến hành điều tra dài hạn hàng tuần và hàng tuần của chỉ số VN-Index và 8 cổ phiếu riêng lẻ (CII, ITA, SJS, TDH, ABT, AGF, TS4, FMC) từ năm 2007 đến năm 2010. Kết quả từ tất cả các xét nghiệm đã không hỗ trợ giả thuyết về hiệu quả ở dạng yếu với dữ liệu hàng ngày. Tuy nhiên, với dữ liệu hàng tuần, kết quả thu được từ thử nghiệm chạy và kiểm tra tự tương quan không hoàn toàn bác bỏ giả thuyết về hiệu quả của dạng yếu.

Năm 2014, Khoa & Jian đã kiểm tra lý thuyết bước đi ngẫu nhiên cho hàng tuần của thị trường chứng khoán Việt Nam sử dụng ba kỹ thuật thống kê là kiểm tra tự tương quan, kiểm tra tỷ lệ sai lệch và chạy thử nghiệm. Dữ liệu phân tích được thu thập từ ngày 28 tháng 7 năm 2000 (phiên giao dịch đầu tiên) đến ngày 28 tháng 7 năm 2013 (13 năm hoạt động trên thị trường). Kết quả từ kiểm tra tự tương quan chỉ ra rằng RWH bị từ chối cho mẫu đầy đủ và hai chu kỳ đầu tiên của thị trường. Nó chứng minh rằng những thay đổi giá cả sau đây trên thị trường không phải là chạy. Tuy nhiên kết quả từ chu kỳ thứ ba của thị trường chứng khoán Việt Nam (từ ngày 24 tháng 2 năm 2009 đến ngày 28 tháng 7 năm 2013) đã cung cấp bằng chứng ủng hộ giả thuyết về ngẫu nhiên trong chỉ số VN-index. Nó cho thấy sự hiệu quả của thị trường chứng khoán Việt Nam đã được cải thiện dần trong gần 10 năm hoạt động.

Mạnh và cộng sự (2017) đã nghiên cứu về tác động của công bố thông tin lợi nhuận đến biến động giá cổ phiếu ở các ngân hàng niêm yết trên TTCK Việt Nam trong giai đoạn 2015-2017 với hai vấn đề: mức sinh lợi vượt trội có thể đạt được khi giao dịch cổ phiếu và xem xét tốc độ phản ứng thông tin này vào giá cổ phiếu khi các ngân hàng công bố lợi nhuận. Phương pháp nghiên cứu được sử dụng là phương pháp nghiên cứu sự kiện nhằm giải thích sự biến động của giá chứng khoán. Kết quả nghiên cứu cho thấy, có sự tồn tại của thu nhập vượt trội xung quanh ngày CBTT, mức độ biến động mạnh nhất là trước và sau khi CBTT khoảng 1 đến 2 ngày. Tuy nhiên, khi xem xét yếu tố chi phí giao dịch và thuế trong đầu tư chứng khoán, mức thu nhập vượt trội này chưa đủ hấp dẫn các nhà đầu tư.

II. Cơ sở lý thuyết về công bố thông tin và lý thuyết thị trường hiệu quả

2.1. Công bố thông tin trên thị trường chứng khoán

2.1.1. Lý do công bố thông tin

Công bố thông tin (CBTT) là một trong những nghĩa vụ bắt buộc đối với các cá nhân, tổ chức khi tham gia vào thị trường chứng khoán (TTCK). Ý nghĩa quan trọng nhất của việc CBTT đó chính là làm cho thị trường minh bạch – tiền đề cho một thị trường chứng khoán bền vững. Các nhà đầu tư luôn sợ mua phải cổ phiếu giá trị thực tế thấp hơn so với giá thị trường. Vì vậy, thông tin chính là giải pháp để giải tỏa những tâm lý này. Việc tuân thủ nghĩa vụ CBTT của các cá nhân, tổ chức sẽ khiến niềm tin của nhà đầu tư vào thị trường được phục hồi, tin vào một thị trường minh bạch đang dần được xây dựng. Thông tin chính xác, kịp thời không chỉ mang ý nghĩa với thị trường mà còn giúp cho các doanh nghiệp sẽ có cơ hội tạo dựng, nâng cao uy tín của mình.

2.1.2. Những thông tin cần công bố theo quy định tại TTCK Việt Nam

Tổ chức niêm yết, công ty đại chúng quy mô lớn phải công bố báo cáo tài chính năm, bán niên và quý (nếu có) đã được kiểm toán bởi tổ chức kiểm toán được chấp thuận thực hiện kiểm toán cho đơn vị có lợi ích công chúng thuộc lĩnh vực chứng khoán và công bố các nội dung khác.

2.1.3. Yêu cầu về công bố thông tin đối với cổ tức và lợi nhuận

Thông tư số 155/2015/TT-BTC của Bộ Tài Chính hướng dẫn công bố thông tin trên thị trường chứng khoán đối với công ty niêm yết trên sàn chứng khoán được ban hành ngày 06/10/2015 đã đưa ra nội dung về các đối tượng công bố thông tin, phương tiện công bố thông tin, thời hạn công bố thông tin, các điều kiện công bố thông tin, công bố thông tin bất thường và theo yêu cầu,...

Thứ nhất, về người thực hiện công bố thông tin: Các đối tượng công bố thông tin là tổ chức phải thực hiện nghĩa vụ công bố các thông tin trên thị trường chứng khoán thông qua 01 người đại diện theo pháp luật hoặc 01 cá nhân là người được uỷ quyền. Nhà đầu tư là cá nhân tự thực hiện nghĩa vụ công bố thông tin hoặc uỷ quyền cho 01 tổ chức, 01 cá nhân khác thực hiện nghĩa vụ công khai thông tin. Nhà đầu tư nước ngoài báo cáo và công bố thông tin theo quy định của Thông tư 155 này và pháp luật chứng khoán hướng dẫn hoạt động đầu tư nước ngoài trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Việc thông báo thông tin của quỹ đại chúng, công ty đầu tư chứng khoán đại chúng do công ty quản lý quỹ thực hiện.

Thứ hai, về phương tiện công bố thông tin: Thông tư quy định các phương tiện công bố thông tin bao gồm: Trang thông tin điện tử (website) của tổ chức là đối tượng công bố thông tin; Hệ thống công bố thông tin của Ủy ban Chứng khoán Nhà nước; Trang thông tin điện tử của Sở giao dịch chứng khoán; Trang thông tin điện tử của Trung tâm lưu ký chứng khoán; Các phương tiện thông tin đại chúng khác theo quy định pháp luật (báo in, báo điện tử...).

Thứ ba, về thời hạn công bố thông tin:

Đối với báo cáo tài chính năm, tổ chức niêm yết, công ty đại chúng quy mô lớn “phải công bố báo cáo tài chính năm đã được kiểm toán trong thời hạn 10 ngày, kể từ ngày tổ chức kiểm toán ký báo cáo kiểm toán nhưng không vượt quá 90 ngày, kể từ ngày kết thúc năm tài chính.”

Đối với báo cáo tài chính bán niên, “tổ chức niêm yết, công ty đại chúng quy mô lớn phải công bố báo cáo tài chính bán niên đã được soát xét trong thời hạn 05 ngày, kể từ ngày tổ chức kiểm toán ký báo cáo soát xét nhưng không được vượt quá 45 ngày, kể từ ngày kết thúc 06 tháng đầu năm tài chính.”

Đối với báo cáo tài chính quý, “tổ chức niêm yết, công ty đại chúng quy mô lớn phải công bố báo cáo tài chính quý trong thời hạn 20 ngày kể từ ngày kết thúc quý. Tổ chức niêm yết, công ty đại chúng quy mô lớn công bố báo cáo tài chính quý được soát xét (nếu có) trong thời hạn 05 ngày, kể từ ngày tổ chức kiểm toán ký báo cáo soát xét.”

Thứ tư, về yêu cầu đối với công bố lợi nhuận và cổ tức: Theo khoản 4 điều 11, “khi công bố thông tin các báo cáo tài chính, tổ chức niêm yết, công ty đại chúng quy mô lớn phải đồng thời giải trình nguyên nhân khi xảy ra một trong các trường hợp sau:

- Lợi nhuận sau thuế thu nhập doanh nghiệp tại Báo cáo kết quả hoạt động kinh doanh của kỳ công bố thay đổi từ 10% trở lên so với báo cáo cùng kỳ năm trước;

- Lợi nhuận sau thuế trong kỳ báo cáo bị lỗ; hoặc chuyển từ lãi ở kỳ trước sang lỗ ở kỳ này hoặc ngược lại;
- Số liệu, kết quả hoạt động kinh doanh lũy kế từ đầu năm tại báo cáo kết quả hoạt động kinh doanh trong báo cáo tài chính quý 2 đã công bố so với báo cáo tài chính bán niên được soát xét; hoặc tại báo cáo tài chính quý 4 đã công bố so với báo cáo tài chính năm được kiểm toán có sự chênh lệch từ 5% trở lên; hoặc chuyển từ lỗ sang lãi hoặc ngược lại;
- Số liệu, kết quả hoạt động kinh doanh tại báo cáo kết quả hoạt động kinh doanh trong kỳ báo cáo có sự chênh lệch trước và sau kiểm toán hoặc soát xét từ 5% trở lên.”

2.2. Lý thuyết về thị trường hiệu quả

2.2.1. Thuyết thị trường hiệu quả

Theo giả thuyết thị trường hiệu quả, giá thị trường chứng khoán phản ánh giá thực của chứng khoán vì giá thị trường chứng khoán phản ánh tất cả các thông tin liên quan có sẵn. Vì vậy, các nhà đầu tư có thể xác định được dòng tiền mặt dự kiến trong tương lai của chứng khoán, rủi ro của nó, tỷ lệ chiết khấu thích hợp để áp dụng cho dòng tiền dự kiến của nó (EMH, Fama, 1970, 1991). Ngoài ra, Fama đã phân biệt ba mức độ hiệu quả khác nhau trên thị trường:

- Đối với thị trường hiệu quả dạng yếu, giá của chứng khoán phản ánh giá cổ phiếu của nó, điều này có nghĩa là giá cả trong tương lai không thể dự đoán bằng cách phân tích giá từ trước.

- Đối với thị trường hiệu quả dạng trung bình, giá của chứng khoán phản ánh tất cả các thông tin công khai, do đó không có lợi nhuận vượt quá có thể kiếm được bằng cách kinh doanh thông tin này. Nhưng lợi nhuận có thể được thực hiện thông qua các thông tin không công khai.

- Đối với thị trường hiệu quả dạng mạnh, giá của chứng khoán phản ánh tất cả các thông tin, đây là trường hợp mà các kết quả bất thường bằng không.

2.2.2. Các phương pháp kiểm định thị trường hiệu quả

Kiểm định thị trường hiệu quả dạng yếu: ta cần kiểm định tính chuẩn, kiểm định tính dừng dựa trên lược đồ tự tương quan và kiểm định nghiệm đơn vị (Unit Root Test).

Kiểm định thị trường hiệu quả dạng trung bình: các nghiên cứu nhằm dự đoán tỷ suất lợi tức tương lai bằng việc sử dụng những thông tin công khai trừ các thông tin thị trường thuần túy như mức giá và khối lượng giao dịch đã được xem xét trong kiểm định dạng yếu. Ngoài ra, các nghiên cứu sự kiện khảo sát xem các cổ phiếu điều chỉnh nhanh như thế nào đối với các sự kiện kinh tế cụ thể quan trọng.

Kiểm định thị trường hiệu quả dạng mạnh: để kiểm định thị trường hiệu quả dạng mạnh cần biết được thời điểm khi nào xuất hiện thông tin nội bộ hay thông tin nội gián. Các nhà đầu tư xác định giá trị chứng khoán dựa trên dự báo về doanh thu, chi phí của doanh nghiệp trong tương lai.

III. Phương pháp nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

3.1. Mẫu nghiên cứu:

Bài nghiên cứu sử dụng thông tin của các doanh nghiệp được lựa chọn trên thị trường chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) tính từ thời điểm ngày 5/5/2015 đến hết ngày 31/8/2017. Trong đó dữ liệu giá cổ phiếu được lấy từ website của HOSE (www.hsx.vn), dữ liệu liên quan đến ngày công bố lợi nhuận của doanh nghiệp được lấy trực tiếp từ website của các công ty niêm yết.

Công ty lựa chọn thu thập phải đảm bảo ba yếu tố:

- + Thứ nhất, trong giai đoạn quan sát (10 ngày trước và sau khi lợi nhuận và cổ tức được thông báo) không có thông tin nào khác liên quan đến công ty được công bố.
- + Thứ hai, công ty đó phải được niêm yết trước ngày 01/01/2015 nhằm có đủ thông tin về lợi nhuận để so sánh với mức lợi nhuận đạt được trong quý II/2015.
- + Thứ ba, thông tin về biến động giá của các công ty niêm yết phải có sẵn để nhóm nghiên cứu có thể thu thập.

Trong số các doanh nghiệp niêm yết trên HOSE, có 164 doanh nghiệp thỏa mãn ba yêu cầu trên. Trong số các doanh nghiệp được lựa chọn, trong khoảng thời gian 3 năm nghiên cứu, có tất cả 1226 lần công bố lợi nhuận, trong đó có 873 lần thông báo lợi nhuận tăng và 353 lần thông báo lợi nhuận giảm. Bên cạnh đó, dựa trên dữ liệu lịch sử về chi trả cổ tức, đã có 320 lần công bố thông tin, trong đó có 38 trường hợp cổ tức tăng, 174 lần cổ tức giảm và 108 lần cổ tức qua các năm không đổi.

Nhóm nghiên cứu sử dụng phương pháp nghiên cứu sự kiện (Event study) - một trong những phương pháp nghiên cứu định lượng, nhằm phân tích, đo lường mức độ và chiều hướng tác động của việc công bố thông tin, sự kiện đến thị trường.

Theo Event study, việc nghiên cứu sẽ được chia thành 5 bước sau:

Bước 1: Xác định sự kiện quan tâm:

Bước 2: Mô hình hóa việc giá chứng khoán phản ứng với sự kiện

Bước 3: Ước tính mức sinh lời vượt trội

Bước 4: Sắp xếp và phân nhóm mức sinh lời vượt trội

Bước 5: Phân tích kết quả

3.2. Các biến giải thích

Dựa trên nghiên cứu của Baharuddin và cộng sự (2010), để đánh giá mức độ ảnh hưởng của việc công bố thông tin, nhóm nghiên cứu đưa ra những giả định đơn giản sau:

- Cổ tức tăng và lợi nhuận cũng tăng (DI-EI) – bao gồm các doanh nghiệp công bố thông tin cả cổ tức và lợi nhuận đều tăng trong kì
- Cổ tức tăng nhưng lợi nhuận giảm (DI-ED) - bao gồm các doanh nghiệp công bố thông tin cổ tức tăng nhưng lợi nhuận giảm trong kì
- Cổ tức giảm và lợi nhuận cũng giảm (DD-ED) – bao gồm các doanh nghiệp công bố thông tin cả cổ tức và lợi nhuận đều giảm trong kì
- Cổ tức giảm nhưng lợi nhuận tăng (DD-EI) – bao gồm nhưng doanh nghiệp công bố thông tin cổ tức giảm nhưng lợi nhuận tăng trong kì
- Cổ tức không đổi nhưng lợi nhuận tăng (DU-EI) – bao gồm những doanh nghiệp chi trả cổ tức với lượng không đổi so với kì trước mặc dù công bố lợi nhuận hoạt động tăng
- Cổ tức không đổi nhưng lợi nhuận giảm (DU-ED) – bao gồm những doanh nghiệp chi trả cổ tức với lượng không đổi so với kì trước mặc dù công bố lợi nhuận hoạt động giảm.

Đồng thời, trong nghiên cứu này, nhóm tác giả sử dụng mô hình cổ tức đơn thuần và lợi nhuận kì vọng của Aharony và Swary (1980); Isa và Subramaniam (1992):

$$E(D_{it}) = D_{i, t-1}$$

Trong đó: $E(D_{it})$: cổ tức kì vọng của doanh nghiệp i trong năm t

$D_{i, t-1}$: Trả cổ tức trong năm $(t-1)$

Đối với mô hình về cổ tức cho rằng:

Nếu $D_{it} > D_{i, t-1}$, tức là cổ tức chi trả tăng (DI)

Nếu $D_{it} < D_{i, t-1}$, tức là cổ tức chi trả giảm (DD)

Nếu $D_{it} = D_{i, t-1}$, tức là cổ tức chi trả không đổi so với kì trước đó.

Bên cạnh đó, lợi nhuận kì vọng của doanh nghiệp cũng được diễn đạt một cách tương tự:

Nếu $EPS_{it} > EPS_{i, t-1}$, nghĩa là lợi nhuận so với kì trước tăng lên

Nếu $EPS_{it} < EPS_{i, t-1}$, nghĩa là lợi nhuận so với kì trước giảm xuống

Mức sinh lời vượt trội (AR- Abnormal Return) của mỗi cổ phiếu, tại mỗi ngày được tính bằng công thức:

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - (\alpha_i + \beta_i R_{m,t}) + E_{i,t}$$

Trong đó: α và β là các thông số ước tính,

$R_{i,t}$ là mức sinh lời dự tính đối với cổ phiếu i tại thời điểm t ,

$R_{m,t}$ đại diện cho mức sinh lời của VN Index,

$E_{i,t}$ là sai số

Đối với mỗi cổ phiếu, biến động hàng ngày của cổ phiếu được tính theo công thức

$$R_{i,t} = \frac{(P_{i,t} - P_{i,t-1})}{P_{i,t-1}}$$

Trong đó: $P_{i,t}$ - giá đóng cửa của cổ phiếu i tại ngày t

$P_{i,t-1}$ - giá đóng cửa của cổ phiếu i ngày $t-1$

Tiếp đến mức sinh lời bình quân sẽ được tính theo công thức:

$$AAR_t = \frac{1}{N} \times \sum_{i=1}^N AR_{it}$$

Trong đó: AAR_t - mức sinh lời vượt trội bình quân tại ngày t

AR_{it} - mức sinh lời vượt trội của công ty i tại ngày t

N - tổng số công ty nghiên cứu

Lợi nhuận bất thường trung bình tích lũy (Cumulative abnormal returns - CAAR) sẽ được tính toán trong cửa sổ sự kiện (event window). Cửa sổ sự kiện có thể là ngày sự kiện hoặc là ngày sự kiện cộng/trừ vài ngày, vài tuần hoặc vài tháng. Đối với việc nghiên cứu biến động giá cổ phiếu tại sàn HOSE trên thị trường chứng khoán Việt Nam, nhóm nghiên cứu lựa chọn chuỗi ngày sự kiện cần quan sát là 21 ngày bao gồm 10 ngày trước, 10 ngày sau khi sự kiện thông tin lợi nhuận và cổ tức được công bố. Mục đích của việc tính toán này là để kiểm tra xem mức độ ảnh hưởng của việc công bố thông tin lợi nhuận và cổ tức đến giá cổ phiếu như thế nào trong giai đoạn quan sát. Với công thức:

$$CAAR_m = \sum_{t=1}^m AAR_t$$

Trong đó: $CAAR_m$ là mức sinh lời vượt trội tích lũy trong giai đoạn quan sát

AAR_t là mức sinh lời vượt trội bình quân trong ngày t

3.3. Kiểm định giả thuyết

Để xem xét mức độ tác động của việc công bố thông tin lợi nhuận đến biến động giá cổ phiếu, nhóm nghiên cứu đã lựa chọn quan sát với các khoảng thời gian trước và sau sự kiện được công bố như sau: (-1, +1); (-2, +2); (-3, +3) và (-10, +10) với một loạt các giả thuyết như sau:

H1: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố cổ tức tăng trên thị trường chứng khoán Việt Nam

H2: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố cổ tức giảm trên thị trường chứng khoán Việt Nam

H3: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố cổ tức không đổi trên thị trường chứng khoán Việt Nam

H4: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố lợi nhuận tăng trên thị trường chứng khoán Việt Nam

H5: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố cổ lợi nhuận giảm trên thị trường chứng khoán Việt Nam

H6: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố cổ tức và lợi nhuận đều tăng trên thị trường chứng khoán Việt Nam

H7: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố cổ tức tăng nhưng lợi nhuận giảm trên thị trường chứng khoán Việt Nam

H8: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố cổ tức giảm nhưng lợi nhuận tăng trên thị trường chứng khoán Việt Nam

H9: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố cổ tức và cổ tức đều giảm trên thị trường chứng khoán Việt Nam

H10: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố cổ tức không đổi và lợi nhuận tăng trên thị trường chứng khoán Việt Nam

H11: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố cổ tức không thay đổi và lợi nhuận giảm trên thị trường chứng khoán Việt Nam

Để kiểm tra mức độ phản ứng của thị trường vốn với những nguồn tin mới về cổ tức và lợi nhuận, nhóm nghiên cứu sử dụng kiểm định t-test để đánh giá mức độ bị tác động của CAAR đồng thời kiểm tra những giả thuyết đã đề cập bên trên.

Độ tin cậy được sử dụng trong bài nghiên cứu là 95% nhằm kiểm định các giả thuyết cho rằng không có bất cứ lợi nhuận bất thường nào trong suốt chuỗi ngày trong cửa sổ sự kiện. Điều này được giả định rằng nếu trong một thị trường chứng khoán có tính hiệu quả cao thì giá trị của CAAR sẽ gần với giá trị bằng 0.

Kiểm định giả thuyết thống kê t-test cho CAAR được tính toán như sau:

$$t = \frac{CAAR}{\alpha(CAAR)}$$

Trong đó: α (CAAR) là sai số chuẩn của suất sinh lời vượt trội trung bình trung tích lũy CAAR

Sai số chuẩn được tính dựa trên công thức:

$$S.E = \frac{\sigma}{\sqrt{N}}$$

Trong đó: S.E – sai số chuẩn

σ - Độ lệch chuẩn

N – số lượng quan sát

IV. Kết quả nghiên cứu

4.1. Cổ tức

Tại Bảng 1 cho thấy những tác động ảnh hưởng của việc công bố thông tin về chi trả cổ tức đến biến động của giá cổ phiếu. Nhằm phân tích kỹ hơn phản ứng của thị trường, nhóm nghiên cứu xem xét mức sinh lời vượt trội tích lũy trên cơ sở tách thành 3 nhóm: thông tin cổ tức tăng, thông tin cổ tức giảm và thông tin cổ tức không đổi.

Bảng 9. Mức sinh lời vượt trội bình quân (AAR) và mức sinh lời vượt trội bình quân tích lũy (CAAR) xung quanh ngày doanh nghiệp CBTT cổ tức (%)

Ngày	DI			DD			DU		
	AAR	t-test	CAAR	AAR	t-test	CAAR	AAR	t-test	CAAR
10	0.423	1.175	-5.964	-0.040	-0.202	-2.745	-0.106	-0.479	-3.257
9	0.255	0.753	-6.387	-0.210	-1.068	-2.705	-0.490	-2.469	-3.151
8	-0.016	-0.047	-6.642	-1.056	-3.694	-2.495	-0.275	-0.682	-2.661
7	0.237	0.634	-6.626	-0.613	-2.371	-1.440	-0.523	-1.779	-2.386
6	-0.155	-0.766	-6.863	-0.978	-3.877	-0.827	-1.063	-2.659	-1.863
5	-0.732	-2.224	-6.707	-0.594	-1.882	0.151	-0.641	-1.461	-0.800
4	0.168	0.521	-5.976	-0.470	-1.224	0.745	-0.193	-0.555	-0.158
3	-0.179	-0.538	-6.143	0.431	2.616	1.215	-0.059	-0.293	0.034
2	-0.873	-2.631	-5.964	0.076	0.427	0.785	0.134	0.571	0.093
1	-0.024	-0.056	-5.091	0.155	0.855	0.708	0.203	0.924	-0.041
0	-0.571	-1.417	-5.067	0.025	0.141	0.553	-0.133	-0.565	-0.244
-1	-4.217	-5.860	-4.496	-0.626	-2.838	0.528	-1.355	-2.532	-0.111
-2	-0.293	-0.937	-0.278	0.286	1.487	1.154	0.476	2.254	1.244
-3	-0.312	-0.859	0.014	0.543	3.479	0.868	0.422	2.187	0.768
-4	-0.149	-0.432	0.326	0.320	1.775	0.325	0.105	0.503	0.346
-5	-0.680	-1.806	0.475	0.052	0.293	0.006	0.141	0.755	0.241
-6	0.211	0.574	1.156	-0.302	-1.780	-0.047	-0.127	-0.619	0.099
-7	0.241	0.690	0.945	0.002	0.009	0.255	0.526	2.215	0.227
-8	0.552	1.802	0.704	0.251	1.282	0.254	-0.413	-1.730	-0.299
-9	-0.290	-1.061	0.152	-0.192	-1.097	0.002	0.005	0.027	0.114
-10	0.442	1.357	0.442	0.194	1.158	0.194	0.110	0.507	0.110

Nguồn: Kết quả nghiên cứu của nhóm tác giả

Đối với thông tin cổ tức tăng:

Tại ngày CBTT (T=0) thị trường phản ánh khá tiêu cực với thông tin cổ tức chi trả cho cổ đông tăng lên, với mức giảm bình quân của thị trường là khoảng 0,571% và t-test là -1,417.

Dựa trên CAAR, có thể thấy trước khi có thông tin về tỷ lệ chi trả cổ tức tăng, thì lợi nhuận bình quân bất thường tích lũy trên thị trường hầu như luôn biến động dương nhưng khi bắt đầu có sự rò rỉ thông tin là doanh nghiệp sắp chi trả cổ tức thì CAAR giảm xuống, giảm mạnh nhất vào ngay trước khi có CBTT một ngày, từ -0.278% xuống âm 4.496%. CAAR có giá trị âm lớn thể hiện sự tiêu cực rất lớn của toàn thị trường lên thông tin mới này.

Đối với thông tin cổ tức giảm:

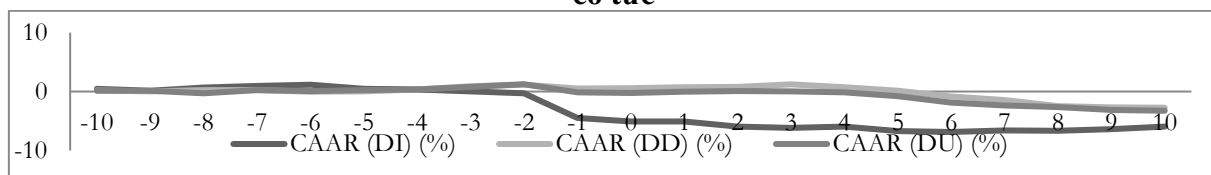
Tại ngày CBTT cổ tức chi trả giảm, AAR là 0,025%; t-value là 0,14097 và CAAR là 0,553%. Trong những ngày trước khi CBTT, suất sinh lời bất thường tích lũy hầu như ở mức khá cao, đặc biệt khi gần đến với ngày công bố trước 2 ngày CAAR đạt mức tăng là 1.154%. CAAR trong ngày CBTT vẫn dương thể hiện thị trường vẫn có nhận định tích cực với nguồn thông tin cổ tức chi trả giảm. Đỉnh điểm mức CAAR tăng mạnh nhất vào ngày +3 với mức tăng là 1.215%, tuy nhiên mức tăng không giữ được lâu CAAR trong những ngày +8; +9; +10 sụt giảm mạnh, sau 10 ngày thông tin cổ tức được công bố suất sinh lời bình quân tích lũy giảm xuống -2.745%.

Đối với thông tin cổ tức không đổi:

Trước ngày CBTT một ngày, thị trường đều tiêu cực khi nhận định sắp có thông tin chi trả cổ tức, cụ thể là đối với trường hợp thông tin cổ tức không đổi, ARR đang biến động ở mức khá ổn định nhưng lại giảm mạnh xuống -1.355% vào ngày T= -1. Trong ngày CBTT, ARR vẫn tiếp tục biến động nhưng giảm nhẹ hơn - 0.133%; CAAR cũng giảm xuống -0.244% và t-test là -0,56464. Những ngày tiếp theo thị trường cũng có diễn biến tích cực hơn khi mà ARR đã bắt đầu dương trở lại, tuy nhiên diễn biến đó chỉ kéo dài trong ngày thứ nhất và thứ hai sau khi CBTT, kể từ ngày +3 cho đến ngày +10, mức lợi nhuận bình quân bất thường luôn ở mức âm, cho thấy những phản ứng khá tiêu cực của thị trường về nguồn thông tin mới này.

Dựa trên biểu đồ 1 so sánh CAAR của thị trường trong 3 trường hợp cổ tức tăng, giảm, và không đổi, có thể kết luận rằng việc doanh nghiệp công bố thông tin chi trả cổ tức đa phần sẽ tác động tiêu cực lên thị trường và biểu hiện rõ nhất là giá chứng khoán quanh những ngày công bố có xu hướng giảm.

Biểu đồ 1: Biến động lợi nhuận bất thường bình quân tích lũy xung quanh ngày CBTT cổ tức



Nguồn: Kết quả nghiên cứu của nhóm tác giả

4.2. Lợi nhuận

Bảng 10. Giá trị sinh lời vượt trội bình quân xung quanh ngày CBTT lợi nhuận (%)

Giá trị	Lớn nhất	Nhỏ nhất	Trung bình
Trước khi công bố	0,251	-0,287	-0,033
Sau khi công bố	0,167	-0,284	0,040

Nguồn: Kết quả nghiên cứu của nhóm tác giả

Tại Bảng 2 cho thấy kết quả thống kê mô tả đặc trưng mẫu quan sát với các mức sinh lời vượt trội bình quân (AAR) nhỏ nhất, lớn nhất và trung bình trước và sau khi CBTT lợi nhuận của doanh nghiệp. Bình quân 10 ngày trước khi doanh nghiệp CBTT lợi nhuận, giá cổ phiếu có sự biến động nhẹ về giá với mức tăng lớn nhất đạt 0.250%/ngày, trong khi mức giảm mạnh nhất là 0.286%. Như vậy, xung quanh thời điểm CBTT lợi nhuận của các doanh nghiệp, thị trường có phản ứng với thông tin đó, mức độ phản ứng theo nhận định của nhóm nghiên cứu là khá tốt, giúp cho các cổ phiếu thu hút nguồn vốn hơn đến từ phía nhà đầu tư trong và ngoài nước.

Để phân tích kỹ hơn phản ứng của thị trường, nhóm nghiên cứu xem xét mức sinh lời vượt trội và mức sinh lời vượt trội tích lũy trên cơ sở tách thành hai nhóm thông tin lợi nhuận tăng và thông tin lợi nhuận giảm như được trình bày ở Bảng 3.

Bảng 11. Mức sinh lời vượt trội bình quân (AAR) và mức sinh lời vượt trội bình quân tích lũy (CAAR) xung quanh ngày doanh nghiệp CBTT lợi nhuận (%)

Ngày	AAR	t-test	CAAR	AAR	t-test	CAAR
10	0.007	0.089	1.001	-0.052	-0.352	0.098
9	0.096	1.237	0.994	-0.005	-0.042	0.149
8	-0.018	-0.234	0.898	0.084	0.670	0.155
7	0.111	1.134	0.917	0.085	0.678	0.071
6	-0.054	-0.584	0.806	0.270	2.311	-0.014
5	0.082	0.956	0.859	-0.092	-0.743	-0.284
4	0.130	1.556	0.778	0.090	0.765	-0.192
3	-0.065	-0.624	0.647	-0.013	-0.110	-0.282
2	0.169	2.089	0.712	-0.159	-0.998	-0.269
1	0.125	1.390	0.544	0.010	0.092	-0.110
0	0.093	1.030	0.419	0.112	0.903	-0.120
-1	0.106	1.228	0.326	-0.187	-1.524	-0.232
-2	0.101	1.133	0.220	-0.138	-1.004	-0.044
-3	0.122	1.359	0.119	0.006	0.050	0.094
-4	0.055	0.661	-0.003	0.167	1.382	0.087
-5	0.050	0.607	-0.058	0.162	1.170	-0.080
-6	0.179	2.198	-0.108	-0.081	-0.625	-0.242
-7	-0.041	-0.532	-0.287	-0.072	-0.539	-0.161
-8	-0.028	-0.356	-0.246	-0.054	-0.429	-0.089
-9	-0.046	-0.558	-0.218	0.251	2.051	-0.036
-10	-0.172	-2.161	-0.172	-0.287	-2.146	-0.287

Nguồn: Kết quả nghiên cứu của nhóm tác giả

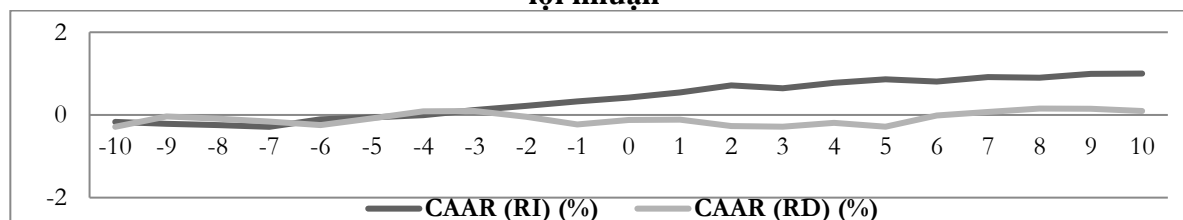
Đối với thông tin lợi nhuận tăng:

Tại ngày CBTT (T=0), thị trường tăng nhẹ, với mức tăng bình quân của thị trường đạt gần 0.093%. Một ngày trước và một ngày sau khi CBTT, thị trường phản ánh khá tích cực với thông tin được đưa ra, sau đó đến ngày +3 mức sinh lời giảm nhẹ xuống -0.065%. Tại ngày CBTT, thị trường phản ứng khá tích cực với nguồn thông tin này, cụ thể là CAAR đạt hơn 0.418%, và trong 10 ngày sau khi CBTT mức sinh lời bình quân tích lũy vẫn tiếp tục đạt giá trị dương, với mức cao nhất đạt được là 1.001% vào ngày +10.

Đối với thông tin lợi nhuận giảm:

Tại thời điểm CBTT lợi nhuận giảm, ARR là 0.111%, t-test là 0.903, CAAR là -0.120. Đường như mức sinh lời vượt trội bình quân không bị ảnh hưởng bởi thông tin lợi nhuận giảm. Tuy nhiên suất sinh lời bình quân tích tại ngày T=0 lại mang giá trị âm, nguyên nhân đến từ việc ARR trong 2 ngày trước khi CBTT đều mang giá trị âm lần lượt là -0.138% và -0.187%, thể hiện sự tiêu cực của thị trường trước khi thông tin được công bố. Những ngày kể sau khi CBTT, mức sinh lời vượt trội tích lũy vẫn giữ giá trị âm, thấp nhất là -0.283% vào ngày +5, tuy nhiên kể từ ngày +7 CAAR lại chuyển biến tích cực với giá trị dương trở lại.

Biểu đồ 2. Biến động lợi nhuận bất thường bình quân tích lũy xung quanh ngày CBTT lợi nhuận



Nguồn: Kết quả nghiên cứu của nhóm tác giả

Bảng 6. Biến động của thị trường quanh ngày doanh nghiệp CBTT cổ tức và lợi nhuận (%) Nguồn: Kết quả nghiên cứu của nhóm tác

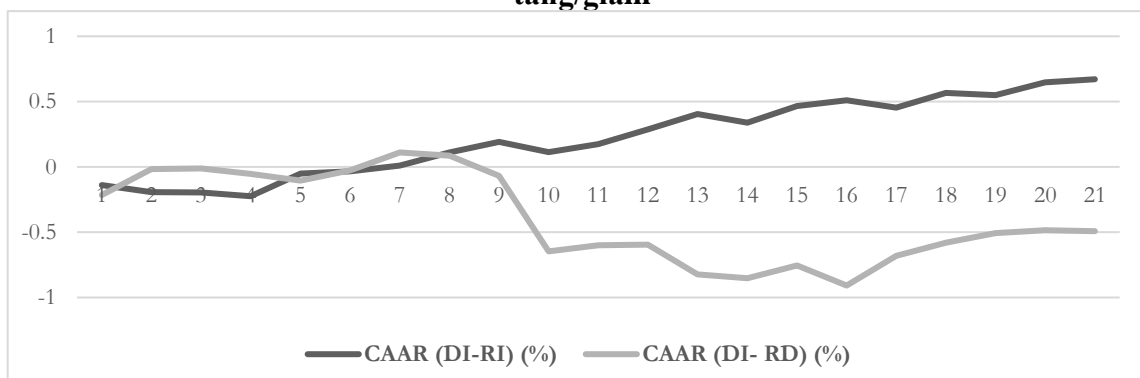
Day	-10	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
I. Cổ tức tăng																					
A. Lợi nhuận tăng																					
ARR	-0.14	-0.06	0.00	-0.03	0.17	0.02	0.04	0.10	0.08	-0.08	0.06	0.11	0.12	-0.07	0.13	0.05	-0.06	0.11	-0.02	0.10	0.02
t-test	-1.80	-0.68	-0.04	-0.37	2.18	0.22	0.55	1.13	0.93	-0.85	0.70	1.29	1.50	-0.67	1.56	0.54	-0.63	1.18	-0.23	1.31	0.32
CAAR	-0.14	-0.19	-0.20	-0.22	-0.05	-0.03	0.01	0.11	0.19	0.11	0.17	0.29	0.41	0.34	0.47	0.51	0.45	0.57	0.55	0.65	0.67
B. Lợi nhuận giảm																					
ARR	-0.22	0.20	0.01	-0.04	-0.05	0.08	0.14	-0.03	-0.15	-0.58	0.05	0.01	-0.23	-0.03	0.10	-0.15	0.23	0.10	0.07	0.02	-0.01
t-test	-1.73	1.74	0.05	-0.33	-0.43	0.61	1.20	-0.21	-1.20	-4.02	0.38	0.06	-1.55	-0.26	0.88	-1.32	2.13	0.84	0.63	0.17	-0.04
CAAR	-0.22	-0.02	-0.01	-0.05	-0.11	-0.03	0.11	0.09	-0.07	-0.65	-0.60	-0.59	-0.82	-0.85	-0.75	-0.91	-0.68	-0.58	-0.51	-0.49	-0.49
II. Cổ tức giảm																					
A. Lợi nhuận tăng																					
ARR	-0.11	-0.07	0.02	-0.03	0.09	0.05	0.10	0.19	0.13	-0.02	0.08	0.13	0.15	0.02	0.03	-0.03	-0.21	-0.01	-0.19	0.04	0.00
t-test	-1.46	-0.92	0.26	-0.46	1.26	0.65	1.28	2.37	1.58	-0.24	0.97	1.56	2.01	0.22	0.27	-0.37	-2.33	-0.14	-2.32	0.58	-0.02
CAAR	-0.11	-0.17	-0.15	-0.19	-0.09	-0.05	0.05	0.24	0.37	0.35	0.43	0.55	0.70	0.72	0.75	0.71	0.51	0.49	0.30	0.35	0.34
B. Lợi nhuận giảm																					
ARR	-0.13	0.11	0.05	-0.05	-0.15	0.13	0.22	0.18	0.00	-0.33	0.08	0.06	-0.08	0.13	-0.10	-0.26	-0.14	-0.15	-0.29	-0.07	-0.05
t-test	-1.21	1.04	0.44	-0.44	-1.49	1.14	2.17	1.87	0.02	-3.01	0.82	0.61	-0.67	1.39	-0.64	-1.93	-1.22	-1.21	-2.28	-0.68	-0.41
CAAR	-0.13	-0.02	0.02	-0.02	-0.18	-0.05	0.17	0.35	0.35	0.02	0.10	0.16	0.08	0.21	0.12	-0.14	-0.28	-0.43	-0.72	-0.79	-0.84
III. Cổ tức không đổi																					
A. Lợi nhuận tăng																					
ARR	-0.13	-0.04	-0.07	0.02	0.14	0.06	0.06	0.15	0.14	-0.06	0.06	0.13	0.16	-0.06	0.09	0.00	-0.16	0.04	-0.05	0.03	-0.01
t-test	-1.80	-0.51	-0.93	0.30	1.83	0.76	0.76	1.82	1.67	-0.60	0.77	1.54	2.08	-0.65	1.07	-0.01	-1.74	0.40	-0.55	0.38	-0.08
CAAR	-0.13	-0.17	-0.24	-0.22	-0.08	-0.02	0.04	0.19	0.33	0.27	0.33	0.46	0.62	0.56	0.65	0.65	0.48	0.52	0.47	0.50	0.50
B. Lợi nhuận giảm																					
ARR	-0.19	0.19	-0.14	0.07	-0.09	0.16	0.15	0.10	0.01	-0.46	0.05	0.06	-0.09	-0.02	0.02	-0.22	-0.04	-0.06	0.00	-0.12	-0.06
t-test	-1.70	1.89	-1.24	0.59	-0.83	1.37	1.46	0.99	0.05	-2.92	0.50	0.56	-0.67	-0.23	0.20	-1.58	-0.32	-0.48	0.00	-1.10	-0.52
CAAR	-0.19	0.00	-0.14	-0.07	-0.16	-0.01	0.15	0.25	0.26	-0.20	-0.15	-0.09	-0.18	-0.21	-0.18	-0.41	-0.45	-0.51	-0.51	-0.62	-0.69

4.3. Cổ tức và lợi nhuận:

Cổ tức tăng- Lợi nhuận tăng/giảm (DI-EI; DI-ED)

Trường hợp đầu tiên cho thấy sự phản ứng của thị trường khi có thông cổ tức chi trả cho cổ đông tăng kết hợp với thông tin lợi nhuận hoạt động tăng/giảm trong kì. Dựa trên Biểu đồ 2, có thể thấy biến động đối lập nhau của giá trên thị trường khi có nguồn tin cổ tức tăng, lợi nhuận tăng và nguồn tin cổ tức tăng lợi nhuận giảm. Như vậy, có thể thấy kết quả điều tra biến động giá chứng khoán trên thị trường Việt Nam trong trường hợp này khá giống với kết luận của Kane và cộng sự (1984) và Easton (1991) khi cho rằng lợi nhuận và cổ tức có mối tương quan lẫn nhau và cùng tác động ảnh hưởng lên giá cổ phiếu.

Biểu đồ 2. Biến động của CAAR xung quanh ngày CBTT cổ tức tăng và lợi nhuận tăng/giảm



Nguồn: Kết quả nghiên cứu của nhóm tác giả

Để nhìn nhận cụ thể hơn, nhóm nghiên cứu xem xét và phân tích rõ từng nhóm một trong trường hợp này. Trước hết đối với nguồn tin mới lợi nhuận tăng và cổ tức cũng tăng, biến động giá trên thị trường phản ứng tích cực cho thấy đây là một tin tốt đối với các nhà đầu tư. Có thể dễ dàng lý giải điều này, bởi việc doanh nghiệp hoạt động hiệu quả làm cho lợi nhuận trong kì tăng sẽ khiến cho lợi ích mà cổ đông được hưởng cũng tăng lên, điều đó thể hiện qua việc nhà đầu tư được hưởng cổ tức nhiều hơn, cũng như việc kiếm được nhiều lời hơn từ việc tăng giá của cổ phiếu. Tuy nhiên khi có cả nguồn tin cổ tức tăng kết hợp với thông tin lợi nhuận hoạt động cũng tăng sẽ khiến cho nhà đầu tư nhìn nhận thấy tiềm năng phát triển cũng như khả năng sinh lời của doanh nghiệp, vì thế trong trường hợp này cổ phiếu được nhiều người kì vọng và ưa chuộng hơn khiến cho giá của cổ phiếu tăng.

Đối với nhóm thứ hai là cổ tức tăng nhưng lợi nhuận giảm, suất sinh lời bất thường bình quân 3 ngày trước khi CBTT đều giảm xuống giá trị âm, điều này phản ánh sự đánh giá, dự đoán khá tiêu cực của nhà đầu tư đối với nguồn tin sắp công bố này. Sự giảm giá này không chỉ đơn thuần đến từ sự nghi ngờ về khả năng sinh lời của doanh nghiệp trong tương lai mà nguyên nhân còn do việc trả cổ tức bằng tiền mặt với tỷ lệ cao sẽ làm giảm phần lợi nhuận giữ lại để tái đầu tư, đối với nhiều doanh nghiệp trong tương lai nếu họ cần nhiều vốn để đầu tư vào các hoạt động sản xuất kinh doanh, việc tìm đến các nguồn vốn vay và chịu những mức chi phí lãi suất cao là khó có thể tránh khỏi.

Cổ tức giảm – Lợi nhuận tăng/giảm (DD-EI; DD-ED)

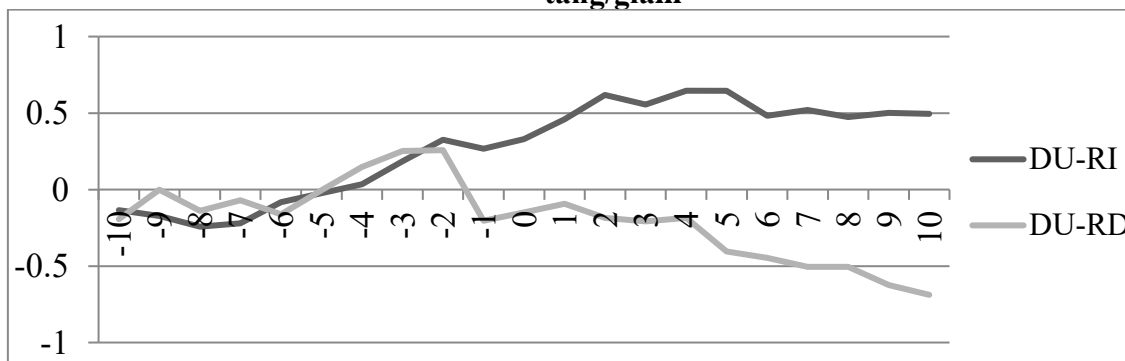
Trong trường hợp cả cổ tức và lợi nhuận của doanh nghiệp trong kì đều giảm (DD-ED), vào đa phần những ngày trước khi CBTT, mức sinh lời bất thường bình quân đều giữ tại mức âm, phản ánh sự tiêu cực của thị trường trước khi đón nhận nguồn thông tin mới này. Tuy nhiên tại ngày CBTT, suất sinh lời bất thường bình quân lại đạt giá trị dương là 0.083%, thể hiện phản ứng tích cực của thị trường, kết quả này khá tương tự trường hợp lợi nhuận tăng và cổ tức cũng tăng (DI-EI). Tại các quốc gia có thị trường chứng khoán phát triển, luật pháp thường có quy định rất cụ thể và chặt chẽ vấn đề công bố thông tin của các doanh nghiệp ra thị trường, khác với các quốc gia có thị trường hạng mới nổi, cận biên, thường có mức thanh khoản thấp, luật pháp ít quy định bảo vệ các đối tượng tham gia, hay xảy ra tình trạng bất cân xứng thông tin giữa nhà đầu tư và doanh nghiệp dẫn đến việc hoạt động trên thị trường trở nên kém hiệu quả.

Nhìn chung có thể thấy khi có thông tin DD-RI thì thị trường phản ứng rất tích cực, cụ thể là trong ngày công bố CAAR đạt giá trị dương và vẫn tiếp tục dương suốt 10 ngày sau đó. Trong khi đối với trường hợp DD-ED, CAAR trong ngày CBTT sụt giảm mạnh, và từ ngày +5 trở đi mang giá trị âm thể hiện phản ứng xấu của thị trường đối với nguồn thông tin này. Điều này giống với kết luận của Baharuddin (2010) khi cho rằng kết quả lợi nhuận sẽ là một trong những tín hiệu quan trọng dự báo tăng trưởng trong tương lai của công ty, đối với những doanh nghiệp có kết quả hoạt động tốt, lợi nhuận tăng trong kì sẽ là một trong những điểm báo, nguồn tin tích cực cho thị trường nói chung và cho phía các nhà đầu tư nói riêng.

Cổ tức Không đổi – Thu nhập Tăng/Giảm (DU-EI; DU-ED)

Để có kết luận rõ hơn về tác động của việc công bố thông tin lợi nhuận lên giá cổ phiếu, dựa trên phần 3 của Bảng 3 nhóm nghiên cứu chia trường hợp cổ tức không đổi thành hai nhóm cổ tức không đổi, lợi nhuận tăng (DU-EI) và cổ tức không đổi, lợi nhuận giảm (DU-ED). Kết quả thu được ở cả hai trường hợp này là AAR đều đạt giá trị dương vào ngày CBTT, với giá trị lần lượt là 0.064% và 0.054% với lần lượt từng trường hợp. Những biến động của AAR những ngày kể sau đó trên cả hai trường hợp cũng khá tương tự nhau, đều âm ngay sau ngày CBTT và đa phần biến động dương trong những ngày còn lại. Đối với trường hợp doanh nghiệp có cổ tức chi trả không đổi, lợi nhuận tăng, CAAR tại ngày CBTT đạt giá trị dương và tiếp tục dương trong những ngày sau đó, với mức cao nhất đạt được là 0.646% vào ngày +4. Trái ngược với trường hợp này, thị trường phản ứng khá tiêu cực khi nhận được thông tin lợi nhuận trong kì giảm nhưng cổ tức chi trả không đổi, cụ thể là CAAR tại trước khi CBTT 1 ngày sụt giảm mạnh và mang giá trị âm, đồng thời những ngày sau đó biến động giá cũng không mấy tích cực khi 10 ngày sau khi công bố CAAR đều giảm mạnh và mang giá trị âm.

Biểu đồ 3. Biến động của CAAR xung quanh ngày CBTT cổ tức không đổi và lợi nhuận tăng/giảm



Nguồn: Kết quả nghiên cứu của nhóm tác giả

Bảng 13. Tóm tắt kết quả kiểm định giả thuyết:
(với cửa sổ sự kiện lần lượt là (-1; +1), (-2; +2), (-3; +3), (-10; +10))

Giả thuyết	Lợi nhuận bất thường bình quân tích lũy (CAAR)				Kết quả
	CAAR (-10; +10)	CAAR (-3; +3)	CAAR (-2; +2)	CAAR (-1; +1)	
H1: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố cổ tức tăng trên TTCK Việt Nam	X	X	X	X	Chấp nhận
H2: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố cổ tức giảm trên TTCK Việt Nam	X	X	X	✓	Bác bỏ
H3: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố	X	X	X	✓	Bác bỏ

cổ tức không đổi trên TTCK Việt Nam					
H4: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố lợi nhuận tăng trên TTCK Việt Nam	X	X	X	X	Chấp nhận
H5: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố lợi nhuận giảm trên TTCK Việt Nam	X	X	X	✓	Bác bỏ
H6: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố cổ tức và lợi nhuận đều tăng trên TTCK Việt Nam	X	X	X	✓	Bác bỏ
H7: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố cổ tức tăng nhưng lợi nhuận giảm trên TTCK Việt Nam	X	X	X	✓	Bác bỏ
H8: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố cổ tức giảm nhưng lợi nhuận tăng trên TTCK Việt Nam	X	X	X	✓	Bác bỏ
H9: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố cổ tức và lợi nhuận đều giảm trên TTCK Việt Nam	X	X	X	✓	Bác bỏ
H10: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố cổ tức không đổi và lợi nhuận tăng trên TTCK Việt Nam	X	X	X	✓	Bác bỏ
H11: Không có sự khác biệt đáng kể giữa mức sinh lời vượt trội tích lũy (CAAR) trước và sau khi công bố cổ tức không thay đổi và lợi nhuận giảm trên TTCK Việt Nam	X	X	X	✓	Bác bỏ

Nguồn: Kết quả nghiên cứu của nhóm tác giả

Từ bảng 5, với độ tin cậy là 5%, nhóm nghiên cứu chỉ chấp nhận hai giả thuyết là H1 và H4. Như vậy có thể kết luận được rằng, việc biến động giá và tạo nên lợi nhuận bất thường quanh những ngày công bố thông tin về lợi nhuận cũng như cổ tức của các doanh nghiệp niêm yết trên SGD Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh chứng tỏ rằng thị trường hoạt động chưa được hiệu quả. Thêm vào đó, bài nghiên cứu cũng chỉ ra rằng lợi nhuận vượt trội bình quân tích lũy cũng biến động theo chiều hướng khác nhau khi có nguồn tin lợi nhuận tăng so với thông tin lợi nhuận giảm; và trường hợp cổ tức tăng so với cổ tức giảm và cổ tức không đổi.

V. Kết luận và khuyến nghị

Từ các kết quả nghiên cứu ở phần trên nhóm tác giả đã trả lời được các câu hỏi nghiên cứu như sau: Có sự tồn tại của mức thu nhập bất thường bình quân tại thời điểm trước và sau khi CBTT lợi nhuận và cổ tức. Tuy nhiên, trong chuỗi thời gian nghiên cứu, mức thu nhập bất thường sẽ không đạt đáng kể sau khi trừ đi các chi phí giao dịch, thuế thu nhập trong đầu tư chứng khoán. Kết quả này đồng quan điểm với Aharony và Swary (1980) khi cho rằng thông báo thu nhập từng quý, hay cổ tức thay đổi trong năm sẽ tác động đáng kể đến biến động giá cổ phiếu trên thị trường. Liên quan đến tác động của việc CBTT đến biến động giá cổ phiếu trên thị trường, lý thuyết thị trường hiệu quả của Fama (1960s) cho rằng, giả định đầu tiên khi xem xét yếu tố một thị trường có phải là hiệu quả hay không là thị trường phải tồn tại số lượng nhà đầu tư đủ lớn, có sự độc lập lẫn nhau, và tham gia giao dịch chứng khoán với mục đích vì lợi nhuận. Cùng với đó, giả định thứ hai đó là các nhà đầu tư tham gia thị trường sẽ ngay lập tức phản ứng đối với các thông tin mới được công bố.

Tại Việt Nam, theo nghiên cứu của Xuân Anh và cộng sự (2016), Tiên Mạnh và cộng sự (2017) đã cho thấy rằng, không có bằng chứng cho thấy thị trường chứng khoán Việt Nam ở một trong ba dạng thị trường hiệu quả dạng yếu, dạng trung bình hay dạng mạnh. Bên cạnh đó, khi nghiên cứu tại TTCK của các quốc gia kém phát triển, Allen và Rachim (1996) cho rằng chủ yếu đối tượng các nhà đầu tư tham gia thị trường là các nhà đầu tư cá nhân, số lượng các nhà đầu tư, các tổ chức đầu tư có chuyên môn và chuyên nghiệp vẫn còn rất hạn chế, chính vì thế yếu tố độc lập khi đưa ra các quyết định đầu tư vẫn chưa thực sự rõ ràng.

Như vậy, để nâng cao tính hiệu quả của TTCK, nhóm nghiên cứu đưa ra một vài khuyến nghị như sau:

Đối với các công ty niêm yết:

Các công ty niêm yết cần phải giám sát các giao dịch nội gián tránh hiện tượng trục lợi từ thông tin nội bộ bằng cách quản lý chặt chẽ và minh bạch thông tin để tạo nên lòng tin cho các nhà đầu tư. Bên cạnh đó, các doanh nghiệp cũng cần phải công bố thông tin về báo cáo tài chính đúng thời hạn nhằm nâng cao tính thanh khoản đồng thời góp phần làm thông tin trên thị trường chứng khoán trở nên hiệu quả hơn.

Đối với các cơ quan quản lý nhà nước:

Các cơ quan quản lý nói chung và Bộ Tài Chính nói riêng cần phải đánh giá thực sự đúng vai trò của các nhà đầu tư chuyên nghiệp, nhấn mạnh vai trò của các nhà tạo lập thị trường thông qua việc cơ cấu lại cấu trúc nhà đầu tư. Hiện nay chủ yếu đại bộ phận các nhà đầu tư tại Việt Nam còn tính chất nhỏ lẻ, chính vì thế các cơ quan quản lý cần phải hiện đại hóa tổ chức TTCK nhằm thu hút các tổ chức, các quỹ đầu tư trong và ngoài nước. Phối hợp với các tổ chức tư vấn nước ngoài tiếp tục triển khai việc thực hiện giải pháp nâng hạng TTCK Việt Nam trên bảng MSCI từ TTCK cận biên lên thị trường mới nổi; áp dụng công nghệ nhằm cải tiến, rút ngắn lại chu kỳ thanh toán giao dịch chứng khoán thành T+0 giúp dòng tiền của các nhà đầu tư luân chuyển nhanh hơn.

Bên cạnh đó, Bộ Tài Chính cần hạn chế các giao dịch nội gián bằng cách hoàn thiện khung pháp lý, cơ chế giám sát, tổ chức giám sát điều tra các giao dịch nội gián; đồng thời tổ chức hệ thống quản lý giám sát chuyên biệt, coi giao dịch nội gián như một tội phạm tài chính gây ra lũng đoạn và mất tính hiệu quả của thị trường chứng khoán.

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO TIẾNG ANH

- [1] KANE, Y. K. LEE, and A. MARCUS, “Earnings and Dividend Announcements: Is There a Corroboration Effect?,” *J. Finance*, vol. 39, no. 4, pp. 1091–1099, 1984
- [2] Mamun, S. I. Aziz, M. R. Uddin, and N. Hoque, “The impact of investors’ information search behavior on Bangladesh stock markets,” *Middle East J. Sci. Res.*, vol. 18, no. 11, pp. 1625–1631, 2013.
- [3] Aamir, M., & Shah, S. A. Dividend Announcements and the Abnormal Stock Returns for the Event Firm and Its Rivals. *Journal of Business and Management Research*, pp. 72-76, 2011.
- [4] Asthana S. & Mishra B. The differential information hypothesis, firm size, and earnings information transfer: An empirical investigation, *Journal of Business Research*, vol. 37, no.53, 2001.

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO TIẾNG VIỆT

- [5] Bộ Tài chính (2015). *Thông tư số 155/2015/TT-BTC hướng dẫn công bố thông tin trên thị trường chứng khoán*, ban hành ngày 06/10/2015.
- [6] Đỗ Thị Thanh Nhân, Lê Tuấn Bách, Nguyễn Thanh Trung. Hiệu quả thị trường chứng khoán tại các thị trường mới nổi: bằng chứng từ thị trường chứng khoán Việt Nam. *Kỷ yếu Hội nghị Khoa học Công nghệ Quốc tế lần thứ 7 về Tài chính và Hiệu suất của các Công ty trong Khoa học, Giáo dục và Thực tiễn.*, 2014
- [7] Nhung Hoang. Tính thời vụ trong chỉ số chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Quốc tế về Nghiên cứu Kinh doanh và Tài chính*, vol. 9, no. 1, 2015.
- [8] Phan C. Khoa & Zhou, J. Hiệu quả thị trường tại các thị trường chứng khoán đang nổi: Nghiên cứu tình huống của TTCK Việt Nam. *IOSR J. Bus. Manag. Ver IV*, vol 16, no.4, 2319-7668, 2014.

ẢNH HƯỞNG CỦA HOẠT ĐỘNG CÔNG ĐOÀN LÊN GIÁ TRỊ DOANH NGHIỆP TẠI CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

SV: **Bùi Văn Dũng, Bùi Thị Ngân Hà**
Học Viện Ngân Hàng
GVHD: **Th.S Lê Quốc Tuấn**

TÓM TẮT

Bài viết này nghiên cứu về tác động của hoạt động công đoàn trong doanh nghiệp lên giá trị của 642 công ty phi tài chính niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2009-2015. Nhóm nghiên cứu tìm ra hoạt động công đoàn trong doanh nghiệp giúp làm tăng giá trị của doanh nghiệp, đặc biệt là với các doanh nghiệp có hoạt động công đoàn tích cực và các doanh nghiệp nhà nước. Kết quả đề tài thống nhất theo cả phương pháp đối chứng mẫu theo điểm xu hướng (PSM), hồi quy tác động cố định cũng như xử lý vấn đề nội sinh. Kết quả của đề tài đóng góp vào các nghiên cứu về tác động tích cực của hoạt động ngân hàng và giúp mang lại khuyến nghị có ý nghĩa trong quản lý nhà nước, quản trị doanh nghiệp và phát triển hoạt động công đoàn.

Từ khóa: công đoàn, kinh phí công đoàn, hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp, giá trị doanh nghiệp.

1. Giới thiệu

Công đoàn là tổ chức đại diện cho người lao động, có vai trò bảo vệ quyền và lợi ích hợp pháp cho người lao động. Ảnh hưởng của công đoàn lên các mặt hoạt động cũng như giá trị doanh nghiệp đã là đề tài gây tranh cãi đối với các nhà nghiên cứu trong nhiều năm. Các nghiên cứu khoa học trước đây của Deery và Iverson (2011), của Edman (2011), của Flammer (2015) đã chỉ ra công đoàn giúp năng suất lao động tăng, nâng cao hình ảnh của doanh nghiệp, nhờ đó mà làm tăng giá trị doanh nghiệp. Mặt khác, nhiều nhà nghiên cứu như Hirsch (1991), Mas (2012), Kruger (2015) lại có ý kiến cho rằng công đoàn có tác động không tốt đến giá trị doanh nghiệp.

Trong bài này, nhóm nghiên cứu giải quyết câu hỏi: Công đoàn có ảnh hưởng như thế nào đối với giá trị của các doanh nghiệp Việt Nam? Để trả lời cho câu hỏi đó, nhóm nghiên cứu đã tiến hành thu thập dữ liệu của tất cả các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam ở hai Sở giao dịch chứng khoán (HOSE) và (HNX). Nhóm nghiên cứu tiến hành nhiều kiểm định (cả đơn biến và đa biến). Kết quả nghiên cứu cho thấy, hoạt động công đoàn mang lại những tác động tích cực giúp làm tăng giá trị doanh nghiệp ở các doanh nghiệp VN, đặc biệt là các DN thuộc sở hữu Nhà nước.

Nghiên cứu của nhóm tác giả đóng góp vào cả lý luận và thực tiễn. Thứ nhất, theo hiểu biết của nhóm nghiên cứu, có ít nghiên cứu ở Việt Nam tập trung vào vấn đề hoạt động công đoàn, đặc biệt là nghiên cứu định lượng về ảnh hưởng của hoạt động công đoàn gần như không có. Đây là khoảng trống tri thức mà nhóm nghiên cứu cố gắng hoàn thiện. Thứ hai, đề tài tìm ra được những kết quả quan trọng về tác động tích cực của hoạt động công đoàn lên giá trị doanh nghiệp. Qua đó, nghiên cứu này không chỉ đóng góp về mặt lý luận khi mở ra một ý tưởng nghiên cứu mới về mối quan hệ giữa công đoàn và giá trị doanh nghiệp mà còn có đóng góp trên mặt thực tiễn, là cơ sở để phát triển hoạt động công đoàn tại Việt Nam.

Ngoài Chương giới thiệu, đề tài của nhóm nghiên cứu được kết cấu như sau: Chương 2 sẽ xem xét tổng quan các nghiên cứu trước và thiết lập các giả thiết nghiên cứu; Chương 3 trình bày dữ liệu và phương pháp nghiên cứu; Chương 4 thể hiện kết quả nghiên cứu chính và phân tích các kết quả này và Chương 5 kết luận cho toàn đề tài.

2. Tổng quan nghiên cứu và thiết lập giả thiết nghiên cứu

2.1 Hoạt động công đoàn trong các doanh nghiệp tại Việt Nam

Ở bất cứ quốc gia nào trên thế giới, công đoàn cũng đều đóng vai trò quan trọng trong việc bảo vệ lợi ích của người lao động. Hoạt động công đoàn ở các quốc gia trên thế giới đều có

các tổ chức công đoàn cơ sở do công đoàn cấp trên quản lý và chịu sự điều chỉnh của Pháp luật và quản lý nhà nước. Chẳng hạn, ở Mỹ, tổ chức công đoàn ở các công ty Mỹ là thành viên của một trong hai liên đoàn: Liên đoàn lao động Mỹ (AFL-CIO) hoặc Liên đoàn thay đổi để thành công (Change to Win Federation). Hai liên đoàn này phải tuân thủ theo Luật quan hệ lao động quốc gia (NLRA, 1935) và chịu sự quản lý của Hội đồng quan hệ lao động quốc gia (NLRB), một tổ chức chính phủ.

Tại Việt Nam, hệ thống tổ chức công đoàn Việt Nam bao gồm các cấp cơ bản:

- Tổng liên đoàn lao động Việt Nam
- Liên đoàn lao động tỉnh, thành phố trực thuộc trung ương và CĐ ngành trung ương
- Công đoàn cấp trên cơ sở (bao gồm: công đoàn ngành địa phương, Công đoàn Tổng công ty; công đoàn các khu công nghiệp tập trung, công đoàn khu chế xuất hoặc cấp tương đương, v.v...)

- Công đoàn cơ sở, công đoàn lâm thời, và nghiệp đoàn tại các doanh nghiệp.

Theo báo cáo đánh giá tổng kết 10 năm (2007-2017) thực hiện nghị quyết số 20 – NQ/TW (khóa X) của Tổng Liên đoàn lao động Việt Nam, trong những năm qua, hoạt động công đoàn cơ sở ngày càng có nhiều tiến bộ, và đã đạt được nhiều thành tựu, thể hiện qua một số mặt sau đây: Công tác thực hiện dân chủ tại các công đoàn cơ sở được triển khai tương đối tốt thông qua các hội nghị người lao động, đặc biệt tại các công đoàn cơ sở thuộc các đơn vị doanh nghiệp thuộc khu vực nhà nước. Thống kê trong báo cáo cho thấy có khoảng 95% số doanh nghiệp khu vực Nhà nước tổ chức hội nghị người lao động. Các công đoàn cơ sở đã chú trọng hơn đến việc đào tạo, bồi dưỡng cho đoàn viên lao động, có khoảng 60% số công nhân lao động được học tập nâng cao trình độ kỹ năng nghề nghiệp. Các công đoàn cơ sở tại các doanh nghiệp đã kịp thời động viên người lao động có hoàn cảnh khó khăn vươn lên trong cuộc sống, khẳng định vai trò của tổ chức công đoàn trong việc thực hiện chính sách an sinh xã hội của Đảng, Nhà nước, góp phần nâng cao uy tín, vị thế của tổ chức công đoàn. Công đoàn cơ sở tổ chức nhiều phong trào thi đua lao động sản xuất; nhiều loại hình văn nghệ- thể dục thể thao, hội thi, hội thao đa dạng, hấp dẫn được người lao động hưởng ứng. Công tác phát triển đoàn viên mới, thành lập công đoàn cơ sở, thành lập câu lạc bộ Nữ công được thực hiện khá tốt.

Đi đôi với các hoạt động quan tâm đến lợi ích của người lao động, các công đoàn cơ sở các cấp còn thực hiện rất tốt các hoạt động thiện nguyện xã hội. Hàng năm, công đoàn các cấp xây dựng và sử dụng hiệu quả các quỹ từ thiện: “Quỹ tấm lòng vàng”, “Quỹ vì người nghèo”, “Quỹ mái ấm công đoàn”, “Quỹ đèn ơn đáp nghĩa” v.v. để giúp đỡ người dân có hoàn cảnh khó khăn, người dân gặp thiên tai, bão lũ, người dân vùng núi, vùng sâu vùng xa... Việc các cấp công đoàn hưởng ứng, đóng góp trong các hoạt động tình nguyện xã hội đã mang lại ý nghĩa chính trị – xã hội, nhân văn sâu sắc; góp phần nâng cao khối đại đoàn kết dân tộc theo chủ trương, chính sách của Đảng và Nhà nước.

Như vậy, có thể thấy rằng, công đoàn trong các doanh nghiệp Việt Nam đã có đóng góp tích cực trong việc bảo vệ quyền lợi người lao động. Các công đoàn cơ sở tại Việt Nam cũng đóng vai trò quan trọng trong việc tổ chức các hoạt động thiện nguyện, xã hội. Phần tiếp theo sẽ xem xét các nghiên cứu trước về ảnh hưởng của những hoạt động này lên giá trị của doanh nghiệp.

2.2 Tổng quan các nghiên cứu trước và khoảng trống tri thức

2.2.1 Ảnh hưởng tích cực của công đoàn đến giá trị doanh nghiệp

Anh hưởng của tổ chức công đoàn trong lĩnh vực tài chính đã được nhiều nhà nghiên cứu trên thế giới chú ý. Hoạt động của tổ chức công đoàn có thể ảnh hưởng tích cực đến giá trị doanh nghiệp thông qua một số kênh. Một mặt, công đoàn trong doanh nghiệp, với vai trò là một tổ chức có quyền lợi liên quan quan trọng (stakeholders) và là người bảo vệ quyền lợi người lao động, sẽ giúp giám sát việc điều hành doanh nghiệp của các giám đốc, các nhà quản trị doanh nghiệp. Qua đó, công đoàn giúp làm giảm chi phí người đại diện (agency cost) của công ty và từ đó làm tăng giá trị doanh nghiệp. Deery và Iverson (2011) tìm thấy bằng chứng cho thấy sự hợp tác giữa công đoàn và nhà quản trị giúp nâng cao năng suất lao động và chất

lượng sản phẩm dịch vụ cung ứng ở các ngân hàng Australia. Zhang (2015) chỉ ra rằng công đoàn giúp làm tăng hiệu quả đầu tư của các công ty Mỹ bằng cách làm giảm vấn đề đầu tư quá ít hoặc đầu tư thái quá. Khi có sự giám sát của tổ chức công đoàn, các nhà quản trị sẽ hạn chế việc lãng phí nguồn lực của doanh nghiệp vào các khoản đầu tư có lợi cho nhà quản trị và gây thiệt hại cho cổ đông. Ngoài ra, hiệu ứng tích cực từ công đoàn còn mạnh hơn nếu như công ty có cơ chế công bố báo cáo tài chính chất lượng tốt.

Mặt khác, với mục tiêu bảo vệ quyền lợi người lao động, tổ chức công đoàn cũng giúp nâng cao năng suất lao động của công nhân viên và từ đó làm tăng giá trị doanh nghiệp. Các nghiên cứu như Addison và Hirsch (1989), Deery và Iverson (2011), Lao và Zhong (2013), Fang và Ge (2013) đã tìm ra mối tương quan dương và có ý nghĩa giữa tỷ lệ người lao động tham gia công đoàn và năng suất lao động của họ. Edman (2011) khảo sát tại các doanh nghiệp Mỹ và cho kết quả rằng các doanh nghiệp có mức độ hài lòng của người lao động càng cao thì giá trị cổ phiếu trong dài hạn càng lớn. Ngoài ra, các tổ chức công đoàn cũng đóng vai trò tổ chức các hoạt động xã hội, thiện nguyện vì cộng đồng. Các hoạt động này thuộc về trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp (corporate social responsibility – CSR) và có thể giúp nâng cao hình ảnh và giá trị doanh nghiệp với công chúng (Flammer, 2015).

2.2.2 Ảnh hưởng tiêu cực của công đoàn đến giá trị doanh nghiệp

Trái ngược với những hiệu ứng tích cực mà tổ chức công đoàn mang lại với giá trị doanh nghiệp, nhiều nhà nghiên cứu lại cho thấy công đoàn ảnh hưởng tiêu cực đến giá trị công ty. Các nghiên cứu kinh điển ở thị trường Mỹ như Clark (1984); Hirsch (1991) cho thấy kết quả hoạt động công đoàn làm giảm giá trị doanh nghiệp trong khi không có tác dụng làm tăng năng suất lao động trong doanh nghiệp. Các nhà tư bản và chủ sở hữu doanh nghiệp ở đa phần các nước phát triển theo con đường tư bản chủ nghĩa cũng có xu hướng phản đối mạnh mẽ hoạt động của công đoàn. Lee và Mas (2012) sử dụng phương pháp nghiên cứu sự kiện chỉ ra rằng thị trường có xu hướng phản ứng tiêu cực với các cuộc bầu cử thành công của Ban chấp hành công đoàn các công ty. Các nhà nghiên cứu theo quan điểm tiêu cực cho rằng hoạt động công đoàn không những không làm giảm mà còn làm tăng chi phí người đại diện. Một là, tăng lương, thưởng cho người lao động làm tăng chi phí vốn của doanh nghiệp (Chen, Kacperczyk và Ortiz-Molina, 2011). Hai là, nguồn lực sử dụng cho đầu tư tài sản cố định, đầu tư nghiên cứu và phát triển (R&D) hay đầu tư đổi mới sáng tạo bị phung phí vào việc tài trợ các hoạt động công đoàn theo Hirsch và Link (1987); Hirsch (1991); Saavedra và Torero (2002); Naiker, Navissi và Sridharan (2008); Stanley và Tumarkin (2016) đã chỉ ra. Ba là, các hoạt động vì xã hội của công đoàn cũng bị đánh giá là làm hao phí nguồn lực của doanh nghiệp (Kruger, 2015).

Đối với thị trường Việt Nam, theo hiểu biết của nhóm tác giả, các nghiên cứu về hoạt động của tổ chức công đoàn vẫn còn hạn chế, đặc biệt là nghiên cứu định lượng. Nghiên cứu của Diệp Thành Nguyên (2005) chỉ ra vai trò của công đoàn trong việc bảo vệ quyền và lợi ích hợp pháp của người lao động đánh giá trên tiêu chuẩn định tính và đưa ra một số giải pháp. Tuy nhiên, chưa có nghiên cứu định lượng nào trực tiếp liên hệ giữa hoạt động của tổ chức công đoàn trong lĩnh vực tài chính mà đặc biệt là giá trị của doanh nghiệp. Do đó, đây là khoảng trống tri thức mà nhóm tác giả cố gắng giải quyết.

2.3 Thiết lập giả thiết nghiên cứu

Như vậy, trong giới nghiên cứu có hai quan điểm trái ngược nhau về tác động của hoạt động công đoàn lên giá trị của doanh nghiệp. Một số nhà nghiên cứu như Deery và Iverson (2011), Lao và Zhong (2013), Fang và Ge (2013), Zhang (2015) tìm ra tác động tích cực của hoạt động công đoàn lên giá trị doanh nghiệp theo quan điểm này. Do đó, nhóm nghiên cứu thiết lập giả thiết thứ nhất:

H1: Hoạt động công đoàn có tác động tích cực đến giá trị doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Trong khi đó, Nhiều bằng chứng nghiên cứu định lượng từ các nhà nghiên cứu như Saavedra và Torero (2002); Naiker, Navissi và Sridharan (2008); Lee và Mas (2012); Stanley

và Tumarkin (2016) đã tìm ra tác động tiêu cực của hoạt động Công Đoàn. Vì vậy, nhóm nghiên cứu thiết lập giả thiết thứ hai:

H2: Hoạt động công đoàn có tác động tiêu cực đến giá trị doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1 Dữ liệu

Để đánh giá tác động của hoạt động công đoàn lên giá trị doanh nghiệp, nhóm tác giả tự thu thập số liệu từ các báo cáo tài chính có kiểm toán của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên hai sở giao dịch chứng khoán. Các hoạt động của công đoàn được nhóm tác giả thu thập dữ liệu thủ công từ nguồn dữ liệu thứ cấp là các trang web của doanh nghiệp, các phương tiện thông tin đại chúng và báo chí; website của Tổng liên đoàn lao động Việt Nam và của các tổ chức công đoàn trên cơ sở.

Mẫu dữ liệu được thu thập trong giai đoạn từ năm 2009 đến năm 2015, bao gồm 642 doanh nghiệp với 4494 quan sát dữ liệu mảng (công ty – năm). Để tránh các giá trị ngoại vi (outliers) ảnh hưởng không tốt đến kết quả nghiên cứu, nhóm tác giả thực hiện làm sạch dữ liệu bằng phương pháp winsorize ở điểm cắt 1% và 99%.

3.2 Các biến được sử dụng trong đề tài

3.2.1 Biến phụ thuộc

Để thể hiện giá trị doanh nghiệp, nhóm nghiên cứu sử dụng giá trị Tobin's Q, là biến được sử dụng phổ biến trong các nghiên cứu về giá trị doanh nghiệp. Ngoài ra, nhóm nghiên cứu cũng sử dụng hai biến phụ thuộc thể hiện hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp là thu nhập ròng trên tổng tài sản (ROA) và thu nhập ròng trên vốn chủ sở hữu (ROE).

3.2.2 Biến giải thích

Biến giải thích phổ biến mà các nhà nghiên cứu thường sử dụng là tỷ lệ số công nhân tham gia công đoàn trên tổng số lao động trong công ty (Hirsch, 1991; Saavedra và Torero, 2002; Naiker, Navissi và Sridharan, 2008; Stanley và Tumarkin, 2016). Trong bài này, nhóm nghiên cứu sử dụng các biến độc lập bao gồm hai biến nhị phân: TU là biến giả, nhận giá trị 1 nếu như trong doanh nghiệp có tổ chức công đoàn cơ sở và 0 nếu như doanh nghiệp không có hoạt động công đoàn. TU_ACTIVE cũng biến giả và nhận giá trị 1 nếu như công đoàn cơ sở hoặc trên cơ sở của doanh nghiệp có hoạt động tích cực. Hoạt động của công đoàn cơ sở và trên cơ sở được nhóm nghiên cứu định nghĩa là tích cực nếu thỏa mãn một trong ba điều kiện: Một là, hoạt động công đoàn được đăng tải và cập nhật thường xuyên trên website của doanh nghiệp; Hai là, hoạt động nổi bật của công đoàn của doanh nghiệp được báo chí, cơ quan truyền thông đại chúng đưa tin; và ba là, công đoàn cơ sở/trên cơ sở của doanh nghiệp được nhận khen thưởng từ công đoàn cấp trên hoặc Tổng Liên đoàn Lao động Việt Nam.

Ngoài ra, nhóm nghiên cứu sử dụng tổng kinh phí công đoàn trên tổng tài sản: TU_BUDGET làm biến liên tục.

3.2.3 Các biến kiểm soát

Nhóm nghiên cứu sử dụng các biến kiểm soát thường có ảnh hưởng lên giá trị doanh nghiệp như quy mô công ty (SIZE), quy mô tài sản cố định trong doanh nghiệp (TANGIBILITY), mức độ sử dụng đòn bẩy tài chính hay là tỷ lệ nợ của doanh nghiệp (LEVERAGE), mức độ dòng tiền trong doanh nghiệp (CF_RATIO), khả năng thanh toán của doanh nghiệp (LIQUIDITY), thời gian hoạt động của doanh nghiệp (AGEINC). Định nghĩa cũng như cách tính toán và nguồn dữ liệu của tất cả các biến chính mà đề tài sử dụng được mô tả ở PHỤ LỤC của bài nghiên cứu.

3.2.4 Thống kê mô tả dữ liệu

Bảng 1 thể hiện các giá trị thống kê mô tả dữ liệu của đề tài. Đối với các biến về công đoàn, dựa vào dữ liệu mà nhóm nghiên cứu thu thập và thống kê thì có khoảng 85% tức là hơn 500 doanh nghiệp trong số 642 doanh nghiệp thu thập có hoạt động công đoàn cơ sở, và hơn 300 doanh nghiệp trong số đó có hoạt động kinh đoàn cơ sở tích cực. Về kinh phí, bình quân mỗi doanh nghiệp đã sử dụng trên 500 triệu đồng cho kinh phí hoạt động công đoàn hàng năm.

Bảng 1 Báo cáo thống kê mô tả dữ liệu của đề tài.

Giai đoạn từ 2009 – 2015

Các biến chính	Số quan sát	Giá trị trung bình	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
TU	4487	0.8502	1.0000	0.3569	0.0000	1.0000
TU_ACTIVE	3815	0.6734	1.0000	0.4690	0.0000	1.0000
TU_BUDGET	4253	0.0009	0.0002	0.0016	0.0000	0.0087
ROA	4260	0.0654	0.0481	0.0750	-0.1374	0.3611
ROE	4256	0.1333	0.1210	0.1401	-0.3569	0.6867
TOBINQ	4258	0.9504	0.8878	0.4666	0.1021	3.3192
SIZE	4261	26.8282	26.7534	1.4547	23.5302	30.7261
TANGIBILITY	4261	0.2128	0.1425	0.2072	0.0003	0.8707
INVEST	4259	0.0551	0.0254	0.0784	0.0000	0.4292
CF_RATIO	4258	0.1017	0.0783	0.1045	-0.1122	0.6285
AGEINC	4449	9.0967	9.0000	4.1373	1.0000	26.0000
MB	3604	1.0257	0.8246	0.7720	0.1186	4.4765
LIQUIDITY	4261	0.1030	0.0596	0.1170	0.0007	0.5852

Đối với các biến về đặc điểm doanh nghiệp, quy mô các công ty niêm yết tại Việt Nam trung bình khoảng 448 tỷ đồng, doanh nghiệp nhỏ nhất có giá trị tổng tài sản ở mức 166 tỷ đồng và lớn nhất là hơn 22 nghìn tỷ đồng. Chỉ số MB trung bình lớn hơn 1, chỉ số tobinq trung bình xấp xỉ 1, thời gian hoạt động trung bình trên 9 năm, điều này cho thấy, phần lớn các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam ở trong giai đoạn từ phát triển đến trưởng thành nên giá trị thị trường gần với giá trị sổ sách của doanh nghiệp. Hiệu quả sử dụng tổng tài sản trung bình là 6.54%, phần lớn các doanh nghiệp có chỉ số ROA trong khoảng 0.02-0.06 (2% -6%), hiệu quả sử dụng vốn chủ sở hữu trung bình là 13.33% tập trung phần lớn trong khoảng 2%-2,2%, tuy nhiên còn có nhóm một số doanh nghiệp hiệu quả hoạt động chưa cao khi các chỉ số này mang giá trị âm.

Phần lớn các hệ số tương quan trong ma trận tương quan đều không quá lớn, điều này giúp nhóm nghiên cứu giảm bớt lo ngại về vấn đề đa cộng tuyến có thể xảy ra trong quá trình hồi quy. Một số biến có hệ số tương quan lớn như biến MB và TOBINQ (hệ số tương quan là 0.85) chủ yếu do đặc thù phương pháp tính toán tương tự nhau giữa hai biến này, tuy nhiên vấn đề đa cộng tuyến sẽ không xảy ra do các biến đó không đưa vào cùng mô hình hồi quy.

3.3 Phương pháp nghiên cứu

Nhóm tác giả sử dụng các phương pháp nghiên cứu chính là phương pháp so sánh đối chứng theo điểm xu hướng (Propensity Score Matching – PSM) và phương pháp hồi quy mô hình tác động cố định (Fixed Effect)

3.3.1 Phương pháp so sánh đối chứng theo điểm xu hướng (PSM)

Bản chất phương pháp so sánh đối chứng theo điểm xu hướng (propensity score matching – PSM) là xây dựng nhóm đối chứng bằng phương pháp thống kê. Các tác giả chia mẫu tổng thể theo hai nhóm: nhóm thứ nhất là nhóm các doanh nghiệp có tổ chức công đoàn và nhóm thứ hai là nhóm doanh nghiệp không có tổ chức công đoàn. Sau đó, tiến hành so sánh đối chứng theo phương pháp điểm xu hướng (Propensity Score Matching – PSM).

Việc đối chứng mẫu được bắt đầu từ việc tính điểm xu hướng (propensity score) thông qua chạy hồi quy probit xác suất quan sát được chọn vào nhóm xử lý (nhóm có công đoàn) sử dụng các biến đặc điểm của công ty như (tổng tài sản, tỷ lệ đòn bẩy, tỷ trọng tài sản cố định, MB, số năm hoạt động là công ty cổ phần, ngành hoạt động). Sau đó, các quan sát cùng điểm xu hướng được đưa vào nhóm đối chứng (nhóm kiểm soát) để đánh giá chênh lệch. Để kết quả được robust, nhóm nghiên cứu sử dụng nhiều cách thức đối chứng: Nearest Neighbor (n=1), Mahalanobis, Nearest Neighbor (n=2), Gaussian Kernel và Radius (0.1).

Qua phương pháp này, nếu như hoạt động công đoàn có tác động tích cực đến giá trị doanh nghiệp (giả thiết 1), thì biến giá trị doanh nghiệp (Tobin's Q) của nhóm xử lý sẽ cao hơn nhóm kiểm soát và ngược lại.

3.3.2 Phương pháp hồi quy mô hình tác động cố định

Vì dữ liệu thu thập của nhóm nghiên cứu là dữ liệu mảng (đã trình bày ở mục “Dữ liệu”), do vậy để phân tích được dữ liệu, phương pháp sử dụng là Mô hình tác động cố định (Fixed effect) hoặc mô hình tác động ngẫu nhiên (Random effect). Mặc dù không trình bày trong bài nghiên cứu nhưng nhóm tác giả đã thực hiện kiểm định Hausman và kết quả cho thấy mô hình tác động cố định là hoàn toàn phù hợp.

Nhóm tác giả sử dụng phương pháp này để hồi quy các biến về hiệu quả hoạt động và giá trị doanh nghiệp theo các biến hoạt động công đoàn theo phương trình sau:

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Tradeunion_{i,t} + \beta' Control_{i,t} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó, $Y_{i,t}$ là các biến phụ thuộc thể hiện hiệu quả hoạt động và giá trị doanh nghiệp (Tobin's Q, ROA, ROE); $Tradeunion_{i,t}$ là các biến độc lập thể hiện hoạt động công đoàn của doanh nghiệp. $Control_{i,t}$ là các biến kiểm soát sử dụng trong phương trình hồi quy. Tất cả các biến được định nghĩa trong Phụ lục I. Các ký hiệu γ_i và μ_t lần lượt thể hiện tác động cố định theo công ty và theo năm. Trong tất cả các mô hình hồi quy, *t-statistics* có mức sai số chuẩn (standard errors) được robust theo phương pháp heteroscedasticity-robust của White (1980) và sample-clustering robust của Petersen (2009). Hồi quy thực hiện trong giai đoạn từ 2009-2015.

Khi sử dụng phương pháp mô hình tác động cố định nghiên cứu, nhóm tác giả dự đoán kết quả nếu như hoạt động công đoàn có tác động tích cực đến giá trị doanh nghiệp thì hệ số α_1 sẽ có giá trị dương và có ý nghĩa thống kê và ngược lại.

4. Kết quả nghiên cứu và phân tích

4.1 Kết quả kiểm định đơn biến

Trong phần này, nhóm nghiên cứu thực hiện một số kiểm định đơn biến bao gồm so sánh giá trị trung bình và trung vị theo t-test và Wilcoxon ranksum test cũng như tiến hành so sánh đối chứng theo phương pháp điểm xu hướng PSM.

4.1.1 So sánh giá trị trung bình và trung vị

Nhóm nghiên cứu thực hiện so sánh bằng cách chia mẫu tổng thể thành hai mẫu con: các doanh nghiệp có hoạt động công đoàn (1) và các doanh nghiệp không có hoạt động công đoàn (2) và kiểm định ý nghĩa thống kê của chênh lệch giá trị giữa hai nhóm ((1) – (2)). Bảng 2 cho thấy kết quả từ so sánh giá trị trung bình và trung vị.

Bảng 2: So sánh giá trị trung bình và trung vị của hai mẫu con – có CD và không có CD

Bảng này thể hiện kết quả so sánh giá trị trung bình và trung vị của hai mẫu công ty có công đoàn và không có công đoàn (chưa xét đến đối chứng hay so sánh tương đương). Giá trị trung bình được so sánh bằng kiểm định t-test và giá trị trung vị được so sánh bằng kiểm định Wilcoxon rank-sum. Các giá trị trung vị, chênh lệch trung vị và z-statistics được báo cáo trong ngoặc vuông. *, ** và *** lần lượt thể hiện ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5% và 1%.

GT trung bình [Trung vị]	Nhóm có công đoàn (1)	Nhóm không có công đoàn (2)	Chênh lệch (1) – (2)	t-statistics [z-statistics]
Tobin Q	0.9669 [0.8956]	0.8487 [0.8007]	0.1182*** [0.0949]***	5.73 [7.13]
ROA	0.0667 [0.0488]	0.0578 [0.0453]	0.0089*** [0.0035]**	2.67 [2.28]
ROE	0.1381 [0.1257]	0.1043 [0.0902]	0.0338*** [0.0355]***	5.47 [6.99]
SIZE	26.8411 [26.7867]	26.7411 [26.4254]	0.1000 [0.3613]**	1.55 [2.21]
LEVERAGE	0.5230 [0.5476]	0.4131 [0.4132]	0.1099*** [0.1344]***	11.29 [11.01]
MB	1.0264 [0.8217]	1.0231 [0.8323]	0.0033 [-0.0106]	0.09 [-0.25]

Kết quả từ bảng trên cho thấy, đối với biến phụ thuộc giải thích giá trị doanh nghiệp (Tobin Q) thì chênh lệch của giá trị trung bình và trung vị giữa nhóm có công đoàn và nhóm không có công đoàn đều mang giá trị dương và có ý nghĩa ở mức 1%. Điều này cũng xảy ra ở biến phụ thuộc giải thích hiệu quả hoạt động doanh nghiệp (ROA và ROE): các chênh lệch

của giá trị trung bình và trung bị giữa nhóm có công đoàn và không có công đoàn đều mang giá trị dương và ở mức ý nghĩa 1%. Kết quả này phân nào phù hợp với giả thiết 1: hoạt động công đoàn có tác động tích cực đối với giá trị doanh nghiệp.

4.1.2 phương pháp so sánh đối chứng theo điểm xu hướng- PSM

Trong phân này, nhóm nghiên cứu thực hiện kiểm định đối chứng mẫu theo phương pháp điểm xu hướng và báo cáo kết quả trong bảng 3:

Bảng 3: Kết quả kiểm định đối chứng mẫu theo phương pháp điểm xu hướng

Propensity Score Matching – PSM				
A. Giá trị doanh nghiệp – Tobin's Q				
Cách thức đối chứng	Nhóm có công đoàn (1)	Nhóm không có công đoàn (2)	Chênh lệch (1) – (2)	t-statistics
Near neighbor (n=1)	1.0365	0.9535	0.0830***	2.99
Mahalanobis	1.0365	0.9520	0.0845***	2.94
Near neighbor (n=2)	1.0365	0.9583	0.0782***	3.03
Kernel Gaussian	1.0365	0.9610	0.0755***	3.49
Radius (0.1)	1.0365	0.9630	0.0735***	3.42
B. Tỷ suất lợi nhuận trên tổng tài sản – ROA				
Cách thức đối chứng	Nhóm có công đoàn (1)	Nhóm không có công đoàn (2)	Chênh lệch (1) – (2)	t-statistics
Near neighbor (n=1)	0.0640	0.0642	-0.0002	-0.06
Mahalanobis	0.0640	0.0586	0.0054	1.23
Near neighbor (n=2)	0.0640	0.0658	-0.0002	-0.44
Kernel Gaussian	0.0640	0.0559	0.0008**	2.30
Radius (0.1)	0.0640	0.0553	0.0087**	2.50
C. Tỷ suất lợi nhuận trên Vốn chủ sở hữu – ROE				
Cách thức đối chứng	Nhóm có công đoàn (1)	Nhóm không có công đoàn (2)	Chênh lệch (1) – (2)	t-statistics
Near neighbor (n=1)	0.1293	0.1061	0.0232***	2.75
Mahalanobis	0.1293	0.1037	0.0256***	3.16
Near neighbor (n=2)	0.1293	0.1071	0.0222***	2.91
Kernel Gaussian	0.1293	0.0950	0.0343***	5.34
Radius (0.1)	0.1293	0.0939	0.0353***	5.53

Bảng báo cáo kết quả trên cho thấy:

Sau khi so sánh đối chứng giá trị doanh nghiệp (TOBINQ): với năm các cách đối chứng khác nhau đều thu được chênh lệch giữa nhóm có công đoàn và nhóm không có công đoàn (ở cùng kỳ quan sát) mang giá trị dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Như vậy, kết quả nghiên cứu đã chỉ ra rằng hoạt động công đoàn có tác động dương (tích cực) đến giá trị doanh nghiệp, kết quả này là phù hợp với giả thiết thứ nhất (H_1): “Hoạt động công đoàn tác động tích cực đến giá trị doanh nghiệp của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam”. Đồng thời kết quả này cũng phù hợp với nhóm quan điểm thứ nhất ở các nghiên cứu trước đó trên thế giới về hoạt động công đoàn khi cho rằng hoạt động công đoàn sẽ góp phần làm tăng giá trị của doanh nghiệp như Zhang (2015).

Đối với hiệu quả hoạt động doanh nghiệp (ROA và ROE), sau khi tiến hành so sánh đối chứng theo biến lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA), trong năm cách đối chứng khác nhau, thì kết quả thu được mặc dù có giá trị dương và có ý nghĩa ở hai phương pháp cuối Kernel Gaussian và Radius (0.1), chênh lệch giữa hai nhóm có công đoàn và không có công đoàn cũng chưa thể kết luận một cách rõ ràng liệu hoạt động công đoàn có ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả sử dụng tài sản của doanh nghiệp. Trong khi đó, đối với kết quả khi so sánh đối chứng hiệu quả sử dụng vốn chủ sở hữu (ROE) thì chênh lệch giữa hai nhóm này theo các cách đối chứng khác nhau đều mang giá trị dương, vì vậy kết quả cho thấy, hoạt động công đoàn mang lại ảnh hưởng tích cực đến hiệu suất sử dụng vốn chủ tại các doanh nghiệp.

Tìm hiểu sâu hơn về hoạt động công đoàn, nhóm nghiên cứu tiếp tục làm kiểm định chia mẫu theo hai nhóm: Nhóm hoạt động công đoàn tích cực và nhóm không có hoạt động công đoàn. Các tác giả cho rằng, nếu như ảnh hưởng của công đoàn lên giá trị doanh nghiệp thực

sự là tích cực và có chiều hướng dương, thì hiệu ứng này sẽ mạnh hơn ở những doanh nghiệp mà tổ chức công đoàn cơ sở tích cực bảo vệ quyền lợi người lao động và tham gia các hoạt động xã hội. Bảng 4 thể hiện kết quả kiểm định đối với các nhóm doanh nghiệp theo phương pháp PSM.

Bảng 4: Kết quả kiểm định đối chứng mẫu theo phương pháp điểm xu hướng

Propensity Score Matching – PSM

A. Giá trị doanh nghiệp – Tobin's Q				
Cách thức đối chứng	Nhóm có công đoàn (1)	Nhóm không có công đoàn (2)	Chênh lệch (1) – (2)	t-statistics
Near neighbor (n=1)	1.0365	0.9535	0.0830***	2.99
Mahalanobis	1.0365	0.9520	0.0845***	2.94
Near neighbor (n=2)	1.0365	0.9583	0.0782***	3.03
Kernel Gaussian	1.0365	0.9610	0.0755***	3.49
Radius (0.1)	1.0365	0.9630	0.0735***	3.42
B. Tỷ suất lợi nhuận trên tổng tài sản – ROA				
Cách thức đối chứng	Nhóm có công đoàn (1)	Nhóm không có công đoàn (2)	Chênh lệch (1) – (2)	t-statistics
Near neighbor (n=1)	0.0640	0.0642	-0.0002	-0.06
Mahalanobis	0.0640	0.0586	0.0054	1.23
Near neighbor (n=2)	0.0640	0.0658	-0.0002	-0.44
Kernel Gaussian	0.0640	0.0559	0.0008**	2.30
Radius (0.1)	0.0640	0.0553	0.0087**	2.50
C. Tỷ suất lợi nhuận trên Vốn chủ sở hữu – ROE				
Cách thức đối chứng	Nhóm có công đoàn (1)	Nhóm không có công đoàn (2)	Chênh lệch (1) – (2)	t-statistics
Near neighbor (n=1)	0.1293	0.1061	0.0232***	2.75
Mahalanobis	0.1293	0.1037	0.0256***	3.16
Near neighbor (n=2)	0.1293	0.1071	0.0222***	2.91
Kernel Gaussian	0.1293	0.0950	0.0343***	5.34
Radius (0.1)	0.1293	0.0939	0.0353***	5.53

Với những phân tích tương tự, khi tiến hành hồi quy theo biến phụ thuộc giá trị doanh nghiệp (TOBINQ): thu được chênh lệch giữa nhóm công đoàn tích cực và nhóm không có công đoàn mang giá trị dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% ở cả năm cách đối chứng khác nhau. Như vậy, theo kết quả này thì hoạt động công đoàn tích cực tại các công đoàn cơ sở có tác động dương đến giá trị doanh nghiệp với độ tin cậy ở mức cao.

Với hiệu quả sử dụng tài sản (ROA thu được chênh lệch giữa hai nhóm có công đoàn tích cực và không có công đoàn vừa có cả giá trị dương và giá trị âm. Như vậy, chưa thể kết luận một cách rõ ràng rằng hoạt động công đoàn tích cực có ảnh hưởng tốt hay không tốt đến hiệu quả sử dụng tài sản của doanh nghiệp. Mặt khác, khi so sánh theo biến hiệu quả sử dụng vốn chủ sở hữu (ROE) thì cả năm cách đối chứng đều thu được kết quả các chênh lệch giữa hai nhóm này mang giá trị dương, như vậy, theo kết quả đó thì công đoàn tích cực mang lại tác động tốt đến hiệu quả sử dụng vốn chủ sở hữu tại các doanh nghiệp.

Ngoài ra, khi quan sát giữa bảng báo cáo kết quả 4.1 và 4.2, nhóm nghiên cứu thấy rằng trị số của nhóm công đoàn tích cực cao hơn nhóm có công đoàn đơn thuần (trong cả giá trị doanh nghiệp và hiệu quả hoạt động doanh nghiệp), điều này phù hợp với kỳ vọng của nhóm nghiên cứu, công đoàn tích cực sẽ mang lại giá trị cao hơn cho doanh nghiệp và hiệu quả hoạt động doanh nghiệp đó so với việc công đoàn hoạt động một cách bình thường.

Như vậy, kết quả nghiên cứu theo phương pháp kiểm định đối chứng theo điểm xu hướng đã ủng hộ giả thiết thứ nhất mà nhóm tác giả đặt ra trước khi tiến hành nghiên cứu: Hoạt động công đoàn ảnh hưởng tích cực đến giá trị doanh nghiệp của các công ty cổ phần niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

4.2 Kết quả kiểm định đa biến

4.2.1 Mô hình hồi quy tác động cố định với biến công đoàn là biến nhị phân

Trong phần này, nhóm nghiên cứu tiến hành hồi quy các biến phụ thuộc về hiệu quả hoạt động và giá trị doanh nghiệp theo các biến độc lập là biến giả về hoạt động công đoàn cùng với các biến kiểm soát. Kết quả hồi quy có trong Bảng 5.

Bảng 5: Kết quả hồi quy giá trị doanh nghiệp theo các biến công đoàn

Biến phụ thuộc	TOBIN'S Q		ROA		ROE	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constant	2.3267** (2.47)	2.8979*** (2.78)	-0.0343 (-0.58)	0.0360 (0.51)	-0.5337*** (-3.02)	-0.3955** (-2.21)
TU	0.6348*** (13.88)		-0.0116*** (-3.74)		-0.0138 (-1.60)	
TU_ACTIVE		0.9186*** (10.72)		0.0285*** (4.28)		0.0162 (1.06)
SIZE	-0.1002** (-2.57)	-0.1208*** (-2.80)	0.0040 (1.65)	0.0011 (0.40)	0.0257*** (3.47)	0.0200*** (2.66)
LEVERAGE	0.5924*** (6.69)	0.5283*** (5.67)	-0.0396*** (-4.16)	-0.0477*** (-3.90)	0.0375 (1.51)	0.0157 (0.54)
TANGIBILITY	0.2333** (2.24)	0.2093* (1.87)	-0.0270*** (-3.80)	-0.0228** (-2.55)	-0.0930*** (-4.57)	-0.0781*** (-3.22)
CF_RATIO	0.9251*** (6.28)	0.8862*** (5.47)	0.4655*** (13.10)	0.4412*** (10.70)	0.8349*** (12.22)	0.8157*** (10.29)
LIQUIDITY	0.4369*** (3.44)	0.2802** (2.17)	0.0406*** (3.72)	0.0336** (2.57)	0.0477** (2.03)	0.0417 (1.61)
AGEINC	0.0340*** (4.89)	0.0313*** (4.12)	-0.0018*** (-3.58)	-0.0014** (-2.40)	-0.0101*** (-7.15)	-0.0097*** (-6.14)
<i>Kiểm soát cho</i>						
Tác động cố định theo công ty	Có	Có	Có	Có	Có	Có
Tác động cố định theo năm	Có	Có	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	4244	3077	4244	3077	4241	3075
Adjusted R ²	0.4137	0.4412	0.8023	0.7950	0.6307	0.6291

Kết quả hồi quy như sau:

Mô hình (1) hồi quy biến nhị phân TU và các biến kiểm soát theo biến phụ thuộc giá trị doanh nghiệp (TOBIN'S Q), kết quả hồi quy thu được, khi đưa vào các biến kiểm soát (Leverage, cf_ratio, liquidity, ageinc), biến nhị phân TU có hệ số hồi quy dương với biến phụ thuộc Tobin's q với ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Điều này, một lần nữa, phù hợp với giả thiết 1 của mô hình, công đoàn có tác động cùng chiều với giá trị của doanh nghiệp.

Mô hình (2) thực hiện hồi quy biến nhị phân TU_ACTIVE và các biến kiểm soát theo biến phụ thuộc giải thích giá trị doanh nghiệp (TOBIN'S Q), kết quả hồi quy thu được tương tự với mô hình (1) nhưng hệ số hồi quy tìm được có xu hướng lớn hơn (0.9186 so với 0.6348 ở mô hình (1)). Điều này càng khẳng định thêm tác động tích cực của hoạt động công đoàn lên hệ thống các doanh nghiệp Việt Nam.

Ở mô hình (3) hồi quy biến nhị phân TU và các biến kiểm soát theo biến giải thích ROA (hiệu quả sử dụng tài sản của doanh nghiệp), hệ số hồi quy của biến giả TU mang giá trị âm, cho thấy tác động ngược chiều của công đoàn đến hiệu quả sử dụng tài sản của doanh nghiệp. Tuy nhiên, ở mô hình (4) hồi quy biến nhị phân TU_ACTIVE và các biến kiểm soát theo biến phụ thuộc ROA, thu được hệ số hồi quy của biến TU_ACTIVE mang giá trị dương với mức ý nghĩa 1%, điều này cho thấy, hoạt động công đoàn tích cực sẽ mang lại hiệu ứng tích cực đối với hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

Mô hình (5) hồi quy biến nhị phân TU và các biến kiểm soát theo biến phụ thuộc ROE, kết quả hồi quy thu được hệ số hồi quy của biến TU mang giá trị âm

Mô hình (6) hồi quy biến nhị phân TU_ACTIVE và các biến kiểm soát theo biến giải thích ROE, hệ số hồi quy của biến TU_ACTIVE dương ở mức ý nghĩa thống kê 1%, kết quả này cho thấy, công đoàn có tác động tích cực đến hiệu quả sử dụng vốn chủ sở hữu của doanh nghiệp.

4.2.2 Mô hình hồi quy tác động cố định với biến công đoàn là biến liên tục

Trong phần này, nhóm nghiên cứu thực hiện lại các mô hình hồi quy cơ bản nhưng thay các biến công đoàn nhị phân bằng biến liên tục thể hiện quy mô hoạt động của công đoàn:

TU_BUDGET: tỷ lệ kinh phí hoạt động công đoàn trên tổng tài sản. Đối với kết quả nghiên cứu, nếu như công đoàn có tác động tích cực đến giá trị doanh nghiệp, thì các hệ số hồi quy của TU_BUDGET sẽ dương và có ý nghĩa thống kê và ngược lại.

Kết quả hồi quy được thể hiện trong Bảng 6:

Bảng 6: Kết quả hồi quy giá trị doanh nghiệp theo biến liên tục về công đoàn

Biến phụ thuộc	TOBIN'S Q	ROA	ROE
	(1)	(2)	(3)
Constant	2.4705*** (2.60)	-0.0271 (-0.49)	-0.5722*** (-3.04)
TU_BUDGET	1.5848** (2.03)	-0.0609 (-0.84)	0.0818 (1.36)
SIZE	-0.0805** (-2.13)	0.0032 (1.48)	0.0267*** (3.52)
LEVERAGE	0.5887*** (6.83)	-0.0395*** (-4.18)	0.0373 (1.50)
TANGIBILITY	0.2296** (2.23)	-0.0268*** (-3.81)	-0.0930*** (-4.57)
CF_RATIO	0.9271*** (6.29)	0.4657*** (13.11)	0.8362*** (12.23)
LIQUIDITY	0.4208*** (3.40)	0.0412*** (3.87)	0.0467** (2.00)
AGEINC	0.0314*** (4.55)	-0.0017*** (-3.53)	-0.0103*** (-7.16)
<i>Kiểm soát cho</i>			
Tác động cố định theo công ty	Có	Có	Có
Tác động cố định theo năm	Có	Có	Có
Số quan sát	4239	4239	4236
Adjusted R ²	0.4161	0.8025	0.6308

Ở mô hình (1), TU_BUDGET có tác động dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 5% đối với giá trị doanh nghiệp. Điều này phù hợp với giả thiết 1 của đề tài. Tuy nhiên, ở mô hình (2) và (3), nhóm nghiên cứu không tìm ra tương quan có ý nghĩa giữa hoạt động ngân hàng và các giá trị ROA, ROE.

Như vậy, kết quả của phương pháp mô hình tác động cố định cũng đồng thời cho thấy công đoàn mang lại tác động tích cực đến giá trị của doanh nghiệp, ủng hộ giả thiết thứ nhất mà nhóm nghiên cứu đặt ra ban đầu.

4.3 Tác động của công đoàn ở các doanh nghiệp nhà nước

Có một số nguyên nhân cho tác động tích cực của hoạt động công đoàn lên giá trị doanh nghiệp, chẳng hạn, khi quyền lợi người lao động được đảm bảo, năng suất lao động có thể tăng và ảnh hưởng tích cực đến giá trị doanh nghiệp hay là hoạt động hợp tác hiệu quả giữa công đoàn và ban quản trị doanh nghiệp cũng có thể giúp cải thiện giá trị doanh nghiệp. Tuy nhiên, trong khuôn khổ đề tài, nhóm nghiên cứu muốn xem xét đến đặc thù của các doanh nghiệp Việt Nam. Việt Nam là nước đi theo con đường Xã hội Chủ Nghĩa, và hoạt động công đoàn và đảm bảo quyền lợi người lao động là điều phổ biến ở các nước như vậy. Một số lượng lớn các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam xuất phát từ các doanh nghiệp nhà nước, một số trong số đó đã được cổ phần hóa trong tiến trình cổ phần hóa doanh nghiệp nhà nước. Tuy nhiên, Nhà nước vẫn nắm một tỷ lệ sở hữu nhất định trong doanh nghiệp. Đối với các doanh nghiệp Nhà nước, ngoài mục tiêu kinh doanh sinh lời, các doanh nghiệp còn có mục tiêu xã hội. Đây là một đặc điểm quan trọng có thể dẫn đến việc hoạt động của công đoàn trong các doanh nghiệp, đặc biệt là doanh nghiệp Nhà nước, được các cổ đông và xã hội coi là tích cực.

Để kiểm định vấn đề này, nhóm nghiên cứu sử dụng một biến giả mới: STATE, biến này nhận giá trị 1 nếu như trong doanh nghiệp có tỷ lệ sở hữu nhà nước cao hơn 51% (định nghĩa

về doanh nghiệp nhà nước của Luật Doanh Nghiệp). Tỷ lệ sở hữu của nhà nước được thu thập từ hai nguồn Vietstock và công ty cổ phần chứng khoán VNDirect. Nhóm đưa biến mới này và hệ số tương tác giữa các biến công đoàn và biến này vào mô hình hồi quy tác động cố định. Phương trình có dạng:

$$Tobinq_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 tradeunion_{i,t} + \alpha_2 state_{i,t} + \alpha_3 tradeunion_{i,t} \times state_{i,t} + \beta' Control_{i,t} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó, $TobinQ_{i,t}$ là biến phụ thuộc thể hiện giá trị doanh nghiệp. $tradeunion_{i,t}$ là các biến về công đoàn của công ty i trong năm t . $state_{i,t}$ là biến giả, nhận giá trị 1 nếu như công ty i trong năm t có sở hữu nhà nước > 51%. $Control_{i,t}$ là các biến kiểm soát sử dụng trong phương trình hồi quy. Tất cả các biến được định nghĩa trong Phụ lục I. Các ký hiệu γ_i và μ_t lần lượt thể hiện tác động cố định theo công ty và theo năm.

Nhóm nghiên cứu kỳ vọng, nếu như tác động tích cực của công đoàn có xuất phát từ vai trò xã hội của doanh nghiệp nhà nước, cũng như việc quản lý hiệu quả hoạt động công đoàn của Nhà nước thì hệ số hồi quy α_3 sẽ dương và có ý nghĩa thống kê.

Kết quả được báo cáo trong Bảng 7. Ở cả 3 mô hình hồi quy, các biến công đoàn (cả biến nhị phân và biến liên tục) đều có tương quan dương và có ý nghĩa thống kê ở mức cao (ít nhất 5%). Trong khi đó, hệ số hồi quy của biến STATE đều âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% cho thấy bình quân các doanh nghiệp nhà nước có giá trị thấp hơn các doanh nghiệp khác.

Bảng 7: Giá trị doanh nghiệp và tương tác giữa công đoàn và sở hữu nhà nước

Biến phụ thuộc	TOBIN'S Q		
	(1)	(2)	(3)
Constant	3.1148*** (3.61)	3.5126*** (3.27)	2.8291*** (3.23)
TU	0.3806*** (7.28)		
TU_ACTIVE		0.2714*** (5.57)	
TU_BUDGET			1.1944** (2.33)
STATE	-0.5255*** (-7.24)	-0.4411*** (-3.82)	-0.3160*** (-7.59)
TU × STATE	0.2519*** (2.95)		
TU_ACTIVE × STATE		0.2394* (1.94)	
TU_BUDGET × STATE			6.3981*** (7.85)
SIZE	-0.1186*** (-3.35)	-0.1186*** (-2.80)	-0.0920*** (-2.63)
LEVERAGE	0.6514*** (7.67)	0.6548*** (6.57)	0.6532*** (8.07)
TANGIBILITY	0.2434** (2.45)	0.1980* (1.87)	0.2321** (2.33)
CF_RATIO	0.9156*** (6.50)	0.8810*** (5.85)	0.8971*** (6.38)
LIQUIDITY	0.4011*** (3.23)	0.3956*** (2.93)	0.3762*** (3.12)
AGEINC	0.0275*** (4.19)	0.0278*** (3.99)	0.0249*** (3.74)
<i>Kiểm soát cho</i>			
Tác động cố định theo công ty	Có	Có	Có
Tác động cố định theo	Có	Có	Có

năm			
Số quan sát	4244	3657	4239
Adjusted R ²	0.4448	0.4413	0.4465

Ở cả ba mô hình hồi quy, hệ số tương tác giữa công đoàn và doanh nghiệp nhà nước đều dương và có ý nghĩa thống kê. Điều này phù hợp với kỳ vọng của nhóm nghiên cứu, thể hiện tác động tích cực của công đoàn có thể đến từ đặc tính hoạt động của doanh nghiệp nhà nước.

4.4 Robustness tests

4.4.1 Kiểm định khuyết tật của mô hình

Các vấn đề như phương sai sai số thay đổi (heteroscedasticity) hay phần dư tự tương quan (autocorrelation) có thể có trong quá trình hồi quy và do đặc điểm dữ liệu thu thập là dữ liệu mảng (panel data) đã được nhóm nghiên cứu giải quyết thông qua việc sử dụng sai số chuẩn được robust theo phương pháp heteroscedasticity-robust của White (1980) và sample-clustering robust của Petersen (2009) để tính toán các giá trị t-statistics và z-statistics phục vụ kiểm định ý nghĩa thống kê của kết quả.

Đối với vấn đề đa cộng tuyến, sau mỗi mô hình hồi quy, nhóm tiến hành kiểm định variance inflation factor (VIF) để phát hiện đa cộng tuyến trong mô hình. VIF là kiểm định được sử dụng phổ biến trong các nghiên cứu. Với một mô hình hồi quy có k biến giải thích, VIF của từng biến được tính như sau:

$$VIF_k = \frac{1}{1 - R_k^2}$$

Trong đó, R²_k là giá trị R² thu được từ việc hồi quy biến độc lập k theo các biến độc lập còn lại. VIF của biến thứ k lớn hơn 10 cho thấy biến giải thích k đó có hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng và cần phải được xử lý ngay. Kết quả kiểm định VIF cho thấy không có hiện tượng đa cộng tuyến trong các mô hình hồi quy của nhóm nghiên cứu (các hệ số VIF đều nhỏ và không có hệ số lớn hơn 10).

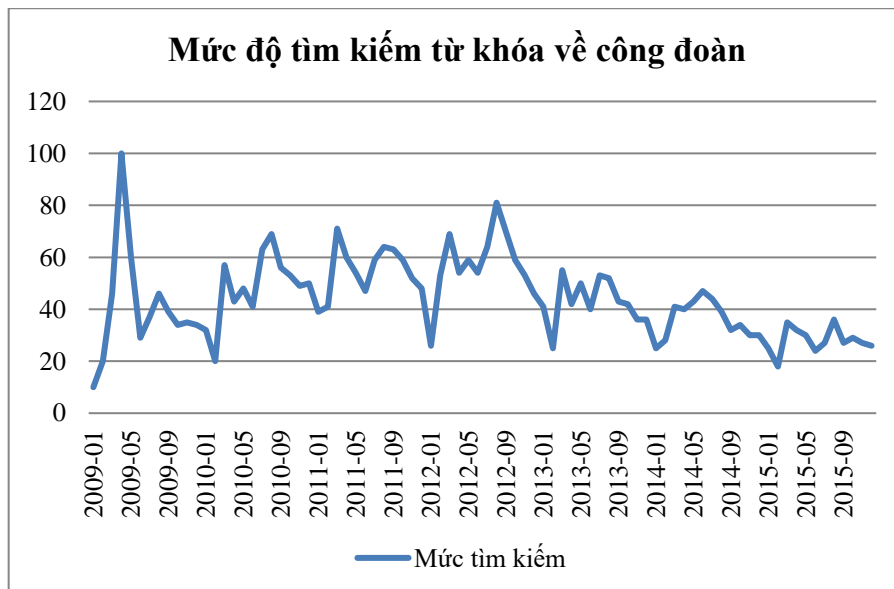
4.4.2 Xử lý vấn đề nội sinh

Vấn đề nội sinh (endogeneity) là vấn đề nhức nhối của bất cứ đề tài nghiên cứu nào. Đề tài của nhóm có thể gặp phải vấn đề nội sinh tiềm năng như tác động qua lại đồng thời (simultaneous causality) khi mà các biến công đoàn có tác động đến giá trị doanh nghiệp nhưng giá trị doanh nghiệp cũng có thể ảnh hưởng ngược lại đến biến công đoàn. Để xử lý phần nào vấn đề nội sinh, nhóm tác giả sử dụng phương pháp hồi quy hai giai đoạn (2SLS) với biến công cụ (instrument variable - IV).

Biến công cụ được lựa chọn cần phải đảm bảo tiêu chí có tác động đến biến giải thích chính trong khi không có ảnh hưởng/chịu ảnh hưởng từ biến phụ thuộc. Trong đề tài này, nhóm tác giả sử dụng biến công cụ là mức độ quan tâm của công chúng đối với công đoàn (CONGDOAN). Nhóm tác giả thu thập dữ liệu từ Google Trend số lượng các lượt tìm kiếm có từ khóa là “Công đoàn” hoặc “Cong doan” và sử dụng dữ liệu đó làm biến công cụ. Mức độ quan tâm của công chúng có thể ảnh hưởng đến các biến hoạt động công đoàn và sẽ hoàn toàn khách quan (ngoại sinh) đối với giá trị doanh nghiệp.

Hồi quy biến công cụ được thực hiện theo hai giai đoạn. Giai đoạn 1, nhóm tác giả hồi quy tác động cố định biến liên tục TU_BUDGET theo biến công cụ CONGDOAN và một số biến khác như biến giả nhận giá trị 1 nếu công ty là doanh nghiệp nhà nước cổ phần hóa (D_INCORP) và biến mức độ đầu tư của doanh nghiệp (INVEST) được tính bằng Tỷ lệ tiền chi để mua sắm, xây dựng tài sản cố định và các tài sản dài hạn khác trên tổng tài sản. Sau đó, nhóm nghiên cứu sử dụng mô hình vừa hồi quy được để tính giá trị phù hợp (fitted value) của TU_BUDGET.

Ở giai đoạn 2, nhóm tác giả sử dụng giá trị phù hợp tính được của TU_BUDGET làm biến giải thích chính trong mô hình hồi quy với giá trị doanh nghiệp (TOBIN'S Q) với các biến kiểm soát khác. Kết quả hồi quy được báo cáo trong Bảng 9.



Hình 1: Mức độ tìm kiếm từ khóa về công đoàn ở Việt Nam 2009-2015 Nguồn: Google Trend

Bảng 9: Hồi quy với biến công cụ (IV regression)

Biến công cụ: <i>CONGDOAN</i>	Giai đoạn 1	Giai đoạn 2
Biến phụ thuộc:	TU_BUDGET	TOBIN'S Q
Constant	-0.0058 (-0.72)	-10.0160 (-1.34)
CONGDOAN ($\times 10^{-3}$)	0.0217* (1.90)	
D_INCORP	-0.0016 (-0.17)	
INVEST	0.0088* (1.91)	
TU_BUDGET		41.7553* (1.75)
SIZE		0.4197 (1.41)
LEVERAGE		0.5176*** (4.29)
TANGIBILITY		0.1609 (1.33)
CF_RATIO		0.9780*** (5.90)
LIQUIDITY		0.0029 (0.01)
AGEINC		-0.0341 (-0.86)
<i>Kiểm soát cho</i>		
Tác động cố định theo công ty	Có	Có
Tác động cố định theo năm	Có	Có
Số quan sát	4251	4238
Adjusted R ²	0.1475	0.5314

Có thể thấy, ngay cả khi đã sử dụng biến công cụ, hoạt động công đoàn vẫn có tác động dương và có ý nghĩa thống kê (ở mức ý nghĩa 10%) với giá trị doanh nghiệp. Như vậy, có thể nói là tác động của hoạt động công đoàn lên giá trị doanh nghiệp là tích cực ngay cả khi đã kiểm soát vấn đề nội sinh có thể có trong đề tài.

5. Kết luận và khuyến nghị

Mặc dù trên thế giới đã từng có nhiều cuộc nghiên cứu kinh điển về tác động của hoạt động công đoàn đến doanh nghiệp. Tuy nhiên, kết quả nghiên cứu thu được lại tạo ra hai luồng ý kiến trái chiều, một bên đánh giá công đoàn mang lại tác động tích cực đến giá trị doanh nghiệp, bên còn lại thì phải đối và cho rằng công đoàn không những không mang lại sự tích cực mà còn khiến giá trị doanh nghiệp bị giảm xuống. Tại Việt Nam, hoạt động công đoàn đang càng ngày một phát triển, nhưng lại chưa có nhiều nghiên cứu mang tính định lượng để giải quyết mâu thuẫn nói trên. Điều này đặt ra cho nhóm tác giả câu hỏi, vậy công đoàn ảnh hưởng như thế nào đến giá trị của các doanh nghiệp cổ phần trong bối cảnh kinh tế - chính trị và xã hội tại Việt Nam? Để tìm lời giải cho câu hỏi đó, trong quá trình nghiên cứu, nhóm tác giả sử dụng hai phương pháp nghiên cứu chính, đó là phương pháp so sánh đối chứng mẫu theo điểm xu hướng (Propensity Score Matching – PSM) và phương pháp mô hình tác động cố định (Fixed Effect). Kết quả nghiên cứu cho thấy hoạt động công đoàn tác động tích cực đến giá trị doanh nghiệp, đồng thời đóng góp tích cực cho kinh tế - xã hội Việt Nam, kết quả này thống nhất ở cả các biến nhị phân và biến liên tục, và ngay cả khi kiểm soát vấn đề nội sinh có thể có trong mô hình.

Kết quả nghiên cứu có ý nghĩa trong việc khẳng định vai trò to lớn của công đoàn không những bảo vệ quyền và lợi ích hợp pháp, chính đáng của người lao động mà còn đóng góp vào công cuộc phát triển kinh tế - xã hội trong sự phát triển chung của cả nước. Khuyến khích sự phát triển của các công đoàn cơ sở tại các đơn vị, tổ chức, đặc biệt là các doanh nghiệp trong và ngoài khu vực nhà nước sẽ giúp tăng cường giá trị doanh nghiệp tại Việt Nam.

Dựa vào kết quả và ý nghĩa đóng góp của đề tài, nhóm tác giả xin đưa ra một vài khuyến nghị:

Đối với Nhà nước:

Đảng, Nhà nước, Quốc hội cần tiếp tục xây dựng và hoàn thiện hành lang pháp lý, các chính sách nhằm hỗ trợ, khuyến khích sự phát triển của công đoàn cơ sở các cấp.

Nhà nước, Tổng Liên đoàn Lao động Việt Nam cần quan tâm hơn đến vấn đề kinh phí của công đoàn tại các cấp, ngoài nguồn kinh phí tự huy động của đơn vị cơ sở đó.

Các Bộ, ban, ngành và các cơ quan có chức năng, thẩm quyền phải tăng cường công tác quản lý, thanh tra, kiểm tra, giám sát để hoạt động của công đoàn thật sự tích cực và hiệu quả.

Đối với các đơn vị công đoàn cơ sở các cấp

Công đoàn cơ sở các cấp phải luôn giữ vai trò là tổ chức bảo vệ quyền và lợi ích hợp pháp của người lao động trước bất cứ những hành vi xâm phạm nào.

Các đơn vị, tổ chức, các cơ quan hành chính, đơn vị sự nghiệp, đặc biệt là các doanh nghiệp Việt Nam cần chú trọng và đẩy mạnh hơn nữa hoạt động công đoàn; chú trọng đến việc phát triển các công đoàn cơ sở đồng thời cả chất và lượng.

Thường xuyên đổi mới và không ngừng sáng tạo trong các hoạt động công đoàn nhằm tạo cho người lao động một môi trường làm việc tốt, qua đó góp phần làm tăng năng suất lao động của đơn vị, doanh nghiệp.

Thường xuyên tuyên truyền đến các đoàn viên và không phải đoàn viên sống, học tập và lao động theo đúng pháp luật, chủ trương, đường lối của Đảng và Nhà nước.

Thường xuyên bồi dưỡng nghiệp vụ, chuyên môn, kỹ năng cho các đoàn viên

Tiếp tục duy trì các hoạt động xã hội góp phần thực hiện chính sách an sinh xã hội của Đảng và Nhà nước.

Đối với người lao động, các đoàn viên công đoàn

Không ngừng nỗ lực học tập kỹ năng chuyên môn, lao động và sáng tạo để nâng cao hiệu quả và năng suất lao động; góp phần phát triển đơn vị, doanh nghiệp.

Sống, học tập và lao động theo pháp luật; nỗ lực vượt khó, vượt khổ.

Có tinh thần tương thân tương ái, lá lành đùm lá rách.

PHỤ LỤC: Mô tả các biến chính của đề tài

Tên biến	Công thức và mô tả	Nguồn dữ liệu
----------	--------------------	---------------

TU	Biến giả, nhận giá trị 1 nếu như công ty có tổ chức công đoàn cơ sở và 0 nếu như không có	BCTC/Website công ty
TU_BUDGET	Tỷ lệ kinh phí hoạt động công đoàn cơ sở trên tổng tài sản	BCTC
TU_ACTIVE	Biến giả, nhận giá trị 1 nếu như công ty có hoạt động công đoàn tích cực và 0 nếu khác	Website công ty
ROA	Tỷ lệ lợi nhuận ròng trên tổng tài sản	BCTC
ROE	Tỷ lệ lợi nhuận ròng trên vốn chủ sở hữu	BCTC
TOBINQ	Hệ số q của Tobin, được dùng đo lường giá trị doanh nghiệp, được tính bằng tổng giá trị thị trường của doanh nghiệp (giá trị vốn hoá của cổ phiếu + giá trị nợ phải trả) chia cho tổng giá trị sổ sách của doanh nghiệp (giá trị sổ sách của cổ phiếu + giá trị sổ sách của nợ phải trả)	BCTC + Dữ liệu VNDIRECT
SIZE	Quy mô của công ty, đo bằng logarit tự nhiên của tổng tài sản công ty	BCTC
LEVERAGE	Tỷ lệ nợ của công ty, tính bằng tổng nợ phải trả trên tổng tài sản	BCTC
TANGIBILITY	Tổng giá trị tài sản cố định ròng trên tổng tài sản	BCTC
CF_RATIO	Hệ số dòng tiền, tính bằng tổng khấu hao tài sản cố định hàng năm và lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản	BCTC
LIQUIDITY	Tỷ lệ nắm giữ tiền mặt, tính bằng tiền và tương đương tiền trên tổng tài sản	BCTC
AGEINC	Số năm hoạt động ở dạng công ty cổ phần của doanh nghiệp	HOSE/HNX
MB	Hệ số giá trị thị trường trên giá trị sổ sách, tính bằng giá trị vốn hoá thị trường của doanh nghiệp chia cho giá trị sổ sách của vốn cổ phần doanh nghiệp, thể hiện mức độ tăng trưởng của doanh nghiệp niêm yết	BCTC + Dữ liệu VNDIRECT

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Addison, J., T. and Hirsch, B., T.; 1989. Union Effects on Productivity, Profits and Growth: Has the long run arrived? *Journal of Labor Economics* 7(1), 72-105
- [2] Chen, H., Kacperczyk, M. and Ortiz-Molina, H.; 2011. Labor Unions, Operating Flexibility and the Cost of Equity. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 46(1), 25-58
- [3] Clark, K., B.; 1984. Unionization and firm performance, the impact of profits, growth and productivity. *American Economic Review* 74(5), 893-919.
- [4] Deery, S., J. and Iverson, R., D.; 2005. Labor-Management Cooperation: Antecedents and Impact on Organizational performance. *Cornell University ILR Review* 58(4), 588-609
- [5] Diệp Thành Nguyên; 2005. Vai trò của công đoàn trong bảo vệ quyền và lợi ích hợp pháp của người lao động. *Tạp chí Nghiên cứu Khoa Học - ĐH Cần Thơ* 4, 201-210
- [6] Edman, A.; 2011. Does the stock market fully value intangibles? Employee satisfaction and equity prices. *Journal of Financial Economics* 101, 621-640
- [7] Fang, T. and Ge, Y.; 2013. Chinese Unions and Enterprise Performance. *IZA Discussion Paper*, No. 7870

TÁC ĐỘNG QUẢN TRỊ RỦI RO ĐẾN HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG TÀI CHÍNH TẠI CÁC DOANH NGHIỆP NIÊM YẾT TRÊN SỞ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN TP. HỒ CHÍ MINH (HOSE)

SV: Nguyễn Thị Thu Thảo, Đàm Hồng Tiến,
Đinh Thị Trang, Phan Thị Ngọc Linh
Học Viện Ngân Hàng
GVHD: ThS. Phạm Tiến Mạnh

TÓM TẮT

Nghiên cứu này sử dụng số liệu của 328 công ty đang niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Hồ Chí Minh (HOSE), các biến số được đưa vào nghiên cứu là các biến số liên quan đến chủ thể quản trị, để xem sự tác động của chúng đến các chỉ số hiệu quả tài chính của công ty. Kết quả nghiên cứu cho thấy, yếu tố quản trị doanh nghiệp có tác động rõ rệt đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp đó. Đặc biệt ở bốn biến là tổng số lượng thành viên quản trị, thành viên hội đồng quản trị là nữ, quy mô doanh nghiệp và chủ tịch đồng thời là tổng giám đốc có tác động tích cực nhất đến hiệu quả hoạt động thông qua ba chỉ số ROA, ROE, EPS.

Từ khóa: Chủ thể quản trị; EPS; hiệu quả hoạt động tài chính; quản trị rủi ro; ROA; ROE.

I. GIỚI THIỆU CHUNG

Sau sự sụp đổ của Enron năm 2001 – vụ phá sản lớn nhất trong lịch sử Hoa Kỳ cùng những vụ việc bê bối bên lề của công ty này, tác động rất lớn đến niềm tin của các nhà đầu tư trên thị trường. 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.

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 khái niệm 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 doanh nghiệp đang niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán TP. Hồ Chí Minh (HOSE).

Mục tiêu của nghiên cứu này là hệ thống hóa những vấn đề lý luận về quản trị rủi ro, xem xét sự tác động của yếu tố chủ thể quản trị tác động đến hiệu quả hoạt động tài chính của các doanh nghiệp. Đồng thời, nghiên cứu cũng xác định và phân tích tác động quản trị rủi ro đến hiệu quả hoạt động doanh nghiệp niêm yết trên sở giao dịch chứng khoán TP. Hồ Chí Minh giai đoạn 2010-2016. Qua đó nghiên cứu sử dụng các mô hình kinh tế lượng để đánh giá mức độ ảnh hưởng của các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Trên cơ sở đó đề xuất một số kiến nghị đối với 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.

II. CƠ SỞ LÝ THUYẾT

Theo nghiên cứu của Ronald W. Masulis, Cong Wang, Fei Xie (2012) về “tác động của thành viên nước ngoài trong HĐQT về việc quản lý tổ chức và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp” đã chỉ ra rằng: các doanh nghiệp có Lãnh đạo độc lập người nước ngoài (FIDs) thu được lợi ích cao hơn từ thị trường nước ngoài đó. Thành viên người nước ngoài có thể giám

sát kém hiệu quả vì nhiều lí do. Lerner (1995) nhận thấy các nhà đầu tư mạo hiểm không muốn ngồi vào ban Hội đồng của các công ty có khoảng cách địa lí xa xôi. Thứ hai, các thành viên nước ngoài có thể bị cắt đứt thông tin bởi các mạng lưới thông tin bảo mật tại khu vực đó (Coval và Moskowitz, 1999, 2001). Thứ ba, FIDs có thể không quen thuộc với các quy tắc, luật pháp và quy định của Việt Nam, các tiêu chuẩn quản trị và các phương pháp quản lý, làm cho việc đánh giá hiệu quả quản lý hoặc thách thức các quyết định quản lý càng khó hơn.

Mối quan hệ giữa HĐQT và hiệu suất của công ty là "đa dạng và phức tạp" hơn là bất kỳ lý thuyết quản trị duy nhất nào mà được bảo đảm (Nicholson & Kiel, 2007). Tuy nhiên, trong việc kiểm định khoa học và phát triển các giả thuyết nghiên cứu trong dự án này, hai lý thuyết về quản trị doanh nghiệp được áp dụng. Trước tiên, lý thuyết cơ quan sẽ được sử dụng để kiểm tra vai trò mà các thành viên HĐQT có thể đóng góp vào việc thực hiện công tác tổ chức mà họ quản lý. Thứ hai, lý thuyết phụ thuộc nguồn lực được sử dụng để kiểm tra mối liên hệ giữa các tổ chức và các nguồn lực thiết yếu cần thiết để tối đa hóa hiệu suất. Sự kết hợp của hai quan điểm lý thuyết này là phù hợp với các công trình trước đây của Hillman và Dalziel (2003), chứng nhận hội đồng quản trị có hai chức năng quan trọng: giám sát quản lý thay vì các cổ đông (lý thuyết chi phí đại diện - Agency cost) và cung cấp nguồn nhân lực (lý thuyết phụ thuộc nguồn lực).

Một số nhà nghiên cứu đã kiểm tra xem thành phần Ban HĐQT có mối liên hệ trực tiếp tới hiệu suất công ty với kết quả không nhất quán. Hermalin và Weisbach (1988) và Weisbach (1988, trang 454) báo cáo rằng tỷ lệ TV độc lập trên các công ty lớn tăng nhẹ khi một công ty đã có kết quả kém: tăng khoảng 1% trong năm $X + 1$, so với các công ty khác trong thời gian 1972-1983. Ngược lại, Klein (1998) nhận thấy không có khuynh hướng cho các doanh nghiệp ở nhóm dưới cùng của giá cổ phiếu năm 1991 để thêm các TV độc lập vào năm 1992 và 1993 so với các công ty thuộc nhóm hàng đầu. Denis và Sarin (1999) báo cáo rằng các công ty tăng đáng kể tỷ lệ TV độc lập đã có lợi nhuận trên mức trung bình cao hơn năm trước. Nhiều bằng chứng cho thấy các TV độc lập sẽ giám sát quản lý tốt hơn. Weisbach (1988) báo cáo rằng các TV độc lập bên ngoài có khả năng sa thải các giám đốc điều hành vì hoạt động kém. Bird và Hickman (1992) cung cấp bằng chứng cho thấy các công ty đấu giá không có đội ngũ hội đồng độc lập thì ngày càng có nhiều sự bất thường trong việc công bố thông tin. Cotter, Shivdasani, và Zenner (1997) cũng tìm thấy những kết quả tương tự cho các công ty mục tiêu. Bradley, Coles và Terry (1994) cho thấy các thị trường chứng khoán phản ứng tích cực khi một công ty có TV HĐQT độc lập bên. Rosenstein và Wyatt (1990) cho thấy rằng giá cổ phiếu phản ứng tích cực với việc đề cử các TV độc lập vào hội đồng quản trị và Holder, Holthausen và Larcker (1999) tìm thấy một mối quan hệ tích cực giữa giá trị cụ thể và phần nhỏ các TV bên ngoài. Trong khi đó MacAvoy, Cantor, Dana và Peck (1983), Bhagat và Black (1999, 2002), Hermalin và Weisbach (1991), và Klein (1998) cho thấy các TV độc lập không tăng giá trị. Ngược lại, Agrawal và Knoeber (1996) cho thấy các TV độc lập đang bị giảm đi giá trị của họ. Tuy nhiên, như Hermalin và Weisbach (1998, 2003) đã thảo luận, các thành phần của ban Hội đồng và sự đề cử không có liên quan đến hiệu suất hoạt động của công ty. Sự phản ứng tích cực của thị trường đối với các TV độc lập có thể được thúc đẩy bởi sự cần thiết phải thay đổi chứ không phải sự đóng góp của TV độc lập.

Phần lớn ý tưởng được chia sẻ liên quan đến toàn thể các thành viên hội đồng, điều này nghĩa là số lượng giám đốc trong ban hội đồng càng nhiều thì hiệu quả hoạt động càng thấp. Điều này dựa vào ý tưởng rằng sự giao tiếp hay việc phối hợp các nhiệm vụ và hiệu quả ra quyết định trong một nhóm nhiều người là khó hơn và tốn kém hơn so với nhóm nhỏ hơn. Jensen (1993) tuyên bố rằng "Giữ Hội đồng nhỏ có thể giúp cải thiện hiệu suất của họ. Khi các TV hội đồng quản trị vượt quá bảy hoặc tám người, họ ít có khả năng làm việc hiệu quả hơn và dễ dàng hơn cho giám đốc điều hành" (trang 865) Lipton và Lorsch (1992) cũng kêu gọi thông qua các hội đồng nhỏ và đề nghị quy mô Hội đồng được giới hạn trong bảy hoặc tám thành viên. Dựa trên các lập luận lý thuyết này, các công ty có hội đồng quản trị lớn hơn có thể bị giảm hiệu suất hoạt động. Eisenberg và cộng sự (1998) báo cáo một mối quan hệ ngược chiều tương tự giữa quy mô ban quản trị và lợi nhuận trên tài sản cho một mẫu các

công ty nhỏ của Phần Lan. Tuy nhiên, Bhagat và Black (2002) nhận thấy mối quan hệ ngược chiều giữa quy mô Hội đồng và hiệu suất hoạt động là không mạnh mẽ với sự thay đổi của phương pháp thực hiện.

Về mặt lý thuyết, các doanh nghiệp có tỷ lệ lớn hơn các TV HĐQT bên ngoài (đang làm việc tại một số tổ chức khác) dễ dàng hơn trong việc giải quyết mâu thuẫn về lợi ích giữa các cổ đông và HĐQT. Chi phí đại diện dựa trên giả thuyết rằng có một sự ràng buộc cố hữu giữa lợi ích của chủ sở hữu công ty và việc quản lý (Fama & Jensen, 1983). Trong bối cảnh quản trị doanh nghiệp, lý thuyết cơ sở hàm ý rằng phải có các cơ chế giám sát đầy đủ để bảo vệ những cổ đông khỏi sự tư lợi của người quản lý. Do đó một tỷ lệ cao các TV HĐQT bên ngoài trong hội đồng được xem là có khả năng có tác động tích cực đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. (Fama & Jensen, 1983, Jensen & Meckling, 1976, Shleifer & Vishny, 1997). Theo một số nghiên cứu chỉ ra rằng, khi TV HĐQT cũng đang làm việc tại một tổ chức/ doanh nghiệp khác, sẽ có một sự ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả hoạt động (Brown & Maloney, 1999; Ferris và cộng sự, 2003; Harris & Shimizu, 2004; Miwa & Ramseyer, 2000). Các thành viên đó có thể đem lại nhiều lợi ích vì họ có rất nhiều mối quan hệ và có thể tạo ra nhiều lợi ích hơn bằng cách tiếp cận các nguồn lực, nhà cung cấp và các khách hàng cho công ty (Booth & Deli, 1995; Mizruchi & Stearns, 1994; Pfeffer, 1972). Vì vậy thành viên HĐQT cũng đang làm việc tại một hay nhiều tổ chức khác sẽ có mức độ tham gia cao với môi trường bên ngoài, sẽ cung cấp các nguồn lực khác nhau để cải thiện hiệu suất hoạt động. Một quan điểm khác chỉ ra rằng, với một số lượng lớn công việc cùng một lúc sẽ khiến các TV bỏ qua những cam kết và do đó ảnh hưởng đến khả năng giám sát công ty hiệu quả của họ thay cho các cổ đông, và ảnh hưởng không tốt đến giá trị công ty (Fich & Shivdasani, 2004). Shivdasani và Yermack (1999), cung cấp bằng chứng cho thấy nhiều TV không phù hợp với lợi ích của cổ đông và tăng khả năng gian lận kế toán (Beasley, 1996). Tổng thể tài liệu cho thấy tác động của vị trí hội đồng quản trị trên hiệu suất đã thay đổi. Ví dụ, Baysinger và Butler (1985) và Rosenstein và Wyatt (1990) đã phát hiện ra rằng việc bổ nhiệm một Thành viên trong Ban HĐQT bên ngoài dẫn tới việc gia tăng giá trị của cổ đông.

Sự đa dạng về giới tính có ảnh hưởng đáng kể đến quản trị của ban quản trị. Mặc dù các Giám đốc nữ có thể được chọn vì chủ nghĩa bình đẳng giới tính nhưng kết quả cho thấy họ có thể ảnh hưởng đến hoạt động quản trị của ban quản trị. Ngoài ra, giới tính có vẻ quan trọng ngay cả sau khi kiểm soát được các đặc điểm đo lường của giám đốc, chẳng hạn như độ tuổi, thời gian sở hữu, trạng thái nghỉ hưu và số lần quản lý khác. Việc đưa một người phụ nữ lên vị trí quản lý hàng đầu thường phụ thuộc vào trình độ học vấn và trình độ cao của người đó (Adams và cộng sự, 2007) cũng như một loạt các doanh nghiệp kinh doanh (Bartlett và Miller, 1985). Phụ nữ đứng đầu cũng có xu hướng trẻ trung hơn nam giới (Bertrand và Hallock, 2001; Burress và Zucca, 2004). Hơn nữa, lĩnh vực kinh doanh của người làm việc (King and Cornwall, 2007), môi trường pháp lý / thể chế (Guthrie và Roth, 1999) và các cơ hội thị trường nói chung (Lam and Dreher, 2004) đóng một vai trò quan trọng trong việc thăng chức của phụ nữ. Những vấn đề này giúp chúng ta ước tính cho tỷ lệ nữ giới tham gia vào vị trí CEO là thấp, được quan sát ở Hoa Kỳ và các nơi khác. (Hillman và cộng sự, 2002; Peterson, Philpot, & O'Shaughnessy 2007) cũng cho rằng có sự khác nhau giữa vai trò của TV HĐQT là nữ so với nam giới. Kết quả thực tế là lý thuyết nguồn nhân lực dự đoán rằng hiệu suất của hội đồng quản trị sẽ bị ảnh hưởng bởi sự đa dạng giới tính, nhưng hiệu quả có thể là kết quả tích cực hoặc tiêu cực từ kết quả hoạt động tài chính.

Có 2 quan điểm liên quan đến vấn đề tách riêng biệt vai trò giữa Chủ tịch và Giám đốc điều hành (CEO). Thứ nhất, người ta ủng hộ "lý thuyết quản lý" nêu quan điểm Chủ tịch phải tách biệt với Giám đốc điều hành, điều đó để đảm bảo rằng tính công bằng cũng như để nắm bắt kế hoạch quá tham vọng của Giám đốc điều hành. Sự chia cắt của hai vai trò cũng là cần thiết để cung cấp kiểm tra và cân bằng thiết yếu đối với quản trị rủi ro hoạt động (Argenti, 1976; Stiles and Taylor, 1993; Blackburn, 1994). Vì nếu ai đó nắm giữ hai vị trí hàng đầu thì sẽ có nhiều khả năng theo đuổi các chiến lược thúc đẩy lợi ích cá nhân, gây thiệt hại cho toàn thể (Jensen và Meckling, 1976; Jensen, 1986).. Thứ 2, những người ủng hộ vai trò hai mặt, sử

dụng lí thuyết quản lí để hỗ trợ công việc của họ. Họ lập luận rằng sẽ hành động vì lợi ích tốt nhất cho các cổ đông vì sự đền bù của họ bị phụ thuộc vào hiệu suất và qua đó nâng cao vai trò của HĐQT. Stewart (1991), Dahya và cộng sự (1996), (Rechner và Dolton, 1991) cũng khẳng định rằng vai trò hai mặt đẩy mạnh việc ra quyết định vì nó cho phép tập trung nhiều hơn vào công ty mục tiêu và thúc đẩy thực hiện nhanh hơn các quyết định hoạt động. Như vậy, không có vấn đề nếu hai vai trò được kết hợp.

Một trong những yếu tố chính có thể ảnh hưởng đến kết quả hoạt động của công ty là cơ cấu vốn. Kể từ khi chi phí phá sản tồn tại, lợi nhuận xấu đi xảy ra với việc sử dụng thêm nợ để có được những lợi ích của việc khấu trừ thuế. Do đó, có một cơ cấu vốn thích hợp ngoài việc tăng chi phí phá sản cao hơn lợi ích biên về thuế, liên quan đến việc bổ sung nợ cho vốn chủ sở hữu (Stiglitz, 1972). Các công ty có thể có nhiều nợ hơn trong cơ cấu vốn của mình là phù hợp hơn vì nó đem lại lợi ích cho cả cổ đông và nhà quản lí, xem thêm nghiên cứu của (Barclay và Smith, 1995 và Ozkan, 2002). Schiantarelli và Sembenelli (1999) đã điều tra tác động của những khoản nợ công ty đến kỳ đáo hạn đối với lợi nhuận ở Ý và Anh Quốc. Họ tìm thấy mối quan hệ tích cực giữa kỳ hạn nợ ban đầu và kết quả trung hạn. Cũng như các nghiên cứu của Barclay và Smith (1995), Stohs và Mauer (1996), việc lựa chọn cấu trúc nợ có thể có ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp và rủi ro thất bại. Một phát hiện thú vị là STDTA có tác động tích cực và có ý nghĩa đối với phương pháp thực hiện thị trường (Tobin's Q), có thể phần nào ủng hộ lập luận của Myers (1977) rằng các công ty có nợ ngắn hạn cao cho tổng tài sản có tốc độ tăng trưởng cao và hiệu suất cao. Kết quả cũng cho thấy hiệu suất cao gắn liền với thuế suất cao. Điều này cho thấy các công ty có lợi nhuận phải trả thuế suất cao.

Quy mô của một công ty được tính bằng “log of asset” (Size1) và “log of sales” (Size2). Quy mô của công ty được giả thiết là có liên quan đến hoạt động của công ty vì chi phí phá sản sẽ giảm dần theo quy mô. Gleason, Mathur và Mathur (2000) cùng với những người khác, thấy rằng quy mô công ty có ảnh hưởng tích cực và có ý nghĩa đối với ROA hiệu quả của công ty. Ngược lại, nhiều nhà nghiên cứu khác như Mudambi và Nicosia, (1998); Lauterbach và Vaninsky, (1999); Durand và Coeuderoy, (2001) và Tzelepis và Skuras, (2004) đã tìm thấy ảnh hưởng không đáng kể về quy mô công ty trên hiệu suất. Ý nghĩa của quy mô doanh nghiệp cho thấy các doanh nghiệp lớn có lợi nhuận cao hơn so với các doanh nghiệp nhỏ hơn, có thể là do đa dạng hóa đầu tư và tính kinh tế theo quy mô. Kết quả này phù hợp với những phát hiện trước đây bao gồm Gleason, Mathur và Mathur (2000). Quy mô doanh nghiệp có tác động tích cực và có ý nghĩa đối với hiệu quả hoạt động của công ty ROA, PROF và Tobin's Q, cho thấy quy mô của một công ty là một yếu tố quyết định quan trọng cho hoạt động của doanh nghiệp.

Theo nghiên cứu của Lê Đức Hoàng (2015), sở hữu nhà nước càng lớn, hiệu quả hoạt động của công ty niêm yết càng thấp. Ngược lại, sở hữu nước ngoài càng lớn, hiệu quả hoạt động của công ty niêm yết càng cao. Với đặc thù sở hữu nhà nước tại các quốc gia có sự can thiệp lớn của nhà nước vào các hoạt động kinh tế, sở hữu nhà nước có tác động ngược chiều đến hiệu quả hoạt động của công ty khi người đại diện cho phần vốn góp của nhà nước trong công ty lại không thật sự là cổ đông của công ty. Lý thuyết người đại diện và các chi phí đại diện phát sinh do các cổ đông nhà nước là các cá nhân đại diện, cổ đông đại diện có thể hoạt động không vì mục tiêu hiệu quả và lợi ích của công ty dẫn đến sở hữu nhà nước cao lại có tác động tiêu cực đến kết quả hoạt động của công ty. Nghiên cứu này còn đóng góp thêm minh chứng thực nghiệm khi làm rõ cơ chế tác động của cấu trúc sở hữu đến hiệu quả hoạt động của công ty niêm yết thông qua cơ chế đòn bẩy tài chính. Cho đến nay, các nghiên cứu ở Việt Nam chỉ nghiên cứu các mối quan hệ giữa hai trong ba nhân tố: cấu trúc sở hữu, cấu trúc vốn và hiệu quả hoạt động, mà chưa có nghiên cứu kết nối của cả 3 nhân tố này. Nghiên cứu này đã cho kết quả đồng nhất khi cho thấy sở hữu nhà nước cao thì công ty có xu hướng vay nợ nhiều hơn, đồng thời các công ty có đòn bẩy tài chính cao lại có hiệu quả hoạt động thấp. Đối với sở hữu nước ngoài, kết quả cũng đồng nhất trên giác độ, sở hữu nước ngoài cao thì công

ty có đòn bẩy tài chính thấp hơn, nhưng tỷ lệ đòn bẩy tài chính thấp thì các công ty đó lại cho hiệu quả hoạt động cao hơn.

Theo nghiên cứu của Mai Xuân Bình (2015), công ty có đòn bẩy hoạt động cao có sự biến thiên lợi nhuận rất lớn so với các công ty có độ bẩy hoạt động trung bình thấp, hay nói cách khác, tác động của đòn bẩy hoạt động đến rủi ro là một tác động thuận chiều: khi đòn bẩy hoạt động lớn có thể dẫn đến rủi ro công ty lớn. Đòn bẩy tài chính cũng là một con dao hai lưỡi rất nguy hiểm, nếu không sử dụng hiệu quả sẽ làm chi phí tăng cao, lợi nhuận suy giảm xuống thấp. Vì thế, nhiều công ty vẫn chọn giải pháp an toàn khi ít sử dụng đòn bẩy để bảo đảm được mức sinh lời hợp lý. Ở những công ty có quy mô nhỏ, việc quản lý chưa tốt chi phí làm cho nhiều công ty quy mô nhỏ chịu tác động từ yếu tố rủi ro của đòn bẩy, dẫn đến tỷ suất lợi nhuận bình quân thấp và thay đổi liên tục trong những năm gần đây. Ở công ty có quy mô lớn thì hoạt động sản xuất kinh doanh ổn định hơn. Sự điều tiết về yếu tố rủi ro của đòn bẩy cũng tốt hơn

Theo Nguyễn Thi Nhân (2013), nhiều nghiên cứu thực tiễn đưa ra không rõ ràng hoặc kết luận rằng HĐQT độc lập chưa hẳn làm tăng giá trị cho công ty. Điều này có thể do hạn chế về tiếp cận thông tin để đánh giá quá trình tương tác giữa HĐQT và Ban Giám đốc. Dù vậy, HĐQT vẫn phải đóng vai trò quan trọng đối với quản trị công ty. Ở những thị trường chưa phát triển như Việt Nam, nơi mà quyền lực cổ đông thấp và hoạt động đầu tư chưa đủ mạnh để tạo áp lực đối với Ban Giám đốc, quy định và áp dụng các chuẩn mực ngày càng cao về quản trị công ty phải càng được chú trọng. Trong đó các chuẩn mực về tính độc lập của HĐQT cần được áp dụng, giám sát thực hiện và cải thiện để phù hợp với sự phát triển của thị trường.

Theo nghiên cứu thực nghiệm của Trần Minh Trí và Dương Như Hùng (2011) đưa ra kết quả khi nghiên cứu 126 công ty niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán TP.HCM giai đoạn 2006 – 2009. Theo đó, tỷ lệ sở hữu và hiệu quả hoạt động có tương quan dương khi tỷ lệ sở hữu nhỏ hơn 59.1% và tương quan âm khi tỷ lệ này vượt quá 59.1%. Nghiên cứu của Duc Vo và Thụy Phan (2013) cũng cho thấy tương quan âm giữa hiệu quả hoạt động và tỷ lệ sở hữu của HĐQT.

III. SỐ LIỆU VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.1. Số liệu

Bài nghiên cứu sử dụng số liệu của 328 công ty đang niêm yết trên Sở giao dịch Chứng khoán TP. Hồ Chí Minh (HOSE). Với 328 công ty trong mỗi năm 2010, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015 và 2016 và tổng số mẫu trong 7 năm là 2296 mẫu được sử dụng. Tuy nhiên trong số này có 126 công ty không đầy đủ thông tin liên quan đến các biến độc lập, nên số liệu của các công ty này được loại ra khỏi mẫu nghiên cứu. Vì vậy mẫu cuối cùng bao gồm 202 công ty với 1414 mẫu quan sát để làm mẫu nghiên cứu chính thức. Số liệu cần thu thập liên quan tác động của quản trị rủi ro đến hiệu quả hoạt động doanh nghiệp niêm yết trên Sở giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (các biến độc lập) được tác giả thu thập từ BCTC và báo cáo thường niên của các công ty được chọn mẫu.

3.2. Giả thuyết nghiên cứu

Nhóm nghiên cứu đưa ra giả thuyết như sau:

H₀: Chủ thể quản trị rủi ro không có ảnh hưởng tới hiệu quả hoạt động tài chính của doanh nghiệp.

H₁: Chủ thể quản trị rủi ro có ảnh hưởng tới hiệu quả hoạt động tài chính của doanh nghiệp.

Trong bài nghiên cứu này, nhóm tác giả sẽ sử dụng các biến phụ thuộc: ROA, ROE, EPS và các biến độc lập, biến kiểm soát: Tổng số thành viên HĐQT, Tổng số thành viên HĐQT là nữ, Thành viên HĐQT là người nước ngoài, Chủ tịch HĐQT đồng thời là CEO, Thành viên HĐQT là thành viên độc lập, Thành viên HĐQT làm ở tổ chức khác, Tỷ lệ sở hữu thành viên HĐQT, Kiểm toán lớn, Cổ đông lớn công ty, Cổ đông lớn nhà nước, Quy mô doanh nghiệp, đòn bẩy tài chính.

3.3. Mô hình nghiên cứu

Từ cơ sở nghiên cứu các mô hình liên quan đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp, sau khi xem xét các yếu tố ảnh hưởng liên quan, kết hợp đặc điểm của các công ty niêm yết trên Sở giao dịch Chứng khoán TP. Hồ Chí Minh (HOSE) cho phù hợp với môi trường kinh tế Việt Nam, nhóm tác giả tiến hành xây dựng mô hình nghiên cứu. Mô hình đề xuất có biến phụ thuộc được xác định là việc quản trị các công ty niêm yết và các biến độc lập, biến kiểm soát là các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết, bao gồm 12 biến (nhân tố)

Bảng 1: Giải thích các biến

Tên biến	Ký hiệu	Loại biến	Giải thích
ROA	ROA	Biến phụ thuộc	Là tỉ lệ của lợi nhuận ròng chia cho tổng tài sản.
ROE	ROE	Biến phụ thuộc	Là tỉ lệ của lợi nhuận ròng chia cho vốn chủ sở hữu
EPS	EPS	Biến phụ thuộc	Là tỉ lệ của lợi nhuận sau thuế chia cho tổng số cổ phiếu bình quân đang lưu hành
Tổng số thành viên HĐQT	SLTVQT	Biến độc lập	Tổng số các thành viên có mặt trong Ban HĐQT
Tổng số thành viên HĐQT là nữ	SLTVQTN	Biến độc lập	Là số thành viên Nữ có trong HĐQT
Thành viên HĐQT là người nước ngoài	SLTVQTNN	Biến độc lập	Là biến giả nếu có thành viên HĐQT là người nước ngoài thì bằng 1, bằng 0 nếu ngược lại
Chủ tịch HĐQT đồng thời là CEO	CEO_DUAL	Biến độc lập	Là biến giả nếu có chủ tịch HĐQT đồng thời là CEO thì bằng 1, bằng 0 nếu ngược lại
Thành viên HĐQT là thành viên độc lập	TVQTĐL	Biến độc lập	Là số thành viên độc lập có trong HĐQT
Thành viên HĐQT làm ở tổ chức khác	TVQTTCK	Biến độc lập	Là tổng số thành viên Độc lập đang làm việc tại tổ chức/ doanh nghiệp khác
Tỷ lệ sở hữu thành viên HĐQT	TLSTVQT	Biến độc lập	Tổng số cổ phần nắm giữ của thành viên HĐQT
Kiểm toán lớn	KTL	Biến kiểm soát	Là biến giả nếu được kiểm toán bằng kiểm toán lớn thì bằng 1, bằng 0 nếu ngược lại
Cổ đông lớn công ty	CĐLCT	Biến kiểm soát	Là biến giả nếu có CĐL thì bằng 1, còn lại bằng 0
Cổ đông lớn nhà nước	CĐLNN	Biến kiểm soát	Là biến giả nếu có CĐLNN thì bằng 1, còn lại bằng 0
Quy mô doanh nghiệp	QMDN	Biến kiểm soát	Quy mô doanh nghiệp được tính dựa trên tổng tài sản
Đòn bẩy tài chính	ĐBTC	Biến kiểm soát	Được tính bằng Tổng nợ/Tổng tài sản của Doanh nghiệp.

$$\begin{aligned}
 ROE_{i,t} = & \alpha_1 + \beta_{1.1} \times SLTVQT_{i,t} + \beta_{1.2} \times SLTVQTN_{i,t} + \beta_{1.3} \times SLTVQTNN_{i,t} \\
 & + \beta_{1.4} \times CEO_DUAL_{i,t} + \beta_{1.5} \times TVQTĐL_{i,t} + \beta_{1.6} \times TVQTTCK_{i,t} \\
 & + \beta_{1.7} \times TLSTVQT_{i,t} + \beta_{1.8} \times KTL_{i,t} + \beta_{1.9} \times CĐLCT_{i,t} \\
 & + \beta_{1.10} \times CĐLNN_{i,t} + \beta_{1.11} \times QMDN_{i,t} + \beta_{1.12} \times ĐBTC_{i,t} \\
 ROA_{i,t} = & \alpha_2 + \beta_{2.1} \times SLTVQT_{i,t} + \beta_{2.2} \times SLTVQTN_{i,t} + \beta_{2.3} \times SLTVQTNN_{i,t} \\
 & + \beta_{2.4} \times CEO_DUAL_{i,t} + \beta_{2.5} \times TVQTĐL_{i,t} + \beta_{2.6} \times TVQTTCK_{i,t} \\
 & + \beta_{2.7} \times TLSTVQT_{i,t} + \beta_{2.8} \times KTL_{i,t} + \beta_{2.9} \times CĐLCT_{i,t} \\
 & + \beta_{2.10} \times CĐLNN_{i,t} + \beta_{2.11} \times QMDN_{i,t} + \beta_{2.12} \times ĐBTC_{i,t}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 EPS_{i,t} = & \alpha_3 + \beta_{3.1} \times SLTVQT_{i,t} + \beta_{3.2} \times SLTVQTN_{i,t} + \beta_{3.3} \times SLTVQTN_{i,t} \\
 & + \beta_{3.4} \times CEO_DUAL_{i,t} + \beta_{3.5} \times TVQTĐL_{i,t} + \beta_{3.6} \times TVQTTCK_{i,t} \\
 & + \beta_{3.7} \times TLSHTVQT_{i,t} + \beta_{3.8} \times KTL_{i,t} + \beta_{3.9} \times CĐLCT_{i,t} \\
 & + \beta_{3.10} \times CĐLNN_{i,t} + \beta_{3.11} \times QMDN_{i,t} + \beta_{3.12} \times ĐBTC_{i,t}
 \end{aligned}$$

Trong đó,

$\alpha_{1,2,3}$: Là hằng số

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

IV. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

4.1. Phân tích tổng quan số liệu

Dựa vào bảng phân tích tổng quan dưới đây, ta có thể đưa ra một số nhận xét tổng quan về hiệu quả hoạt động doanh nghiệp cũng như các nhân tố quản trị doanh nghiệp ảnh hưởng tới hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết trên HOSE. Bảng 3.1 chỉ ra rằng hiệu quả ROA trong 7 năm từ 2010 đến 2016 là 15,3026% với độ lệch chuẩn là 1.0098, Điều này cho thấy hiệu quả ROA của các công ty sai lệch 15.3026%. Có thể thấy biên độ biến động của ROA rất lớn với giá trị nhỏ nhất là -64,551% và giá trị lớn nhất là 1411%. Hiệu quả ROE trong 7 năm từ 2010 đến 2016 là 25,9007% với độ lệch chuẩn là 29.07%, Điều này cho thấy hiệu quả ROE của các công ty sai lệch 25.9007%. Có thể thấy biên độ biến động của ROE rất lớn với giá trị nhỏ nhất là -103.324% và giá trị lớn nhất là 205.3%. Hiệu quả EPS trong 7 năm từ 2010 đến 2016 là 259007.2% với độ lệch chuẩn là 299784%, Điều này cho thấy hiệu quả ROE của các công ty sai lệch 299785%. Có thể thấy biên độ biến động của ROE rất lớn với giá trị nhỏ nhất là -1033240% và giá trị lớn nhất là 2053200%. Ngoài ra, dựa vào bảng ta cũng có thể có những đánh giá khái quát chung về các biến độc lập – các nhân tố ảnh hưởng đến chất lượng báo cáo tài chính: giá trị trung bình, độ lệch chuẩn và biên độ biến động.

Bảng 2: Thống kê mô tả giá trị trung bình, phương sai, độ lệch chuẩn, giá trị lớn nhất, nhỏ nhất

Variable	Obs	Mean	Std. Dev	Min	Max
ROA	1414	0.153026	1.00989	-0.64551	14.11
ROE	1414	0.259007	0.29978	-1.03324	2.053
EPS	1414	2590.072	2997.84	-10332.4	20532
TOL.DIR	1414	5.84017	1.36478	3	8258
FEL.DIR	1414	0.896747	0.97198	0	1268
FOR.DIR	1414	0.319661	0.87649	0	452
CEO.DUAL	1414	0.463751	1.90095	0	1
IND.DIR	1414	0.986563	1.28928	0	1395
OUT.DIR	1414	2.705092	1.90095	0	3825
OWN.DIR	1414	0.333821	0.23227	0	0.971
BIG.AUD	1414	0.639321	0.48037	0	1
OWN.STATE	1414	0.613154	0.4872	0	1
SIZE	1414	12.14801	0.56934	11.0821	15
LEVERAGE	1414	12.14801	0.2157	0.00612	0.971
YEAR.LISTED	1414	10.029	0.2157	7	20

4.2. Kiểm tra đa cộng tuyến

Dựa vào bảng ma trận tương quan pearson dưới đây ta thể thấy tương quan giữa hầu hết các biến là tương đối thấp, tuy nhiên hệ số tương quan giữa SIZE với lần lượt các biến TOL.DIR, BIG.AUD khá cao với mức giá trị lần lượt là 28.5%, 33,2% nên rất dễ xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến nhưng hiện tượng này không quá ảnh hưởng đến mô hình nói chung. Vì vậy, có thể kết luận phần lớn các biến trong mô hình không có hiện tượng đa cộng tuyến với nhau và đây sẽ là một dấu hiệu tích cực trong việc kiểm định và lựa chọn mô hình kinh tế lượng phù hợp.

Ngoài ra, nhìn vào bảng ta có thể thấy hệ số tương quan giữa biến độc lập và biến phụ thuộc là thấp.

Bảng 3: Ma trận hệ số tương quan giữa các biến

	ROA	ROE	EPS	TOL.D IR	FEL.DI R	FOR.D IR	CEO.D UAL	IND.D IR	OUT. DIR	OWN. DIR	BIG.A UD	OWN. STATE	SIZE	LEVER AGE	YEAR. LISTE D
ROA	1														
ROE	0.042	1													
EPS	0.042	1	1												
TOL.DIR	0.129	0.107	0.107	1											
FEL.DIR	0.08	0.088	0.088	0.052	1										
FOR.DIR	0.054	0.045	0.045	0.222	-0.03	1									
CEO.DUAL	-0.06	0.009	0.009	-0.03	0.103	-0.06	1								
IND.DIR	-0.03	-0.04	-0.04	-0.08	-0.12	-0.08	-0.01	1							
OUT.DIR	-0.06	0.012	0.012	-0.012	-0	0.066	0.028	0.113	1						
OWN.DIR	-0.11	0.032	0.032	-0.16	-0.06	-0.1	-0.04	0.143	0.037	1					
BIG.AUD	0.069	0.052	0.052	0.166	0.035	0.081	-0.12	-0.05	-0.06	-0	1				
OWN.STATE	-0	0.16	0.16	0.002	-0.14	-0.12	-0.17	0.101	-0.02	0.22	0.06	1			
SIZE	-0.12	0.038	0.038	0.285	0.088	0.188	-0.02	-0.11	0.094	-0.01	0.332	-0.09	1		
LEVERAGE	0.14	-0.27	-0.27	-0.04	-0.02	-0	0.054	-0.06	-0.06	-0.04	0.036	-0.07	0.293	1	
YEAR.LISTED	-0.02	0.024	0.024	0.182	0.096	0.047	0.029	0.037	0.178	-0.1	0.118	0.027	0.068	-0.17	1

4.3. Mô hình OLS

Ta kiểm định mô hình OLS được kết quả như dưới ta thấy mô hình OLS có p-value = 0% nhỏ hơn 0,5% phù hợp mới kết quả kiểm định. Cả 3 mô hình đều có ý nghĩa thống kê.

Sự tác động của các biến phụ thuộc và biến kiểm soát đến ROA

Bằng phương pháp chạy mô hình STATA, với bảng ANOVA, chúng ta thấy rằng Sig F > 0.05. các biến phụ thuộc và kiểm soát có tác động đến các biến độc lập.

Mô hình có ý nghĩa thống kê

ANOVA					
	df	SS	MS	F	Significance F
Regression	12	175.3169	14.60974	16.17061235	1.38842E-32
Residual	1401	1265.768	0.903475		
Total	1413	1441.085			

Regression Statistics	
Multiple R	0.358907
R Square	0.128815
Adjusted R Square	0.121353
Standard Error	0.281006
Observations	1414

	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%	Lower 95.0%	Upper 95.0%
Intercept	4.421611101	0.599492671	7.375588	2.79004E-13	3.245611093	5.597611111	3.245611093	5.597611111
TOL.DIR	1.926471522	0.302947689	6.35909	2.74062E-10	1.332191554	2.520751489	1.332191554	2.520751489
FEL.DIR	0.653362829	0.163009301	4.008132	6.44216E-05	0.333594216	0.973131442	0.333594216	0.973131442
FOR.DIR	0.425252084	0.19609202	2.168635	0.030278178	0.040586468	0.8099177	0.040586468	0.8099177
CEO.DUAL	-0.148907351	0.054939979	-2.71036	0.006802966	-0.256680839	-0.041133863	-0.256680839	-0.041133863
IND.DIR	-0.02835056	0.113451628	-0.24989	0.802708148	-0.250903932	0.194202813	-0.250903932	0.194202813
OUT.DIR	-0.038117692	0.084383859	-0.45172	0.651542203	-0.203650022	0.127414638	-0.203650022	0.127414638
OWN.DIR	-0.308282477	0.115149094	-2.67725	0.007509684	-0.534165699	-0.082399256	-0.534165699	-0.082399256
BIG.AUD	0.235338425	0.05719531	4.114646	4.10367E-05	0.123140749	0.347536101	0.123140749	0.347536101
OWN.STATE	0.014000666	0.055298601	0.253183	0.800163938	-0.094476315	0.122477648	-0.094476315	0.122477648
SIZE	-0.516010401	0.052864556	-9.76099	8.05824E-22	-0.619712618	-0.412308184	-0.619712618	-0.412308184
LEVERAGE	1.057962594	0.126878617	8.338384	1.7783E-16	0.809070052	1.306855135	0.809070052	1.306855135
YEAR.LISTED	-0.008681897	0.009834505	-0.8828	0.377496027	-0.02797384	0.010610046	-0.02797384	0.010610046

Sự tác động của các biến phụ thuộc và biến kiểm soát đến ROE

Với bảng ANOVA, giá trị Sig (<0.0000) < 0.05. Như vậy tổng thể mô hình hồi quy tuyến tính phù hợp với tổng thể.

Regression Statistics	
Multiple R	0.348792
R Square	0.121656

ANOVA					
	df	SS	MS	F	Significance F
Regression	12	16.35774	1.363145	17.26279	5.96615E-35
Residual	1401	110.629	0.078964		
Total	1413	126.9867			

Adjusted R Square	0.114133
Standard Error	0.950513
Observations	1414

	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%	Lower 95.0%	Upper 95.0%
Intercept	-0.400803827	0.177231671	-2.26147	0.023883034	-0.74847187	-0.05313578	-0.74847187	-0.05313578
TOL.DIR	0.19454037	0.089562271	2.172124	0.030013546	0.018849762	0.370230977	0.018849762	0.370230977
FEL.DIR	0.172561932	0.048191433	3.58076	0.000354306	0.078026789	0.267097075	0.078026789	0.267097075
FOR.DIR	0.081720833	0.057971879	1.409663	0.158861048	-0.03200021	0.195441873	-0.03200021	0.195441873
CEO.DUAL	0.034422838	0.016242241	2.11934	0.034237196	0.002561105	0.06628457	0.002561105	0.06628457
IND.DIR	-0.048424811	0.033540396	-1.44378	0.14902563	-0.11421962	0.017369998	-0.11421962	0.017369998
OUT.DIR	0.000317502	0.024946914	0.012727	0.989847316	-0.04861983	0.049254833	-0.04861983	0.049254833
OWN.DIR	0.00126829	0.034042228	0.037256	0.970285901	-0.06551094	0.068047523	-0.06551094	0.068047523
BIG.AUD	0.008011251	0.016908998	0.473786	0.635726138	-0.02515843	0.041180934	-0.02515843	0.041180934
OWN.STATE	0.110896451	0.016348262	6.783378	1.72659E-11	0.07882674	0.142966162	0.07882674	0.142966162
SIZE	0.055785319	0.015628671	3.569422	0.000369851	0.025127201	0.086443437	0.025127201	0.086443437
LEVERAGE	-0.411893022	0.037509898	-10.9809	5.72716E-27	-0.48547464	-0.338311403	-0.48547464	-0.3383114
YEAR.LISTED	-0.006660413	0.002907435	-2.29082	0.022121677	-0.01236381	-0.000957019	-0.01236381	-0.00095702

Sự tác động của các biến phụ thuộc và biến kiểm soát đến EPS

Với bảng ANOVA, giá trị Sig (<0.000) < 0.05 . Như vậy tổng thể mô hình hồi quy tuyến tính phù hợp với tổng thể.

ANOVA					
	df	SS	MS	F	Significance F
Regression	12	1.64E+09	1.36E+08	17.26279	5.96615E-35
Residual	1401	1.11E+10	7896432		
Total	1413	1.27E+10			

Regression Statistics

Multiple R 0.358907

R Square 0.128815

Adjusted R Square 0.121353

Standard Error 2810.059

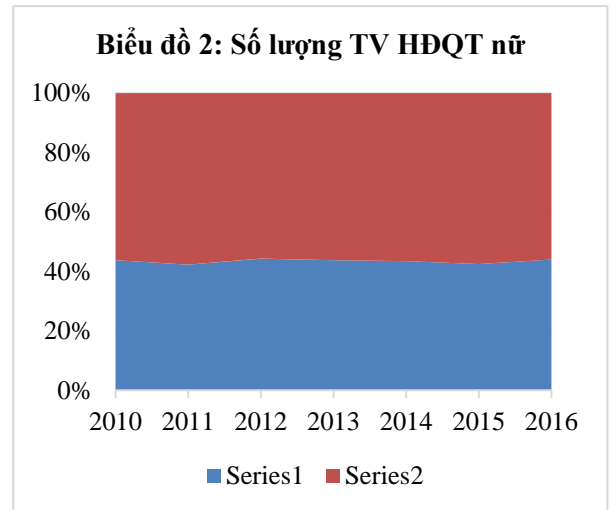
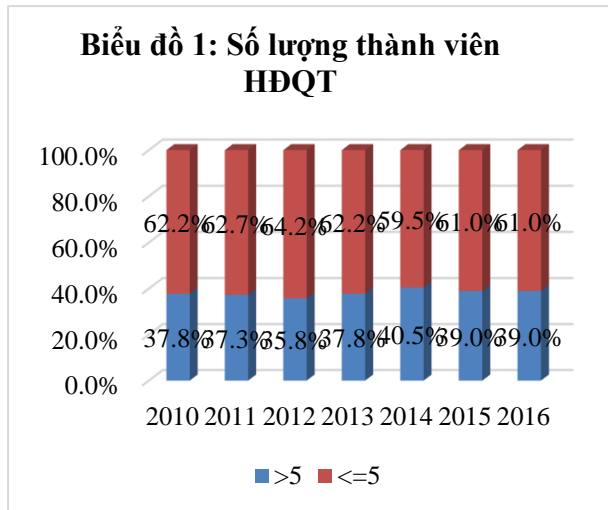
Observations 1414

	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%
Intercept	-4008.03827	1772.316705	-2.2614684	0.02388303	-7484.71874
TOL.DIR	1945.4037	895.6227098	2.17212413	0.03001355	188.49762
FEL.DIR	1725.61932	481.914328	3.58075952	0.00035431	780.2678
FOR.DIR	817.208334	579.7187859	1.40966336	0.15886105	-320.00206
CEO.DUAL	344.228375	162.4224081	2.11934042	0.0342372	25.611046
IND.DIR	-484.248111	335.40396	-1.4437758	0.14902563	-1142.1962
OUT.DIR	3.17502288	249.4691423	0.01272712	0.98984732	-486.19828
OWN.DIR	12.6828982	340.4222823	0.03725637	0.9702859	-655.10943
BIG.AUD	80.1125125	169.0899783	0.47378628	0.63572614	-251.58431
OWN.STATE	1108.96451	163.4826237	6.78337846	1.7266E-11	788.26739
SIZE	557.853193	156.286709	3.56942185	0.00036985	251.27201
LEVERAGE	-4118.93022	375.0989847	-10.980915	5.7272E-27	-4854.7464
YEAR.LISTED	-66.6041331	29.07434703	-2.2908213	0.02212168	-123.63807

4.4. 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.

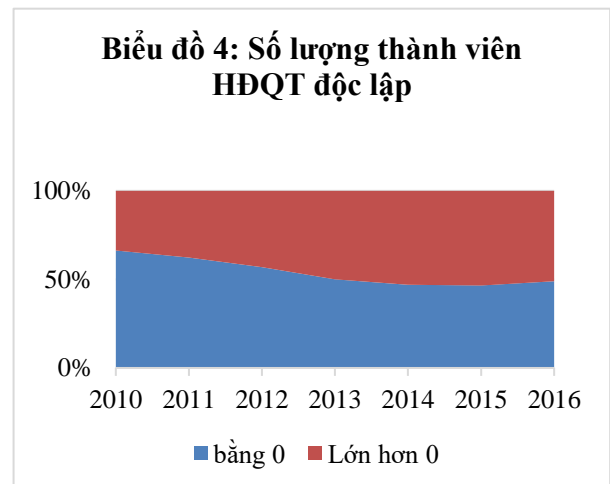
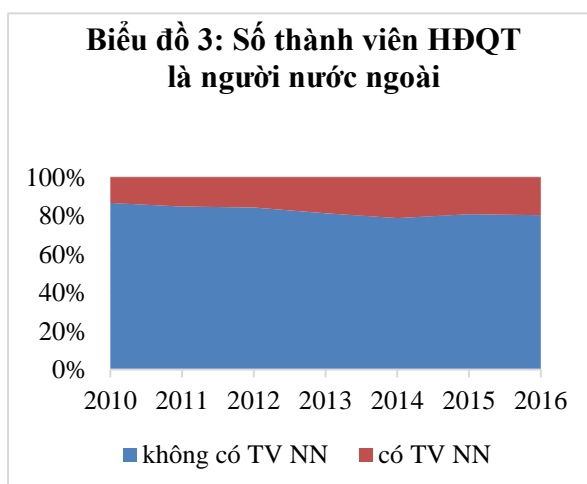
Qua biểu đồ 1 cho thấy đa phần các doanh nghiệp đều có từ 5 thành viên hội đồng quản trị. Các doanh nghiệp nhiều hơn 5 tv hội đồng quản trị chiếm tỉ lệ không còn chỉ dao động trong khoảng từ 35-40% từ năm 2010-2016, năm 2014 có tỉ lệ cao nhất chiếm 40,5% và năm 2012 có tỉ lệ thấp nhất 35,8%. Hơn 50% số doanh nghiệp đều có thành viên nữ tham gia vào hội đồng quản trị. Sự biến động của không cao, khá ổn định từ 55-57%. Năm 2012 có tỉ lệ thấp nhất chỉ 55.72% và năm 2011 có tỉ lệ cao nhất 57.



Biểu đồ 2 cho thấy dường như các doanh nghiệp thường không thay đổi về quan điểm về giới tính trong bộ máy HĐQT, doanh nghiệp nào có nữ giới tham gia vào HĐQT thì vẫn luôn theo quy tắc cho đến tận bây giờ. Còn lại là không. Và đa số đều có TV nữ trong HĐQT.

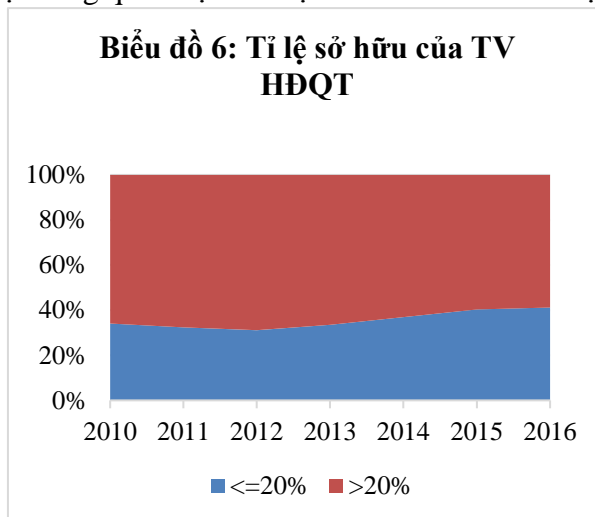
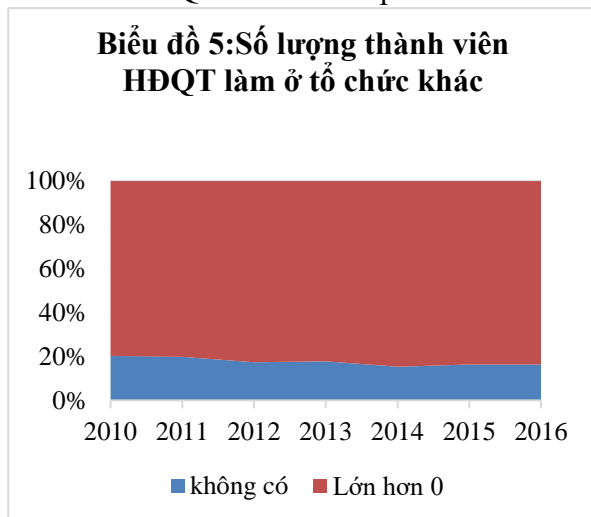
Biểu đồ 3: Đa phần các doanh nghiệp đều có thành viên hội đồng quản trị là người nước ngoài chiếm khoảng 80% trong tổ số doanh nghiệp niêm yết trên sàn. Nhưng từ giai đoạn 2010-2016 đang có xu hướng giảm nhẹ từ 86.6% xuống còn 80.2%. Nhưng vẫn có thể thấy tỉ lệ này vẫn chiếm khá cao.

Biểu đồ 4: Dường như các doanh nghiệp đang nhận ra rõ chức năng của Thành viên độc lập. nếu như trước đây, vào năm 2010, số các doanh nghiệp có tỷ lệ thành viên độc lập chỉ chiếm 33,7% thì đến 2016 con số này đã lên tới 51%. Rõ ràng vai trò của TV độc lập đã quá rõ ràng, không chỉ giúp doanh nghiệp đảm bảo được tính công bằng mà còn đem lại nhiều giá trị cho hiệu quả hoạt động.

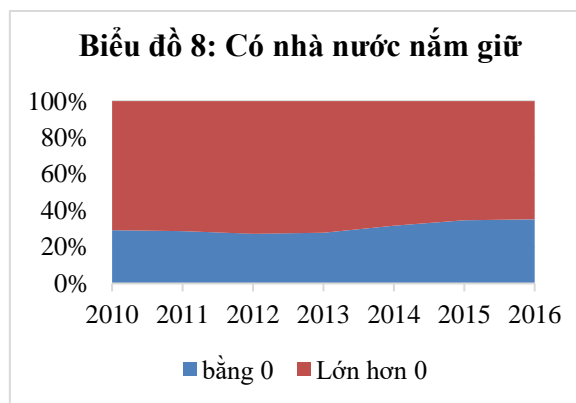
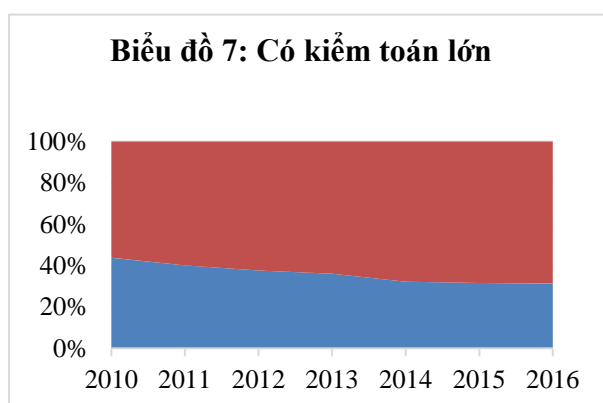


Biểu đồ 5: Tỷ lệ số lượng các thành viên làm ở tổ chức khác dường như không có quá nhiều biến động, khi các thành viên vẫn đang nắm giữ chức vụ của mình tại một tổ chức khác nữa. Chỉ có khoảng 20% trên tổng số các doanh nghiệp mà các TV HĐQT không nắm giữ chức vụ tại công ty khác. Sở hữu trên 20% doanh nghiệp không có thay đổi nhiều năm 2012 chiếm tỉ lệ cao nhất là 68.9% và năm 2016 thấp nhất chiếm 58.8%.. Những trường hợp này thường là những doanh nghiệp gia đình, doanh nghiệp nhà nước.

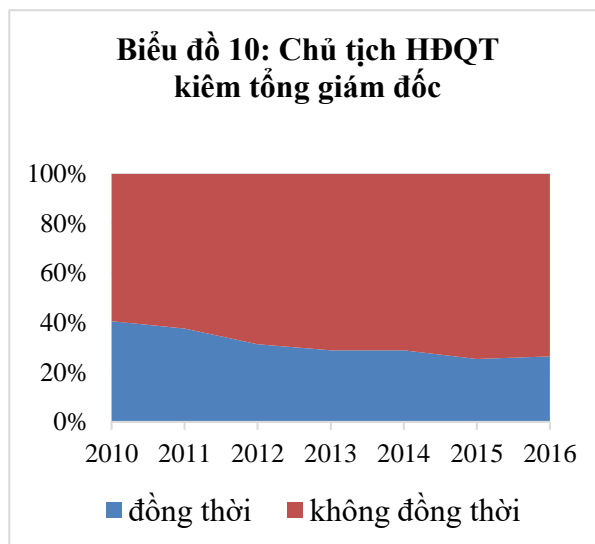
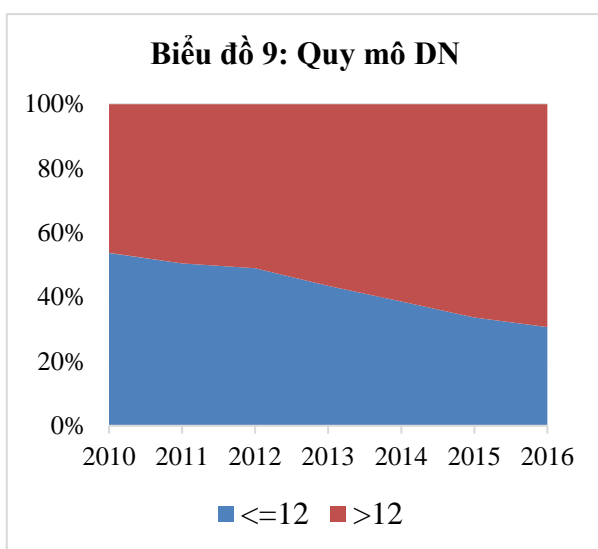
Biểu đồ 6: Qua biểu đồ đa phần thành viên hội đồng quản trị làm việc ở tổ chức khác. Tỉ lệ



chiếm khá cao và tăng dần từ 2010-2016. Năm 2010 là 79.7% cho đến 2016 là 83.7%.



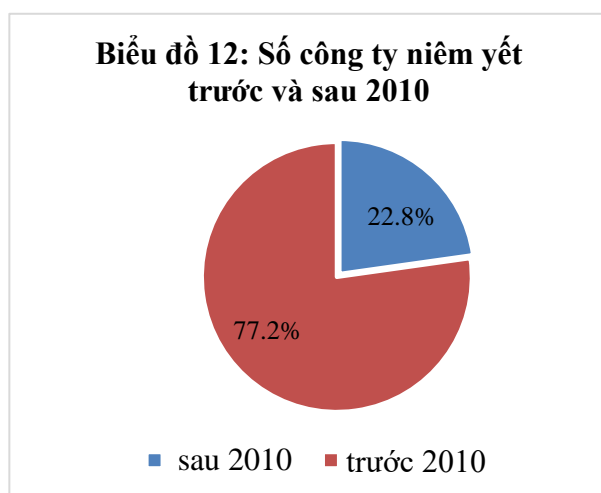
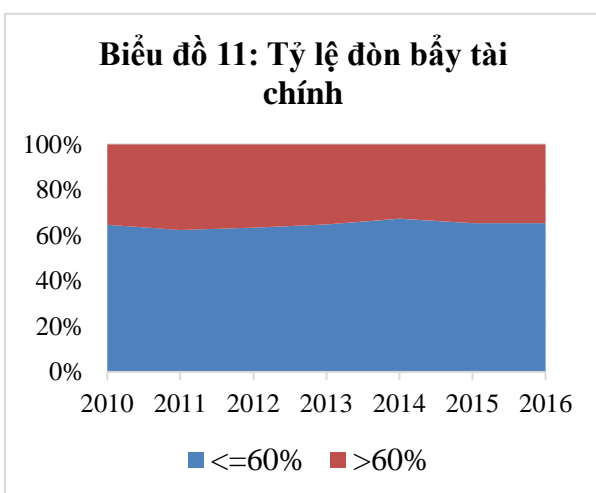
Biểu đồ 7: Từ 2010-2016 các doanh nghiệp có công ty kiểm toán lớn ngày càng tăng cao từ 56.2% năm 2010 đến 68.7% năm 2012. Với tốc độ tăng khá ổn định.



Biểu đồ 8: Các doanh nghiệp có tỷ lệ sở hữu của nhà nước đang giảm dần, từ 70,8% vào năm 2010 xuống còn 64,9% vào năm 2016. Nền kinh tế cần phải có sự tham gia của các nhà đầu tư, cũng như doanh nghiệp muốn phát triển cần phải huy động vốn từ bên ngoài. Việc nhà nước thoái vốn ra khỏi doanh nghiệp sẽ giúp doanh nghiệp huy động vốn hơn.

Biểu đồ 9: Thể hiện quy mô doanh nghiệp, ở đây là nói đến tổng tài sản doanh nghiệp. nhóm nghiên cứu sử dụng logarit để quy đổi. lựa chọn mốc số 12 là mức trung bình và phân tích trong khoảng trước và 12. Từ năm 2010 đến 2016, tỷ lệ số doanh nghiệp có tài sản ngày càng gia tăng và tăng mạnh từ mức 46,3% đến 69,3% vào năm 2016.

Biểu đồ 10: Thể hiện yếu tố chủ tịch HĐQT đồng thời là TGD, từ năm 2010 cho đến 2016, số lượng các doanh nghiệp có Chủ tịch đồng thời là TGD giảm khá mạnh. Năm 2010 là 40,1% và giảm xuống còn 30,7% vào năm 2016. Có thể thấy rằng các doanh nghiệp đang không muốn có sự tư lợi cá nhân trong hoạt động kinh doanh của mình vì rõ ràng, chủ tịch đồng thời là tổng giám đốc, họ thường hoạt động vì lợi ích cá nhân nhiều hơn. Việc tỷ lệ giảm này cho thấy sự công bằng trong hoạt động.



Biểu đồ 11: Cho chúng ta biết tỷ lệ sử dụng đòn bẩy tài chính của các doanh nghiệp. Số lượng các doanh nghiệp sử dụng đòn bẩy <= 60% chiếm phần lớn số lượng các doanh nghiệp niêm yết trên HSX. Tỷ lệ ấy vẫn dường như không quá nhiều biến động qua các năm. Vào năm 2010 là 64.7% tỷ lệ các doanh nghiệp sử dụng đòn bẩy tài chính thaaos hơn hoặc bằng 60 và tăng nhẹ lên 65,3% vào năm 2016. Còn lại là các doanh nghiệp sử dụng tỷ lệ ĐBTC trên 60%. Con số này cũng phải là nhỏ, rõ ràng các doanh nghiệp đang huy động vốn bằng cách vay nợ để duy trì và phát triển hoạt động kinh doanh của mình, với tốc độ ổn định như vậy,

cũng phản ánh được phần nào nền kinh tế, đang trên đà phát triển và tạo nhiều cơ hội cho doanh nghiệp

Biểu đồ 12: Dựa vào biểu đồ ta có thể thấy rằng các Doanh nghiệp Việt Nam và được niêm yết trên sàn HSX, tỷ lệ các doanh nghiệp niêm yết vào giai đoạn trước và trong năm 2010 là rất nhiều, chiếm tỷ trọng tới 77,2%. Rõ ràng, chúng ta cũng có thể hiểu, giai đoạn 2007-2009 là giai đoạn khủng hoảng kinh tế, không chỉ trong nước mà trên toàn thế giới. đến năm 2010, trải qua giai đoạn khủng hoảng, nền kinh tế khởi sắc, có nhiều cơ chế kích thích nền kinh tế thị trường cũng như tạo nhiều đà để các doanh nghiệp đi lên.

4.5. 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	Ký hiệu	Mô hình 1		Mô hình 2		Mô hình 3	
		ROA		ROE		EPS	
Biến		Sign	t-test	Sign	t-test	Sign	t-test
Tổng số Thành viên HĐQT	SLTVQT	0.000	1.926	0.030	0.195	0.030	1945.404
Thành viên HĐQT là Nữ	SLTVQTN	0.000	0.653	0.000	0.173	0.000	1725.619
Thành viên HĐQT là nước ngoài	SLTVQTNN	0.030	0.425	0.159	0.082	0.159	817.208
Chủ tịch HĐQT đồng thời là Tổng GD	CEO_DUAL	0.007	-0.149	0.034	0.034	0.034	344.228
Thành viên HĐQT là TV Độc lập	TVQTĐL	0.801	-0.028	0.149	-0.048	0.149	-484.248
Thành viên HĐQT làm ở tổ chức khác	TVQTTCK	0.652	-0.038	0.990	0.000	0.990	3.175
Tỷ lệ sở hữu TV HĐQT	TLSH	0.008	-0.308	0.970	0.001	0.970	12.683
Kiểm toán lớn	KTL	0.000	0.235	0.636	0.008	0.636	80.113
Công ty có sở hữu Nhà nước	CĐLNN	0.800	0.014	0.000	0.111	0.000	1108.965
Quy mô doanh nghiệp	QMDN	0.000	-0.516	0.000	0.056	0.000	557.853
Đòn bẩy tài chính	ĐBTC	0.000	1.058	0.000	-0.412	0.000	-4118.93
Năm niêm yết	NNY	0.377	-0.009	0.022	-0.007	0.022	-66.604
F- Stastics		16.171		17.263		17.263	
Sign.F		<0.000		<0.000		<0.000	
R Square		0.122		0.129		0.129	

Mô hình 1 (ROA)

Mô hình hồi quy 1 xem xét tác động của các biến Quản trị doanh nghiệp có tác động đến ROA hay không? Sign.F < 0.05 với R Square =0.122, nghĩa là 12.2% các biến nghiên cứu có

tác động đến mô hình. Dựa vào kết quả mô hình, nhóm nghiên cứu nhận thấy có các biến SLTVQT, SLTVQTN, SLTVQTN, CEO_DUAL, TLSHTVQT, KTL, QMDN, ĐBTC có tác động đến ROA, trong đó có các biến TSTVQT, TSTVQTN, SLTVQTN, KTL, ĐBTC là có tác động cùng chiều đến ROA, còn lại các biến CEO_DUAL, TLSHTVQT, QMDN thì có tác động ngược chiều với ROA. ROA là tỷ lệ LNST/ Tổng tài sản. Do đó, ROA chỉ tăng khi LNST tăng hoặc tổng tài sản giảm. Đối với các công ty có TV HĐQT là người nước ngoài, quy định trong quản lý sẽ chờ nên nghiêm ngặt hơn, họ là những người hiểu biết, có những mối quan hệ tốt, không chỉ làm gia tăng giá trị công ty mà còn gia tăng khả năng lợi nhuận, khi ấy ROA sẽ tăng. Và đối với những doanh nghiệp, khi tỷ lệ nợ/ tổng tài sản càng lớn hay nói cách khác, tỷ lệ đòn bẩy tài chính càng cao, thì ROA càng tăng, điều này chúng ta có thể hiểu khi nợ chiếm phần lớn tài sản, chứng tỏ doanh nghiệp đã biết cách huy động vốn bằng hình thức đi vay, đối với hình thức này đem lại lợi nhuận tốt cho doanh nghiệp. TLSH lớn đồng nghĩa với việc ROA tăng, lí giải cho điều này, có thể hiểu rằng, việc vụ lợi cá nhân trong quá trình điều hành gây tác động không tích cực đến lợi nhuận doanh nghiệp, đơn giản có thể hiểu là, những doanh nghiệp có tỷ lệ sở hữu của TV HĐQT lớn, họ luôn muốn nhận được lợi ích nhiều, điều này dẫn tới lợi nhuận suy giảm. cùng với đó, KTL cũng tác động thuận chiều với ROA, KTL là những đơn vị kiểm toán uy tín, (nhóm nghiên cứu có liệt kê ra 10 công ty kiểm toán lớn) độ tin cậy và chính xác trong BCTC sẽ cao, phản ánh đúng tình trạng hoạt động của doanh nghiệp. Cũng với đó, khi quy mô doanh nghiệp càng lớn, ROA lại càng nhỏ vì tài sản tăng thì ROA giảm. CEO_DUAL có tỷ lệ nghịch với ROA, có thể hiểu rằng hầu hết những doanh nghiệp này, người đứng đầu dường như sẽ có nhiều lợi ích nhất, và họ sẽ hành động vì lợi ích cá nhân nhiều. còn việc tại sao quy mô doanh nghiệp càng lớn thì ROA lại giảm vì đối với 1 doanh nghiệp lớn, khối lượng tài sản rất lớn, tài sản tăng thì ROA sẽ giảm, hoặc trong trường hợp tài sản của doanh nghiệp hiện tại chưa đem lại lợi nhuận tốt.

Mô hình 2 (ROE)

Mô hình hồi quy 2 xem xét các biến Quản trị Doanh nghiệp tác động như thế nào tới ROE. Với giá trị $Sign.F < 0.05$ và $Rsquare = 0,129$, được hiểu là 12.9% các biến nghiên cứu có tác động đến mô hình. ở đây, $ROE = LNST/VCSH$. Dựa vào kết quả mô hình, các biến SLTVQT, SLTVQTN, CEO_DUAL, SLTVQTN, QMDN, ĐBTC, NNY có tác động đến ROE. Trong đó phải kể đến các biến SLTVQT, SLTVQTN, CEO_DUAL, CĐLNN, QMDN có tác động cùng chiều và 2 biến còn lại là ĐBTC, NNY có tác động ngược chiều với ROE. Đối với biến CEO_DUAL có tác động cùng chiều với ROE, chúng ta vẫn có hiểu, họ là những người đứng đầu và rất có quyền lực, họ có quyền đem lại lợi ích cho bản thân nhiều nhất, trong những trường hợp nào đó, LNST chưa phân phối thấp, dẫn tới VCSH thấp làm cho ROE tăng. Công Ty có yếu tố CĐLNN, Vốn góp thường đến từ tổ chức/cá nhân lớn có yếu tố Nhà nước, việc quản lý nhiều khả năng sẽ tốt hơn, doanh nghiệp sử dụng đồng vốn hiệu quả, hay khi QMDN lớn, Tài sản lớn đồng nghĩa Nguồn vốn doanh nghiệp cũng lớn, khi mà doanh nghiệp sử dụng tốt, huy động tốt nguồn vốn của mình để tạo ra lợi nhuận thì ROE sẽ tăng. Bên cạnh đó ĐBTC lại tác động ngược chiều đến ROE, doanh nghiệp nợ ít, tỷ lệ đòn bẩy tài chính thấp hơn, LNST tăng do chi phí lãi vay nhỏ, ROE tăng. Và tại sao NNY cũng tỷ lệ nghịch với ROE, nhóm nghiên cứu dùng mốc 2017 để tính được khoảng thời gian doanh nghiệp đã được niêm yết trên sàn HSX, chúng tôi nhận thấy, các doanh nghiệp được niêm yết sớm, giai đoạn trước 2009-2010, thì hiệu quả ROE thấp, giai đoạn trước đó là giai đoạn khủng hoảng kinh tế, không chỉ nước ngoài mà còn trong nước, thể chế kinh tế bị thay đổi, dẫn tới hiệu quả hoạt động giảm và điều này làm ROE doanh nghiệp giảm.

Mô hình 3 (EPS)

Mô hình hồi quy 3 kiểm tra các biến Quản trị doanh nghiệp có ảnh hưởng ra sao đến hiệu quả hoạt động doanh nghiệp? với giá trị $Sign.F < 0,05$ (mô hình hồi quy có ý nghĩa thống kê), $Rsquare = 0,129$, được hiểu là 12.9% các biến nghiên cứu có tác động đến mô hình. Có tất cả 7 biến có tác động đến biến độc lập. trong đó có 5 biến tác động cùng chiều đó là: SLTVQT, SLTVQTN, CEO_DUAL, CĐLNN, QMDN còn 2 lại biến tác động ngược chiều là biến ĐBTC và NNY. $EPS = Lãi cơ bản trên một cổ phiếu$. kết quả nghiên cứu cho biết khi chủ tịch

đồng thời là Tổng Giám đốc thì EPS sẽ tăng, bởi vì họ thường là những người nắm giữ một lượng lớn cổ phần trong công ty, bằng cách nào đó, họ sẽ làm tăng giá trị mỗi cổ phần (EPS tăng). Tương tự đối với các doanh nghiệp có yếu tố sở hữu Nhà nước, họ cũng là những tổ chức, một số bộ phận cá nhân nắm giữ phần lớn cổ phần doanh nghiệp, thường những doanh nghiệp này thì mức thuế suất thấp, tỷ lệ trả cổ tức cao, EPS tăng. Một doanh nghiệp khi đã phát triển đến quy mô lớn, họ đã, đang và luôn thúc đẩy hoạt động kinh doanh của mình, họ đang tận dụng tốt nguồn vốn, gia tăng lợi nhuận, bên cạnh đó họ càng phải chú trọng đến lợi ích của cổ đông để duy trì đà phát triển. Ngược lại, ĐBTC càng cao thì EPS thấp và ngược lại, khi tỷ lệ ĐBTC cao, nghĩa là nợ chiếm phần lớn tài sản, làm giảm lợi nhuận cho chi phí lãi vay lớn, dẫn tới EPS sẽ bị giảm và tương tự với biến NNY, chúng ta có thể hiểu theo cách giải thích của mô hình số 2, khi biến này cũng tác động ngược chiều đến ROE, đó là ảnh hưởng từ điều kiện kinh tế.

Điều đặc biệt khi chúng ta xem xét cả mô hình thì có 2 biến phụ thuộc đều có tác động thuận chiều với 3 biến độc lập, đó là biến SLTVQT, SLTVQTN. Rõ ràng điều này có một ảnh hưởng rất lớn trong mô hình nghiên cứu. Tại sao Doanh nghiệp có tổng số thành viên càng lớn thì ROA, ROE, EPS tăng? Những thành viên đều có rất nhiều mối quan hệ khác, và tất cả thành viên lúc này đang hoạt động vì lợi ích công ty, trong số đó, sẽ có những mối quan hệ đem lại nhiều thuận lợi trong quá trình làm việc của họ và sau cùng cho công ty, làm tăng giá trị công ty, tăng hiệu quả hoạt động. Và có một biến chúng ta đều thấy rất đặc biệt, Thành viên HĐQT là Nữ, tại sao lại có điều này xảy ra? Qua quá trình tìm hiểu và nhận thấy rằng, những người phụ nữ họ thường khá khéo léo trong việc giữ gìn và xây dựng các mối quan hệ, hơn nữa họ lại là những người cẩn trọng và tỷ mỉ trong công việc, biết cách sắp xếp và quản lý công việc tốt hơn nam giới, dĩ nhiên những quyết định trước khi được đưa ra, họ sẽ rất đắn đo để lựa chọn quyết định phù hợp. Giúp cho hiệu quả công việc tốt hơn.

V. KẾT LUẬN

Kết quả nghiên cứu thực nghiệm về sự tác động của quản trị rủi ro đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp, đã được nghiên cứu khá nhiều tại các quốc gia và cũng đã được nghiên cứu cả ở Việt Nam. Tuy nhiên, nghiên cứu này được thực hiện trên một bộ dữ liệu đầy đủ hơn về tất cả các công ty niêm yết trên sàn chứng khoán lớn tại Việt Nam. Hơn thế, nghiên cứu cũng bổ sung và làm rõ hơn cơ chế tác động của quản trị rủi ro đến hiệu quả hoạt động thông qua việc nghiên cứu mối quan hệ giữa các biến độc lập và biến kiểm soát mới nhất với hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Nghiên cứu đã tập trung nghiên cứu, một số yếu tố tác động đến hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp giúp doanh nghiệp có cái nhìn cụ thể hơn về tình hình hoạt động, nhằm tìm ra một số giải pháp để nâng cao được hiệu quả hoạt động của chính mình. Bằng phương pháp ước lượng theo phương pháp bình phương bé nhất trong mô hình hồi qui, nghiên cứu đã ước lượng và xác định được các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp bao gồm: lợi nhuận ròng/ vốn chủ sở hữu, lợi nhuận ròng/ tổng tài sản, lợi nhuận sau thuế/ tổng số cổ phiếu đang lưu hành, tổng số thành viên HĐQT, thành viên HĐQT là nữ, thành viên HĐQT là nước ngoài, chủ tịch HĐQT đồng thời là tổng giám đốc, thành viên HĐQT là thành viên độc lập, thành viên HĐQT làm ở tổ chức khác, tỷ lệ sở hữu thành viên HĐQT, kiểm toán lớn, cổ đông lớn công ty, cổ đông lớn nhà nước, đòn bẩy tài chính, quy mô doanh nghiệp.

Đòn bẩy tài chính được xem là công cụ trung gian thể hiện sự tương tác giữa cấu trúc sở hữu đến hiệu quả hoạt động. Kết quả nghiên cứu cũng đồng nhất và phù hợp với hiện tượng: khi tỷ lệ sở hữu nhà nước cao thì tỷ lệ vay nợ cao, nhưng lại dẫn đến hiệu quả hoạt động của công ty thấp. Ngược lại, khi tỷ lệ sở hữu nước ngoài cao thì tỷ lệ đòn bẩy tài chính lại thấp và dẫn đến hiệu quả hoạt động của công ty cao. Đặc biệt 2 nhân tố có ảnh hưởng tích cực nhất đến hiệu quả hoạt động doanh nghiệp đó chính là tổng số TV HĐQT và TV HĐQT là Nữ, số lượng 2 nhân tố này càng tăng thì chất lượng hiệu quả hoạt động càng lớn, tiếp theo là 2 biến Quy mô Doanh nghiệp và Chủ tịch HĐQT đồng thời là TGD, cũng có tác động khá tích cực đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp đó, đặc biệt qua ROE và EPS. Việc tác động tốt đến EPS sẽ giúp doanh nghiệp có được sự chú ý từ Nhà đầu tư- kênh huy động vốn

rất hiệu quả. Các kết quả nghiên cứu thực nghiệm này có thể là minh chứng ủng hộ cho các chính sách quản lý của Nhà nước đang có xu thế giảm tỷ lệ sở hữu nhà nước và tăng tỷ lệ sở hữu nước ngoài trong các công ty ở Việt Nam.

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

Kết quả phân tích về các nhân tố liên quan đến quản trị rủi ro tác động lên hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp, khá hữu ích cho các đối tượng có liên quan để có những giải pháp kịp thời trong việc tăng cường hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Ngoài ra, kết quả này là thông tin tham khảo thiết thực cho các đối tượng muốn nâng cao hoạt động của doanh nghiệp, để trên cơ sở đó họ có thể đưa ra các quyết định phù hợp. Với kết quả trên, nhằm nâng cao hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp trong thời gian tới, nhóm đưa ra một số kiến nghị như sau:

Doanh nghiệp cần xây dựng cấu trúc vốn phù hợp, nên duy trì đòn bẩy tài chính ở mức an toàn vì kết quả nghiên cứu cho thấy mối tương quan dương giữa hiệu quả hoạt động và đòn bẩy tài chính. Tuy nhiên, DN cần thực hiện song song các chính sách quản trị rủi ro tài chính tránh để DN rơi vào trạng thái kiệt quệ tài chính. Bên cạnh đó, vì chi phí sử dụng vốn có mối tương quan âm với hiệu quả hoạt động nên DN cần tìm kiếm nguồn tài trợ có chi phí thấp hơn.

Các DN cần bỏ đi quan điểm ưu tiên nam giới trong hoạt động quản lý DN, việc cân bằng văn hóa, giới tính độ tuổi trong một DN như các nghiên cứu gần đây là hết sức cần thiết. Kết quả nghiên cứu trên cũng ủng hộ việc sử dụng nhiều nữ giới hơn trong hoạt động quản lý DN nói chung và các DN niêm yết nói riêng. Rõ ràng ở kết quả nghiên cứu, biến Thành viên HĐQT là Nữ có tác động thuận chiều đến hiệu quả hoạt động doanh nghiệp. Doanh nghiệp có thành viên nữ trong HĐQT sẽ giúp doanh nghiệp có hiệu quả hoạt động tốt hơn.

DN cần chú trọng hơn trong hoạt động nghiên cứu và phát triển, vì DN không ngừng đổi mới và phát triển sẽ giúp DN có cơ sở hoạt động hiệu quả hơn. Mặt khác, khi DN xây dựng chiến lược phát triển DN theo hướng đổi mới sẽ góp phần nâng cao hiệu quả hoạt động của nữ giới trong vai trò quản lý DN, giúp DN hoạt động ngày càng hiệu quả hơn nữa.

Kết quả nghiên cứu cũng là tài liệu tham khảo khá hữu ích cho các cơ quan quản lý thị trường chứng khoán tại Việt Nam. Có thể giúp các cá nhân cũng như tổ chức hiểu rõ về yếu tố quản trị doanh nghiệp sẽ có tác động như thế nào đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp đó.

Kết quả của nghiên cứu này khá hữu ích đối với các cơ quan quản lý Nhà nước khi sử dụng thông tin trên BCTN của các công ty niêm yết trên TTCK Việt Nam, đặc biệt là các nhà đầu tư khi có ý định đầu tư vào doanh nghiệp đó, chẳng hạn, kết quả nghiên cứu cho thấy, các công ty có Tỷ lệ đòn bẩy tài chính càng lớn thì tác động ảnh hưởng đến hiệu quả tài chính càng thấp, thể hiện qua thông số hiệu quả tài chính là ROE và EPS hay những doanh nghiệp có tổng số TV HĐQT càng nhiều thì hiệu quả càng cao. Bởi vì thời gian kiểm tra, thanh tra về độ tin cậy về BCTC tại các công ty không nhiều, vì vậy, các nhà đầu tư có thể tham khảo vào kết quả nghiên cứu này để đánh giá các yếu tố quản trị rủi ro trong doanh nghiệp khi thực hiện xem xét BCTN doanh nghiệp đó. Khi phát hiện trong năm tài chính có sự thay đổi lớn về các nhân tố về hội đồng quản trị, các nhà đầu tư có thể dựa vào kết quả này để đưa ra khuyến nghị đầu tư phù hợp.

Đối với các chủ nợ và ngân hàng cần xem xét kỹ đối với nhóm các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động là số lượng thành viên HĐQT, số lượng thành viên nữ trong HĐQT, thành viên HĐQT là người nước ngoài, chủ tịch đồng thời là tổng giám đốc, đơn vị kiểm toán, tỷ lệ sở hữu, tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE), tỷ suất lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA), lợi nhuận trên mỗi cổ phần (EPS), quy mô công ty, thời gian niêm yết,... của công ty để đưa ra quyết định hợp lý trước khi cho vay. Cụ thể hơn, các nhà cho vay theo dõi trong năm tài chính này, doanh nghiệp có sự tác động nào tới các nhân tố trên hay không.

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Ehikioya, B. I. (2009). Corporate governance structure and firm performance in developing economies: evidence from Nigeria. *Corporate Governance*, 9(3), 231–243.
- [2] Cadbury, A. (1992). The Financial Aspects of Corporate Governance. *The Committee on the Financial Aspects of Corporate Governance, UK*, 90.
- [3] Fooladi, M. (2011). Corporate governance and firm performance. *International Conference on Sociality and Economics Development, IPEDR 10*, 484-489, IACSIT Press, Singapore.
- [4] Khamis, R., Hamdan, A. M., & Elali, W. (2015). Australasian Accounting, Business and Finance Journal The Relationship between Ownership Structure Dimensions and Corporate Performance: Evidence from Bahrain. *Business and Finance Journal*, 9(4), 38–56. Retrieved from
- [5] Guo, Z., & Kga, U. K. (2012). Corporate Governance and Firm Performance of Listed Firms in Sri Lanka. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 40, 664–667.
- [6] Đào Thị Ngọc Thương, Mối quan hệ giữa quản trị công ty với hành vi điều chỉnh lợi nhuận của các công ty niêm yết trên sở chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh, 2015
- [7] Trần Trọng Phương, Ảnh hưởng của nữ giới trong hội đồng quản trị tới rủi ro của các doanh nghiệp Việt Nam, 2015
- [8] Nguyễn Thị Minh Huệ, Tác động của cấu trúc sở hữu đến hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Tạp chí khoa học ĐHQGHN (Tập 33, Số 1, trang 22-23), 2017
- [9] Nguyễn Hoàng Anh, Các yếu tố ảnh hưởng đến lợi nhuận doanh nghiệp niêm yết trên HOSE. Tạp chí tài chính, 2017

CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN NỢ XẤU NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI CỔ PHẦN VIỆT NAM

SV: Tạ Thị Quế Anh, Trịnh Khúc Hoàng Tuấn, Lê Thị Phương Loan,
Trần Hàn Vũ, Tôn Đức Thăng Long, Nguyễn Hoàng Việt
Đại học Tài Chính Marketing
GVHD: TS. NGUYỄN TUẤN DUY
ThS. NGUYỄN VĂN PHONG

TÓM TẮT

Bài viết hệ thống lại các vấn đề lý thuyết liên quan đến nợ xấu, tình hình nợ xấu của ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam. Bài viết sử dụng mô hình GMM để đo lường sự tác động của các yếu tố đến nợ xấu ngân hàng.

Từ khóa: nợ xấu, GMM.

1. Giới thiệu

Thời gian qua, hoạt động của hệ thống ngân hàng thương mại đang phải đối mặt với nhiều khó khăn và thách thức, đặc biệt là vấn đề nợ xấu. Dù nợ xấu ở mức nào thì hiện tại, đã và đang ảnh hưởng không nhỏ đến điều hành chính sách tiền tệ của ngân hàng Nhà nước, đến lưu thông dòng vốn vào nền kinh tế, tính an toàn, hiệu quả kinh doanh của chính các ngân hàng. Vì vậy việc xác định các yếu tố ảnh hưởng đến nợ xấu là vấn đề thời sự cần được quan tâm.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Khái niệm

Nợ xấu thường được nhắc đến với các thuật ngữ “bad debt”, “non-performing loan” (NPL), “doubtful debt”, thông thường nợ xấu được hiểu là các khoản nợ dưới chuẩn, có thể quá hạn và bị nghi ngờ về khả năng trả nợ lẫn khả năng thu hồi vốn của chủ nợ, điều này thường xảy ra khi khách hàng vay đã tuyên bố phá sản hoặc đã tẩu tán tài sản.

2.2. Nợ xấu tại Việt Nam

Gồm 3 nhóm:

Nhóm 1 (Nợ dưới tiêu chuẩn) bao gồm:

Các khoản nợ quá hạn từ 91 ngày đến 180 ngày.

Các khoản nợ được miễn hoặc giảm lãi do khách hàng không đủ khả năng trả lãi đầy đủ theo hợp đồng tín dụng.

Nợ xấu thuộc nhóm này được xem là các khoản nợ có khả năng thu hồi cao nhất. Ngân hàng sẽ trích lập một tỷ lệ dự phòng rủi ro (DPRR) cho nợ xấu nhóm này là 20% dư nợ của nhóm.

Nhóm 2 (Nợ nghi ngờ) bao gồm:

Các khoản nợ quá hạn từ 181 ngày đến 360 ngày.

Các khoản nợ cơ cấu lại thời hạn trả nợ lần thứ hai.

Nợ xấu thuộc nhóm này được đánh giá là có khả năng thu hồi thấp hơn so

với các khoản nợ của nhóm 3. Các khoản nợ này được xếp vào những khoản nợ mà ngân hàng có sự nghi ngờ về khả năng trả nợ. Tỷ lệ trích lập DPRR cho nợ xấu thuộc nhóm này là 50% tổng nợ của nhóm.

Nhóm 3 (Nợ có khả năng mất vốn) bao gồm:

Các khoản nợ quá hạn trên 360 ngày.

Các khoản nợ được cơ cấu lại thời hạn trả nợ lần thứ hai quá hạn theo thời hạn trả nợ được cơ cấu lại lần hai.

Các khoản nợ khoan, nợ chờ xử lý.

Khả năng thu hồi nợ của nhóm này được coi như bằng 0, do vậy tỷ lệ trích lập dự phòng rủi ro tương ứng là 100% tổng nợ của nhóm. Còn riêng đối với các khoản nợ khoan chờ Chính phủ xử lý thì được trích lập dự phòng cụ thể theo khả năng tài chính của tổ chức tín dụng (TCTD).

2.3. Tình hình nợ xấu ở một số NHTMCP Việt Nam

Báo cáo của [Advancia – Negocia](#) xuất bản cuối năm 2010 nhan đề “Vietnam Country Risk Analysis” đánh giá rủi ro của hệ thống ngân hàng Việt Nam ở mức “high” (cao). [Advancia – Negocia](#) cho rằng việc cho vay ồ ạt sẽ đẩy tình trạng nợ xấu của hệ thống ngân hàng ở Việt Nam lên rất cao. Báo cáo này cũng nhận định hệ thống ngân hàng của Việt Nam đang gánh chịu tình trạng lòng tin của công chúng thấp, sự yếu kém về quản lý nhà nước và quản lý doanh nghiệp, không đáp ứng được các tiêu chuẩn Base Capital, và không có kiểm toán quốc tế. Riêng về tình trạng nợ xấu, [Advancia – Negocia](#) trích dẫn nguồn của Fitch Ratings cho rằng tỷ lệ nợ xấu cuối năm 2008 của hệ thống ngân hàng Việt Nam lên tới 13%.

Với việc các khoản vay thương mại ở Việt Nam chủ yếu được thế chấp bằng bất động sản (BDS) và thị trường BDS hiện đang có nhiều dấu hiệu đi xuống, kèm theo đó là tình trạng khó khăn trong kinh doanh ở nhiều doanh nghiệp tư nhân làm cho nguy cơ về nợ khó đòi có khả năng tăng mạnh trong thời gian tới. Tình trạng thiếu minh bạch trong báo cáo về NPL, đặc biệt là trong hệ thống ngân hàng thương mại quốc doanh khiến cho vấn đề này càng trở nên khó lường.

Tính đến hết quý III/2017, Sacombank và VPBank là 2 trong những cái tên dẫn đầu trong nhóm có tỷ lệ nợ xấu ngân hàng cao nhất.

Số liệu thống kê cho thấy, tính đến hết quý III/2017, mặc dù tình hình kinh doanh có khởi sắc, nhiều ngân hàng báo lãi, thậm chí lãi lớn nhưng tỷ lệ nợ xấu ngân hàng cũng cao.

Đứng đầu trong nhóm ngân hàng có tỷ lệ *nợ xấu* cao nhất là ngân hàng Sacombank. Theo báo cáo tài chính kết quả kinh doanh quý III/2017, nợ xấu của Sacombank còn ở mức cao 13.264 tỷ đồng, chiếm 5,9% tổng dư nợ tín dụng, giảm 1% so với đầu năm là 6,9%. Trong đó, nợ xấu tăng chủ yếu ở các nhóm nợ nghi ngờ mất vốn (nhóm 4) ở mức 3.251 tỷ, tăng 24% và nợ có khả năng mất vốn (nhóm 5) ở mức 9.593 tỷ, tăng 12,7% so với đầu năm.

Giữ vị trí 2 là ngân hàng VPBank. Theo báo cáo tài chính quý III/2017, dư nợ tín dụng tiêu dùng của công ty con FE Credit chiếm tới 1/4 tổng dư nợ tín dụng của ngân hàng này, trong khi đó, trần nợ xấu 3% chỉ áp dụng với các ngân hàng thương mại. Nếu xét riêng ngân hàng mẹ, nợ xấu nội bảng của VPBank dưới ngưỡng 3%, ở mức 2,6%. Tuy vậy, nếu tính cả nợ xấu tại VAMC, tỷ lệ nợ xấu của ngân hàng mẹ - VPBank vẫn vượt 3%, ở mức 5,21%.

Tiếp đến là BIDV, kết thúc quý III/2017, ngân hàng này ghi nhận hơn 17.000 tỷ đồng nợ xấu (chiếm 2.08% tổng dư nợ cho vay), trong khi cuối năm 2016, nợ xấu của ngân hàng chỉ hơn 14.000 tỷ đồng (chiếm 1.99% tổng dư nợ cho vay). Trong 3 nhóm nợ xấu của BIDV, đáng chú ý nhất là nhóm nợ có khả năng mất vốn (nhóm 5) tăng khoảng 33% so với cuối 2016, từ 6.911 tỷ lên 10.463 tỷ.

Với cường độ trích lập dự phòng như hiện nay, BIDV nhiều khả năng sẽ sớm đưa tổng tỷ lệ nợ xấu (cả nội bảng và ngoại bảng) về dưới 3%, bởi hiện tỷ lệ này dù vượt ngưỡng 3% nhưng không quá xa, hiện ở mức dưới 3,5%.

Tương tự, tại Eximbank, ngân hàng này vẫn đang giữ tỷ lệ nợ xấu “bề ngoài” dưới ngưỡng 3%, nhưng nếu xét thêm cả nợ xấu tại VAMC, tỷ lệ này là 7,08%.

Còn tại SHB, nếu tính cả nợ xấu tại VAMC, tỷ lệ nợ xấu của SHB hiện ở mức khoảng 4,8%. Sở dĩ SHB vẫn để nợ xấu thực tế vượt trần 3%, không hẳn là vì ngân hàng này không có đủ tiềm lực để trích lập dự phòng, mà bởi SHB được phép giãn thời gian trích lập dự phòng đến tận năm 2024 theo đề án sáp nhập Habubank.

Một trường hợp khá đáng chú ý trong danh sách vượt trần nợ xấu là VIB. Dù khá tích cực trong việc mua lại nợ xấu từ VAMC nhưng tổng tỷ lệ nợ xấu của tân binh UPCoM này hiện vẫn ở mức 3,83%.

Tính đến hết 30/9/2017, nợ xấu của ABBank có bước tăng đáng kể với 1.308 tỷ đồng, tăng 28,2%. Tỷ lệ nợ xấu cuối tháng 9 là 2,96% sát mức quy định của Ngân hàng Nhà nước, đầu năm tỷ lệ này chỉ ở mức 2,56%. ABBank không chỉ rõ giá trị trái phiếu VAMC nắm giữ nhưng giá trị chứng khoán nợ giữ đến ngày đáo hạn ở mức 3.160 tỷ đồng, đã trích lập dự phòng 1.087 tỷ đồng.

Nợ xấu của LienVietPostBank ở mức 1,19%. Mặc dù mức nợ xấu này thấp hơn mức quy định của NHNN nhưng lại tăng gần 28% lên 1.132 tỷ đồng.

Riêng nợ xấu của Ngân hàng Quân đội (MB) kết thúc quý III/2017 ở mức 1,35%. Dù không công bố nợ xấu mới nhất tại VAMC nhưng theo ước tính, tỷ lệ nợ xấu cả nội bảng và ngoại bảng của MB hiện chỉ nhỉnh hơn 2%.

Tại Vietcombank, nợ xấu nội bảng của ngân hàng này ở mức thấp 1,21%. Nếu tính cả nợ xấu tại VAMC, tỷ lệ nợ xấu vẫn chỉ ở mức khoảng 1,6%, thấp hơn nhiều so với ngưỡng quy định 3% của Ngân hàng Nhà nước.

Trong khi đó, Techcombank hiện đã sạch nợ tại VAMC. Tỷ lệ nợ xấu hiện chỉ ở mức 1,93%.

Với ACB và TPBank, cùng từng trải qua “thời kỳ đen tối” nhưng nay, 2 ngân hàng này đã nhẹ bước khi tỷ lệ nợ xấu nội bảng giữ ở mức thấp 1,05% và 0,89%. Nếu tính cả nợ xấu tại VAMC, tỷ lệ nợ xấu vẫn chỉ ở mức dưới 2%.

Tính đến hết quý III/2017, tổng số nợ xấu nội bảng của SCB là 1.111 tỷ đồng, chiếm 0,43% tổng dư nợ cho vay, đây là tỷ lệ nợ xấu thấp nhất hệ thống. Tuy nhiên, nợ xấu của SCB nếu tính cả nợ xấu tại VAMC đang ở mức khá cao, khoảng trên 7%. Đó là chưa kể đến các khoản nợ tiềm ẩn khổng lồ trong các khoản phải thu và lãi dự thu.

3. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu thực hiện phương pháp ước lượng là hiệu ứng cố định (Fixed Effect), phương pháp ước lượng hiệu ứng ngẫu nhiên (Random Effect) và các kiểm định để chọn ra mô hình phù hợp nhất. Khi thực hiện kiểm định mô hình đối với các biến trễ t-1 thì sẽ xảy ra hiện tượng nội sinh, do đó mô hình sẽ được khắc phục bằng phương pháp ước lượng GMM.

Mô hình nghiên cứu

Căn cứ vào tiền nghiên cứu của tác giả Nguyễn Thị Hồng Vinh (2015), mô hình nghiên cứu được đề xuất có phương trình như sau:

$$Y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta(L)X_{it} + \gamma M_{it} + \varepsilon_{it} \quad |\alpha| < 1 \quad I = 1 \dots n \quad (1)$$

Y_{it} được xác định bằng Logarit của tỉ lệ nợ xấu ngân hàng thứ i trong năm t. Biến phụ thuộc được giải thích bằng độ trễ của nó là y_{it-1} hay tỉ lệ nợ xấu năm trước đó.

$\beta(L)$ biểu thị độ trễ vector đa thức.

X_{it} là vector của biến các yếu tố đặc thù của ngân hàng (ngoài biến nợ xấu trong quá khứ) bao gồm: Khả năng sinh lời (ROE), Quy mô ngân hàng (SIZE), Vốn chủ sở hữu (EQUITY), Dư nợ cho vay/Vốn huy động (LTD), Dư nợ ngắn hạn (STL), Tốc độ tăng trưởng tín dụng (CREDITGR).

M_{it} là các biến các yếu tố vĩ mô bao gồm: Tốc độ tăng trưởng (GDP), Tỷ lệ lạm phát (INF).

ε_{it} là các sai số.

Dựa vào các tiền nghiên cứu trước cùng với các giả thuyết về mối quan hệ giữa các yếu tố và nợ xấu của NHTM, nhóm nghiên cứu đưa ra Bảng các biến và giả thuyết cần kiểm định.

Tên biến	Mô tả biến	Giả thuyết tương ứng	Kì vọng dấu
Nợ xấu năm trước (NPLt1)	Nợ xấu / Tổng dư nợ	Quản lí kém	(+)
Khả năng sinh lời (ROEit)	Lợi nhuận sau thuế / Vốn chủ sở hữu	Quản lí kém	(-)
Quy mô ngân hàng (SIZEit)	Logarit (Tổng tài sản)	Quá lớn không thể bị phá sản	(+)
Vốn chủ sở hữu (EQUITYit)	Vốn chủ sở hữu / Tổng tài sản	Rủi ro đạo đức	(-)
Dư nợ cho vay / vốn huy động (LTDit)	Dư nợ cho vay / vốn huy động	Rủi ro đạo đức	(-)
Dư nợ ngắn hạn (STL)	Dư nợ ngắn hạn / Tổng dư nợ	Đa dạng hóa	(+)
Tốc độ tăng trưởng tín dụng	CREDITGRit = (Dư nợ _{it} - Dư nợ _{it-1}) / Dư nợ _{it-1}	Chính sách tín dụng có tính chu kỳ	(+)

(CREDITGRit)			
Tốc độ tăng trưởng (GDP)	Tốc độ tăng trưởng kinh tế GDP	Tăng trưởng kinh tế và tỉ lệ nợ xấu quan hệ ngược chiều	(-)
Tỉ lệ lạm phát (INF)	Tỉ lệ lạm phát	Lạm phát và tỉ lệ nợ xấu có quan hệ cùng chiều	(+)

Nguồn: Nguyễn Thị Hồng Vinh (2015)

4. Phân tích kết quả

4.1 Thống kê mô tả

Bảng 4.1 Thống kê mô tả

	NPL	NPLt-1	ROE	SIZE	EQUITY	LTD	STL	CRE	GDP	INF
MEAN	-4.106	0.021	0.107	14.224	0.109	0.734	0.050	0.477	0.062	0.083
Std.Dev	0.743	0.014	0.070	7.248	0.074	0.461	0.048	0.984	0.007	0.056
Min	-7.601	0.001	0.001	0.004	0.027	0.104	0.001	-0.233	0.053	0.006
Max	-2.151	0.116	0.425	20.562	0.712	5.743	0.469	11.317	0.075	0.199
Obs	234.000	234.000	234.000	234.000	234.000	234.000	234.000	234.000		

Tỷ lệ nợ xấu (NPL) có giá trị trung bình là $e^{-4.105737} = 0.0165$, độ lệch chuẩn là 0.7431657, giá trị nhỏ nhất là 0.0005, giá trị lớn nhất là 0.1164.

Tỷ lệ nợ xấu năm trước (NPLt1) có giá trị trung bình là 0.0205658, độ lệch chuẩn là 0.0143005, giá trị nhỏ nhất là 0.0005, giá trị lớn nhất là 0.1164.

Khả năng sinh lời (ROE) có giá trị trung bình là 0.1069344, độ lệch chuẩn là 0.0703351, giá trị nhỏ nhất là 0.0007533, giá trị lớn nhất là 0.4247758.

Quy mô ngân hàng (SIZE) có giá trị trung bình là 14.22397, độ lệch chuẩn là 7.248183, giá trị nhỏ nhất là 0.0039733, giá trị lớn nhất là 20.56153.

Vốn chủ sở hữu (EQUITY) có giá trị trung bình là 0.109341, độ lệch chuẩn là 0.0736622, giá trị nhỏ nhất là 0.026698, giá trị lớn nhất là 0.712055.

Dư nợ cho vay (LTD) có giá trị trung bình là 0.7341257, độ lệch chuẩn là 0.4605476, giá trị nhỏ nhất là 0.1038952, giá trị lớn nhất là 5.743417.

Dư nợ ngắn hạn (STL) có giá trị trung bình là 0.0497153, độ lệch chuẩn là 0.048349, giá trị nhỏ nhất là 0.0007613, giá trị lớn nhất là 0.4989374.

Tăng trưởng tín dụng (CREDITGR) có giá trị trung bình là 0.4770667, độ lệch chuẩn là 0.9838352, giá trị nhỏ nhất là -0.233341, giá trị lớn nhất là 11.31725.

Tốc độ tăng trưởng kinh tế (GDP) có giá trị trung bình là 0.0624, độ lệch chuẩn là 0.0070182, giá trị nhỏ nhất là 0.0525, giá trị lớn nhất là 0.075.

Lạm phát (INF) có giá trị trung bình là 0.0833846, độ lệch chuẩn là 0.0560698, giá trị nhỏ nhất là 0.0063, giá trị lớn nhất là 0.199.

Sau khi phân tích thống kê mô tả nhóm tác giả tiến hành phân tích tương quan nhằm kiểm tra mức độ tương quan giữa các biến độc lập đồng thời kiểm tra mối quan hệ giữa từng biến phụ thuộc và biến độc lập. Kết quả cho thấy hệ số tương quan giữa các biến độc lập là bé hơn 0.5. Đồng thời hệ số tương quan giữa từng biến độc lập và biến phụ thuộc đều khác không, đây là điều kiện lý tưởng để tiếp tục tiến hành phân tích hồi quy.

Do trong mô hình có xuất hiện biến trễ nên xảy ra hiện tượng nội sinh nên nhóm tác giả sử dụng phương pháp GMM để khắc phục. Nhóm nghiên cứu lấy độ trễ là 1 do khoảng thời gian quan sát là không nhiều (12 năm). Như vậy tập hợp các biến công cụ bao gồm NPLt-1, ROE, SIZE, EQUITY, LTD, STL, CREDITGR, GDP, INF.

Sau khi thực hiện hồi quy bằng phương pháp SGMM, nhóm nghiên cứu tiến hành kiểm định Sargan nhằm đảm bảo các biến công cụ trong mô hình là phù hợp, kiểm định Arellano-Bond để chắc chắn hiện tượng nội sinh đã được khắc phục và cuối cùng là kiểm định tính phân phối chuẩn của phần dư

Kiểm định Sargan

Đặt giả thuyết :

$$\begin{cases} H_0: \text{các biến là công cụ ngoại sinh} \\ H_1: \text{các biến không là công cụ ngoại sinh} \end{cases}$$

```

. estat sargan
Sargan test of overidentifying restrictions
H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(143)    = 189.0467
Prob > chi2  =  0.0060

```

Bảng 4.2: Kiểm định Sargan

Vì P-value đạt giá trị 0.006 nên chấp nhận giả thuyết H_1 : các biến không là công cụ ngoại sinh.

Kiểm định tính phân phối chuẩn của phần dư theo Galvao et al (2013)

```

. xtsttest NPL NPLt1 ROE SIZE EQUITY LTD STL CREDITGR GDP INF
(running _xtsttest_calculations on estimation sample)

Bootstrap replications (50)
-----|----- 1 -----|----- 2 -----|----- 3 -----|----- 4 -----|----- 5
..... 50

Tests for skewness and kurtosis          Number of obs    =    234
                                         Replications      =    50

                                         (Replications based on 13 clusters in YEAR)

```

	Observed Coef.	Bootstrap Std. Err.	z	P> z	Normal-based [95% Conf. Interval]	
Skewness_e	-.1202102	.1008491	-1.19	0.233	-.3178709	.0774504
Kurtosis_e	.4215581	.2114711	1.99	0.046	.0070823	.8360339
Skewness_u	-.0060893	.0033457	-1.82	0.069	-.0126467	.0004681
Kurtosis_u	-.001849	.0008914	-2.07	0.038	-.0035961	-.0001019

```

Joint test for Normality on e:          chi2(2) =  5.39    Prob > chi2 = 0.0674
Joint test for Normality on u:          chi2(2) =  7.62    Prob > chi2 = 0.0222

```

Bảng 4.3: Tính phân phối chuẩn

Phân thảo luận dưới đây được thực hiện dựa trên kết quả ước lượng System GMM

```
. xtgpdsys NPL NPLt1 ROE SIZE EQUITY LTD STL CREDITGR GDP INF, lags(1) artests(2)
note: GDP dropped from div() because of collinearity
note: INF dropped from div() because of collinearity

System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      221
Group variable: YEAR                     Number of groups   =      13
Time variable: ID

Obs per group:   min =      17
                  avg =      17
                  max =      17

Number of instruments =      154          Wald chi2(10)      =      193.02
                                                Prob > chi2       =      0.0000

One-step results
```

NPL	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
NPL					
L1.	.0462689	.0537253	0.86	0.389	-.0590307 .1515685
NPLt1	30.81824	2.597271	11.87	0.000	25.72768 35.90879
ROE	-1.033588	.6116654	-1.69	0.091	-2.23243 .1652542
SIZE	-.0031364	.0050074	-0.63	0.531	-.0129507 .006678
EQUITY	.5761347	.6150833	0.94	0.349	-.6294064 1.781676
LTD	.0917242	.0850099	1.08	0.281	-.0748921 .2583405
STL	-1.368398	.8571365	-1.60	0.110	-3.048354 .3115591
CREDITGR	.0229633	.0437291	0.53	0.599	-.0627442 .1086707
GDP	-47.80921	15.53048	-3.08	0.002	-78.2484 -17.37003
INF	.6404039	2.170764	0.30	0.768	-3.614216 4.895024
_cons	-1.543081	.967809	-1.59	0.111	-3.439952 .35379

```
Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/.)NPL
Standard: D.NPLt1 D.ROE D.SIZE D.EQUITY D.LTD D.STL D.CREDITGR

Instruments for level equation
GMM-type: LD.NPL
Standard: _cons
```

Bảng 4.3.1: Mô hình SGMM

Vậy kết quả mô hình nghiên cứu có phương trình như sau:

$$NPL_{i,t} = -1.543081 + 30.81824*NPL_{i,t-1} - 1.033588*ROE - 0.0031364*SIZE + 0.5761347*EQUITY + 0.0917242*LTD - 1.368398*STL + 0.0229633*CREDITGR - 47.80921*GDP + 0.6404039*INF + \epsilon_{i,t}$$

Trong đó, các biến có tác động cùng chiều với nợ xấu (NPL) là nợ xấu năm trước (NPLt1), Vốn chủ sở hữu (EQUITY), Dự nợ cho vay/Vốn huy động (LTD), Tăng trưởng tín dụng (CREDITGR), Lạm phát (INF) thì chỉ có Vốn chủ sở hữu (EQUITY) và Dự nợ cho vay/Vốn huy động (LTD) là cho ra kết quả ngược với kì vọng đầu. Trong các biến có tác động ngược chiều tới nợ xấu (NPL) bao gồm Khả năng sinh lời (ROE), Quy mô ngân hàng (SIZE), Dự nợ ngắn hạn (STL), Tốc độ tăng trưởng (GDP) thì biến Quy mô ngân hàng (SIZE) cho ra kết quả không như kì vọng đầu ở bảng trên.

Nợ xấu năm trước (NPLt1): Kết quả hồi quy bằng phương pháp SGMM cho thấy khi nợ xấu năm trước tăng 1 đơn vị thì nợ xấu năm nay tăng thêm 30.81824 đơn vị. Với mức ý nghĩa thống kê 1% thì cứ có 1 cú sốc với nợ xấu sẽ gây ảnh hưởng lớn đến hệ thống ngân hàng. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Salas và Saurina (2002), Klein (2013). Với giả thuyết “Quản lí kém”, nợ xấu trong quá khứ cao thể hiện khả năng quản trị rủi ro trong cho vay kém ở các NHTM dẫn đến nợ xấu gia tăng trong hiện tại. Trong giai đoạn nghiên cứu, hầu hết các

NHTM đã có trích lập dự phòng rủi ro và kiểm soát tốt nợ xấu nên tỉ lệ nợ xấu đã giảm đi đáng kể, điển hình là NHTMCP Sacombank, NHTMCP Á Châu, NHTMCP Vietcombank.

Khả năng sinh lời (ROE): Nghiên cứu cũng chỉ ra được khả năng sinh lời ROE có tác động ngược chiều với nợ xấu tại mức ý nghĩa là 10%. Qua đó khẳng định lại giả thuyết “Quản lý kém” của Berger và DeYoung (1997). Nguyên nhân cũng do ngân hàng quản trị kém dẫn tới nhiều hoạt động rủi ro và làm tăng nợ xấu. Tại VN, trong giai đoạn nghiên cứu, nhiều ngân hàng đã kiểm soát nợ xấu theo hướng trích lập dự phòng nhiều hơn, đánh giá chất lượng tín dụng rõ ràng và minh bạch hơn, tránh tình trạng nợ khó đòi, nợ mất khả năng thanh toán, dẫn tới nợ xấu đã giảm đi rõ rệt ở các ngân hàng lớn.

Quy mô ngân hàng (SIZE): Quy mô ngân hàng theo kết quả ước lượng có tác động ngược chiều với nợ xấu nhưng lại không đáp ứng được hiệu quả về thống kê. Điều này phù hợp với giả thuyết “Đa dạng hóa danh mục cho vay” nhưng không phù hợp với giả thuyết “Quá lớn nên không thể bị phá sản”. Tại VN, các NHTM có quy mô tầm cỡ đều thực hiện đa dạng hóa danh mục cho vay, đa dạng hóa lợi nhuận nhưng lại không đảm bảo quản lý vốn cho vay hiệu quả, dẫn tới nợ xấu tăng lên. Ngoài ra, trong năm 2018, dự thảo “Phá sản ngân hàng” được thông qua sẽ góp phần khẳng định giả thuyết “Quá lớn nên không thể bị phá sản” là không còn phù hợp.

Vốn chủ sở hữu (EQUITY): Vốn chủ sở hữu được đo lường trong mô hình SGMM có tác động cùng chiều với nợ xấu. Có thể hiểu rằng cứ 1 đơn vị vốn chủ sở hữu tăng lên sẽ làm nợ xấu tăng thêm 0.5761347 đơn vị. Qua đó, nhóm nghiên cứu nhận định các NHTM có thể do quản lý nguồn vốn thiếu hiệu quả làm cho tăng trưởng từ vốn không nhiều nhưng lại tạo thêm nợ cho ngân hàng.

Tốc độ tăng trưởng (GDP): Biến vĩ mô tăng trưởng kinh tế có tác động ngược chiều đến nợ xấu ở mức ý nghĩa 1%, kết quả đúng với kì vọng nghiên cứu.. Tăng trưởng kinh tế càng cao thì nợ xấu càng giảm, khi kinh tế tăng trưởng tốt, các doanh nghiệp hoạt động hiệu quả, tăng khả năng thanh toán các khoản nợ đến hạn cho ngân hàng, làm tỉ lệ nợ xấu giảm.

Tỉ lệ lạm phát (INF): Tỉ lệ lạm phát cao cùng chiều với nợ xấu qua ước lượng SGMM đã nhất quán với nghiên cứu của Foface (2005). Khi tỉ lệ lạm phát cao, các chính sách tài khóa và tiền tệ thắt chặt mà chính phủ áp dụng gây khó khăn cho người đi vay, khả năng trả nợ giảm, tăng nợ xấu của các NHTM. Tại VN, tỉ lệ lạm phát trung bình của giai đoạn nghiên cứu là 8.7% với mức tăng cao nhất là 23.11% năm 2008, điều này làm ảnh hưởng đến gia tăng nợ xấu của hệ thống NHTMVN.

5. Kết luận

Dựa trên bảng số liệu được thu thập từ báo cáo tài chính của hệ thống 22 NHTMVN trong giai đoạn 2005-2017, nhóm nghiên cứu xác định các yếu tố tác động đến nợ xấu của hệ thống NHTMVN. Thông qua các kỹ thuật ước lượng mô hình bằng phương pháp Pooled OLS, FEM, REM, SGMM trong đó SGMM là phương pháp tối ưu chính của nhóm nghiên cứu. Nhóm nghiên cứu cũng chỉ ra rằng những nhân tố chính có tác động cùng chiều với nợ xấu bao gồm Nợ xấu trong quá khứ (NPLt1), Tăng trưởng tín dụng (CREDITGR) và Dự nợ dài hạn (LTD) trong khi các nhân tố tác động ngược chiều với nợ xấu lại là Tốc độ tăng trưởng kinh tế (GDP) và Khả năng sinh lời (ROE).

Các NHTM quản lý tốt nguồn vốn chủ sở hữu sẽ làm giảm được nợ xấu, cũng như tỉ lệ tăng trưởng tín dụng càng tăng thì mức rủi ro càng lớn, tăng nợ xấu các NHTM. Tuy nhiên, nếu các NHTM có quy trình thẩm định hiệu quả và minh bạch, rõ ràng và nhất quán sẽ giúp hạn chế rủi ro nợ xấu trong các năm tiếp theo.

Kiến nghị

Đối với tỷ lệ nợ xấu trong quá khứ (NPLt1), tỷ lệ nợ xấu hiện tại chịu tác động bởi các nguồn nợ xấu chưa thu hồi được trong quá khứ. Nếu việc quản lý tín dụng và quy trình thẩm định tốt hơn sẽ góp phần làm giảm nợ xấu trong tương lai.

Đối với khả năng sinh lời (ROE), nhóm nghiên cứu nhận thấy khả năng sinh lời có tác động mạnh đến nợ xấu hiện tại. Do đó, ngân hàng cần tăng cường khả năng quản trị rủi ro phù hợp với quy mô tổng tài sản tăng lên theo thời gian. Học hỏi kinh nghiệm từ các NHTM nước

ngoài để phân tích tín dụng và giám sát khả năng trả nợ của người vay một cách hiệu quả. Các NHTM có thể bán tài sản đảm bảo hay tích cực thu hồi nợ của khách hàng, giãn nợ, đánh giá hoặc bán nợ cho công ty mua bán nợ để xử lý hiệu quả nợ tồn đọng.

Đối với vốn chủ sở hữu (EQUITY), như đã đề cập ở trên, khi NHTM tăng vốn chủ sở hữu sẽ làm tăng nợ xấu, qua đó cho thấy việc quản lý vốn không hiệu quả.

Các NHTM chỉ nên tăng nguồn vốn khi đã quản lý chặt chẽ và hiệu quả hơn nợ xấu tồn đọng cũng như đảm bảo khả năng thu hồi nợ của mình.

Đối với quy mô ngân hàng (SIZE), quy mô ngân hàng có tác động ngược chiều đến nợ xấu, có nghĩa dù là NHTM lớn hay nhỏ thì khi thực hiện “đa dạng hóa danh mục cho vay” mà lại không đảm bảo được độ hiệu quả của việc thu hồi nợ và lợi nhuận thì điều tất yếu là làm tăng thêm nợ xấu. Do đó, các NHTM nên hạn chế danh mục cho vay, do việc quản lý vốn và thẩm định tín dụng chưa thật sự tốt nên mở rộng đa dạng hóa danh mục chỉ làm tăng thêm nợ xấu tồn đọng.

Đối với tăng trưởng tín dụng (CREDITGR), tăng trưởng tín dụng có tác động cùng chiều với nợ xấu, phù hợp với giả thuyết “chính sách tín dụng có tính chu kỳ”. Do đó, các NHTM cần đẩy mạnh việc giám sát, ngăn chặn nợ tồn đọng trong tương lai, đảm bảo các ngân hàng tránh cho vay quá mức, duy trì tiêu chuẩn cấp tín dụng đúng mức để đảm bảo chất lượng khoản vay. Ngoài ra, NHTM cần phải xây dựng chiến lược dài hạn phù hợp với chuẩn mực quốc tế để đảm bảo độ nhất quán và chặt chẽ hệ thống NHTMVN.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Nguyễn Thị Hồng Vinh & Lê Phan Thị Diệu Thảo (2015). Tác động của vốn ngân hàng đến khả năng sinh lời và rủi ro tín dụng: Trường hợp các NHTM Việt Nam. Tạp chí Phát triển Kinh tế.
- [2] Nguyễn Thị Hồng Vinh (2015). Yếu tố tác động đến nợ xấu các ngân hàng thương mại Việt Nam.
- [3] Zribi and Boujelbène (2011). The factors influencing bank credit risk: the case of Tunisia. J. Account. Tax. 3 (4), 70-78
- [4] Berger, A. N., & Bouwman, C. H. S. (2013). How does capital affect bank performance during financial crises? Journal of Financial Economics

TÁC ĐỘNG CỦA VỐN CHỦ SỞ HỮU ĐẾN TỶ LỆ DỰ PHÒNG RỦI RO TÍN DỤNG TẠI CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

SV: Lâm Thơ Văn, Đỗ Nguyễn Duy Thanh, Lê Thanh Thảo
Ngô Thị Kiều An, Nguyễn Trần Phương Uyên
Đại Học Tài Chính Marketing
GVHD: TS. NGUYỄN HUY HOÀNG
TS. NGUYỄN TUẤN DUY

TÓM TẮT

Bài viết sử dụng mô hình GMM để đo lường sự tác động của vốn chủ sở hữu đến tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng tại các ngân hàng TMCP Việt Nam

Từ khóa: nợ xấu, GMM.

1. Giới thiệu

Trong xu thế toàn cầu hoá và hội nhập kinh tế quốc tế hiện nay, cùng với sự phát triển của nền kinh tế, ngành Ngân hàng Việt Nam đã có những phát triển vượt bậc và đóng góp tích cực cho sự phát triển kinh tế xã hội. Tuy nhiên, cùng với sự phát triển đó, những bất cập trong quản lý của các ngân hàng cũng như các khó khăn cũng nảy sinh trên nhiều mặt hoạt động, trong đó có vấn đề về vốn chủ sở hữu - là phần vốn vô cùng quan trọng trong nguồn vốn hoạt động của các ngân hàng thương mại. Và vốn chủ sở hữu tác động đến tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng như thế nào cũng là vấn đề cần được quan tâm nghiên cứu.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Vốn chủ sở hữu

Vốn chủ sở hữu (VCSH) hay vốn tự có của ngân hàng là nguồn vốn riêng của ngân hàng do chủ sở hữu đóng góp ban đầu và được bổ sung trong quá trình kinh doanh.

2.2 Cơ cấu của vốn chủ sở hữu

VCSH trong ngân hàng thương mại bao gồm hai phần:

VCSH cơ bản: là bộ phận chủ yếu của VCSH, mang tính ổn định lâu dài và là cơ sở để tạo lập nguồn VCSH khác. VCSH cơ bản bao gồm: vốn điều lệ, Quỹ dự trữ bổ sung vốn điều lệ, Quỹ đầu tư và phát triển nghiệp vụ, thặng dư vốn, lợi nhuận không chia (lợi nhuận ròng còn lại sau khi đã trích lập các quỹ theo quy định).

VCSH bổ sung: là bộ phận tài sản Nợ nhưng có tính chất ổn định và có khả năng chuyển thành vốn, bao gồm: 50% giá trị tăng thêm của tài sản cố định được đánh giá lại theo quy định của pháp luật, 40% giá trị tăng thêm của các loại chứng khoán đầu tư (kể cả vốn góp và cổ phiếu đầu tư) được định giá lại theo quy định của pháp luật), Quỹ dự phòng tài chính, Trái phiếu chuyển đổi

2.3. Tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng

Hệ số khả năng bù đắp các khoản cho vay bị mất, hệ số bù đắp rủi ro tín dụng.

2.4 Tóm tắt các nghiên cứu có liên quan

Tác Giả	Công trình nghiên cứu	Các biến	Kết quả nghiên cứu
Pettway(1976)	Market test of capital adequacy of large commercial banks	-	Tác động cùng chiều
Keeton và Morris (1987)	Why do bank's loan losses differ?	-	Tác động ngược chiều
Shrieves và Dahl (1992)	the Relationship between Risk and Capital in Commercial Banks	-	Tác động cùng chiều
Louzis và cộng sự (2010)	Acroeconomic and bank-specific determinants of non-performing	-	Tác động ngược

	loans in Greece: a comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios		chiều
Berger và cộng sự (2013)	How does capital affect bank performance during financial crises?	-	Tác động ngược chiều
Nguyễn Thị Hồng Vinh & Lê Phan Thị Diệu Thảo (2015)	Tác động của vốn ngân hàng đến khả năng sinh lời và rủi ro tín dụng: Trường hợp các NHTM Việt Nam	Lợi nhuận ròng trên tổng tài sản (ROA), Lợi nhuận ròng trên VCSH (ROE), tỉ lệ nợ xấu (NPL, từ lệ dự phòng rủi ro tín dụng (LLR), VCSH (equity), dư nợ/vốn huy động (LTD), quy mô ngân hàng (Lnsiz)	Tác động ngược chiều
TS. Nguyễn Thị Tuyết Nga (2016)	Tác động của VCSH đến rủi ro tín dụng tại các ngân hàng thương mại VN	Tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng (LLR _{i,t}), tỷ lệ vốn chủ sở hữu (CAP _{i,t}), tỷ lệ vốn chủ sở hữu bình phương (CAP _{i,t} ²), tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng trong quá khứ (LLR _{i,t-1}), tỷ lệ dư nợ cho vay trên vốn huy động (LTD _{i,t}), quy mô ngân hàng (SIZEGD _{Pi,t}), tỷ lệ lạm phát (INF _t)	Tác động ngược chiều

3. Phương pháp nghiên cứu

Căn cứ vào các nghiên cứu trước của nghiên cứu Nguyễn Thị Hồng Vinh và Lê Phan Thị Diệu Thảo (2015) và TS. Nguyễn Thị Tuyết Nga (2016), mô hình nghiên cứu được đề xuất có phương trình như sau:

$$LLR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LLR_{i,t-1} + \beta_2 CAP_{i,t} + \beta_3 CAP_{i,t}^2 + \beta_4 LTD_{i,t} + \beta_5 SIZEGD_{Pi,t} + \beta_6 INF_t + \epsilon_{i,t} \quad (i: \text{ngân hàng}, t: \text{năm})$$

Biến phụ thuộc:

+ Tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng (LLR_{i,t})

$$LLR = \frac{\text{dự phòng rủi ro tín dụng}}{\text{dư nợ tín dụng}}$$

Biến độc lập:

+ Tỷ lệ vốn chủ sở hữu (CAP_{i,t}):

$$CAP = \frac{\text{vốn chủ sở hữu}}{\text{tổng nguồn vốn}}$$

+ Tỷ lệ vốn chủ sở hữu bình phương (CAP_{i,t}²):

$$CAP^2 = \left(\frac{\text{vốn chủ sở hữu}}{\text{tổng nguồn vốn}} \right)^2$$

Các biến kiểm soát:

+ Tỷ lệ dự phòng rủi ro trong quá khứ (LLR_{i,t-1}) = Tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng với độ trễ 1 năm.

Rủi ro tín dụng ở thời điểm hiện tại chịu tác động bởi rủi ro tín dụng trong quá khứ, việc quản lý tốt rủi ro trong hiện tại sẽ giúp giảm nợ xấu trong tương lai. Hoạt động tín dụng của ngân hàng là nguồn thu chủ yếu và chiếm tỷ trọng lớn của các ngân hàng. Do đó áp lực tăng trưởng tín dụng ở tốc độ cao có thể dẫn đến việc chất lượng nợ suy giảm đẩy nợ xấu tăng và gây tổn hại trực tiếp đến vốn chủ sở hữu của các ngân hàng.

+ Tỷ lệ dư nợ cho vay trên vốn huy động (LTD_{i,t}):

$$LTD = \frac{\text{dư nợ cho vay}}{\text{vốn lưu động}}$$

Tín dụng là tài sản kém linh hoạt nhất trong số các tài sản sinh lời của ngân hàng. Vì thế, khi tỷ lệ LTD tăng thì tính thanh khoản của ngân hàng giảm đi một cách tương ứng (tỷ lệ LTD là một trong những tỷ lệ thanh khoản được sử dụng khá phổ biến ở nhiều nước trong

hoạt động quản lý và giám sát ngân hàng nhằm nâng cao chất lượng quản trị rủi ro thanh khoản của các ngân hàng, đảm bảo sự ổn định và an toàn của hệ thống).

+Quy mô ngân hàng (SIZEGDP_{i,t}):

$$SIZEGDP = \frac{\ln(\text{tài sản})}{\text{tốc độ tăng trưởng GDP}}$$

Các NHTM cần có lộ trình phù hợp cho quá trình mở rộng quy mô của mình; kiểm soát thận trọng trong việc sử dụng đòn bẩy, đảm bảo các rủi ro gia tăng do việc mở rộng quy mô nằm trong tầm kiểm soát của ngân hàng.

+Tỷ lệ lạm phát (INF_{i,t}): Dữ liệu được thu thập từ website của World Bank

Bảng 3.2: Dấu kỳ vọng biến phụ thuộc, biến độc lập và các biến kiểm soát

Các yếu tố tác động đến tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng	Ký hiệu	Dấu kỳ vọng	Nguồn
Tỷ lệ vốn chủ sở hữu	CAP _{i,t}	-	NGUYỄN THỊ TUYẾT NGÀ - Đại học Công nghiệp TP. Hồ Chí Minh
Tỷ lệ vốn chủ sở hữu bình phương	CAP _{i,t} ²	+	nt
Tỷ lệ dự phòng rủi ro trong quá khứ	LLR _{i,t-1}	+	nt
Tỷ lệ dư nợ cho vay trên vốn huy động	LTD _{i,t}	-	nt
Quy mô ngân hàng	SIZEGDP _{i,t}	+	nt
Tỷ lệ lạm phát	INF _{i,t}	+	nt

Nguồn: Nguyễn Thị Tuyết Nga

4. Phân tích kết quả

4.1 Thống kê mô tả

	LLR _t	LLR _{t-1}	CAP	CAP ²	LTD	SIZEGDP	INF
Trung bình	0.0015611	0.0017768	0.1219959	0.0286518	0.7879614	308.3521	0.0822222
Giá trị nhỏ nhất	-0.98498	-0.98498	0.319205	0.0010189	0.09969	241.171	0.006
Giá trị lớn nhất	0.747781	0.7477809	1.258018	1.58261	2.8647	381.66	0.199
Độ lệch chuẩn	0.1003379	0.0970088	0.1176522	0.12153	0.3113303	31.52669	0.0658975
Số quan sát	189	189	189	189	189	189	189

Bảng 4.1 Thống kê mô tả

4.2 Ma trận hệ số tương quan

	LLR	LLR _{t-1}	CAP	CAP ²	LTD	SIZEGDP	INF
LLR	1.0000						
LLR _{t-1}	0.8817	1.0000					
CAP	0.3144	0.4538	1.0000				
CAP ²	0.2027	0.3424	0.8976	1.0000			
LTD	-0.1098	-0.0952	0.0414	0.0262	1.0000		
SIZEGDP	-0.0560	-0.0320	-0.2042	-0.0974	0.0915	1.0000	
INF	0.0090	0.0256	0.2299	0.1737	-0.1936	-0.0742	1.0000

Bảng 4.2 - Ma trận hệ số tương quan

Hệ số tương quan giữa các biến được thể hiện trong bảng 4.2. Chúng ta thấy tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng năm trước và tỷ lệ phòng rủi ro tín dụng năm hiện tại có tương quan dương, trong khi tỷ lệ dư nợ cho vay trên vốn huy động có tương quan âm cũng Tỷ lệ vốn chủ sở hữu

và tỷ lệ vốn chủ sở hữu bình phương có tương quan dương với biến phụ thuộc. Nhìn chung các biến giải thích đều có tương quan tương tự như kỳ vọng ngoại trừ biến SIZEGDP và INF có tương quan âm so với kỳ vọng tương quan dương và biến CAP có tương quan dương so với kỳ vọng âm.

4.3 Kết quả nghiên cứu

Nhóm nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy dữ liệu bảng Pool, FEM, REM và thực hiện các kiểm định cần thiết để chọn lựa mô hình. Cho dù kết quả Hausman, Wald test gợi ý chúng ta nên dùng fixed effect (FEM) nhưng do bản chất mô hình động nên fixed effect không mang lại những lượng vững, hiệu quả và không chệch mà cần phải dùng mô hình S-GMM. Như đã nói trong phần 3.4, Pooled OLS, REM, FEM đều là các ước lượng dựa trên phương pháp bình phương nhỏ nhất. Và trong trường hợp mô hình của chúng ta đang xem xét – mô hình dữ liệu bảng động, các phương pháp này không phù hợp do hiện tượng nội sinh sẽ khiến kết quả ước lượng không vững và bị chệch. Phương pháp System GMM sẽ giúp chúng ta khắc phục nhược điểm trên và cung cấp các ước lượng vững chắc nhằm phục vụ cho việc thảo luận chính sách. Trong mô hình System GMM, biến trễ của biến phụ thuộc và sai phân của các biến giải thích được sử dụng làm biến công cụ. Ở đây chúng ta chỉ lấy 1 độ trễ do khoảng thời gian quan sát tương đối ngắn (9 năm). Như vậy tập hợp các biến công cụ bao gồm LLR(t-1), CAP, CAP², LTD, SIZEGDP, INF. Căn cứ vào kết quả kiểm định ở trên, ta thấy mô hình có sự tự tương quan giữa các sai số và hiện tượng phương sai thay đổi. Ngoài ra, vì mô hình nghiên cứu sử dụng biến trễ của biến phụ thuộc (LLR_{i,t-1}) làm biến độc lập nên theo Richard Blundell & Stephen Bond (1998), nghiên cứu thuộc dạng mô hình với số liệu dạng bảng động và với biến trễ của biến phụ thuộc (LLR_{i,t-1}) có khả năng là biến nội sinh. Cũng theo Richard Blundell & Stephen Bond (1998) và Lê Thị Lanh & Lâm Ngọc Thiên Lý (2017), nên sử dụng phương pháp GMM để khắc phục hiện tượng tự tương quan giữa các sai số, hiện tượng phương sai thay đổi và hiện tượng biến nội sinh để đảm bảo ước lượng thu được vững và hiệu quả.

Sau khi hồi quy bằng phương pháp System GMM, chúng ta cần thực hiện kiểm định Sargan nhằm đảm bảo các biến công cụ trong mô hình là phù hợp, kiểm định Arellano-Bond để chắc chắn hiện tượng nội sinh đã được khắc phục và cuối cùng là kiểm định tính phân phối chuẩn của phần dư. Kết quả cụ thể của từng kiểm định sẽ được trình bày dưới đây.

Bảng 4.9 : Kết quả hồi quy bằng phương pháp System GMM

LLR	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
LLRt1	.8149462	.0024835	328.14	0.000	.8100786	.8198139
CAP	.0708446	.0034801	20.36	0.000	.0640238	.0776655
CAP2	-.2226209	.0042795	-52.02	0.000	-.2310086	-.2142333
LTD	-.0224256	.0077851	-2.88	0.004	-.0376841	-.0071672
SIZEGDP	-.000393	7.89e-06	-49.80	0.000	-.0004084	-.0003775
INF	.0337193	.0071531	4.71	0.000	.0196993	.0477392
_cons	.1354299	.0085409	15.86	0.000	.1186901	.1521698

System dynamic panel-data estimation
 Number of obs = 168
 Group variable: ID
 Number of groups = 21
 Time variable: NAM
 Obs per group: min = 8
 avg = 8
 max = 8
 Number of instruments = 27
 Wald chi2(6) = 1.94e+06
 Prob > chi2 = 0.0000
 Two-step results

Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard errors are recommended.
 Instruments for differenced equation
 GMM-type: L(2/3).LLR
 Standard: D.LLRt1 D.CAP D.CAP2 D.LTD D.SIZEGDP D.INF
 Instruments for level equation
 GMM-type: LD.LLR
 Standard: _cons

Bài toán kiểm định

Đặt: $\begin{cases} H_0: \text{các biến là công cụ ngoại sinh} \\ H_1: \text{các biến không là công cụ ngoại sinh} \end{cases}$

Kiểm định Sargan nhằm xác định tính phù hợp của tập hợp các biến công cụ trong mô hình với H_0 : các biến công cụ là ngoại sinh. Kết quả cho thấy p-value đạt 0.4292 điều này có nghĩa chúng ta không đủ bằng chứng để bác bỏ H_0 . Như vậy tập hợp các biến công cụ là ngoại sinh và do đó phù hợp để sử dụng.

Bảng 4.10 Kiểm định Sargan

```
. estat sargan
Sargan test of overidentifying restrictions
      H0: overidentifying restrictions are valid

      chi2(20)      =    20.4643
      Prob > chi2   =    0.4292
```

Nguồn: theo tính toán của nhóm

Bài toán kiểm định

Đặt: $\begin{cases} H_0: \text{không xảy ra hiện tượng tự tương quan} \\ H_1: \text{xảy ra hiện tượng tự tương quan} \end{cases}$

Ta có : $p\text{-value}(1) = 0.2210 > \alpha \rightarrow$ chưa có đủ cơ sở bác bỏ H_0

$p\text{-value}(2) = 0.2262 > \alpha \rightarrow$ chưa có đủ cơ sở bác bỏ H_0

Kiểm định Arellano-Bond (bảng 4.11) kiểm định hiện tượng tự tương quan trong sai phân của phần dư nhằm đảm bảo hiện tượng nội sinh đã được khắc phục. H_0 trong kiểm định này là không có tự tương quan. Kết quả kiểm định kiểm định Arellano-Bond đúng như mong đợi với sai phân phần dư gần như không có tự tương quan bậc 1 ($p\text{-value}=0.2210$) và bậc 2 ($p\text{-value} = 0.2262$). Như vậy chúng ta có thể kết luận việc sử dụng mô hình System GMM trong trường hợp này là phù hợp vì tập hợp các biến công cụ phù hợp (theo Sargan test) và không xảy ra tự tương quan bậc 1 và bậc 2 (kiểm định AR(1) và AR(2)).

Bảng 4.11 Kiểm định Arellano-Bond

```
. estat abond
Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors



| Order | z       | Prob > z |
|-------|---------|----------|
| 1     | -1.2238 | 0.2210   |
| 2     | -1.2101 | 0.2262   |



      H0: no autocorrelation
```

Nguồn: theo tính toán của nhóm

Cuối cùng chúng ta kiểm định tính phân phối chuẩn của phần dư theo Galvao et al (2013). Galvao et al (2013) xây dựng một kiểm định nhằm xác định độ nghiêng, độ nhọn và tính phân phối chuẩn cho dữ liệu bảng. Kiểm định này có ý nghĩa quan trọng trong thực tiễn do kiểm định Jarque – Bera không thể áp dụng cho dữ liệu bảng. Phần dư của mô hình có định dạng bảng, do đó phần dư này sẽ bao gồm hai phần: phần dư riêng gắn với từng ngân hàng và phần dư còn lại. Kiểm định Jarque-Bera không thể tách biệt hai thành phần này và do đó sẽ dẫn đến kết luận không chính xác về tính phân phối chuẩn của phần dư. Cách tiếp cận của Galvao et al (2013) cũng hữu ích trong trường hợp dữ liệu bảng có số ngân hàng lớn và số năm quan sát ngắn. Kết quả cho thấy chúng ta không thể bác bỏ giả thuyết H_0 ở một trong hai phần dư. Như vậy phần dư của ngân hàng chưa có phân phối chuẩn còn phần dư của còn lại thì có phân phối chuẩn

Bảng 4.12 Kiểm định tính phân phối chuẩn của phần dư theo Galvao et al (2013)

```
. xtsttest LLR LLRt1 CAP CAP2 LTD SIZEGDP INF
(running _xtsttest_calculations on estimation sample)
```

Bootstrap replications (50)

Tests for skewness and kurtosis

Number of obs = 189
Replications = 50

(Replications based on 21 clusters in ID)

	Observed Coef.	Bootstrap Std. Err.	z	P> z	Normal-based [95% Conf. Interval]	
Skewness_e	-.0000404	.0000299	-1.35	0.176	-.0000989	.0000181
Kurtosis_e	.0001397	.0000558	2.50	0.012	.0000303	.0002492
Skewness_u	.0000143	9.33e-06	1.53	0.127	-4.03e-06	.0000325
Kurtosis_u	5.72e-07	3.82e-07	1.50	0.134	-1.76e-07	1.32e-06

Joint test for Normality on e: chi2(2) = 8.09 Prob > chi2 = 0.0175
Joint test for Normality on u: chi2(2) = 4.58 Prob > chi2 = 0.1013

THẢO LUẬN KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Vậy kết quả mô hình nghiên cứu có phương trình như sau:

$$LLR_{i,t} = 0.1354299 + 0.8149462 * LLR_{i,t-1} + 0.0708446 * CAP_{i,t} - 0.2226209 * CAP_{i,t-2} - 0.0224256 * LTD_{i,t} - 0.000393 * SIZEGDP_{i,t} + 0.0337193 * INF_t + \epsilon_{i,t}$$

Biến độc lập $CAP_{i,t}$, tác động cùng chiều đến $LLR_{i,t}$ và $CAP_{i,t-2}$ có tác động ngược chiều đến $LLR_{i,t}$ với mức ý nghĩa 1%. Nghĩa là, khi tỷ lệ vốn tăng thì rủi ro tín dụng tăng, nhưng đến một ngưỡng nhất định nào đó tỷ lệ vốn càng tăng thì tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng sẽ giảm. Đây chính là điểm mới của bài nghiên cứu; Biến kiểm soát $LTD_{i,t}$ và $SIZEGDP_{i,t}$ tác động ngược chiều đến $LLR_{i,t}$ với mức ý nghĩa 1%; Các biến kiểm soát còn lại tác động thuận chiều đến $LLR_{i,t}$ với mức ý nghĩa 1%.

Theo lý luận và theo kết quả nghiên cứu của Foos và các cộng sự (2010), Suluck và Supat (2012) không tìm (GROWN), tốc độ tăng trưởng tín dụng năm trước ($GROWN_{i,t-1}$) và tỷ lệ cho vay khách hàng trên tiền gửi khách hàng (LDR) đến tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng của ngân hàng. Với số lượng mẫu nghiên cứu gồm 27 NHTM của giai đoạn từ năm 2008 đến 2013. Bài nghiên cứu phân tích thống kê mô tả, phân tích tương quan và phân tích hồi quy nhằm phân tích các yếu tố tác động đến dự phòng rủi ro tín dụng của các NHTM Việt Nam. Dựa trên các kết quả đó, bài nghiên cứu đã chỉ ra rằng có sự tác động có ý nghĩa của các yếu tố tỷ lệ vốn chủ sở hữu (CAP), tỷ lệ vốn chủ sở hữu bình phương (CAP^2), tỷ lệ dự phòng rủi ro trong quá khứ ($LLR_{i,t-1}$), tỷ lệ dư nợ cho vay trên vốn lưu động (LTD), quy mô ngân hàng (SIZEGDP) và tỷ lệ lạm phát đến tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng của ngân hàng. Với độ tin cậy là 99%. Từ việc nghiên cứu các yếu tố tác động đến dự phòng rủi ro tín dụng của ngân hàng, nghiên cứu đã cung cấp thêm một thông tin về các nhân tố tác động đến dự phòng rủi ro tín dụng của ngân hàng để từ đó giúp cho ngân hàng cải thiện rủi ro tín dụng của ngân hàng mình.

Tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng năm trước ($LLR_{i,t-1}$):

Chỉ số này được đo lường bằng cách lấy tổng các dự phòng rủi ro tín dụng chia cho dư nợ tín dụng. Dựa vào tỷ lệ này, ngân hàng có thể kiểm soát rủi ro tín dụng cho năm hiện tại, việc quản lý tốt rủi ro trong hiện tại sẽ giúp giảm nợ xấu trong tương lai. Hoạt động tín dụng của ngân hàng là nguồn thu chủ yếu và chiếm tỷ trọng lớn của các ngân hàng. Do đó áp lực tăng trưởng tín dụng ở tốc độ cao có thể dẫn đến việc chất lượng nợ suy giảm đẩy nợ xấu tăng và gây tổn hại trực tiếp đến vốn chủ sở hữu của các ngân hàng. Theo lý luận và theo kết quả nghiên cứu của TS. NGUYỄN THỊ TUYẾT ANH - Đại học Công nghiệp TP. Hồ Chí Minh tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng với độ trễ 1 năm có tác động cùng chiều với tỷ lệ dự phòng rủi ro

tín dụng ở năm hiện tại. Tuy nhiên, với giá trị thống kê p-value là 0.0000 có nghĩa là biến tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng với độ trễ 1 năm có ý nghĩa thống kê với độ tin cậy 99% và kết quả nghiên cứu đã tìm thấy tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng với độ trễ 1 năm có tác động cùng chiều với tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng.

Trong bối cảnh tăng trưởng tín dụng khó khăn, tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng năm trước tăng, dự phòng rủi ro tín dụng tăng, lãi thuần tăng của các ngân hàng có xu hướng tăng nhẹ khiến nhiều người chú ý cho thấy chênh lệch giữa lãi suất huy động và cho vay ở mức cao.

Tỷ lệ vốn chủ sở hữu (CAPI)

Biến CAPI được đo lường bằng vốn chủ sở hữu chia cho tổng nguồn vốn. Dựa vào hai tỷ lệ này, ngân hàng có thể kiểm soát tác động của vốn chủ sở hữu đến tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng. Theo lý luận và theo kết quả nghiên cứu của Regulatory Hypotheses, nhà quản lý khuyến khích các ngân hàng tăng vốn của họ tương xứng với mức độ rủi ro. Do đó, mối quan hệ giữa vốn và rủi ro tín dụng là cùng chiều, nghĩa là khi rủi ro gia tăng thì vốn ngân hàng cũng gia tăng. Nghiên cứu tiên phong của Pettway (1976) khám phá mối quan hệ giữa cấu trúc vốn và rủi ro tín dụng của các ngân hàng Mỹ, kết quả cho thấy mối quan hệ giữa vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản và rủi ro tín dụng là cùng chiều. Shrieves và Dahl (1992) cũng thông qua dữ liệu của Mỹ và đạt được kết quả giữa hai yếu tố là cùng chiều. Kết quả tương tự cũng được tìm thấy bằng cách áp dụng dữ liệu châu Âu, chẳng hạn như Rime (2001), Iannotta và cộng sự (2007). Mối quan hệ này một phần là do công tác giám sát hiệu quả của thị trường. Tuy nhiên, với giá trị thống kê p-value là 0.000 có nghĩa là biến tỷ lệ vốn chủ sở hữu có ý nghĩa thống kê 99% và kết quả nghiên cứu đã tìm thấy tỷ lệ vốn chủ sở hữu có tác động cùng chiều với tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng.

Kết quả mô hình hồi quy của bài nghiên cứu có dấu của hệ số hồi quy cùng chiều với kết luận của Regulatory Hypotheses. Tuy nhiên, kết quả ngược với giả thuyết đề ra và cũng ngược dấu với nghiên cứu của Keeton và Morris (1987), các ngân hàng có mức vốn hoá tương đối thấp khuyến khích rủi ro đạo đức khi tăng mức độ rủi ro của danh mục cho vay, dẫn đến kết quả nợ xấu trung bình cao hơn trong tương lai. Như vậy theo giả thuyết rủi ro đạo đức, vốn ngân hàng có quan hệ ngược chiều với rủi ro. Keeton và Morris (1987) thực hiện nghiên cứu trên các NHTM Mỹ giai đoạn 1979 - 1985 để kiểm tra giả thuyết này. Kết quả nghiên cứu cho thấy rủi ro tín dụng gia tăng đối với ngân hàng có tỉ lệ vốn chủ sở hữu trên tài sản tương đối thấp. Mối liên hệ ngược chiều giữa rủi ro và các chỉ số vốn cũng được tìm thấy trong nghiên cứu của Louzis và cộng sự (2010). Berger và cộng sự (2013) nghiên cứu thực nghiệm trên 42 ngân hàng châu Á giai đoạn 1998 - 2003, kết quả vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản có quan hệ ngược chiều đến rủi ro tín dụng, nhưng đối với các ngân hàng có sức mạnh thị trường thì hiệu ứng này càng suy yếu đáng kể thậm chí có thể bị đảo ngược.

Ngân hàng cần xác định các đòn bẩy để giảm lãng phí vốn mà không cần thay đổi mô hình kinh doanh; tối ưu hóa các nguồn vốn khan hiếm để đạt được hiệu quả trong sử dụng vốn chủ sở hữu. Như vậy, khả năng đạt mức lợi nhuận kỳ vọng cho các cổ đông ngân hàng và sự đóng góp của các ngân hàng vào phát triển kinh tế xã hội chung được đảm bảo. Ngân hàng cần cải thiện năng lực trong đánh giá đúng về mức độ an toàn của vốn; phân bổ, quản trị vốn hiệu quả hơn và tiết kiệm vốn; đo lường hiệu quả hoạt động và quản lý dựa trên giá trị vốn chủ sở hữu.

Tỷ lệ vốn chủ sở hữu bình phương (CAPI,t²)

Biến CAPI² được đo lường bằng vốn chủ sở hữu chia cho tổng nguồn vốn tất cả bình phương. Theo kết quả hồi quy cho thấy tỷ lệ vốn chủ sở hữu bình phương tăng thì tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng giảm. Nghĩa là, khi tỷ lệ vốn tăng thì rủi ro tín dụng tăng, nhưng đến một ngưỡng nhất định nào đó tỷ lệ vốn càng tăng thì tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng sẽ giảm. Đây chính là điểm mới của bài nghiên cứu; và cho ra kết quả ngược chiều với kỳ vọng

Quy mô ngân hàng (SIZEGDP)

Quy mô ngân hàng, được tính bằng cách lấy logarit của tổng tài sản. Dựa vào quy mô, Ngân hàng Nhà nước có thể kiểm soát, giám sát quá trình mở rộng quy mô của các NHTM theo sự phát triển kinh tế; Đồng thời, linh động trong việc yêu cầu vốn pháp định tối thiểu của các NHTM. Việc bắt buộc các tổ chức tín dụng, ngân hàng phải đảm bảo yêu cầu vốn pháp

định tối thiểu gây ra cuộc chạy đua tăng vốn, mở rộng quy mô làm tăng rủi ro cho các NHTM. Các NHTM cần có lộ trình phù hợp cho quá trình mở rộng quy mô của mình; kiểm soát thận trọng trong việc sử dụng đòn bẩy, đảm bảo các rủi ro gia tăng do việc mở rộng quy mô nằm trong tầm kiểm soát của ngân hàng. Theo kết quả hồi quy cho thấy quy mô của ngân hàng tác động ngược chiều đến tỷ lệ rủi ro tín dụng, có nghĩa là khi quy mô ngân hàng được mở rộng thì đồng thời tỷ lệ rủi ro tín dụng sẽ tăng. Điều này ngược với kỳ vọng ban đầu đưa ra

Tỷ lệ dư nợ cho vay trên vốn huy động

Biến LTDi được đo lường bằng dư nợ cho vay chia vốn huy động

Việc sử dụng mối quan hệ giữa cho vay và tiền gửi như một thước đo về thanh khoản dựa trên tiền đề cho rằng, tín dụng là tài sản kém linh hoạt nhất trong số các tài sản sinh lời của ngân hàng. Vì thế, khi tỷ lệ LTD tăng thì tính thanh khoản của ngân hàng giảm đi một cách tương ứng (tỷ lệ LTD là một trong những tỷ lệ thanh khoản được sử dụng khá phổ biến ở nhiều nước trong hoạt động quản lý và giám sát ngân hàng nhằm nâng cao chất lượng quản trị rủi ro thanh khoản của các ngân hàng, đảm bảo sự ổn định và an toàn của hệ thống). Kết quả nghiên cứu này cũng cùng dấu với kỳ vọng ban đầu đưa ra.

Tỷ lệ lạm phát (INFt)

Tỷ lệ lạm phát có dấu cùng chiều với tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng và cùng chiều với kỳ vọng ban đầu. Như vậy, khi tỷ lệ lạm phát giảm thì tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng sẽ giảm và ngược lại. Vì khi lạm phát cao thì đồng tiền sẽ bị mất giá trị nên tỷ lệ dự phòng rủi ro sẽ tăng

5. Kết luận và kiến nghị

5.1. Kết luận

Nghiên cứu này tập trung vào mối liên hệ giữa vốn chủ sở hữu và tỷ lệ rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại và đã chứng minh được đó là mối quan hệ tác động ngược chiều. Nghiên cứu sử dụng số liệu của 21 ngân hàng thương mại Việt Nam trong 09 năm (2008 - 2017). Kết quả nghiên cứu cho thấy các yếu tố tỷ lệ dư nợ cho vay trên vốn huy động (LTD) và quy mô ngân hàng (SIZEGDP) có mối liên hệ ngược chiều với tỷ lệ rủi ro tín dụng, tỷ lệ rủi ro tín dụng năm trước và các yếu tố còn lại tác động cùng chiều đến tỷ lệ rủi ro tín dụng hiện tại. Điểm khác biệt mà từ kết quả nghiên cứu nhóm đã tìm ra được đó là khi tỷ lệ vốn tăng thì rủi ro càng tăng nhưng đến một ngưỡng nhất định nào đó thì tỷ lệ vốn lại có mối liên hệ ngược chiều với tỷ lệ rủi ro. Trong đó yếu tố tỷ lệ dự phòng rủi ro trong quá khứ là yếu tố tác động mạnh nhất đến tỷ lệ dự phòng rủi ro hiện tại. Vậy từ kết quả nghiên cứu nhóm có thể kết luận là vốn chủ sở hữu có mối quan hệ ngược chiều với tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng

Kết quả của bài nghiên cứu có sự tương đồng với các nghiên cứu của: Keeton và Morris (1987), Louzis và cộng sự (2010), Berger và cộng sự (2013), Nguyễn Thị Hồng Vinh & Lê Phan Thị Diệu Thảo (2015), TS. Nguyễn Thị Tuyết Nga (2017)

5.2. Kiến nghị

Đối với tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng trong quá khứ (LLR_{i,t-1}) Rủi ro tín dụng hiện tại chịu tác động bởi rủi ro tín dụng trong quá khứ, việc quản lý tốt rủi ro trong hiện tại sẽ giúp giảm nợ xấu trong tương lai. Với cơ cấu thu nhập từ hoạt động tín dụng của các ngân hàng luôn chiếm tỷ trọng lớn và là nguồn thu chủ yếu, áp lực tăng trưởng tín dụng ở tốc độ cao có thể dẫn đến việc chất lượng nợ suy giảm đầy nợ xấu tăng và gây tổn hại trực tiếp đến vốn chủ sở hữu của các ngân hàng. Bên cạnh những nguyên nhân khác làm nợ xấu tăng cao, áp lực tăng trưởng dư nợ của các ngân hàng là một trong những nguyên nhân chủ yếu. Ngân hàng cần kiểm soát rủi ro tín dụng; đa dạng hóa các khoản vay; Sử dụng nghiệp vụ bán nợ; Sử dụng các công cụ phái sinh; Hợp đồng hoán đổi tổng thu nhập; Hợp đồng hoán đổi tín dụng, hợp đồng quyền chọn tín dụng, hợp đồng quyền chọn trái phiếu.

Đối với tỷ lệ vốn chủ sở hữu Ngân hàng cần xác định các đòn bẩy để giảm lãng phí vốn mà không cần thay đổi mô hình kinh doanh; tối ưu hóa các nguồn vốn khan hiếm để đạt được hiệu quả trong sử dụng vốn chủ sở hữu. Như vậy, khả năng đạt mức lợi nhuận kỳ vọng cho các cổ đông ngân hàng và sự đóng góp của các ngân hàng vào phát triển kinh tế xã hội chung được đảm bảo. Ngân hàng cần cải thiện năng lực trong đánh giá đúng về mức độ an toàn của

vốn; phân bổ, quản trị vốn hiệu quả hơn và tiết kiệm vốn; đo lường hiệu quả hoạt động và quản lý dựa trên giá trị vốn chủ sở hữu.

Đối với tỷ lệ dư nợ cho vay trên vốn huy động Việc sử dụng mối quan hệ giữa cho vay và tiền gửi như một thước đo về thanh khoản dựa trên tiền đề cho rằng, tín dụng là tài sản kém linh hoạt nhất trong số các tài sản sinh lời của ngân hàng. Vì thế, khi tỷ lệ LTD tăng thì tính thanh khoản của ngân hàng giảm đi một cách tương ứng (tỷ lệ LTD là một trong những tỷ lệ thanh khoản được sử dụng khá phổ biến ở nhiều nước trong hoạt động quản lý và giám sát ngân hàng nhằm nâng cao chất lượng quản trị rủi ro thanh khoản của các ngân hàng, đảm bảo sự ổn định và an toàn của hệ thống).

Đối với quy mô ngân hàng Ngân hàng Nhà nước cần kiểm soát, giám sát quá trình mở rộng quy mô của các NHTM theo sự phát triển kinh tế; Đồng thời, linh động trong việc yêu cầu vốn pháp định tối thiểu của các NHTM. Việc bắt buộc các tổ chức tín dụng, ngân hàng phải đảm bảo yêu cầu vốn pháp định tối thiểu gây ra cuộc chạy đua tăng vốn, mở rộng quy mô làm tăng rủi ro cho các NHTM. Các NHTM cần có lộ trình phù hợp cho quá trình mở rộng quy mô của mình; kiểm soát thận trọng trong việc sử dụng đòn bẩy, đảm bảo các rủi ro gia tăng do việc mở rộng quy mô nằm trong tầm kiểm soát của ngân hàng.

Đối với tỷ lệ lạm phát Lạm phát thấp tạo điều kiện cho lãi suất giảm là tín hiệu vô cùng đáng mừng của nền kinh tế, tuy nhiên, thực tế cung và cầu vẫn chưa thể gặp nhau. Doanh nghiệp chưa thể tiếp cận được khoản vay do không đáp ứng được các tiêu chuẩn của ngân hàng. Vấn đề thiếu vốn vẫn còn và nhiều doanh nghiệp tiếp tục đối mặt với những khó khăn phía trước. Thu nhập hạn chế làm người dân thất lung, buộc bụng, luồng vốn thu hẹp làm doanh nghiệp cắt giảm quy mô sản xuất, chi tiêu công hạn chế nên đã làm giảm sức ép tăng giá. Nền kinh tế Việt Nam có đặc thù riêng, không giống các quốc gia khác trên thế giới. Lạm phát hiện tại xuống thấp nhưng vẫn bấp bênh vì nền kinh tế chưa giải quyết được căn nguyên gốc rễ của nó, bởi các chính sách đưa ra mới chỉ mang tính tình thế là chính. Bởi vậy, cần tiếp tục đẩy mạnh đổi mới mô hình kinh tế, tái cơ cấu kinh tế cùng những thể chế phù hợp.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Nguyễn Thị Hồng Vinh & Lê Phan Thị Diệu Thảo (2015). Tác động của vốn ngân hàng đến khả năng sinh lời và rủi ro tín dụng: Trường hợp các NHTM Việt Nam. Tạp chí Phát triển Kinh tế.
- [2] TS. Nguyễn Thị Tuyết Nga - Đại học Công nghiệp TP. Hồ Chí Minh (2017). Tác động của vốn chủ sở hữu đến rủi ro tín dụng tại các ngân hàng thương mại Việt Nam
- [3] Berger, A. N., & Bouwman, C. H. S. (2013). How does capital affect bank performance during financial crises? Journal of Financial Economics

SỰ TÁC ĐỘNG GIỮA CÁC YẾU TỐ TĂNG TRƯỞNG TÍN DỤNG, NỢ XẤU, DƯ NỢ CHO VAY VÀ TỶ LỆ VỐN TẠI NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI CỔ PHẦN NGOẠI THƯƠNG VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 2009 – 2017

SV: Phan Minh Chiến, Phạm Nguyễn Tuyết Nhi, Nguyễn Diệu Thảo,
Lê Phúc Gia Thịnh, Nguyễn Thị Thùy Trang.
Trường Đại Học Tài Chính - Marketing
GVHD: TS. Nguyễn Huy Hoàng

TÓM TẮT

Bài nghiên cứu đã tổng hợp các kiến thức và số liệu về tốc độ tăng trưởng của vốn chủ sở hữu, tỷ lệ tăng trưởng tín dụng, tỷ lệ nợ xấu, logarit của tổng dư nợ cho vay. Từ đó xây dựng mô hình, cụ thể là mô hình VAR trong phân tích chuỗi thời gian để kiểm định sự tác động của các yếu tố kể trên thông qua bảng số liệu thu thập được từ Ngân hàng Ngoại thương Việt Nam (Vietcombank) giai đoạn 2009 – 2016. Nghiên cứu cho thấy tốc độ tăng trưởng của vốn chủ sở hữu có tác động đến tỷ lệ nợ xấu của ngân hàng. Sự kết hợp giữa ba yếu tố tỷ lệ tăng trưởng tín dụng, tỷ lệ nợ xấu của ngân hàng và logarit của tổng dư nợ cho vay có tác động đến tốc độ tăng trưởng của vốn chủ sở hữu. Kết quả này cũng phù hợp với góc độ lý thuyết kinh tế. Dựa trên kết quả thực nghiệm đó, nghiên cứu đưa ra một số giải pháp, kiến nghị nhằm nâng cao hiệu quả tăng trưởng tín dụng trong thời gian tới.

Từ khóa: Tăng trưởng tín dụng, nợ xấu, dư nợ cho vay, tỷ lệ vốn.

1. Lý do chọn đề tài

Tăng trưởng tín dụng có vai trò rất quan trọng đối với nền kinh tế, với doanh nghiệp cũng như các NHTM. Đối với hệ thống NHTM Việt Nam, tăng trưởng tín dụng luôn là vấn đề được quan tâm hàng đầu, bởi tỷ lệ tín dụng tăng trưởng một cách hợp lý và chất lượng sẽ tạo ra nguồn thu nhập ổn định và an toàn cho ngân hàng. Do vậy, việc đánh giá sự biến động cũng như mức độ tác động của các yếu tố đến tăng trưởng tín của các ngân hàng thương mại là hết sức cần thiết để xây dựng một mức tăng trưởng hợp lý, có tác động hiệu quả đến nền kinh tế cũng như lợi nhuận của các NHTM.

Đề tài: “Nghiên cứu sự tác động giữa các yếu tố tăng trưởng tín dụng, nợ xấu, dư nợ cho vay và tỷ lệ vốn tại Ngân hàng Thương mại cổ phần Ngoại thương Việt Nam (Vietcombank) giai đoạn 2009-2017” hướng đến mục tiêu phân tích sự tăng trưởng tín dụng và sự tác động giữa các yếu tố tăng trưởng tín dụng của VCB – một trong bốn NHTM lớn nhất Việt Nam, từ đó đề xuất các kiến nghị cũng như giải pháp nhằm nâng cao hiệu quả tăng trưởng tín dụng trong thời gian tới.

2. Phương pháp nghiên cứu

Bài viết sử dụng phương pháp nghiên cứu định lượng bao gồm: phân tích và vận dụng mô hình VAR trong phân tích chuỗi thời gian để nghiên cứu tác động của các chỉ tiêu tài chính đến tỷ lệ tăng trưởng tín dụng của VCB. Ngoài ra nhóm nghiên cứu còn sử dụng các phương pháp thu thập thông tin, phương pháp phân tích và tổng hợp lý thuyết để thực hiện mục tiêu nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến tỷ lệ tăng trưởng tín dụng của VCB giai đoạn 2009 – 2017.

Mô hình vector tự hồi quy VAR (p):

$$Y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + S_t + u_t$$

Trong đó:

u_t : nhiễu trắng

$$Y_t = \begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \dots \\ y_{mt} \end{pmatrix}$$

A_j : Ma trận vuông cấp m.

$$S_t = \begin{pmatrix} S_{1t} \\ S_{2t} \\ \dots \\ S_{mt} \end{pmatrix} \text{Ma trận các yếu tố cố định}$$

$$u_t = \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \dots \\ u_{mt} \end{pmatrix}$$

3. Bảng số liệu gốc

Số liệu được nhóm nghiên cứu trích lọc trực tiếp từ các Bản báo cáo tài chính Hợp nhất cuối Quý của Ngân hàng Ngoại Thương Việt Nam (Vietcombank) các năm từ 2009 đến 2016. Trong đó:

CAP : Tốc độ tăng trưởng của Vốn chủ sở hữu. Dữ liệu dựa vào mục Tổng vốn CSH ở phần Bảng cân đối kế toán.

LGR : Tỷ lệ tăng trưởng tín dụng. Thương số giữa Tổng chỉ số cho vay năm này đối với năm trước đó.

NPL : Tỷ lệ nợ xấu của ngân hàng (nhóm 3 tới nhóm 5). Trích lọc từ Báo cáo lưu chuyển tiền tệ ở phần Cho vay khách hàng.

LOAN : Logaric của Tổng dư nợ cho vay. Tổng của Cho vay khách hàng và các tổ chức tín dụng khác ở BCDKT

Bảng số liệu:

4. Chạy mô hình và khai thác kết quả

4.1. Mô hình VAR

Ước lượng mô hình VAR với bậc p giả định (p=4)

Bảng 14. Ước lượng mô hình VAR với bậc p giả định

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/03/18 Time: 14:42

Sample (adjusted): 6/01/2010 12/01/2017

Included observations: 31 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	CAP	DNPL	LGR	LOAN
CAP(-1)	-0.043534 (0.26074) [-0.16697]	0.008789 (0.01115) [0.78828]	0.086632 (0.10088) [0.85876]	-1.944274 (1.74890) [-1.11171]
CAP(-2)	0.568873 (0.25311) [2.24755]	0.011433 (0.01082) [1.05638]	-0.000826 (0.09793) [-0.00844]	-0.204316 (1.69772) [-0.12035]
CAP(-3)	-0.167468 (0.27591) [-0.60698]	-0.004105 (0.01180) [-0.34794]	-0.241213 (0.10675) [-2.25963]	0.950062 (1.85063) [0.51337]
CAP(-4)	-0.205860 (0.27220) [-0.75629]	0.012630 (0.01164) [1.08513]	-0.105937 (0.10531) [-1.00591]	-0.424533 (1.82577) [-0.23252]
DNPL(-1)	-7.428148 (6.76897) [-1.09738]	-0.817706 (0.28944) [-2.82512]	3.772208 (2.61895) [1.44035]	7.254131 (45.4029) [0.15977]
DNPL(-2)	0.894438 (6.82367) [0.13108]	-0.523682 (0.29178) [-1.79479]	4.475127 (2.64011) [1.69505]	-19.83626 (45.7698) [-0.43339]
DNPL(-3)	8.739068 (5.27924)	-0.306002 (0.22574)	2.957316 (2.04256)	8.435570 (35.4105)

	[1.65536]	[-1.35555]	[1.44784]	[0.23822]
DNPL(-4)	0.822369 (4.74392) [0.17335]	-0.119995 (0.20285) [-0.59154]	-3.084400 (1.83545) [-1.68046]	35.06145 (31.8199) [1.10187]
LGR(-1)	-0.051179 (0.69386) [-0.07376]	-0.003274 (0.02967) [-0.11036]	-0.086105 (0.26846) [-0.32074]	2.700759 (4.65407) [0.58030]
LGR(-2)	-0.403969 (0.65153) [-0.62003]	0.042172 (0.02786) [1.51373]	-0.345758 (0.25208) [-1.37162]	1.655893 (4.37015) [0.37891]
LGR(-3)	-0.459446 (0.69607) [-0.66005]	0.004751 (0.02976) [0.15963]	-0.152961 (0.26931) [-0.56797]	-0.382645 (4.66891) [-0.08196]
LGR(-4)	0.464759 (0.61882) [0.75104]	-0.030345 (0.02646) [-1.14680]	-0.063302 (0.23943) [-0.26439]	2.628116 (4.15076) [0.63316]
LOAN(-1)	0.024454 (0.03973) [0.61544]	-0.000690 (0.00170) [-0.40600]	-0.012370 (0.01537) [-0.80468]	0.221467 (0.26651) [0.83098]
LOAN(-2)	-0.057563 (0.04203) [-1.36942]	0.000285 (0.00180) [0.15830]	-0.014719 (0.01626) [-0.90502]	0.257705 (0.28195) [0.91402]
LOAN(-3)	-0.039080 (0.04259) [-0.91768]	0.001273 (0.00182) [0.69915]	0.005919 (0.01648) [0.35925]	0.050837 (0.28565) [0.17797]
LOAN(-4)	0.001076 (0.04065) [0.02648]	-0.000480 (0.00174) [-0.27639]	0.004226 (0.01573) [0.26873]	0.075329 (0.27263) [0.27630]
C	2.423743 (1.81929) [1.33225]	-0.016885 (0.07779) [-0.21705]	0.655167 (0.70389) [0.93078]	13.02273 (12.2029) [1.06719]
R-squared	0.643765	0.792591	0.634301	0.419187
Adj. R-squared	0.236639	0.555552	0.216360	-0.244600
Sum sq. resids	0.110446	0.000202	0.016533	4.969034
S.E. equation	0.088820	0.003798	0.034365	0.595761
F-statistic	1.581244	3.343713	1.517679	0.631508
Log likelihood	43.38974	141.1065	72.82662	-15.61029
Akaike AIC	-1.702564	-8.006870	-3.601717	2.103889
Schwarz SC	-0.916184	-7.220490	-2.815337	2.890270
Mean dependent	0.046216	-0.000619	0.043399	33.30800
S.D. dependent	0.101659	0.005697	0.038820	0.534019
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.68E-11		
Determinant resid covariance		6.99E-13		
Log likelihood		257.8755		
Akaike information criterion		-12.25003		
Schwarz criterion		-9.104513		

Ước lượng độ trễ p phù hợp

Var: VAR01 Workfile: VCB::Vcb\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Stats Impulse Resids

VAR Lag Exclusion Wald Tests
Date: 04/03/18 Time: 19:49
Sample: 3/01/2009 12/01/2017
Included observations: 31

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
Numbers in [] are p-values

	CAP	DNPL	LGR	LOAN	Joint
Lag 1	2.165601 [0.705332]	15.61267 [0.003585]	5.458969 [0.243360]	2.286270 [0.683270]	38.59401 [0.001244]
Lag 2	6.685074 [0.153496]	12.95721 [0.011487]	10.51931 [0.032532]	1.516914 [0.823641]	31.08844 [0.013111]
Lag 3	5.205563 [0.266848]	3.015450 [0.555243]	7.676202 [0.104186]	0.652510 [0.957054]	32.44219 [0.008754]
Lag 4	1.234111 [0.872451]	2.255068 [0.688961]	7.375661 [0.117319]	1.620181 [0.805161]	32.64201 [0.008240]
df	4	4	4	4	16

Hình 5. Ước lượng độ trễ p phù hợp

Chọn Lag cao nhất tương ứng có p-values của cột Joint vẫn nhỏ hơn mức ý nghĩa α (0.05).
Ta có: Lag 4 \Leftrightarrow Joint \sim 0,008240 < 0.05 Do đó chúng ta chọn độ trễ p phù hợp là 4.

Ước lượng VAR với p phù hợp

Bảng 15. Ước lượng VAR với p phù hợp

Vector Autoregression Estimates
Date: 04/04/18 Time: 13:34
Sample (adjusted): 6/01/2010 12/01/2017
Included observations: 31 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

	CAP	DNPL	LGR	LOAN
CAP(-1)	-0.043534 (0.26074) [-0.16697]	0.008789 (0.01115) [0.78828]	0.086632 (0.10088) [0.85876]	-1.944274 (1.74890) [-1.11171]
CAP(-2)	0.568873 (0.25311) [2.24755]	0.011433 (0.01082) [1.05638]	-0.000826 (0.09793) [-0.00844]	-0.204316 (1.69772) [-0.12035]
CAP(-3)	-0.167468 (0.27591) [-0.60698]	-0.004105 (0.01180) [-0.34794]	-0.241213 (0.10675) [-2.25963]	0.950062 (1.85063) [0.51337]
CAP(-4)	-0.205860 (0.27220) [-0.75629]	0.012630 (0.01164) [1.08513]	-0.105937 (0.10531) [-1.00591]	-0.424533 (1.82577) [-0.23252]
DNPL(-1)	-7.428148 (6.76897) [-1.09738]	-0.817706 (0.28944) [-2.82512]	3.772208 (2.61895) [1.44035]	7.254131 (45.4029) [0.15977]

DNPL(-2)	0.894438 (6.82367) [0.13108]	-0.523682 (0.29178) [-1.79479]	4.475127 (2.64011) [1.69505]	-19.83626 (45.7698) [-0.43339]
DNPL(-3)	8.739068 (5.27924) [1.65536]	-0.306002 (0.22574) [-1.35555]	2.957316 (2.04256) [1.44784]	8.435570 (35.4105) [0.23822]
DNPL(-4)	0.822369 (4.74392) [0.17335]	-0.119995 (0.20285) [-0.59154]	-3.084400 (1.83545) [-1.68046]	35.06145 (31.8199) [1.10187]
LGR(-1)	-0.051179 (0.69386) [-0.07376]	-0.003274 (0.02967) [-0.11036]	-0.086105 (0.26846) [-0.32074]	2.700759 (4.65407) [0.58030]
LGR(-2)	-0.403969 (0.65153) [-0.62003]	0.042172 (0.02786) [1.51373]	-0.345758 (0.25208) [-1.37162]	1.655893 (4.37015) [0.37891]
LGR(-3)	-0.459446 (0.69607) [-0.66005]	0.004751 (0.02976) [0.15963]	-0.152961 (0.26931) [-0.56797]	-0.382645 (4.66891) [-0.08196]
LGR(-4)	0.464759 (0.61882) [0.75104]	-0.030345 (0.02646) [-1.14680]	-0.063302 (0.23943) [-0.26439]	2.628116 (4.15076) [0.63316]
LOAN(-1)	0.024454 (0.03973) [0.61544]	-0.000690 (0.00170) [-0.40600]	-0.012370 (0.01537) [-0.80468]	0.221467 (0.26651) [0.83098]
LOAN(-2)	-0.057563 (0.04203) [-1.36942]	0.000285 (0.00180) [0.15830]	-0.014719 (0.01626) [-0.90502]	0.257705 (0.28195) [0.91402]
LOAN(-3)	-0.039080 (0.04259) [-0.91768]	0.001273 (0.00182) [0.69915]	0.005919 (0.01648) [0.35925]	0.050837 (0.28565) [0.17797]
LOAN(-4)	0.001076 (0.04065) [0.02648]	-0.000480 (0.00174) [-0.27639]	0.004226 (0.01573) [0.26873]	0.075329 (0.27263) [0.27630]
C	2.423743 (1.81929) [1.33225]	-0.016885 (0.07779) [-0.21705]	0.655167 (0.70389) [0.93078]	13.02273 (12.2029) [1.06719]
R-squared	0.643765	0.792591	0.634301	0.419187
Adj. R-squared	0.236639	0.555552	0.216360	-0.244600
Sum sq. resids	0.110446	0.000202	0.016533	4.969034
S.E. equation	0.088820	0.003798	0.034365	0.595761
F-statistic	1.581244	3.343713	1.517679	0.631508
Log likelihood	43.38974	141.1065	72.82662	-15.61029
Akaike AIC	-1.702564	-8.006870	-3.601717	2.103889
Schwarz SC	-0.916184	-7.220490	-2.815337	2.890270
Mean dependent	0.046216	-0.000619	0.043399	33.30800
S.D. dependent	0.101659	0.005697	0.038820	0.534019
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.68E-11		
Determinant resid covariance		6.99E-13		
Log likelihood		257.8755		
Akaike information criterion		-12.25003		
Schwarz criterion		-9.104513		

Ước lượng độ trễ p^* tối ưu

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	187.4538	NA	8.51e-11	-11.83573	-11.65070*	-11.77541*
1	202.7497	25.65758	9.01e-11	-11.79030	-10.86515	-11.48872
2	224.1788	30.41554*	6.72e-11*	-12.14057	-10.47529	-11.59773
3	237.0008	14.89008	9.60e-11	-11.93554	-9.530138	-11.15144
4	257.8755	18.85458	9.66e-11	-12.25003*	-9.104513	-11.22467

* 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

Hình 6. Ước lượng độ trễ tối ưu

Bảng kết quả trên cho thấy p^* tối ưu là 2. Do tại Lag 2 có nhiều tiêu chuẩn được đánh dấu * nhất như LR, FPE

Ước lượng VAR với p^* tối ưu đã chọn là 2

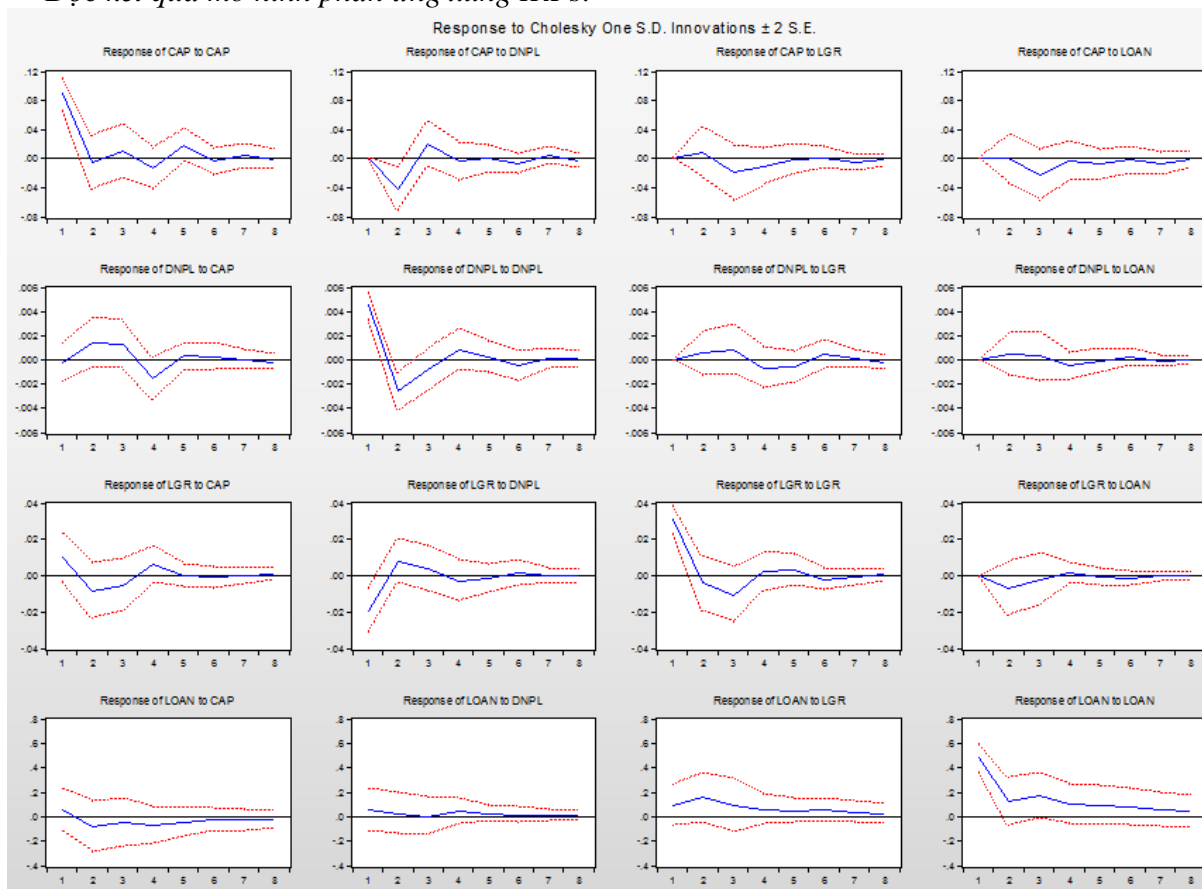
Bảng 16. Ước lượng VAR với độ trễ tối ưu

Vector Autoregression Estimates
 Date: 04/04/18 Time: 13:36
 Sample (adjusted): 12/01/2009 12/01/2017
 Included observations: 33 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	CAP	DNPL	LGR	LOAN
CAP(-1)	-0.112660 (0.19843) [-0.56776]	0.012657 (0.01007) [1.25651]	-0.069146 (0.08415) [-0.82173]	-1.488808 (1.10832) [-1.34330]
CAP(-2)	0.308910 (0.19316) [1.59922]	0.021183 (0.00981) [2.16029]	-0.075400 (0.08191) [-0.92048]	-0.685724 (1.07890) [-0.63558]
DNPL(-1)	-8.187202 (3.88256) [-2.10871]	-0.529941 (0.19710) [-2.68873]	1.583099 (1.64646) [0.96152]	20.22802 (21.6859) [0.93277]
DNPL(-2)	-2.753765 (4.05068) [-0.67983]	-0.293907 (0.20563) [-1.42929]	0.270504 (1.71775) [0.15748]	-10.01899 (22.6248) [-0.44283]
LGR(-1)	0.292301 (0.57745) [0.50619]	0.014629 (0.02931) [0.49906]	-0.088412 (0.24488) [-0.36105]	4.199923 (3.22531) [1.30218]
LGR(-2)	-0.314939 (0.55517) [-0.56728]	0.027384 (0.02818) [0.97165]	-0.278221 (0.23543) [-1.18177]	1.197641 (3.10087) [0.38623]

LOAN(-1)	-0.000538 (0.03574) [-0.01507]	0.000914 (0.00181) [0.50393]	-0.014968 (0.01516) [-0.98760]	0.252182 (0.19962) [1.26330]
LOAN(-2)	-0.034401 (0.03457) [-0.99509]	0.001151 (0.00175) [0.65593]	-0.003526 (0.01466) [-0.24053]	0.338810 (0.19309) [1.75465]
C	1.185845 (1.25424) [0.94547]	-0.073877 (0.06367) [-1.16030]	0.684322 (0.53188) [1.28661]	13.52092 (7.00548) [1.93005]
R-squared	0.387012	0.504931	0.252602	0.372095
Adj. R-squared	0.182683	0.339908	0.003469	0.162794
Sum sq. resids	0.190702	0.000491	0.034294	5.949384
S.E. equation	0.089140	0.004525	0.037801	0.497887
F-statistic	1.894060	3.059763	1.013923	1.777795
Log likelihood	38.20860	136.5669	66.51823	-18.55684
Akaike AIC	-1.770218	-7.731330	-3.485953	1.670112
Schwarz SC	-1.362080	-7.323192	-3.077815	2.078250
Mean dependent	0.047247	-0.000733	0.043645	33.26561
S.D. dependent	0.098600	0.005570	0.037867	0.544144
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.63E-11		
Determinant resid covariance		1.02E-11		
Log likelihood		230.3519		
Akaike information criterion		-11.77890		
Schwarz criterion		-10.14635		

Đọc kết quả mô hình phản ứng xung IRFs:



Hình 7. Mô hình phản ứng xung IRFs

Đọc bảng phân rã phương sai VDF:

Bảng 17. Bảng phân rã phương sai VDF

Variance Decomposition of CAP:

Period	S.E.	DNPL	CAP	LGR	LOAN
1	0.005615	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.006230	18.76974	79.07340	0.401981	1.754880
3	0.006333	20.65216	76.00296	0.383942	2.960929
4	0.006357	20.52922	75.78295	0.735393	2.952432
5	0.006363	20.62602	75.63709	0.758143	2.978743
6	0.006364	20.64340	75.60199	0.758986	2.995626
7	0.006364	20.64338	75.59848	0.762262	2.995880
8	0.006364	20.64408	75.59693	0.762484	2.996506

Variance Decomposition of DNPL:

Period	S.E.	DNPL	CAP	LGR	LOAN
1	0.088015	98.69124	1.308756	0.000000	0.000000
2	0.099959	90.40530	6.808203	1.298744	1.487752
3	0.102409	87.48690	8.560618	2.486274	1.466209
4	0.102982	87.45129	8.524938	2.568255	1.455513
5	0.103097	87.41180	8.552678	2.565114	1.470411
6	0.103123	87.38253	8.572153	2.575077	1.470238
7	0.103130	87.38133	8.572287	2.576198	1.470183
8	0.103131	87.38110	8.572403	2.576150	1.470352

Variance Decomposition of LGR:

Period	S.E.	DNPL	CAP	LGR	LOAN
1	0.037269	32.63933	3.163549	64.19712	0.000000
2	0.039305	31.64630	7.054717	57.87234	3.426644
3	0.039673	31.08135	8.050484	57.42422	3.443944
4	0.039779	31.39757	8.008677	57.13134	3.462413
5	0.039800	31.40237	8.026370	57.07141	3.499844
6	0.039805	31.39498	8.037439	57.06676	3.500824
7	0.039806	31.39781	8.037062	57.06359	3.501536
8	0.039806	31.39786	8.037135	57.06290	3.502106

Variance Decomposition of LOAN:

Period	S.E.	DNPL	CAP	LGR	LOAN
1	0.501453	4.065210	0.020526	5.239415	90.67485
2	0.567475	4.882704	1.258089	7.096888	86.76232
3	0.584034	5.820880	1.251797	6.984554	85.94277
4	0.587960	5.806438	1.236413	6.976499	85.98065
5	0.589057	5.821180	1.249114	6.995493	85.93421
6	0.589348	5.833369	1.248786	6.993884	85.92396
7	0.589420	5.833307	1.248579	6.993959	85.92415
8	0.589440	5.833662	1.248754	6.994218	85.92337

Cholesky Ordering: CAP DNPL LGR LOAN

Kiểm định nhân quả Granger:

Bảng 18. Kiểm định nhân quả Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 04/03/18 Time: 14:37

Sample: 3/01/2009 12/01/2017

Included observations: 34

Dependent variable: CAP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
----------	--------	----	-------

DNPL	3.254001	1	0.0712
LGR	0.402418	1	0.5258
LOAN	0.939356	1	0.3324
All	10.08591	3	0.0178

Dependent variable: DNPL

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CAP	4.514215	1	0.0336
LGR	0.869336	1	0.3511
LOAN	0.760200	1	0.3833
All	5.078274	3	0.1662

Dependent variable: LGR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CAP	2.017445	1	0.1555
DNPL	0.934090	1	0.3338
LOAN	1.581696	1	0.2085
All	3.448365	3	0.3275

Dependent variable: LOAN

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CAP	0.973510	1	0.3238
DNPL	0.291253	1	0.5894
LGR	0.263454	1	0.6078
All	1.053269	3	0.7884

**Kiểm định một số khuyết tật mô hình:
Kiểm định tự tương quan:**

VAR Residual Serial Correlation LM T...
 Null Hypothesis: no serial correlation ...
 Date: 04/04/18 Time: 13:47
 Sample: 3/01/2009 12/01/2017
 Included observations: 33

Lags	LM-Stat	Prob
1	21.61792	0.1560
2	14.95198	0.5282
3	12.84681	0.6839
4	21.45080	0.1618

Probs from chi-square with 16 df.

Hình 8. Kiểm định LM

Mục đích của kiểm định Auto Correlation LM Test là nhằm phát hiện ra xem mô hình VAR có xảy ra tự tương quan bậc 3 hay không.

Đặt giả thuyết như sau:

H0: Mô hình VAR không xảy ra tự tương quan bậc 3

H1: Mô hình VAR xảy ra tự tương quan bậc 3

So sánh giá trị p_value với mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$, ta có:

$\alpha = 0.05 < \text{Prob} = 0,1618$ nên chưa có cơ sở bác bỏ H0.

Kết luận: Với mức ý nghĩa 5%, mô hình gốc không xảy ra tự tương quan bậc 3.

Kiểm định phương sai thay đổi:

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
 Date: 04/04/18 Time: 14:01
 Sample: 3/01/2009 12/01/2017
 Included observations: 33

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
172.0575	160	0.2436

Individual components:

Dependent	R-squared	F(16,16)	Prob.	Chi-sq(16)	Prob.
res1*res1	0.725087	2.637518	0.0304	23.92788	0.0911
res2*res2	0.835932	5.095032	0.0011	27.58575	0.0354
res3*res3	0.429596	0.753143	0.7113	14.17667	0.5856
res4*res4	0.139286	0.161826	0.9996	4.596446	0.9974
res2*res1	0.477113	0.912460	0.5716	15.74474	0.4709
res3*res1	0.665487	1.989422	0.0899	21.96108	0.1445
res3*res2	0.665474	1.989308	0.0899	21.96066	0.1445
res4*res1	0.406145	0.683913	0.7721	13.40279	0.6431
res4*res2	0.278040	0.385118	0.9675	9.175313	0.9060
res4*res3	0.294905	0.418248	0.9546	9.731852	0.8803

Hình 9. Kiểm định White

Mục đích của kiểm định White là nhằm phát hiện ra xem mô hình VAR có phương sai sai số thay đổi hay không:

Ta đặt giả thuyết như sau:

H0: Mô hình VAR không có phương sai sai số thay đổi

H1: Mô hình VAR có phương sai sai số thay đổi

So sánh mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$ với giá trị p_value, ta có:

$\alpha=0.05 < \text{Prob} = 0,2436$ nên chưa có cơ sở bác bỏ H0.

Kết luận: Với mức ý nghĩa 5%, mô hình gốc không có phương sai sai số thay đổi.

Output kết quả của mô hình:

Estimation Output:

Bảng 19. Estimation Output

Vector Autoregression Estimates				
Date: 04/04/18 Time: 13:45				
Sample (adjusted): 12/01/2009 12/01/2017				
Included observations: 33 after adjustments				
Standard errors in () & t-statistics in []				
	CAP	DNPL	LGR	LOAN
CAP(-1)	-0.112660 (0.19843) [-0.56776]	0.012657 (0.01007) [1.25651]	-0.069146 (0.08415) [-0.82173]	-1.488808 (1.10832) [-1.34330]
CAP(-2)	0.308910 (0.19316) [1.59922]	0.021183 (0.00981) [2.16029]	-0.075400 (0.08191) [-0.92048]	-0.685724 (1.07890) [-0.63558]
DNPL(-1)	-8.187202 (3.88256) [-2.10871]	-0.529941 (0.19710) [-2.68873]	1.583099 (1.64646) [0.96152]	20.22802 (21.6859) [0.93277]
DNPL(-2)	-2.753765 (4.05068) [-0.67983]	-0.293907 (0.20563) [-1.42929]	0.270504 (1.71775) [0.15748]	-10.01899 (22.6248) [-0.44283]
LGR(-1)	0.292301 (0.57745) [0.50619]	0.014629 (0.02931) [0.49906]	-0.088412 (0.24488) [-0.36105]	4.199923 (3.22531) [1.30218]
LGR(-2)	-0.314939 (0.55517) [-0.56728]	0.027384 (0.02818) [0.97165]	-0.278221 (0.23543) [-1.18177]	1.197641 (3.10087) [0.38623]
LOAN(-1)	-0.000538 (0.03574) [-0.01507]	0.000914 (0.00181) [0.50393]	-0.014968 (0.01516) [-0.98760]	0.252182 (0.19962) [1.26330]
LOAN(-2)	-0.034401 (0.03457) [-0.99509]	0.001151 (0.00175) [0.65593]	-0.003526 (0.01466) [-0.24053]	0.338810 (0.19309) [1.75465]
C	1.185845 (1.25424) [0.94547]	-0.073877 (0.06367) [-1.16030]	0.684322 (0.53188) [1.28661]	13.52092 (7.00548) [1.93005]
R-squared	0.387012	0.504931	0.252602	0.372095
Adj. R-squared	0.182683	0.339908	0.003469	0.162794
Sum sq. resids	0.190702	0.000491	0.034294	5.949384
S.E. equation	0.089140	0.004525	0.037801	0.497887
F-statistic	1.894060	3.059763	1.013923	1.777795
Log likelihood	38.20860	136.5669	66.51823	-18.55684
Akaike AIC	-1.770218	-7.731330	-3.485953	1.670112

Schwarz SC	-1.362080	-7.323192	-3.077815	2.078250
Mean dependent	0.047247	-0.000733	0.043645	33.26561
S.D. dependent	0.098600	0.005570	0.037867	0.544144
<hr/>				
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.63E-11		
Determinant resid covariance		1.02E-11		
Log likelihood		230.3519		
Akaike information criterion		-11.77890		
Schwarz criterion		-10.14635		

Estimation Proc:

```

Var: UNTITLED  Workfile: VCB::Vcb\
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Stats Impulse Resids
Estimation Proc:
=====
LS 1 1 DNPL CAP LGR LOAN @ C

VAR Model:
=====
DNPL = C(1,1)*DNPL(-1) + C(1,2)*CAP(-1) + C(1,3)*LGR(-1) + C(1,4)*LOAN(-1) + C(1,5)
CAP = C(2,1)*DNPL(-1) + C(2,2)*CAP(-1) + C(2,3)*LGR(-1) + C(2,4)*LOAN(-1) + C(2,5)
LGR = C(3,1)*DNPL(-1) + C(3,2)*CAP(-1) + C(3,3)*LGR(-1) + C(3,4)*LOAN(-1) + C(3,5)
LOAN = C(4,1)*DNPL(-1) + C(4,2)*CAP(-1) + C(4,3)*LGR(-1) + C(4,4)*LOAN(-1) + C(4,5)

VAR Model - Substituted Coefficients:
=====
DNPL = -0.500566587598*DNPL(-1) + 0.0227408185646*CAP(-1) - 0.0298934838536*LGR(-1) +
0.00159140589025*LOAN(-1) - 0.0543092633299

CAP = -6.04444959387*DNPL(-1) - 0.118761500039*CAP(-1) + 0.318832658537*LGR(-1) -
0.0277315223816*LOAN(-1) + 0.951187683851

LGR = 1.37130277264*DNPL(-1) - 0.100913312729*CAP(-1) + 0.0068430279641*LGR(-1) -
0.0152374101338*LOAN(-1) + 0.556156507039

LOAN = 10.3028233332*DNPL(-1) - 0.943192440275*CAP(-1) + 1.46977380617*LGR(-1) +
0.474760745194*LOAN(-1) + 17.4729721663

```

Hình 10. Estimation Proc

4.2. Mô hình VECM

Do mô hình tồn tại các biến LGR, LOAN, CAP là các biến có tính dừng. Do đó nhóm nghiên cứu không sử dụng mô hình vector hiệu chỉnh sai số VECM.

5. Kết quả mô hình

Từ kết quả mô hình ta thấy:

Tốc độ tăng trưởng của vốn chủ sở hữu có tác động đến tỷ lệ nợ xấu của ngân hàng. Sự kết hợp giữa ba yếu tố tỷ lệ tăng trưởng tín dụng, tỷ lệ nợ xấu của ngân hàng và logarit của tổng dư nợ cho vay có tác động đến tốc độ tăng trưởng của vốn chủ sở hữu.

Xét theo góc độ các lý thuyết kinh tế, kết quả thu được từ mô hình là phù hợp. Cụ thể:

Ở cấp độ của Ngân hàng Nhà nước, những chính sách mang nặng tính chủ quan, hành chính như Nghị định 141 về tăng vốn điều lệ cũng góp phần không nhỏ hình thành tình trạng nợ xấu ở ngân hàng thương mại. Cứ mỗi đồng vốn chủ sở hữu bỏ ra thì ngân hàng huy động thêm trung bình 15 – 20 đồng từ các nguồn vốn khác để đảm bảo hiệu quả tài chính cho chủ sở hữu (ROE). Tăng vốn điều lệ nhanh chóng dẫn đến sức ép tương ứng trong việc làm đẹp báo cáo tài chính, huy động tiền gửi và cho vay dẫn đến tình trạng hình thành hàng loạt sai phạm nghiêm trọng của các cá nhân, tổ chức trong lĩnh vực tài chính, ngân hàng; từ việc tăng vốn ảo, tăng huy động và dư nợ ảo đến những khoản chi ngoài lãi suất chăm sóc khách hàng, những vi phạm trong quá trình xét duyệt tín dụng... Do áp lực cạnh tranh trong hội nhập kinh

tế quốc tế, nhu cầu vay của khách hàng ngày càng tăng, những biến động kinh tế dẫn đến khả năng làm xuất hiện thêm nhiều loại rủi ro,...ngân hàng buộc phải gia tăng vốn chủ sở hữu để tăng cường khả năng tự bảo vệ, duy trì và gia tăng lòng tin của công chúng.

6.Kiến nghị đề xuất

Ngoài việc theo đuổi các giải pháp ngắn hạn như tháo gỡ vướng mắc trong vay vốn giữa doanh nghiệp và ngân hàng hay xem xét điều chỉnh lãi suất của các khoản vay cũ, Ngân hàng nên tập trung vào các giải pháp mang tính dài hạn theo hướng trọng cung nhằm thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và duy trì lạm phát ở mức thấp, qua đó giúp khu vực doanh nghiệp mở rộng năng lực sản xuất, tăng năng suất lao động, quay trở lại ngân hàng để vay tín dụng.

Khu vực doanh nghiệp nhà nước hoạt động kém hiệu quả nhưng lại chiếm tỉ trọng tín dụng lớn nhất trong nền kinh tế được xem là cội nguồn cản trở sự phát triển năng động của toàn bộ nền kinh tế. Đẩy mạnh tái cơ cấu khu vực doanh nghiệp nhà nước chính là chìa khóa cho sự thành công của chính sách trọng cung.

Xử lý nợ xấu của nền kinh tế cần được đẩy mạnh hơn nữa. Cuối cùng, khuyến khích doanh nghiệp đầu tư cho phát triển công nghệ và giáo dục để tăng tỉ lệ đóng góp của nhân tố năng suất tổng hợp (TFP) trong GDP là giải pháp không bao giờ thừa.

Ngoài ra cũng cần tập trung đẩy mạnh nguồn vốn tín dụng để cho vay tiêu dùng; xây dựng mỗi đoàn kết từ nội bộ ban lãnh đạo đến các phòng chuyên môn và các phòng giao dịch; có cơ chế ưu đãi đối với khách hàng mới; khen thưởng cán bộ, nhân viên hoàn thành tốt nhiệm vụ..., tập trung chỉ đạo các TCTD tiếp tục thực hiện các giải pháp nhằm chia sẻ khó khăn, hỗ trợ doanh nghiệp và hộ sản xuất phát triển sản xuất, kinh doanh., các TCTD còn chú trọng thực hiện công tác kiểm soát chất lượng hoạt động tín dụng; thực hiện cho vay, cơ cấu lại thời hạn trả nợ, phân loại tín dụng, trích lập và sử dụng dự phòng rủi ro theo đúng quy định của pháp luật... nhằm góp phần nâng cao chất lượng tín dụng

Các Ngân hàng cũng cần tiếp tục triển khai quyết liệt các giải pháp mà NHNN và các TCTD đã thực hiện trong thời gian qua; tiếp tục hoàn thiện cơ chế, chính sách tín dụng làm cơ sở để các TCTD đẩy mạnh hoạt động tín dụng phục vụ phát triển kinh tế- xã hội.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Báo cáo tài chính Ngân hàng TMCP Ngoại thương Việt Nam. (2018, 03). Được truy lục từ Vietstock: <http://finance.vietstock.vn/VCB/tai-tai-lieu.htm>
- [2] Nguyễn Xuân Thành. (2015). Kinh tế lượng cơ sở: Chuỗi thời gian trong kinh tế lượng. *Chương trình Giảng dạy Kinh tế Fulbright*.
- [3] Những yếu tố tác động đến tăng trưởng tín dụng ngân hàng thương mại Việt Nam. (2017). *Báo Diễn đàn Doanh nghiệp*.
- [4] PGS.TS Nguyễn Huy Hoàng. (2018). *Slide bài giảng Kinh tế lượng tài chính: chuỗi thời gian, lưu hành nội bộ*. Trường Đại Học Tài Chính - Marketing.

CÁC YẾU TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN LỢI NHUẬN CÁC NHTM TẠI VIỆT NAM

SV: Phan Minh Chiến, Phạm Nguyễn Tuyết Nhi, Nguyễn Diệu Thảo,

Lê Phúc Gia Thịnh, Nguyễn Thị Thùy Trang

Đại học Tài Chính Marketing

GVHD: TS. NGUYỄN HUY HOÀNG

TS. NGUYỄN TUẤN DUY

TÓM TẮT

Bài viết sử dụng mô hình hồi quy bảng để đo lường các yếu tố tác động đến lợi nhuận tại các ngân hàng TMCP Việt Nam

Từ khóa: nợ xấu, Fool, Fem, Rem, Fgls

1. Giới thiệu

Sự hiểu biết về các yếu tố quyết định lợi nhuận của ngân hàng là điều vô cùng quan trọng đối với sự ổn định của nền kinh tế. Từ vấn đề được nêu trên, việc nghiên cứu, phân tích, xem xét một cách khoa học về lý luận, phương pháp khoa học để từ đó có những đề xuất giải pháp nhằm nâng cao lợi nhuận hoạt động ngành Ngân hàng là quan trọng và cần thiết. Nhóm tác giả tiến hành kiểm định trên mẫu dữ liệu từ 24 NHTM Việt Nam trong giai đoạn 2009 đến 2016 nhằm làm sáng tỏ câu hỏi nghiên cứu: “Các yếu tố tác động đến lợi nhuận các NHTM tại Việt Nam” nhằm đáp ứng nhu cầu thực tiễn về nâng cao tăng trưởng lợi nhuận cho các NHTM Việt Nam.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Các chỉ tiêu phản ánh lợi nhuận

Tỷ suất sinh lời trên doanh thu (ROS – Return On Sales) là một tỷ số tài chính dùng để theo dõi tình hình sinh lợi của công ty cổ phần. Nó phản ánh quan hệ giữa lợi nhuận ròng dành cho cổ đông và doanh thu của công ty. Tỷ suất này càng lớn thì hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp càng cao.

$$ROS = \frac{\text{Lợi nhuận sau thuế}}{\text{Doanh thu}}$$

Tỷ suất sinh lợi trên vốn đầu tư (ROI - Return On Investment) là chỉ số đo dòng tiền được tạo ra hoặc bị tổn thất do đầu tư. Dùng để đánh giá thành công của công ty (dự án) so với vốn đầu tư bỏ ra.

$$ROI = \frac{\text{Lãi ròng} + \text{lãi sau thuế}}{\text{Tổng tài sản}}$$

Lợi nhuận trên cổ phiếu thường (EPS – Earning Per Share) là phần lợi nhuận được phân bổ cho mỗi cổ phần thường đang được lưu hành trên thị trường.

$$EPS = \frac{\text{Thu nhập ròng} - \text{cổ tức cổ phiếu ưu đãi}}{\text{Số cổ phiếu bình quân đang lưu hành}}$$

Lãi cận biên ròng (NIM - Net Interest Margin) là chênh lệch tiền lãi phát sinh bởi tài sản sinh lời của Ngân hàng và các khoản chi phí (tiền lãi trả cho người gửi tiền).

$$NIM = \frac{\text{tổng doanh thu từ lãi} - \text{tổng chi phí từ lãi}}{\text{tổng tài sản bình quân}}$$

Trong đó hai hệ số tài chính ROA và ROE được dùng để nghiên cứu chính nhằm đánh giá, đo lường lợi nhuận của NHTM.

ROE (Return On Equity – Tỷ lệ Lợi nhuận ròng trên Vốn chủ sở hữu): Chỉ tiêu so sánh giữa lợi nhuận ròng với vốn chủ sở hữu bình quân của ngân hàng.

$$ROE = \frac{\text{Lợi nhuận sau thuế}}{\text{Tổng Vốn Chủ sở hữu}}$$

Ý nghĩa: một đồng vốn chủ sở hữu tạo ra bao nhiêu đồng lợi nhuận. Chỉ tiêu này cho thấy hiệu quả hoạt động kinh doanh của ngân hàng, khả năng sinh lời trên một đồng vốn chủ sở hữu.

ROA (Return On Asset – Tỷ lệ Lợi nhuận ròng trên Tổng tài sản): Chỉ tiêu so sánh giữa lợi nhuận thuần với tổng tài sản bình quân.

$$ROA = \frac{\text{Lợi nhuận sau thuế}}{\text{Tổng Tài sản}}$$

Ý nghĩa: Một đồng Tài sản Có (tổng TÀI SẢN) tạo ra bao nhiêu đồng lợi nhuận. Chỉ tiêu này cho thấy chất lượng của công tác quản lý tài sản Có (tích sản). Tài sản Có sinh lời càng lớn thì hệ số nói trên càng lớn

2.2. Tổng quan các nghiên cứu trước

2.2.1. Tình hình nghiên cứu trong nước

Các công trình nghiên cứu trong nước nhìn chung còn khá là ít về mặt số lượng, tuy nhiên xét về góc độ tiếp cận và phương pháp nghiên cứu cũng không kém phần đa dạng.

Có thể kể đến là nghiên cứu của Nguyễn Việt Hùng (2008) sử dụng phương pháp phi tham số DEA đo lường hiệu quả hoạt động 32 NHTM Việt Nam giai đoạn 2001 - 2005 với ba biến đầu vào gồm chi phí trả lương cho nhân viên, tư bản, tổng vốn huy động, biến đầu ra bao gồm thu từ lãi và thu ngoài lãi. Tác giả sử dụng phương pháp DEA kết hợp chỉ số Malmquist với mô hình hàm sản xuất biên ngẫu nhiên, sau đó hồi quy với Tobit, kết quả nghiên cứu cho thấy các yếu tố như: tài sản của ngân hàng, tỷ lệ cho vay trên tỷ lệ tiền gửi, tỷ suất sinh lời trên tài sản, tỷ lệ nợ xấu, chi phí... có ảnh hưởng đến hiệu quả kinh doanh của các NHTM trong giai đoạn đó.

Một số nghiên cứu định lượng về đo lường hiệu quả hoạt động của các NHTM như:

Nghiên cứu của Bùi Duy Phú (2002) đánh giá hiệu quả hoạt động của NHTM qua hàm sản xuất và hàm chi phí, tuy nhiên hạn chế của nghiên cứu này là chỉ đơn thuần xác định hàm chi phí và ước lượng trực tiếp hàm chi phí này để tìm ra các tham số của mô hình, do vậy mà không thể tách được phần phi hiệu quả trong hoạt động của ngân hàng.

Nghiên cứu của Nguyễn Thị Việt Anh (2004) ước lượng các nhân tố phi hiệu quả cho ngân hàng Nông nghiệp và phát triển nông thôn Việt Nam đã sử dụng phương pháp hàm biên ngẫu nhiên (Stochastic Frontier Function) và ước lượng dưới dạng hàm chi phí Cobb-Douglas, tuy nhiên hạn chế cơ bản của nghiên cứu này đó là chỉ định dạng hàm.

2.2.2. Tình hình nghiên cứu ngoài nước:

Rất nhiều tác giả đã lấy chủ đề “Các yếu tố ảnh hưởng đến lợi nhuận của NHTM” làm đề tài nghiên cứu của mình, trong đó có nhiều đề tài tiêu biểu như sau: Gwahula Raphael (2013) đã sử dụng phương pháp DEA để đánh giá hiệu quả hoạt động của các NHTM tại Tanzania trong giai đoạn bảy năm 2005-2011. Ông cho rằng, trong nền kinh tế thị trường thì ngân hàng đóng vai trò là một trung gian tài chính dẫn vốn tác giả lựa chọn các biến đầu vào bao gồm: lao động, khấu hao, chi phí hoạt động, chi phí tài chính; biến đầu ra là dư nợ và giá trị của các khoản đầu tư. Kết quả cho thấy quy mô ngân hàng, thu nhập ngoài lãi, tỷ lệ an toàn vốn và nợ xấu đều có tác dụng trực tiếp cùng chiều hoặc ngược chiều làm ảnh hưởng trực tiếp đến lợi nhuận, đồng thời cũng làm ảnh hưởng tới hiệu quả hoạt động của các Ngân hàng.

Chang-Sheng Liao (2009) ước lượng hiệu quả và sự thay đổi hiệu quả của các ngân hàng Đài Loan giai đoạn 2002 - 2004 bằng phương pháp DEA. Từ đó rút ra kết luận, quy mô hoạt động của Ngân hàng cũng tác động trực tiếp đến lợi nhuận, hiệu quả hoạt động của Ngân hàng.

Olena Havrylchyk (2006) sử dụng phương pháp DEA để ước lượng hiệu quả của các ngân hàng Ba Lan từ năm 1998 - 2000. Tác giả kết luận rằng, hiệu quả hoạt động của các ngân hàng trong nước và ngoài nước là khác nhau. Ngoài ra, các khoản nợ, chất lượng nhân viên cũng ảnh hưởng trực tiếp tới hiệu quả hoạt động, lợi nhuận của Ngân hàng.

Paolo Coccorese và Alfonso Pellecchia (2010) đã dùng phương pháp SCP cùng với các mô hình: OLS, ALS, Battese - Coelli, hồi quy Logistic và mô hình Tobit để kiểm định thuyết “Quite Life”, từ đó đưa ra kết luận sức mạnh thị trường có tác động mạnh mẽ đến hiệu quả hoạt động ngành ngân hàng nghiên cứu tại hệ thống ngân hàng Italia.

Nghiên cứu của Hirofumi Uchida, Yoshiro Tsuitsui (2005) đã sử dụng mô hình MVR, 3SLS cũng đi đến kết luận để cho thấy rằng các ngân hàng ở thành thị có sức cạnh tranh cao hơn hẳn sau năm 1995.

William (2012) sử dụng mô hình SFA, 2SLS và Tobit để phân tích mối quan hệ giữa sức mạnh thị trường và tính hiệu quả của các ngân hàng ở Mỹ Latinh cũng cho thấy rằng hiệu quả hoạt động của các ngân hàng và lợi nhuận của ngân hàng đều bị chịu sự tác động mạnh mẽ của thị trường.

3. Phương pháp nghiên cứu

Trước đây từng có một số nghiên cứu trên thế giới về đo lường hiệu quả hoạt động kinh doanh của các ngân hàng mà các nghiên cứu chủ yếu chia các yếu tố tác động thành các biên nội bộ ngân hàng và các biên vĩ mô. Bám sát nghiên cứu về bộ dữ liệu của 22 ngân hàng tại Việt Nam giai đoạn 2009-2016 với mô hình nghiên cứu bao gồm biến phụ thuộc ROA, ROE và 8 biến độc lập khác

Mô hình như sau :

$$(ROE_{it}, ROA_{it}) = \beta_0 + \beta_1 CIR_{it} + \beta_2 EQASS_{it} + \beta_3 LOAN_{it} + \beta_4 LLP_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 GDP_t + \beta_7 INF_t + \beta_8 DEPO_{it} + \epsilon_{it}$$

Trong đó:

Biến phụ thuộc: Theo các nghiên cứu của Alper, A dan Anbar, A. (2011), Syafri (2012), Ong Tze San và Teh Boon Heng (2013), Trịnh Quốc Trung và Nguyễn Văn Sang (2013), một số nghiên cứu khác trong và ngoài nước, tỷ suất sinh lợi trên tổng tài sản (ROA) và tỷ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu (ROE) được sử dụng nhiều nhất để lượng hóa lợi nhuận của các NHTM. Do đó tác giả chọn hai chỉ tiêu này để đo lường lợi nhuận của các NHTM Việt Nam

ROE_{it} : tỷ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu của Ngân hàng i, thời gian t

Lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE) là tỷ lệ thu nhập ròng trên tổng vốn chủ sở hữu (Fraker, 2006). Đo lường hiệu quả đem lại lợi nhuận cho mỗi đơn vị cổ phần của cổ đông (Rose, 2002). ROE cho thấy việc sử dụng vốn đầu tư hiệu quả như thế nào để tạo ra tăng trưởng lợi nhuận. ROE giữa 15% và 20% được xem là hấp dẫn.

ROA_{it} : tỷ suất sinh lợi trên tổng tài sản của Ngân hàng i, thời gian t

ROA là tỷ lệ giữa lợi nhuận ròng trên tổng tài sản theo Rose (2002), đo lường lợi nhuận thu được trên mỗi đồng tài sản, phản ánh cách quản lý ngân hàng cũng như sử dụng các nguồn lực của ngân hàng để tạo ra lợi nhuận (Alkssim, 2005).

ROA có thể được sử dụng để chỉ ra hiệu quả của việc quản lý Ngân hàng trong việc chuyển đổi tài sản thành doanh thu (Goddard và cộng sự, 2004). Theo Rivard và Thomas (1997) cho rằng ROA là biện pháp tốt nhất cho lợi nhuận của Ngân hàng, do ROA không bị tác động bởi các nhân tố vốn chủ sở hữu cao. Golin (2001) đã chứng minh rằng ROA là thước đo quan trọng nhất cho lợi nhuận Ngân hàng

Biến độc lập

CIR_{i,t} hiệu quả chi phí hoạt động/tổng thu nhập hoạt động của Ngân hàng i, thời gian t

EQASS_{i,t} vốn chủ sở hữu/tổng tài sản của Ngân hàng i, thời gian t

LOAN_{i,t} tổng dư nợ cho vay/tổng tài sản của Ngân hàng i, thời gian t

LLP_{i,t} dự phòng rủi ro tín dụng/tổng dư nợ cho vay của Ngân hàng i, thời gian t

SIZE_{i,t} tổng tài sản của Ngân hàng i, thời gian t

GDP_t tăng trưởng tổng sản phẩm quốc nội Việt Nam

INF_t lạm phát Việt Nam

DEPO_{i,t} doanh số huy động/tổng tài sản của Ngân hàng i, thời gian t

β₀ hệ số chặn

ε_i sai số hồi quy

Bảng 20. Tóm tắt các biến trong mô hình nghiên cứu

Tên biến	Cách tính	Kỳ vọng
Suất sinh lợi vốn chủ sở hữu(ROE)	Lợi nhuận sau thuế/Vốn chủ sở hữu	
Suất sinh lợi trên tổng tài sản (ROA)	Lợi nhuận sau thuế/Tổng tài sản	

Hiệu quả chi phí hoạt động (CIR)	Chi phí hoạt động/Thu nhập hoạt động	-
Tỷ lệ vốn chủ sở hữu (EQASS)	Vốn chủ sở hữu/Tổng tài sản	+
Tỷ lệ dư nợ cho vay (LOAN)	Dư nợ cho vay/Tổng tài sản	+
Dự phòng rủi ro tín dụng (LLP)	Dự phòng rủi ro tín dụng/Tổng dư nợ	-
Quy mô (SIZE)	Logarit Tổng tài sản	+
Tăng trưởng kinh tế (GDP)	Tỷ lệ tăng trưởng GDP	+
Lạm phát (INF)	Tỷ lệ lạm phát	+
Tiền gửi (DEPO)	Doanh số huy động/ Tổng tài sản	+

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ các nghiên cứu liên quan

4. Phân tích kết quả

4.1 Thống kê mô tả

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ROA	184	.0097212	.0086701	.0003	.0704
ROE	184	.0999123	.0697514	.0007533	.424776
CIR	184	.5113634	.1499954	.0093823	.9891133
LOAN	184	.5568166	.1245807	.1982446	.816383
SIZE	184	7.905064	.4869119	6.873812	9.002772
GDP	184	.0594125	.0055616	.0525	.0678
INF	184	.06795	.0541553	.0063	.1813
DEPO	184	.7465748	.0877535	.5364712	.8961147
EQASS	184	.1005481	.0437267	.0417375	.2553888
LLP	184	.011551	.0112857	0	.1139

Bảng 4.1 Thống kê mô tả

Số mẫu quan sát cho toàn bộ dữ liệu là 1472 quan sát, mỗi biến gồm 184 quan sát trên tổng số 24 NHTM với số liệu được lấy trong 8 năm (2009-2016). Xem xét cả về thời gian lẫn không gian, kết quả thống kê mô tả cho thấy sự biến động rất lớn giữa các ngân hàng. Điều này được minh chứng bằng sự chênh lệch rất lớn giữa giá trị nhỏ nhất và giá trị lớn nhất của tất cả các mẫu và cũng được minh chứng qua giá trị độ lệch chuẩn của các biến khá cao. Cụ thể như sau:

Biến phụ thuộc ROA có giá trị cao nhất 0.0704 là tổng hợp của Ngân hàng Nam Á năm 2012. Giá trị nhỏ nhất 0.0003 là tổng hợp của Ngân hàng Xuất nhập khẩu năm 2015. Giá trị trung bình của ROA trong mẫu nghiên cứu 0.0097212. Độ lệch chuẩn 0.0086701. ROA của các ngân hàng trong mẫu biến động khá chênh lệch nhau.

Biến phụ thuộc ROE có giá trị cao nhất 0.424776 là tổng hợp của Ngân hàng Nam Á năm 2013. Giá trị thấp nhất 0.0007533 là tổng hợp của Ngân hàng Nam Việt năm 2012. Giá trị trung bình của ROE trong mẫu nghiên cứu 0.0999123. Độ lệch chuẩn 0.0697514. ROE của các ngân hàng trong mẫu biến động khá chênh lệch nhau.

CIR có giá trị cao nhất 0.9891133 là tổng hợp của Ngân hàng Nam Á năm 2012. Giá trị thấp nhất 0.0093823 là tổng hợp của Ngân hàng Hàng Hải năm 2010. Giá trị trung bình của CIF trong mẫu nghiên cứu 0.5113634. Độ lệch chuẩn 0.1499954. CIF của các ngân hàng trong mẫu biến động khá chênh lệch nhau.

EQASS có giá trị cao nhất 0.2553888 là tổng hợp của Ngân hàng Kiên Long năm 2010. Giá trị thấp nhất 0.0417375 là tổng hợp của Ngân hàng BIDV năm 2009. Giá trị trung bình của EQASS trong mẫu nghiên cứu 0.1005481. Độ lệch chuẩn 0.0437267. EQASS của các ngân hàng trong mẫu biến động khá mạnh.

LOAN có giá trị cao nhất 0.816383 là tổng hợp của Ngân hàng Sài Gòn Công Thương năm 2009. Giá trị thấp nhất 0.1982446 là tổng hợp của Ngân hàng Đông Nam Á năm 2011. Giá trị trung bình của LOAN trong mẫu nghiên cứu 0.5568166. Độ lệch chuẩn 0.1245807. LOAN của các ngân hàng trong mẫu biến động khá mạnh.

LLP có giá trị cao nhất 0.1139 là tổng hợp của Ngân hàng Hàng Hải năm 2014. Giá trị thấp nhất 0.0000 là tổng hợp của Ngân hàng Việt Á năm 2011. Giá trị trung bình của LLP trong mẫu nghiên cứu 0.011551. Độ lệch chuẩn 0.0112857. LLP của các ngân hàng trong mẫu biến động khá ít.

SIZE có giá trị cao nhất 9.002772 là tổng hợp của Ngân hàng BIDV năm 2016. Giá trị thấp nhất 6.873812 là tổng hợp của Ngân hàng Kiên Long năm 2009. Giá trị trung bình của SIZE trong mẫu nghiên cứu 7.905064. Độ lệch chuẩn 0.4869119. SIZE của các ngân hàng trong mẫu biến động khá mạnh.

GDP có giá trị cao nhất 0.0678 năm 2015. Giá trị thấp nhất 0.0525 năm 2009. Giá trị trung bình 0.0594125. Độ lệch chuẩn 0.0055616. GDP có độ biến động khá ít.

INF có giá trị cao nhất 0.1813 năm 2008. Giá trị thấp nhất 0.0063 năm 2015. Giá trị trung bình 0.06795. Độ lệch chuẩn 0.0541553 cho thấy INF có độ biến động khá lớn.

DEPO có giá trị cao nhất 0.8961147 là tổng hợp của Ngân hàng Sài Gòn Hà Nội năm 2009. Giá trị thấp nhất 0.5364712 là tổng hợp của Ngân hàng Bưu điện Liên Việt năm 2009. Giá trị trung bình của DEPO trong mẫu nghiên cứu 0.7465748. Độ lệch chuẩn 0.0877535. DEPO của các ngân hàng trong mẫu biến động khá mạnh.

Ma trận hệ số tương quan

Bảng 3 thể hiện ma trận hệ số tương quan giữa các biến phụ thuộc (ROA, ROE) và các biến độc lập (CIR, EQASS, LOAN, LLP, SIZE, GDP, INF, DEPO). Ở bảng này, tất cả các hệ số tương quan của các biến đều dưới 0,75; không có tương quan lớn giữa các biến phụ thuộc và biến độc lập trong nghiên cứu này.

Bảng 21. Ma trận hệ số tương quan

	ROA	ROE	CIR	LOAN	SIZE	GDP	INF	DEPO	EQASS	LLP
ROA	1.0000									
ROE	0.7433	1.0000								
CIR	-0.2377	-0.4545	1.0000							
LOAN	-0.0476	-0.0978	-0.0438	1.0000						
SIZE	-0.2308	0.2274	-0.1292	0.1335	1.0000					
GDP	-0.1240	-0.0344	-0.0854	-0.0168	0.1204	1.0000				
INF	0.3550	0.3725	-0.2877	-0.3349	-0.1516	-0.0716	1.0000			
DEPO	-0.3035	-0.2361	0.0579	0.2032	0.0941	0.1249	-0.4124	1.0000		
EQASS	0.4215	-0.1379	-0.0712	0.1402	-0.7175	-0.1278	0.1333	-0.2353	1.0000	
LLP	-0.1311	-0.1355	-0.0341	0.0108	0.1265	-0.0010	-0.2272	-0.0184	0.0120	1.0000

Kết quả hồi quy

Nghiên cứu tiến hành thực hiện phân tích hồi quy dữ liệu bảng, thực hiện các kiểm định tự tương quan, phương sai sai số thay đổi. Nếu mô hình xuất hiện hiện tượng phương sai thay đổi, tự tương quan thì sử dụng mô hình FGLS (Feasible Generalized Least Squares).

Sau đó nghiên cứu sẽ tiến hành kiểm tra tính vững của mô hình bằng cách thực hiện hồi quy theo trình tự mô hình mà nghiên cứu này kế thừa (Mô hình của Chowdhury và Rasid - 2015).

Kiểm định đa cộng tuyến

Hiện tượng đa cộng tuyến xảy ra khi các biến độc lập trong mô hình có tương quan tuyến tính mạnh với nhau. Để xem xét mô hình có hiện tượng đa cộng tuyến hay không, ta sử dụng các giá trị Variance Inflation Factor.

Kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến bằng hệ số phóng đại phương sai VIF ở bảng 3 có giá trị lớn nhất là 2.85. Theo kết quả hệ số VIF có giá trị trung bình là 1.67. Đồng thời các hệ số phóng đại phương sai VIF của các biến độc lập đều nhỏ hơn 10. Đây là dấu hiệu cho biết không xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến trong mô hình ước lượng.

Bảng 22. Hệ số VIF (Variance Inflation Factor)

Variable	VIF	1/VIF
EQASS	2.85	0.350765
SIZE	2.74	0.364676
INF	1.62	0.617544
LOAN	1.40	0.714085
DEPO	1.37	0.730144
CIR	1.24	0.807651
LLP	1.13	0.884430
GDP	1.04	0.957968
Mean VIF	1.67	

Kiểm định biến phụ thuộc - biến lợi nhuận ROE

Biến phụ thuộc ROE qua thực hiện kiểm định F test p-value = 0.0000 cho thấy mô hình FEM thích hợp hơn mô hình POOLED OLS. Thực hiện kiểm định Hausman test, p-value = 0.9911 cho thấy mô hình REM thích hợp hơn mô hình FEM.

Thực hiện kiểm định Breusch-Pagan Lagrangian đối với mô hình REM xem có bị phương sai sai số thay đổi không, có p-value = 0.0000, cho thấy mô hình bị hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Ngoài ra, thực hiện kiểm định tự tương quan bằng kiểm định Wooldridge có p-value = 0.0000, cho thấy mô hình bị hiện tượng tự tương quan.

Bảng 23. Tổng hợp kết quả hồi quy với biến phụ thuộc ROE

Biến	pooledROE	femROE	remROE
CIR	-0.180*** [-5.77]	-0.173*** [-5.21]	-0.180*** [-6.01]
LOAN	-0.0129 [-0.32]	-0.0232 [-0.44]	-0.0175 [-0.39]
SIZE	0.0241* [1.68]	0.00404 [0.15]	0.0167 [0.95]
GDP	-0.856 [-1.11]	-0.690 [-0.96]	-0.803 [-1.19]
INF	0.246** [2.49]	0.187** [2.02]	.208** [2.34]
DEPO	-0.132** [-2.36]	-0.180*** [-3.19]	-0.169*** [-3.18]
EQASS	-0.181 [-1.11]	-0.290* [-1.67]	-0.251 [-1.55]
LLP	-0.791** [-1.99]	-1.012** [-2.46]	-0.955** [-2.47]
N	184	184	184
R-sq	0.362	0.378	
F test		0.0000	
Kiểm định Hausman			0.9911
Kiểm định Breusch-Pagan			0.0000
Kiểm định Wooldridge			0.0000

(* mức ý nghĩa 10%; ** mức ý nghĩa 5%; *** mức ý nghĩa 1%)

Để khắc phục các khuyết tật mô hình, tác giả dùng mô hình FGLS để khắc phục hiện tượng phương sai thay đổi và tự tương quan.

Biến	fglsROE
CIR	-0.265*** [-12.29]
LOAN	-0.0227 [-0.86]
SIZE	0.00759 [0.81]
GDP	-0.819** [-2.29]
INF	0.133*** [2.60]
DEPO	-0.0885*** [-2.84]
EQASS	-0.480*** [-5.18]
LLP	-1.101*** [-3.73]
N	184
R-sq	
F test	
Kiểm định Hausman	
Kiểm định Breusch-Pagan	
Kiểm định Wooldridge	

Bảng 24. Kiểm định FGLS ROE

(* mức ý nghĩa 10%; ** mức ý nghĩa 5%; *** mức ý nghĩa 1%)

Kiểm định biến phụ thuộc - biến lợi nhuận ROA

Biến phụ thuộc ROA qua thực hiện kiểm định F test p-value = 0.0062 cho thấy mô hình FEM thích hợp hơn mô hình POOLED OLS. Thực hiện kiểm định Hausman test, p-value = 0.9963 cho thấy mô hình REM thích hợp hơn mô hình FEM.

Thực hiện kiểm định Breusch-Pagan Lagrangian đối với mô hình REM xem có bị phương sai sai số thay đổi không, có p-value = 0.0000, cho thấy mô hình bị hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Ngoài ra, thực hiện kiểm định tự tương quan bằng kiểm định Wooldridge có p-value = 0.0062, cho thấy mô hình bị hiện tượng tự tương quan.

Bảng 25. Tổng hợp kết quả hồi quy mô hình với biến phụ thuộc ROA

Biến	pooledROA	femROA	remROA
CIR	-0.00787* [-1.96]	-0.00837* [-1.90]	-0.00846** [-2.15]
LOAN	-0.00441 [-0.86]	-0.00121 [-0.17]	-0.00270 [-0.46]
SIZE	0.00305* [1.66]	0.00143 [0.40]	0.00243 [1.10]
GDP	-0.108 [-1.09]	-0.0876 [-0.92]	-0.0999 [-1.12]
INF	0.0288** [2.27]	0.0246** [2.01]	0.0260** [2.21]
DEPO	-0.0102 [-1.42]	-0.0168** [-2.25]	-0.0149** [-2.12]
EQASS	0.0967*** [4.64]	0.0900*** [3.90]	0.0919*** [4.34]
LLP	-0.0950* [-1.96]	-0.105* [-1.90]	-0.101** [-2.15]

	[-1.87]	[-1.93]	[-1.99]
N	184	184	184
R-sq	0.322	0.348	
F test		0.0062	
Kiểm định Hausman			0.9963
Kiểm định Breusch-Pagan			0.0000
Kiểm định Wooldridge			0.0062

(* mức ý nghĩa 10%; ** mức ý nghĩa 5%; *** mức ý nghĩa 1%)

Để khắc phục các khuyết tật mô hình, tác giả dùng mô hình FGLS để khắc phục hiện tượng phương sai thay đổi và tự tương quan.

Biến	fglsROA
CIR	-0.0209*** [-9.24]
LOAN	-0.00297 [-1.05]
SIZE	0.000722 [0.68]
GDP	-0.0699* [-1.96]
INF	0.00996* [1.92]
DEPO	-0.00339 [-1.12]
EQASS	0.0517*** [4.45]
LLP	-0.0866*** [-2.88]
N	184
R-sq	
F test	
Kiểm định Hausman	
Kiểm định Breusch-Pagan	
Kiểm định Wooldridge	

Bảng 26. Kiểm định FGLS ROA

(* mức ý nghĩa 10%; ** mức ý nghĩa 5%; *** mức ý nghĩa 1%)

4.2.Thảo luận kết quả nghiên cứu

4.2.1.Thảo luận kết quả hồi quy

Kết quả hồi quy cho thấy:

Qua nhiều lần hồi quy với các kỹ thuật hồi quy khác nhau, kết quả hồi quy vẫn khá ổn định và tương đồng với nhau. Kết quả hồi quy cho phép khẳng định với ROA và ROE cụ thể như sau:

Có 6 biến (CIR, GDP, INF, DEPO, EQASS, LLP) có tác động đến ROE với giá trị thống kê lần lượt là 1%, 5%, 1%, 1%, 1%, 1%

Có 2 biến (LOAN, SIZE) không tác động đến ROE.

Các biến tác động lên ROE cũng đồng thời tác động lên ROA, ngoại trừ biến DEPO không có tác động lên ROA.

Các biến tác động lên lợi nhuận ROA lần lượt là CIR, GDP, INF, EQASS, LLP với giá trị thống kê lần lượt là 1%, 10%, 10%, 1%, 1%

Kết quả hồi quy trên được xem là đáng tin cậy hơn cả vì đây là kết quả hồi quy dựa trên mô hình FGLS đã khắc phục được mọi khuyết tật trong 4 mô hình, do đó kết quả hồi quy thu được từ FGLS có độ tin cậy cao nhất.

Hiệu quả chi phí hoạt động (CIR)

Biến chi phí hoạt động tác động nghịch biến lên ROA và ROE với mức ý nghĩa 1%. Thực tiễn Việt Nam cho thấy các ngân hàng có quy mô nhỏ và kém hiệu quả trong việc quản lý chi phí hoạt động như NCB, VietAbank, SHB, MDB có tỷ lệ chi phí hoạt động trên tổng thu nhập khá cao từ 74-90%. Các ngân hàng hiệu quả trong việc quản lý chi phí hoạt động tốt như ngân hàng BIDV, Vietcombank, Kien Long bank, MB bank có tỷ lệ chi phí hoạt động từ 25-40%. Trong đó, chi phí nhân viên chiếm gần 50% so với tổng chi phí hoạt động. Trong bối cảnh hoạt động kinh doanh khó khăn, chi phí hoạt động của các ngân hàng ngày một tăng cao, lợi nhuận sụt giảm. Trước yêu cầu gia tăng lợi nhuận, các ngân hàng phải tinh giản bộ máy, tái cơ cấu, cắt giảm nhân sự diễn ra mạnh mẽ. SHB cắt giảm mạnh 666 nhân sự chỉ trong ba tháng còn 4.256 người so với 4.922 người đầu năm 2014. Tương tự, nhằm tinh giản bộ máy nhân sự, năm 2013 ACB giảm 1.115 người.

Như vậy chỉ tiêu này cho ta thấy khả năng hoạt động của các ngân hàng. Ngân hàng nào đang hoạt động hiệu quả, ngân hàng nào đang rơi vào tình trạng thua lỗ, ngân hàng nào đang đứng trước nguy cơ thua lỗ. Chính vì vậy các ngân hàng cần đánh giá kịp thời để có biện pháp phù hợp để quản lý hiệu quả chi phí hoạt động để tránh rơi vào tình trạng hoạt động kém hiệu quả.

Vốn chủ sở hữu (EQASS)

Biến Vốn chủ sở hữu tác động nghịch biến lên ROE với mức ý nghĩa 1% và tác động đồng biến lên ROA với mức ý nghĩa 1%. Điều này được giải thích do $ROE = ROA * 1 / (\text{Vốn CSH} / \text{Tổng TS})$. ROE giảm từ việc giảm sử dụng nợ hay đòn bẩy của các ngân hàng.

Tình hình thực tế của Việt Nam trong giai đoạn này nghiên cứu các ngân hàng tăng vốn rất mạnh do buộc phải tăng vốn điều lệ lên 3.000 tỷ theo Nghị định 141/2006/NĐ-CP của Chính phủ. Cho nên các ngân hàng chủ yếu tập trung vào các biện pháp tăng vốn rất nhanh, tốc độ tăng lợi nhuận không theo kịp tốc độ tăng của vốn chủ sở hữu. Thêm vào đó, theo thông tư 19/2010/TT-NHNN thì tỷ lệ an toàn vốn tối thiểu (CAR) quy định tăng từ 8% lên 9% nhằm nâng cao năng lực tài chính và đảm bảo an toàn cho hệ thống ngân hàng điều này đã hạn chế lợi nhuận của các ngân hàng. Năm 2013, tỷ lệ an toàn vốn của các ngân hàng thương mại đạt trung bình là 13.68% cao hơn nhiều so với quy định 8%, trong đó có một số ngân hàng đạt CAR khá cao như KienLongbank, MDB, TPbank

Dự phòng rủi ro tín dụng (LLP)

Biến LLP có tác động nghịch biến lên ROE với mức ý nghĩa 1% và lên ROA cũng với mức ý nghĩa 1%. Kết quả từ mô hình phân tích hồi quy của các biến cho thấy trong các yếu tố ảnh hưởng đến lợi nhuận thì yếu tố dự phòng rủi ro tín dụng có tác động đến lợi nhuận ngân hàng nhiều nhất. ngân hàng có nợ xấu cao sẽ trích lập nhiều dự phòng hơn, làm giảm lợi nhuận. Trong giai đoạn này, nợ xấu của các ngân hàng tăng cao, trước áp lực xử lý nợ xấu các ngân hàng phải trích lập dự phòng rủi ro tín dụng nhiều hơn khiến cho lợi nhuận các ngân hàng bị giảm. Lợi nhuận sau thuế ngân hàng Quốc tế (VIB) năm 2013 sau khi tổng hợp còn 52 tỷ đồng, chưa bằng 1/10 năm 2012. Năm 2014 Eximbank trích lập dự phòng rủi ro là 869 tỷ đồng, cao gần gấp 3 lần so với năm 2013 và tương đương 93% lợi nhuận thuần từ hoạt động kinh doanh của ngân hàng. SHB cũng trích lập dự phòng 638 tỷ đồng. Các ngân hàng thương mại lớn cũng không nằm ngoài cuộc khi BIDV trích lập dự phòng rủi ro tín dụng là 7,084 tỷ, chiếm 53% lợi nhuận thuần từ hoạt động kinh doanh. Vietcombank tăng mạnh 30% số trích lập dự phòng so với năm trước. ACB trích lập dự phòng rủi ro chiếm gần 45% lợi nhuận thuần từ hoạt động kinh doanh. Sang năm 2015, VPBank đã trích lập 3,278 tỷ đồng cao gấp 3.4 lần so với năm 2014. Dự phòng rủi ro của Sacombank năm 2015 cũng tăng gấp 2 lần so với năm

2014 khiến cho lợi nhuận của ngân hàng bị ảnh hưởng nặng nề. Đặc biệt Eximbank chi phí dự phòng rủi ro gần 1,400 tỷ chiếm 95% lợi nhuận thuần.

Tốc độ tăng trưởng (GDP)

Biến GDP có tác động nghịch biến lên ROE với mức ý nghĩa 5% và lên ROA với mức ý nghĩa 10%. Điều này ngược với kỳ vọng ban đầu của nghiên cứu. Nguyên nhân của sự tương quan ngược dấu này là bởi trong giai đoạn kinh tế suy thoái năm 2008-2010, Chính phủ tung ra gói kích thích kinh tế được sử dụng trong chương trình hỗ trợ lãi suất cho vay làm cho hoạt động tín dụng tăng trưởng mạnh, nguồn thu từ lãi của các NH tăng cao kéo theo lợi nhuận của các ngân hàng tăng mạnh. Năm 2011, trước tình hình lạm phát tăng cao. Khi NHNN kiềm chế lạm phát trước tình hình lạm phát tăng cao năm 2011, tốc độ tăng trưởng giảm. Cùng với đó, hệ thống ngân hàng bộc lộ nhiều yếu kém, yêu cầu tập trung vào việc xử lý nợ xấu, hạn chế mở rộng quy mô nên làm cho lợi nhuận của các ngân hàng giảm. Trong giai đoạn 2008-2010 tín dụng tăng trưởng mạnh gấp 5-6 lần GDP, tín dụng tăng trưởng mạnh thiếu bền vững làm cho nợ xấu tăng mạnh khiến các ngân hàng gia tăng trích lập rủi ro khiến cho lợi nhuận giảm mạnh.

Lạm phát (INF)

Biến INF có tác động đồng biến lên ROE với mức ý nghĩa 1% và lên ROA với mức ý nghĩa 10%. Lạm phát tăng, các ngân hàng thương mại tăng lãi suất cho vay cao hơn lãi suất tiền gửi điều này làm tăng lợi nhuận của ngân hàng. Điều đó cho thấy các ngân hàng Việt Nam đã có những chính sách lãi suất phù hợp, tăng lãi suất cho vay kịp thời trong khi lãi suất huy động có kỳ hạn trước đó chưa đến kỳ hạn do đó làm tăng chênh lệch giữa lãi suất huy động và cho vay làm cho lợi nhuận tăng trong giai đoạn nghiên cứu.

Tiền gửi (DEPO)

Biến tiền gửi có tác động nghịch biến lên ROE với mức ý nghĩa 1% nhưng không tác động lên ROA.

5. Kết luận

Nhóm các yếu tố: Chi phí hoạt động/ thu nhập (CIR), Dự phòng rủi ro tín dụng/tổng dư nợ (LLP) có tác động ngược chiều đến lợi nhuận Ngân hàng. Ngược lại thì nhóm các yếu tố: Vốn chủ sở hữu/tổng tài sản (EQASS), Dư nợ cho vay/tổng tài sản (LOAN), Logarit tổng tài sản (SIZE), tăng trưởng kinh tế (GDP), Lạm phát (INF), Số dư huy động/ tổng tài sản (DEPO) lại có tác động cùng chiều đến lợi nhuận Ngân hàng

Ảnh hưởng mạnh nhất : LLP

Dự phòng rủi ro tín dụng là biến có ảnh hưởng mạnh nhất đến tình hình kinh doanh của các NHTM trong quan sát. Nguyên nhân chính là do NHTM đã giảm phần lợi nhuận đáng kể để trích lập dự phòng rủi ro tín dụng để đảm bảo sự an toàn cho nghiệp vụ mang lại lợi tức cao nhất trong một NHTM.

Vì biến phụ thuộc LLP mang ý nghĩa chủ chốt để duy trì khả năng cho vay của các NHTM và dự phòng rủi ro tín dụng là một công cụ để phòng ngừa rủi ro hiệu quả, đem đến một sự an toàn nhất định cho hoạt động kinh doanh của các NHTM. Dự phòng rủi ro tín dụng cho thấy nó chính là yếu tố có ảnh hưởng lớn nhất đến lợi nhuận của các NHTM trong nghiên cứu

Ảnh hưởng yếu nhất : CIR

Cách sử dụng hiệu quả chi phí hoạt động thực chất có ảnh hưởng đến Lợi nhuận của NHTM. Nhưng biến CIR chỉ thực sự ảnh hưởng khi tình hình kinh tế vĩ mô trở nên khó khăn hoặc bộ máy quản lý của NHTM có nhiều thiếu sót và không chặt chẽ.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Nguyễn Đăng Dờn (Chủ biên). (2011). *Nghiệp vụ Ngân hàng Thương mại*. TP HCM: Nhà xuất bản đại học quốc gia TP HCM.
- [2] Từ Đình Liên. (2017). Các yếu tố tác động đến lợi nhuận các Ngân hàng Thương mại Việt Nam. *Luận văn thạc sĩ*.
- [3] Trịnh Quốc Trung, & Nguyễn Văn Sang. (2013). Các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của các Ngân hàng Thương mại Việt Nam. *Tạp chí công nghệ Ngân hàng, Số 85/tháng 04*, 11-15.

ÁP DỤNG VALUE AT RISK ĐỂ QUẢN TRỊ DANH MỤC ĐẦU TƯ TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

SV: Nguyễn Quốc Bình Nguyễn – Đại học Kinh tế Quốc dân
Phí Sơn Tùng Năm, Lăng Đức Khải, Lăng Hoàng Lâm - Học viện Tài Chính
Nguyễn Khánh Huyền - Đại học Ngoại Thương Hà Nội
Trần Hoàng Anh - Trường Đại học Colby
GVHD: TS. Nguyễn Thị Thúy Quỳnh
ThS. Vũ Thị Thúy Nga

TÓM TẮT

Thị trường chứng khoán Việt Nam đang trải qua giai đoạn “tăng trưởng nóng”, các nhà đầu tư đang phải đối mặt với nhiều rủi ro không lường trước được. Việc lượng hóa rủi ro nhằm dự phòng cho những rủi ro có thể xảy ra là vô cùng cần thiết. Value at Risk (VaR) là một công cụ đo lường rủi ro hiệu quả cho một danh mục đầu tư. Vì vậy nhóm nghiên cứu muốn sử dụng VaR và các công cụ VaR để đo lường tổn thất lớn nhất cho một danh mục, từ đó tìm ra mức tỷ trọng các tài sản trong danh mục sao cho VaR nhỏ nhất. Danh mục nhóm nghiên cứu sử dụng được mô phỏng theo danh mục của quỹ VF4 (31/12/2017) trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Từ khóa: VaR, DMĐT, VaR cận biên, VaR thành phần, VaR gia tăng

1. Giới thiệu

Từ rất sớm, đã có rất nhiều nhà đầu tư (NĐT) và nhà nghiên cứu nói về rủi ro nhưng chưa có một thước đo cụ thể nào về rủi ro. Mãi đến năm 1938, Macaulay là người đầu tiên đề xuất phương pháp đánh giá rủi ro của lãi suất trái phiếu thông qua thời gian đáo hạn bình quân (Duration). Phương pháp này giúp tính toán kỳ hạn hoàn vốn trung bình của trái phiếu.

Năm 1952, Markowitz với lý thuyết xây dựng danh mục đầu tư (DMĐT) của mình đã chỉ ra rằng phương sai của mức sinh lời rất có ý nghĩa khi dùng làm thước đo rủi ro. Trong đó, rủi ro được định nghĩa là sự dao động giữa tỷ suất sinh lời (TSSL) thực tế so với TSSL kỳ vọng và được đo bằng độ lệch chuẩn của TSSL kỳ vọng.

Năm 1963, William Sharpe mở ra bước ngoặt cho sự phát triển của thị trường tài chính với mô hình nghiên cứu về định giá tài sản vốn (CAPM), trong đó ông đã nhấn mạnh β (beta) có thể dùng để đo lường rủi ro của một tài sản trong mối tương quan với các tài sản khác trong DMĐT. Cụ thể, beta đo lường biến động TSSL của một tài sản với TSSL của DMĐT thị trường, beta càng lớn rủi ro của một tài sản càng cao. Năm 1966, Fama và French đưa ra mô hình ba nhân tố, cho rằng TSSL của một DMĐT phụ thuộc vào 3 yếu tố: Yếu tố thị trường, yếu tố quy mô công ty và yếu tố tỷ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường. Từ năm 1998, khi các hậu quả khủng hoảng tài chính tiền tệ mới nhất bắt đầu phơi bày các lỗi của thị trường, người ta chú ý đến mô hình ba nhân tố của Fama và đưa thêm các nhân tố mới. Vấn đề nảy sinh từ mô hình CAPM và đa nhân tố là các nhà quản lý rủi ro đã có một công cụ xác định mối quan hệ giữa lợi nhuận và rủi ro, phát triển công cụ đó trong một mục đích tìm ra mức rủi ro hợp lý của DMĐT.

Năm 1973, mô hình Black-Scholes về định giá quyền chọn được giới thiệu, các thước đo rủi ro quyền chọn cũng được đưa ra như: Delta đo lường độ nhạy của một quyền chọn với một sự thay đổi nhỏ trong giá trị của tài sản cơ sở; Gamma đo lường độ biến động của Delta đối với một sự thay đổi trong giá trị tài sản cơ sở; Vega phản ánh mức biến động giá của quyền chọn khi có một sự thay đổi về mức độ biến động (volatilities) giá tài sản cơ sở; Theta đo lường mức độ thay đổi của giá quyền chọn khi thời gian tới ngày đáo hạn giảm đi một ngày. Tuy nhiên, việc sử dụng các thước đo nhạy cảm xuất hiện nhiều vấn đề cả về lý thuyết lẫn thực tế. Đầu tiên là việc các mô hình khác nhau được định lượng bởi các thước đo khác nhau, điều này ngăn cản sự so sánh và tổng hợp các rủi ro ở các lĩnh vực đầu tư khác nhau. Thậm chí ngay cả trong cùng một mô hình, các thước đo cũng không có tính chất cộng dồn. Và các thước đo độ nhạy không tính đến mức độ biến động và tương quan khác nhau của các nhân tố rủi ro.

Điều này đã dẫn đến sự ra đời của một loạt các hệ thống và phương pháp định lượng, so sánh và tổng hợp rủi ro gắn kết với các mô hình và DMĐT khác nhau như: giá trị chịu rủi ro (Value at Risk), thước đo tín nhiệm, rủi ro tín dụng, phân bổ ngân quỹ cho rủi ro... Trong đó, đáng chú ý nhất là thước đo giá trị chịu rủi ro Value at Risk (VaR). VaR giúp các tổ chức tài chính và các nhà đầu tư hình dung được mức độ tổn thất lớn nhất mà họ sẽ phải gánh chịu trong thời gian nắm giữ một tài sản hoặc một danh mục.

VaR bắt đầu được giới tài chính nói đến nhiều từ sau những vụ bê bối tài chính lớn vào đầu những năm 90, điển hình như các vụ bê bối của quận Cam (Orange County), của Ngân hàng Barings, Metallgesellschaft, công ty chứng khoán Daiwa... Người ta cho rằng, những cuộc khủng hoảng này đều bắt nguồn từ sự yếu kém trong công tác quản lý và giám sát rủi ro, mà hậu quả của nó là sự thất thoát nhiều tỷ đô la Mỹ. VaR đặc biệt trở nên thông dụng hơn sau cuộc khủng hoảng tài chính ở châu Á năm 1997.

Một số các quốc gia đưa ra đề xuất đánh giá khả năng tín dụng của các ngân hàng trung ương thông qua những yêu cầu về công bố thông tin các chỉ số VaR của các ngân hàng này. Người ta cho rằng, phần lớn những cuộc khủng hoảng trong lĩnh vực ngân hàng hay chứng khoán phái sinh có thể tránh được nếu như chúng ta có một hệ thống công bố thông tin minh bạch hơn. Việc thường xuyên giám sát và công bố thông tin về giá trị các danh mục sẽ giảm thiểu những rủi ro tiềm tàng. Ủy ban Basel về Giám sát Ngân hàng (Basel Committee on Banking Supervision) năm 1996 tại Ngân hàng Thanh toán Quốc tế (Bank for International Settlements) đã có những quy định yêu cầu các định chế tài chính như ngân hàng, các công ty đầu tư tài chính phải thỏa mãn một số những chỉ số về vốn xây dựng theo chỉ số VaR. Năm 1996, Cục Dự trữ liên bang Hoa Kỳ (US Federal Reserve) cũng có những quy định bắt buộc các ngân hàng phải sử dụng mô hình lượng hóa rủi ro VaR để xây dựng quỹ dự phòng rủi ro. Trong lĩnh vực chứng khoán, năm 1996, Ủy ban Chứng khoán và Giao dịch Mỹ (SEC) cũng sửa đổi quy chế về báo cáo, theo đó VaR là một trong ba chỉ số về mức độ rủi ro thị trường mà các định chế trung gian có thể lựa chọn để báo cáo.

Theo số liệu mà hãng tin Bloomberg đưa ra, thị trường chứng khoán Việt Nam (TTCKVN) - một thị trường chứng khoán sơ khai - là thị trường có mức tăng điểm mạnh nhất tính theo tỷ lệ phần trăm tại khu vực châu Á trong 2017. Chỉ số VN-Index đã tăng 47% tính đến thời điểm cuối năm. Đối diện với áp lực từ “tăng trưởng nóng”, thông thường các nền kinh tế sẽ phải đối mặt với áp lực tăng giá. Chỉ số MSCI Việt Nam gồm 15 cổ phiếu đã tăng gấp hơn 2 lần trong vòng 2 năm và hiện đang giao dịch ở mức 30,5 lần lợi nhuận, TTCKVN đang giao dịch ở mức hơn 21 lần giá trị thực. TTCKVN đang ngày càng chịu tác động mạnh hơn của các sự kiện kinh tế vĩ mô, làm giảm sự hấp dẫn đối với các nhà quản lý quỹ toàn cầu có nhu cầu đa dạng hóa DMĐT. Đầu năm 2018, hệ số tương quan giữa tỷ suất lợi nhuận hàng tuần của TTCKVN và TTCK Mỹ tăng lên mức 67%. Nói cách khác, ảnh hưởng từ TTCK Mỹ lên TTCKVN đang tăng dần.

Trước khả năng rủi ro có thể xảy ra, đặc biệt trong các phiên điều chỉnh mạnh, nhóm nghiên cứu đã sử dụng VaR và các công cụ của VaR nhằm lượng hóa mức tổn thất lớn nhất của một danh mục trên TTCKVN. Từ đó đưa ra khuyến nghị về một danh mục có mức VaR thấp nhất, đồng thời kiểm chứng tính hiệu quả của VaR trong điều kiện TTCKVN hiện nay. Nhóm nghiên cứu tiến hành lựa chọn một DMĐT mô phỏng theo DMĐT của quỹ VF4 để xác định VaR của danh mục và đưa ra một cơ cấu tối ưu cho DMĐT sao cho VaR là nhỏ nhất.

2. Tổng quan về VaR

2.1. Khái niệm VaR

Theo Due & Pan và Jorion (1997), VaR là ước lượng điểm về khả năng có thể bị sụt giảm của một định chế tài chính do một loại rủi ro dẫn đến sự vận động chung của thị trường trong suốt một thời kỳ nắm giữ nhất định. Trong trường hợp này, VaR được sử dụng để đảm bảo rằng các định chế tài chính vẫn hoạt động sau những sự kiện khủng hoảng.

VaR được xác định là phần mất đi lớn nhất của một định chế tài chính với một độ tin cậy cho trước, trong một khoảng thời gian nhất định và ở trong điều kiện thị trường bình thường. Nếu một ngân hàng thương mại công bố rằng, VaR hàng ngày của một danh mục giao dịch

của họ ở vào khoảng 10 tỷ đồng với độ tin cậy 95%. Điều đó có nghĩa là, xác suất mà ngân hàng đó bị thiệt hại trên 10 tỷ đồng một ngày là 5%. Con số này cho thấy mức độ rủi ro mà ngân hàng đó phải đối mặt, cũng như xác suất xảy ra rủi ro đó.

Theo đó, VaR của một danh mục thể hiện nguy cơ tổn thất lớn nhất có thể xảy ra trong một khoảng thời gian nhất định với một độ tin cậy nhất định, trong điều kiện thị trường hoạt động bình thường. Một danh mục với độ tin cậy 95% VaR trong 1 ngày là 1 tỷ đồng, nói lên rằng xác suất mà danh mục giảm giá trị trên 1 tỷ đồng trong khoảng thời gian 1 ngày là 5%, với giả định rằng diễn biến thị trường bình thường và không có giao dịch mua bán. Thực chất, khoản tổn thất 1 tỷ đồng được kỳ vọng chỉ xảy ra trên 1 ngày trong 20 ngày (5%).

VaR được phát triển dựa trên sự kế thừa từ những phương pháp đo lường rủi ro trước đó với nền tảng cơ bản là lý thuyết xác suất và thống kê toán. VaR bắt nguồn từ lý thuyết lấy phương sai của TSSL làm thước đo rủi ro của Markowitz và VaR có thêm khái niệm rủi ro gắn với độ tin cậy từ nghiên cứu của Roy (1952). Roy là người đưa ra phương pháp lựa chọn DMĐT tối ưu theo nghĩa tối thiểu xác suất xảy ra tổn thất ở mức lớn hơn mức thảm họa có thể. VaR cũng có sự tương đồng với tiêu chuẩn đo rủi ro dựa trên khái niệm xác suất và độ tin cậy cho phép: $L = \alpha\sigma - \mu$ của Baumol (1963).

Hiện nay có ba phương pháp thông dụng nhất để tính VaR, đó là: Phân tích quá khứ (*historical method*), Phương sai – hiệp phương sai (*variance-covariance method*) và mô phỏng Monte Carlo.

2.2. Cơ sở lựa chọn VaR làm thước đo rủi ro DMĐT

Artzner (1999) đã đưa ra 4 tính chất của một thước đo rủi ro, là cơ sở để ban hành các thể chế pháp lý về vốn an toàn rủi ro tối thiểu. Một thước đo rủi ro có thể được xem như là hàm của phân bố giá trị của một danh mục V, ký hiệu $\rho(V)$ với các tính chất:

(1) Tính đơn điệu: Nếu $V_1 \geq V_2$, $\rho(V_1) \geq \rho(V_2)$: Nếu một DMĐT có các lợi suất thấp hơn một cách hệ thống so với DMĐT khác đối với mọi trạng thái thì có thể rủi ro của danh mục này phải lớn hơn.

(2) Tính bất biến: $\rho(V+k) = \rho(V)+k$: Thêm vào DMĐT một lượng tiền mặt k sẽ làm giảm mức độ rủi ro đúng bằng k

(3) Tính thuần nhất: $\rho(bV) = b \cdot \rho(V)$: Quy mô của DMĐT tăng hoặc giảm b lần thì rủi ro tăng hoặc giảm b lần (giả định tính thanh khoản không đổi thì thay đổi quy mô DMĐT).

(4) Tính cộng: $\rho(V_1 + V_2) \leq \rho(V_1) + \rho(V_2)$: Hòa trộn 2 DMĐT không làm tăng thêm rủi ro của DMĐT mới.

Trừ tính chất (4), VaR thỏa mãn cả 3 tính chất còn lại. Khi TSSL có phân phối chuẩn, VaR thỏa mãn đồng thời cả 4 tính chất trên. Rõ ràng VaR được xem là thước đo rủi ro với các ưu điểm nổi bật là tính minh bạch trong tính toán và tính có thể so sánh được trong các phạm vi sử dụng khác nhau.

Chúng ta thường sử dụng một thước đo rủi ro phổ biến là phương sai DMĐT (variance) vì tính đơn giản và linh hoạt của nó. Tuy nhiên, thước đo này chỉ cho chúng ta biết TSSL của DMĐT biến động như thế nào nhưng không cho chúng ta biết được chúng ta có khả năng sẽ bị thiệt hại bao nhiêu tiền. Thay vì ước lượng độ biến động của TSSL một cách tương đối, ví dụ cần dự phòng bao nhiêu % giá trị thị trường cho một DMĐT, NĐT muốn tính ra một con số cụ thể đặc trưng cho rủi ro có thể xảy ra của danh mục đó, cập nhật liên tục nhằm tối ưu hóa dòng tiền. Sự cuốn hút lớn nhất của VaR, đó là nó biểu diễn rủi ro dưới dạng một con số duy nhất.

VaR thường được áp dụng đối với danh mục tài sản có tính lỏng bởi vì những tài sản này có giá trị không cố định, được điều chỉnh theo thị trường với một quy luật phân bố xác suất nhất định – mọi nguyên nhân rủi ro của thị trường hình thành nên quy luật phân bố xác suất này.

Tuy nhiên, việc chỉ sử dụng một thước đo rủi ro là VaR để quản trị DMĐT không được khuyến khích. Bởi khi sử dụng VaR, NĐT có thể hình dung sai lầm về mức độ an toàn của danh mục đang nắm giữ. Trên thực tế, VaR không giúp NĐT lường trước được trường hợp xấu nhất có thể xảy ra. Ước lượng VaR cũng khó có thể chính xác trong những điều kiện phức

tập trên thực tế mà so với các phương pháp đơn giản khác cũng có thể cho ra kết quả tương tự.

3. Áp dụng VaR để quản trị DMĐT

3.1. Lý thuyết DMĐT tối ưu

Danh mục đầu tư (DMĐT) là một tập hợp các tài sản mà trong đó, trọng số được xác định bằng tỷ trọng đầu tư vào từng tài sản trong danh mục so với tổng giá trị toàn bộ DMĐT.

Giả sử có một danh mục gồm N tài sản. Ta có: w_i là trọng số của một thành tố (tài sản) trong danh mục (tính theo tỷ lệ %), tức là tỷ lệ đầu tư vào tài sản i, $i=1,2,\dots,N$. Khi đó một DMĐT được thể hiện bằng vector các trọng số (w_1, w_2, \dots, w_N) và ta có:

$$\sum_{i=1}^N x_i = 1$$

TSSL của DMĐT được xác định:

$$E_p = \sum_{i=1}^n w_i \cdot E_i$$

Trong đó:

E_p : TSSL kỳ vọng của DMĐT

w_i : Tỷ trọng vốn đầu tư vào chứng khoán thứ i trong DMĐT

E_i : TSSL kỳ vọng của chứng khoán i

n: Số chứng khoán trong DMĐT

Phương sai của DMĐT được xác định:

$$s_p^2 = \sum_{i=1}^n w_i^2 s_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j Cov(r_i, r_j) \quad \text{với } i \neq j$$

Trong đó:

s_p^2 : Phương sai của DMĐT

s_i^2 : Phương sai của chứng khoán i

$Cov(r_i, r_j)$: Hiệp phương sai giữa chứng khoán i và chứng khoán j

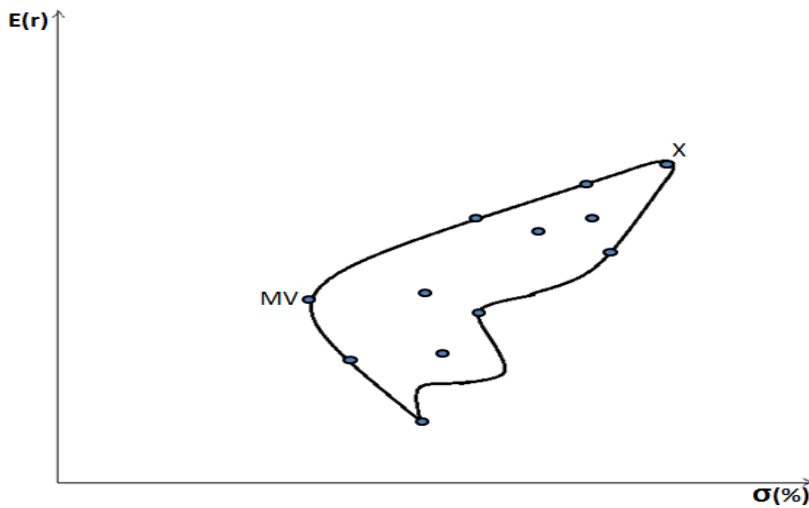
Lý thuyết DMĐT tối ưu chỉ ra rằng một danh mục tập hợp những chứng khoán trong đó hiệp phương sai giữa các cặp chứng khoán trong danh mục là nhỏ nhất hoặc âm sẽ là một DMĐT tối ưu. Bởi vì mức sinh lời kỳ vọng của DMĐT là tỷ trọng bình quân của mức sinh lời các chứng khoán trong danh mục, trong khi đó độ lệch chuẩn của DMĐT lại thấp hơn tỷ trọng bình quân độ lệch chuẩn của mỗi chứng khoán trong danh mục, nên DMĐT có hệ số tương quan giữa các tài sản thấp hơn luôn đưa ra cơ hội mức sinh lời và mức rủi ro tốt hơn.

Lý thuyết DMĐT tối ưu đề nghị rằng các nhà tư có thể tối thiểu hóa rủi ro thị trường bằng việc xây dựng một danh mục đầu tư đã được đa dạng hóa. Việc đa dạng hóa DMĐT dẫn tới xuất hiện nhiều các danh mục khác nhau với TSSL và độ lệch chuẩn khác nhau. Tất cả các cách đa dạng tỷ trọng của n chứng khoán trong danh mục sẽ tạo ra số lượng danh mục nằm trong một vùng giới hạn theo như hình 1:

Khi các DMĐT nằm trong vùng giới hạn thì dễ dàng nhận thấy, những danh mục nằm trên đường biên từ MV đến X là những DMĐT tối ưu nhất. Ta gọi đường biên từ MV đến X là đường cong hiệu quả của danh mục gồm n chứng khoán rủi ro.

Ý nghĩa của đường cong hiệu quả: Với bất kỳ mức độ rủi ro nào, NĐT luôn chọn những DMĐT nằm trên đường cong hiệu quả mang đến TSSL kỳ vọng cao nhất có thể. Nói một cách khác, đường cong hiệu quả chứa các DMĐT có phương sai thấp nhất với bất kỳ TSSL kỳ vọng nào.

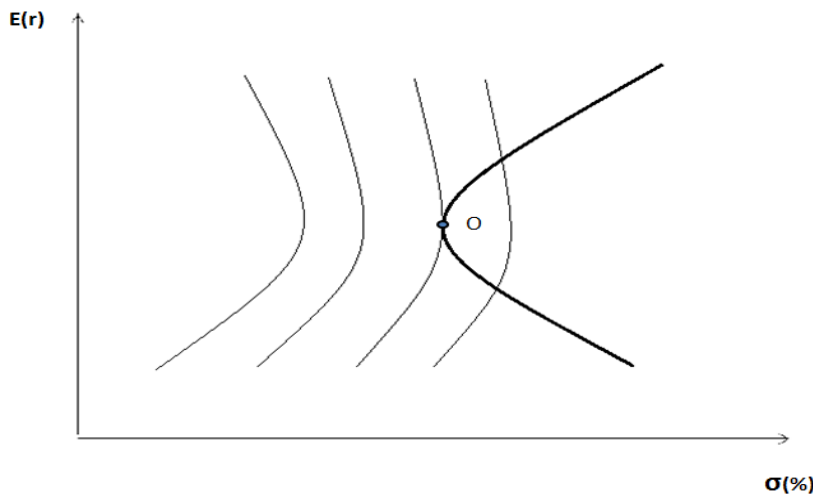
Như vậy, nếu 1 NĐT muốn lựa chọn danh mục tối ưu để đầu tư thì trước hết phải chọn trong số các danh mục nằm trên đường cong hiệu quả. Tiếp đến, tùy vào khả năng chấp nhận rủi ro của NĐT để xác định danh mục cổ phiếu tối ưu cho mình.



Hình 1: Đường cong hiệu quả của DMĐT gồm n chứng khoán

Nguồn: Giáo trình Quản lý danh mục đầu tư, tr.127.

Mỗi nhà đầu tư có mức ngại rủi ro riêng và khả năng chấp nhận rủi ro của NĐT được thể hiện trong mối quan hệ với TSSL kỳ vọng và được biểu diễn bằng đường cong bàng quan. Điểm tiếp xúc giữa đường bàng quan và đường cong hiệu quả (điểm O trong Hình 2) chính là định vị danh mục tối ưu của NĐT đó.



Hình 2: Danh mục rủi ro tối ưu với NĐT

Nguồn: Giáo trình Quản lý danh mục đầu tư, tr.129.

3.2. Phương pháp sử dụng VaR và các công cụ của VaR trong quản trị DMĐT

3.2.1. Xác định VaR bằng phương pháp phương sai – hiệp phương sai

Nhóm nghiên cứu tập trung vào phương pháp phương sai – hiệp phương sai để xác định VaR. Phương pháp này giả định TSSL của DMĐT có phân phối chuẩn, khi đó nếu số liệu ít thì vẫn có thể đưa ra được chỉ báo về rủi ro.

Giả sử rằng, chúng ta có một danh mục gồm n tài sản, với giá trị tương đối w_i đầu tư vào tài sản i. TSSL của tài sản i có phương sai s_i^2 , phương sai danh mục s_p^2 . Khi số tài sản tăng lên, sẽ rất khó để biểu diễn biểu thức tính hiệp phương sai của danh mục (với $\frac{N(N-1)}{2}$ hiệp phương sai), do đó sử dụng ma trận biểu diễn sẽ tiện lợi hơn:

$$s_p^2 = \begin{bmatrix} w_1 & \dots & w_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_1^2 & s_{12} & s_{13} & \dots & s_{1N} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ s_{N1} & s_{N2} & s_{N3} & \dots & s_N^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_1 \\ \vdots \\ w_N \end{bmatrix}$$

Lấy w đại diện cho véc tơ tỷ trọng $1 \times n$, $[w_1, w_2, \dots, w_n]$, lấy S đại diện cho ma trận chéo $n \times n$ của các độ lệch chuẩn, C đại diện cho ma trận tương quan $n \times n$, và W^T là hoán vị của w .

$$s_p^2 = wS Cs w^T$$

Gọi \hat{a} (chính là $s Cs$) là ma trận hiệp phương sai của các mức TSSL của các tài sản khác nhau thì phương sai danh mục có thể được viết như sau:

$$s_p^2 = w\hat{a} w^T$$

Ở đây, chúng ta sẽ muốn ước lượng phương sai danh mục từ TSSL của danh mục đó. Để có thể đưa ra ước lượng này, chúng ta sẽ cần biết được phân phối của chuỗi lợi suất danh mục. Theo phương pháp delta chuẩn, tất cả các chuỗi lợi suất đều giả định phân phối chuẩn. Từ đó chúng ta có thể chuyển đổi từ mức ý nghĩa sang hệ số α của phân phối chuẩn. Ví dụ như xác suất để quan sát được giá trị tổn thất lớn nhất hơn $-\alpha$ là c . W là giá trị danh mục, VaR danh mục (ký hiệu là VaR_p) được tính là:

$$VaR_p = -as_p W = -a[wS Cs w^T]^{1/2} W = -a[w\hat{a} w^T]^{1/2} W = [VaR * C * VaR^T]^{1/2}$$

Trong đó VaR là véc tơ $n \times 1$ của các giá trị VaR đơn lẻ không được đa dạng hóa của các tài sản trong danh mục, $[VaR_1, VaR_2, \dots, VaR_n]$, và VaR^T là hoán vị của VaR.

3.2.2. Xác định giá trị các công cụ VaR

Bên cạnh giá trị VaR của toàn bộ DMĐT, các thông tin về: sự đóng góp cận biên của mỗi tài sản trong danh mục tác động của các thành phần đơn lẻ lên giá trị VaR của toàn danh mục (VaR cận biên), sự thay đổi của VaR sau khi một tài sản của danh mục bị loại bỏ (VaR thành phần), VaR của danh mục gia tăng bao nhiêu khi thêm vào DMĐT một tài sản mới (VaR gia tăng) ngày càng được các quỹ đầu tư quan tâm. Tại sao các quỹ đầu tư quan tâm tới giá trị VaR cận biên, VaR thành phần và VaR gia tăng?

Thứ nhất, khi các quỹ đầu tư nắm được giá trị VaR của toàn thể danh mục, thì tài sản nào trong danh mục là nhạy cảm với rủi ro và ngược lại tài sản nào lại có vai trò phòng hộ rủi ro trong danh mục. Giá trị VaR thành phần của từng tài sản cho biết câu trả lời.

Thứ hai, khi giá trị VaR của toàn bộ danh mục cao hơn mức chấp nhận rủi ro của quỹ, làm thế nào để thay đổi DMĐT để làm giảm rủi ro tổng thể của DMĐT. Ảnh hưởng sự thay đổi của từng thành phần trong DMĐT được đo bằng VaR cận biên.

Thứ ba, VaR danh mục sẽ thay đổi như thế nào nếu quỹ thêm một tài sản vào danh mục? VaR gia tăng sẽ đánh giá tác động tiềm ẩn này lên giá trị VaR của DMĐT, VaR của DMĐT tăng hay giảm, tăng giảm bao nhiêu,...

Cả ba công cụ VaR cận biên, VaR thành phần, VaR gia tăng có liên quan mật thiết với nhau và được Garman giới thiệu lần đầu năm 1996 và tính toán qua phương pháp phương sai - hiệp phương sai.

3.2.2.1. VaR cận biên (Marginal VaR - MVaR)

VaR cận biên đo lường sự thay đổi của DMĐT khi tăng thêm một đơn vị tài sản trong danh mục.

Xét DMĐT hiện tại với n chứng khoán được đánh số theo $j = 1, 2, \dots, N$. Danh mục mới sẽ thu được bằng cách thêm 1 đơn vị của chứng khoán thứ i .

Phương sai của DMĐT ban đầu:

$$V(R_p) = s_p^2 = \sum_{i=1}^N w_i^2 s_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1, j \neq i}^N w_i w_j s_{ij} = \sum_{i=1}^N w_i^2 s_i^2 + 2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{i-1} w_i w_j s_{ij}$$

Lấy đạo hàm riêng của một biến:

$$\frac{\partial s_p^2}{\partial w_i} = 2w_i s_i^2 + 2 \sum_{j=1}^n w_j s_{ij} = 2cov(R_i, w_i R_i + \sum_{j=1}^n w_j R_j) = 2cov(R_i, R_p)$$

$$\sigma_{s_p}^2 = 2s_p \sigma_{w_i}$$

Có: $\sigma_{w_i} = \frac{\sigma_{s_p}}{2s_p}$, nên độ nhạy của sự biến động trên DMĐT do sự thay đổi của trọng số tài sản có thể viết thành:

$$\sigma_{w_i} = \frac{\text{cov}(R_i, R_p)}{s_p}$$

Từ đó có thể suy ra theo con số VaR:

$$\square \text{VAR}_i = \frac{\sigma_{s_p} P}{\sigma_{x_i}} = a \frac{\sigma_{s_p}}{\sigma_{w_i} P} = a \frac{\sigma_{s_p}}{\sigma_{w_i}} = a \frac{\text{cov}(R_i, R_p)}{s_p} = \frac{as_{ip}}{s_p}$$

Vậy, VaR cận biên cho chứng khoán i (Theo Jorion 2001, tr.154-155) là:

$$\text{DVaR}_i = \frac{as_{ip}}{s_p}$$

Hệ số β đo lường sự đóng góp của một chứng khoán thứ i nắm giữ trong danh mục đến tổng rủi ro danh mục. Hệ số β còn có thể được đo lường từ mô hình hồi quy của R_i và R_p :

$$R_{i,t} = a_i + b_i R_{p,t} + e_{i,t} \quad t = 1, \dots, T$$

VaR cận biên có liên quan chặt chẽ đến hệ số β qua công thức sau:

$$b_i = \frac{\text{cov}(R_i, R_p)}{s_p^2} = \frac{s_{ip}}{s_p^2} = \frac{r_{ip} s_i s_p}{s_p^2} = r_{ip} \frac{s_i}{s_p}$$

Biểu diễn vecto β bao gồm tất cả tài sản thông qua ma trận ký hiệu (matrix notation):

$$b = \frac{\mathbf{a}' w}{(w' \mathbf{a} w)}$$

Hệ số β là 1 hệ số cơ bản trong mô hình CAPM, theo mô hình CAPM phí rủi ro của tất cả các tài sản chỉ phụ thuộc vào hệ số β . Mối quan hệ giữa VaR và hệ số β được biểu hiện qua:

$$\square \text{VAR}_i = \frac{\sigma_{\text{VAR}}}{\sigma_{x_i}} = a(b_i' s_p) = \frac{\text{VAR}}{W} b_i$$

3.2.2.3. VaR thành phần (Component VaR – CVaR)

VaR thành phần là chỉ số đo lường VaR danh mục sẽ thay đổi xấp xỉ bao nhiêu nếu một thành phần trong danh mục bị xóa bỏ. Chúng ta có thể sử dụng công cụ này để giảm rủi ro của DMĐT hiện tại.

VaR thành phần có thể được tính bằng cách nhân VaR cận biên với giá trị của tài sản trong danh mục đó đó:

$$\text{CVaR}_i = (\square \text{VAR}_i)' w_i W = \frac{\text{VaR} b_i'}{W} w_i W = \text{VaR} b_i w_i$$

VaR danh mục bằng tổng các VaR thành phần:

$$\text{CVAR}_1 + \text{CVAR}_2 + \dots + \text{CVAR}_N = \text{VAR} \left(\sum_{i=1}^N w_i b_i \right) = \text{VAR}$$

3.2.2.4. VaR gia tăng (Incremental VaR - IVaR)

VaR gia tăng đo lường sự thay đổi của VaR của DMĐT khi NĐT thêm một tài sản mới trong danh mục.

Gọi a là tài sản mới được thêm vào DMĐT. Hiển nhiên ta có VaR gia tăng được xác định bởi sự khác biệt giữa giá trị VaR của DMĐT mới và giá trị VaR của DMĐT gốc, tức là:

$$\text{IVAR} = \text{VAR}_{p+a} - \text{VAR}_p$$

Để tính VaR cho DMĐT mới, chúng ta cần phải tính toán ma trận hiệp phương sai mới, nhưng phương pháp này có thể mất thời gian. Vì vậy, cách tính xấp xỉ dưới đây đôi khi được sử dụng để rút ngắn thời gian tính toán:

$$\text{VAR}_{p+a} = \text{VAR}_p + (\square \text{VAR})' a + \dots$$

Rút gọn VaR gia tăng có thể tính toán xấp xỉ như sau:

$$IVAR \approx (\square VAR)^r a$$

Phương pháp tính toán xấp xỉ này trở nên hiệu quả với những danh mục lớn khi mà cần rất nhiều bước tính cho danh mục đó ở phương pháp đánh giá đầy đủ.

Nếu chỉ một tài sản được thêm vào DMĐT, chúng ta có thể tính toán số tiền đầu tư sao cho rủi ro được giảm thiểu xuống mức thấp nhất. Giả sử trường hợp cụ thể khi giao dịch mới chỉ liên quan đến một nhân tố rủi ro, giá trị danh mục sẽ thay đổi từ giá trị cũ là W thành giá trị mới $W_{p+a} = W + a$, a là giá trị khoản đầu tư mới. Phương sai chuỗi lợi suất danh mục mới được tính như sau:

$$s_{p+a}^2 W_{p+a}^2 = s_p^2 W^2 + 2a W s_{ip} + a^2 s_i^2$$

Lấy đạo hàm biến a , ta có:

$$\frac{\partial s_{p+a}^2 W_{p+a}^2}{\partial a} = 2W s_{ip} + 2a s_i^2$$

Phương sai của lợi suất DMĐT mới nhỏ nhất khi biểu thức trên bằng 0, do đó:

$$a^* = -W \frac{s_{ip}}{s_i^2} = -W b_i \frac{s_p^2}{s_i^2}$$

3.2.3. Từ VaR tới quản trị DMĐT

Từ đo lường rủi ro đến quản trị rủi ro:

VaR thành phần của một tài sản trong danh mục đạt giá trị dương lớn nhất đồng nghĩa tài sản đó đóng góp rủi ro lớn nhất vào rủi ro của DMĐT, ngược lại với tài sản có giá trị VaR thành phần âm mang tính phòng hộ rủi ro cho danh mục.

Khi phải đứng trên quyết định loại bỏ tài sản trong danh mục để giảm thiểu rủi ro NĐT nên loại bỏ đầu tiên là tài sản có giá trị VaR cận biên lớn nhất.

Sau khi loại bỏ tài sản có giá trị VaR cận biên lớn nhất chúng ta sẽ thêm những tài sản có giá trị VaR cận biên thấp nhất. Lặp lại quá trình này cho đến khi rủi ro danh mục đạt điểm cực tiểu. Tại đó, tất cả VaR cận biên phải bằng nhau:

$$\square VAR_i = \frac{VAR}{W}, \quad b_i = const$$

Từ quản trị rủi ro đến quản trị danh mục:

Quá trình thay đổi tỷ trọng DMĐT ban đầu cho đến khi rủi ro DMĐT đạt điểm cực tiểu sẽ không dẫn tới TSSL đạt kỳ vọng của NĐT. Với mong muốn gia tăng lợi nhuận kỳ vọng NĐT sẽ phải thay đổi tỷ trọng của danh mục nhằm tối đa hóa tỉ lệ giữa kỳ vọng và rủi ro của nó:

$$SR_p = \frac{E_p}{s_p}$$

Xét danh mục có tỉ số SR_p cao nhất, nghĩa là nó sẽ có độ dốc lớn nhất của đường tiếp tuyến so với gốc. Danh mục đó được gọi là tối ưu. Khi đó tỉ số của kỳ vọng lợi suất danh mục với VaR cận biên là không đổi:

$$\frac{E_i}{\square VAR_i} = \frac{E_i}{b_i} = const$$

4. Áp dụng

4.1. Dữ liệu

Nhóm nghiên cứu mô phỏng một DMĐT gồm 10 cổ phiếu chiếm tỷ trọng cao nhất trong danh mục của Quỹ đầu tư doanh nghiệp hàng đầu Việt Nam VF4. Quỹ VF4 là một trong những quỹ có lợi nhuận lớn nhất trong năm 2017, với mức tăng trưởng tài sản ròng 45.5%. Quỹ VF4 là quỹ mở đầu tư vào danh mục các loại cổ phiếu đầu ngành (blue-chips) trên TTCKVN. Quỹ VF4 phù hợp cho NĐT tìm kiếm lợi nhuận tăng trưởng cao.

Bảng 1: Danh mục 10 khoản đầu tư lớn của quỹ VF4 (ngày 31/12/2017)

Cổ phiếu	Nhóm ngành	Sàn giao dịch	Tỉ trọng (%)
MWG	Bán lẻ	Sàn HOSE	14.7
VNM	Thực Phẩm, Nước giải khát & Thuốc Lá	Sàn HOSE	9.5
PNJ	Dệt May & Thiết Bị Tiêu Dùng	Sàn HOSE	6.6
ACB	Ngân Hàng	Sàn HNX	6.5
VJC	Vận Tải	Sàn HOSE	4.5
DHG	Dược phẩm, công nghệ sinh học	Sàn HOSE	4
FPT	Thiết Bị và Phần Cứng Công Nghệ	Sàn HOSE	4
HPG	Vật Liệu	Sàn HOSE	3.6
CTD	Hàng Hóa Công Nghiệp	Sàn HOSE	3
CII	Vận Tải	Sàn HOSE	3
Tổng cộng			59.4

(Nguồn vfm.com.vn)

Dữ liệu cổ phiếu được thu thập theo ngày trong 3 năm từ 01/01/2015 đến 31/12/2017, nguồn dữ liệu *cophieu68.vn*.

Riêng cổ phiếu VJC : Công ty cổ phần Hàng không VietJet bắt đầu niêm yết ngày 28/02/2017 tính đến cuối năm 2017 chưa đủ dữ liệu một năm quan sát, nhóm nghiên cứu loại khỏi DMĐT, các cổ phiếu còn lại được thay đổi tỷ trọng sao cho tổng tỷ trọng của DMĐT là 100% và không thay đổi tỷ lệ của các cổ phiếu trong toàn danh mục.

Bảng 2: Tỷ trọng các mã cổ phiếu trong danh mục sau điều chỉnh

Cổ phiếu	Tỉ trọng cũ (%)	Tỷ trọng mới (%)
MWG	14.7	26.78
VNM	9.5	17.30
PNJ	6.6	12.02
ACB	6.5	11.84
VJC	4.5	0.00
DHG	4	7.29
FPT	4	7.29
HPG	3.6	6.56
CTD	3	5.46
CII	3	5.46
Tổng cộng	59.4	100

(Nguồn: Theo tính toán của nhóm nghiên cứu)

4.2. Ứng dụng VaR để quản trị danh mục

4.2.1. Tính lợi suất cho từng cổ phiếu

Trước hết, ta phải tính toán dựa trên chuỗi lợi suất của giá cổ phiếu, để tính lợi suất giá cổ phiếu có thể tính theo hai cách phổ biến: tính chuỗi lợi suất giản đơn (Simple Return) hoặc tính chuỗi lợi suất thông qua logarit tự nhiên của giá. Áp dụng tính chuỗi lợi suất giản đơn theo công thức sau:

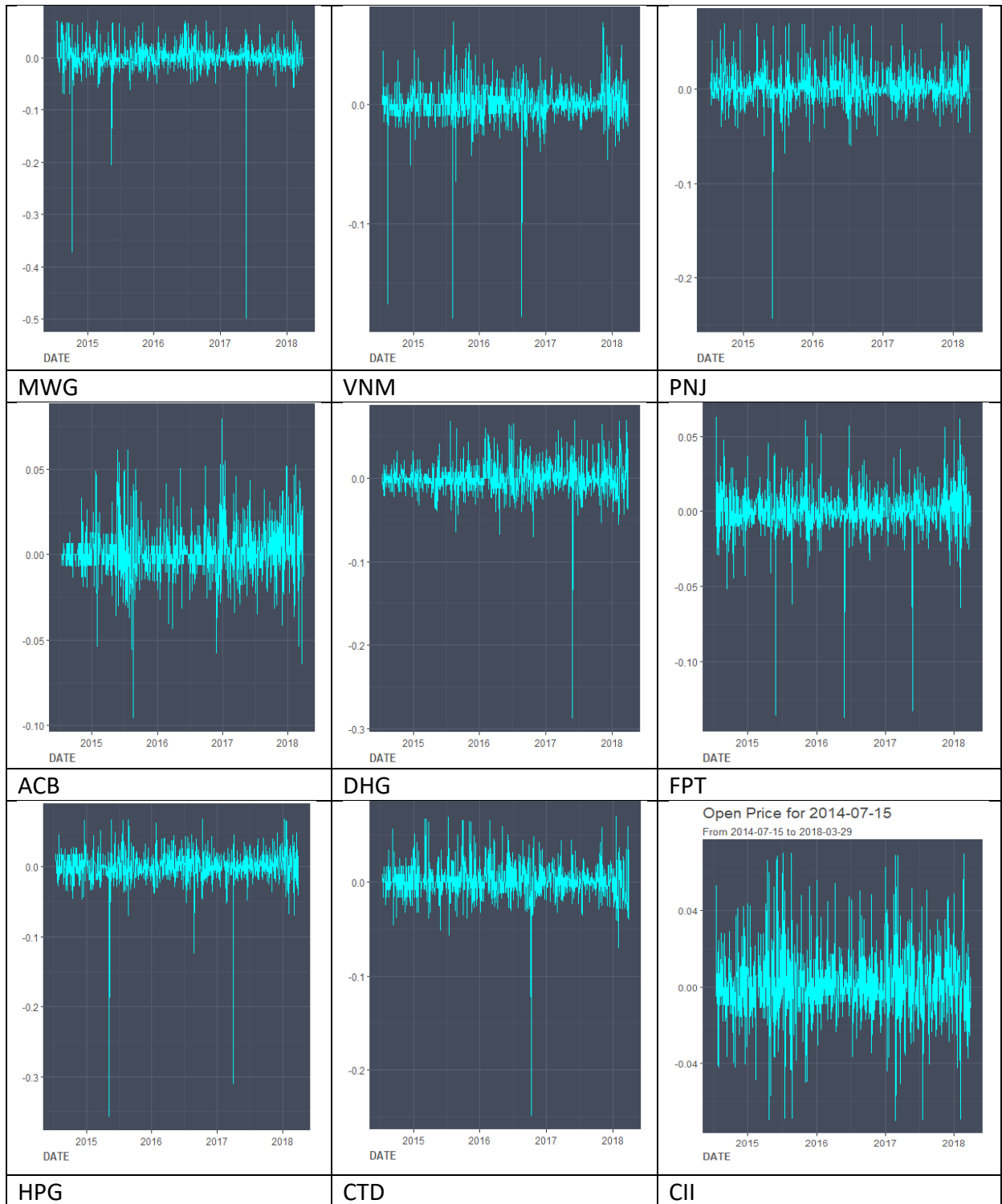
$$R_i = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

Trong đó:

R_i: Lợi suất của cổ phiếu i

P_t: Giá cổ phiếu tại thời kỳ t

Áp dụng tính lợi suất cho từng thành phần trong danh mục, ta có đồ thị phân bố lợi suất các cổ phiếu từ 01/01/2015 đến 31/12/2017 như sau:



4.2.2. Xác định VaR của danh mục

Khi nắm giữ một danh mục gồm nhiều cổ phiếu, NĐT sẽ muốn biết được rủi ro tổng thể có thể gặp phải, mối tương quan của các cổ phiếu với nhau ảnh hưởng thế nào đến rủi ro của toàn danh mục. Khi đó có thể sử dụng giá trị VaR danh mục để đánh giá được với độ tin cậy 95% hoặc 99% mức tổn thất tối đa của danh mục là bao nhiêu.

Áp dụng tính toán sử dụng phần mềm thống kê R, ta tính được ma trận hiệp phương sai của danh mục gồm 9 cổ phiếu cùng xác định được tỷ trọng nắm giữ của từng cổ phiếu nhằm tính được phương sai danh mục: $s_p^2 = 0,0001$

Với giá trị phương sai danh mục qua ước lượng được, nhân phương sai danh mục với giá trị tới hạn tại mức ý nghĩa 95% và 99% của phân phối chuẩn thu được giá trị VaR danh mục:

Độ tin cậy	VaR ₁ ngày	VaR ₁ tháng
95%	1.75%	8.2%
99%	2.5%	11.6%

Như vậy, với độ tin cậy 95% nắm giữ danh mục trong 1 ngày có thể đổi mặt mức tổn thất tối đa là 1,75% giá trị danh mục và với độ tin cậy 99% thì mức tổn thất tăng lên 2,5%. Với độ tin cậy 95% nắm giữ danh mục trong 1 tháng có thể đổi mặt mức tổn thất tối đa là 8.2% và với độ tin cậy 99% thì mức tổn thất này tăng lên 11.6% giá trị danh mục.

4.2.3. Sử dụng VaR cận biên và VaR thành phần

Với độ tin cậy 99% nếu quỹ đầu tư VF4 nắm giữ danh mục đầu tư trong một tháng mức tổn thất lớn nhất của danh mục lên đến 11.6%. giả sử giá trị VaR này cao hơn mức chấp nhận rủi ro của quỹ đầu tư, quỹ đầu tư quyết định thay đổi danh mục đầu tư ban đầu để giảm rủi ro tổng thể của danh mục đầu tư. Nhóm nghiên cứu sử dụng công cụ VaR cận biên xác định cổ phiếu nào nhạy cảm với rủi ro nhất và giảm trạng thái cổ phiếu này xuống sau đó thay thế bằng cổ phiếu có VaR cận biên nhỏ nhất đóng vai trò phòng hộ trong danh mục. Lặp lại quá trình cho đến khi VaR danh mục nhỏ nhất.

Giả sử ta thêm một đơn vị vào tài sản thứ i và xét xem giá trị VaR của danh mục sẽ thay đổi như thế nào khi thực hiện hành động này. Ở đây, cũng chính là đang xét rủi ro của DMĐT thay đổi như thế nào phụ thuộc vào trọng số của từng thành phần.

Thực hiện tính toán theo phần mềm thống kê R, thu được kết quả VaR cận biên và VaR thành phần của từng cổ phiếu như sau:

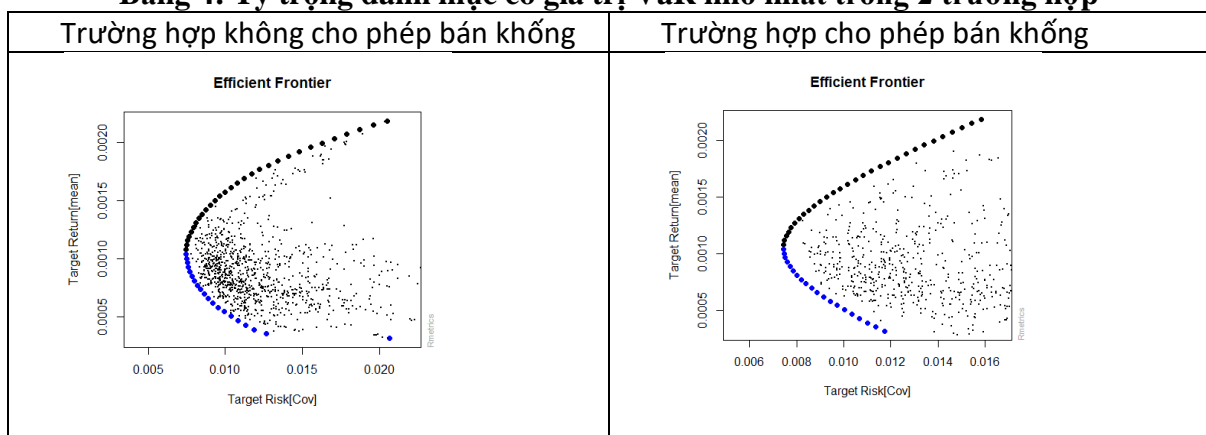
Bảng 3: VaR cận biên và VaR thành phần của từng cổ phiếu

Cổ phiếu	Tỷ trọng	Trạng thái nắm giữ	VaR cận biên	VaR thành phần
MWG	26.8%	268000	0.08%	214.4
VNM	17.3%	173000	0.07%	121.1
PNJ	12.0%	120000	-0.07%	(840)
ACB	11.8%	118000	-0.16%	(188.8)
DHG	7.3%	73000	0.03%	21.9
FPT	7.3%	73000	-0.003%	(2.19)
HPG	6.6%	66000	0.04%	26.4
CTD	5.5%	55000	-0.08%	(44)
CII	5.5%	55000	-0.01%	(5.5)
Tổng	100%	1000000		

Kết quả cho thấy các vị thế nắm giữ có vai trò phòng hộ cho danh mục với giá trị VaR thành phần âm bao gồm các cổ phiếu: PNJ, ACB, FPT, CTD và CII. Ngược lại các cổ phiếu có giá trị VaR thành phần dương, có khả năng làm gia tăng rủi ro trong danh mục. Quỹ đầu tư nên giảm vị thế cổ phiếu MWG, tăng thị thế ACB nhằm giảm rủi ro tổng thể của cả danh mục.

Ở TTCKVN chưa cho phép bán khống cổ phiếu, vì vậy nhóm nghiên cứu xác định danh mục đầu tư có giá trị VaR nhỏ nhất trên cả hai trường hợp: cho phép bán khống và không cho phép bán khống.

Bảng 4: Tỷ trọng danh mục có giá trị VaR nhỏ nhất trong 2 trường hợp



Tỷ trọng danh mục (%):	Tỷ trọng danh mục (%):
MWG: 4	MWG: 4
VNM: 12	VNM: 12
PNJ: 15	PNJ: 15
ACB: 22	ACB: 22
DHG: 7	DHG: 7
FPT: 12	FPT: 12
HPG: 4	HPG: 4
CTD: 15	CTD: 15
CII: 9	CII: 9

Như vậy, sau quá trình tính toán, nhóm nghiên cứu đã xác định ra một DMĐT tối ưu (cho VaR nhỏ nhất và mức sinh lời tốt) cho các cổ phiếu như sau:

Bảng 5: Danh mục đầu tư tối ưu

Cổ phiếu	Tỉ trọng (%)
MWG	4
VNM	12
PNJ	15
ACB	22
DHG	7
FPT	12
HPG	4
CTD	15
CII	9
Tổng cộng	100

Áp dụng tỷ trọng mới, thu được kết quả VaR danh mục thay đổi:

Độ tin cậy	VaR _{1 ngày}	VaR _{1 tháng}
95%	1.37%	6.44%
99%	1.94%	9.09%

Như vậy, thực hành với tỷ trọng danh mục đầu tư tối ưu, rủi ro VaR danh mục 1 ngày giảm khoảng 0.2% và khi nắm giữ 1 tháng giá trị VaR danh mục giảm thiểu gần 2% so với giá trị VaR tính toán được sử dụng tỷ trọng nắm giữ thực tế của quỹ.

4.2.4. Sử dụng VaR gia tăng

Trong báo cáo quý I năm 2018, quỹ VF4 đã tăng thêm cổ phiếu mới là VCB với tỷ trọng 4.2% vào DMĐT. Trong tình hình thị trường biến đổi mạnh mẽ, ta cần kiểm soát được việc gia tăng trạng thái sẽ ảnh hưởng thế nào đến rủi ro của toàn bộ danh mục. Khi đó, ta sử dụng VaR gia tăng theo công thức:

$$IVaR = VaR_{p+a} - VaR_p = \$18451.84 - \$10024.6 = \$8427.24$$

Để tính giá trị VaR danh mục mới khi tăng thêm vào danh mục cổ phiếu VCB tỉ trọng 4.2%, ta áp dụng công thức tính VaR cho danh mục áp dụng với tỷ trọng từng cổ phiếu thành phần mới được tính:

ỨNG DỤNG CÁC MÔ HÌNH CHUỖI THỜI GIAN DỰ BÁO ĐỘ BIẾN ĐỘNG ĐỒNG TIỀN ĐIỆN TỬ BITCOIN NHẪM XEM XÉT ẢNH HƯỞNG CỦA NÓ ĐẾN THỊ TRƯỜNG TIỀN TỆ THẾ GIỚI

SV: Nguyễn Quốc Bình Nguyễn, Nguyễn Thị Ánh Tuyết,
Hoàng Văn Sơn

Trường Đại học Kinh tế Quốc Dân
GVHD: TS. Nguyễn Thị Thúy Quỳnh

1. Giới thiệu

Bitcoin (ký hiệu: BTC, XBT, ₿) là một loại tiền mã hóa, được Satoshi Nakamoto phát minh dưới dạng phần mềm mã nguồn mở từ năm 2009. Bitcoin được trao đổi trực tiếp mà không thông qua bất kỳ tổ chức tài chính trung gian hay sự quản lý của hệ thống ngân hàng. Hệ thống giao dịch trực tiếp thông qua các công cụ kết nối Internet.

Đến tháng 10 năm 2017, lượng tiền cơ sở của Bitcoin được định giá hơn 252 tỷ đô la Mỹ - là loại tiền mã hóa có giá trị thị trường lớn nhất. Sự phổ biến của ngày càng trở nên quen và việc sử dụng Bitcoin lan rộng trên toàn thế giới. Mỗi ngày trôi qua, số lượng các công ty chấp nhận Bitcoin tăng làm cho giá trị thực của Bitcoin cũng ngày càng lớn. Tuy nhiên hệ thống thanh toán trực tuyến của Bitcoin cho phép các giao dịch ẩn danh sử dụng một mật mã riêng để đảm bảo tính bảo mật song cũng là yếu tố tiêu cực để đồng Bitcoin dễ “bay hơi” khi được sử dụng làm tiền. Bitcoin cũng khó được chấp nhận như một loại tiền tệ khi thực tế đã có lúc giá của nó tăng tới hơn 20% trong một vài giờ.

Quá trình phát triển đồng Bitcoin cũng trải qua những giai đoạn đầy sôi động, từ khi giá trị chỉ đáng giá vài xu trong năm 2009 đến năm 2013 đã tăng tới \$1100. Điều này đã làm tăng đầu cơ đồng tiền ảo này. Đến năm 2015, giá Bitcoin dần ít biến động hơn và nhiều người, nhiều công ty sử dụng Bitcoin như một phương tiện giao dịch hiệu quả. Cuộc khủng hoảng ở khu vực đồng euro đã là một sự gia tăng to lớn đối với đồng tiền mới mọc này. Thật vậy, lợi ích của Bitcoin đã tăng lên đáng kể khi các nhà đầu tư tại Cộng hòa Síp được thông báo về gói cứu trợ của đất nước này. Thay vì các nhà lãnh đạo chuẩn bị tiền gửi ngân hàng để tránh tình trạng vỡ nợ, có thể khiến những người dân của Cộng Hòa Síp hoang mang thì Bitcoin đã trở thành một thiên đường an toàn, bởi tính ẩn danh của nó. Khủng hoảng Hy Lạp đã tạo ra một hiện tượng tương tự, nhưng với tầm ảnh hưởng nhỏ hơn với đồng tiền ảo Bitcoin.

Nếu các quốc gia mong manh (Síp, Đảo, Hy Lạp, ...) dường như rất quan tâm đến sự phát triển của đồng tiền này, thì ngược lại các quốc gia mạnh khác (Đức, Thụy Sĩ, ...) lại tỏ ra rằng họ không nhạy cảm với sự phát triển của Bitcoin. Họ lo ngại với những rủi ro mà đồng Bitcoin có thể mang lại với độ biến động có thể đến mức cực đoan mà nó đang diễn ra từ trước đến nay. Các nước này xây dựng nên các quy định và giám sát chặt chẽ thậm chí không chấp nhận Bitcoin là một hình thức thanh toán hợp pháp nhằm giảm thiểu rủi ro mà Bitcoin có thể mang lại và trì hoãn chậm lại sự phát triển của đồng tiền này.

Những biến động lớn trong giá trị của mỗi bitcoin đã tạo ra những tác động đối với thị trường tài chính. Trải qua tất cả những vấn đề tiêu cực với đồng tiền này, giá trị của Bitcoin trở nên ổn định hơn kể từ tháng 1 năm 2015. Đây có phải là sự bắt đầu của một sự trưởng thành của đồng tiền trẻ này, hoặc đó là một khoảng thời gian yên bình che giấu những biến động lớn sắp tới? Nhưng hy vọng thông qua sự đóng góp quan sát tích lũy qua thời gian của Bitcoin cho đến ngày nay có thể giúp đánh giá chính xác sự biến động của Bitcoin từ khi nó được tạo ra cho tới hiện tại.

Sự hình thành và biến động giá cả được nghiên cứu rộng rãi trong thị trường tài chính. Sự biến động là một đặc điểm quan trọng của bất kỳ tài sản tài chính nào. Đây là thước đo cơ bản của rủi ro mà nhà đầu tư tiếp xúc khi mua một tài sản. Vì lý do này, điều quan trọng đối với bất kỳ nhà đầu tư Bitcoin nào để đánh giá các mối đe dọa tiềm ẩn phát sinh từ sự biến động của Bitcoin. Giá Bitcoin có những giai đoạn đã giảm từ 20,000 USD về 11,000 USD, sụt giảm gần 50% giá trị của nó chỉ trong 5 ngày. Một số nghiên cứu trong quá khứ của Briere et al. (2013) and Chowdhury (2014), đã chỉ ra rằng Bitcoin biến động gấp nhiều lần cổ phiếu, trái

phiếu, tiền tệ, hàng hóa cơ bản. Trong nghiên cứu này nhóm nghiên cứu tập trung nghiên cứu về sự biến động của một loại tài sản đang rất được quan tâm Bitcoin, đề tài được xác định nhằm giải quyết được các câu hỏi:

Đo lường độ biến động của Bitcoin như thế nào?

So sánh độ biến động Bitcoin với độ biến động của một số đồng tiền mạnh?

2. Phương pháp luận

Độ biến động là một giá trị nhất định thể hiện sự tăng và giảm của một chuỗi giá trị. Tuy nhiên, không hề có một cách tính toán duy nhất cho độ biến động lịch sử. Việc lựa chọn số ngày tính toán độ biến động cũng như độ trễ đến ngày hiện tại làm thay đổi tính toán đến độ biến động. Trong đề tài này, nhóm nghiên cứu sẽ tập trung vào hai phương pháp để tính toán độ biến động lịch sử: phương pháp ước lượng độ biến động theo quy luật hàm mũ (các lớp mô hình ARCH/GARCH) và phương pháp ước lượng độ biến động thông thường sử dụng dữ liệu lịch sử giá hàng ngày của nó.

2.1. Phương pháp thông thường

Độ biến động được định nghĩa là độ lệch chuẩn của chuỗi logarit lợi suất của một loại tài sản tài chính, được tính thông qua giá đóng cửa hàng ngày của nó. Trong đó, chuỗi Logarit lợi suất r_t được tính bằng:

$$r_t = \log\left(\frac{P_t + P_{t-1}}{P_{t-1}}\right)$$

Và độ biến động sẽ được tính:

$$\text{Volatility} = \sigma_{r_t} * \sqrt{\frac{1}{N} * \sum_{i=1}^N (r_t - \bar{r}_t)^2}$$

Trong đó:

N: Là số quan sát

2.2. Sử dụng đo lường độ biến động theo quy luật hàm mũ

Để ước lượng độ biến động theo quy luật hàm mũ, trước hết ta sẽ sử dụng các mô hình ước lượng phương trình trung bình như AR, MA, ARIMA để ước lượng phân trung bình của chuỗi lợi suất sau đó sử dụng các lớp mô hình GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) nhằm dự báo biến động giá Bitcoin.

2.2.1. Phương trình trung bình

Chuỗi lợi suất $\{r_n\}$ được xác định: $r_n = \mu + \varepsilon_n$.

Để xác định yếu tố μ của quá trình trên, ta cần sử dụng phương trình trung bình. Bên cạnh đó, nếu muốn sử dụng các lớp mô hình GARCH cần có phân dư của phương trình trung bình để kiểm định hiệu ứng ARCH. Xác định phương trình trung bình bằng cách kiểm định sự phụ thuộc chuỗi trong chuỗi lợi suất. Nếu cần thiết, có thể phải sử dụng mô hình kinh tế lượng đối với chuỗi lợi suất để loại bỏ tương quan chuỗi trong U_n . Chẳng hạn có thể áp dụng mô hình ARMA(p,q):

$$\mu_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta u_{t-i}$$

Trong đó, p và q là các số nguyên không âm. Bậc p, q phụ thuộc vào tần suất của số liệu.

2.2.2. Mô hình GARCH(p,q)

Mô hình GARCH(p,q) được Bollerslev (1986) phát triển từ mô hình ARCH.²

Chuỗi lợi suất $\{U_n\}$ được xác định: $U_n = \mu + \varepsilon_n$.

Trong đó: U_n là lợi suất thời kỳ n, μ là trung bình của chuỗi lợi suất, ε_n là giá trị sai số (error term) thời kỳ n.

Giá trị lợi suất được ước lượng dựa trên các yếu tố: trung bình, giá trị độ lệch chuẩn theo thời gian σ_n và giá trị ngẫu nhiên e_n .

$$U_n = \mu + \sigma_n e_n, \{e_n\} \sim i.i.d(0,1)^3$$

Mô hình GARCH(p,q) truyền thống giả định chuỗi $\{e_n\}$ tuân theo phân phối chuẩn tắc $N(0,1)$.

² Tim Bollerslev (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics* 31(1986) 307-327.

Độ biến động được xác định theo công thức:

$$\sigma_n^2 = \gamma V_L + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{n-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{n-j}^2$$

Các mô hình GARCH mở rộng khác là sự kết hợp của việc thay đổi công thức và áp dụng các phân phối khác của $\{e_n\}$.

2.2.3. Các mô hình GARCH mở rộng

Mô hình IGARCH

Mô hình IGARCH (*Integrated GARCH*) tương tự như mô hình GARCH truyền thống với điều kiện:

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j = 1$$

Mô hình EGARCH

Mô hình GARCH đã thể hiện được tính co cụm của dữ liệu, đặc tính quay về trung bình, tuy nhiên mô hình giả sử rằng ảnh hưởng bất lợi và có lợi tác động như nhau đến giá trị độ biến động. Trong thực tế thường xuyên quan sát được đối với các tài sản tài chính ảnh hưởng bất lợi và có lợi sẽ tác động khác nhau đến độ biến động. Để có thể khắc phục được điểm yếu của mô hình GARCH, Nelson (1991) lần đầu công bố mô hình mở rộng của mô hình GARCH là mô hình EGARCH (*Exponential GARCH*).

Mô hình EGARCH(p,q):

$$\log(\sigma_n^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q [\alpha_i e_{n-i} + \gamma_i (|e_{n-i}| - E(|e_{n-i}|))] + \sum_{j=1}^p \beta_j \log(\sigma_{n-j}^2)$$

Mô hình APARCH

Mô hình APARCH (*Asymmetric Power ARCH*) được giới thiệu bởi Laurent và Peters năm 2002.

Mô hình APARCH(p,q):

$$\sigma_n^\delta = \gamma V_L + \sum_{i=1}^q \alpha_i (|u_{n-i}| - \gamma u_{n-i})^\delta + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{n-j}^\delta$$

Có thể thấy mô hình APARCH là một dạng khá tổng quát của mô hình GARCH và các mô hình mở rộng của GARCH.

Nếu: $\delta = 2, \beta_i = 0, \gamma_i = 0$ thì mô hình APARCH chính là mô hình ARCH.

$\delta = 2, \gamma_i = 0$ thì mô hình APARCH chính là mô hình GARCH.

$\delta = 2$ thì mô hình APARCH chính là mô hình GJR-GARCH.

$\delta = 1$ thì mô hình APARCH chính là mô hình T-ARCH.

$\beta_i = 0, \gamma_i = 0$ thì mô hình APARCH chính là mô hình N-ARCH.

Do đặc tính tổng quát hóa nên mô hình APARCH là mô hình được áp dụng phổ biến bên cạnh mô hình GARCH.

2.3. Tiêu chí để lựa chọn mô hình

Để lựa chọn mô hình tốt nhất trong các mô hình, thông thường sử dụng mô hình có giá trị mức độ phù hợp lớn nhất (Maximum Likelihood Estimation). Tuy nhiên, có thể tăng giá trị Maximum Likelihood bằng cách thêm các tham số vào mô hình, điều đó sẽ dẫn tới tình trạng overfitting.

Overfitting là tình trạng mô hình thống kê thể hiện các sai số ngẫu nhiên thay vì miêu tả mối quan hệ giữa các biến. Tình trạng này xảy ra khi mô hình quá phức tạp, ví dụ: có quá

³ i.i.d(0,1) – independent and identically distributed: mỗi biến trong chuỗi đều tuân theo cùng một phân phối và tất cả các biến đều độc lập, đối với mô hình GARCH phân phối chuỗi $\{e_n\}$ có trung bình bằng 0 và phương sai bằng 1.

hiều tham số so với số quan sát,... Điều đó dẫn đến mô hình miêu tả rất chi tiết mẫu, nhưng lại không miêu tả được xu hướng của tổng thể.

Các tiêu chí phạt được áp dụng để xác định được mô hình phù hợp mà tránh được tình trạng overfitting dựa trên số lượng tham số được sử dụng trong mô hình.

AIC

AIC (*Akaike Information Criterion*) được xác định:

$$AIC = 2 \cdot k - 2 \cdot \ln(MLE)$$

Trong đó: k: số lượng tham số trong mô hình

MLE: giá trị Maximum Likelihood Estimation.

Mô hình phù hợp nhất là mô hình có giá trị AIC nhỏ nhất.

Kết luận

Từ các yếu tố phân tích ở trên, để lựa chọn được mô hình GARCH phù hợp nhất để ước lượng độ biến động bao gồm ba bước chính:

Xác định (p,q) để mô hình GARCH(p,q) phù hợp nhất khi p,q thay đổi.

Sau khi xác định được (p,q) lựa chọn mô hình GARCH phù hợp nhất.

2.4. Các kiểm định liên quan

2.4.1. Kiểm định mức độ tự tương quan

Giá trị tương quan giữa hai biến ngẫu nhiên X, Y được xác định bằng cách lấy hiệp phương sai (covariance) giữa hai biến X, Y chia cho độ lệch của chuẩn X và Y.

$$\rho_{xy} = \frac{Cov(X, Y)}{\sigma_x \sigma_y} = \frac{E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]}{\sqrt{E[(X - \mu_X)^2]} \sqrt{E[(Y - \mu_Y)^2]}}$$

Tự tương quan là hiện tượng tương quan tại hai thời điểm khác nhau của cùng một chuỗi thời gian. Với độ trễ s, tự tương quan của chuỗi thời gian U_t với độ trễ s được xác định:

$$\rho_{U_t U_{t-s}} = \frac{Cov(U_t, U_{t-s})}{\sigma_{U_t} \sigma_{U_{t-s}}}$$

Để kiểm tra xem một chuỗi thời gian có tồn tại hiện tượng tự tương quan không, ta có thể sử dụng kiểm định Ljung-Box.

Kiểm định Ljung-Box được phát triển bởi Greta M.Ljung và George E.P.Box⁴ là một kiểm định thống kê giá trị tự tương quan của một nhóm độ trễ.

Kiểm định Ljung-Box với cặp giả thiết:

H_0 : Chuỗi thời gian không tồn tại hiện tượng tự tương quan.

H_1 : Chuỗi thời gian tồn tại hiện tượng tự tương quan.

Giá trị kiểm định được xác định bằng:

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^h \frac{\rho_k^2}{n-k}$$

Trong đó: n là số quan sát của mẫu, ρ_k là giá trị tự tương quan của chuỗi thời gian với độ trễ k, h là số lượng độ trễ được kiểm định.

Giá trị kiểm định Q tuân theo phân phối chi-squared với bậc tự do h (χ_h^2). Kiểm định Ljung-Box là kiểm định một phía bên phải. Do đó, giả thiết H_0 sẽ bị bác bỏ nếu giá trị kiểm định lớn hơn mức phân vị thứ α của phân phối χ_h^2 ($Q > \chi_{1-\alpha, h}^2$).

Áp dụng đối với mô hình GARCH:

Mô hình GARCH giả định biến động thời kỳ sau phụ thuộc vào biến động các thời kỳ trước đó, do đó có thể áp dụng kiểm định về mức độ tự tương quan để xem có tồn tại hiện tượng này không. Kiểm định mức độ tương quan đối với bình phương sai số ε_n^2 được áp dụng để xem xét và kiểm tra hiện tượng tương quan đối với chuỗi phương sai có điều kiện (*conditional variance*) trong phương trình của GARCH. Ý tưởng của việc sử dụng bình phương sai số để kiểm tra mức độ tự tương quan được giới thiệu bởi Granger và Anderson

⁴ Ljung, G.M. and Box, G.E.P. (1978), On a measure of lack of fit in time series models, *Biometrika* **65**, 297-303.

(1978) khi phát hiện một số chuỗi thời gian Box và Jenkins (1976) tồn tại hiện tượng tự tương quan trong chuỗi bình phương sai số nhưng không tồn tại hiện tượng tự tương quan trong chuỗi sai số.

Nếu mô hình GARCH được ước lượng là phù hợp sẽ loại bỏ được hiện tượng tự tương quan. Với phương sai có điều kiện được ước lượng từ mô hình GARCH, kiểm định về mức độ tự tương quan sẽ được thực hiện đối với chuỗi bình phương sai số chuẩn hóa $(\frac{\epsilon_n^2}{\sigma_n^2})$.

2.4.2. Kiểm định phương sai sai số thay đổi

Kiểm định phương sai sai số thay đổi được thực hiện bằng kiểm định Engle's ARCH được giới thiệu bởi Engle (1982).⁵

Ước lượng tham số mô hình tự hồi quy (*autoregressive model*) bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất (*ordinary least squares*):

$$AR(p): y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p} + \epsilon_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \epsilon_t$$

Ước lượng hồi quy của bình phương sai số ϵ_t với độ trễ p.

$$\hat{\epsilon}_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \hat{\epsilon}_{t-i}^2$$

Kiểm định Engle's ARCH với cặp giả thiết:

H_0 : Không tồn tại hiện tượng phương sai sai số thay đổi ($\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$).

H_1 : Tồn tại hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

Giá trị kiểm định được xác định bằng:

$$TR^2 = (n - p)R^2$$

Trong đó: R^2 là giá trị mức độ phù hợp của hàm hồi quy sai số.

Kiểm định Engle's ARCH là kiểm định một phía bên phải, trong đó giá trị kiểm định tuân theo phân phối chi-squared với bậc tự do bằng độ trễ p. Do đó, với mức ý nghĩa α , bác bỏ giả thiết H_0 nếu giá trị kiểm định lớn hơn phân vị thứ α của phân phối χ_p^2 ($TR^2 > \chi_{1-\alpha, p}^2$).

Ngoài ra, kiểm định Engle's ARCH còn có thể xác định với giá trị kiểm định:

$$F = \frac{ESS/p}{SSR/n - p - 1}$$

Trong đó: ESS (explained sum of squares) là tổng bình phương độ lệch so với trung bình của giá trị biến phụ thuộc, SSR (sum of squared residuals) là tổng bình phương của sai số.

Khi đó, giá trị kiểm định F sẽ tuân theo phân phối F-statistic với bậc tự do là p và n-p-1.

Áp dụng đối với mô hình GARCH:

Tương tự đối với kiểm định mức độ tự tương quan, nếu mô hình GARCH ước lượng phù hợp sẽ triệt tiêu được hiện tượng phương sai sai số thay đổi đối với chuỗi sai số chuẩn hóa $(\frac{\epsilon_n}{\sigma_n})$.

3. Kết quả thực hành

3.1. Dữ liệu

Dữ liệu nhóm nghiên cứu sử dụng dữ liệu giá đóng cửa từng ngày trong khoảng 6 năm từ ngày 01/02/2012 đến 28/02/2018, nguồn dữ liệu investing.com. Ngoài ra nhóm nghiên cứu sử dụng dữ liệu hàng ngày của một số đồng tiền chính mạnh.

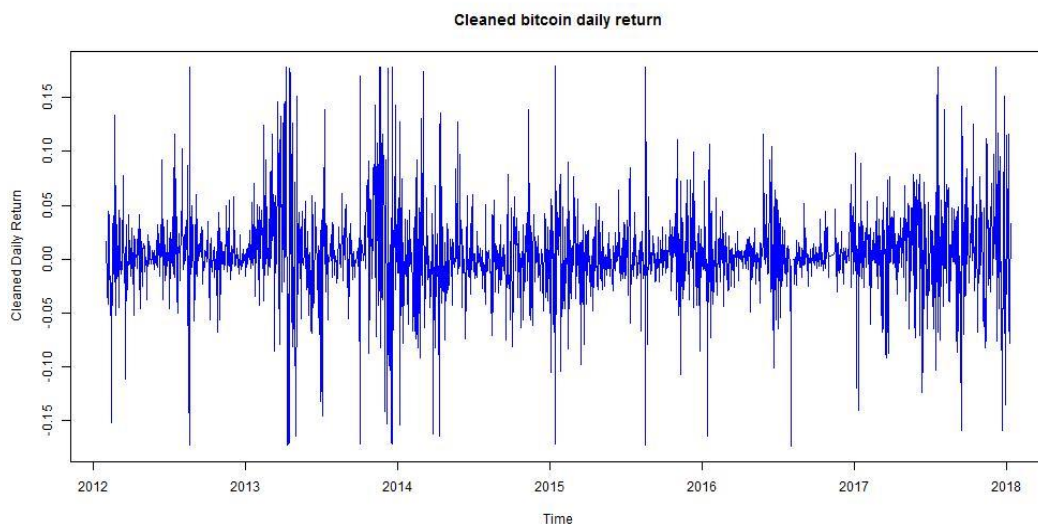
Thực hiện xử lý số liệu dựa trên dữ liệu giá hàng ngày của giá Bitcoin (nguồn: investing.com) trong khoảng thời gian từ 01/02/2012 đến 10/01/2018.

⁵ Engle, R.F. (1982), Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, *Econometrica*, 50: 987-1007.



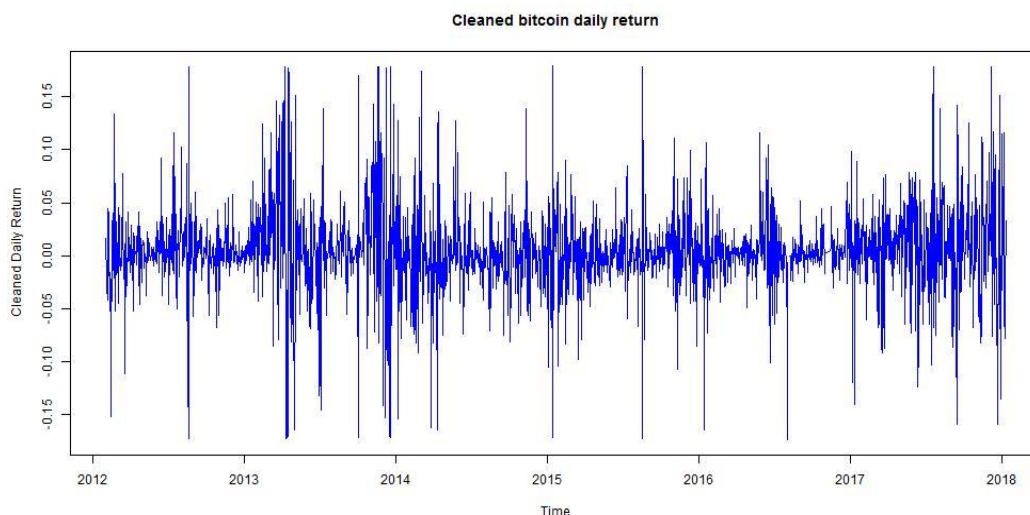
Biểu đồ 1: Giá Bitcoin trong khoảng thời gian từ 01/02/2011 đến 10/01/2018

Để thực hiện ước lượng ta lấy lợi suất của chuỗi giá Bitcoin theo công thức $r_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$, thu được biểu đồ thể hiện chuỗi lợi suất như sau:



Biểu đồ 2: Chuỗi tỷ suất lợi nhuận của giá bitcoin

Có thể thấy tồn tại một khoảng thời gian nhỏ độ biến động của chuỗi tỷ suất lợi nhuận rất lớn, sử dụng phương pháp làm sạch dữ liệu (Clean data) bằng phương pháp “boudt” để quan sát rõ được độ biến động của chuỗi tỷ suất lợi nhuận giá bông với kỳ vọng khả năng xảy ra biến động lớn bất thường trong ngưỡng cho phép. Phương pháp này không làm thay đổi mức VaR mà ta muốn ước lượng và vẫn giữ nguyên được số lượng dữ liệu.

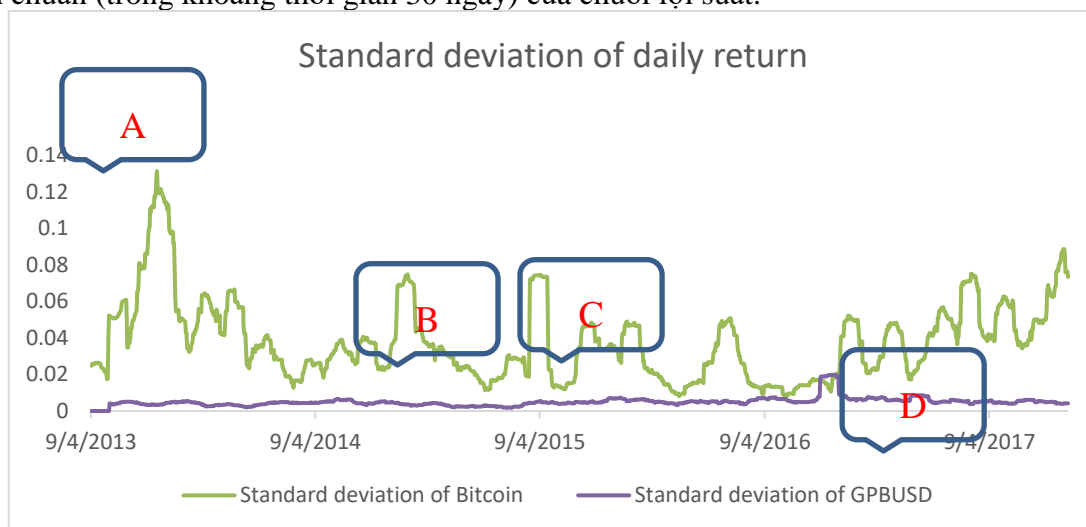


Biểu đồ 4: Chuỗi tỷ suất lợi nhuận giá bitcoin sau khi làm sạch

3.2. Đo lường Phương pháp thông thường

Để xác định độ biến động của Bitcoin, sẽ chỉ có ý nghĩa nó là “Mạnh” hoặc “Yếu” khi ta so sánh nó với một tài sản nào đó, lựa chọn so sánh độ biến động của Bitcoin với đồng tiền mạnh là GBP để xem liệu Bitcoin có tính chất giống một đồng tiền có thể là phương tiện cất giữ giá trị hay không.

Để ước lượng độ biến động của Bitcoin, ta xét chuỗi lợi suất của nó và từ đó tính được độ lệch chuẩn (trong khoảng thời gian 30 ngày) của chuỗi lợi suất.



So sánh tương đương từng thời kỳ biến động mạnh của Bitcoin và đồng GBP do trải qua các sự kiện biến động mạnh trên thị trường tài chính ta thấy, tại thời điểm ảnh hưởng mạnh mẽ nhất đến đồng GBP khi xảy ra sự kiện Brexit vào khoảng cuối 2016 đầu 2017 đồng GBP biến động đặc biệt mạnh khoảng chỉ ở mức 2% còn Bitcoin trong xuyên suốt thời gian từ 2013 đến 2017 duy trì mức biến động khoảng 10% gấp đến 5 lần so với GBP.

A: Giai đoạn biến động mạnh mẽ cuối năm 2013, thời điểm này ngân hàng trung ương Trung Quốc công bố thông tin cấm sử dụng đồng Bitcoin và mọi giao dịch hàng hóa, dịch vụ sử dụng Bitcoin đều là bất hợp pháp. Sau khi công bố thông tin, giá Bitcoin giảm mạnh.

B: Đầu năm 2015 đánh dấu bước phát triển của các công ty kinh doanh trong ngành Bitcoin, khi công ty 21 Inc công bố đã huy động được 116 triệu USD vốn liên doanh, số tiền lớn nhất với tất các các công ty kinh doanh đồng tiền kỹ thuật số nào.

C: Giai đoạn cuối 2015, có khoảng 160.000 thương gia chấp nhận thanh toán bằng đồng Bitcoin. Ngân hàng Barclays thông báo rằng họ sẽ trở thành ngân hàng đi đầu tiên của Anh

bắt đầu chấp nhận bitcoin, với kế hoạch tạo thuận lợi cho người dùng thực hiện các khoản đóng góp từ thiện bằng cách sử dụng cryptocurrency bên ngoài hệ thống của họ. Họ hợp tác vào tháng 4 năm 2016 với phần khởi động thanh toán trên điện thoại di động Circle Internet Financial.

D: Bitcoin có được tính hợp pháp hơn giữa các nhà lập pháp và các công ty tài chính. Ví dụ, Nhật Bản đã thông qua một đạo luật để chấp nhận bitcoin như một phương thức thanh toán hợp pháp, và Nga đã tuyên bố rằng nó sẽ hợp pháp hóa việc sử dụng bitcoin. Và ngân hàng trực tuyến lớn nhất Na Uy, Skandiabanken, tích hợp các tài khoản bitcoin

3.3. Sử dụng các lớp mô hình ARCH/GARCH

Ước lượng phương trình trung bình

Kiểm định tính dừng của chuỗi lợi suất:

Sử dụng kiểm định ADF được dựa trên quá trình AR(1): $Y_t = \rho * Y_{t-1} + u_t$ với cặp giả thuyết

Ho: $\rho = 1$

H1: $\rho < 1$

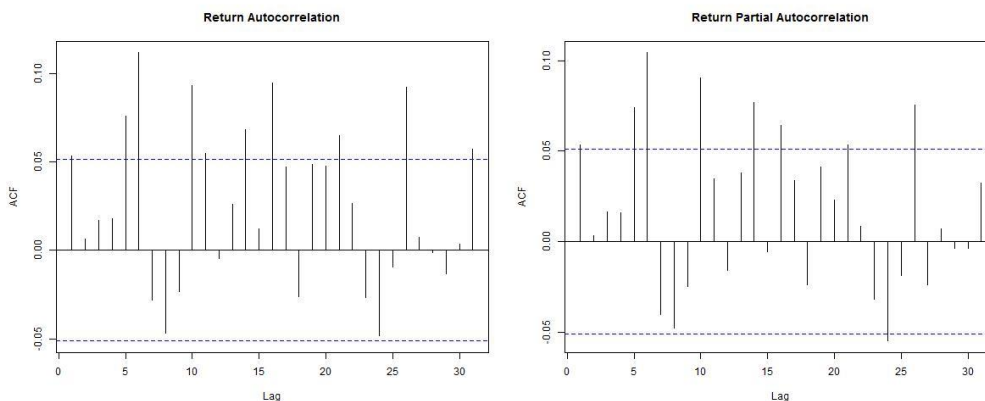
Nếu $\rho = 1$, khi đó Y_t là bước ngẫu nhiên $\Rightarrow Y_t$ là chuỗi không dừng.

Kết quả thực hiện với phần mềm R:

```
Augmented Dickey-Fuller Test
data: estimation.return
Dickey-Fuller = -9.8199, Lag order = 11, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary
```

Ta thấy, kiểm định ADF cho giá trị p-value $< 0,05$ dẫn đến bác bỏ giả thuyết Ho với mức ý nghĩa 5%. Chuỗi lợi suất giá Bitcoin là chuỗi dừng.

Xét lược đồ tự tương quan và lược đồ tương quan riêng của chuỗi lợi suất:



Biểu đồ 5: Biểu đồ tương quan và tương quan riêng của chuỗi lợi suất giá bitcoin

Quan sát lược đồ tự tương quan riêng (Return Partial Autocorrelation) và lược đồ tự tương quan (Autocorrelation) thấy chuỗi lợi suất có thể được mô tả bởi chuỗi AR(5), AR(6), AR(10), MA(5), MA(10). Để đưa ra lựa chọn mô hình hợp lý nhất, ta có thể dựa vào chỉ số AIC tương ứng với từng giá trị p,q của mô hình theo bảng sau:

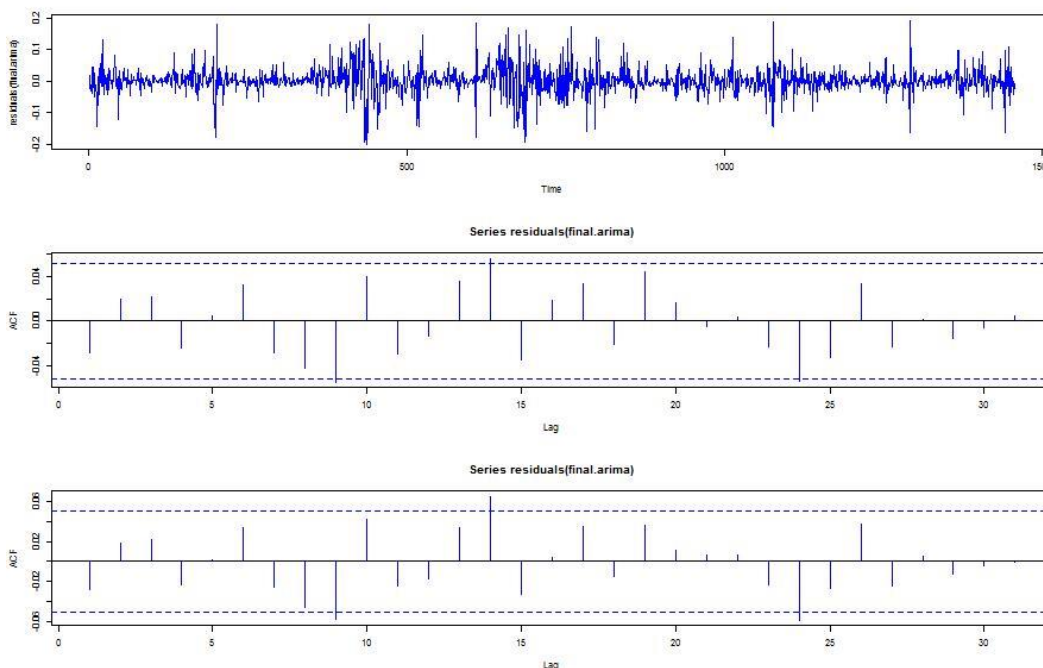
	q=0	q=1	q=2	q=3	q=4	q=5
P=0	-4943.97	-4947.3	-4945.49	-4944.01	-4942.42	-4947.43
p=1	-4947.42	-4967.4	-4943.51	-4965.3	-4963.75	-4952.54
p=2	-4945.58	-4943.6	-4964.42	-4962.9	-4962.99	-4970.35
p=3	-4944.37	-4965.3	-4963.8	-4977.3	-4962.4	-4971.37
p=4	-4943.14	-4963.93	-4962.87	-4961.09	-4982.76	-4981.36
p=5	-4950.55	-4955.92	-4972.88	-4973.05	-4981.49	-4994.8

Bảng 6: Tiêu chí AIC với từng giá trị p,q của mô hình

Ta thấy, giá trị AIC tương ứng với mô hình ARMA(5,5) là thấp nhất cho biết với chuỗi lợi suất giá Bitcoin có mô hình ARMA(5,5) là phù hợp nhất. Chọn mô hình ARMA(5,5) để ước lượng phương trình trung bình của chuỗi lợi suất giá Bitcoin, phương trình trung bình được coi là phù hợp khi phần dư của nó vượt qua được các kiểm định rằng nó là nhiễu trắng. Thực hiện kiểm định với phần dư được kết quả:

```
Augmented Dickey-Fuller Test
data: res
Dickey-Fuller = -11.882, Lag order = 11, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary
```

Bảng 7: Kiểm định tính dừng của phần dư



Bảng 8: Biểu đồ tương quan và tương quan riêng của chuỗi phần dư

Kiểm định ADF với chuỗi phần dư thấy p-value < 0,05 cho thấy phần dư là chuỗi dừng. Kết luận phần dư là nhiễu trắng như vậy mô hình được lựa chọn là mô hình phù hợp.

Sử dụng các lớp mô hình ARCH/GARCH ước lượng độ biến động

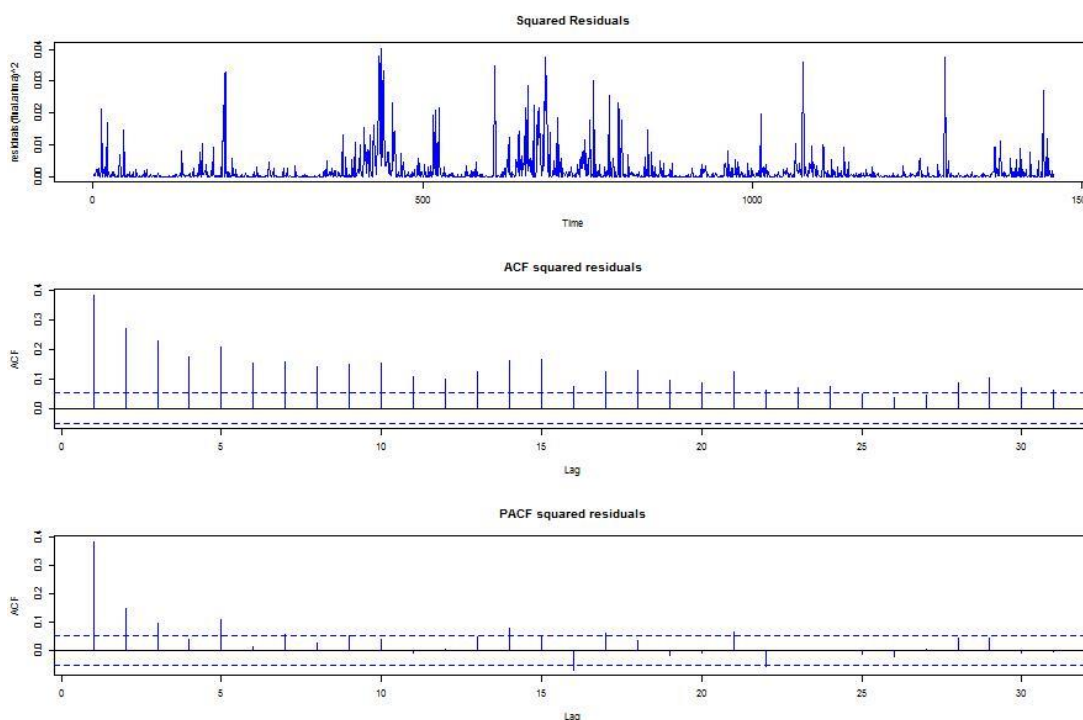
Mặc dù chuỗi phần dư là nhiễu trắng, nhưng khi xét chuỗi phần dư bình phương ta thấy xuất hiện sự bày đàn của độ biến động (nhiều quãng độ biến động nhỏ hoặc lớn co cụm lại với nhau trong một khoảng). Để ước lượng độ biến động chúng ta có thể sử dụng các lớp mô hình ARCH/GARCH.

Bảng 9: Xét chuỗi phần dư bình phương

Để làm rõ chuỗi phần dư có thực sự cần ước lượng độ biến động hay không, ta thực hiện kiểm định hiệu ứng ARCH:

Kiểm định mức độ tự tương quan:

	Test statistic	Chi-Square	P-Value
Lag = 5	504.4635	$\chi^2_{95\%,5} = 11,0705$	$8,88 \cdot 10^{-16}$
Lag = 10	669.7564	$\chi^2_{95\%,10} = 18,3070$	< 0,05
Lag = 15	802.308	$\chi^2_{95\%,15} = 24,9958$	< 0,05



Bảng 10: Kiểm định tự tương quan (Ljung-Box)

Kiểm định phương sai sai số thay đổi:

	Test statistic	Chi-Square	P-Value
Lag = 5	504.4635	$\chi_{95\%,5}^2 = 11,0705$	$4,4 \cdot 10^{-16}$
Lag = 10	669.7564	$\chi_{95\%,10}^2 = 18,3070$	< 0,05
Lag = 15	802.308	$\chi_{95\%,15}^2 = 24,9958$	< 0,05

Bảng 11: Kiểm định phương sai sai số thay đổi (Engle – Arch)

Với hai kiểm định tự tương quan (Ljung-Box) và phương sai sai số thay đổi (Engle-Arch) ta đều nhận được kết quả giá trị thống kê lớn hơn giá trị Chi-square tương ứng với p (p là độ trễ). Kết luận chuỗi phân dư có hiệu ứng ARCH. Ta thực hiện chọn các tham số và lớp mô hình GARCH phù hợp để ước lượng độ biến động:

Ước lượng tham số p,q dựa vào chỉ số AIC:

Parameters	(1,1)	(1,2)	(2,1)	(2,2)
Log_likelihood	-2754.431	-2754.372	-2755.570	-2756.584
AIC	-3.775472	-3.775662	-3.774018	-3.775682

Nhận thấy, với cặp (p,q) = (2,2) đưa ra kết quả AIC thấp nhất là phù hợp nhất. Tuy nhiên khi thực hiện kiểm định tham số thì mô hình (p,q)=(2,2) lại không tốt bằng mô hình (p,q)=(1,1). Vì vậy, ta chọn p=1 và q=1 để ước lượng mô hình.

Kiểm định tham số Beta

Omega	0.000167	3.68E-05	4.553298	5.28E-06
Alpha1	0.227619	0.037148	6.127327	8.94E-10
Alpha2	0.08211	0.0474	1.732286	0.083223
beta1	0.074525	0.151353	0.492394	0.622441
beta2	0.540005	0.114184	4.729267	2.25E-06

Ước lượng lớp mô hình GARCH phù hợp:

	sGARCH	iGARCH	eGARCH	apARCH
Log_Likelihood	2754.4370	2750.5204	2762.7848	2760.1048
AIC	-3.7755	-3.7715	-3.7856	-3.7805

Với chỉ số AIC thấp nhất, thấy mô hình EGARCH(1,1) là phù hợp nhất.

Như vậy, ta thu được mô hình cuối cùng phù hợp nhất với Bitcoin là ARMA(5,5) – EGARCH(1,1) với điều kiện giả định phần dư thu được có phân phối chuẩn.

Tương tự với Bitcoin, ta ước lượng được độ biến động tương tự với các đồng tiền mạnh đại diện để so sánh với Bitcoin lần lượt là EUR, GBP, JPY, CHF thu được kết quả sử dụng các mô hình ước lượng như sau:

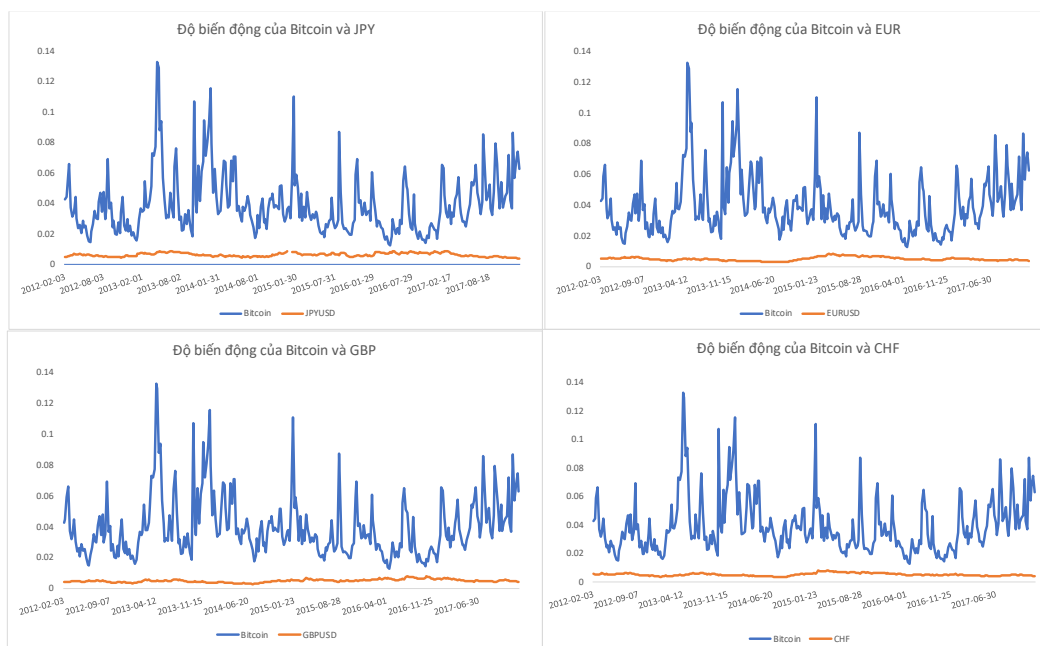
Chỉ số giá	Xu hướng giá trong 3 tháng gần nhất	Mô hình sử dụng
Bitcoin	↑↑	ARMA(5,5) – EARCH(1,1)
EURUSD	➡	ARMA(2,2) – EGARCH(1,1)
GBPUSD	➡	ARMA(5,2) – EGARCH(1,1)
JPYUSD	➡	AR(3) – GARCH(1,1)
CHFUSD	➡	MA(1) – EGARCH(1,1)

Chú thích:

↑↑: Tăng mạnh

➡: Biến động nhẹ, không thay đổi

Với các lớp mô hình ARCH/GARCH và phương trình trung bình được chọn phù hợp với Bitcoin và từng loại tiền tệ, ta thu được biểu đồ so sánh độ biến động của chúng như sau:



So sánh độ biến động của Bitcoin với các đồng tiền mạnh như GBP, JPY, EUR, CHF gần như đều quá khập khiễng, độ biến động của Bitcoin đều cao hơn gấp nhiều lần so với các đồng tiền còn lại. Các cú shock với đồng tiền như GBP với sự kiện Brexit hay sự kiện “thiên nga đen” nổi tiếng của đồng tiền CHF đã mang đến cú shock cho toàn bộ thị trường tài chính đến thế nào, thì tất cả khi so sánh cùng thang đo độ biến động với Bitcoin, các sự kiện tiêu cực nhất có thể xảy ra với thị trường ngoại hối vẫn là quá nhỏ bé với biến động của đồng tiền ảo này. Giả sử khi cả thế giới nắm giữ Bitcoin là đồng tiền lưu thông chủ yếu, tất cả ngân hàng hay các quỹ tài chính đều nắm giữ Bitcoin là tài sản an toàn như vậy một ngày khi Bitcoin có thể tăng hoặc giảm đến 20% giá trị của chính nó, khi ấy độ biến động của Bitcoin

có thể phá vỡ một nền kinh tế đến mức nào khi 20% độ biến động có thể là giảm giá ấy có thể khiến hàng nghìn tỷ \$ không cánh mà bay.

4.Kết luận

Áp dụng với các phương pháp nhằm trả lời câu hỏi đo lường độ biến động của Bitcoin, như ở đây nhóm nghiên cứu đã sử dụng phương pháp đo lường độ biến động thông thường thông qua tính chuỗi lợi suất giản đơn và xác định độ biến động thông qua ước lượng phương sai có điều kiện bởi các lớp mô hình Garch, mô hình ARIMA. Mặc dù sử dụng một trong hai phương pháp đo lường độ biến động, kết quả thu được đều cho thấy Bitcoin có độ biến động lớn và cực đoan hơn nhiều so với các đồng tiền mạnh được đem ra so sánh. Điều này cho thấy rõ nghi vấn về vai trò của Bitcoin có thể trở thành một phương tiện cất giữ giá trị và trao đổi lưu thông như tiền hay không thì có lẽ trong thời gian sắp tới Bitcoin vẫn còn chưa phù hợp để sử dụng theo những vai trò này. Bởi lẽ, khó có thể cất giữ giá trị với 1 tài sản mà độ biến động của nó có thể thay đổi đến 20% 1 ngày, biến động mạnh của Bitcoin là yếu tố rủi ro quá lớn để có thể tin tưởng đồng tiền ảo này có thể dùng để cất giữ giá trị.

Tuy nhiên, nhìn vào một khía cạnh khác, cũng hiếm có tài sản đầu cơ nào có thể biến động lớn như Bitcoin vì vậy mà nó rất được ưa chuộng với các nhà đầu tư ưa thích rủi ro. Độ biến động của Bitcoin thực sự như một con dao 2 lưỡi, gây e ngại cho những ai muốn dùng nó để cất giữ về mặt giá trị nhưng lại vô cùng “hời” với những nhà đầu tư muốn tìm cơ hội chạy kíp theo những biến động khôn lường của “con tàu” Bitcoin để kiếm lời.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Giáo trình Kinh Tế lượng (GS.TS Nguyễn Quang Đông)
- [2] Risk metrics – Technical document (J.P Morgan)
- [3] Options, Futures and Other Derivatives (John C. Hull)
- [4] Value at Risk – VAR (Philippe Jorion)
- [5] BCBS 128 (Basel Committee on Banking Supervision) - Basel II

**SỬ DỤNG MÔ HÌNH CÂN BẰNG RIÊNG NGHIÊN CỨU ẢNH HƯỞNG CỦA HIỆP
ĐỊNH CPTPP ĐẾN XUẤT-NHẬP KHẨU HẠT ĐIỀU CỦA VIỆT NAM
GIAI ĐOẠN 2010-2017**

SV: Nguyễn Thị Hoa
Trường Đại học Thủy Lợi
GVHD: NGUYỄN PGS.TS. Bùi Duy Phú

TÓM TẮT

Một trong những đặc điểm chính làm CPTPP trở thành một hiệp định mang tính bước ngoặt của thế kỷ 21, đó là: Hiệp định CPTPP cắt giảm thuế quan và các hàng rào phi thuế về căn bản đối với tất cả thương mại hàng hóa và dịch vụ và điều chỉnh toàn bộ các lĩnh vực về thương mại trong đó có thương mại hàng hóa, dịch vụ và đầu tư nhằm tạo ra các cơ hội và lợi ích mới cho doanh nghiệp, người lao động và người tiêu dùng của các nước thành viên. Để nghiên cứu ảnh hưởng CPTPP đến các hàng hóa của Việt Nam em chọn một hàng hóa xuất khẩu của Việt Nam là hạt điều bởi hạt điều là một trong những hàng hóa nông sản chủ chốt của Việt Nam. Vì điều kiện thời gian và chi phí nghiên cứu không cho phép nên với mức độ của đề tài em chỉ chọn một mặt hàng làm đại diện để minh họa cho lý thuyết và hiệu quả của CPTPP.

Từ khóa: Hiệp định CPTPP, mô hình cân bằng riêng, hạt điều Việt Nam, lợi ích người tiêu dùng.

1. Giới thiệu

Tháng 1/2017, ngay sau khi nhậm chức, Tổng thống Donald Trump ra quyết định rút Mỹ ra khỏi Hiệp định Đối tác xuyên Thái Bình Dương (TPP - Trans-Pacific Partnership Agreement) gồm 12 nước thành viên. TPP sau đó trở thành TPP-11 và đổi tên thành CPTPP (Comprehensive and Progressive Agreement for Trans-Pacific Partnership) tại Hội nghị thượng đỉnh Diễn đàn Hợp tác Kinh tế châu Á - Thái Bình Dương (APEC- Asia-Pacific Economic Cooperation) diễn ra tại Việt Nam vào tháng 11/2017. CPTPP đã thay thế TPP và hiện tại có 11 thành viên từ các nước: Canada, Australia, Brunei, Chile, Nhật Bản, Malaysia, Mexico, New Zealand, Peru, Singapore và Việt Nam. Khi đó các Bộ trưởng Thương mại đã gần như thống nhất về các nguyên tắc cơ bản và quyết định đi đến thỏa thuận dù không có Mỹ.

Rạng sáng ngày 9 tháng 3 năm 2018 (theo giờ Việt Nam), lễ ký kết Hiệp định Đối tác toàn diện và tiến bộ xuyên Thái Bình Dương (CPTPP) đã diễn ra tại thủ đô Santiago de Chile dưới sự chủ trì của Tổng thống nước chủ nhà Michelle Bachelet. Tham gia lễ ký có đại diện 11 quốc gia gồm Australia, Brunei, Canada, Chile, Nhật Bản, Malaysia, Mexico, New Zealand, Peru, Singapore và Việt Nam.

Một trong những đặc điểm chính làm CPTPP trở thành một hiệp định mang tính bước ngoặt của thế kỷ 21, đó là: Hiệp định CPTPP cắt giảm thuế quan và các hàng rào phi thuế về căn bản đối với tất cả thương mại hàng hóa và dịch vụ và điều chỉnh toàn bộ các lĩnh vực về thương mại trong đó có thương mại hàng hóa, dịch vụ và đầu tư nhằm tạo ra các cơ hội và lợi ích mới cho doanh nghiệp, người lao động và người tiêu dùng của các nước thành viên.

Để nghiên cứu ảnh hưởng CPTPP đến các hàng hóa của Việt Nam em chọn một hàng hóa xuất khẩu của Việt Nam là hạt điều bởi hạt điều là một trong những hàng hóa nông sản chủ chốt của Việt Nam. Vì điều kiện thời gian và chi phí nghiên cứu không cho phép nên với mức độ của đề tài em chỉ chọn một mặt hàng làm đại diện để minh họa cho lý thuyết và hiệu quả của CPTPP.

Lý thuyết đo lường ảnh hưởng của tự do hóa thương mại rất phong phú nhưng có thể nhóm lại thành hai nhóm cơ bản: (1) Nhóm sử dụng mô hình cân bằng tổng quát, (2) Nhóm sử dụng mô hình cân bằng riêng. Mỗi nhóm mô hình đều có ưu, nhược điểm khác nhau. Lý thuyết này sẽ cho phép chúng ta nghiên cứu ảnh hưởng của quá trình tự do hóa thương mại tới tất cả những nhóm ngành nào liên quan tới xuất nhập khẩu của nền kinh tế. Tuy nhiên do thời gian và chi phí nghiên cứu có hạn nên em sử dụng mô hình cân bằng riêng để nghiên cứu ảnh

hưởng của tự do thương mại đến sản xuất hạt điều trong nước. Vì vậy, em xin giới thiệu đề tài “*Sử dụng mô hình cân bằng riêng nghiên cứu ảnh hưởng của Hiệp định CPTPP đến Xuất-nhập khẩu hạt điều của Việt Nam giai đoạn 2010-2017*”.

2. Tổng quan tình hình nghiên cứu

CPTPP là hiệp định có chất lượng cao nhất mà Việt Nam tham gia từ trước đến nay và là cơ hội vàng cho Việt Nam phát triển trong thập niên sắp tới. Vì vậy, đã có nhiều nghiên cứu về tác động của hiệp định đến nền kinh tế Việt Nam như: “*Lợi ích kỳ vọng từ Hiệp định CPTPP với Việt Nam*” của Tạp chí tài chính; “*Hiệp định CPTPP: Phải tận dụng hết mức cơ hội có được*” của tác giả Đức Quang; “*Ký kết Hiệp định CPTPP, Việt Nam hưởng lợi ích gì?*” tác giả Châu Như Quỳnh; “*6 cơ hội và 5 thách thức đối với Việt Nam khi vào TPP*” của tác giả Nguyệt Quế;...

Tuy nhiên, những bài viết này mới chỉ dừng lại ở các bài báo đăng tải ở các tạp chí, hội thảo, chưa có một nghiên cứu nào chuyên sâu, mang tính định lượng và định tính về CPTPP. Và quan trọng hơn cả chưa có một nghiên cứu nào lượng hoá ảnh hưởng của cắt giảm thuế quan đến xuất-nhập khẩu của Việt Nam.

3. Thực trạng tình hình xuất nhập khẩu hạt điều giai đoạn 2010-2017

3.1. Hoạt động xuất khẩu hạt điều của Việt Nam

3.1.1. Sản lượng, kim ngạch xuất khẩu

Bắt đầu từ năm 2006, Việt Nam đã trở thành quốc gia xuất khẩu điều nhân lớn nhất thế giới, vượt cả Ấn Độ và Brazil. Sau đó, trong 12 năm liên tiếp, Việt Nam liên tục giữ ngôi vị đầu bảng về xuất khẩu điều nhân trên thế giới.

Bảng 1: Số liệu xuất khẩu hạt điều giai đoạn 2010-2017

Năm	Sản lượng (tấn)	Trị giá (1000USD)	Mức giá (USD/tấn)
2010	194622	1134739.593	5830.4796
2011	177588	1473171.768	8295.4466
2012	221483	1470342.806	6638.6260
2013	262140	1636125.638	6241.4284
2014	302531	1993836.985	6590.5213
2015	328245	2397838.17	7305.0257
2016	346844	2842575.911	8195.5459
2017	353268	3516805.207	9955.0630

Nguồn: Tổng cục thống kê

Trong giai đoạn 2010-2017, mức giá xuất khẩu ngày càng tăng cao qua các năm. Năm 2011, mức giá tăng đột biến từ 5830.4796USD/tấn lên 8295.4466USD/tấn, tăng 42,28%. Mức giá tăng đột biến là do tình hình lạm phát của Việt Nam trong năm 2011 tăng cao lên đến mức 18.58% so với mức 11.75% năm 2010. Năm 2012 Việt Nam đã hoàn thành tốt mục tiêu kiềm chế lạm phát. Mức lạm phát cả năm 2012 là 6.81% thấp hơn mức chỉ tiêu kế hoạch 7% mà Quốc hội đề ra. Nhờ vậy, mức giá hạt điều đã trở nên ổn định hơn vào giai đoạn tiếp theo.

Sản lượng xuất khẩu điều của Việt Nam tăng dần qua các năm, năm 2017 là 353268 tấn, tăng 1.85% (346844 tấn), tăng 81.51% so với 2010 (194622 tấn). Sản lượng xuất khẩu ngày càng cao do công suất chế biến các nhà máy tăng lên.

Giá trị xuất khẩu điều kim ngạch có xu hướng tăng dần qua các năm. Chỉ có năm 2012 là giá trị xuất khẩu giảm nhẹ 0.19%. Năm 2012 giá trị xuất khẩu giảm là do mức giá giảm 24.96% trong khi lượng tăng 24.72%.

3.1.2. Cơ cấu thị trường xuất khẩu hạt điều của Việt Nam

Hạt điều là một trong những mặt hàng nông sản chủ lực của Việt Nam và được xuất khẩu sang nhiều nước trên thế giới. Nhờ đảm bảo chất lượng mà hạt điều Việt Nam thâm nhập vào được cả các thị trường khó tính như: Mỹ, EU,...

Bảng 2: Số liệu thống kê về xuất khẩu hạt điều phân theo một số nước, khối nước và vùng lãnh thổ chủ yếu

STT	Nước	Lượng (Tấn)		Trị giá (1000 USD)	
		Năm 2016	Năm 2017	Năm 2016	Năm 2017
1	EU	86901	94038	705640.909	944494.982
2	ASEAN	9822	10416	78954.898	102949.935
3	Mỹ	117466	120761	969986.221	1219398.078
4	Nhật Bản	3202	2928	26372.714	28305.294
5	Ô-xtrây-li-a	14700	13381	120830.691	133239.121
6	CHND Trung Hoa	51814	48064	422611.789	469380.047
7	Ấn Độ	4030	5556	28603.395	46000.619
8	U-crai-na	289	366	2297.781	3450.728

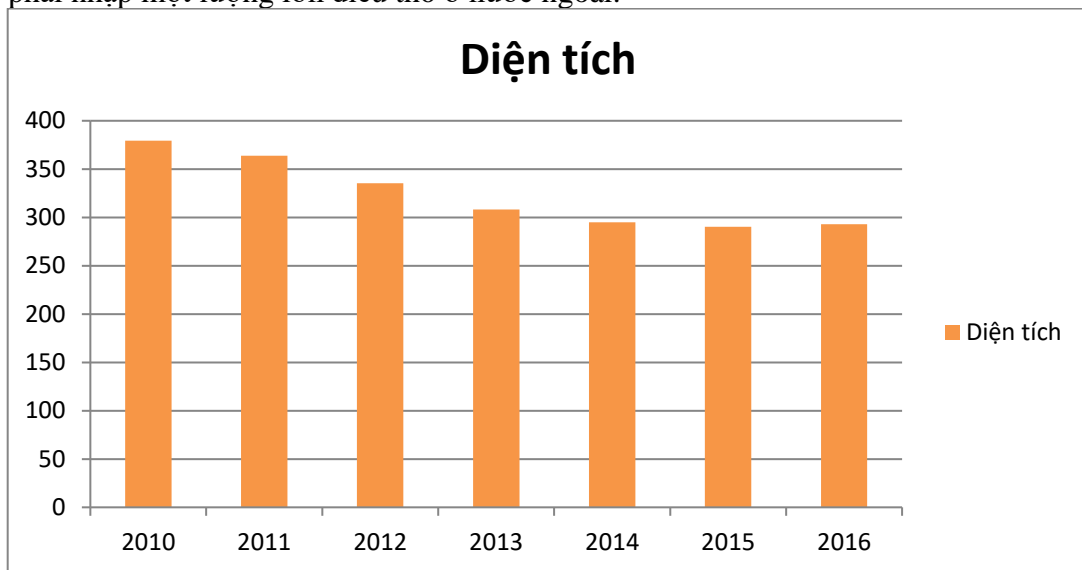
Nguồn: Tổng cục thống kê

Các thị trường nhập khẩu hàng hạt điều từ Việt Nam năm 2017 chủ yếu gồm: Hoa Kỳ với kim ngạch đạt 1,22 tỷ USD tăng 25,7% so với năm 2016. Tiếp theo là EU đạt gần 1 tỷ USD, tăng 32,3%; Hà Lan đạt 542 triệu USD, tăng 41,6%; Trung Quốc đạt 469 triệu USD, tăng 11,2% so với năm 2016.

3.2. Hoạt động nhập khẩu hạt điều của Việt Nam

3.2.1. Diện tích trồng điều của Việt Nam

Ngành điều Việt Nam phát triển nhưng lại không thể chủ động trong nguồn nguyên liệu thô để phục vụ sản xuất. Diện tích trồng điều đang ngày càng bị thu hẹp trong khi đó công suất sản xuất điều của các nhà máy ngày càng được nâng cao. Vì vậy, các doanh nghiệp sản xuất điều phải nhập một lượng lớn điều thô ở nước ngoài.



Nguồn: Tổng cục thống kê

**Hình 1: Diện tích gieo trồng cây điều của Việt Nam giai đoạn 2010-2016
(Đơn vị tính: Nghìn ha)**

Giai đoạn 2010-2016, diện tích trồng điều của Việt Nam liên tục giảm xuống đã đặt áp lực nguồn cung đến ngành sản xuất điều trong nước. Lượng nhập khẩu hạt điều của Việt Nam tiếp tục tăng và đến năm 2017 lượng điều nhập khẩu đã lên đến 1275456 tấn tăng 223.44% so với năm 2011 và giá tăng 37.40%.

Theo Bộ trưởng Nông nghiệp và Phát triển nông thôn, ông Nguyễn Xuân Cường, ngành điều Việt Nam có nhiều cơ hội phát triển vì nhu cầu người dùng ngày một tăng. Tuy nhiên, ngành điều đang đối mặt với ba thách thức lớn, đó là nguyên liệu, chế biến và tiếp cận thị trường. Trước hết, phải dồn toàn lực cho sản xuất nguyên liệu. Đây là nút thắt của ngành điều và muốn làm được điều đó phải có sự vào cuộc quyết liệt từ T.Ư tới địa phương.

3.2.2. Sản lượng, kim ngạch nhập khẩu

Việt Nam liên tục là nước xuất khẩu nhân điều số 1 thế giới từ năm 2006. Tuy nhiên, nguồn cung thiếu hụt trong nước đã khiến Việt Nam phụ thuộc nhiều vào nguồn cung đến từ nhập khẩu.

Bảng 3: Số liệu nhập khẩu hạt điều giai đoạn 2011-2017

Năm	Sản lượng (tấn)	Trị giá (1000USD)	Mức giá (USD/tấn)
2011	394343	569962.81	1445.35
2012	332566	334071	1004.53
2013	639978	601445.97	939.79
2014	578757	650969.64	1124.77
2015	855789	1129948.63	1320.36
2016	1039320	1658263.10	1595.527
2017	1275456	2532890.67	1985.87

Nguồn: Tổng cục thống kê

Năm 2012, cung thế giới thiếu hụt đã khiến lượng điều nhập khẩu giảm so với những năm trước. Sự suy giảm nhẹ nguồn cung nội địa diễn ra trong khi thế giới đang diễn ra thiếu hụt cung điều thô. Nguồn cung từ Bờ Biển Ngà giảm do tình hình chính trị tại nước này.

Đầu những năm 2000, khi công suất chế biến các nhà máy vượt quá sản lượng thu hoạch trong nước, các doanh nghiệp chỉ nhập khẩu khoảng 20% - 30%, còn lại 70% - 80% là sử dụng nguồn nguyên liệu điều thô trong nước, nhưng đến năm 2014 đã tăng lên phải nhập 50% sản lượng điều thô mới đủ chế biến hàng chất lượng cao để xuất khẩu. Và năm 2015, các doanh nghiệp đã nhập trên 860.000 tấn, chiếm hơn 60% sản lượng chế biến. Bên cạnh công suất chế biến các nhà máy tăng lên, còn có lý do sản lượng nguyên liệu điều thô trong nước giảm xuống do cây điều không cạnh tranh lại được với những cây công nghiệp khác có giá trị hơn như cà phê, cao su, hồ tiêu, nên cây điều chỉ bám vùng đất mà những cây khác không trụ lại được.

3.2.3. Cơ cấu thị trường nhập khẩu hạt điều của Việt Nam

Nếu như ở nhiều ngành công nghiệp chế biến khác, thách thức lớn nhất là đầu ra thì với ngành điều, thách thức lớn nhất lại ở nguồn nguyên liệu đầu vào. Hiện phần lớn nguồn điều thô nguyên liệu làm nên “kỳ tích” xuất khẩu cho ngành điều Việt Nam lại phụ thuộc vào nhập khẩu.

Bảng 4: Số liệu thống kê về nhập khẩu hạt điều phân theo một số nước, khối nước và vùng lãnh thổ chủ yếu

STT	Nước	Lượng (tấn)		Trị giá (1000USD)	
		2016	2017	2016	2017
1	Cốt-đi-voa	425415	436767	654543.485	849454.235
2	Cam-pu-chia	77220	84711	114562	168470.332
3	In-đô-nê-xi-a	57653	41018	113466.278	87860.919
4	Xin-ga-po		107		219

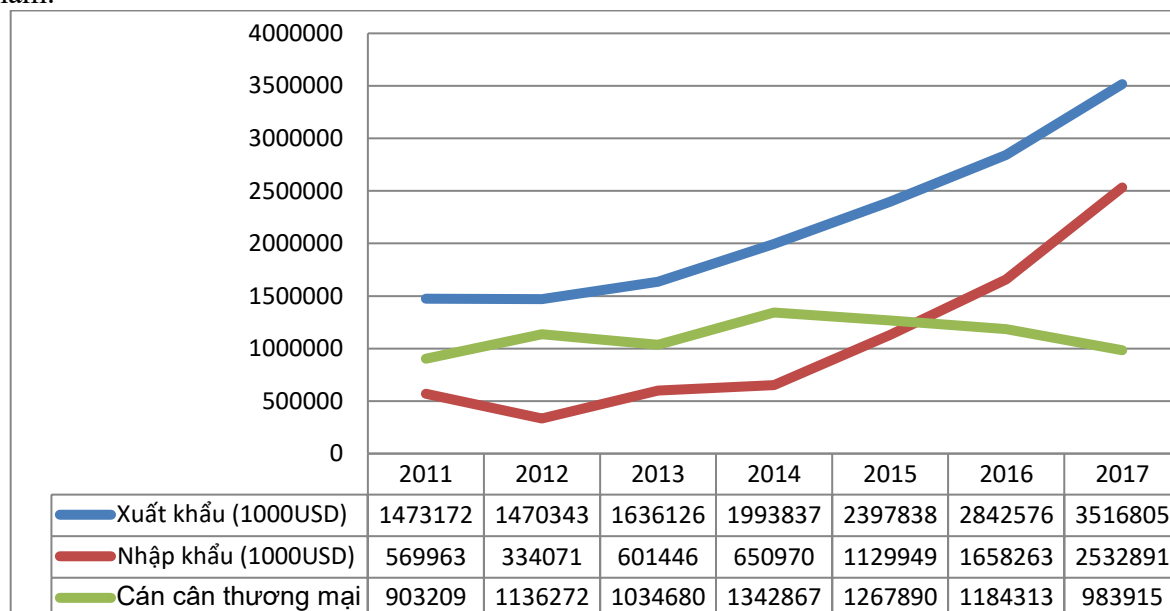
Nguồn: Tổng cục thống kê

Nghịch lý là trong khi đang “lên như điều gặp gió” thì ngành điều lại đặt mục tiêu giảm lượng chế biến - xuất khẩu năm 2018 về còn 300.000 tấn, tức thấp hơn năm trước 14%. Lý do chính theo Vinacas là vì “ngành điều chưa chủ động được nguyên liệu tại chỗ, giá nhập khẩu quá cao mà chất lượng hàng lại kém. Vì vậy cần ‘giảm lượng để tăng chất, hướng vào chế biến sâu và phát triển thị trường nội địa”.

Theo thống kê từ Vinacas, hiện phần lớn điều thô nguyên liệu đều được nhập khẩu từ các nước châu Phi. Trong đó, riêng Bờ Biển Ngà chiếm đến 35% tổng lượng điều thô nhập về Việt Nam. Tuy nhiên, giao dịch với thị trường châu Phi là những hợp đồng có nhiều rủi ro nhất. Hiệp hội tất nhiên có cảnh báo đến doanh nghiệp hội viên thường xuyên nhưng trước áp lực về nguyên liệu, khâu hao tài sản, việc làm cho công nhân... nên nhiều doanh nghiệp vẫn phải “liều”. Có nhiều trường hợp nhà xuất khẩu điều châu Phi từng ép phía doanh nghiệp Việt Nam đặt cọc khoảng 10%, ký hợp đồng rồi mới giao hàng nhưng sau đó chẳng có thương vụ nào diễn ra.

3.3. Cán cân thương mại

Ngành điều Việt Nam liên tục tăng trưởng cả về số lượng và chất lượng, điều này được thể hiện ở mức giá và sản lượng tăng lên. Cán cân thương mại liên tục tăng dư qua các năm.



Nguồn: Tổng cục thống kê

Hình 2: Biểu đồ thể hiện giá trị xuất-nhập khẩu và cán cân thương mại hạt điều Việt Nam giai đoạn 2011-2017

Từ năm 2011 đến 2017, trị giá xuất khẩu và nhập khẩu có xu hướng liên tục tăng. Cán cân thương mại của Việt Nam về ngành điều luôn thặng dư. Tuy nhiên, cán cân thương mại không ổn định và có xu hướng giảm mạnh từ năm 2014 đến 2017 do tốc độ tăng của nhập khẩu lớn hơn tốc độ tăng của xuất khẩu. Nguyên nhân là do Việt Nam đứng đầu thế giới về xuất khẩu hạt điều nhưng chỉ chủ động được 1/3 nguồn nguyên liệu, gần 2/3 nguồn nguyên liệu của ngành này phụ thuộc vào số lượng nhập khẩu. Bài toán nguyên liệu cho ngành chế biến xuất khẩu điều Việt Nam cho đến nay vẫn chưa được giải quyết triệt để.

4. Phương pháp nghiên cứu

4.1. Dữ liệu

Số liệu được sử dụng trong nghiên cứu này là P_s , Q_s , P_m , Q_m theo tháng của Việt Nam, dữ liệu này được thu thập từ Tổng Cục Thống Kê từ tháng 1 năm 2011 đến tháng 10 năm 2017. Tổng cộng bao gồm 492 quan sát (7 năm). Tất cả các quan sát này được sử dụng vào việc thiết lập mô hình.

Các biến được sử dụng trong mô hình: Q_s lượng cung nội địa; P_s Giá cung nội địa; Q_m Lượng nhập khẩu; P_m Giá nhập khẩu; Q_d Lượng cầu nội địa và P_d Giá cầu nội địa.

4.2. Mô hình nghiên cứu

4.2.1. Mô hình kinh tế lượng: Mô hình cân bằng riêng

Mô hình cân bằng riêng mà em lấy làm căn cứ xây dựng phương pháp tính là mô hình cân bằng riêng đo chi phí bảo hộ của hai nhà kinh tế Mỹ Morke và Tarr đưa ra năm 1980 (Morke and Tarr, 1980) sau đó được sử dụng để phân tích ảnh hưởng của chi phí bảo hộ mậu dịch ở Mỹ (Hufbauer, 1994), Nhật Bản (Sazanami, 1995), Hàn Quốc (Kim, 1996), Trung Quốc (Shuguang, 1998), và Việt Nam (Nguyễn Khắc Minh, 2001), Nguyễn Văn Luyện (2002) và Phan Hữu Nhật Minh (2002).

Để xem xét ảnh hưởng về xuất-nhập khẩu hạt điều, em đưa ra mô hình toán dựa trên các giả thiết:

Hàng hoá được sản xuất trong nước và hàng nhập khẩu là thay thế không hoàn hảo.

Biểu cung cho hàng nhập khẩu là phẳng (co giãn hoàn toàn).

Biểu cung cho hàng sản xuất trong nước có độ dốc dương.

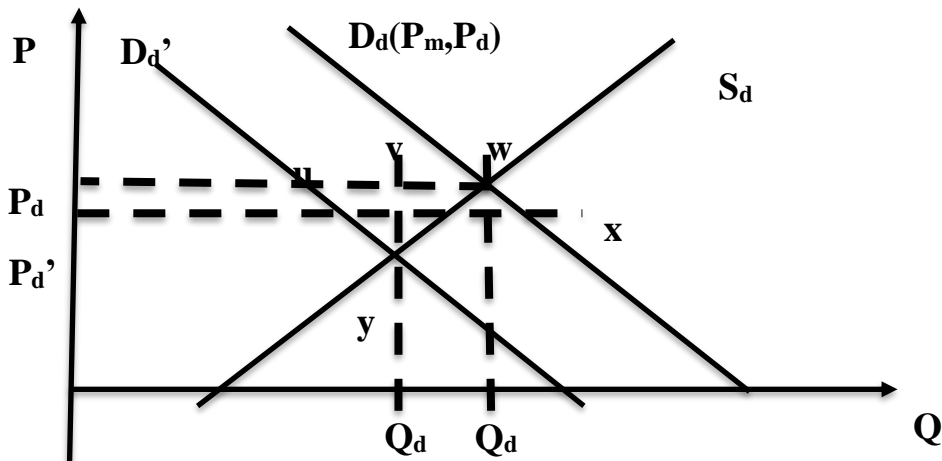
Tất cả các thị trường là cạnh tranh hoàn hảo.

Mô tả ảnh hưởng bằng đồ thị

Ảnh hưởng của việc loại bỏ hàng rào thương mại (thuế quan hoặc hạn quota) được minh họa ở hình 3 và hình 4.

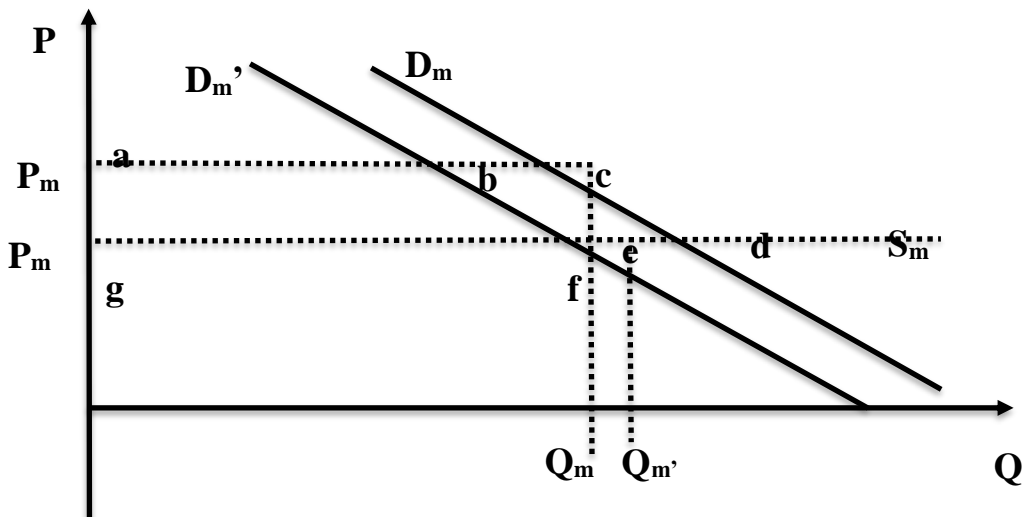
Trong trường hợp có bảo hộ, giá của hàng nội địa là P_d , và lượng cầu là Q_d . Tự do hoá (loại bỏ thuế quan hoặc quota) dẫn đến sự giảm giá của hàng nhập khẩu (xem hình 3) điều này dẫn đến cầu với hàng hoá trong nước giảm, dịch chuyển từ D_d xuống D_d' , lượng tiêu thụ giảm xuống Q_d' , và giá mới là P_d' .

Khi có hàng rào thương mại, giá của hàng được sản xuất trong nước cạnh tranh nhập khẩu là p_d , lượng cầu là Q_d . Sau khi tự do hoá thương mại giá nhập khẩu giảm xuống P_m . Cầu cho hàng thay thế được sản xuất trong nước giảm, dịch chuyển đường cầu từ D_d đến D_d' , lượng tiêu dùng giảm đến Q_d' , giá giảm đến P



Hình 3: Ảnh hưởng loại bỏ hàng rào thương mại trên thị trường trong nước

Khi có hàng rào thương mại, giá của hàng nhập khẩu ở thị trường được bảo hộ là P_m , lượng nhập khẩu là Q_m . Sau khi tự do hoá thương mại giá nhập khẩu giảm xuống P_m' , bằng giá thế giới. Phản ứng đối với việc làm thấp giá ở thị trường nội địa là đường cầu nhập khẩu D_m sẽ dịch chuyển đến D_m' , lượng nhập khẩu lúc này là Q_m'



Hình 4: Ảnh hưởng của giảm rào cản thuế quan ở thị trường nhập khẩu

Ví dụ khi loại bỏ đi thuế quan sẽ làm thấp giá hàng nhập khẩu trong thị trường nội địa, trong hình vẽ, giá nhập khẩu giảm từ P_m đến P_m' .

Việc giảm giá của hàng nhập khẩu làm cho đường cầu hàng nội địa dịch chuyển vào phía trong như được chỉ ra ở hình 1 từ D_d đến D_d' điều này dẫn đến việc làm giảm giá hàng sản xuất ở trong nước từ P_d đến P_d' .

Chúng ta quay lại hình 4, việc giảm giá hàng sản xuất trong nước sẽ làm cho đường cầu hàng nhập khẩu dịch chuyển vào phía trong từ D_m đến D_m' . Khi cân bằng được lập lại, giá của

cả hàng nội địa và hàng nhập khẩu đều hạ, sản lượng hàng hoá được sản xuất trong nước sẽ thấp hơn (Q_d đến Q_d') so với trước khi tự do hoá thương mại. Lượng nhập khẩu sẽ cao hơn (từ Q_m đến Q_m').

4.2.1.1. Phân tích ảnh hưởng phúc lợi của việc loại bỏ hàng rào thương mại

4.2.1.1.1. Cơ sở kinh tế của phân tích

Sử dụng các mô hình trên các tác giả đều xem việc thay đổi giá và lượng do tự do hoá thương mại đem lại thặng dư của người tiêu dùng.

Một phần thặng dư của người tiêu dùng tăng lên là do các nguyên nhân sau:

i/ Người tiêu dùng bây giờ phải trả ít hơn cho cùng lượng hàng hoá mà họ phải trả khi có hàng rào thương mại.

ii/ Thêm vào đó những người tiêu dùng mà trước đây không mua hàng hoá này vì giá cao, nay do giá thấp họ tham gia vào thị trường.

Tuy nhiên thặng dư của người tiêu dùng do tự do hoá thương mại một phần bị khấu trừ do mất trong thặng dư của người sản xuất tại thị trường nội địa vì sự thay thế hàng nội địa bằng hàng hoá nhập khẩu, dẫn tới cả giá và sản lượng của hàng hoá nội địa đều giảm.

Nếu hàng rào thương mại là thuế quan thì tổn thất nguồn thu của chính phủ, một phần được bù đắp bởi thặng dư của người tiêu dùng.

Nếu hàng rào thương mại là hạn ngạch thì tự do hoá thương mại sẽ loại bỏ tô cô ta mà trước đây thuộc về người nhập khẩu trong nước hoặc người xuất khẩu nước ngoài hoặc sự kết hợp của cả hai, phụ thuộc cả vào lượng được phân phối như thế nào và sức mạnh kinh tế của những người tham gia thị trường.

Cuối cùng hiệu quả kinh tế đạt được bởi vì xoá bỏ hàng rào thương mại mà trước đây đã làm mất định hướng đúng trong việc phân phối nguồn.

Trước tự do thương mại thuế quan hoặc hạn ngạch ...giống như một cái nêm làm cho có sự chênh lệch lớn giữa giá nội địa của hàng nhập khẩu và giá thế giới. Điều này có thể gây ra sự phi hiệu quả là sự di chuyển nguồn vào việc sản xuất những hàng hoá thay thế không hiệu quả ra khỏi những khu vực mà ở đó nguồn được sử dụng một cách có hiệu quả.

4.2.1.1.2. Phương pháp tính ảnh hưởng

Phương pháp tính ảnh hưởng phúc lợi được sử dụng ở đây dựa trên mô hình của Morkre và Tarr năm 1980. Vì hàng hoá nhập khẩu và hàng hoá nội địa là thay thế không hoàn hảo nên tổng lợi ích đối với người tiêu dùng phải được tính như là tổng thặng dư mà người tiêu dùng thu được trong hai thị trường tách biệt. Quay lại hình 4 chúng ta có thể chỉ ra rằng thặng dư của người tiêu dùng thu được từ tự do hoá thương mại trong thị trường nhập khẩu được xấp xỉ bởi diện tích của hình *aceg*.

Phương pháp ước lượng thặng dư của người tiêu dùng trong thị trường nhập khẩu xuất phát từ phương pháp phân tích của Burns năm 1973 về việc đo thặng dư của người tiêu dùng và cho trung bình thu được được tính một cách tách biệt từ hai đường cầu.

Bằng cách sử dụng đường cầu cũ D_m cho diện tích *acdg* như là việc thay đổi trong thặng dư người tiêu dùng trong khi đó đường cầu lớn D_m' cho ta diện tích của hình *abeg*. Sự khác nhau giữa hai diện tích được chỉ ra bằng hình bình hành *bcde*. Đường thẳng *ce* chia diện tích này thành hai phần và cho thay đổi thặng dư người tiêu dùng là diện tích *aceg*. Diện tích *aceg* có thể ước lượng được bằng cách cộng diện tích hình chữ nhật *acfg* vào diện tích tam giác *cef*.

Nếu hình thức của bảo hộ là thuế quan thì diện tích hình chữ nhật *acfg* biểu thị sự chuyển giao nguồn thu từ thuế của chính phủ đến người tiêu dùng dưới dạng tổn thất về nguồn thu từ thuế quan, có thể ước lượng được theo công thức sau:

$$(P_m - P_m') * Q_m \quad (1)$$

Diện tích của hình tam giác *cef* biểu thị sự khôi phục lại những cái mất, cái được ước lượng theo công thức sau:

$$(1/2) * (P_m - P_m') * (Q_m' - Q_m) \quad (2)$$

Nếu hàng rào thương mại là lượng được sử dụng và nếu tất cả quota của hạn ngạch trước đây thuộc về người xuất khẩu nước ngoài thì diện tích *acfg* được chuyển cho người trong nước.

Trong trường hợp đó, thặng dư người tiêu dùng trong thị trường nhập khẩu, tổng diện tích của hình chữ nhật $acfg$ và diện tích của tam giác cef , sẽ bằng phúc lợi quốc gia ròng.

Tức là: $(P_m - P_m')Q_m + (1/2)(P_m - P_m')(Q_m' - Q_m)$

Nếu trước đây cả thuế quan và cô ta được sử dụng, thì tương đương thuế quan của cô ta được giả thiết là sự khác nhau giữa toàn bộ việc giảm giá nhập khẩu $(P_m - P_m')$ và hiệu quả của thuế quan của giá.

Ảnh hưởng trong nước ở hình 1, phúc lợi của người tiêu dùng thu được từ việc làm thấp giá nội địa có thể xấp xỉ bằng diện tích $swyz$. Diện tích $swyz$ có thể ước lượng được bằng việc cộng diện tích hình chữ nhật $svyz$ và diện tích của tam giác vwy .

Tại thị trường nội địa, thặng dư người tiêu dùng tăng lên bù đắp đầy đủ cho số mất đi trong thặng dư người sản xuất.

$$(Pd - Pd')(Qd') + (1/2)[(Pd - Pd')(Qd - Qd')] \quad (3)$$

4.2.1.2. Mô hình thực nghiệm

Để áp dụng việc phân tích đối với trường hợp đặc biệt, các tác giả trên đã dựa vào mô hình cân bằng riêng đơn giản đã được trình bày bằng đồ thị ở trên. Dạng của mô hình được chọn với giả thiết là mối liên hệ cung và cầu không phải là tuyến tính mà là tuyến tính theo loga, giả thiết này làm cho các tham số kết hợp được với các số hạng về giá và giải thích độ co giãn dễ dàng hơn.

+/ Mô hình ứng dụng

Để đạt được kết quả này ta giả định cầu và cung nội địa dưới dạng sau:

$$Q_d = aPd^{Edd}P_m^{Edm} \quad (4)$$

$$Q_s = bPd^{Es} \quad (5)$$

Trong đó

Edd là độ co giãn riêng của cầu hàng hoá sản xuất trong nước theo giá của nó. Nó chỉ ra rằng 1% tăng lên của giá hàng hoá được sản xuất trong nước thì giảm $Edd\%$ trong cầu hàng hoá đó vì vậy ta kỳ vọng $Edd < 0$.

Edm là độ co giãn chéo của cầu hàng hoá sản xuất trong nước theo giá hàng nhập khẩu. Vì hàng nhập khẩu và hàng nội địa được giả thiết là có thể thay thế cho nhau nên nó chỉ ra rằng 1% tăng lên của giá hàng nhập khẩu thì có thể làm tăng $Edm\%$ trong cầu hàng nội địa, nên ta kỳ vọng $Edm > 0$.

Es là độ co giãn của cung theo giá riêng của hàng hoá được sản xuất trong nước. Nó chỉ ra rằng 1% tăng lên của giá hàng hoá được sản xuất trong nước làm tăng $Es\%$ trong cung hàng hoá đó vì vậy ta kỳ vọng $Es > 0$.

Vì trong mô hình, hàng hoá được sản xuất trong nước và hàng nhập khẩu có thể thay thế không hoàn toàn, cân bằng trong thị trường nội địa đòi hỏi cầu của hàng hoá nội địa phải bằng cung của nó nghĩa là $Q_d = Q_s$.

Giả sử rằng cung nhập khẩu là co giãn hoàn toàn thì các hàm cung và cầu trên thị trường nhập khẩu sẽ được cho bởi phương trình

$$Q_m = cPd^{Emd}P_m^{Emm} \quad (6)$$

$$P_m = P_m''(1+t) \quad (7)$$

Trong đó

Emm là độ co giãn riêng của cầu hàng nhập khẩu theo giá của nó. Nó chỉ ra rằng 1% tăng lên của giá hàng hoá nhập khẩu dẫn tới $Emm\%$ suy giảm trong cầu hàng hoá đó vì vậy ta kỳ vọng $Emm < 0$.

Emd là độ co giãn chéo của cầu hàng hoá nhập khẩu theo giá hàng sản xuất trong nước. Vì hàng nhập khẩu và hàng sản xuất trong nước được giả thiết là các hàng hoá có thể thay thế cho nhau nên nó chỉ ra rằng 1% tăng lên của giá hàng hoá sản xuất trong nước thì có thể làm tăng $Emd\%$ trong cầu hàng hoá nhập khẩu vì vậy ta kỳ vọng $Emd > 0$.

Phương trình (7) biểu thị cung của hàng hoá nhập khẩu là hoàn toàn co giãn và do đó giá thế giới P_m'' là bằng $P_m/(1+t)$.

Hệ thống phương trình của hàm cầu và hàm cung có thể đưa về dạng loga như sau:

$$\ln Q_d = \ln a + E_{dd} \ln Pd + E_{dm} \ln P_m \quad (8)$$

$$\ln Q_s = \ln b + E_s \ln P_d \quad (9)$$

$$\ln Q_m = \ln c + E_{md} \ln P_d + E_{mm} \ln P_m \quad (10)$$

$$\ln P_m = \ln [P_m'' (1+t)] \quad (11)$$

Ước lượng ảnh hưởng của việc thay đổi trong bảo hộ sản xuất trong nước đối với cạnh tranh với nước ngoài bằng việc sử dụng hệ thống hai bước sau

Bước 1, số liệu giá và lượng được sử dụng, cùng với ước lượng của độ co giãn, để giải các phương trình (8), (9) và (10) nhằm tìm ra các hằng số chưa biết là $\ln a$, $\ln b$ và $\ln c$, nghĩa là

$$\ln a = \ln Q_d - E_{dd} \ln P_d - E_{dm} \ln P_m$$

$$\ln b = \ln Q_s - E_s \ln P_d$$

$$\ln c = \ln Q_m - E_{md} \ln P_d - E_{mm} \ln P_m$$

Những hằng số này biểu thị ảnh hưởng của các biến phi giá cả khác lên hàm cầu và hàm cung. Giả thiết cơ bản trong bước này là thời kỳ cơ sở cho số liệu về lượng và giá thu thập được là ở trong trạng thái cân bằng (tức là thời kỳ có cung bằng cầu).

Bước 2, sử dụng hệ số chặn và hệ số co giãn và ước lượng một cách tách biệt sự thay đổi trong giá hoặc lượng của nhập khẩu do việc thay đổi trong bảo hộ để tính cân bằng mới và từ đó rút ra ảnh hưởng phúc lợi nhờ so sánh tính

4.2.1.2.2. Trường hợp 1: Tính ảnh hưởng của thuế quan

Bước 1: Sử dụng số liệu giá và lượng, cùng với ước lượng của độ co giãn để giải các phương trình (8), (9) và (10) nhằm tìm ra các hằng số chưa biết là $\ln a$, $\ln b$ và $\ln c$.

Bước 2: Căn cứ vào phương trình (11) và mức giảm thuế quan để tính P_m' , nghĩa là

$$\ln P_m' = \ln [P_m'' (1+t')] \quad (11')$$

Bước 3: Sử dụng kết quả việc giảm thuế quan, ta giải phương trình (8) và (9) để tìm ra giá mới của hàng hoá nội địa :

$$\ln P_d' = (\ln a - \ln b) / (E_s - E_{dd}) + [E_{dm} / (E_s - E_{dd})] * \ln P_m' \quad (11'')$$

$\ln P_m'$ biểu thị bởi giá nhập khẩu trước (tương ứng với P_m trong H1) trừ đi sự thay đổi trong giá mới sinh ra bởi việc loại bỏ thuế quan (tương ứng với sự khác nhau giữa $P_m - P_m'$).

Bước 4: Sử dụng kết quả P_m' và P_d' tính được từ (11') và (11'') thay vào các phương trình (8) và (10) để tính Q_d' , Q_s' , Q_m'

$$\ln Q_d' = \ln a + E_{dd} \ln P_d' + E_{dm} \ln P_m' \quad (12)$$

$$\ln Q_m' = \ln c + E_{md} \ln P_d' + E_{mm} \ln P_m' \quad (13)$$

Bước 5: Sử dụng kết quả tính được của P_m' , P_d' , Q_d' , Q_s' , Q_m' để tính ảnh hưởng phúc lợi của thuế quan thay đổi nhờ sử dụng các công thức (1), (2) và (3) nghĩa là:

Giảm doanh thu của chính phủ từ thuế quan (được chuyển cho người tiêu dùng trong nước) có thể ước lượng được theo công thức sau:

$$(P_m - P_m') * Q_m \quad (14)$$

Trong thị trường nội địa, thặng dư tăng thêm của người tiêu dùng đúng bằng phần thiệt hại của người sản xuất :

Mất của người sản xuất trong thị trường nội địa

$$(P_d - P_d') (Q_d') + (1/2) [(P_d - P_d') (Q_d - Q_d')] \quad (15)$$

Để thuận tiện cho việc tính toán chúng ta giả thiết rằng giá ở thời kỳ cơ sở được chỉ số hoá bằng 1. Vì thế sự thay đổi trong thuế quan có thể được biểu diễn theo giá trị mà trong đó tỷ lệ theo giá trị được áp dụng đối với giá thế giới mà không có thuế quan P_m' .

4.2.1.2.2. Trường hợp 2: Loại bỏ Quota (hạn ngạch)

Trường hợp quota bị loại bỏ thì việc tính toán phức tạp hơn. Nếu lượng nhập khẩu mới là Q_m' có thể ước lượng được thì phương trình (10) có thể sắp xếp lại để biểu thị giá nhập khẩu mới (sau khi loại đi quota) như là hàm của cả lượng mới được nhập khẩu và giá nội địa mới điều này sẽ được xét trong mục tiếp theo. Các bước được tiến hành như sau:

Bước 1: Sử dụng số liệu giá và lượng, cùng với ước lượng của độ co giãn, để giải các phương trình (8), (9) và (10) để tìm ra các hằng số chưa biết: $\ln a$, $\ln b$ và $\ln c$.

Bước 2: Sử dụng cặp phương trình (11') và (11'') để tìm ra $\ln P_d'$ và $\ln P_m'$

$$\text{Và } \ln P_m' = \frac{[\ln Q_m' - \ln c - E_{md} \ln P_d']}{E_{mm}}$$

Bước 3: Sử dụng kết quả của việc giảm thuế quan ta giải phương trình (8) và (9) để có được giá mới của hàng hoá nội địa:

$$\ln Pd' = (\ln a - \ln b) / (E_s - E_{dd}) + [E_{dm} / (E_s - E_{dd})] * \ln Pm' \quad (11')$$

Trong phương trình (11') $\ln Pm'$ được biểu thị bởi giá nhập khẩu trước (tương ứng với Pm trong hình trên) trừ đi sự thay đổi trong giá sinh ra bởi việc loại bỏ thuế quan (tương ứng với sự khác nhau giữa $Pm - Pm'$).

Bước 4: Sử dụng kết quả Pm' và Pd' tính được từ (11') và (11''), thay vào các phương trình (8) và (10) để tính Qd', Qs', Qm'

$$\ln Qd' = \ln a + E_{dd} \ln Pd' + E_{dm} \ln Pm' \quad (16)$$

$$\ln Qm' = \ln c + E_{md} \ln Pd' + E_{mm} \ln Pm' \quad (17)$$

Sau đó quá trình lại lặp lại như trường hợp tính thuế quan.

Trường hợp khi không biết lượng nhập khẩu mới khi bỏ quota.

Trong nhiều trường hợp giới hạn về lượng được đặt ra thì khó có thể biết được mức mà tự do thương mại của nhập khẩu có thể đạt được. Trong những trường hợp như vậy thì để ước lượng được ảnh hưởng của giá do quota nếu ta có số liệu về giá trên thị trường thế giới và nội địa. Tương đương thuế quan ước lượng được này của quota có thể sử dụng được để tính Pm' và do đó thay vào phương trình (11'') để tính giá và lượng khác như trong trường hợp thuế quan.

Trong trường hợp này ta sẽ sử dụng khái niệm “*Tariff Equivalent of the quota*”.

4.2.2. Mô hình kinh tế

Dựa vào mô hình cân bằng riêng ta xem xét ảnh hưởng CPTPP đến xuất khẩu hạt điều ở Việt Nam. Ước lượng ảnh hưởng của việc thay đổi trong bảo hộ sản xuất trong nước đối với cạnh tranh với nước ngoài bằng việc sử dụng hệ thống hai bước sau:

Bước 1: Ước lượng các phương trình (8), (9) và (10) trên phần mềm Eviews 8, ta có kết quả như sau:

$$\ln Qd = 11.8128 - 4.4501 \ln Pd + 1.6697 \ln Pm \quad (R^2=0.7024) \quad (18)$$

$$\ln Qs = 10.1005 - 0.1023 \ln Pd \quad (R^2=0.5354) \quad (19)$$

$$\ln Qm = 14.0028 - 1.1641 \ln Pd - 4.1511 \ln Pm \quad (R^2=0.6840) \quad (20)$$

$$\ln a = 11.8128$$

$$\ln b = 10.1005$$

$$\ln c = 14.0028$$

$E_{dd} = -4.4501 < 0$: Nghĩa là 1% tăng lên của giá hạt điều được sản xuất trong nước thì giảm 4.4501% trong cầu hạt điều đó. Điều là hàng hóa thông thường và có thể được thay thế bởi một số mặt hàng như: hạt lạc, quả óc chó,... Vì vậy, khi giá điều tăng cao sẽ có lợi cho nhà sản xuất nhưng hạt điều cũng phải đứng trước nguy cơ bị thay thế bởi sản phẩm khác.

$E_{dm} = 1.6697 > 0$: Nghĩa là 1% tăng lên của giá hạt điều nhập khẩu thì có thể làm tăng 5.2468% trong cầu hàng nội địa. Việt Nam là nước xuất khẩu điều lớn nhất trong 12 năm qua. Tuy nhiên, nguồn cung vẫn phụ thuộc nhiều vào nhập khẩu. Khi giá điều thế giới tăng lên, các doanh nghiệp sẽ ưu tiên nguồn cung trong nước và hạn chế nhập khẩu.

$E_{mm} = -4.1511$: Nghĩa là 1% tăng lên của giá hạt điều nhập khẩu dẫn đến 4.1511% suy giảm trong cầu hạt điều. Hạt điều có thể được sử dụng thay thế bởi quả óc chó, hạt lạc,... nên nếu giá điều tăng lên cao sẽ làm giảm một lượng cầu lớn. Người tiêu dùng sẽ sử dụng mặt hàng khác có cùng tính chất thay vì sử dụng hạt điều với giá cao.

Bước 2: sử dụng hệ số chặn và hệ số co giãn và ước lượng một cách tách biệt sự thay đổi trong giá hoặc lượng của nhập khẩu do việc thay đổi trong bảo hộ để tính cân bằng mới và từ đó rút ra ảnh hưởng phúc lợi nhờ so sánh tính

Hạt điều là mặt hàng có nhu cầu sử dụng cao. Tuy nhiên, nguồn cung cấp hạt điều thô cho sản xuất trong nước còn hạn chế, phụ thuộc nhiều vào nhập khẩu. Hạt điều Việt Nam chỉ đánh thuế mà không sử dụng hạn ngạch cho mặt hàng này. Vì vậy, trong nghiên cứu của mình em chỉ xét trường hợp có thuế quan.

Tính ảnh hưởng của thuế quan

Bước 1: Tìm ra các hằng số chưa biết là $\ln a$, $\ln b$ và $\ln c$.

Bước 2: Giả sử thuế quan là 5%. Căn cứ vào phương trình (11) và mức giảm thuế quan để tính $P'm$, nghĩa là

$$\ln Pm' = \ln \frac{Pm}{1 + 0.05} = \ln(Pm * 0.9524)$$

Bước 3: Sử dụng kết quả việc giảm thuế quan, ta giải phương trình (8) và (19) để tìm ra giá mới của hàng hoá nội địa:

$$\ln Pd' = (11.8128 - 10.1005) / [-0.1023 - (-4.4501)] + [1.6697 / (-0.1023 - (-4.4501))] * \ln Pm'$$

$$\ln Pd' = 0.3938 + 0.3840 * \ln Pm'$$

Bước 4: Sử dụng kết quả Pm' và Pd' tính được từ (11') và (11'') thay vào các phương trình (12) và (13) để tính Qd', Qs', Qm'

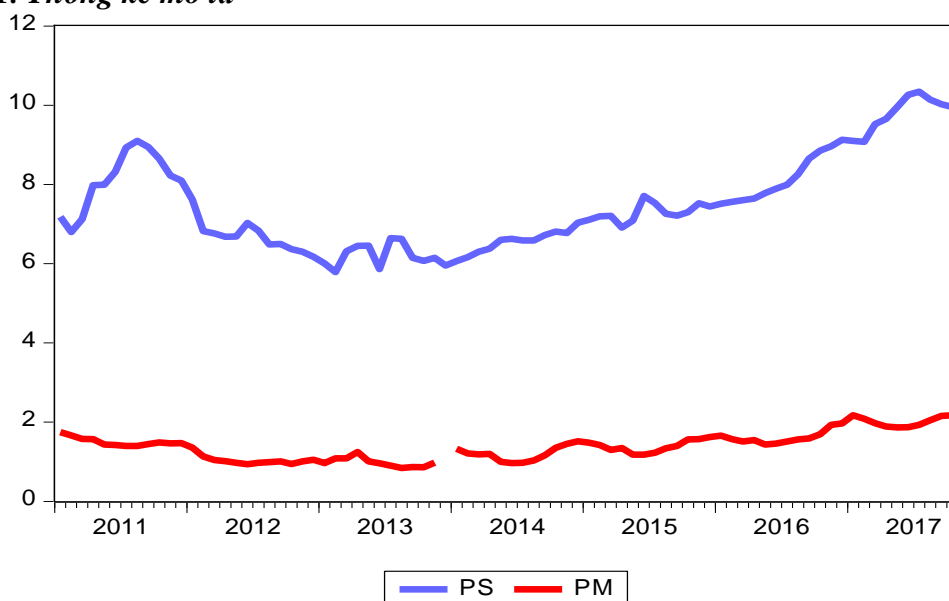
$$\ln Qd' = 11.8128 + (-4.4501) \ln Pd' + 1.6697 \ln Pm'$$

$$\ln Qm' = 14.0028 + (-1.1641) \ln Pd' - 4.1511 \ln Pm'$$

Bước 5: Sử dụng kết quả tính được của Pm', Pd', Qd', Qs', Qm' để tính ảnh hưởng phúc lợi của thuế quan, thặng dư sản xuất và thặng dư tiêu dùng thay đổi.

5. Kết quả

5.1. Thống kê mô tả



Nguồn: Tổng hợp từ kết quả chạy mô hình trên Eviews 8

Hình 5: Biểu đồ thể hiện giá nhập khẩu và xuất khẩu của hạt điều giai đoạn 2011-2017

Nhìn vào biểu đồ ta thấy. Giá nhập khẩu thấp hơn nhiều so với giá xuất khẩu. Điều này là do Việt Nam nhập khẩu chủ yếu mặt hàng điều thô từ các nước Châu Phi, Cam-pu-chia, In-đô-nê-xi-a, ... với giá cả thấp. Sau khi nhập khẩu, mặt hàng điều thô sẽ được chế biến thành điều thành phẩm như điều rang muối, điều chiên bơ, điều có gia vị, điều hỗn hợp, ... Bên cạnh đó, hầu hết các doanh nghiệp chế biến điều lớn đều có hệ thống xử lý vỏ, ép dầu. Như vậy, thông qua quá trình sản xuất trong nước chất lượng của hạt điều đã được nâng cao lên rất nhiều. Điều đó giúp giá điều xuất khẩu cao hơn nhiều so với giá điều nhập khẩu.

Bảng 5: Kết quả thống kê mô tả biến Pm, Ps, Qm, Qs

Variable	Mean	Min	Max	Median	Std.Dev.
Pm	1.3819	0.8432	2.1750	1.3987	0.3527
Ps	7.4890	5.7880	10.3434	7.1888	1.2068
Qm	61060.40	3000	253419	46737	49434.86
Qs	23543.08	6059	37214	23216.50	7719.54

Nguồn: Tổng hợp từ kết quả chạy mô hình trên Eviews 8

5.2 Kết quả phân tích

Bảng 6: Kết quả ước lượng ảnh hưởng phúc lợi của thuế quan, thặng dư sản xuất và thặng dư tiêu dùng

Đơn vị tính: 1000 USD

	Giảm doanh thu của chính phủ từ thuế quan	Mất của người sản xuất	Tăng thêm của người tiêu dùng
T1-2017	5203.11	414.39	5617.50
T2-2017	5026.15	8935.09	13961.24
T3-2017	7067.18	7279.31	14346.49
T4-2017	8478.59	5655.76	14134.35
T5-2017	13989.37	2492.97	16482.34
T6-2017	22585.35	1293.15	23878.51
T7-2017	19389.98	-220.55	19169.43
T8-2017	16187.55	1935.48	18123.03
T9-2017	5963.87	8683.29	14647.16
T10-2017	5172.61	7970.47	13143.08

Nguồn: Tổng hợp từ kết quả chạy mô hình cân bằng riêng trên Eviews 8

Nhìn vào biểu đồ ta thấy, giảm doanh thu của chính phủ từ thuế quan có xu hướng tăng cao vào những tháng giữa năm do hàng rào thuế quan được miễn giảm. Đây là thời gian nhập khẩu điều thô từ nước ngoài vào trong nước lớn nhất nên mất mát từ thuế quan cũng nhiều hơn. Trong khi đó, mất đi của người sản xuất có xu hướng tăng cao vào những tháng đầu năm và cuối năm. Đây là dịp người tiêu dùng mua sắm nhiều để phục vụ nhu cầu trong và sau dịp tết. Mất đi của thuế quan và người sản xuất chính bằng phần tăng thêm của người tiêu dùng. Như vậy, nếu có tự do hóa thương mại thì người tiêu dùng là có lợi nhất. Tự do hóa thương mại sẽ giúp giá sản phẩm giảm xuống, cùng với một số tiền người tiêu dùng có thể mua được nhiều sản phẩm cùng loại hơn dẫn đến tăng cầu của người tiêu dùng. Nhà sản xuất sẽ bán được nhiều sản phẩm hơn giúp thúc đẩy quá trình sản xuất và xuất khẩu tăng thêm.

Việt Nam hiện nay vẫn cần phải nhập khẩu rất nhiều mặt hàng và chủ yếu là hàng hóa có hàm lượng chất xám cao như: linh kiện điện tử, ô tô, điện thoại, ... Những mặt hàng này thường có giá trị cao. Như vậy, việc loại bỏ hàng rào thuế quan sẽ giúp giá hàng hóa nhập khẩu giảm xuống giúp thặng dư người tiêu tăng lên rất nhiều. Từ đó, giúp bù đắp phần mất mát do giảm doanh thu từ thuế nhập khẩu và giá hàng hóa của nhà sản xuất trong nước giảm xuống.

6. Kết luận

Việc tham gia Hiệp định CPTPP được coi là một bước đi quan trọng của Việt Nam trong tiến trình hội nhập kinh tế quốc tế và được xem như cơ hội lớn để Việt Nam đẩy nhanh tốc độ tăng trưởng kinh tế, cải cách thể chế, nâng cao năng lực cạnh tranh của nền kinh tế cũng như của cộng đồng doanh nghiệp.

Người tiêu dùng sẽ có nhiều lợi ích hơn trước. Hàng hóa trong nước xuất khẩu ra nước ngoài dễ dàng hơn đồng nghĩa với việc hàng hóa nhập khẩu vào Việt Nam cũng dễ dàng hơn. Ngoài ra, hàng rào thuế quan được miễn giảm sẽ giúp giá cả hàng hóa thấp hơn. Như vậy, người tiêu dùng có thể có nhiều lựa chọn khác nhau với mức giá thấp hơn.

Tham gia CPTPP góp phần tạo động lực để các doanh nghiệp Việt Nam nâng cao năng lực cạnh tranh, cải thiện chất lượng hàng hóa dịch vụ và phát triển khả năng sản xuất của nền kinh tế. Mở cửa sẽ tạo cơ hội cho hàng hóa nước ngoài xâm nhập dễ dàng hơn vào thị trường nội địa. Để có thể cạnh tranh với hàng hóa nhập khẩu hàng hóa trong nước cần đáp ứng nhu cầu của người tiêu dùng về chất lượng, mẫu mã, ... để có thể cạnh tranh với hàng nhập khẩu.

Tham gia CPTPP góp phần tạo cơ hội để các doanh nghiệp Việt Nam tham gia hiệu quả hơn vào chuỗi cung ứng toàn cầu. Quá trình tự do hóa thương mại và hội nhập kinh tế quốc tế ngày càng sâu rộng của Việt Nam đang giúp Việt Nam trở thành một trong những địa chỉ hấp dẫn về đầu tư. Hàng hóa sản xuất trong nước sẽ có cơ hội tiếp cận với các thị trường mới với mức thuế quan gần như bằng không. Đây là cơ hội doanh nghiệp vươn ra thị trường thế giới.

Tuy nhiên, tham gia CPTPP có thể khiến Việt Nam giảm nguồn thu ngân sách từ thuế nhập khẩu. Thuế nhập khẩu là một nguồn thu lớn cho ngân sách nhà nước. Tham gia CPTPP sẽ khiến cho nguồn thu từ thuế quan giảm một lượng lớn. Để bù đắp vào phần doanh thu mất đi này Chính phủ cần có nhiều chính sách để tăng doanh thu cho ngân sách nhà nước.

Bên cạnh đó, tự do thương mại sẽ đặt áp lực cạnh tranh lên các doanh nghiệp sản xuất trong nước. Giá hàng hóa trong nước có thể sẽ phải giảm xuống để có thể cạnh tranh với hàng nhập khẩu làm giảm lợi nhuận của nhà sản xuất. Hàng hóa trong nước cần đáp ứng nhu cầu của người tiêu dùng về chất lượng, mẫu mã,... để có thể cạnh tranh với hàng nhập khẩu. Nếu không đáp ứng được nhu cầu của người tiêu dùng doanh nghiệp sẽ có nguy cơ phải đóng cửa. Tuy nhiên, thách thức sẽ biến thành cơ hội nếu các doanh nghiệp trong nước biết đổi mới về sản xuất và sản phẩm: nâng cao năng suất lao động, nâng cao chất lượng sản phẩm, đa dạng về sản phẩm,...

Có thể thấy bản thân cơ hội không biến thành lợi ích và đôi khi chính thách thức làm nên cơ hội. Thách thức là rất lớn, nhưng cơ hội cũng rất nhiều. Do đó, việc tận dụng được đến đâu những lợi ích mà CPTPP mang lại phụ thuộc rất lớn vào những hành động của Nhà nước và doanh nghiệp.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Bài giảng “Lý thuyết các mô hình kinh tế”, NGUT.PGS.TS. Bùi Duy Phú
- [2] <https://vi.wikipedia.org/wiki/>
- [3] Hiệp hội điều Việt Nam: <http://www.vinacas.com.vn/>
- [4] Tổng cục thống kê, số liệu thống kê từ 2010-2017
- [5] Trang web Viện chính sách và chiến lược phát triển nông nghiệp nông thôn: <http://ipsard.gov.vn/news/default.aspx>
- [6] <https://thuvienphapluat.vn/tintuc/vn/hiiep-dinh-CPTPP/>
- [7] Báo Linh (2018), 8/3 ký kết CPTPP: Việt Nam, áp lực và cơ hội mới. Trang web: <http://vietnamnet.vn/vn/kinh-doanh/dau-tu/8-3-ky-ket-cptpp-viet-nam-ap-luc-va-co-hoi-moi-433922.html>
- [8] 23/11/2017, Lợi ích kỳ vọng từ Hiệp định CPTPP với Việt Nam. Trang web: <http://tapchitaichinh.vn/nghien-cuu--trao-doi/trao-doi-binh-luan/loi-ich-ky-vong-tu-hiep-dinh-cptpp-voi-viet-nam-128004.html>

NGHIÊN CỨU NHỮNG NHÂN TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN QUYẾT ĐỊNH SỬ DỤNG DỊCH VỤ INTERNET 4G CỦA SINH VIÊN KHU VỰC HÀ NỘI

SV: Lê Thị Hoa, Nguyễn Thị Thu Hồng,

Hoàng Thị Linh

Đại học Thương Mại

GVHD: ThS. Đỗ Thu Hiền

ThS. Vũ Trọng Nghĩa

TÓM TẮT

Bài nghiên cứu đã trình bày mô hình lý thuyết chấp nhận công nghệ mới TAM, trên cơ sở mô hình TAM và kết quả của những nghiên cứu trước, nhóm nghiên cứu đã xây dựng mô hình lý thuyết để nghiên cứu những nhân tố tác động đến quyết định sử dụng dịch vụ Internet 4. Trong bài nghiên cứu, nhóm tác giả đã nhận diện được những nhân tố: tính dễ sử dụng cảm nhận, tính hữu ích cảm nhận, ảnh hưởng xã hội và giá cả dịch vụ có ảnh hưởng đến quyết định sử dụng dịch vụ Internet 4G của các bạn sinh viên trong giai đoạn 2017-2018. Các nhận định trên được rút ra thông qua việc phân tích nhân tố khám phá EFA, ứng dụng mô hình TAM và các phương pháp hồi quy được thực hiện trên phần mềm SPSS. Từ đó nhóm tác giả đề xuất một số giải pháp nhằm đưa dịch vụ Internet 4G đến gần với nhu cầu sử dụng của các bạn sinh viên khu vực Hà Nội nói riêng và sinh viên trên cả nước nói chung.

Từ khóa: mô hình TAM; nhân tố khám phá EFA; mô hình hồi quy (Linear Regression Model); Internet 4G.

1. Phần mở đầu

Dịch vụ Internet 4G là thế hệ tiếp theo của mạng thông tin di động không dây mang những đặc điểm tính năng vượt trội so với dịch vụ Internet 3G. Công nghệ 4G được nói đến từ những năm đầu thế kỉ 21 với những yêu cầu về một băng thông tốc độ siêu cao và đáp ứng được các dịch vụ đa phương tiện, Internet 4G như là một mở rộng của mạng thông tin di động tế bào 3G. Dịch vụ Internet 4G là loại hình dịch vụ đa phương tiện di động (mobile multimedia) với khả năng kết nối mọi lúc, mọi nơi, khả năng di động toàn cầu và dịch vụ đặc thù cho từng khách hàng.

Tại Việt Nam, hiện đã có 4 doanh nghiệp được cấp phép thử nghiệm chính thức là Viettel, VinaPhone - VNPT, MobiFone và Gmobile trên băng tần 1800 MHz và ba doanh nghiệp Viettel, VinaPhone và MobiFone đã chính thức cung cấp dịch vụ băng rộng 4G LTE ra thị trường. Riêng Gmobile, mặc dù có giấy phép nhưng kế hoạch triển khai với nhà mạng nhỏ nhất trên thị trường hoàn toàn im hơi lặng tiếng. Sau 6 tháng triển khai, cả nước có 6,3 triệu thuê bao di động đã đổi sang SIM 4G nhưng chỉ mới có 3,5 triệu thuê bao sử dụng dịch vụ 4G (theo Tạp chí thông tin của tập đoàn VNPT). Tốc độ phát triển dịch vụ 4G như vậy là còn chậm so với một số nước trong khu vực và trên thế giới.

Theo khảo sát của Buzzmetric (trang về giải pháp nghiên cứu và phân tích mạng xã hội toàn diện tại Việt Nam) được thực hiện trong khoảng thời gian từ 11/2016 đến 4/2017 với sự tham gia đóng góp ý kiến của 2.100 người dùng về dịch vụ Internet 4G đã cho thấy những kết quả như sau: 32% người được khảo sát đã dùng và hài lòng về 4G. Nếu trước khi sử dụng chỉ có 8% trên tổng số 2.100 người dùng sẽ không chọn sử dụng mạng 4G. Và sau khi được trải nghiệm mạng 4G, phần trăm người dùng không hài lòng lên tới 35%, tức khoảng 735 người chưa hài lòng với mạng 4G tại Việt Nam. Đây là một con số không hề nhỏ và đòi hỏi các nhà mạng tìm ra các giải pháp để làm người dùng hài lòng hơn.

Việc đánh giá chính xác những nhân tố ảnh hưởng đến quyết định ứng dụng công nghệ Internet 4G sẽ giúp ích cho cả hai đối tượng là bên cung cấp dịch vụ (các nhà mạng) và người sử dụng dịch vụ. Đo lường được chính xác các nhân tố ảnh hưởng đến quyết định ứng dụng dịch vụ Internet 4G, giúp cho các nhà mạng phát triển được dịch vụ của mình một cách tốt nhất, đáp ứng tối đa nhu cầu của người dùng, từ đó thu hút được nhiều người dùng lựa chọn và sử dụng dịch vụ của mình. Về phía người sử dụng, người dùng được tiếp cận nhiều hơn tới

những tiện ích mà công nghệ mang lại để phục vụ cho công việc, học tập, kết nối các thành viên trong gia đình và cho cuộc sống hàng ngày, giúp mang lại hiệu quả cao hơn trong công việc và nâng cao chất lượng sống.

Một trong những nhóm khách hàng quan trọng của dịch vụ Internet 4G là sinh viên, đặc biệt là nhóm sinh viên học tập tại các thành phố lớn như Hà Nội, Thành phố Hồ Chí Minh, Đà Nẵng,... Do điều kiện nghiên cứu có hạn nên nhóm chọn nghiên cứu vấn đề trên nhóm đối tượng là sinh viên khu vực Hà Nội. Vì vậy, nhóm nghiên cứu quyết định lựa chọn triển khai đề tài: “Nghiên cứu những nhân tố tác động đến quyết định sử dụng dịch vụ Internet 4G của sinh viên khu vực Hà Nội”.

2. Mô hình thuyết chấp nhận công nghệ TAM (Technology Acceptance Model)

Mô hình TAM được xem là mô hình phổ biến nhất để đánh giá khả năng chấp nhận của người dùng đối với các dịch vụ công nghệ mới trong lĩnh vực công nghệ thông tin và viễn thông (Kuo & Yen, 2009; Shroff và cộng sự, 2011; Melas và cộng sự, 2011).

Mô hình TAM được Davis đề xuất và chứng minh năm 1989. Mô hình bao gồm các biến chính sau:

Biến bên ngoài (biến ngoại sinh) hay còn gọi là các biến của thí nghiệm trước đây: Đây là các biến ảnh hưởng đến nhận thức sự hữu ích (Perceive Usefulness-PU) và nhận thức tính dễ sử dụng (Perceive Ease Of Use-PEU).

Nhận thức sự hữu ích (Perceive Usefulness-PU): Là mức độ tin tưởng của người sử dụng dịch vụ hay hệ thống sẽ giúp nâng cao kết quả thực hiện công việc của họ (Davis, 1989). Người sử dụng chắc chắn nhận thấy rằng việc sử dụng các hệ thống ứng dụng riêng biệt sẽ làm tăng hiệu quả/năng suất làm việc của họ đối với một công việc cụ thể. Yếu tố cấu thành biến nhận thức sự hữu ích bao gồm: Giao tiếp (Communication): Tầm quan trọng của sự giao tiếp trong việc vận hành một hệ thống thông tin đã được các nhà nghiên cứu trước đây thừa nhận. Thật vậy, nếu thiếu thông tin thì không thể liên kết các chủ thể hoạt động lại với nhau. Nếu có thông tin thì mọi người đang hoạt động tại nhiều bộ phận khác nhau trong cùng một tổ chức mới hiểu nhau và hành động hướng đến mục tiêu chung. Chất lượng hệ thống (System quality): Không ngừng nâng cao chất lượng hệ thống sẽ giúp việc khai thác hệ thống thông tin đạt hiệu quả hơn. Chất lượng thông tin (Information quality): Chất lượng đầu ra của hệ thống thông tin: Tin cậy, đầy đủ, kịp thời. Chất lượng dịch vụ (Service quality): Có bảo hiểm, tin cậy, có tính phản hồi.

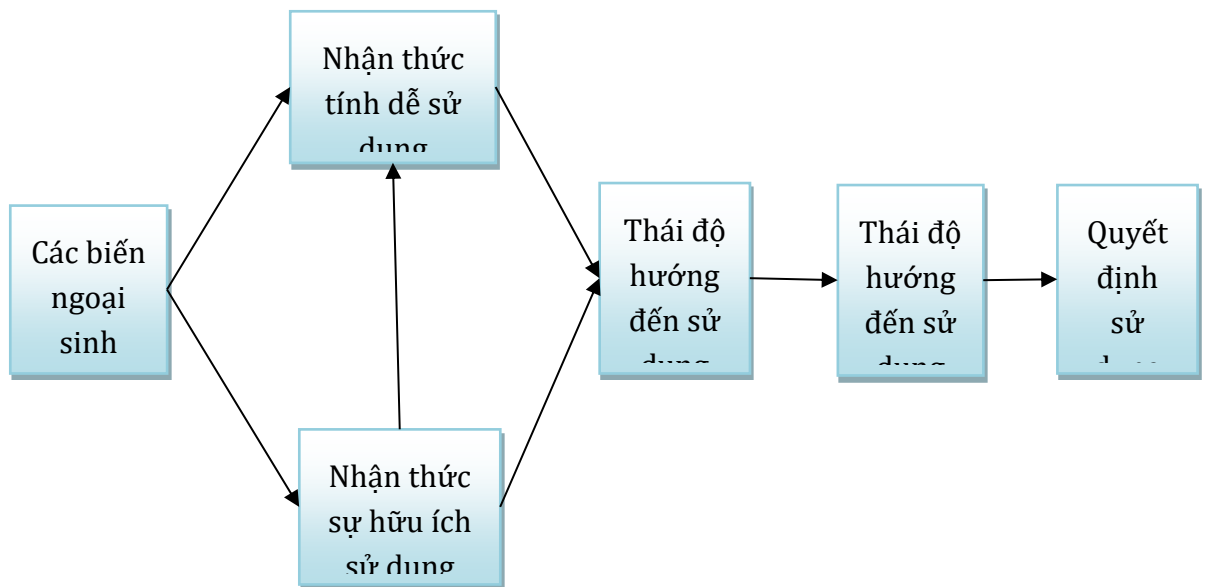
Nhận thức tính dễ sử dụng (Perceive Ease Of Use-PEU): Là mức độ dễ dàng mà người dùng mong đợi khi sử dụng hệ thống, là nhận thức của khách hàng tin rằng việc sử dụng dịch vụ hay hệ thống đặc thù không cần nhiều nỗ lực.

Thái độ hướng đến việc sử dụng: Được định nghĩa là cảm giác tích cực hoặc tiêu cực về việc thực hiện một hành vi mục tiêu (Ajzen & Fisbein, 1975). Là thái độ hướng đến việc sử dụng một hệ thống được tạo lập bởi sự tin tưởng về sự hữu ích và dễ sử dụng.

Dự định sử dụng: Là nhận thức về xu hướng hay khả năng quyết định sử dụng dịch vụ hay hệ thống khi sử dụng hệ thống. Dự định sử dụng có mối quan hệ chặt chẽ đến việc sử dụng thực sự.

Quyết định sử dụng hay hành vi sử dụng: Là mức độ hài lòng, khả năng sẵn sàng tiếp tục sử dụng hay mức độ cũng như tần suất sử dụng dịch vụ/hệ thống trong thực tế.

TAM là mô hình đặc trưng để ứng dụng trong việc nghiên cứu việc sử dụng một hệ thống vì TAM là mô hình đo lường và dự đoán việc sử dụng hệ thống thông tin (IS). Do đó, mô hình TAM cũng được áp dụng thích hợp cho nghiên cứu của đề tài.



Hình 1. Mô hình thuyết chấp nhận công nghệ TAM

(Nguồn: Davis và cộng sự (1989))

3. Phương pháp và kết quả nghiên cứu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

3.1.1. Mô hình nghiên cứu

Trên cơ sở mô hình TAM của Davis (1989) kết hợp với kết quả của một số nghiên cứu trước đây của các tác giả khác, nhóm đề xuất các yếu tố ảnh hưởng đến việc sử dụng dịch vụ Internet 4G của sinh viên các trường trên địa bàn Hà Nội. Tính dễ sử dụng là mức độ niềm tin của cá nhân trong việc sử dụng dịch vụ sẽ mang lại sự tự do thoải mái (Ajzen và cộng sự, 1985). Dịch vụ Internet 4G là một dịch vụ với nhiều tính năng ưu việt cải thiện tốc độ truy cập Internet hơn 3G và hơn các dịch vụ ADSL truyền thống. Các nghiên cứu khác nhau trên thế giới cho thấy tính dễ sử dụng cảm nhận thông qua ảnh hưởng tới tính dễ sử dụng cảm nhận sẽ ảnh hưởng đến quyết định sử dụng của khách hàng (Venkatesh & Davis, 2000; Venkatesh và cộng sự, 2003; Klopping & Mickinney, 2004). Nhóm nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H1: Tính dễ sử dụng cảm nhận (SD) có tác động đến quyết định sử dụng (QD)

Tính hữu ích cảm nhận là cảm nhận của khách hàng trong mối quan hệ với những lợi thế tiềm năng cho quyết định của họ. Yếu tố này đã được nghiên cứu trong nhiều nghiên cứu liên quan đến việc áp dụng các công nghệ mới. Điều này phù hợp với các nghiên cứu trước đây, cái mà đã từng được phát hiện ra sự nhận thức của tính hữu dụng để có một mối liên hệ tích cực và mạnh mẽ với những hành vi có mục đích (Taylor và Todd, 1995; Wang et al, 2008; Koenig-Lewis et al, 2010).

H2: Tính hữu ích cảm nhận (HI) có tác động đến quyết định sử dụng (QD)

Chất lượng thông tin là niềm tin của khách hàng về tính chính xác kịp thời và có ích đối với hệ thống cung cấp thông tin (Delone & Mclean, 1992). Chất lượng dịch vụ là việc đáp ứng mong đợi của khách hàng, tháo gỡ nhu cầu khi khách hàng sử dụng dịch vụ.

Các nghiên cứu trước đây cho thấy chất lượng thông tin và dịch vụ đều có ảnh hưởng đến dự định sử dụng của khách hàng (Delone & Mclean, 1992, 2003; Smith & Kumar, 2003; Kim và cộng sự, 2011). Chất lượng thông tin và chất lượng dịch vụ sẽ thông qua ảnh hưởng tới dự định sử dụng để ảnh hưởng tới quyết định sử dụng dịch vụ của khách hàng.

H3: Chất lượng thông tin (TT) nhận có tác động đến quyết định sử dụng (QD)

H4: Chất lượng dịch vụ (DV) có tác động đến quyết định sử dụng (QD)

Ảnh hưởng xã hội được hiểu một cách chung nhất, đó là hành vi của một người trở thành sự chỉ dẫn, định hướng cho hành vi của người khác. Do đó ảnh hưởng xã hội có ảnh hưởng tới quyết định sử dụng dịch vụ của các cá nhân (Venkatesh và cộng sự, 2003).

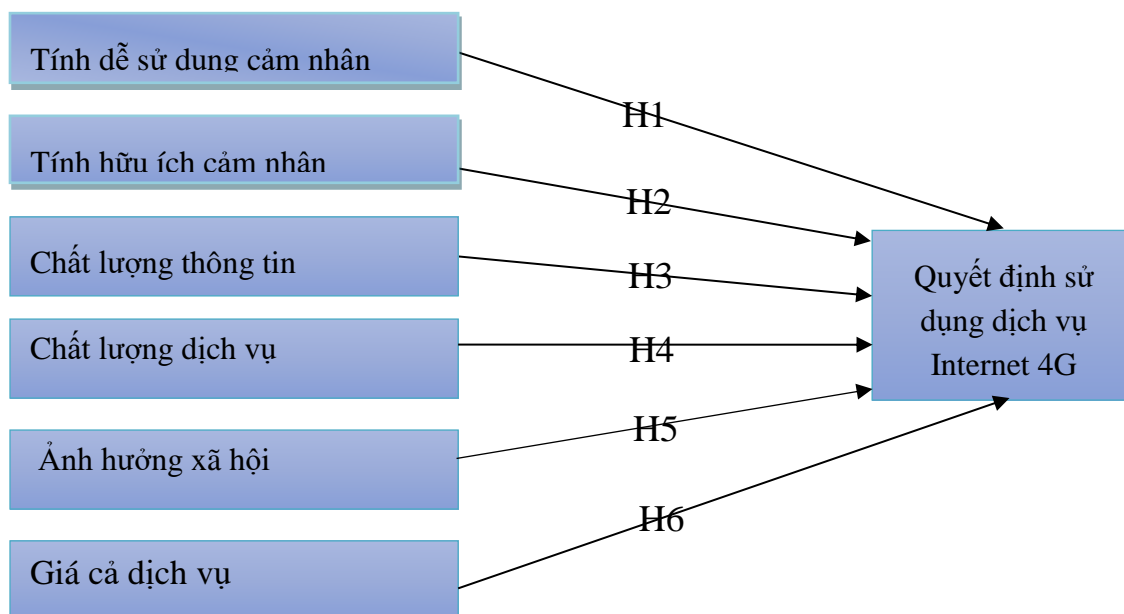
H5: Ảnh hưởng xã hội (XH) có tác động đến quyết định sử dụng (QD)

Giá cả là biểu hiện bằng tiền của giá trị hàng hoá, nghĩa là số lượng tiền phải trả cho một hàng hoá, một dịch vụ, hay một tài sản nào đó. Giá cả ảnh hưởng thông qua giá trị cảm nhận để ảnh hưởng tới quyết định sử dụng. Người dùng sẽ sẵn sàng chi trả một mức giá phù hợp với những gì họ nhận được từ sự thỏa mãn dịch vụ (Polatoglu & Ekin, 2001).

H6: Giá cả dịch vụ (GC) có tác động đến quyết định sử dụng (QD)

Từ những nhận định trên ta có giả thuyết:

H7: Quyết định sử dụng (QD) phụ thuộc vào 6 yếu tố trên.



Hình 2. Mô hình nghiên cứu đề xuất

Giải thích các biến trong mô hình

Bảng 1. Giải thích các biến trong mô hình

I	Tính dễ sử dụng cảm nhận (SD)	Tham khảo
SD1	Bạn thấy nhanh chóng thành thạo sử dụng dịch vụ 4G này	Rogers(1983), Đào Trung Kiên và cộng sự (2014)
SD2	Bạn thấy thao tác và giao tiếp với dịch vụ 4G một cách dễ dàng	
SD3	Bạn dùng được dịch vụ internet 4G mà không cần ai hướng dẫn	
SD4	Bạn có thể dùng Internet 4G dù trước đó chưa sử dụng	
SD5	Bạn thấy dịch vụ Internet 4G dễ dàng sử dụng được	
II	Tính hữu ích cảm nhận (HI)	
HI1	Bạn thấy việc sử dụng dịch vụ Internet 4G giúp được việc cải thiện được tốc độ truy cập Internet	Davis (1993), Taylor và Todd (1995), Venkatesh (2000), Klopping và Mekinnay (2004), Đào Trung Kiên và cộng sự (2014)
HI2	Dịch vụ Internet 4G làm tăng hiệu quả sử dụng Internet của bạn và có thể sử dụng mọi lúc mọi nơi	
HI4	Bạn thấy các nội dung được cung cấp qua dịch vụ Internet 4G là có hữu ích đối với mình	
HI5	Nhìn chung bạn đánh giá dịch vụ Internet 4G là dịch vụ giá trị đối với mình	
III	Chất lượng thông tin (TT)	
TT1	Những thông tin từ nhà cung cấp về dịch vụ 4G là chính xác	Delone và McLean (1992), Smith và Kumar (2004), Đào Trung Kiên và cộng sự (2014)
TT2	Những thông tin từ nhà cung cấp về dịch vụ 4G đạt yêu cầu	
TT3	Hệ thống cung cấp thông tin về dịch vụ của Internet 4G là kịp thời	
TT4	Dễ dàng tham khảo các thông số về dịch vụ Internet 4G qua các hình thức khác nhau bất kỳ khi nào bạn muốn (tổng đài, web,...)	
IV	Chất lượng dịch vụ (DV)	
DV1	Nhà cung cấp dịch vụ Internet 4G luôn cung cấp dịch vụ một cách nhanh chóng	Delone và McLean (1992), Smith và Kumar (2004), Đào
DV2	Nhà cung cấp dịch vụ thực hiện đúng như cam kết về chất lượng dịch	

	vụ	Trung Kiên và cộng sự (2014)
DV3	Dịch vụ Internet 4G của nhà cung cấp nhiều dịch vụ cốt lõi	
DV4	Bạn nghĩ nhà mạng sẽ cung cấp dịch vụ như mong đợi	
V	Ảnh hưởng xã hội (XH) (Khi bạn thấy những người xung quanh sử dụng dịch vụ Internet 4G và bạn nghĩ rằng)	
XH1	Tôi cũng nên sử dụng dịch vụ Internet 4G như họ	Taylor và Todd (1995), Venkatesh (2000), Đào Trung Kiên (2015)
XH2	Việc những người thân thiết (gia đình, bạn bè,...) sử dụng dịch vụ Internet 4G có ảnh hưởng đến quyết định sử dụng của bạn	
XH3	Bạn nghĩ rằng việc sử dụng Internet 4G để hòa nhập với mọi người xung quanh	
XH4	Bạn nghĩ là không sử dụng dịch vụ Internet 4G thì thật là lạc hậu	
VI	Giá cả dịch vụ Internet 4G (GC)	
GC1	Bạn cho rằng giá cước Internet 4G hiện nay đã hợp lý	Tung-Zong Chang, Albert R. Wildt, 1994
GC2	Bạn cho rằng giá gói cước và dung lượng là phù hợp với nhau	
GC3	Bạn thấy giá cước khi không đăng ký gói cước của nhà mạng đã hợp lý	
GC4	Các chương trình ưu đãi, giảm cước phí của nhà mạng giúp bạn sử dụng dịch vụ Internet 4G nhiều hơn	
VII	Quyết định sử dụng (QD)	
QD1	Nhìn chung dịch vụ Internet 4G của nhà cung cấp hiện tại làm cho tôi cảm thấy hài lòng	Venkatesh và cộng sự (2003), Lu và cộng sự (2010)
QD2	Việc sử dụng dịch vụ Internet 4G là quyết định đúng đắn của tôi	
QD3	Tôi thấy thích thú khi sử dụng dịch vụ Internet 4G cho các hoạt động của mình	
QD4	Tôi sẽ tiếp tục sử dụng dịch vụ Internet 4G trong thời gian tới	

3.1.2. Phương pháp nghiên cứu

Khái quát phương pháp nghiên cứu

Thiết kế bảng câu hỏi: Nghiên cứu được thực hiện thông qua 01 bảng câu hỏi với thang đo cấp bậc Likert sử dụng 5 điểm.

Phương pháp chọn mẫu thuận tiện được sử dụng nhằm khảo sát những sinh viên sử dụng dịch vụ Internet 4G tại các trường trên địa bàn Thành phố Hà Nội.

Nhóm tác giả sử dụng phương pháp nghiên cứu định lượng. Trong đó:

- Nghiên cứu được tiến hành thông qua việc tìm hiểu, đánh giá và tổng hợp tài liệu, lựa chọn thang đo và điều chỉnh để phù hợp với bài nghiên cứu.

- Dữ liệu được thu thập bằng bảng câu hỏi, mã hóa và xử lý bằng phần mềm SPSS. Từ đó thực hiện các phân tích: Phân tích mô tả, kiểm định Cronbach's Alpha, phân tích nhân tố khám phá EFA, phân tích hồi quy bội.

Phương pháp phân tích dữ liệu

Bước 1: Chuẩn bị thông tin:

320 phiếu điều tra được phát ra. Sau đó tiến hành thu nhận bảng trả lời, làm sạch thông tin, mã hóa các thông tin cần thiết trong bảng trả lời, nhập liệu và phân tích dữ liệu bằng phần mềm SPSS 20.0.

Bước 2: Thống kê mô tả mẫu:

Các biến phân loại như giới tính, trình độ học vấn,... được phân loại bằng các chỉ số thống kê mô tả cơ bản qua số quan sát và bảng tần suất theo các dấu hiệu phân biệt đã được định sẵn.

Bước 3: Đánh giá sơ bộ thang đo

Đánh giá sơ bộ thang đo là tiến hành đánh giá mức độ phù hợp của các nhân tố được đưa ra trong thang đo thông qua hệ số Cronbach's Alpha. Mục đích của bước này là xem xét biến nào phù hợp hay không phù hợp để trước khi tiến hành phân tích nhân tố khám phá EFA có thể loại các biến không phù hợp. Trong bước này, tiến hành kiểm định:

Hệ số Cronbach' Alpha với điều kiện $> 0,6$ (Nguyễn Đình Thọ, 2014).

Hệ số tương quan biến - tổng (Corrected Item – Total Correlation) với điều kiện $< 0,3$ (Nguyễn Đình Thọ, 2014).

Bước 4: Phân tích nhân tố EFA:

Phân tích nhân tố được dùng để tóm tắt dữ liệu và rút gọn tập hợp các yếu tố quan sát thành những yếu tố chính dùng trong các phân tích, kiểm định tiếp theo.

Factor loading (hệ số tải nhân tố hay trọng số nhân tố) là chỉ tiêu để đảm bảo mức ý nghĩa thiết thực của EFA: Factor loading $> 0,3$ được xem là đạt mức tối thiểu; Factor loading $> 0,4$ được xem là quan trọng; Factor loading $> 0,5$ được xem là có ý nghĩa thực tiễn (Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J., Anderson, R.E. & Tatham, R.L, 2006).

Điều kiện để phân tích nhân tố khám phá là phải thỏa mãn các yêu cầu: (1) Hệ số tải nhân tố (Factor loading) $> 0,5$; (2) Hệ số KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) nằm trong khoảng $[0,5; 1]$; (3) Kiểm định Bartlett có ý nghĩa thống kê Significant (Sig.) $< 0,05$; (5) Phần trăm phương sai toàn bộ (Percentage of variance) $> 50\%$ (Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J., Anderson, R.E. & Tatham, R, L, 2006).

Bước 5: Kiểm định tương quan Pearson:

Để tiến hành phân tích tương quan Pearson trước tiên cần phải tạo các biến đại diện. Mục đích của chạy tương quan Pearson nhằm kiểm tra mối tương quan tuyến tính chặt chẽ giữa biến phụ thuộc với các biến độc lập. Giá trị tuyệt đối của Pearson càng gần đến 1 thì hai biến này có mối tương quan tuyến tính càng chặt chẽ. Đồng thời cũng cần phân tích tương quan giữa các biến độc lập. Vì những tương quan như vậy có thể ảnh hưởng lớn đến kết quả của phân tích hồi quy như gây ra hiện tượng đa cộng tuyến (Hoàng Trọng và Chu Nguyễn Mộng Ngọc, 2005).

Bước 6: Xây dựng mô hình hồi quy đơn tuyến tính:

Sau khi kết luận hai biến có mối quan hệ tuyến tính với nhau thì có thể mô hình hóa mối quan hệ nhân quả này bằng hồi quy tuyến tính (Hoàng Trọng và Chu Nguyễn Mộng Ngọc, 2005). Cuối cùng cần kiểm định giả thuyết theo các bước sau:

Kiểm định mức độ ảnh hưởng của biến độc lập đến biến phụ thuộc thông qua R^2 và R^2 hiệu chỉnh.

Kiểm định tương quan của các sai số kề nhau (tương quan chuỗi bậc nhất) có giá trị biến thiên trong khoảng từ 0 đến 4: Nếu các phần sai số không có tương quan chuỗi bậc nhất với nhau thì giá trị sẽ gần bằng 2 [1,3]. Không có sự tương quan chuỗi bậc nhất thì dữ liệu thu thập là tốt.

Kiểm định F trong bảng phân tích phương sai (ANOVA^a): Bước này sử dụng để kiểm định giả thuyết về độ phù hợp của mô hình hồi quy này xem có suy rộng và áp dụng được cho tổng thể hay không thông qua giá trị Sig. (Sig. $< 0,05$) trong bảng ANOVA^a.

Tiến hành kiểm định từng biến độc lập, xem xét những biến này có ý nghĩa hay không thông qua hệ số Sig. của các biến trong bảng Coefficients, nếu giá trị Sig. nhỏ hơn hoặc bằng 0,05 thì biến độc lập có ý nghĩa, ngược lại nếu Sig. lớn hơn 0,05 thì biến đó sẽ bị loại bỏ. Đồng thời trong bảng Coefficients, phải tiến hành xem xét hệ số hồi quy chuẩn hóa Beta của các biến độc lập, biến nào có Beta lớn nhất chứng tỏ biến đó ảnh hưởng mạnh nhất đến biến phụ thuộc, từ đó sẽ làm căn cứ để viết kết luận.

Kiểm tra giả định về hiện tượng đa cộng tuyến thông qua các giá trị của hệ số phóng đại phương sai VIF (Variance Inflation Factor). Nếu VIF lớn hơn 10 thì có hiện tượng đa cộng tuyến (Hoàng Trọng và Chu Nguyễn Mộng Ngọc, 2005).

Kiểm định giả thuyết về phân phối chuẩn của phần dư: Dựa theo biểu đồ tần số phần dư chuẩn hóa Histogram với giá trị Mean gần bằng 0 và độ lệch chuẩn gần bằng 1, hay biểu đồ phần dư chuẩn hóa Normal P-P Lot có các điểm phân vị trong phân phối của phần dư tập trung thành một đường chéo thì có thể chứng minh giả định phân phối chuẩn của phần dư không bị vi phạm.

3.1.3. Dữ liệu nghiên cứu

Kích thước mẫu tối thiểu đối với phân tích nhân tố khám phá EFA là $n = 5m$, trong đó m là số lượng câu hỏi trong bài nghiên cứu (Hair & ctg, 1998). Còn đối với phân tích hồi quy đa biến thì kích thước mẫu tối thiểu là $n = 50 + 8m$, trong đó m là số lượng nhân tố độc lập (Tabachnicko Fidell, 1996).

Phiếu điều tra gửi thông qua hình thức online và offline. Kết quả thu được 312 phiếu, có 244 phiếu điều tra hợp lệ bao gồm: 37 người sử dụng dịch vụ Internet 3G (15.16%), 200 người sử dụng dịch vụ Internet 4G (81.97%) và 7 người sử dụng dịch vụ Internet khác (2.87%). Trong đó có 200 phiếu điều tra hợp lệ số người sử dụng Internet 4G được sử dụng cho phân tích. Trong nghiên cứu sử dụng 7 biến độc lập với 29 câu hỏi, vì vậy kích thước mẫu 200 là phù hợp.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kiểm định độ tin cậy của thang đo bằng hệ số Cronbach's Alpha

Các biến SD, HI, TT, DV, XH, HV, QD được kiểm định độ tin cậy thang đo bằng hệ số Cronbach's Alpha. Trong đó: Biến SD có hệ số Cronbach's Alpha rất cao 0,867; Biến XH và biến QD có hệ số Cronbach's Alpha lần lượt là 0,713 và 0,752. Biến HI, DV và GC có hệ số Cronbach's Alpha lần lượt là 0,669; 0,621; 0,663 đạt yêu cầu lớn hơn 0,6; Biến TT có hệ số Cronbach's Alpha là 0,586 và hệ số nếu loại biến TT4 đi là 0,644 nên loại biến TT4 ra khỏi biến quan sát.

Mặt khác các biến đều có Corrected Item-Total Correlation > 0,3. Vì vậy chỉ loại bỏ biến quan sát TT4 để vào phân tích nhân tố khám phá EFA.

4.2. Phân tích nhân tố khám phá EFA

Sau kết quả phân tích lần một:

Bảng 2. Kết quả phân tích KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		0,793
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	1721,796
	Df	0,378
	Sig.	0,000

(Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu SPSS)

Kết quả chỉ số KMO > 0,5 và Sig. = 0,000 có ý nghĩa thống kê, các biến trong mô hình có tương quan với nhau.

Bảng 3. Kết quả ma trận xoay Retated Component Matrix^a

	Component						
	1	2	3	4	5	6	7
SD5	0,790						
SD1	0,789						
SD4	0,771						
SD3	0,771						
SD2	0,715						
QD2		0,788					
QD4		0,682					
QD3		0,646					
QD1		0,644					
XH3			0,799				
XH4			0,730				
XH2			0,688				
XH1			0,632				
GC4				0,705			
GC2				0,656			
GC3				0,649			
GC1				0,542			
HI1					0,767		

HI2					0,740		
HI4					0,610		
HI3					0,570		
DV1						0,742	
DV2						0,645	
DV4						0,625	
DV3						0,610	
TT3							0,778
TT2							0,683
TT1							0,647

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

a. Rotation Converged in 7 iterations.

(Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu SPSS)

Kết quả bảng trên cho thấy tất cả các biến trong các nhóm đều có giá trị lớn hơn 0,55 và đạt giá trị tin cậy. Và để thang đo các biến có giá trị thống kê thì cần phân lại nhóm:

Nhóm 1 bao gồm các biến: SD1, SD2, SD3, SD4, SD5;

Nhóm 2 bao gồm các biến: QD1, QD2, QD3, QD4;

Nhóm 3 gồm các biến: DV1, DV2, DV3, DV4;

Nhóm 4 gồm các biến: HI1, HI2, HI3, HI4, HI5;

Nhóm 5 gồm các biến: TT1, TT2, TT3;

Nhóm 6 gồm các biến: XH1, XH2, XH3, XH4;

Nhóm 7 gồm các biến: GC1, GC2, GC3, GC4.

Dựa vào bảng Total Variance Explained, phân chia thành 7 nhóm giải thích được 58,184% sự biến thiên của mô hình.

Tất cả các giá trị Communalities của các biến quan sát đều có giá trị lớn hơn 0,4. Với tiêu chuẩn ngưỡng của giá trị Communalities > 0,4 là được chấp nhận.

4.3. Kết quả kiểm định tương quan Pearson

Dựa vào kết quả kiểm định Cronbach's Alpha và phân tích nhân tố khám phá EFA loại bỏ các biến TT4 và tạo các nhân tố đại diện:

SD = Mean (SD1, SD2, SD3, SD4, SD5);

HI = Mean (HI1, HI2, HI3, HI4, HI5);

DV = Mean (DV1, DV2, DV3, DV4);

TT = Mean (TT1, TT2, TT3);

XH = Mean (XH1, XH2, XH3, XH4);

GC = Mean (GC1, GC2, GC3, GC4);

QD = Mean (QD1, QD2, QD3, QD4)

Bảng 4. Kết quả kiểm định tương quan Pearson (Correlations)

		QD	SD	HI	TT	DV	XH	GC
QD	Pearson Correlation	1	0,432**	0,309**	0,314**	0,127	0,288**	0,422**
	Sig. (2-tailed)		0,000	0,000	0,000	0,073	0,000	0,000
	N	200	200	200	200	200	200	200

(Nguồn: Phân tích dữ liệu SPSS)

Giá trị Sig. của các biến quan sát SD, HI, XH, TT, GC đều nhỏ hơn 0,05 nghĩa là biến độc lập đó tương quan biến phụ thuộc. Loại bỏ biến DV vì có giá trị Sig. là 0,073 lớn hơn 0,05.

4.4. Kết quả xây dựng mô hình hồi quy đơn tuyến tính

Bảng 5. Kết quả tóm tắt mô hình (Model Summary)

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	0,574 ^a	0,330	0,313	0,413	1,961

a. Predictors: (Constant) XH, TT, SD, GC

b. Dependent Variable: QD

(Nguồn: Phân tích dữ liệu SPSS)

Adjusted R Square (R bình phương hiệu chỉnh) phản ánh mức độ ảnh hưởng của các biến độc lập lên biến phụ thuộc. Ở đây, 6 biến độc lập đưa vào ảnh hưởng 31,3% sự thay đổi của biến phụ thuộc, còn lại là do các biến ngoài mô hình và sai số ngẫu nhiên.

Giá trị Durbin-Watson là 1,961 có giá trị xấp xỉ 2, vì vậy không có hiện tượng tương quan chuỗi bậc nhất.

Kiểm định F:

Bảng 6. Kết quả phân tích phương sai ANOVA^a

Model		Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	16,281	6	3,256	19,093	0,000 ^b
	Residual	33,086	194	0,171		
	Total	49,367	199			

a. Dependent Variable: QD

b. Predictors: (Constant)XH, HI, TT, SD, GC

(Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu SPSS)

Giá trị Sig .của kiểm định F là 0,000 < 0,05. Như vậy, mô hình hồi quy này có ý nghĩa và mô hình hồi quy tuyến tính xây dựng có tính chất suy rộng và áp dụng được cho tổng thể.

Bảng Coefficient

Bảng 7. Kết quả hệ số tương quan Coefficients

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	T	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	0,496	0,346		1,433	0,153		
	SD	0,200	0,049	0,265	4,056	0,000	0,809	1,235
	HI	0,143	0,065	0,138	2,209	0,028	0,882	1,134
	TT	0,134	0,070	0,122	1,917	0,057	0,858	1,165
	XH	0,153	0,062	0,152	2,472	0,014	0,911	1,098
	GC	0,205	0,064	0,215	3,224	0,001	0,778	1,285

Dependent Variable: QD

(Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu SPSS)

Với kiểm định T từng biến độc lập, giá trị Sig. nhỏ hơn hoặc bằng 0,05 có nghĩa là biến đó có ý nghĩa trong mô hình, ngược lại Sig. lớn hơn 0,05, biến độc lập đó cần được loại bỏ. Vì vậy trong mô hình này chỉ giữ lại biến SD, HI, XH, GC.

Hệ số hồi quy chuẩn hóa Beta, trong tất cả các hệ số hồi quy, biến độc lập nào có Beta lớn nhất thì biến đó ảnh hưởng nhiều nhất đến sự thay đổi của biến phụ thuộc. Do đó biến SD có ảnh hưởng nhiều nhất đến sự thay đổi của biến phụ thuộc QD. Cụ thể mức độ ảnh hưởng của các yếu tố đến QD như sau:

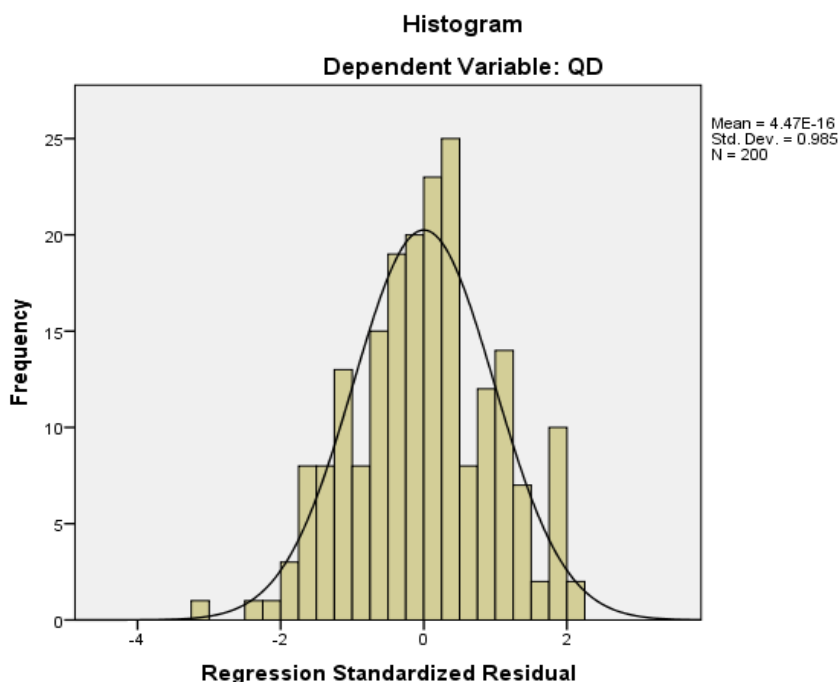
$$QD = 0,265 * SD + 0,138 * HI + 0,122 * TT + 0,152 * XH + 0,215 * GC$$

Như vậy, các yếu tố SD, HI, TT, XH, GC có tác động cùng chiều, khi các yếu tố khác không đổi SD (HI, TT, XH, GC) tăng 1 đơn vị thì yếu tố QD tăng lên lần lượt là 0,265 (0,138; 0,122; 0,152; 0,215) đơn vị.

Với các đề tài nghiên cứu có mô hình kết hợp với bảng câu hỏi sử dụng thang đo Likert thì $VIF < 2$ sẽ không có đa cộng tuyến giữa các biến độc lập. Nghiên cứu trên đạt yêu cầu không có đa cộng tuyến.

Biểu đồ tần số phần dư chuẩn hóa Histogram

Phần dư có thể không tuân theo phân phối chuẩn vì những lý do như: Sử dụng sai mô hình, phương sai không phải là hằng số, số lượng các phần dư không đủ nhiều để phân tích,... Vì vậy, chúng ta cần thực hiện nhiều cách khảo sát khác nhau. Một cách khảo sát đơn giản nhất là xây dựng biểu đồ tần số của các phần dư Histogram ngay dưới đây.

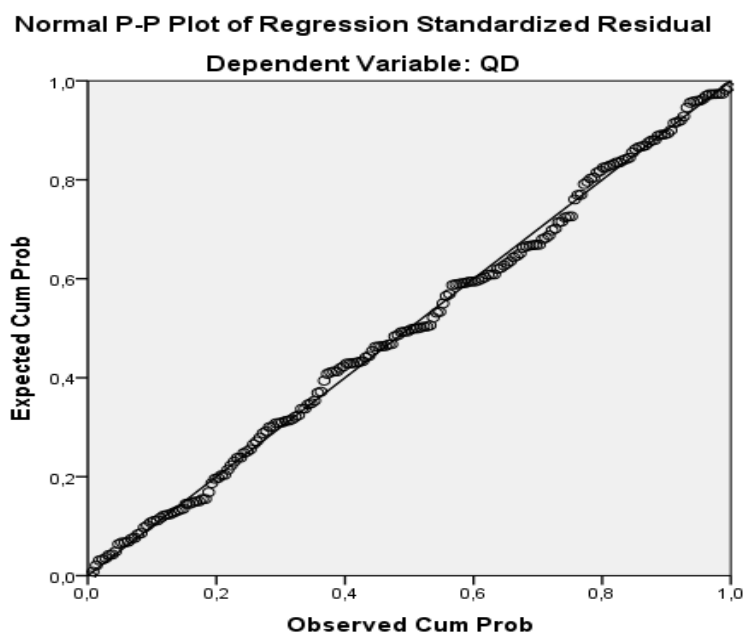


Biểu đồ 2: Biểu đồ tần số phần dư chuẩn hóa Histogram

(Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu SPSS)

Từ biểu đồ cho thấy, một đường cong phân phối chuẩn được đặt chồng lên biểu đồ tần số. Đường cong này có dạng đối xứng phù hợp với dạng đồ thị của phân phối chuẩn. Giá trị trung bình Mean gần bằng 0, độ lệch chuẩn là 0,970 gần bằng 1, như vậy có thể nói phân phối phần dư xấp xỉ chuẩn. Do đó, có thể kết luận rằng: Giả thiết phân phối chuẩn của phần dư không bị vi phạm.

Đồ thị chuẩn hóa Normal P-P Plot:



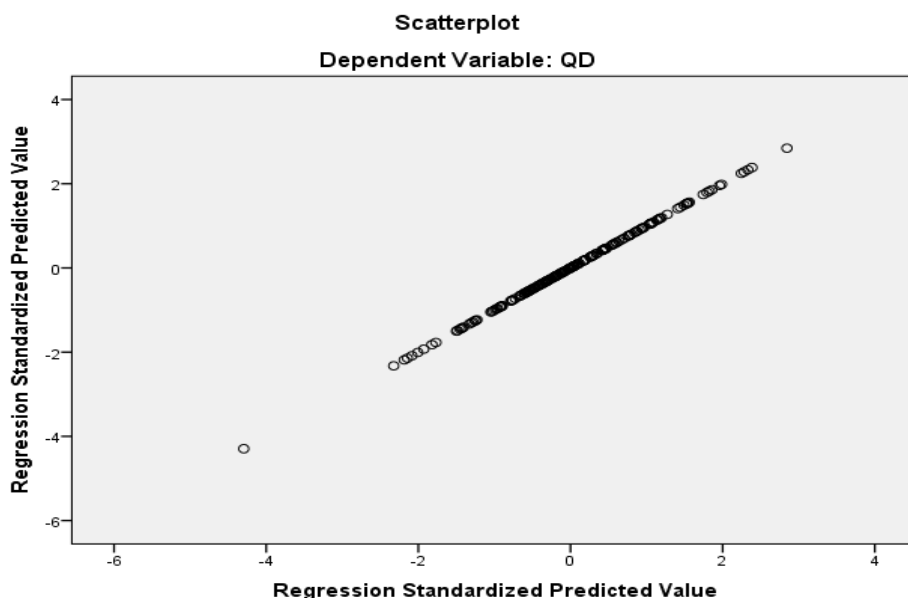
Biểu đồ 3: Đồ thị chuẩn hóa Normal P-P Plot

(Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu SPSS)

Với P-P Plot, các điểm phân vị trong phân phối của phần dư sẽ tập trung thành một đường chéo, như vậy không vi phạm giả định hồi quy về quân phối chuẩn phần dư.

Biểu đồ Scatter Plot kiểm tra giả định liên hệ tuyến tính

Biểu đồ phân tán Scatter Plot giữa các phần dư chuẩn hóa và giá trị dự đoán chuẩn hóa giúp chúng ta dò tìm xem, dữ liệu hiện tại có vi phạm giả định liên hệ tuyến tính hay không. Biểu diễn giá trị phần dư chuẩn hóa (Standardized Residual) ở trục hoành và giá trị dự đoán chuẩn hóa (Predicted Value) ở trục tung.



Biểu đồ 4: Biểu đồ Scatter Plot kiểm tra giả định liên hệ tuyến tính.

(Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu SPSS)

Kết quả đồ thị xuất ra, các điểm phân bố của phần dư nếu có các dạng: Đồ thị Parabol, đồ thị Cubic,... hay các dạng đồ thị khác không phải đường thẳng thì dữ liệu đã vi phạm giả định liên hệ tuyến tính. Nếu giả định quan hệ tuyến tính được thỏa mãn thì phần dư phải phân tán ngẫu nhiên trong một vùng xung quanh đường hoành độ 0.

Cụ thể với tập dữ liệu đang sử dụng, phần dư chuẩn hóa phân bố tập trung xung quanh đường hoành độ 0, do vậy giả định quan hệ tuyến tính không bị vi phạm.

5. Kết luận và đề xuất giải pháp

5.1. Kết luận

Nghiên cứu đã đạt được các mục tiêu ban đầu đề ra bao gồm:

Hệ thống hóa cơ sở lý thuyết về các nhân tố ảnh hưởng tới dự định và hành vi sử dụng dịch vụ công nghệ Internet 4G.

Xác định được các nhân tố ảnh hưởng tới quyết định sử dụng dịch vụ Internet 4G của sinh viên học tập trên địa bàn Hà Nội bao gồm 4 nhân tố: “Tính dễ sử dụng cảm nhận”, “Tính hữu ích cảm nhận”, “Ảnh hưởng xã hội” và “Giá cả dịch vụ”.

Đánh giá mức độ quan trọng của từng nhân tố ảnh hưởng tới quyết định sử dụng dịch vụ Internet 4G của sinh viên trên địa bàn Hà Nội.

Xác định được ảnh hưởng lẫn nhau giữa các nhân tố ảnh hưởng tới quyết định sử dụng dịch vụ Internet 4G của sinh viên học tập trên địa bàn Hà Nội.

Ngoài ra kết quả nghiên cứu cũng đưa ra những gợi ý giải pháp phát triển dịch vụ Internet 4G tại Hà Nội và những kiến nghị với các cơ quan quản lý Nhà nước trong lĩnh vực viễn thông cùng các nhà mạng cung cấp dịch vụ để phát triển thị trường dịch vụ Internet di động.

Kết quả nghiên cứu này khẳng định các yếu tố “Tính dễ sử dụng cảm nhận” (SD), “Ảnh hưởng xã hội”(XH), “Tính hữu ích cảm nhận” (HI) và “Giá cả dịch vụ” (GC) có ảnh hưởng đến quyết định sử dụng dịch vụ Internet 4G nhưng ở những mức độ khác nhau. Đặc biệt nhân tố “Tính dễ sử dụng cảm nhận”(SD) có ảnh hưởng mạnh nhất đến quyết định sử dụng Internet 4G của sinh viên trên địa bàn Hà Nội. Các nhân tố “Tính dễ sử dụng cảm nhận”(SD) và “Tính hữu ích cảm nhận” (HI) ảnh hưởng đến quyết định sử dụng hoàn toàn phù hợp với mô hình TAM (Davis, 1989; Davis, 1993) Taylor & Todd (1995), Klopping và Makinney (2004) cùng các nghiên cứu trước đây. Ảnh hưởng xã hội (XH) là một yếu tố ảnh hưởng khá mạnh lên quyết định sử dụng. Điều này củng cố giả thuyết của Venkatesh và cộng sự (2003) và phù hợp với nghiên cứu của Đào Trung Kiên (2015) về xu hướng chấp nhận sử dụng Internet 3G. Yếu tố “Giá cả dịch vụ” (GC) là một yếu tố mới mẻ nhưng qua bài nghiên cứu đã khẳng định vai trò của nó trong việc đưa ra quyết định sử dụng dịch vụ của người dùng.

5.2. Đề xuất giải pháp

Kết quả nghiên cứu đã góp phần đem lại những ý kiến đánh giá khách quan cho việc phát triển dịch vụ Internet 4G trong hiện tại và những gợi ý cho các dịch vụ thay thế trong tương lai khi đưa vào thị trường nhằm tăng sự chấp nhận sử dụng của khách hàng (đặc biệt là các bạn sinh viên). Sự khác nhau về dịch vụ Internet trong các thế hệ dịch vụ công nghệ như giữa 3G trước đây, 4G hiện tại và 5G cho tương lai về cơ bản vẫn là việc mở rộng băng thông lớn hơn, cho phép thiết lập các dịch vụ Internet tốc độ cao hơn qua các thiết bị di động cùng giá thành hợp lý hơn với người sử dụng. Để phát triển dịch vụ Internet 4G nói chung, dịch vụ Internet 4G nói riêng trên địa bàn Hà Nội, đặc biệt là đối với đối tượng khách hàng đông đảo và tiềm năng là giới sinh viên, cũng như các dịch vụ tương tự trong tương lai các nhà cung cấp dịch vụ cần chú ý tập trung vào cải thiện các nhân tố chính sau: “Tính hữu ích cảm nhận”, “Tính dễ sử dụng cảm nhận”, “Chất lượng dịch vụ”, “Chất lượng thông tin”, “Giá cả dịch vụ”. Cụ thể như sau:

Thứ nhất, đối với nhân tố “Tính dễ sử dụng cảm nhận”. Trong khảo sát cho thấy tính dễ sử dụng được khách hàng đánh giá rất cao (yếu tố có ảnh hưởng lớn nhất đến quyết định sử dụng dịch vụ Internet 4G) do đó cần tiếp tục duy trì và tập trung cải thiện nhân tố này về mặt công nghệ như sau:

Thiết kế phần mềm liên quan với giao diện đơn giản, thân thiện với người dùng; cung cấp thông tin dưới dạng văn bản, bảng biểu dễ hiểu đáp ứng nhu cầu tìm hiểu thông tin của mọi nhóm đối tượng thuộc nhiều trình độ khác nhau.

Đơn giản hóa dịch vụ giúp những khách hàng chưa từng trải nghiệm sử dụng hay những khách hàng không cần có nhiều hướng dẫn cũng có thể dễ dàng sử dụng được.

Tốc độ và chức năng tìm kiếm trên Internet phải được cải thiện tối ưu và tương ứng với các gói dịch vụ để người dùng có thể cảm nhận được sự khác biệt giữa thế hệ Internet 4G với các thế hệ đi trước, đặc biệt là khi 3G còn đang quá phổ biến và nhiều người vẫn tin dùng.

Thứ hai, đối với nhân tố “Tính hữu ích cảm nhận”. Kết quả nghiên cứu cho thấy hiện tại tính hữu ích của dịch vụ đang được đánh giá ở mức chưa cao. Điều đó cho thấy các nhà cung cấp dịch vụ cần tập trung vào cải thiện tính hữu ích của dịch vụ có thể thông qua thực hiện một số giải pháp sau:

Phần lớn khách hàng đều có yêu cầu cải thiện tốc độ truy cập mạng do vậy các nhà mạng cần tập trung nghiên cứu, thử nghiệm và sử dụng các giải pháp kỹ thuật nâng cao chất lượng dịch vụ kết nối. Không ngừng mở rộng băng thông để thay vì 4G LTE sẽ mang đến cho người dùng công nghệ chuẩn 4G.

Đảm bảo rằng 4G luôn là sự lựa chọn tối ưu của dịch vụ Internet không dây, dễ dàng sử dụng mọi lúc mọi nơi.

Các dịch vụ giá trị gia tăng đi kèm với dịch vụ Internet 4G như các dịch vụ nội dung số, các dịch vụ IoT, dịch vụ truyền hình, nghe nhìn trực tuyến, giao dịch điện tử, thương mại điện tử, mạng xã hội và ứng dụng thành phố thông minh,... phải không ngừng được cải thiện nâng cao.

Thứ ba, đối với nhân tố “Chất lượng thông tin”: Cần đảm bảo về chất lượng thông tin từ các nhà cung cấp 3 yêu cầu chung: Tính chính xác, tính kịp thời và tính đầy đủ.

Đảm bảo tính chính xác về thông tin dịch vụ được cung cấp, đảm bảo sự kỳ vọng từ phía khách hàng, nâng cao niềm tin về chất lượng dịch vụ của nhà cung cấp.

Cung cấp thông tin cho khách hàng kịp thời trong quá trình sử dụng dịch vụ thông qua tin nhắn điện thoại hoặc email tới khách hàng. Khách hàng có thể dễ dàng tham khảo thông tin dịch vụ từ nhiều nguồn khác nhau như từ các website quảng cáo dịch vụ, website chính thức của nhà cung cấp,....

Đảm bảo luôn cung cấp một cách đầy đủ thông tin tới khách hàng

Thứ tư, đối với nhân tố “Chất lượng dịch vụ”, cần nâng cao chất lượng dịch vụ vì chất lượng dịch vụ chưa được người sử dụng chú ý đến vì vậy các nhà mạng nên cải thiện để tạo nên sự khác biệt bằng cách:

Đảm bảo chất lượng dịch vụ đúng như cam kết đã thông báo với khách hàng. Đáp ứng dịch vụ nhanh chóng đồng thời các nhà mạng có thể cải thiện chất lượng kết nối bị gián đoạn do đứt cáp, mất điện,... bằng cách xây thêm các trạm BTS mới tại các khu vực thường xuyên gặp sự cố hay quá tải, nâng cấp các trạm BTS thường xuyên

Tập trung cải thiện lợi ích cốt lõi của dịch vụ Internet 4G là dịch vụ tiện ích có thể truy cập mọi lúc, mọi nơi.

Lắng nghe những ý kiến phản hồi về chất lượng dịch vụ của khách hàng bằng các kênh khác nhau như phản hồi trực tiếp qua web, đường dây nóng,... hoặc qua các bài nghiên cứu khảo sát. Từ đó lập ra các kế hoạch phù hợp điều chỉnh cải tiến chất lượng dịch vụ đáp ứng nhu cầu người dùng.

Thứ năm, đối với nhân tố “Ảnh hưởng xã hội”, nhà mạng cần nêu cao tầm quan trọng của nhân tố này bằng cách thực hiện giải pháp sau:

Thông qua nhiều kênh khác nhau như truyền hình, tin nhắn, mạng xã hội (đặc biệt là mạng xã hội vì đây là nơi các bạn trẻ thường xuyên cập nhật thông tin),... các nhà cung cấp dịch vụ cần truyền tải thông điệp về tính thay thế của dịch vụ Internet 4G đối với các dịch vụ Internet hữu tuyến và dịch vụ Internet vô tuyến thế hệ trước đó. Cần phải nhấn mạnh về tính ưu việt và các ưu đãi của sản phẩm mới.

Cần tạo cơ hội cho khách hàng có thể tăng cơ hội trải nghiệm dịch vụ trước khi quyết định sử dụng bằng các phương pháp dùng thử miễn phí hoặc marketing thử nghiệm, đánh giá, thăm dò ý kiến tại các điểm giao dịch.

Cần tạo các chương trình để giúp người dùng tiếp cận công nghệ 4G như: Chuyển đổi từ thế hệ 3G (2G, 1G) sang 4G trực tuyến, hoặc ở nhiều địa điểm có số lượng người có nhu cầu lớn; mở các chương trình mời dùng và nhận quà tặng từ nhà mạng, ví dụ như khách hàng sử dụng mời được một người khác dùng sẽ được cộng thêm dung lượng (Kb),....

Đặc biệt, các nhà cung cấp dịch vụ cần phải phối hợp với các nhà cung cấp thiết bị điện thoại di động thông minh nhằm tìm giải pháp đồng bộ hóa thiết bị phù hợp với dịch vụ

Internet 4G. Đồng thời nhà cung cấp có thể chọn phát triển sản phẩm dịch vụ của mình theo hướng khác biệt hóa sản phẩm dịch vụ của mình với mức giá phù hợp nhằm cạnh tranh tốt hơn với các đối thủ trên thị trường hiện nay.

Thứ sáu, đối với nhân tố “Giá cả dịch vụ”. Với người Việt Nam giá cả là một yếu tố quan trọng khi quyết định sử dụng bất cứ cái gì. Hầu hết ở phần cải thiện nhu cầu, các bạn sinh viên đều muốn giá cước dịch vụ sẽ được giảm xuống và tăng các chương trình ưu đãi dành cho sinh viên.

Các nhà mạng cần cắt giảm tối đa chi phí về lắp đặt hạ tầng và vận hành, đồng thời áp dụng các công nghệ tiên tiến chấp nhận lỗ giai đoạn đầu để có thể giảm giá thành và thu hút người dùng mới.

Thường xuyên có các gói cước ưu đãi dành cho các đối tượng như sinh viên, hoặc có các chương trình khuyến khích nếu khách hàng sử dụng dịch vụ nhiều.

Luôn đảm bảo rằng dung lượng, tốc độ truy cập Internet và các yếu tố khác mà dịch vụ mang đến xứng đáng với số tiền mà khách hàng bỏ ra để sử dụng

5.3.Hạn chế của đề tài và hướng nghiên cứu tiếp theo

Bên cạnh những đóng góp về mặt khoa học và thực tiễn, nghiên cứu vẫn còn những hạn chế nhất định: Do giới hạn về thời gian và nhiều điều kiện khác, nhóm chỉ thực hiện nghiên cứu ở đối tượng sinh viên trên địa bàn thành phố Hà Nội.

Hướng nghiên cứu tiếp theo của đề tài là thực hiện nghiên cứu với các nhóm sinh viên ở các thành phố khác như: Thành phố Hồ Chí Minh, thành phố Đà Nẵng và thành phố Hải Phòng.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Fishbein, M., & Ajzen, I. (1975), Belief, attitude, intention and behavior: An introduction to theory and research, Addison – Wesley, Reading, MA.
- [2] Ajzen, I., “ The Theory of Planned Behavior”, *Organizational Behavior and Human Decision Process*, No. 50 (1991) 179
- [3] Davis, F.D., (1989), Perceived usefulness, perceived ease of use and user acceptance of information technology”, *MIS Quarterly*, 13(3),319-339.
- [4] Ajzen, I. (1985), Form intentions to action: A theory of planned behavior, Springer, New York
- [5] Delone, W.H. & McLean, E.R. (1992), “Information system success: The quest for dependent variable” ., *Information System Research*, 3(1), 60 -95
- [6] Delone, W.H. & McLean, E.R. (2003), “The Delone and McLean model of information system success, A ten year update”, *Journal of Management Information System*, 19(4), 9 – 30
- [7] Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J., Anderson, R.E. & Tatham, R,L (2006, *Multivariate Data Analysis 6th ed*, Upper Saddle River NJ, Prentice – Hall.
- [8] Nunnally, J. (1978), Psychometric Theory, New York, McGraw-Hill.

TỶ LỆ SỞ HỮU CỦA NƯỚC NGOÀI VÀ GIÁ TRỊ DOANH NGHIỆP NIÊM YẾT Ở VIỆT NAM - BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM THÔNG QUA MÔ HÌNH HỒI QUY NGƯỠNG

SV: Nguyễn Minh Sơn, Trần Thùy Trang, Lê Thu Thảo,
Nguyễn Thị Khánh Linh, Khúc Hoàng Việt
Học viện Tài Chính
GVHD: TS. ĐÀM THANH TỬ

TÓM TẮT

Việc các nhà đầu tư nước ngoài tham gia đầu tư vào các doanh nghiệp (DN) niêm yết có ý nghĩa rất quan trọng, nó tác động đến giá trị DN và có khả năng nâng cao tính thanh khoản của cổ phiếu DN niêm yết. Chính vì thế, việc nghiên cứu để xác định một ngưỡng tỷ lệ sở hữu tối ưu đã từ lâu trở thành một đề tài được rất nhiều các học giả trên thế giới quan tâm. Bài viết này nghiên cứu tác động của tỷ lệ sở hữu nước ngoài đến giá trị của các DN niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam (TTCKVN) trong giai đoạn từ năm 2009- 2016 thông qua mô hình hồi quy ngưỡng. Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng chỉ tiêu ROE và TobinQ làm đại diện cho giá trị DN. Kết quả thực nghiệm là căn cứ để chúng tôi đưa ra những khuyến nghị về việc kiểm soát tỷ lệ sở hữu nước ngoài cho các DN niêm yết trên TTCKVN trong thời gian tới.

Từ khóa: sở hữu nước ngoài, giá trị doanh nghiệp, hồi quy ngưỡng

1. Giới thiệu

Việc ra đời thị trường chứng khoán (TTCK) ở Việt Nam được đánh giá là một trong những sự kiện nổi bật về những thành tựu đạt được trong tiến trình cải cách, đổi mới kinh tế ở nước ta, qua đó đã góp phần hoàn thiện nền kinh tế thị trường, hệ thống tài chính – tiền tệ theo hướng hiện đại và hình thành kênh huy động vốn quan trọng cho nền kinh tế. Từ mốc ban đầu chỉ có 2 doanh nghiệp (DN) niêm yết với vốn hóa thị trường chỉ đạt 986 tỷ đồng, chiếm 0,28% GDP vào năm 2000, đến nay, số lượng các doanh nghiệp (DN) niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam (TTCKVN) tăng dần qua các năm. Cụ thể, cho đến cuối năm 2017 số lượng các DN niêm yết trên các sàn giao dịch chứng khoán (GDCK) tập trung ở Việt Nam là 1377 DN (tại sàn GDCK thành phố Hồ Chí Minh là 348 DN, sàn GDCK Hà Nội là 378 DN và tại sàn UpCom là 651 DN). Một trong những vấn đề đang được quan tâm từ nhiều bên liên quan, đặc biệt là nhà đầu tư, các nhà lập pháp và các học giả quan tâm là vấn đề cơ cấu sở hữu và giá trị của DN. Các nhóm cổ đông khác nhau thì có những quyền lợi và lợi ích khác nhau, có những quan hệ khác nhau với chính phủ, với ngân hàng, với đối tác chiến lược nên cơ cấu sở hữu có ảnh hưởng lớn đến những quyết định của DN và tác động không hề nhỏ đến giá trị của DN.

Nhiều nghiên cứu xem xét tác động của cơ cấu sở hữu, mà đặc biệt là tỷ lệ sở hữu của nhà đầu tư nước ngoài lên giá trị của DN đã được công bố trên nhiều tạp chí uy tín trên thế giới, tuy nhiên kết quả chưa thống nhất như Jianxin Wang (2007); S. GhonRhee, JianxinWang (2009); Zhian Chen; Jinmin Dub, Donghui Li, Rui Ouyangc (2013); Vinh Vo Xuan, Jonathan A.Batten (2015),... Ngoài ra, nghiên cứu tác động của cấu trúc sở hữu nói chung, sở hữu của nhà đầu tư nước ngoài nói riêng đến giá trị DN ở Việt Nam chưa nhiều. Hiện nay mới có các nghiên cứu của Võ Xuân Vinh (2014&2015), Lê Tấn Phước (2017), Phạm Quốc Việt& Phạm Quang Huy (2017), Nguyễn Thị Minh Huệ& Đặng Tùng Lâm (2017), ...

Với các kết quả không đồng nhất giữa các quốc gia về mối quan hệ giữa cấu trúc sở hữu nước ngoài và giá trị doanh nghiệp niêm yết, nghiên cứu này là một sự bổ sung thực nghiệm về mối quan hệ này trong phạm vi một quốc gia. Do vậy, chúng tôi hy vọng rằng đóng góp đầu tiên của nghiên cứu này là làm phong phú thêm cho kho tàng học thuật về chủ đề này ở Việt Nam. Hơn nữa, thông qua việc vận dụng mô hình hồi quy ngưỡng của Hansen(1999) chúng tôi còn mong muốn tìm được một tỷ lệ sở hữu tối ưu của các nhà đầu tư nước ngoài để tối đa hóa giá trị của các DN niêm yết trên TTCKVN.

2. Sơ lược các nghiên cứu trước đây về tỷ lệ sở hữu của nước ngoài và giá trị doanh nghiệp niêm yết

2.1. Các nghiên cứu của nước ngoài

Trên cơ sở về lý thuyết điển hình về tác động của tỷ lệ sở hữu nước ngoài đối với giá trị của các DN trên sàn chứng khoán, nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã được thực hiện để chỉ ra các tác động tích cực, tiêu cực qua các năm khác nhau. Khảo sát tại các thị trường mới nổi và các nước phát triển, có thể thấy vấn đề này còn phụ thuộc vào nhiều yếu tố được nhìn nhận qua nhiều góc độ:

Nghiên cứu của tác giả Jianxin Wang (2007) về “*Giao dịch của các nhà đầu tư nước ngoài và sự biến động của thị trường chứng khoán mới nổi, bằng chứng tại Indonesia và Thái Lan*”. Trong nghiên cứu này, tác giả đã nhìn nhận trên mối quan hệ hiện tại giữa tỷ lệ sở hữu cổ phần của nước ngoài và biến động của thị trường ở Indonesia và Thái Lan trong nhiều giai đoạn với các biện pháp khác nhau cho sự biến động hoạt động kinh doanh của DN. Trong bài viết, tác giả cũng khám phá ra hai cách giải thích trên lý thuyết kinh tế cho những ảnh hưởng bất đối xứng của các nhà đầu tư nước ngoài và địa phương. Mặc dù việc bán ngoại tệ chỉ chiếm một phần nhỏ trong giao dịch hàng ngày nhưng nó cũng là nguyên nhân của sự biến động thị trường ở cả hai quốc gia. Trong khi đó, giao dịch trong các nhóm nhà đầu tư trong nước và nước ngoài thường có xu hướng không liên quan đến sự biến động này.

Một nghiên cứu khác về thị trường chứng khoán mới nổi Indonesia của các tác giả S. GhonRhee & JianxinWang (2009) với bài báo “*Tỷ lệ sở hữu nước ngoài và tính thanh khoản thị trường chứng khoán*” đã xem xét về mối quan hệ nhân quả giữa sở hữu thể chế của nước ngoài và tính thanh khoản của các cổ phiếu. Kết quả của nghiên cứu cho thấy được ảnh hưởng tiêu cực đến thanh khoản trong tương lai của các cổ phiếu do nhà đầu tư nước ngoài sở hữu: sự gia tăng 10% về sở hữu thể chế nước ngoài trong tháng hiện tại có liên quan đến sự gia tăng xấp xỉ 2% trong giá mua, giảm 3% về chiều sâu và tăng 4% mức độ nhạy cảm về giá cả trong tháng sau đó. Đồng thời, thấy rằng các tổ chức nước ngoài nắm giữ gần 70% giá trị thả nổi của thị trường chứng khoán Indonesia, chiếm 41% tổng vốn hóa thị trường từ tháng 1 năm 2002 đến tháng 8 năm 2007. Nghiên cứu này cũng phản bác lại ý kiến cho rằng các tổ chức nước ngoài nâng cao khả năng thanh khoản trên thị trường mới nổi.

Bên cạnh đó, Nghiên cứu của Zhian Chen, Jinmin Dub, Donghui Li, Rui Ouyang (2013) về vấn đề “*Liệu sở hữu nước ngoài có làm thay đổi khả năng sinh lời? Bằng chứng từ thị trường chứng khoán Trung Quốc*”, dựa trên một bộ số liệu gồm 1458 công ty niêm yết trong giai đoạn từ năm 1998 đến năm 2008, nhóm tác giả đã phân tích tác động của quyền sở hữu nước ngoài đối với khả năng sinh lời của các công ty niêm yết trên TTCK ở Trung Quốc. Kết quả thực nghiệm cho thấy quyền sở hữu cổ phần của các tổ chức nước ngoài (cả tài chính và phi tài chính) đều làm tăng khả năng sinh lời của các công ty, ngay cả sau khi kiểm soát được cơ cấu sở hữu hoàn chỉnh, quy mô, doanh thu, đòn bẩy tài chính và sửa chữa được các vấn đề nội sinh tiềm ẩn. Tuy nhiên, kết quả cũng cho thấy tỷ lệ sở hữu cổ phần của cá nhân nước ngoài làm giảm tính bất ổn. Hơn nữa, nghiên cứu ghi nhận mối quan hệ tích cực giữa tỷ lệ cổ phần trong nước (cá nhân, tổ chức và chính phủ) và khả năng sinh lời của các công ty niêm yết. Kết quả cũng cho thấy quyền sở hữu thể chế nước ngoài làm tăng tính linh hoạt cho khả năng sinh lời của DN bằng cách tăng cường tác động tích cực của thanh khoản lên biến động. Đồng thời nó tác động giảm nhẹ tính dễ biến động của sở hữu cá nhân nước ngoài khi bị suy giảm do quyền sở hữu của chính phủ Trung Quốc tạo nên môi trường quản trị kém.

Một nghiên cứu tương tự là nghiên cứu của Feng-Li Lin & Tsangyao Chang (2013) về vai trò tỷ lệ sở hữu của các thành viên trong gia đình đối với giá trị DN. Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả đã sử dụng bảng số liệu của 242 công ty niêm yết ở Đài Loan trong giai đoạn 1997-2006 và áp dụng mô hình hồi quy ngưỡng tiên tiến để kiểm tra xem có mức sở hữu gia đình “tối ưu” hay không. Chỉ tiêu TobinQ được sử dụng như là một đại diện cho giá trị DN. Kết quả nghiên cứu cho thấy có ba ảnh hưởng ngưỡng giữa quyền sở hữu gia đình và giá trị DN. Đó là 0.075%, 31.76% và 33.61%. Khi quyền sở hữu gia đình nhỏ hơn 0.075%, TobinQ giảm 257.71%, với sự gia tăng 1% quyền sở hữu gia đình. Mặt khác, khi chủ sở hữu

gia đình nằm trong khoảng từ 0,075% đến 31,76% thì khi tăng 1% trong quyền sở hữu gia đình, giá trị TobinQ tăng 0,78%. TobinQ tăng 1,67% với sự gia tăng 1% trong quyền sở hữu gia đình khi chủ sở hữu gia đình là giữa 31,76% và 33,61%. Tuy nhiên, TobinQ tăng 0,51% với sự gia tăng 1% trong quyền sở hữu gia đình khi chủ sở hữu gia đình lớn hơn 33,61%. Như vậy, nhóm nghiên cứu của Feng-Li Lin cho rằng phải có quyền sở hữu gia đình tối ưu từ 31,76% đến 33,61% bởi vì nó ở mức này khi giá trị DN được phát huy tối đa. Những kết quả này ủng hộ quan điểm cho rằng quyền sở hữu gia đình làm giảm vấn đề cơ quan cổ điển giữa các nhà quản lý và các cổ đông.

2.2. Các nghiên cứu trong nước

Thị trường chứng khoán Việt Nam sau 20 năm hình thành và phát triển, dần trở thành kênh dẫn vốn quan trọng của nền kinh tế, thu hút ngày càng nhiều vốn đầu tư nước ngoài, đặc biệt kể từ khi gia nhập Tổ chức Thương mại thế giới (WTO). Việt Nam là quốc gia đang phát triển nên có nhiều chính sách khuyến khích các dòng vốn đầu tư từ nước ngoài. Theo đó, sở hữu nước ngoài cũng có nhiều tác động lên giá trị DN tại Việt Nam.

Trên thực tế, cũng có nhiều nghiên cứu đánh giá tác động của tỷ lệ sở hữu nước ngoài lên các DN niêm yết tại Việt Nam như:

Nghiên cứu của Võ Xuân Vinh (2015) về “*Sở hữu nước ngoài và biến động lợi nhuận của cổ phiếu tại thị trường chứng khoán Việt Nam*” đăng trên tạp chí Journal of Multinational Financial Management đã xem xét các ảnh hưởng của quyền sở hữu nước ngoài đối với sự biến động của lợi nhuận cổ phiếu tại Việt Nam. Qua việc sử dụng bảng dữ liệu chi tiết của các công ty niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh trong giai đoạn 2006-2012 và sử dụng các kỹ thuật ước tính kinh tế lượng khác nhau để phân tích dữ liệu bảng, kết quả thực nghiệm cho thấy rằng quyền sở hữu lâu dài của nhà đầu tư nước ngoài làm giảm sự biến động lợi suất của cổ phiếu. Kết quả này là hàm ý vai trò ổn định của các nhà đầu tư nước ngoài trong các thị trường chứng khoán mới nổi và điều này có thể được coi là một trong những lợi ích tiềm năng của việc tăng cường tiếp xúc của thị trường chứng khoán trong nước đối với các nhà đầu tư nước ngoài.

Nghiên cứu của Lê Tấn Phước (2017) về tác động cấu trúc sở hữu đến hiệu quả hoạt động kinh doanh của DN niêm yết tại Việt Nam. Sau khi nghiên cứu các DN niêm yết tại sở giao dịch chứng khoán TP. HCM và Hà Nội trong giai đoạn 2009 – 2016, theo tác giả các DN có sự sở hữu càng cao thì sẽ ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động và giá trị DN càng cao. Như vậy, nghiên cứu này có kết quả tương đồng với kết quả nghiên cứu về “*Cấu trúc sở hữu, hiệu quả hoạt động và giá trị DN trên TTCKVN*” của Võ Xuân Vinh (2014). Thống kê mô tả các biến trong mô hình nghiên cứu cho thấy rằng cổ phiếu của các công ty niêm yết ở Việt Nam chưa thật sự hấp dẫn đối với các nhà đầu tư nước ngoài do quy định về sở hữu nước ngoài tại Việt Nam chỉ cho phép sở hữu tối đa không quá 50% cổ phần của một công ty niêm yết và 30% đối với các công ty tài chính hoặc ngân hàng. Vì vậy, tác giả đưa ra khuyến nghị về chính sách cho phép tăng tỷ lệ sở hữu nước ngoài trong DN Việt Nam và phát hành những loại cổ phiếu dành riêng cho nhà đầu tư nước ngoài nhằm cải thiện khả năng huy động vốn, tăng năng lực quản trị, cạnh tranh và có cơ hội tiếp cận với các tiến bộ về khoa học công nghệ trên thế giới.

Trong cùng hướng nghiên cứu, tác giả Phạm Quốc Việt & Phạm Quang Huy (2017) đã sử dụng mô hình hồi quy bội để xem xét tác động của tỷ lệ sở hữu nhà đầu tư nước ngoài đối với biến động lợi nhuận cổ phiếu của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam (2017). Mẫu nghiên cứu sử dụng 81 DN niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán TP. HCM trong giai đoạn 2009-2015. Kết quả nghiên cứu cho thấy sở hữu nước ngoài làm giảm biến động lợi nhuận cổ phiếu, đóng vai trò quan trọng trong việc ổn định thị trường, một trong những yếu tố ảnh hưởng quyết định đầu tư vào thị trường chứng khoán Việt Nam của các nhà đầu tư nước ngoài. Kết quả này cũng ủng hộ những nghiên cứu trước của Jianxin Wang (2007), Võ Xuân Vinh (2015). Từ đó, tác giả cũng đưa ra một số gợi ý chính sách nhằm tháo gỡ những rào cản hành chính, nâng cao các tiêu chuẩn niêm yết, khuyến khích cạnh tranh giữa

các tổ chức trung gian của thị trường chứng khoán Việt Nam. Qua đó, làm giảm thiểu những tác động tiêu cực của dòng vốn đầu tư nước ngoài.

Một nghiên cứu tương tự về tác động của cấu trúc sở hữu đến hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam của nhóm tác giả Nguyễn Thị Minh Huệ & Đặng Tùng Lâm (2017) được công bố trên tạp chí khoa học của Đại học quốc gia Hà Nội. Bài nghiên cứu mối quan hệ giữa các nhân tố gồm cấu trúc sở hữu, đòn bẩy tài chính và hiệu quả hoạt động với bộ dữ liệu toàn bộ các công ty niêm yết trên hai sàn giao dịch chứng khoán ở Việt Nam. Kết quả thực nghiệm từ các mô hình định lượng cho thấy mối quan hệ ngược chiều giữa sở hữu nhà nước và hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết và mối quan hệ thuận chiều giữa sở hữu nước ngoài và hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết.

Tóm lại, không có lý thuyết chung nào cho việc nghiên cứu tác động của sở hữu nước ngoài lên hiệu quả hoạt động hay giá trị các DN niêm yết. Theo những nghiên cứu trên, khi các nhà đầu tư nước ngoài sở hữu vốn cổ phần của các DN trong nước, hiệu quả hoạt động của các DN sẽ được cải thiện nếu các nhà đầu tư nước ngoài tham gia và có trách nhiệm hơn trong các hoạt động của DN. Tuy nhiên, đối với những quốc gia đang phát triển, thị trường chứng khoán mới nổi như ở Việt Nam thì các kết quả nghiên cứu trước đây với sử dụng nhiều loại mô hình nghiên cứu đa dạng đã đưa ra kết quả nghiên cứu chưa thống nhất về tác động của sở hữu nước ngoài là tích cực hay tiêu cực. Hơn nữa, các kết quả nghiên cứu thực nghiệm trước đây số liệu hoặc đã không còn tính thời sự hoặc không đề cập đến ngưỡng sở hữu nước ngoài tối ưu mà có thể tối đa hóa giá trị DN ở Việt Nam. Vì thế, trong nghiên cứu này chúng tôi sẽ sử dụng mô hình hồi quy ngưỡng của Hansen (1999) để mong muốn tìm ra một cấu trúc sở hữu tốt nhất có thể dành cho các nhà đầu tư nước ngoài nhằm tối đa hóa giá trị của các DN niêm yết trên thị trường chứng khoán ở Việt Nam.

3. Nguồn số liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Nguồn số liệu

Một câu hỏi luôn được đặt ra đối với nhóm nghiên cứu là trong quá trình chọn mẫu cần phải lựa chọn bao nhiêu đơn vị mẫu để nó đại diện và có thể suy rộng cho tổng thể, việc phân tích đó có ý nghĩa và kết quả nghiên cứu có giá trị về mặt khoa học?

Trong khoa học thống kê, trong trường hợp không biết trước kích thước của tổng thể nghiên cứu và có ý định lấy mẫu lớn thì người ta sẽ lấy mẫu kích thước n thoả mãn điều kiện

$$n \geq \frac{z^2}{4\varepsilon^2}.$$

sau:

Trong đó: ε là sai số cho phép trong quá trình lấy mẫu (Thực tế thì người ta thường lấy sai số ε là 10% hoặc 5%); z là giá trị của phân phối chuẩn tương ứng với độ tin cậy lựa chọn $\gamma = 1 - \varepsilon$ (ví dụ với sai số $\varepsilon = 10\%$ thì độ tin cậy của việc lấy mẫu cho phân tích tổng thể là $\gamma = 1 - \varepsilon = 90\%$ nên $z = 1,645$).

Trong trường hợp tổng thể nghiên cứu đã biết trước số lượng phân tử và có kích thước không quá lớn thì khi đó người ta sẽ chọn mẫu kích thước n thoả mãn điều kiện sau:

$$n \geq \frac{N}{1 + N \cdot \varepsilon^2}$$

Trong đó: ε là sai số cho phép trong quá trình lấy mẫu; N là kích thước của tổng thể nghiên cứu.

Như vậy, trong trường hợp nghiên cứu của chúng tôi, với một tổng thể nghiên cứu là 1377 DN được niêm yết trên TTCKVN thì với độ tin cậy 90% (tương ứng sai số là 10%) số lượng DN niêm yết cần lựa chọn mẫu phải thoả mãn điều kiện:

$$n \geq \frac{N}{1 + N \cdot \varepsilon^2} = \frac{1377}{1 + 1377 \cdot 0,1^2} \approx 93,23 \quad (\text{DN})$$

3.1.1. Tiêu chí lựa chọn các DN niêm yết vào mẫu khảo sát

Đề chọn ra được tối thiểu 94 DN niêm yết trên TTCKVN, nhóm tác giả đề tài xem xét thêm một số tiêu chí sau:

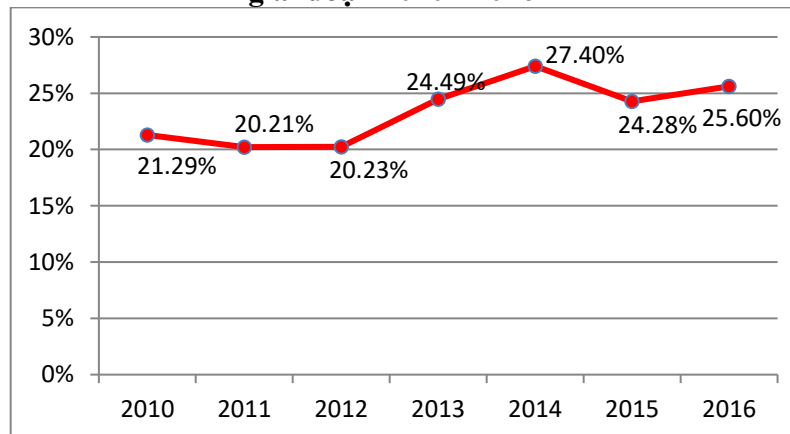
- Các DN phải được niêm yết trên TTCKVN trước ngày 1/1/2010 để có đầy đủ thông tin về báo cáo tài chính, báo cáo thường niên trong giai đoạn từ năm 2010 đến hết năm 2016.
- Mức vốn hóa trị trường của các DN niêm yết tại thời điểm 31/12/2016 phải đủ lớn (trên 200 tỷ đồng) để có lực hút đủ lớn với các nhà đầu tư nước ngoài.
- Các DN được lựa chọn phải đầy đủ các ngành nghề, lĩnh vực kinh doanh như theo tiêu chí phân ngành của Sở GDCK Thành phố Hồ Chí Minh.
- Không lựa chọn nghiên cứu các DN đặc thù hoạt động trong lĩnh vực Tài chính - Ngân hàng vì có những quy định riêng của Luật pháp Việt Nam về tỷ lệ sở hữu nước ngoài đối với các DN loại này.

Như vậy với tiêu chí chọn mẫu như trên, chúng tôi đã chọn ra mẫu gồm 106 công ty thỏa mãn yêu cầu đề ra và được phân theo các ngành nghề theo tiêu chí phân ngành của sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh.

3.1.2. Sơ lược về tỷ lệ sở hữu của nước ngoài trong các DN được khảo sát

Bằng phương pháp bình quân gia quyền có trọng số theo quy mô vốn hóa của các DN niêm yết trên TTCKVN, chúng tôi tính được tỷ lệ sở hữu nước ngoài bình quân của các công ty trong mẫu quan sát như sau:

Biểu đồ 1: Tỷ lệ sở hữu nước ngoài bình quân của các DN niêm yết trong mẫu khảo sát giai đoạn 2010 - 2016



Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu

Từ năm 2010 đến năm 2011 tỷ lệ sở hữu nước ngoài bình quân giảm từ 21.29% xuống 20.21% (giảm 1.09%) và từ năm 2012 đến 2012 tỷ lệ sở hữu bình quân của nước ngoài gần như không thay đổi do thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn này đang rơi vào chu kỳ suy thoái nên các nhà đầu tư rút bớt vốn. Từ năm 2012-2014, đây là giai đoạn thị trường chứng khoán Việt Nam đang trong đà tích lũy và dần phục hồi, hơn nữa Việt Nam có các biện pháp khuyến khích đầu tư ngày càng mở rộng phong phú hơn, cùng với nền tảng bảo hộ pháp chế chắc chắn tạo nên môi trường đầu tư thông thoáng, hấp dẫn hơn đối với các nhà đầu tư, đã có những đổi mới căn bản trong nhận thức và đường lối, chính sách khuyến khích đầu tư nước ngoài, nguồn vốn, công nghệ, kinh nghiệm quản lý đã bước đầu được thu hút, tốc độ tăng trưởng kinh tế được thúc đẩy theo hướng tích cực đã làm gia tăng tỷ lệ sở hữu nước ngoài bình quân từ 20,23% lên 27,4%. Tuy nhiên, do trong năm 2015 với những tác động từ việc Trung Quốc phá giá đồng nhân dân tệ đã ảnh hưởng mạnh đến tâm lý các nhà đầu tư, khiến thị trường hoàn toàn sụp đổ khi VN-Index đánh mất hơn 10% so với mốc cao nhất đạt được trong tháng 7/2015 nên một vốn lượng lớn được rút ra khỏi thị trường đã làm suy giảm tỷ lệ sở hữu nước ngoài bình quân từ 27,4% còn 24,28%. Đến năm 2016, tín hiệu hồi phục rõ ràng của TTCKVN và với việc UBCKNN cho phép “nới room” đã góp phần gia tăng tỷ lệ sở hữu nước ngoài thêm 1,32%, trong năm này việc khôi phục mạnh mẽ việc mua ròng 7 tháng trên 12 tháng cả năm trên cả HOSE và HNX, ngay cả khi thị trường giảm điểm thì sức mua của

khối ngoại vẫn là rất lớn. Đây là dòng tiền có tác động không nhỏ đến xu hướng phục hồi mạnh mẽ của TTCKVN như hiện nay.

3.2. Phương pháp tiếp cận vấn đề nghiên cứu

3.2.1. Giới thiệu về mô hình hồi quy ngưỡng

Phương pháp ước lượng và kiểm định mô hình hồi quy ngưỡng của B. Hansen được công bố trên tạp chí *Journal of Econometrics* vào năm 1999. Mô hình này sử dụng dữ liệu cân bằng $\{y_{it}, q_{it}, x_{it} : 1 \leq i \leq n, 1 \leq t \leq T\}$, trong đó n là kích thước mẫu, T là khoảng thời gian của dữ liệu, i và t là chỉ số chạy, y_{it} là biến phụ thuộc, q_{it} là biến ngưỡng và x_{it} là biến độc lập.

Mô hình được trình bày như sau:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 x_{it} I(q_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó, $I(\cdot)$ là một hàm có điều kiện. Vì vậy, mô hình có thể được viết lại như sau:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_1 x_{it} + \varepsilon_{it} & \text{khi } q_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + \beta_2 x_{it} + \varepsilon_{it} & \text{khi } q_{it} > \gamma \end{cases} \quad (2)$$

Đặt $\beta = (\beta_1, \beta_2)$ thì mô hình (2) có thể viết gọn lại như sau:

$$y_{it} = \mu_i + \beta x_{it}(\gamma) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Từ các công thức trên, chúng ta biết rằng khi biến ngưỡng q_{it} lớn hơn hoặc nhỏ hơn giá trị ngưỡng γ , các giá trị quan sát trong mẫu được chia thành hai nhóm thể hiện qua hệ số góc β_1 và β_2 . Sai số ε_{it} được giả định là độc lập và có phân phối chuẩn với giá trị trung bình bằng 0 và phương sai không đổi bằng σ^2 (Tức là: $\varepsilon_{it} \sim N(0; \sigma^2)$), μ_i là hiệu ứng cố định của từng cá thể trong mẫu, đại diện cho tính không đồng nhất của các cá thể trong điều kiện hoạt động khác nhau. Khi T cố định là hằng số và $n \rightarrow +\infty$ thì mô hình này cũng nhận kết quả tương tự.

Kiểm định cho một ngưỡng: Để kiểm định xem ngưỡng γ tìm được có ý nghĩa thống kê hay không. Theo phương trình (3), cần kiểm định cặp giả thuyết như sau:

$$\begin{cases} \beta_1 = \beta_2 \\ \beta_1 \neq \beta_2 \end{cases}$$

Theo kết quả nghiên cứu của Hansen trước đó và được kiểm định bởi Andrews và Ploberger (1994) thì nếu giả thuyết H_0 được chấp nhận, tức là hệ số $\beta_1 = \beta_2$ thì hiệu ứng ngưỡng không tồn tại (hay nói cách khác là tác động của các ngưỡng q_i là như nhau). Khi đó mô hình được viết lại như sau:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 x_{it} + \varepsilon_{it}$$

Ngược lại, nếu bác bỏ giả thuyết H_0 , tức là hệ số $\beta_1 \neq \beta_2$ thì kết luận hiệu ứng ngưỡng tồn tại giữa biến ngưỡng (q) và biến phụ thuộc (y).

Mô hình đa ngưỡng: Mô hình (3) là mô hình đơn ngưỡng. Tuy nhiên, trong thực tế nhiều ngưỡng có thể tồn tại. Chẳng hạn, mô hình ngưỡng đôi có dạng:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 x_{it} I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 x_{it} I(q_{it} > \gamma_2) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Trong đó giá trị ngưỡng $\gamma_1 < \gamma_2$. Từ mô hình ngưỡng đôi có thể được mở rộng cho mô hình đa ngưỡng với các giá trị ngưỡng là $(\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n)$.

Để xác định được số ngưỡng của mô hình các tác giả J. Bai (1997) và J. Bai & P. Perron (1998) đã đề xuất các bước để kiểm định ngưỡng như sau:

Với mô hình hồi quy đơn ngưỡng

Phương trình (2) được viết dưới dạng trung bình như sau:

$$\bar{y}_i = \mu_i + \beta \bar{d}_i(\gamma) + \bar{\varepsilon}_i \quad (5)$$

Trong đó: $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$; $\bar{e}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_{it}$ và $\bar{d}_i(\gamma) = T^{-1} \sum_{t=1}^T d_{it}(\gamma)$

Lấy phương trình (2) trừ (5), ta có phương trình sau:

$$y_{it}^* = y_{it} - \bar{y}_i; \quad d_{it}^*(\gamma) = \bar{d}_i(\gamma) \quad \text{và} \quad e_{it}^* = e_{it} - \bar{e}_i$$

Tất cả các dữ liệu và sai số từ thời điểm thứ hai trở đi được xếp chồng lên nhau cho một cá thể dưới dạng cột. Chẳng hạn:

$$y_i^* = \begin{bmatrix} y_{i2}^* \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{it}^* \end{bmatrix}$$

Tương tự với $d_i^*(\gamma)$ và e_i^*

Từ đó ta có phương trình (5) tương đương với:

$$y^* = D^*(\gamma)\beta + e^* \quad (6)$$

Đối với mỗi giá trị ngưỡng đã biết, hệ số góc β , véc tơ phần dư \hat{e}^* và tổng bình phương sai số $S_1(\gamma)$ có thể được ước tính bằng cách sử dụng phương pháp OLS như sau:

$$\hat{\beta}(\gamma) = (D^*(\gamma))^{-1} D^*(\gamma)' y^* \quad (7)$$

$$\hat{e}(\gamma) = y^* - (\gamma)\hat{\beta}(\gamma) \quad (8)$$

$$S_1(\gamma) = \hat{e}^*(\gamma)' \hat{e}^*(\gamma) \quad (9)$$

Theo Hansen (1999), giá trị γ được xác định tại điểm có tổng bình phương sai số nhỏ nhất.

$$\gamma = \underset{\gamma}{\operatorname{argmin}} S_1(\gamma) \quad (10)$$

Sau khi $\hat{\gamma}$ được xác định, ta có thể ước lượng được hệ số góc $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\hat{\gamma})$, vector phần dư $\hat{e}^* = \hat{e}^*(\hat{\gamma})$ và phương sai phần dư là:

$$\hat{\sigma}^2 = n(T-1)^{-1} \hat{e}^* = n(T-1)^{-1} S_1(\hat{\gamma}) \quad (11)$$

Với mô hình hồi quy hai ngưỡng

Việc ước lượng mô hình hồi quy hai ngưỡng có thể được thực hiện tương tự như trong mô hình hồi quy đơn ngưỡng. Tuy nhiên, quá trình này rất phức tạp và đòi hỏi khoảng $N^2 = (nT)^2$ lần hồi quy để xác định ngưỡng. Theo Chong (1994), Bai (1997), Bai và Perron (1998), mô hình ước lượng điểm sẽ cho phép chúng ta thoát khỏi gánh nặng tính toán trên. Ở giai đoạn đầu tiên, xác định $S_1(\gamma)$ là tổng bình phương sai số của ngưỡng đơn theo phương trình (2.12) và $\hat{\gamma}_1$ là ngưỡng ước lượng mà tại đó $S_1(\gamma)$ là nhỏ nhất. Chong (1994) và Bai (1997) cho rằng $\hat{\gamma}_1$ sẽ phù hợp với γ_1 hoặc γ_2 trong mô hình hai ngưỡng (phụ thuộc vào tác động ngưỡng nào là “mạnh hơn”). Điều chỉnh ngưỡng ước lượng $\hat{\gamma}_1$ trong giai đoạn đầu tiên, tiêu chí lựa chọn các ngưỡng trong giai đoạn thứ hai như sau:

$$S_2^r(\gamma_2) = \begin{cases} S(\hat{\gamma}_1, \gamma_2) & \text{khi } \hat{\gamma}_1 < \gamma_2 \\ S(\gamma_2, \hat{\gamma}_1) & \text{khi } \gamma_2 < \hat{\gamma}_1 \end{cases} \quad (12)$$

Và ngưỡng ước lượng của giai đoạn thứ hai là:

$$\hat{\gamma}_2^r = \underset{\gamma_2}{\operatorname{argmin}} S_2^r(\gamma_2) \quad (13)$$

Điều chỉnh chỉnh ngưỡng ước lượng $\hat{\gamma}_2^r$ trong giai đoạn thứ hai, tiêu chí lựa chọn các ngưỡng trong giai đoạn thứ ba như sau:

$$S_2^r(\gamma_1) = \begin{cases} S(\gamma_1, \hat{\gamma}_2^r) & \text{khi } \gamma_1 < \hat{\gamma}_2^r \\ S(\hat{\gamma}_2^r, \gamma_1) & \text{khi } \hat{\gamma}_2^r < \gamma_1 \end{cases} \quad (14)$$

Ước lượng ngưỡng sau khi điều chỉnh như sau:

$$\hat{\gamma}_1^r = \underset{\gamma_1}{\operatorname{argmin}} S_1^r(\gamma_1) \quad (15)$$

Bai (1997) cho rằng ngưỡng ước lượng sau khi điều chỉnh $\hat{\gamma}_1^r$ trong mô hình ước lượng điểm là hiệu quả tiệm cận và kỳ vọng kết quả tương tự được tìm thấy trong mô hình hồi quy ngưỡng.

Từ mô hình ngưỡng đôi có thể được mở rộng cho mô hình đa ngưỡng với các giá trị ngưỡng là $(\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n)$. Tuy vậy, trong nghiên cứu này chúng tôi chỉ dừng lại ở việc trình bày phương pháp nghiên cứu cho mô hình hồi quy hai ngưỡng.

3.2.2. Định nghĩa và đo lường các biến trong mô hình

3.2.2.1. Giá trị doanh nghiệp

Theo luật DN năm 2014 của nước Cộng hòa xã hội chủ nghĩa Việt Nam thì DN được định nghĩa như sau: “Doanh nghiệp là tổ chức kinh tế có tên riêng, có tài sản, có trụ sở giao dịch ổn định, được đăng ký kinh doanh theo quy định của pháp luật nhằm mục đích thực hiện các hoạt động kinh doanh”.

Trong nền kinh tế thị trường, việc đầu tư vốn vào DN hay thực hiện hoạt động mua bán, sáp nhập DN được diễn ra thường xuyên, liên tục. Việc coi DN như là một tài sản, một hàng hóa có khả năng sinh lời và đem lại lợi ích cho người đầu tư là một quan điểm đang ngày càng trở lên phổ biến. Quá trình hình thành giá trị và giả cả DN cũng chịu sự tác động của quy luật giá trị, quy luật cạnh tranh, quy luật cung cầu giống như hàng hóa thông thường.

Dưới góc độ quản trị tài chính DN, lợi ích mà nhà đầu tư nhận được từ DN thể hiện qua dòng tiền mà DN đó mang lại cho nhà đầu tư trong tương lai. Các nhà quản trị DN hiểu rằng tiền có giá trị theo thời gian, vì vậy khi bỏ vốn đầu tư vào một DN, các nhà đầu tư yêu cầu khoản đầu tư đó phải đạt được tỷ suất sinh lời bằng với chi phí cơ hội của vốn. Với quan điểm đầu tư nhằm mục đích sinh lời thì cách xác định giá trị DN phổ biến nhất là chiết khấu dòng tiền tiền thu nhập mà DN mang lại trong tương lai về thời điểm hiện tại theo tỷ suất sinh lời đòi hỏi của nhà đầu tư.

Do đó, giá trị DN có thể hiểu là tổng giá trị hiện tại của dòng tiền mà nhà đầu tư nhận được trong tương lai do DN mang lại.

Đối với CTCP, xét trong dài hạn và trong điều kiện thị trường tài chính hoàn hảo, giá của cổ phiếu tương đương với giá trị của công ty. Khi đó giá cổ phiếu của công ty trên thị trường phản ánh giá trị của công ty theo đánh giá của các chủ sở hữu và có xem xét đến những phức tạp của yếu tố thời gian và rủi ro trong thực tế.

Như vậy, dựa vào đặc điểm của các CTCP niêm yết trên TTCKVN trong một vài năm gần đây và các nghiên cứu thực chứng của các nhà khoa học trong và ngoài nước nên chúng tôi quyết định lựa chọn tiêu chí ROE và TobinQ đại diện cho giá trị DN.

3.2.2.2. Biến ngưỡng

Biến ngưỡng là một biến mà khi biến ngưỡng ấy lớn hơn hay nhỏ hơn giá trị ngưỡng (γ) thì mẫu có thể được chia làm những lớp số liệu (regime) khác nhau.

Để phản ánh tỷ lệ sở hữu của nước ngoài ta tính theo công thức:

$$\text{Tỷ lệ sở hữu} = \frac{\text{Số lượng CP nhà đầu tư nước ngoài đang nắm giữ}}{\text{Tổng số lượng CP đang niêm yết}}$$

Có rất nhiều nhà nghiên cứu đã sử dụng biến ngưỡng để nghiên cứu mô hình của mình: nghiên cứu của Feng-Li Lin và Tsangya Chang (2013) đã lựa chọn biến tỷ lệ sở hữu của các

thành viên trong gia đình làm biên ngưỡng để phân tích sự tác động của tỷ lệ sở hữu này đến giá trị các công ty niêm yết trên TTCK của Đài Loan. Bên cạnh đó ở Việt Nam, công trình nghiên cứu của Nguyễn Minh Huệ và Đặng Tùng Lâm (2017) cũng đã lựa chọn tỷ lệ sở hữu nước ngoài làm biên ngưỡng, liên hệ ví thể chế của Việt Nam họ đã đặt ra giả thuyết là sở hữu nước ngoài có tác động tích cực đến hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Kết quả nghiên cứu đã chỉ ra rằng sở hữu nước ngoài càng lớn, hiệu quả hoạt động của công ty niêm yết càng cao. Sở hữu nước ngoài được hiểu là sở hữu của các nhà đầu tư tư nhân nước ngoài. Khi các nhà đầu tư nước ngoài được phép sở hữu vốn cổ phần của các công ty trong nước, hiệu quả hoạt động của công ty sẽ được cải thiện khi các nhà đầu tư nước ngoài tham gia và có trách nhiệm hơn trong các hoạt động của công ty. Hiệu quả hoạt động của công ty cũng chính là lợi ích của các cổ đông nước ngoài đang góp vốn trong công ty.

Nghiên cứu của chúng tôi cũng đồng ý với quan điểm tiếp cận đó, tức là chúng tôi sẽ lựa chọn biên ngưỡng là tỷ lệ sở hữu của nước ngoài (*FOREIGN*) làm biên ngưỡng để xem xét tác động đến giá trị các DN niêm yết trên TTCKVN, từ đó có thể hy vọng tìm được tỷ lệ sở hữu tối ưu của nước ngoài nhằm gia tăng tối đa hiệu quả kinh doanh và giá trị của các DN niêm yết này.

3.2.2.3. *Biên kiểm soát*

Biên kiểm soát được dùng để cô lập hiệu ứng của các yếu tố khác mà chúng ta có thể dự báo được sự ảnh hưởng của nó đối với giá trị DN. Có 2 loại biên kiểm soát được sử dụng trong đề nghiên cứu này đó là quy mô của DN và sự tăng trưởng của DN. Các phần sau đây sẽ phân tích các mối quan hệ giữa các biến có liên quan đến giá trị DN.

Quy mô DN (SIZE): Quy mô DN được xem như là yếu tố quyết định của giá trị DN. Joshua Abor (2005) đề xuất rằng các DN có quy mô càng lớn thì càng có nhiều khả năng sinh lợi hơn. Nghiên cứu này cho thấy mối liên hệ đồng biến giữa biên kiểm soát (ở đây là quy mô DN) và khả năng sinh lợi. Tuy nhiên, nghiên cứu của Feng-Li Lin (2011), Yu-Shu Cheng, Yi-Pei Liu và Chu-Yang Chien (2010) cho thấy rằng các DN có quy mô càng lớn thì thông thường khả năng sinh lợi sẽ càng khó khăn hơn. Kết quả nghiên cứu của các nhà khoa học này cho thấy một mối quan hệ nghịch biến giữa biên kiểm soát (ở đây là quy mô DN) và khả năng sinh lợi của DN. Tuy nhiên, theo nhận định của chúng tôi về các công ty niêm yết ở Việt Nam thì quy mô DN có thể có cả mối quan hệ đồng biến và nghịch biến với giá trị DN.

Để tính quy mô DN, có rất nhiều cách tiếp cận khác nhau nhưng nhìn chung phần lớn các quan điểm đều cho rằng để đo lường quy mô DN thì nên sử dụng công thức bằng Logarit giá trị sổ sách tổng tài sản của DN. Nghiên cứu của chúng tôi cũng đồng ý với quan điểm tiếp cận đó.

Tốc độ tăng trưởng của DN (GROWTH): Tốc độ tăng trưởng được xem là một yếu tố có liên quan đến giá trị DN. Joshua Abor (2005) đề xuất rằng các DN có cơ hội tăng trưởng nhiều hơn thông thường sẽ có khả năng sinh lợi lớn hơn. Ngoài ra, nghiên cứu của Chien-Chung Nieh và cộng sự (2008); Yu-Shu Cheng và cộng sự (2010) cho thấy rằng DN có tốc độ tăng trưởng cao hơn thường có giá trị DN cao hơn. Nghiên cứu này cho thấy mối quan hệ đồng biến giữa biên kiểm soát (tốc độ tăng trưởng của DN) và giá trị DN.

Trong nghiên cứu của chúng tôi, để đo lường khả năng tăng trưởng của DN thì sẽ sử dụng chỉ tiêu: tỷ lệ tăng trưởng tổng tài sản. Chỉ tiêu này được xác định theo công thức:

$$\text{Tỷ lệ tăng trưởng tổng tài sản} = \frac{\text{Tổng tài sản cuối năm } t - \text{Tổng tài sản cuối năm } t-1}{\text{Tổng tài sản cuối năm } t-1}$$

Hệ số nợ của DN (TDTA):

Để đánh giá và đo lường cấu trúc tài chính của DN, các nghiên cứu trước đây thường căn cứ vào các thước đo đòn bẩy tài chính của DN, gồm: Hệ số nợ; Hệ số nợ trên vốn chủ sở hữu; Hệ số tự tài trợ. Hệ số nợ thể hiện mức độ sử dụng các nguồn vốn vay của DN, cho biết tài sản của DN được đầu tư bởi bao nhiêu phần từ vốn vay. Hệ số này giúp đánh giá về tình trạng tài chính, bao gồm khả năng đảm bảo trả nợ, rủi ro của DN. Hệ số nợ phụ thuộc nhiều vào ngành nghề kinh doanh, lĩnh vực mà DN hoạt động, có thể được đo lường như sau:

$$\text{Hệ số nợ} = \frac{\text{Tổng nợ phải trả}}{\text{Tổng nguồn vốn}}$$

Trong nghiên cứu của chúng tôi sẽ sử dụng biến *Hệ số nợ (TDTA)* như là một biến kiểm soát để xem xét tác động đến giá trị DN. Việc sử dụng biến này cũng tương đồng với các nghiên cứu của Feng-Li Lin và Tsangya Chang (2013) hay Nguyễn Thị Minh Huệ và Đặng Tùng Lâm (2017).

3.2.3. Xây dựng mô hình hồi quy ngưỡng nghiên cứu tác động của tỷ lệ sở hữu của nước ngoài đến giá trị DN niêm yết trên TTCKVN

Như đã phân tích ở trên, chúng tôi đã xây dựng mô hình như sau để nghiên cứu về ảnh hưởng của tỷ lệ sở hữu của nước ngoài đến giá trị của các công ty niêm yết trên TTCKVN. Mô hình được biểu diễn như sau:

$$Y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_1 GROWTH_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 TDTA_{it} + \theta_1 FOREIGN_{it} + \varepsilon_{it} & \text{khi } FOREIGN_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + \beta_1 GROWTH_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 TDTA_{it} + \theta_2 FOREIGN_{it} + \varepsilon_{it} & \text{khi } FOREIGN_{it} > \gamma \end{cases} \quad (17)$$

Trong đó:

Y_{it} là đại diện cho giá trị DN (biến phụ thuộc, có thể là *ROE* hoặc *TOBINQ*);

$FOREIGN_{it}$ là một biến giải thích và cũng là một biến ngưỡng đại diện cho tỷ lệ sở hữu của nước ngoài đối với công ty niêm yết thứ i tại thời điểm t . Giá trị γ là một giá trị ngưỡng lý thuyết;

Các biến kiểm soát gồm: $SIZE_{it}$ đại diện cho quy mô của công ty niêm yết, biến này được xác định bằng logarit giá trị sổ sách của tổng tài sản của công ty tại thời điểm cuối năm; biến $GROWTH_{it}$ là tỷ lệ tăng trưởng tổng tài sản được xác định bằng tổng tài sản tại thời điểm cuối năm nay trừ đi tổng tài sản cuối năm trước rồi chia cho tổng tài sản cuối năm trước; Biến và $TDTA_{it}$ là hệ số nợ tại thời điểm cuối năm được xác định bằng tổng nợ chia cho tổng tài sản.

$\beta_i (i = 1, 3)$ đại diện cho những giả định về hệ số ảnh hưởng của các biến kiểm soát lên biến phụ thuộc. θ_1, θ_2 là hệ số ngưỡng tương quan tương ứng với các trường hợp giá trị ngưỡng thấp hơn và cao hơn γ ;

μ_{it} là sự khác biệt mang tính hệ thống được phân tách trong mô hình nhằm khắc phục hiện tượng phương sai sai số thay đổi;

ε_{it} là sai số ước lượng của mô hình; i là chỉ số chạy, nó thể hiện sự khác biệt giữa các DN nghiên cứu; t là chỉ số chạy, thể hiện sự khác biệt giữa các chu kỳ nghiên cứu.

Từ hệ phương trình trên, các quan sát được phân tách theo giá trị hồi quy ngưỡng nhằm xác định hệ số θ của từng phương trình thành phần theo ngưỡng. Để xem xét tác động của tỷ lệ sở hữu nước ngoài ở các ngưỡng khác nhau có khác nhau hay không, nhóm nghiên cứu sẽ tiến hành kiểm định cặp giả thiết

$$\begin{cases} H_0 : \theta_1 = \theta_2 \\ H_1 : \theta_1 \neq \theta_2 \end{cases}$$

Nếu giả thiết H_0 được chấp nhận, tức là tác động của các ngưỡng tỷ lệ sở hữu nước ngoài khác nhau là như nhau và có thể kết luận chưa tìm thấy bằng chứng về sự tồn tại các ngưỡng tỷ lệ sở hữu nước ngoài khác tác động đến giá trị các công ty niêm yết trong kết quả của mô hình nghiên cứu. Còn nếu giả thiết H_1 được chấp nhận, tức là có bằng chứng cho thấy có sự tồn tại các ngưỡng tỷ lệ sở hữu nước ngoài khác tác động đến giá trị các công ty niêm yết trên TTCKVN. Theo Hansen (1999) khuyến nghị sử dụng kiểm định F và Sub-Wald để kiểm tra giả thiết trên.

Nếu tồn tại 2 ngưỡng tỷ lệ sở hữu nước ngoài, mô hình mới sẽ được biểu diễn lại như sau:

$$Y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_1 GROWTH_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 TDTA_{it} + \theta_1 FOREIGN_{it} + \varepsilon_{it} & \text{khi } FOREIGN_{it} \leq \gamma_1 \\ \mu_i + \beta_1 GROWTH_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 TDTA_{it} + \theta_2 FOREIGN_{it} + \varepsilon_{it} & \text{khi } \gamma_1 < FOREIGN_{it} \leq \gamma_2 \\ \mu_i + \beta_1 GROWTH_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 TDTA_{it} + \theta_3 FOREIGN_{it} + \varepsilon_{it} & \text{khi } FOREIGN_{it} > \gamma_2 \end{cases} \quad (18)$$

Vai trò và ý nghĩa của các tham số trong mô hình trong công thức (18) tương tự như mô hình trong công thức (17).

Mô hình này hoàn toàn có thể mở rộng cho các trường hợp nhiều hơn 2 ngưỡng với các giá trị ngưỡng là $(\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n)$.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả các biến trong mô hình

Ở nghiên cứu này, dữ liệu được chúng tôi thu thập từ Báo cáo tài chính của 106 công ty niêm yết trên TTCKVN trong giai đoạn từ năm 2010 đến 2016. Dữ liệu nghiên cứu được chúng tôi tổng hợp dưới dạng cấu trúc bảng (Panel data) với số lượng quan sát là 742 (quan sát). Việc thống kê mô tả các biến được sử dụng trong mô hình được chúng tôi trình bày trong Bảng 1 nhằm cung cấp tổng quan về đặc tính của các biến.

Bảng 1: Thống kê mô tả các biến dữ liệu

variable	N	mean	sd	cv	min	max
ROE	742	.1512307	.147801	.9773215	-.9696568	1.017353
TobinQ	742	1.085717	1.143947	1.053632	.0583382	13.32933
FOREIGN	742	.1433588	.1438437	1.003382	0	.6231
GROWTH	742	.1837628	.3293858	1.792451	-.6742211	3.454186
Size	742	7.204551	1.463044	.2030722	4.972693	12.10321
TDTA	742	.5336485	.1893452	.3548126	.0854824	.919284

Nguồn: Tính toán của các giả trên phần mềm STATA

Như vậy, biến phụ thuộc *ROE* của các công ty niêm yết trên TTCKVN ở mức trung bình là 0.1512307, cao nhất ở mức 1.017353 và thấp nhất ở mức -0.9696568. Với biến phụ thuộc *TOBINQ* thì mức trung bình là 1.085717, cao nhất ở mức 13.32933 và thấp nhất ở mức 0.0583382. Mức độ biến thiên của biến *TOBINQ* khá lớn ($CV = 1.053632$).

Biến tỷ lệ sở hữu nước ngoài *FOREIGN* có giá trị trung bình là 0.1433588, có thể thấy tỷ lệ sở hữu nước ngoài của các công ty niêm yết trên TTCKVN vẫn còn ở mức trung bình so với các TTCK của các nước trong khu vực.

Các biến *GROWTH*, *SIZE*, *TDTA* có giá trị trung bình lần lượt là 0.1837628, 7.204551 và 0.5336485. Ngoài ra hệ số biến thiên của biến *GROWTH* lớn hơn rất nhiều lần so với hai biến *SIZE* và *TDTA* cho thấy việc tăng trưởng tài sản của các công ty niêm yết trên TTCKVN có sự biến động lớn trong giai đoạn hiện nay, nó thể hiện sự phát triển mạnh về quy mô của các công ty niêm yết.

Để tránh hiện tượng hồi quy giả mạo trong mô hình hồi quy thì tất cả các biến được xem xét trong mô hình phải là các biến dừng. Tiêu chuẩn Levin-Lin-Chu (LLC) được chúng tôi sử dụng để kiểm tra tính dừng của các biến trong mô hình đối với dữ liệu bảng.

Bảng 2. Kết quả kiểm định tính dừng các biến trong mô hình

Biến	LLC (Levin- Lin-Chu)	
	t-statistic	P-value
<i>ROE</i>	-41.5359	0,0000***
<i>TOBINQ</i>	-58.0935	0.0000***
<i>FOREIGN</i>	-1.5E+02	0,0000***
<i>SIZE</i>	-11.8997	0,0000***
<i>TDTA</i>	-21.8062	0,0000***
<i>GROWTH</i>	-29.1269	0,0000***

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả trên phần mềm STATA

Theo tiêu chuẩn kiểm định LLC thì kết quả kiểm định tính dừng cho thấy tất cả các chuỗi số liệu *ROE*, *TOBINQ*, *FOREIGN*, *SIZE*, *TDTA*, *GROWTH* đều là chuỗi dừng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%. Do đó, có thể kết luận rằng việc sử dụng các biến trong mô hình hồi quy với dữ liệu bảng là hoàn toàn chấp nhận được.

4.2. Kết quả ước lượng mô hình hồi quy ngưỡng

Đề tài chúng tôi sử dụng phần mềm STATA 14 và áp dụng phương pháp Bootstrap lặp 500 lần nhằm kiểm định sự tồn tại của các ngưỡng.

4.2.1. Trường hợp biến đại diện cho giá trị doanh nghiệp là *TOBINQ*

Đầu tiên chúng tôi sẽ kiểm định mô hình có tồn tại ngưỡng đơn không?

Bảng 3: Kết quả kiểm định về ngưỡng đơn

Threshold estimator (level = 95):

model	Threshold	Lower	Upper
Th-1	0.3507	0.3450	0.3555

Threshold effect test (bootstrap = 500):

Threshold	RSS	MSE	Fstat	Prob	Crit10	Crit5	Crit1
Single	491.9441	0.6693	21.32	0.0420	17.2770	19.7832	26.5471

Nguồn: Tính toán của nhóm đề tài trên phần mềm STATA

Kết quả kiểm định có được từ số liệu đã cho thấy giá trị P-value = 0.042 nhỏ hơn mức ý nghĩa lựa chọn là 5%. Như vậy, mô hình chúng tôi lựa chọn có tồn tại ngưỡng đơn. Tiếp theo, chúng tôi tiến hành kiểm định ngưỡng đôi và ngưỡng ba.

Bảng 4: Kết quả kiểm định ngưỡng đôi và ngưỡng ba

Threshold effect test (bootstrap = 500 500 500):

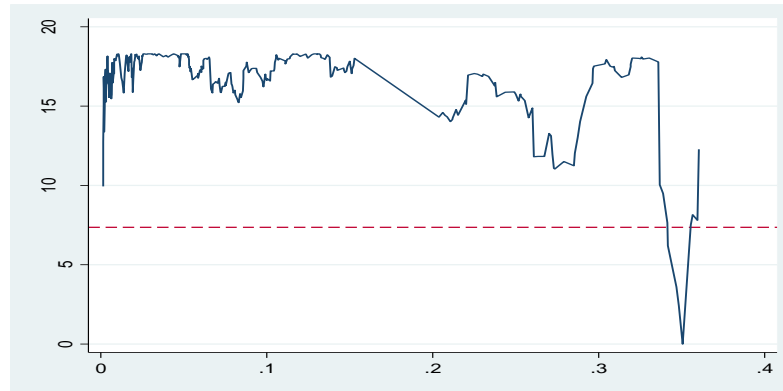
Threshold	RSS	MSE	Fstat	Prob	Crit10	Crit5	Crit1
Single	491.9441	0.6693	21.32	0.0360	17.5207	19.6673	26.9901
Double	482.5518	0.6565	14.31	0.1780	18.4970	23.7736	35.2408
Triple	477.7475	0.6500	7.39	0.7420	21.6682	28.0190	43.7371

Nguồn: Tính toán của các giả trên phần mềm STATA

Do đó, với các mức ý nghĩa 1%, 5% và 10% thì mô hình cũng đều không tồn tại ngưỡng đôi và ngưỡng ba.

Như vậy, kết quả kiểm định hiệu ứng ngưỡng của tỷ lệ sở hữu nước ngoài tác động đến giá trị của các công ty niêm yết trên TTCKVN cho thấy chỉ tồn tại ngưỡng đơn với độ tin cậy cho phép là 95%. Biểu đồ 2 sau sẽ cho thấy giá trị ngưỡng ước tính là giá trị được xác định thông qua ước lượng điểm.

Biểu đồ 2: Đồ thị biểu diễn sự tồn tại ngưỡng đơn



Nguồn: Tính toán của các giả trên phần mềm STATA

Các hệ số ước lượng mô hình ngưỡng đơn được thể hiện trong dưới đây:

Bảng 5: Các hệ số hồi quy trong mô hình đơn ngưỡng

TobinQ	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
GROWTH	-.0564478	.1136033	-0.50	0.619	-.279534	.1666384
Size	.553539	.1158234	4.78	0.000	.3260931	.7809849
TDTA	.8003806	.4410735	1.81	0.070	-.0657688	1.66653
_cat#c.FOREIGN						
0	2.69313	.6514866	4.13	0.000	1.413786	3.972474
1	.3340898	.4984387	0.67	0.503	-.6447096	1.312889
_cons	-3.588598	.8222896	-4.36	0.000	-5.203354	-1.973843
sigma_u	1.3334236					
sigma_e	.88296438					
rho	.6951781	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(105, 631) = 5.16

Prob > F = 0.0000

Nguồn: Tính toán của các giả trên phần mềm STATA

Kết quả ước lượng mô hình cho kết luận mô hình hồi quy là phù hợp (giá trị P-value = 0.0000 nhỏ hơn mức ý nghĩa lựa chọn 0.05).

Biến tỷ lệ sở hữu nước ngoài (*FOREIGN*) có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5% và 10% đối với cận dưới của ngưỡng là nhỏ hơn hoặc bằng 35,07%. Cụ thể, khi tỷ lệ sở hữu nước ngoài của công ty niêm yết nhỏ hơn hoặc bằng 35,07% thì hệ số hồi quy ước lượng là 2.69313. Còn khi tỷ lệ sở hữu nước ngoài vượt quá 35,07% thì hệ số hồi quy của ước lượng là 0.3340898, tuy nhiên tại ngưỡng trên này lại không có ý nghĩa thống kê mức 1%, 5% và 10%. Như vậy, ở các ngưỡng khác nhau thì tỷ lệ sở hữu nước ngoài đều có tác động cùng chiều với giá trị công ty niêm yết (mà ở đây được đại diện bởi chỉ tiêu *TOBINQ*).

Các biến về quy mô công ty niêm yết (*SIZE*) và tổng số nợ trên tổng tài sản (*TDTA*) đều có ý nghĩa thống kê ở các mức 10%, tuy nhiên biến tăng trưởng tổng tài sản (*GROWTH*) lại không có ý nghĩa thống kê mức 1%, 5% và 10%. Điều này có nghĩa là ngoài nhân tố tỷ lệ sở hữu nước ngoài theo các ngưỡng khác nhau tác động đến giá trị của các công ty niêm yết thì các nhân tố khác như quy mô công ty niêm yết và hệ số nợ của DN cũng có tác động nhất định tới *TOBINQ*. Cụ thể như sau:

Biến quy mô công ty niêm yết (*SIZE*) có tác dụng tích cực tới giá trị DN (mà đại diện bởi *TOBINQ*), tức là khi quy mô công ty niêm yết tăng 1% trong điều kiện các yếu tố khác không thay đổi thì *TOBINQ* tăng trưởng được 0.553539%. Tăng quy mô DN là điều kiện cần để không những các công ty niêm yết gia tăng giá trị DN mà bất kể DN nào cũng vậy, gia tăng

quy mô đồng nghĩa với việc thị phần của DN được mở rộng, các sản phẩm dịch vụ của DN tiêu thụ rộng khắp hơn. Một DN muốn phát triển và thu hút được sự chú ý của các nhà đầu tư nước ngoài thì trước hết DN đó phải thể hiện được sự tăng trưởng hàng năm của mình.

Biến tổng số nợ trên tổng tài sản (*TDTA*) có tác dụng tích cực tới *TOBINQ*, khi tỷ lệ tổng số nợ trên tổng tài sản tăng 1% trong điều kiện các yếu tố khác không thay đổi thì *TOBINQ* cũng tăng tương ứng theo tỷ lệ 0.8003806%. Điều này có thể được lý giải do trong giai đoạn hiện nay, nền kinh tế Việt Nam đang trong chu kỳ ổn định và tăng trưởng tốt nên các DN nói chung, các công ty niêm yết trên TTCKVN nói riêng có cơ hội tận dụng tối đa sức mạnh của đòn bẩy tài chính để gia tăng lợi nhuận, góp phần gia tăng giá trị DN, vì tỷ lệ sinh lời kinh tế của tài sản (chỉ tiêu BEP) bình quân của các công ty niêm yết trên TTCKVN đang lớn hơn lãi suất vay vốn bình quân.

Tóm lại, hệ số hồi quy của hệ số tỷ lệ sở hữu nước ngoài không phải là giá trị cố định mà phụ thuộc vào từng ngưỡng của tỷ lệ sở hữu nước ngoài. Như vậy, mối quan hệ giữa hệ số tỷ lệ sở hữu nước ngoài và giá trị của các công ty niêm yết thay đổi theo các cấp độ khác nhau của tỷ lệ sở hữu nước ngoài. Điều đó chứng tỏ mối quan hệ giữa tỷ lệ sở hữu nước ngoài và giá trị các công ty niêm yết có mối quan hệ phi tuyến tính theo mô hình sau:

$$TobinQ_{it} = \begin{cases} \mu_i - 0,0564478GROWTH_{it} + 0,553539SIZE_{it} + 0,8003806TDTA_{it} + 2,69313FOREIGN_{it} + \varepsilon_{it} & \text{khi } FOREIGN_{it} \leq 0,3507 \\ \mu_i - 0,0564478GROWTH_{it} + 0,553539SIZE_{it} + 0,8003806TDTA_{it} + 0,3340898FOREIGN_{it} + \varepsilon_{it} & \text{khi } FOREIGN_{it} > 0,3507 \end{cases}$$

Trường hợp biến đại diện cho giá trị công ty niêm yết là ROE

Theo trường hợp tương tự trong mục 4.2.1, kết quả chạy mô hình để kiểm tra sự tồn tại của ba ngưỡng như sau:

Bảng 6: Kiểm định sự tồn tại của các ngưỡng với chỉ tiêu ROE

Threshold effect test (bootstrap = 500 500 500):

Threshold	RSS	MSE	Fstat	Prob	Crit10	Crit5	Crit1
Single	7.9339	0.0108	7.61	0.5200	14.9779	16.6715	22.8818
Double	7.8783	0.0107	5.19	0.7220	11.7307	13.7173	16.1292
Triple	7.8388	0.0107	3.70	0.8600	11.3460	13.0051	17.6756

Nguồn: Tính toán của các giả trên phần mềm STATA

Kết quả thực nghiệm với biến đại diện cho giá trị DN là ROE lại cho kết quả không như mong muốn (đó là với các mức ý nghĩa 1%, 5% và 10% thì mô hình này đều không tồn tại ngưỡng). Điều này có nghĩa là không tìm được các ngưỡng của tỷ lệ sở hữu nước ngoài để xem xét tác động đến ROE. Như vậy, trong trường hợp này có thể ROE có mối liên quan tuyến tính với các biến *FOREIGN*, *GROWTH*, *TDTA*, *SIZE* mà không phải là phi tuyến như mục tiêu nghiên cứu đặt ra của đề tài. Do đó chúng tôi sẽ loại bỏ mô hình này trong nghiên cứu của mình.

Tóm lại, khi nghiên cứu tác động của tỷ lệ sở hữu nước ngoài tới giá trị DN niêm yết trên TTCKVN, kết quả hồi quy cho thấy sự tác động theo các ngưỡng khác nhau của tỷ lệ sở hữu nước ngoài tới giá trị DN (được đại diện bởi biến *TobinQ*). Kết quả này sẽ là một trong những bằng chứng thực nghiệm giúp nhóm nghiên cứu đưa ra những khuyến nghị nhằm giúp các công ty niêm yết trên TTCKVN gia tăng được giá trị DN và nâng cao được vị thế kinh doanh.

5. Kết luận và một số gợi ý đối với việc kiểm soát tỷ lệ sở hữu nước ngoài của các doanh nghiệp niêm yết ở Việt Nam

5.1. Kết luận về tỷ lệ sở hữu nước ngoài đối với các doanh nghiệp niêm yết ở Việt Nam

Kết quả nghiên cứu tác động tỷ lệ sở hữu nước ngoài và giá trị DN trong mẫu nghiên cứu (đại diện bởi chỉ tiêu *TobinQ*) cho thấy mối quan hệ giữa các biến. Điều đó cho thấy, đối với các DN trong mẫu nghiên cứu, việc thay đổi tỉ lệ sở hữu của nước ngoài ở các mức khác nhau có tác động không giống nhau tới *TobinQ*, hay nói cách khác mối quan hệ giữa tỷ lệ sở hữu nước ngoài tới giá trị *TobinQ* là mối quan hệ phi tuyến tính.

Với kết quả thực nghiệm của mô hình trên, chúng tôi thấy rằng khi tỷ lệ sở hữu nước ngoài ở mức thấp thì sẽ tạo lực cản khá lớn ngăn sự gia tăng của giá trị doanh nghiệp vì không thu hút được dòng tiền vào cổ phiếu của doanh nghiệp. Khi tỷ lệ sở hữu nước ngoài tiến sát đến mức 35,07% thì giá trị của doanh nghiệp cũng được tăng dần, tức là khi tăng 1% tỷ lệ sở hữu của nước ngoài trong điều kiện các yếu tố khác không thay đổi thì sẽ gia tăng 2,69313% giá trị doanh nghiệp. Tuy nhiên, nếu tỷ lệ sở hữu nước ngoài vượt quá 35,07% thì chưa có kết luận vì mô hình không cho kết quả. Chúng tôi cũng cho rằng nếu số liệu trong mô hình cho phép chúng tôi tính chính xác giá trị TOBINQ mà không phải xấp xỉ qua chỉ số MB (giá trị thị trường của cổ phiếu/giá trị sổ sách của cổ phiếu) thì mô hình sẽ có khả năng đưa ra được một mức tỷ lệ sở hữu nước ngoài trên 0,3507 mà tại đó giá trị các DN niêm yết trên TTCKVN sẽ được khuếch đại lớn hơn. Kết quả nghiên cứu của chúng tôi khá tương đồng với kết quả nghiên cứu của Feng-Li Lin và Tsangyao Chang (2011).

Tóm lại, từ kết quả nghiên cứu trên chúng tôi nhận thấy: Nhà đầu tư nước ngoài đóng góp một phần không nhỏ đến sự ổn định của Thị trường chứng khoán (tác động đến sự tăng trưởng của giá cổ phiếu). Điều này hoàn toàn phù hợp với lý thuyết về thông tin bất cân xứng. Những nhà đầu tư nước ngoài đặc biệt là những cổ đông chi phối có quyền tham dự các cuộc họp quản lý cấp cao và do đó có những thông tin “vượt trội” về công ty. Với những thông tin vượt trội này, các nhà đầu tư nước ngoài có thể có những hành động ổn định giá cổ phiếu, đặc biệt khi giá cổ phiếu chệch khỏi giá trị thực. Mới đây, Chính phủ cũng vừa ban hành Nghị định 60/2015/NĐ-CP sửa đổi, bổ sung một số điều của Nghị định 58/2012/NĐ-CP quy định chi tiết và hướng dẫn thi hành một số điều của Luật Chứng khoán và Luật sửa đổi, bổ sung một số điều của Luật Chứng khoán, trong đó bổ sung thêm về tỷ lệ sở hữu nước ngoài trên TTCK Việt Nam. Thông qua nghiên cứu này, phần nào chứng minh được sự đúng đắn của chủ trương nói room cho NĐT nước ngoài, qua đó góp phần giúp TTCK Việt Nam tăng trưởng bền vững.

5.2. Một số gợi ý đối với việc kiểm soát tỷ lệ sở hữu nước ngoài của các doanh nghiệp niêm yết ở Việt Nam

Thông qua khảo sát và nghiên cứu mối quan hệ tỷ lệ sở hữu và giá trị DN niêm yết trên TTCKVN, có thể thấy rằng các DN có tỷ lệ sở hữu tổ chức càng cao thì giá trị và hiệu quả hoạt động của DN càng lớn và ngược lại. Tác động tích cực nhất của nhóm sở hữu nước ngoài đến giá trị DN niêm yết là cơ chế giám sát chặt chẽ, các cổ đông tổ chức có kinh nghiệm trong thị trường tài chính và quản trị DN. Vì vậy, các DN có tỷ lệ sở hữu nước ngoài lớn thường có trình độ quản trị DN cao, thông tin về BCTC được minh bạch theo chuẩn quốc tế.

Từ kết quả kiểm định thực chứng bằng mô hình, các khuyến nghị đã được đưa ra để thay đổi tỷ lệ sở hữu nước ngoài hợp lý nhằm làm tăng giá trị của DN như:

Một là, lập kế hoạch thoái vốn nhà nước: Bên cạnh một số DN hoạt động hiệu quả, có một số DN hoạt động không hiệu quả. Đối với các DN này, giá trị thực tế không cao như kỳ vọng thì Nhà nước cần có chiến lược thoái vốn. Đối với các DN có vốn nhà nước hoạt động hiệu quả, giá trên thị trường tốt thì Nhà nước nên có lộ trình thoái vốn cụ thể như:

+) Xác định lại giá trị DN: Nếu mức giá thị trường phản ánh đúng giá trị của DN thì nên bán ngay để bảo toàn vốn.

+) Trong trường hợp các DN này có giá thấp hơn so với giá trị kỳ vọng thì cũng cần phải có lộ trình thoái vốn dần trong tương lai.

Hai là, nói lỏng hệ thống pháp luật về thu hút nhà đầu tư nước ngoài. Khuyến khích, cởi mở hơn với các chính sách sở hữu nước ngoài. Cho phép tăng tỷ lệ sở hữu nước ngoài: Việt Nam đang trong quá trình thu hút đầu tư nước ngoài, những chính sách ưu tiên cho cổ đông nước ngoài góp vốn hữu hiệu là gia tăng tỷ lệ tham gia của các nhà đầu tư nước ngoài vào quản lý, điều hành hoạt động sản xuất, kinh doanh của DN. Khi tỷ lệ sở hữu vượt qua mức 51%, các nhà đầu tư nước ngoài sẽ có thêm cơ hội tham gia trực tiếp vào việc quản trị công ty. Điều này không chỉ giúp tăng vốn mà sự tham gia trực tiếp của nhà đầu tư nước ngoài vào hoạt động quản trị DN còn giúp nâng lực quản trị và cạnh tranh được cải thiện. Từ đó, DN còn có cơ hội tiếp cận với những tiến bộ khoa học kỹ thuật và máy móc hiện đại trên thế giới.

Ba là, các cơ quan quản lý cần nghiên cứu và đưa vào giao dịch sớm các loại hàng hóa như: chứng khoán phái sinh, chứng chỉ các quỹ đầu tư... nhằm tăng tính đa dạng và tính thanh khoản cho thị trường. Đồng thời, cần sớm hình thành các khuôn khổ pháp lý để DN Việt Nam có thể chủ động hơn trong việc thực hiện niêm yết cổ phiếu ở nước ngoài nhằm thu hút vốn trên thị trường thế giới.

Cho phép phát hành các loại cổ phiếu dành riêng cho nhà đầu tư nước ngoài: Tăng cường tỷ lệ sở hữu nước ngoài trong các DN niêm yết không chỉ là biện pháp nới lỏng mức giới hạn mà cho phép DN phát hành thêm một tỷ lệ nhất định cổ phiếu không có quyền biểu quyết cho nhà đầu tư nước ngoài. Biện pháp này sẽ giúp tăng cường nguồn vốn cho các DN mà vẫn tránh được tình trạng nhà đầu tư nước ngoài chi phối toàn bộ hoạt động của DN.

Bốn là, tiếp tục tháo gỡ các rào cản hành chính cản trở việc nới lỏng tỷ lệ sở hữu nước ngoài trong các công ty đại chúng theo Nghị định 60/2015/NĐ-CP, đặc biệt đối với các ngành, nghề đầu tư kinh doanh có điều kiện.

Năm là, tiếp tục nâng cao các tiêu chuẩn niêm yết về quy mô, về đòn bẩy tài chính, về tỷ lệ cổ phiếu giao dịch so với cổ phiếu lưu hành, trước mắt nhằm tăng tính hấp dẫn của doanh nghiệp niêm yết đối với đầu tư dài hạn, về lâu dài sẽ giúp tăng hạng TTCK Việt Nam vào nhóm thị trường mới nổi.

Tỷ lệ sở hữu nước ngoài có tác động tới DN trên rất nhiều khía cạnh như rủi ro tài chính, tỷ suất lợi nhuận, giá trị DN. Chính vì vậy, việc xây dựng tỷ lệ sở hữu nước ngoài hợp lý trong từng giai đoạn có ý nghĩa rất lớn đối với các DN nói chung và đối với các DN niêm yết trên TTCKVN nói riêng. Ngoài những giải pháp nêu trên, để gia tăng được giá trị DN niêm yết thì các DN nên thực hiện đồng bộ các giải pháp sau:

Các DN trong mẫu nghiên cứu cần chú trọng trong việc đưa ra các quyết định đầu tư. Đây là một trong những nội dung quan trọng nhất của DN là đưa ra được các quyết định đầu tư. Quyết định đầu tư mang tính chiến lược, giữ vai trò quyết định tới sự tồn tại và phát triển của DN. Nếu quyết định đầu tư đúng đắn sẽ tạo ra giá trị gia tăng cho DN. Dự án đầu tư tốt sẽ tạo tiền đề cho việc sử dụng vốn đạt hiệu quả cao, giá trị DN tăng, từ đó tăng vốn chủ sở hữu cho DN. Ngược lại, nếu quyết định đầu tư sai sẽ gây ra nhiều hệ lụy xấu. Một sai lầm trong quyết định đầu tư, kéo theo sai lầm trong quyết định tài trợ, kết quả hoạt động kinh doanh thua lỗ, DN mất vốn, cấu trúc vốn và tỷ lệ sở hữu nước ngoài bị ảnh hưởng nghiêm trọng, thậm chí DN đó còn có thể rơi vào tình trạng bị phá sản hoặc giải thể theo quy định của pháp luật. Khi đó các nhà đầu tư nước ngoài sẽ không tham gia vào hoạt động kinh doanh của DN nữa và thậm chí DN đó không thể thu hút các nhà đầu tư nước ngoài tham gia vào hoạt động sản xuất, kinh doanh của mình.

Các DN niêm yết trong mẫu nghiên cứu cần nâng cao chất lượng quản trị DN, đặc biệt khi các công ty có ý định mở rộng quy mô. Bằng chứng thực nghiệm từ mô hình hồi quy cho thấy các DN niêm yết này hiện nay khi mở rộng quy mô thì TOBINQ lại giảm đi. Điều đó cho thấy mở rộng quy mô thì cần phải nâng cao được chất lượng quản trị. Quản trị DN là hoạt động tổng quát, điều hành mọi vấn đề của DN, như cơ cấu DN, định hướng phát triển, khoa học công nghệ, nhân sự, dây chuyền sản xuất, sản phẩm và quản trị tài chính,...

Theo kết quả khảo sát 100 DN niêm yết lớn nhất TTCKVN do IFC - Diễn đàn quản trị toàn cầu và UBCKNN thực hiện thì hầu hết các DN có chung nhược điểm là kiến thức chuyên sâu về quản trị DN còn yếu, việc thực hiện quản trị DN chủ yếu nhằm đối phó, tuân thủ quy định hơn là tự nguyện.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Tài liệu tiếng Việt

- [1] BCTC của các DN niêm yết trên TTCKVN trong giai đoạn từ năm 2009 đến năm 2016.
- [2] Bùi Văn Vân, Vũ Văn Ninh (2013), *Giáo trình Tài chính DN*, NXB Tài chính.
- [3] Nguyễn Trọng Cơ, Nghiêm Thị Thà (2015), *Giáo trình Phân tích Tài chính DN*, NXB Tài chính (Tái bản lần 1).
- [4] Nguyễn Thị Minh Huệ, Đặng Tùng Lâm (2017), *Tác động của cấu trúc sở hữu đến hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam*, Tạp chí khoa học, ĐHQGHN, số 1, trang 23-33.

Tài liệu tiếng Anh

- [5] Abor, J (2005), *The effect of capital structure on profitability: an empirical analysis of listed firms in Ghana*, Journal of Risk Finance, Vol6: pp438-447.
- [6] Aisha Ismail, Nguyen Thanh Cuong, Nisar Ahmad, Rahila Hanif (2014), *Threshold-effect of leverage on firm-value: Evidence from textile sector of Pakistan*, International Journal of Multidisciplinary Consortium, pp1-21.
- [7] Bai J., (1997), *Estimating multiple breaks one at a time*, Econometric Theory 13, pp315-352.
- [8] Bai J., Perron, P., (1998), *Estimating and testing linear models with multiple structural changes*, Econometrica 66, pp47-78.
- [9] Bruce Hansen (1999), *Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference*, Journal of Econometrics, Vol. 93(1999), pp 345-368.

ĐÁNH GIÁ TÁC ĐỘNG CỦA CHÍNH SÁCH THUẾ TIÊU THỤ ĐẶC BIỆT ĐỐI VỚI Ô TÔ TẠI VIỆT NAM

SV: Nguyễn Khánh Huyền, Nguyễn Ngọc Trường, Trịnh Công Minh, Hà Thị Hải Anh, Nguyễn Thị Quỳnh, Phùng Duy Đạt

Học viện Tài chính

**GVHD: TS. Nguyễn Thị Thúy Quỳnh
PGS., TS. Lý Phương Duyên**

TÓM TẮT

Ngành công nghiệp ô tô - là ngành công nghiệp trọng điểm của nhiều quốc gia và đem lại nguồn thu lớn cho ngân sách nhà nước. Sự phát triển của ngành công nghiệp ô tô cũng là nhân tố thúc đẩy sự phát triển của nhiều lĩnh vực công nghiệp khác nhau. Tuy nhiên bên cạnh những tác động tích cực cũng có những ảnh hưởng tiêu cực đến môi trường, an toàn giao thông và xã hội... Để nền công nghiệp ô tô phát triển và phát huy được vai trò đối với nền kinh tế rất cần những chính sách hỗ trợ từ nhà nước trong đó thuế tiêu thụ đặc biệt là công cụ hiệu quả để thực hiện được mục tiêu này.

Nhóm tác giả đã sử dụng mô hình kinh tế lượng để đánh giá tác động của thuế tiêu thụ đặc biệt đối với giá bán lẻ, cầu ô tô và thu ngân sách dựa trên số liệu của tỉnh Vĩnh Phúc - một tỉnh có nhiều lĩnh vực đầu tư thuộc các ngành công nghiệp hiện đại. Trong đó đặc biệt là Toyota Vĩnh Phúc không chỉ đóng góp phần lớn cho ngân sách của tỉnh mà còn kéo theo các dự án vệ tinh, nhà cung cấp sản phẩm công nghiệp hỗ trợ đến Vĩnh Phúc đầu tư. Từ kết quả một nghiên cứu định lượng điển hình đưa ra những đánh giá tác động của chính sách thuế tiêu thụ đặc biệt đối với ô tô ở Việt Nam, làm căn cứ đề xuất, kiến nghị để chính sách thuế tiêu thụ đặc biệt đạt được những mục tiêu, hiệu quả mong muốn.

Từ khóa: *Giá ô tô; Thu ngân sách; Thuế tiêu thụ đặc biệt; Tỉnh Vĩnh Phúc.*

1. Vai trò của công nghiệp ô tô

1.1. Vai trò của công nghiệp ô tô trên thế giới

Năm 1887, nhà bác học người Đức Nicolai Oto chế tạo thành công động cơ 4 kỳ và lắp ráp thành công chiếc ô tô đầu tiên trên thế giới. Tuy nhiên, mốc thời gian đánh dấu sự ra đời chính thức của ngành công nghiệp ô tô phải kể đến năm 1910 khi ông Henry Ford - Người sáng lập ra tập đoàn Ford Motor nổi tiếng, bắt đầu tổ chức sản xuất ô tô trên qui mô lớn.

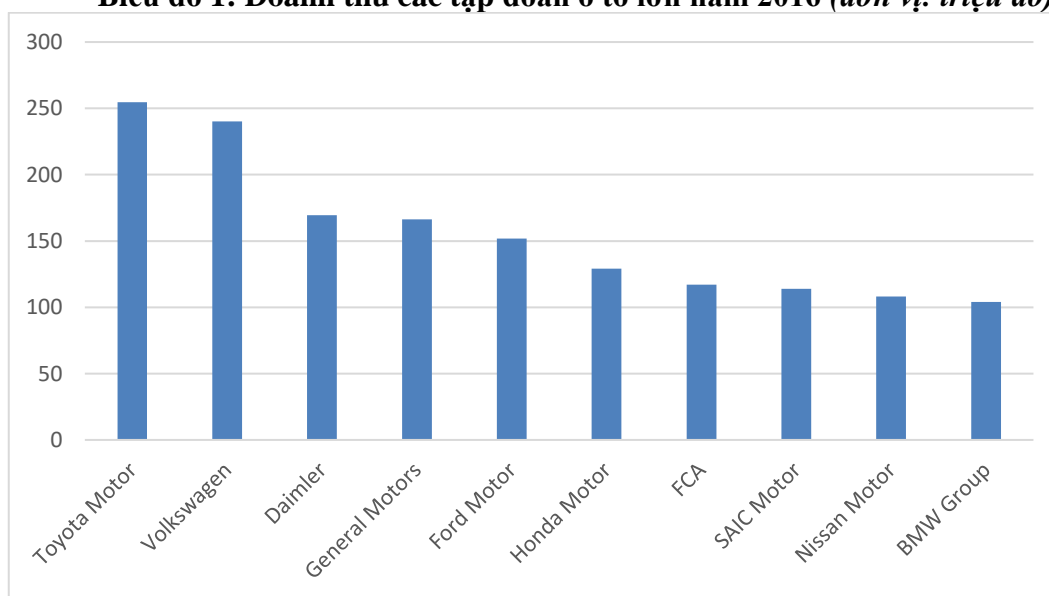
Ngành công nghiệp ô tô trước năm 1945 chủ yếu tập trung tại Mỹ. Đến giai đoạn 1945-1960 sản lượng công nghiệp ô tô của Nhật Bản và Tây Âu tăng mạnh song tỷ trọng còn nhỏ so với Mỹ. Từ 1960 trở lại đây nền công nghiệp ô tô của Nhật đã vươn lên và đã chiếm vị trí thứ nhất trên toàn thế giới. Sản lượng ô tô trên thế giới từ năm 1960 đến nay, gần như ổn định quanh con số khoảng 50-52 triệu xe/năm, tập trung vào 3 trung tâm công nghiệp lớn là Mỹ, Nhật Bản và Tây Âu. Theo số liệu oica.net (Tổ chức sản xuất ô tô Quốc tế - OICA), năm 2017, tổng số xe ô tô và xe thương mại trên thế giới tăng 2.36% so với năm 2016. Trong đó, Mỹ đạt 11.189.985 xe – giảm 8,13%. Cả thị trường châu Âu, tổng lượng xe sản xuất tăng 3.1% so với 2016 (tương ứng với 674,837 xe). Nhật Bản đạt 9.693.746 xe (với 8.347.836 xe ô tô và xe thương mại đạt 1.345.910 xe). Đặc biệt hơn, trong năm 2017, đứng đầu châu Á và thế giới, Trung Quốc đạt 29.015.434 xe - gấp 3 lần số xe tại Nhật Bản, gấp 2,5 lần số xe tại Mỹ, chiếm gần 30% sản lượng ô tô toàn cầu.

Từ khi ra đời ngành công nghiệp ô tô có vai trò quan trọng là phương tiện di chuyển chính, không chỉ đáp ứng nhu cầu vô cùng lớn và ngày một gia tăng của con người trong việc đi lại và lưu chuyển hàng hoá mà còn đóng góp rất lớn trong phát triển kinh tế xã hội của từng quốc gia và nền kinh tế thế giới. Trong bảng xếp hạng Interbrand công bố bảng xếp hạng 2017 các

thương hiệu lớn nhất toàn cầu có đến 15 thương hiệu trong lĩnh vực xe hơi, trong đó Toyota xuất hiện ở vị trí thứ 7, điều được cho là thành công và ấn tượng là Toyota đứng trước cả mạng xã hội lớn nhất thế giới là Facebook (với giá trị thương hiệu ước tính 48.188 tỷ USD). Theo sau là rất nhiều hãng xe tên tuổi khác như: Mercedes xếp số 9, BMW số 13, Honda số 20, Ford số 33, Hyundai số 25,... Điều này cho thấy tầm quan trọng và sức ảnh hưởng vô cùng to lớn của công nghiệp ô tô nói chung, thương hiệu ô tô Toyota nói riêng.

Công nghiệp ô tô đã và đang là động lực tăng trưởng cho nhiều quốc gia do có quy mô lớn mang lại thu nhập cao. Tổng giá trị hàng hóa do ngành công nghiệp này tạo ra đã đạt tới những con số khổng lồ. Thống kê doanh thu của các tập đoàn xe lớn nhất thế giới dựa trên báo cáo của Revenue of the leading car manufacturers worldwide 2016 có thể cho thấy điều này:

Biểu đồ 1: Doanh thu các tập đoàn ô tô lớn năm 2016 (đơn vị: triệu đô)



(Nguồn: Revenue of the leading car manufacturers worldwide 2016)

Ngoài ra, do đặc trưng gắn liền với thành tựu khoa học kỹ thuật, ngành công nghiệp ô tô có tác động thúc đẩy khoa học kỹ thuật phát triển đặc biệt là các ngành tự động hóa, khoa học điện tử, công nghệ mới, hóa chất, cơ khí chế tạo,... từ đó thúc đẩy nhiều ngành, lĩnh vực liên quan cùng phát triển đóng góp vào sự phát triển chung của nhân loại.

Bên cạnh đó, công nghiệp ô tô là khách hàng lớn nhất của nhiều ngành công nghiệp phụ cận như: kim loại, hóa chất, cơ khí, điện tử,... và tạo công ăn việc làm cho vô số lao động trong các ngành công nghiệp này.

Một vai trò không kém phần quan trọng của ngành công nghiệp ô tô thế giới là việc đẩy nhanh quá trình toàn cầu hóa thông qua việc quốc tế hóa của các tập đoàn ô tô lớn trên thế giới và xúc tiến quá trình chuyển giao công nghệ từ các nước phát triển sang các nước kém phát triển. Điều này giúp nâng cao công nghệ về rất nhiều lĩnh vực, xây dựng cơ sở hạ tầng, tạo việc làm và đào tạo việc làm cho lao động các nước kém phát triển, đóng góp không nhỏ cho ngân sách nhiều quốc gia trên thế giới. (Industrial Research Department).

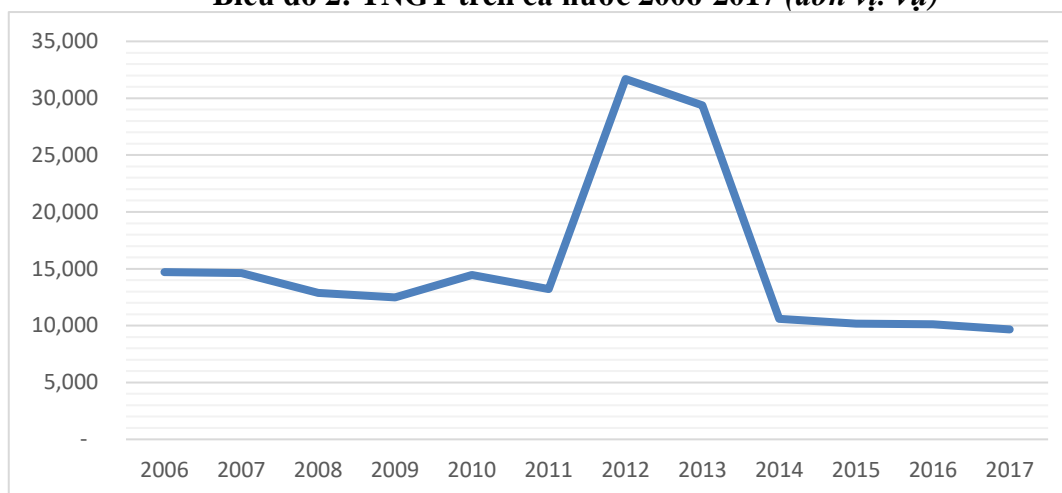
1.2.Đánh giá sự tăng trưởng của ô tô tới môi trường và an toàn giao thông tại Việt Nam

Bên cạnh vai trò của ô tô đối với kinh tế xã hội nói chung trên thế giới, nhóm tác giả cũng quan tâm và lựa chọn đánh giá tác động của sự tăng trưởng ô tô lên môi trường và an toàn giao thông (ATGT) tại Việt Nam nói riêng.

1.2.1.Ảnh hưởng của sự tăng trưởng ô tô với ATGT

Nhóm thu thập số liệu về tai nạn giao thông trên cả nước và biểu diễn trên biểu đồ sau:

Biểu đồ 2: TNGT trên cả nước 2006-2017 (đơn vị: vụ)



(Nguồn: Ủy ban an toàn giao thông quốc gia)

Các vụ TNGT được cho là có nhiều nguyên nhân do ô tô gây ra, tuy nhiên nhìn biểu đồ số vụ TNGT trên cả nước cho thấy tổng số vụ TNGT đạt đỉnh cao năm 2012 (31.688 vụ) và kể từ đó đến nay đã giảm mạnh. Nhìn chung, số vụ tai nạn giao thông được thống kê cơ bản liên quan đến ô tô vì vậy có thể nhận xét nguyên nhân gây ra TNGT không phải là số lượng tăng ô tô mà phụ thuộc vào các yếu tố khác.

1.2.2. Ảnh hưởng của sự tăng trưởng ô tô với môi trường – nhìn từ đại diện thành phố Hồ Chí Minh

Dựa trên số liệu về đăng ký xe và lượng bụi lơ lửng tại thành phố Hồ Chí Minh, nhóm đề xuất mô hình:

Tên biến	Định nghĩa	Đơn vị	Phân loại	Nguồn
DF	Bụi lơ lửng tại thành phố Hồ Chí Minh	$\mu\text{g}/\text{m}^3$	Biến phụ thuộc	cem.gov.vn
Q	Số xe đăng ký tại Hồ Chí Minh	Chiếc	Biến độc lập	Ủy ban ATGT Quốc gia

Bảng 3: Danh sách biến

Mô hình: $\log(DF_t) = \beta_1 + \beta_2 \log(Q_t)$

Dependent Variable: LOG(DF)
 Method: Least Squares
 Date: 02/24/18 Time: 21:40
 Sample: 2003 2017
 Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(Q)	-0.284076	0.094479	-3.006773	0.0101
C	9.940180	1.222137	8.133443	0.0000
R-squared	0.410182	Mean dependent var		6.266740
Adjusted R-squared	0.364811	S.D. dependent var		0.154747
S.E. of regression	0.123332	Akaike info criterion		-1.224311
Sum squared resid	0.197740	Schwarz criterion		-1.129904
Log likelihood	11.18233	Hannan-Quinn criter.		-1.225316
F-statistic	9.040684	Durbin-Watson stat		2.044288
Prob(F-statistic)	0.010106			

Bảng 4: Kết quả mô hình

(Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện trên phần mềm Eviews)

Mô hình không có khuyết tật và cho thấy mối quan hệ ngược chiều giữa bụi lơ lửng với số xe ô tô quản lý tại thành phố Hồ Chí Minh. Điều này cho thấy ô tô chưa phải là nguyên nhân chính cho việc gây ô nhiễm môi trường.

2. Tổng quan về thuế TTĐB

Thuế tiêu thụ đặc biệt (TTĐB) hay thuế hàng hóa đặc biệt là một loại thuế gián thu, đánh vào một số hàng hóa, dịch vụ đặc biệt, tùy thuộc vào quy định của mỗi quốc gia. Thuế được cấu thành trong giá cả hàng hóa, dịch vụ và do người tiêu dùng chịu khi mua hàng hóa, sử dụng dịch vụ. Thuế TTĐB được áp dụng phổ biến ở các nước trên thế giới với những tên gọi khác nhau: chẳng hạn ở Pháp gọi là thuế tiêu dùng đặc biệt, ở Thụy Điển gọi là thuế đặc biệt, ở Trung Quốc có tên là “thuế tiêu thụ”... Về đối tượng chịu thuế chủ yếu là các mặt hàng có hại đến sức khỏe hoặc có tính chất cao cấp, xa xỉ cần hạn chế tiêu dùng. Mặt hàng chịu thuế TTĐB thông thường ở các nước là rượu, bia, thuốc lá, và một số quốc gia đánh thêm thuế với mặt hàng ô tô cho mục đích giảm nguy cơ gây ô nhiễm môi trường và bù đắp một phần chi phí sửa chữa tu bổ đường xá.

Thuế TTĐB có vai trò quan trọng là công cụ để nhà nước thực hiện chức năng hướng dẫn sản xuất và điều tiết tiêu dùng xã hội. Đồng thời, việc đánh thuế TTĐB góp phần hạn chế sản xuất, cung ứng một số hàng hóa, dịch vụ mà việc sản xuất, tiêu dùng gây ra tình trạng ô nhiễm môi trường, có hại cho sức khỏe của con người làm ảnh hưởng tới sự phát triển của quốc gia về chính trị, xã hội. Bên cạnh đó, thuế TTĐB cũng được coi là một công cụ để nhà nước điều tiết thu nhập của người tiêu dùng vào ngân sách nhà nước, đảm bảo công bằng xã hội. Xuất phát từ các vai trò trên, việc thiết lập thuế TTĐB được tuân thủ theo một số nguyên tắc nhất định. Thứ nhất, đối tượng chịu thuế TTĐB được xác định trong phạm vi những hàng hóa, dịch vụ đặc biệt cần điều tiết cao. Thứ hai, thuế TTĐB được thiết lập theo nguyên tắc không phân biệt hàng sản xuất trong nước và hàng nhập khẩu. Thứ ba, thuế suất thuế TTĐB được thiết kế cao hơn mức thuế tiêu dùng thông thường và phân biệt chi tiết theo từng đối tượng hàng hóa cần điều chỉnh. Thuế suất chi tiết theo từng loại hàng hóa, dịch vụ dựa vào giá cả và chất lượng trên cơ sở dự đoán người giàu sẽ tiêu dùng nhiều hơn. Thứ tư, thuế TTĐB phải đảm bảo tính đồng bộ, liên hoàn với các sắc thuế tiêu dùng khác trong hệ thống thuế, đáp ứng yêu cầu hội nhập kinh tế quốc tế. Thuế TTĐB có mối quan hệ chặt chẽ với các sắc thuế tiêu dùng khác như thuế GTGT hay thuế xuất khẩu, nhập khẩu.

3. Chính sách về thuế tiêu thụ đặc biệt đối với ô tô trên thế giới

3.1. Chính sách thuế tiêu thụ đặc biệt đối với ô tô ở các nước phát triển

Thuế TTĐB đối với mặt hàng ô tô ở các nước trên thế giới có nhiều tên gọi khác nhau như: Thuế tiêu dùng đặc biệt đối với ô tô; thuế đường bộ; thuế trọng lượng... Nhìn chung, quy định về thuế đối với xe ô tô của các nước trên thế giới rất phức tạp và được thiết lập khác nhau. Cơ sở để đánh thuế TTĐB đối với ô tô có thể dựa trên nhiều tiêu thức như: Hàm lượng khí CO₂ phát thải, công suất động cơ, dung tích xi lanh, trọng lượng xe, số chỗ ngồi, tuổi thọ của xe, loại nhiên liệu sử dụng, giá thành xe... Ví dụ: một số quốc gia đánh thuế ô tô dựa trên số lượng chỗ ngồi như: Ấn Độ, Nhật Bản,... Các quốc gia đánh thuế ô tô dựa trên công suất động cơ: Hungary, Ấn Độ, Latvia,... xe có công suất động cơ càng cao thì phải chịu phí càng nhiều. Các quốc gia đánh thuế ô tô dựa trên dung tích xi lanh: Hong Kong, Latvia... Các quốc gia đánh thuế ô tô dựa trên hàm lượng khí CO₂ phát thải ra môi trường: Bỉ, Pháp, Đức, Ai-len, Hà Lan, Na Uy, Tây Ban Nha, Anh...

Đa phần các quốc gia phát triển đều áp dụng hoặc đang hướng đến căn cứ tính thuế dựa trên hàm lượng khí CO₂ thải ra trên 100 km đi được, khí thải càng nhiều thì xe ô tô sẽ phải chịu mức thuế càng cao. Điều này được thể hiện rõ nhất ở Anh, luật thuế TTĐB đối với ô tô được chia rõ theo hàm lượng khí CO₂ xả ra:

Lượng khí thải (g/CO ₂ /km)	Tỉ lệ năm đầu tiên (£)	Tỉ lệ tiêu chuẩn (£)
0	0	0
1-50	10	140
51-75	25	140
76-90	100	140
91-100	120	140
101-110	140	140
111-130	160	140
131-150	200	140
151-170	500	140
171-190	800	140
191-225	1.200	140
226-255	1.700	140
Trên 255	2.000	140

Bảng 5: Thuế TTĐB với ô tô theo hàm lượng CO₂ tại Anh

(Nguồn: Wikipedia: “Vehicle Excise Duty”)

Các dòng xe phát thải nhiều khí CO₂ ra môi trường sẽ bị chịu thuế ở năm đầu tiên sau khi đăng kí cao. Việc đánh thuế bằng phương pháp này hướng các doanh nghiệp sản xuất ô tô cũng như người tiêu dùng chú ý hơn tới vấn đề bảo vệ môi trường. Đây được đánh giá là phương pháp tính thuế đối với mặt hàng ô tô tối ưu nhất hiện nay. Ở một số quốc gia, xe ô tô có tuổi thọ động cơ trên 40 năm sẽ được miễn các loại thuế, phí. Ngoài ra, các dòng xe sử dụng nhiên liệu thân thiện với môi trường như xe ô tô chạy bằng năng lượng điện sẽ chịu thuế thấp hơn hoặc được miễn thuế so với các dòng xe chạy bằng xăng, dầu diesel... Giá thành xe cũng là một yếu tố tác động đến mức thuế. Các dòng xe sang trọng, phân khối lớn sẽ phải chịu những khoản thuế, phí rất cao. Việc đánh thuế như vậy giúp điều tiết, tái phân phối thu nhập của những người có thu nhập cao.

3.2. Chính sách thuế tiêu thụ đặc biệt đối với ô tô ở khu vực ASEAN

Trong khu vực Asean, hệ thống thuế TTĐB ở các nước vẫn còn thiếu sự nhất quán, do sự khác biệt tương đối lớn giữa các nước về phong tục, tập quán, lối sống, văn hóa. Phần lớn, cơ sở tính thuế TTĐB đối với mặt hàng ô tô ở các quốc gia trong khu vực ASEAN dựa trên số lượng chỗ ngồi và dung tích xi lanh. Mặc dù các đơn vị kích cơ động cơ được tạo ra ở đây không nhất quán trên hệ thống thuế TTĐB của tất cả các quốc gia thành viên.

Quốc gia	Dưới 2000cc	Từ 2000-3000cc	Trên 3000cc	Từ 10-16 chỗ	Trên 16 chỗ
Indonesia	20%	40%	75%	10%	
Brunei	20%	20%	20%	20%	10%
Campuchia	455	45%	45%		
CHDCND Lào	65%	75%	90%	20%	20%
Malaysia	80%	90%	105%	105%	105%
Myanmar	25%	25%	25%	20%	20%
Philippines	15%	50%	100%		
Singapore	20%	20%	20%	20%	20%
Thái Lan	30%	40%	50%		
Việt Nam	45%	50%	60%	30%	15%

Bảng 6: Tổng hợp thuế suất thuế TTĐB đối với ô tô của các nước trong khu vực ASEAN

(Nguồn: Preece 2012. “Excise taxation of key commodities across South East Asia: A comparative analysis ahead of the ASEAN Economic Community in 2015”)

Đối với xe ô tô vừa chạy bằng xăng kết hợp với năng lượng điện: tại một số nước cho thấy, các phương tiện sử dụng năng lượng thân thiện với môi trường thường được áp dụng các chính sách ưu đãi về thuế TTĐB. Cụ thể như: Thái Lan áp dụng mức thuế suất thuế TTĐB đối

với xe ô tô lai (hybrid) thấp hơn 5% so với xe ô tô thông thường cùng dung tích xilanh. Ngoài ra, quốc gia này cũng thực hiện miễn thuế nhập khẩu đối với xe hybrid và xe điện, đồng thời bố trí các trạm sạc cho các loại xe này.

Đối với xe ô tô vừa chở người, vừa chở hàng (xe pick-up): Hiện nay nhiều nước đã áp dụng thuế TTĐB đối với ô tô vừa chở người, vừa chở hàng, đặc biệt là trong khu vực ASEAN và Trung Quốc. Tuy nhiên, mức thu và phương thức thu của các nước có sự khác biệt. Hầu hết các nước đều áp dụng phương thu theo tỷ lệ phần trăm trên giá trị (bao gồm cả thuế giá trị gia tăng, thuế nhập khẩu nếu có).

Quốc gia	Mức thuế suất thuế TTĐB (%)
In-đô-nê-xi-a	30-75
Brunei	20
Cambodia	
Lào	20
Malaysia	
Myanmar	
Singapore	20
Thái Lan	3-50
Việt Nam	15

Bảng 7: Thuế suất thuế TTĐB đối với xe ô tô vừa chở người vừa chở hàng của một số nước ASEAN

(Nguồn: Preece 2012. “Excise taxation of key commodities across South East Asia: A comparative analysis ahead of the ASEAN Economic Community in 2015”)

Singapore áp thuế TTĐB với mức thuế suất 20% đối với xe vừa chở người, vừa chở hàng cũng giống như các dòng xe khác, không phân biệt giữa các chủng loại xe. Brunei cũng áp thuế suất thuế TTĐB 20% đối với xe vừa chở người, vừa chở hàng tương tự như các dòng xe khác, ngoại trừ dòng xe trên 16 chỗ có mức thuế suất là 10%. Tương tự như nhiều nước, Thái Lan cũng áp dụng chính sách thuế TTĐB phân biệt theo dung tích xi lanh. Xe ô tô vừa chở người, vừa chở hàng thuộc nhóm được khuyến khích sản xuất nên có mức thuế suất thuế TTĐB thấp. Mức thuế suất thuế TTĐB đối với ô tô của Thái Lan nằm trong khoảng từ 3-50%...

4. Chính sách thuế tiêu thụ đặc biệt đối với ô tô ở Việt Nam

Luật thuế TTĐB chính thức bắt đầu được áp dụng ở Việt Nam từ năm 1990 trong cuộc cải cách thuế bước 1. Trong quá trình phát triển, hội nhập quốc tế, để bảo đảm những quy định phù hợp với điều kiện mới, Luật thuế TTĐB đã được sửa đổi và bổ sung nhiều lần. Tại Việt Nam, thuế TTĐB đánh vào một số hàng hóa, dịch vụ đặc biệt nhằm điều tiết hướng dẫn sản xuất và tiêu dùng, riêng đối với mặt hàng ô tô được đưa vào danh mục hàng hóa chịu thuế từ năm 1998 trong Luật thuế TTĐB số 05/1998/QH10, có hiệu lực thi hành kể từ ngày 01 tháng 01 năm 1999. Theo Luật Thuế TTĐB ban hành và có hiệu lực ngày 20/05/1998, xe ô tô con dưới 24 chỗ ngồi nằm trong danh mục hàng hóa chịu thuế TTĐB với thuế suất từ 30%-100%, và cao nhất là 100% đối với xe ô tô từ 5 chỗ ngồi trở xuống thường dùng cho tiêu dùng cá nhân. Về giá tính thuế: Đối với hàng hóa sản xuất trong nước là giá do cơ sở sản xuất bán ra tại nơi sản xuất chưa có thuế TTĐB; Đối với hàng hóa nhập khẩu là giá tính thuế nhập khẩu cộng thuế nhập khẩu.

Với những quy định trong Luật thuế TTĐB giai đoạn này, Chính phủ đã bảo hộ ngành sản xuất ô tô trong nước một cách mạnh mẽ, và cùng với các chính sách ưu đãi về thuế doanh nghiệp cho các doanh nghiệp mới thành lập và các doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài thì đây là thời điểm rất thuận lợi để các doanh nghiệp sản xuất ô tô đầu tư, phát triển và có thể cạnh tranh với các sản phẩm ô tô cùng loại nhập khẩu vào thị trường Việt Nam trong cùng thời điểm. Sau 6 năm thi hành, đến năm 2004, Quốc hội ban hành Luật sửa đổi, bổ sung một số điều của Luật Thuế TTĐB (Luật số 08/2003/QH11 có hiệu lực từ ngày 17/06/2003) cho các loại xe dưới 24 chỗ ngồi giảm suất từ 85%-25% (so với luật năm 1998 là 100%-30%). Tại

Điều 16 của Luật này, các doanh nghiệp sản xuất ô tô trong nước vẫn được xét giảm mức thuế TTĐB theo lộ trình: năm 2004 giảm 70%, năm 2005 giảm 50%, năm 2006 giảm 30%, năm 2007 nộp đúng thuế suất theo quy định. Như vậy, các doanh nghiệp sản xuất linh phụ kiện, lắp ráp ô tô có 3 năm để chuẩn bị cho việc tăng thuế TTĐB để đến năm 2007, khi Việt Nam gia nhập WTO thì ngang bằng với thuế suất TTĐB cho ô tô nhập khẩu nguyên chiếc. Cũng theo quy định tại Luật số 08/2003/QH11, các loại xe nhập khẩu được giảm thuế TTĐB trong khi các loại xe ô tô sản xuất trong nước lại chịu thuế thu nhập đặc biệt tăng lên. Như vậy, các quy định trong giai đoạn này đã ảnh hưởng rất lớn đến công nghiệp sản xuất ô tô trong nước và công nghiệp hỗ trợ ô tô, trong bối cảnh sản xuất ô tô và công nghiệp hỗ trợ còn rất non yếu. Công tác thúc đẩy nội địa hóa để giảm giá thành được thực hiện trong giai đoạn này hầu như không đáng kể.

Quốc hội khóa XII, kỳ họp thứ tư thông qua Luật Thuế tiêu thụ đặc biệt ngày 14/11/2008 (Luật số 27/08/QH12). Theo luật này, các loại xe dưới 24 chỗ đều giảm thuế tiêu thụ đặc biệt còn từ 60-10% cho tất cả các loại xe nhập khẩu hay sản xuất trong nước. Trong giai đoạn này, thuế TTĐB đã có những quy định chặt chẽ hơn về đối tượng chịu thuế với mặt hàng xe ô tô, căn cứ vào số lượng chỗ ngồi, theo dung tích xi-lanh và năng lượng sử dụng, chính sách thuế ngày càng quan tâm hơn đến vấn đề môi trường.

Nội dung		Luật thuế TTĐB năm 2008	Luật thuế TTĐB năm 2014	Luật thuế TTĐB năm 2016
Đối tượng nộp thuế		Cơ sở sản xuất, nhập khẩu ô tô (<i>Trường hợp tổ chức, cá nhân có hoạt động kinh doanh xuất khẩu mua ô tô của cơ sở sản xuất để xuất khẩu nhưng không xuất khẩu mà tiêu thụ trong nước thì tổ chức, cá nhân có hoạt động kinh doanh xuất khẩu là người nộp thuế tiêu thụ đặc biệt</i>)		
Hàng hóa, dịch vụ chịu thuế		Xe ô tô dưới 24 chỗ, kể cả xe ô tô vừa chở người, vừa chở hàng loại có từ hai hàng ghế trở lên, có thiết kế vách ngăn cố định giữa khoang chở người và khoang chở hàng		
Hàng hóa, dịch vụ không chịu thuế		Xe ô tô cứu thương; xe ô tô chở phạm nhân; xe ô tô tang lễ; xe ô tô thiết kế vừa có chỗ ngồi, vừa có chỗ đứng chở được từ 24 người trở lên; xe ô tô chạy trong khu vui chơi, giải trí, thể thao không đăng ký lưu hành và không tham gia giao thông		
Giá tính thuế	Ô tô SX trong nước	Giá bán chưa thuế GTGT / (1+ Thuế suất thuế TTĐB)		
	Ô tô nhập khẩu	Giá tính thuế nhập khẩu + thuế nhập khẩu		
Thuế suất (%)		(1)	(1)	(2)

Bảng 8: Thuế TTĐB đối với ô tô giai đoạn 2008-2016

(1)(2) theo Luật thuế Tiêu thụ đặc biệt- Luật số 70/2014/QH13, Luật 106/2016/QH13 và Nghị định 108/2015/NĐ-CP của Chính Phủ

Theo Thông tư số 20/2017/TT-BTC sửa đổi, bổ sung khoản 2 Điều 8 Thông tư số 195/2015/TT-BTC ngày 24/11/2015, người nộp thuế TTĐB đối với hàng hóa chịu thuế TTĐB nhập khẩu được khấu trừ số thuế TTĐB đã nộp ở khâu nhập khẩu khi xác định số thuế TTĐB phải nộp khi bán ra trong nước. Việc khấu trừ tiền thuế TTĐB được thực hiện khi kê khai thuế TTĐB, thuế TTĐB phải nộp được xác định theo công thức sau:

Số thuế TTĐB
phải nộp

=

Số thuế TTĐB của hàng hóa
chịu thuế TTĐB bán ra trong kì

-

Số thuế TTĐB đã nộp đối với
hàng hóa, nguyên liệu ở
khâu nhập khẩu hoặc số
thuế TTĐB đã trả ở khâu
nguyên liệu mua vào tương
ứng với số hàng hóa được
bán ra trong kì

Đặc biệt Luật sửa đổi bổ sung số 106/QH13 có hiệu lực từ ngày 1/7/2016 đã thay đổi thuế TTĐB đối với xe ô tô. Theo đó thuế suất đối với các dòng xe có dung tích xi lanh khác nhau đã có sự thay đổi rõ rệt, như sau:

	Từ 24/11/2008 đến 30/6/2016	Từ 1/7/2016 đến 1/1/2018	Sau 1/1/2018
Dưới 1500cm ³	45%	40%	35%.
1500cm ³ -2000cm ³	45%	45%	40%.
2000cm ³ -2500cm ³	50%	50%	50%
2500cm ³ -3000cm ³	50%	55%	60%
3000cm ³ -4000cm ³	60%,	90%	90%
4000cm ³ -5000cm ³	60%	110%	110%
5000cm ³ -6000cm ³	60%	130%	130%
Trên 6000cm ³	60%	150%	150%

Bảng 9: Thuế suất với các dòng xe dung tích xi lanh khác nhau qua các giai đoạn

(Nguồn: Luật thuế TTĐB số 02/VBHN-VPQH)

Theo biểu thuế mới, chính sách thuế đã giảm nhẹ đối với các loại xe ô tô có dung tích động cơ nhỏ, tiết kiệm nhiên liệu và tăng rất mạnh đối với các loại xe ô tô có dung tích động cơ lớn (có loại tăng gấp 2,5 lần so với mức thuế suất cũ). Mục tiêu điều tiết chủ yếu hướng tới dòng xe có dung tích động cơ lớn đều là xe sang, xe nhập khẩu thường dùng cho tiêu dùng cá nhân, hướng đến nhóm người dân có thu nhập cao trong xã hội.

5. Tác động của chính sách thuế TTĐB đối với ô tô ở Việt Nam

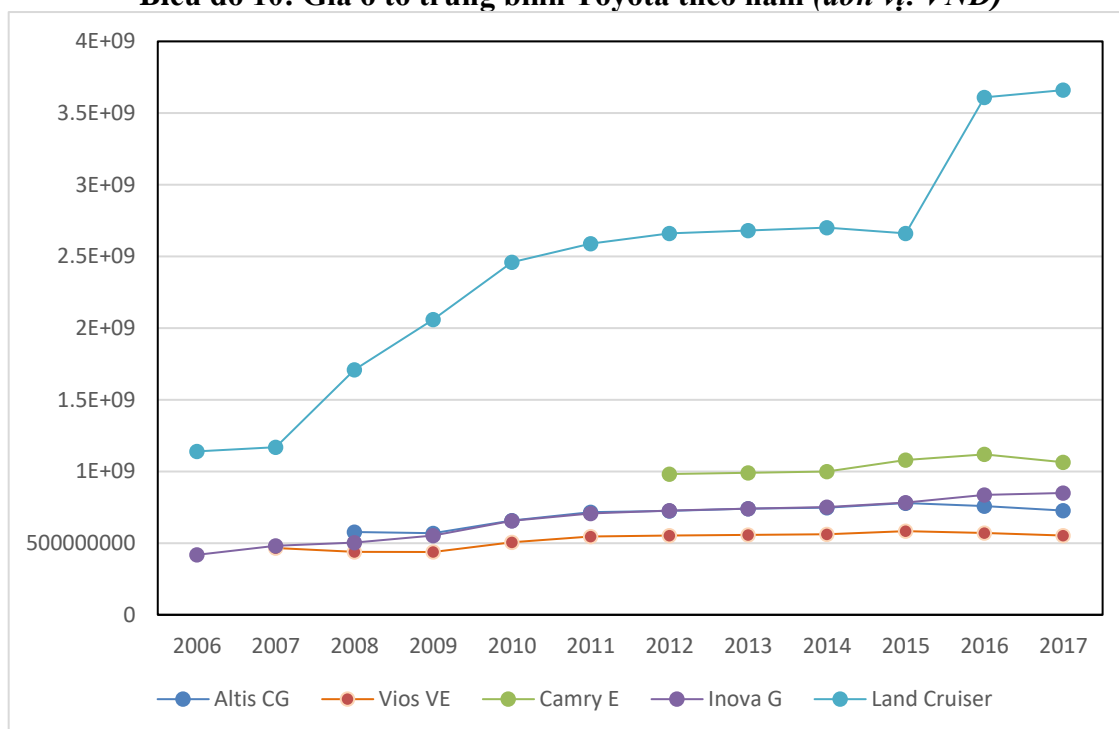
Chính sách thuế TTĐB có ảnh hưởng lớn tới giá cả hàng hóa tiêu dùng, dẫn đến cầu hàng hóa tiêu dùng và số thu cho ngân sách cũng ảnh hưởng theo. Sự tác động của thuế TTĐB tới ô tô tại Việt Nam cũng không là ngoại lệ. Vì vậy, nhóm tác giả đã lựa chọn và đánh giá sự tác động của thuế TTĐB lên giá bán lẻ ô tô, cầu ô tô và số thu ngân sách để làm rõ hơn vấn đề này.

5.1. Đánh giá tác động của thuế TTĐB lên giá bán lẻ ô tô

Theo Hiệp định thương mại ATIGA, những dòng xe có xuất xứ từ các nước ASEAN sẽ được hưởng thuế suất thuế nhập khẩu bằng 0% nếu đáp ứng các điều kiện quy định tại Nghị định 129/2016/NĐ-CP. Theo kế hoạch của một số hãng, năm 2018 sẽ có thêm nhiều mẫu xe nhập khẩu ở các phân khúc khác nhau được đưa về nước. Giá bán với mức ưu đãi thuế nhập khẩu nhiều khả năng sẽ tạo nên cuộc cạnh tranh về giá giữa xe nhập khẩu và xe lắp ráp, mang lại lợi ích cho người dùng. Tuy nhiên, mức ưu đãi thuế nhập khẩu 0% sẽ chỉ áp dụng với một số dòng xe đủ điều kiện trong khu vực ASEAN. Xe nhập khẩu từ các khu vực khác hiện vẫn chịu thuế suất thuế nhập khẩu từ 51% đến 70%. Sự thay đổi mức thuế TTĐB đã được một số hãng xe tại Việt Nam áp dụng lên giá bán xe ngay từ cuối năm 2017, tuy nhiên mức giảm không quá cao và chủ yếu dành cho xe lắp ráp trong nước. (*newszing.vn*)

Nhóm tác giả lựa chọn các dòng xe tiêu biểu của hãng Toyota để thực hiện đánh giá tác động của thuế TTĐB lên giá bán lẻ ô tô và biểu diễn được đồ thị giá sau đây:

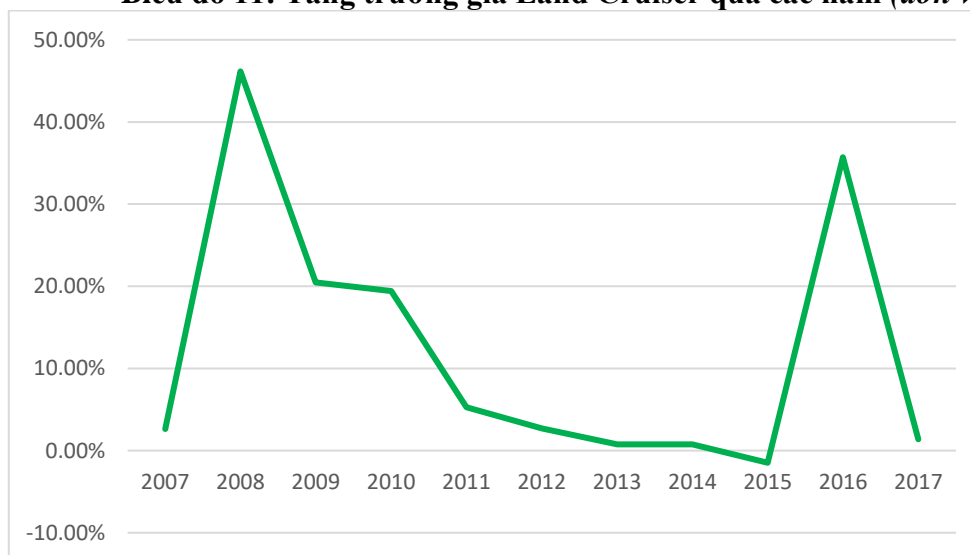
Biểu đồ 10: Giá ô tô trung bình Toyota theo năm (đơn vị: VNĐ)



(Nguồn: Toyota Vĩnh Phúc)

Từ biểu đồ, nhận thấy giá các dòng xe lắp ráp dung tích từ 1500-2500cc không tăng rõ rệt, điển hình là dòng xe Vios – phổ biến tại thị trường tiêu dùng xe ô tô tại Việt Nam do độ bền lâu dài, thiết kế cải tiến và tiết kiệm nhiên liệu – nên được người dân lựa chọn mua nhiều. Dòng xe Land Cruiser – dòng xe sang và có dung tích trên 4000cc – có sự thay đổi về giá đáng kể nhất là từ 2016 khi luật thuế tiêu thụ đặc biệt sửa đổi từ 60% đến 110%. Sự thay đổi về thuế này hướng đến nhóm người dân có thu nhập cao và sẽ tái phân phối lại thu nhập của xã hội. Vì đó, dòng xe sang này của Toyota tăng giá một cách rõ rệt vào thời điểm sau 2016.

Biểu đồ 11: Tăng trưởng giá Land Cruiser qua các năm (đơn vị: %)



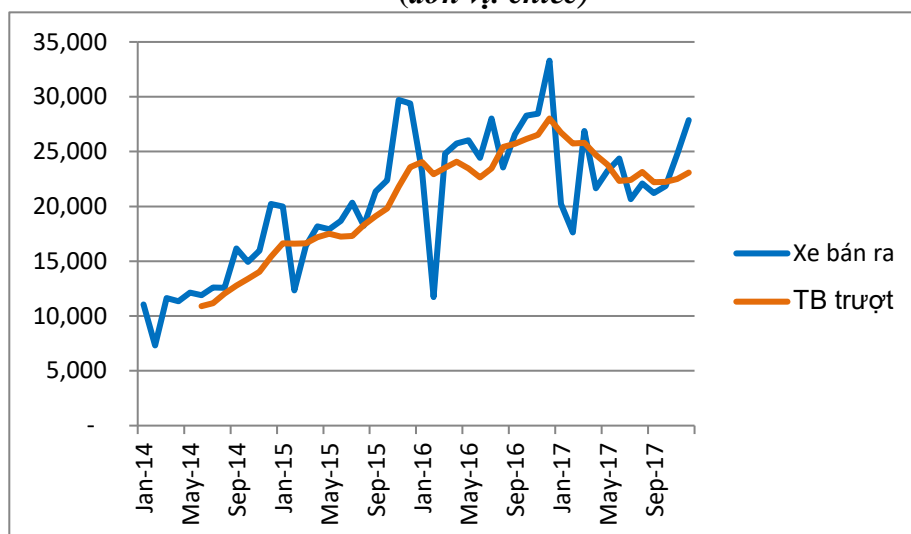
(Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện)

Thời điểm luật thuế TTĐB thay đổi năm 2008 và 2016 đã làm cho giá của Land Cruiser biến động mạnh. Qua biểu đồ, nhận thấy sự tăng trưởng nhanh chóng từ 2,63% (2007) lên tới đỉnh điểm 46,15% (2008), sau đó giảm sâu do luật thuế thay đổi tăng gấp đôi với mức 60% thuế cho dòng xe 7 chỗ này. Tiếp đó, sự tăng trưởng âm vào năm 2015 (-1,48%) tăng vọt tới 35,71% rồi lại giảm đột ngột vào năm 2017 do chính sách thuế năm 2016 đã đề cập trên.

5.2. Đánh giá tác động của thuế TTĐB lên cầu về ô tô

Ở Việt Nam, theo số liệu của VAMA số lượng ô tô bán ra trên thị trường từ tháng 1/2014-12/2017 được mô tả qua biểu đồ dưới đây:

Biểu đồ 12: Lượng xe bán ra trên thị trường Việt Nam từ tháng 1/2014-12/2017
(đơn vị: chiếc)



(Nhóm tác giả thực hiện từ nguồn số liệu của VAMA)

Số liệu cho thấy cầu về ô tô trên thị trường có xu hướng tăng mạnh trong giai đoạn 1/2014-1/2017 và đi xuống từ tháng 2/2017 đến tháng 9/2017 sau đó tăng trở lại vào 3 tháng cuối năm 2017. Cầu về thị trường của ô tô còn có yếu tố xu thế và mùa vụ ở đó tháng 2 hầu như là cầu giảm và tăng mạnh vào tháng 5.

Sử dụng phương pháp Holt-Winter dự báo cầu ô tô các tháng năm 2018 (phụ lục 1) thu được :

Tháng	Dự báo cầu về xe 2018 (chiếc)	Tỷ lệ % so với các tháng năm 2017
1	19.818,48	-0,2584
2	12.619,25	-0,5097
3	19.475,86	-0,24487
4	18.098,54	-0,26681
5	18.002,74	-0,2441
6	17.317,27	-0,22441
7	17.124,14	-0,23552
8	15.520,38	-0,32944
9	16.880,28	-0,23972
10	16.391,21	-0,263
11	17.775,68	-0,20975
12	19.212,16	-0,16758

Bảng 13: Dự báo cầu ô tô năm 2018 theo tháng

(Nguồn: Nhóm tác giả tính toán dựa trên kết quả sử dụng phần mềm Eviews)

Từ bảng số liệu trên ta có thể thấy dự báo lượng cầu ô tô giảm trong thời gian tới. Có thể lý giải điều này là một phần do sự thay đổi chính sách thuế đã tác động đến tâm lý của người tiêu dùng. Từ năm 2017, thuế nhập khẩu một số loại ô tô nguyên chiếc có xuất xứ từ các nước nội khối đã giảm xuống mức 30% (thay vì mức thuế suất 40% trước đó) theo Hiệp định Thương mại hàng hóa ASEAN, tổng sức mua ô tô trên thị trường giảm 10% so với năm 2016. Nguyên nhân chính do thuế nhập khẩu ô tô còn giảm tiếp về 0% vào năm 2018, khiến người

mua xe phát sinh tâm lý chờ đợi. Ngoài ra theo Luật thuế TTĐB sửa đổi, từ 1/1/2018, các mẫu xe du lịch từ 9 chỗ trở xuống có dung tích xi lanh từ 1.500 - 2.000cc xuống chỉ còn 40%, các mẫu xe có dung tích xi lanh từ 1.500c trở xuống giảm xuống còn 35%. Với mức giảm như trên, giá đề xuất của các doanh nghiệp như Toyota, Thaco đã đồng loạt giảm cho các mẫu xe dưới 1.5 lít và dưới 2.0 lít. Các mẫu xe nhập khẩu nguyên chiếc từ ASEAN sẽ được giảm thuế nhập khẩu từ 30% xuống 0% vào đầu năm 2018, về lý thuyết sẽ khiến xe nhập khẩu có giá thấp hơn nhiều so với các năm trước. Tuy nhiên theo quy định mới cũng có hiệu lực vào 1/1/2018, việc nhập khẩu xe gặp khó khăn hơn do yêu cầu khắt khe về kiểm định. Ngay cả những xe có kế hoạch về Việt Nam cũng bị trì hoãn khá dài, dự kiến từ 3 đến 6 tháng, vì vậy sẽ khiến người tiêu dùng chờ đợi lâu hơn, khiến lượng cầu trong năm 2018 có xu hướng giảm. Đặc biệt cầu ô tô có xu hướng giảm mạnh vào tháng 2 và tháng 8, lí giải cho vấn đề này là một phần do yếu tố văn hóa của người dân Việt Nam. Tháng 2 thường trùng vào dịp Tết âm lịch, trong thời gian này hầu hết các doanh nghiệp cũng như người tiêu dùng nghỉ lễ vì vậy nhu cầu mua hàng sụt giảm mạnh. Tình trạng tương tự cũng sẽ diễn ra vào tháng 8 – tức tháng 7 âm lịch vì theo văn hóa của người Việt Nam đây là thời điểm không tốt để đầu tư cũng như mua sắm các hàng hóa có giá trị lớn.

5.3.Đánh giá tác động của thuế TTĐB ô tô đối với số thu ngân sách- trường hợp tỉnh Vĩnh Phúc

Đối với Việt Nam, vai trò ngành công nghiệp ô tô rất đa dạng. Nhận định này được minh chứng với điển hình từ sự phát triển của công ty Toyota đối với sự phát triển của tỉnh Vĩnh Phúc.

Vĩnh Phúc là một tỉnh trong vùng kinh tế trọng điểm Bắc Bộ, cửa ngõ của Thủ đô, gần sân bay Quốc tế Nội Bài, là cầu nối giữa các tỉnh phía Tây Bắc với Hà Nội và đồng bằng châu thổ sông Hồng, do vậy tỉnh có vai trò rất quan trọng trong chiến lược phát triển kinh tế khu vực và quốc gia.

Đây là tỉnh có vị trí nằm giữa trung tâm hình học của [miền Bắc Việt Nam](#) và là một trong số ít tỉnh thành của Việt Nam tự chủ được thu chi ngân sách từ năm 2003. Việc phát triển kinh tế, thu hút đầu tư có tác động rất lớn đến thu NSNN của tỉnh. Sau gần 20 năm kể từ ngày tái lập tỉnh, số thu Ngân sách của tỉnh Vĩnh Phúc đã tăng hơn 285 lần (năm 1997 số thu ngân sách chỉ khoảng 114 tỷ thì đến năm 2016 số thu NSNN là 32.580 tỷ đồng). Đây là một thành quả đáng ghi nhận, đưa Vĩnh Phúc từ một tỉnh còn phụ thuộc vào ngân sách trung ương thành một tỉnh có đóng góp cho ngân sách trung ương, là một tỉnh trong top 10 tỉnh có số thu lớn nhất cả nước. Chi ngân sách được tăng cường, kiểm soát chặt chẽ theo dự toán, thực hành tiết kiệm, chống lãng phí và đảm bảo phục vụ kịp thời nhiệm vụ của tỉnh.

Chỉ tiêu	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Tổng thu NSNN trên địa bàn	19.866,6	23.053	20.202,8	23.937	26.521,8	33.092,2	32.580
Thu nội địa	10.846,8	11.257	9.780	15.757	17.764,7	22.523,6	29.200

Bảng 14: Kết quả thu ngân sách của tỉnh Vĩnh Phúc giai đoạn 2010-2016 (đơn vị: tỷ đồng)

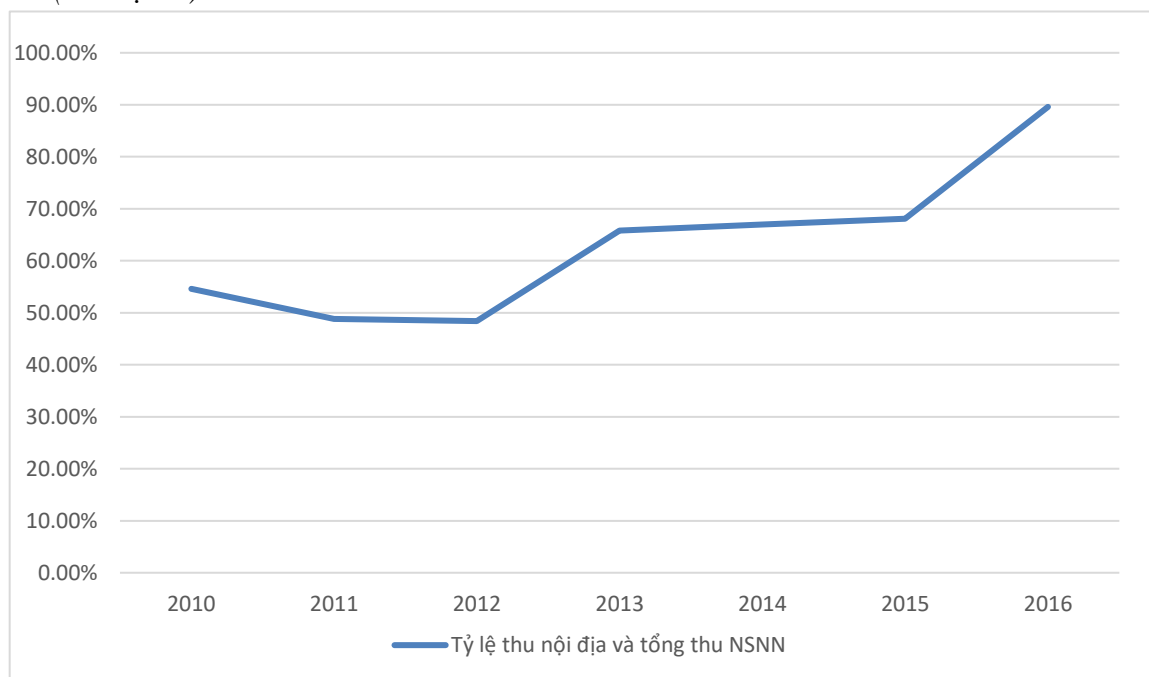
(Nguồn: Quyết toán ngân sách tỉnh và báo cáo tổng kết của Cục Thuế tỉnh Vĩnh Phúc)

Theo đánh giá của UBND tỉnh, những năm qua, các Công ty Toyota Việt Nam, Honda Việt Nam và Piaggio Việt Nam trên địa bàn luôn khẳng định là vai trò trụ cột, đóng góp khoảng 80% vào GDP; đưa kinh tế - xã hội của tỉnh phát triển đúng hướng. Đặc biệt, nhờ các doanh nghiệp nền móng này, Vĩnh Phúc đã thu hút được doanh nghiệp phụ trợ, chuyên sản xuất phụ tùng, máy móc, linh kiện cung cấp tại chỗ cho ngành công nghiệp ô tô, xe máy trên địa bàn để tiết kiệm được tối đa chi phí vận chuyển và sẵn sàng cung cấp theo yêu cầu trong thời gian nhanh nhất.

Theo báo cáo của Ban quản lý các khu công nghiệp, khi đầu tư vào tỉnh, Toyota Việt Nam, Honda Việt Nam và Piaggio Việt Nam đều cam kết sau 10 năm được cấp phép đầu tư sẽ nâng tỷ lệ nội địa hóa sản phẩm lên 30-40%, nhưng đến năm 2007, tỷ lệ nội địa hóa ở các doanh

ngành này mới đạt từ 2-10%, riêng ngành công nghiệp ô-tô, mức nội địa hóa không quá 6%. Nguyên nhân là do Việt Nam nói chung, Vĩnh Phúc nói riêng chưa có nhiều doanh nghiệp hỗ trợ; Toyota và Honda Việt Nam còn phải bỏ ra số tiền khổng lồ để nhập khẩu trên 80% linh kiện, phụ tùng.

Biểu đồ 15: Tỷ lệ thu nội địa và tổng thu ngân sách nhà nước của tỉnh Vĩnh Phúc 2010-2016 (đơn vị: %)



(Nguồn: Quyết toán ngân sách tỉnh và báo cáo tổng kết của Cục Thuế tỉnh Vĩnh Phúc)

Đứng trước những khó khăn này và trên cơ sở khảo sát nhu cầu của doanh nghiệp, những năm qua, cùng với đẩy mạnh công tác cải cách thủ tục hành chính, thực hiện có hiệu quả Đề án cải thiện môi trường đầu tư nâng cao chỉ số năng lực cạnh tranh, tỉnh Vĩnh Phúc đã ban hành Nghị quyết hỗ trợ phát triển doanh nghiệp nhỏ và vừa; ban hành Quy hoạch phát triển công nghiệp hỗ trợ đến năm 2020, định hướng đến năm 2030, với mục tiêu đặt ra là đưa công nghiệp hỗ trợ của tỉnh trở thành ngành công nghiệp phát triển hiện đại, có thể tham gia sản xuất và cung cấp phần lớn các linh kiện, phụ tùng, dịch vụ bảo trì, sửa chữa cho các ngành công nghiệp trên địa bàn tỉnh và các tỉnh lân cận. (Cổng thông tin điện tử sở khoa học và công nghệ tỉnh Vĩnh Phúc)

5.4. Đánh giá tác động của thuế TTĐB đến số thu ngân sách tỉnh Vĩnh Phúc

Từ số liệu thu thập tại Toyota và cục thuế tỉnh Vĩnh Phúc, nhóm đánh giá tác động của doanh thu của Toyota và PCI của tỉnh Vĩnh Phúc lên số thu ngân sách của tỉnh.

Bảng 16: Danh sách biến

Tên biến	Định nghĩa	Đơn vị	Phân loại	Nguồn
TR	Tổng thu ngân sách nhà nước tỉnh Vĩnh Phúc	Tỷ đồng	Biến phụ thuộc	Cục thuế tỉnh Vĩnh Phúc
PCI	Chỉ số PCI tỉnh Vĩnh Phúc	/100 điểm	Biến độc lập	vinhphuc.gov.vn
QS	Số xe ô tô sản xuất của hãng TOYOTA Vĩnh phúc	Chiếc	Biến độc lập	Toyota Vĩnh Phúc
LN (tên biến)	Logarit tự nhiên của biến tương ứng			

Nhóm đề xuất mô hình:

$$\ln(TR_t) = \beta_1 \ln(QS_t) + \beta_2 \ln(PCI_t) + \beta_3$$

Dependent Variable: LNTR
 Method: Least Squares
 Date: 02/24/18 Time: 19:43
 Sample: 2007 2016
 Included observations: 10

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNQS	1.718852	0.122104	14.07700	0.0000
LNPCI	-2.859234	0.547962	-5.217945	0.0012
C	3.476628	2.721185	1.277616	0.2421
R-squared	0.972378	Mean dependent var		9.390791
Adjusted R-squared	0.964486	S.D. dependent var		0.561724
S.E. of regression	0.105858	Akaike info criterion		-1.410103
Sum squared resid	0.078442	Schwarz criterion		-1.319327
Log likelihood	10.05051	Hannan-Quinn criter.		-1.509683
F-statistic	123.2090	Durbin-Watson stat		2.450067
Prob(F-statistic)	0.000004			

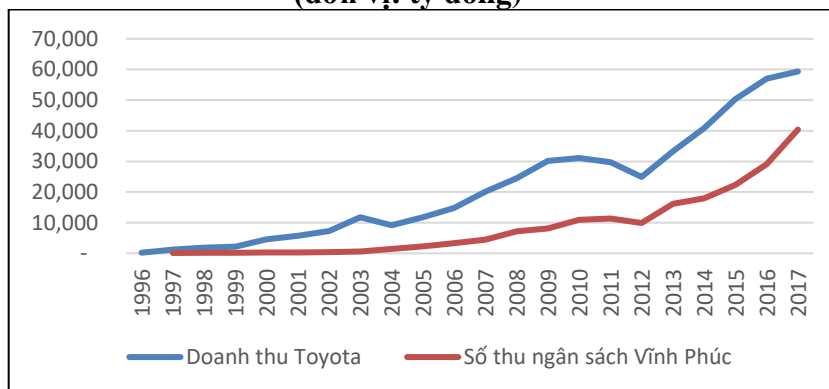
Bảng 17: Kết quả mô hình

(Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện trên phần mềm Eviews)

Kiểm định mô hình không có hồi quy giả mạo, không có đa cộng tuyến, không có PSSSTD, không có tự tương quan, sai số ngẫu nhiên có phân phối chuẩn (phụ lục 2). Mô hình phù hợp và 97% sự biến động của tổng thu ngân sách của tỉnh Vĩnh Phúc được giải thích qua sản lượng sản xuất của TOYOTA và chỉ số PCI. Nếu sản lượng ô tô tăng 1% thì với mức ý nghĩa 5% tổng thu ngân sách của tỉnh có thể tăng từ 1.43% đến 2%.

Tính đến hết năm 2017 số lượng doanh nghiệp đăng kí kinh doanh trên địa bàn tỉnh Vĩnh Phúc là 8450 doanh nghiệp với số vốn đăng kí gần 70 nghìn tỷ đồng. Mặc dù đã có nhiều chính sách của tỉnh nhằm giúp đỡ, tháo gỡ khó khăn cho những doanh nghiệp vừa và nhỏ trên địa bàn hoạt động và phát triển thế nhưng số thu ngân sách của Vĩnh phúc phần lớn phụ thuộc vào các doanh nghiệp đầu tư nước ngoài cụ thể là doanh nghiệp FDI lâu năm như Toyota luôn chiếm tỉ trọng từ 45 đến 66% trong tổng thu ngân sách của tỉnh Vĩnh Phúc (theo số liệu báo cáo tỉnh Vĩnh Phúc). Chỉ số PCI được cấu thành từ 10 chỉ số thành phần trong đó chỉ số về đào tạo lao động, hỗ trợ doanh nghiệp và chi phí thời gian chiếm tới 45% trọng số, các doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài không chịu tác động nhiều của các thủ tục hành chính, có nguồn lao động với trình độ cao nên PCI không tác động quá nhiều đến các doanh nghiệp này, vì vậy, chỉ số PCI tăng cũng không ảnh hưởng quá nhiều đến tổng thu ngân sách của tỉnh Vĩnh Phúc.

Đồ thị 18: Doanh thu Toyota và số thu NSNN tại tỉnh Vĩnh Phúc qua các năm (đơn vị: tỷ đồng)



(Nguồn: Toyota và Cục thuế tỉnh Vĩnh Phúc)

Doanh thu của doanh nghiệp Toyota có xu hướng tăng qua các năm, đặc biệt tăng mạnh vào các năm từ 2012 đến 2017. Tuy nhiên, năm 2011 có sự sụt giảm đáng kể do hãng liên quan tới vụ kiện của kỹ sư Lê Văn Tạch. Toyota bị tố có 3 lỗi nghiêm trọng với dòng Innova và Fortuner khiến hãng phải thu hồi 73,240 xe Innova và Fortuner, cũng như 278 chiếc Camry tại thị trường Việt Nam. Sự việc này xảy ra kéo theo sự sụt giảm doanh thu nghiêm trọng vào năm 2011 của Toyota. Cùng với đó, năm 2011 chịu tác động của “cú sốc” tỷ giá (tăng 9,3%) và giá tính thuế tăng cao không có dấu hiệu giảm. Lần lượt các hãng điều chỉnh tăng giá (trong đó có Toyota), khiến lượng bán ra giảm rõ rệt. Sau đó, từ năm 2013, Toyota đã trở về xu hướng tăng doanh thu của mình do vẫn được sự ủng hộ trung thành từ các thành viên, đối tác và khách hàng. Một lần nữa, sự biến động sửa đổi thuế TTĐB năm 2016 làm doanh thu Toyota tăng nhẹ hơn với giai đoạn trước đó. Chứng tỏ có sự tác động của thuế đối với doanh thu của hãng xe này. (*vietnamnet.vn*)

Về số thu ngân sách của tỉnh Vĩnh Phúc - địa bàn có doanh nghiệp Toyota tọa lạc - có thể thấy: Số thu ngân sách tỉnh tăng cùng với tốc độ tăng của Toyota và cũng sụt giảm vào năm 2011 - trùng với thời gian sụt giảm doanh số bán của Toyota với lý do nêu trên. Điều này khẳng định - Toyota có một vai trò quan trọng và đóng góp một tỷ trọng không nhỏ nếu không muốn nói là chủ yếu - số thu trong tổng thu ngân sách của tỉnh Vĩnh Phúc. Những kết quả nêu trên cũng cho thấy thuế TTĐB nói chung, thuế TTĐB với ô tô nói riêng có tác động nhất định tới số thu ngân sách của địa phương và của cả quốc gia. Vì vậy, việc nghiên cứu và đề xuất điều chỉnh chính sách thuế TTĐB đối với ô tô có ý nghĩa to lớn, góp phần quan trọng vào việc phát triển kinh tế xã hội của một địa phương và rộng hơn trên phạm vi toàn quốc gia.

6 . Kết luận và đề xuất kiến nghị

Thông qua kết quả phân tích ta có thể thấy thuế TTĐB tác động lên ô tô tại Việt Nam đã đạt được các mục tiêu đề ra như điều tiết sản xuất và tiêu dùng đối với mặt hàng ô tô; tái phân phối thu nhập xã hội và tăng thu cho ngân sách. Tuy nhiên, thông qua việc nghiên cứu và phân tích định lượng nêu trên, có thể thấy một số vấn đề sau:

Tác động của sự thay đổi thuế TTĐB đối với dòng xe ô tô có dung tích từ 1500cc-2000cc hầu như không lớn, điều này khiến cho nhu cầu đối với dòng xe này thay đổi không đáng kể. Còn đối với dòng xe có dung tích trên 2500cc, giá bán có sự biến động rõ rệt, xu hướng giá tăng lên khiến cho lượng cầu dự báo năm 2018 giảm. Điều này phù hợp với lý thuyết kinh tế, khi thuế suất thuế TTĐB tăng lên sẽ khiến giá bán của sản phẩm tăng từ đó ảnh hưởng đến lượng cầu của sản phẩm có xu hướng giảm. Như vậy, trong thời gian tới, để hướng tới mục tiêu hướng dẫn sản xuất, tiêu dùng và điều tiết thu nhập của thuế TTĐB, Chính phủ cần tiếp tục duy trì những quy định đánh thuế vào ô tô theo dung tích xi lanh và số chỗ ngồi như hiện nay.

Đối với dòng xe có dung tích xi lanh từ 1500-2500cc thì mức thuế suất giảm khiến giá bán giảm, mà thu nhập của người dân có xu hướng tăng vì vậy xu hướng tiêu dùng những dòng xe bình dân có thể tăng, có thể hạn chế việc phát triển của các phương tiện công cộng đồng thời gây áp lực lớn cho giao thông tĩnh, đòi hỏi nâng cao cơ sở hạ tầng của xã hội.

Đối với dòng xe có dung tích xi lanh trên 2500cc, mức thuế suất tăng cao đột biến có loại lên đến 150% (thay vì mức thuế suất 60% trước đó), khiến cho giá của các dòng xe này tăng mạnh, về lý thuyết, cầu về dòng xe sang sẽ giảm mạnh. Tuy nhiên, số liệu của Tổng cục Hải quan cho thấy 2 tháng đầu năm 2017 có 285 xe ô tô nhập từ Đức, trung bình mỗi chiếc có giá nhập khẩu là 60.000 USD (hơn 1,3 tỷ đồng chưa bao gồm các loại thuế). Mức giá này tăng gần gấp đôi so với giá trung bình năm 2016, chỉ khoảng 35.517 USD (gần 800 triệu/chiếc, chưa bao gồm các loại thuế). Số lượng khách hàng có nhu cầu về xe dung tích lớn, xe hạng sang và siêu sang vẫn đang tăng đều đặn. Xét về góc độ tâm lý tiêu dùng, thì đây là phân khúc các dòng xe thường do những người giàu, những người có thu nhập cao đến rất cao tiêu thụ. Vì vậy đối họ việc chi thêm từ 500 triệu đến 2 tỷ đồng để sở hữu 1 chiếc xe sang chẳng phải là số tiền lớn, vượt quá sức chi trả của họ.

Bên cạnh đó, trong cuộc cạnh tranh quyết liệt đang diễn ra giữa các thương hiệu xe sang, cả về giá bán và chất lượng dịch vụ sau bán hàng, các doanh nghiệp cho biết sẽ đưa công nghệ

mới vào quản lý, nhằm tối ưu hóa chi phí để giảm giá thành xe. Từ 1/1/2018 các mẫu xe chạy xăng, có dung tích xi lanh từ 2500cc trở lên được giảm thuế suất thuế nhập khẩu từ 58% về mức 55%, cũng giúp làm cho giá xe sang giảm. Các hãng cũng cạnh tranh mở rộng mạng lưới bán hàng và nâng cao chất lượng. Khi các doanh nghiệp cạnh tranh, chất lượng dịch vụ được nâng cao và giá bán giảm, người tiêu dùng sẽ được hưởng lợi, kích thích nhu cầu mua hàng tăng lên. Tuy nhiên đây là dòng x ở về mặt giá bán của việc đánh thuế theo dung tích xi lanh bởi lẽ động cơ có thể lớn hơn, số chỗ ngồi có thể tăng lên, nhưng với công nghệ hiện đại có thể cho mức độ khí thải thấp hơn so với một động cơ dung tích nhỏ nhưng công nghệ cũ. Về nhu cầu sử dụng xe đa dụng, phương tiện công cộng cũng đang có xu hướng tăng lên do vậy việc đánh thuế TTĐB dựa trên hàm lượng khí thải CO₂ cũng sẽ khắc phục được điểm yếu của việc đánh thuế TTĐB theo số chỗ ngồi.

Bên cạnh đó đối với các nước, phương tiện ô tô được cho là một trong những nguyên nhân gây ô nhiễm môi trường và mất trật tự an toàn giao thông (TTATGT); song tại Việt Nam thì đó vẫn là vấn đề tiềm ẩn. Trong quá trình phân tích, nhóm nghiên cứu đã đánh giá tác động của sự tăng trưởng ô tô với môi trường và ATGT tại Việt Nam nói chung, thành phố Hồ Chí Minh nói riêng và nhận thấy tốc độ tăng trưởng đó không phải là nguyên nhân chính gây nên thực trạng ô nhiễm và tai nạn. Các biện pháp cần đặt ra là tìm hiểu và ban hành các chính sách để duy trì kiểm soát cũng như giảm thiểu lượng bụi trong không khí mà ô tô gây ra như: thường xuyên bảo dưỡng, bảo trì ô tô tránh để tình trạng xe cũ và thải bụi khói độc ra môi trường, động viên và thực hiện sản xuất các bằng sáng chế về ô tô sạch - sử dụng năng lượng sạch - để giảm thiểu ô nhiễm,... Song song đó phải tăng cường các biện pháp quản lý TTATGT, xử phạt các hành vi vi phạm, nhất là đối với phương tiện trọng tải lớn như ô tô.

LỜI CẢM ƠN

Trong quá trình tìm hiểu, nghiên cứu và thực hiện đề tài, nhóm sinh viên chúng tôi nhận được sự chỉ dẫn tận tình từ giảng viên hướng dẫn TS. Nguyễn Thị Thúy Quỳnh và PGS. TS. Lý Phương Duyên. Đặc biệt hơn là sự trợ giúp, tạo điều kiện từ các thầy cô giáo Học viện Tài Chính, Viện Đào tạo Quốc tế IIFE và đóng góp cung cấp số liệu từ Doanh nghiệp Toyota Vĩnh Phúc, Cục thuế Vĩnh Phúc, ...

Nhóm xin gửi lời cảm ơn chân thành tới các thầy cô, nhà trường, cơ quan, doanh nghiệp đã giúp nhóm sinh viên chúng tôi hoàn thành đề tài này! Bài nghiên cứu mong muốn được đón nhận sự ủng hộ và khích lệ để có thể phát triển tốt hơn nữa tại những đề tài tiếp theo.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Tiếng Việt

- [1] Luật thuế Tiêu thụ đặc biệt- Luật số 70/2014/QH13, Luật 106/2016/QH13 và Nghị định 108/2015/NĐ-CP của Chính Phủ.
- [2] Luật thuế TTĐB năm 2008 Luật số 27/2008/QH12 có hiệu lực thi hành từ 01/04/2009
- [3] Luật thuế TTĐB năm 2014 Luật số 70/2014/QH13 có hiệu lực thi hành từ 01/01/2016
- [4] Luật thuế TTĐB năm 2016 Số 106/2016/QH13 có hiệu lực thi hành từ 01/07/2016
- [5] Trương Nam Trung, “Luận án Tiến sỹ: Công nghiệp hỗ trợ sản xuất ô tô ở Việt Nam”, Học viện hành chính Quốc gia Hồ Chí Minh 2017.

Tiếng Anh

- [6] Van Walbeek, “The economics of tobacco control in South Africa”.
- [7] “Tax Law Design and Drafting (volume 1; International Monetary Fund: 1996; Victor Thuronyi)”, Chapter 8, exercises.
- [8] Dutkowsky Donald H, “Exercise Taxes, Consumer Demand, Over – Shifting and Tax Revenue”, 2014.

PHÂN TÍCH NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN QUYẾT ĐỊNH MUA HÀNG CỦA NGƯỜI TIÊU DÙNG ĐỐI VỚI SẢN PHẨM NÔNG NGHIỆP HỮU CƠ TRÊN ĐỊA BÀN THÀNH PHỐ HÀ NỘI

SV: Lâm Thị Thúy Hằng, Nguyễn Thị Ngọc Ánh,
Phạm Thanh Hằng
Trường Học Viện Tài Chính
GVHD: TS. Vũ Duy Nguyễn

TÓM TẮT

Bài nghiên cứu tổng hợp các lý thuyết về sản phẩm nông nghiệp hữu cơ, hành vi người tiêu dùng và kết quả nghiên cứu trong và ngoài nước về các nhân tố ảnh hưởng đến quyết định mua sản phẩm nông nghiệp hữu cơ của người tiêu dùng. Từ đó xây dựng mô hình lý thuyết về các nhân tố ảnh hưởng đến quyết định mua hàng của người tiêu dùng đối với các sản phẩm nông nghiệp hữu cơ trên địa bàn thành phố Hà Nội. Nhóm nghiên cứu tiến hành điều tra, khảo sát theo bảng hỏi đối với 300 người tiêu dùng trên địa bàn thành phố Hà Nội vào tháng 3/2018 và thực hiện mô hình Hồi quy logistic thứ bậc (OLR) nhằm phân tích sự ảnh hưởng của các nhân tố chính tới quyết định mua hàng của người tiêu dùng đối với sản phẩm nông nghiệp hữu cơ trên địa bàn thành phố Hà Nội. Nghiên cứu đã tìm ra hai nhóm nhân tố tác động. Nhóm nhân tố tác động đồng biến có ý nghĩa thống kê đến khả năng quyết định mua hàng của người tiêu dùng đối với các sản phẩm nông nghiệp hữu cơ trên địa bàn thành phố Hà Nội, bao gồm: (i) chất lượng sản phẩm; (ii) thương hiệu, nhãn mác sản phẩm; (iii) quảng cáo, truyền thông, yếu tố văn hoá; (iv) sự hiểu biết của người tiêu dùng về sản phẩm NNHC; (v) sự thuận tiện của điểm bán hàng; (vi) thu nhập của người tiêu dùng; (vii) yếu tố tâm lý (thái độ, sở thích, hương vị, tuổi, giới tính...); (viii) nghề nghiệp của người tiêu dùng. Bên cạnh đó, nghiên cứu cũng phát hiện nhóm nhân tố tác động nghịch biến có ý nghĩa thống kê đến khả năng quyết định mua hàng, bao gồm: (i) thuế suất thuế giá trị gia tăng đối với sản phẩm NNHC nhập khẩu; (ii) Độ tuổi của người tiêu dùng. Dựa vào kết quả phân tích định lượng, nghiên cứu đã đề xuất một số giải pháp để thúc đẩy sản lượng tiêu dùng sản phẩm nông nghiệp hữu cơ trên địa bàn thành phố Hà Nội.

Từ khóa: Sản phẩm nông nghiệp hữu cơ; Nhân tố tác động; Hồi quy logistic thứ bậc; Quyết định mua hàng.

I. PHẦN MỞ ĐẦU

1. Giới thiệu

An toàn, chất lượng luôn là vấn đề cơ bản được đặt lên hàng đầu đối với quyết định lựa chọn bất cứ sản phẩm nào của người tiêu dùng, đặc biệt đối với các sản phẩm nông nghiệp. Bởi lẽ, các sản phẩm nông nghiệp hiện nay được cung cấp tràn lan trên thị trường, trong đó không ít những sản phẩm không rõ nguồn gốc, sản phẩm có quy trình sản xuất không khoa học gây tổn hại môi trường sinh thái, sản phẩm không đạt chuẩn vệ sinh an toàn thực phẩm mang lại gánh nặng sức khoẻ cho người tiêu dùng... Trước tình hình người tiêu dùng đang lo ngại về thực phẩm không an toàn hiện nay, thực phẩm nông nghiệp hữu cơ là một bước đi cần thiết và kịp thời cho nông nghiệp Việt Nam và cho người tiêu dùng.

Các sản phẩm thân thiện với môi trường đang ngày càng trở nên phổ biến trên thị trường, ngày càng tiếp cận gần hơn với người tiêu dùng và dự đoán các sản phẩm này sẽ tiếp tục phát triển trong tương lai, đặc biệt trên địa bàn Hà Nội. Bởi người tiêu dùng ngày càng có ý thức hơn trong việc giữ gìn sức khoẻ và bảo vệ môi trường. Họ nhận thức được rằng sản phẩm nông nghiệp hữu cơ không chỉ bảo vệ môi trường sinh thái mà còn cung cấp đầy đủ giá trị dinh dưỡng cho cơ thể. Vậy, tại sao vẫn có ít người mua các sản phẩm nông nghiệp hữu cơ so với các sản phẩm thông thường. Điều này cho thấy rõ ràng có sự khác biệt lớn giữa sở thích và hành vi người tiêu dùng đối với sản phẩm nông nghiệp hữu cơ. Vì vậy, nhóm tác giả đi sâu nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến quyết định lựa chọn sản phẩm nông nghiệp hữu cơ của người tiêu dùng trên thị trường địa bàn Hà Nội. Nghiên cứu sẽ chỉ ra những nhân tố tác động

trực tiếp và gián tiếp đến quyết định mua hàng của người tiêu dùng, đồng thời chỉ ra những rào cản chính dẫn đến khoảng cách giữa thái độ và hành vi của người tiêu dùng đối với các sản phẩm nông nghiệp hữu cơ.

2. Mục tiêu nghiên cứu

Tổng hợp và hệ thống các lý thuyết về nhóm nhân tố ảnh hưởng đến quyết định mua hàng của người tiêu dùng đối với sản phẩm nông nghiệp hữu cơ trên địa bàn thành phố Hà Nội.

Ước lượng, hồi quy các nhân tố ảnh hưởng đến quyết định mua hàng của người tiêu dùng đối với sản phẩm nông nghiệp hữu cơ trên địa bàn thành phố Hà Nội theo mô hình Logistic thứ bậc.

Kết luận và đề xuất một số giải pháp rút ra từ kết quả của mô hình hồi quy.

3. Đối tượng và phạm vi nghiên cứu

Đối tượng nghiên cứu: Phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến quyết định mua các sản phẩm nông nghiệp hữu cơ của người tiêu dùng trên địa bàn thành phố Hà Nội.

Phạm vi nghiên cứu: những người tiêu dùng đến mua hàng tại siêu thị lớn và các điểm bán sản phẩm nông nghiệp hữu cơ tại các quận lớn như Hoàn Kiếm, Đống Đa, Ba Đình, Cầu Giấy, Bắc Từ Liêm, Hai Bà Trưng, Thanh Xuân, Hoàng Mai của Thành phố Hà Nội thông qua điều tra khảo sát 300 mẫu.

Giới hạn nghiên cứu: Ước lượng, hồi quy và kiểm định thống kê các nhân tố ảnh hưởng đến quyết định mua sản phẩm nông nghiệp hữu cơ của người tiêu dùng trên địa bàn thành phố Hà Nội hiện nay và một số giải pháp được đề xuất từ kết quả của mô hình.

4. Phương pháp nghiên cứu

Nhóm tác giả cũng sử dụng các phương pháp nghiên cứu định tính như duy vật biện chứng, duy vật lịch sử kết hợp với phương pháp phân tích, tổng hợp, so sánh và hệ thống hóa. Đặc biệt, phương pháp nghiên cứu dựa trên phương pháp điều tra, khảo sát ngẫu nhiên mẫu 300 người tiêu dùng đối với sản phẩm nông nghiệp hữu cơ, thông qua bảng câu hỏi nhóm nghiên cứu xây dựng và sử dụng phần mềm SPSS 20 để phân tích, ước lượng, hồi quy mô hình Ordinal Logistic Regression theo phương pháp phù hợp tối đa, dự báo và kiểm định giả thuyết thống kê liên quan đến mô hình.

II. XÂY DỰNG VÀ LƯỢNG HÓA MÔ HÌNH CÁC NHÂN TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN QUYẾT ĐỊNH MUA HÀNG CỦA NGƯỜI TIÊU DÙNG ĐỐI VỚI SẢN PHẨM NÔNG NGHIỆP HỮU CƠ

1. Mô hình các nhân tố tác động đến quyết định mua hàng của người tiêu dùng đối với sản phẩm nông nghiệp hữu cơ

1.1. Cơ sở lý thuyết

1.1.1. Lý thuyết về sản phẩm nông nghiệp hữu cơ

Theo tổ chức Nông nghiệp hữu cơ Quốc tế (IFOAM), nông nghiệp hữu cơ là hệ thống đồng bộ hướng tới thực hiện các quá trình với kết quả bảo đảm hệ sinh thái bền vững, thực phẩm an toàn, dinh dưỡng tốt, nhân đạo với động vật và công bằng xã hội, không sử dụng các hóa chất nông nghiệp tổng hợp và các chất sinh trưởng phi hữu cơ, tạo điều kiện cho sự chuyển hóa khép kín trong hệ canh tác, chỉ được sử dụng các nguồn hiện có trong nông trại và các vật tư theo tiêu chuẩn của quy trình sản xuất. Do đó sản phẩm hữu cơ (organic foods), còn được gọi là sản phẩm thiên nhiên (natural foods) hay sản phẩm lành mạnh (healthy food).

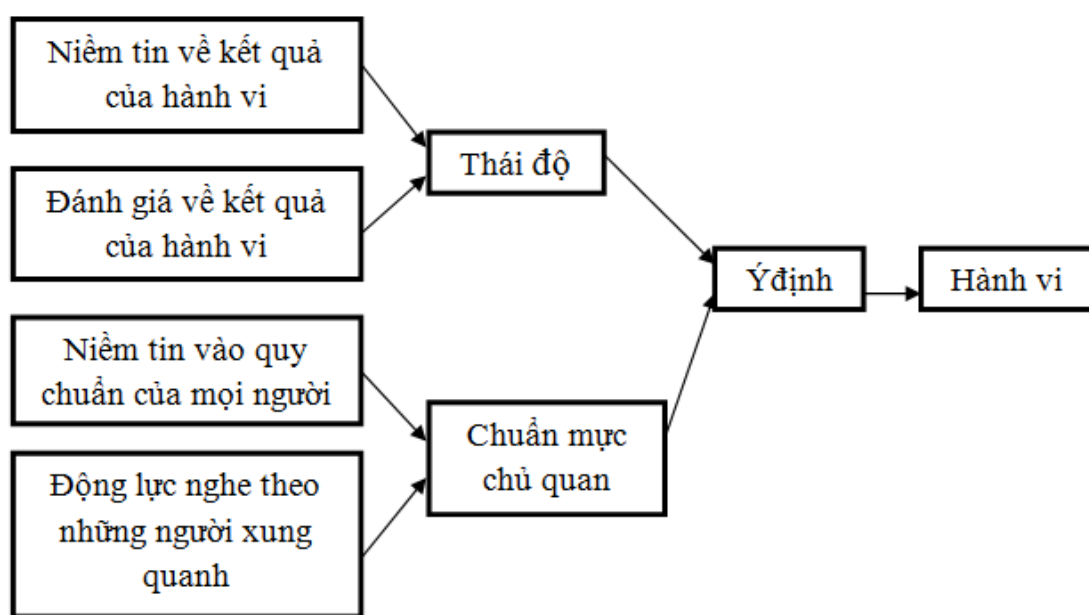
Về cơ bản, sản phẩm nông nghiệp hữu cơ được chia thành 4 lớp tùy theo số phần trăm (%) thành phần hữu cơ: (i) “Hữu cơ hoàn toàn” hay còn gọi là 100% organic thì không thêm một chất hóa học nào khác; (ii) “Hữu cơ” (Organic) thì có trên 95% chất hữu cơ được sử dụng; (iii) “Sản xuất với thành phần hữu cơ” (Made with organic ingredients) có ít nhất 70% hữu cơ được sử dụng; (iv) “Có thành phần hữu cơ” (Some organic ingredients) có dưới 70% hữu cơ được sử dụng.

Sản phẩm nông nghiệp hữu cơ được gọi một cách thân thiện là sản phẩm của thiên nhiên, bởi lẽ nó đóng vai trò quan trọng trong việc duy trì sức khỏe của hệ sinh thái và các sinh vật từ những sinh vật có kích thước nhỏ nhất sống trong đất đến con người trong toàn bộ quá trình canh tác, chế biến, phân phối hay tiêu dùng. Do được kiểm định rất nghiêm ngặt trong

quá trình trồng trọt cũng như chăn nuôi, nên tiêu dùng sản phẩm có ảnh hưởng tốt đến sức khỏe của người sử dụng: giảm nguy cơ bị ngộ độc thực phẩm dạng nhẹ hay giảm nguy cơ bị mắc các bệnh về ung thư lâu dài ... Đồng thời, các sản phẩm nông nghiệp hữu cơ không có các thành phần phi tự nhiên, không được chứa bất kỳ chất bảo quản nhân tạo nào, không có chất thải từ thuốc trừ sâu và chất kích thích tăng trưởng nên nó an toàn và mang giá trị dinh dưỡng cao khi sử dụng. Ngoài ra, sản phẩm nông nghiệp hữu cơ góp phần giảm ô nhiễm đất và nước do quy trình sản xuất không sử dụng hoá chất.

1.1.2. Lý thuyết hành vi người tiêu dùng

Lý thuyết hành vi hợp lý (Theory of Reasoned Action – TRA) của Fishbein và Ajzen (1967) kết luận: ý định chính là động lực quan trọng quyết định hành vi, ý định chịu ảnh hưởng của thái độ và chuẩn mực chủ quan. Trong đó chuẩn mực chủ quan là nhận thức của con người về cách ứng xử phù hợp với yêu cầu của xã hội, còn thái độ ở đây hiểu là thái độ mang tính tích cực hoặc tiêu cực của người tiêu dùng với hành vi tiêu dùng đó. Qua quá trình nghiên cứu, Fishbein và Ajzen đề xuất mô hình lý thuyết hành vi hợp lý:

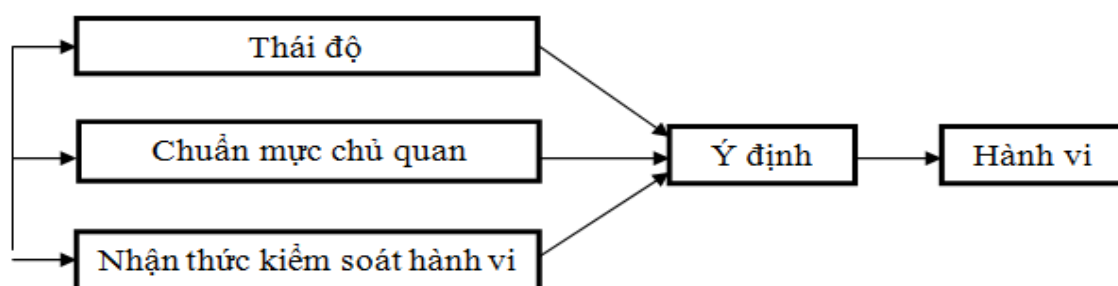


Hình 1: Mô hình lý thuyết hành vi hợp lý của Fishbein và Ajzen (1975)

Nguồn: Ajzen J. and Fishbein M. (1975)

Ajzen (1991) tiếp tục bổ sung lý thuyết TRA và cho ra đời Lý thuyết hành vi có kế hoạch (Theory of Planned Behavior – TPB). Ajzen đã bổ sung một yếu tố tác động đến ý định của người tiêu dùng là nhận thức kiểm soát hành vi, được định nghĩa là sự tự nhận thức về khả năng thực hiện hành vi của một cá nhân. Nhờ có sự bổ sung này mà Ajzen đã thêm phần hoàn thiện cho Lý thuyết hành vi có kế hoạch, trở thành công trình nghiên cứu được áp dụng phổ biến nhất để lý giải cho hầu hết các hành vi hiện nay.

Hình 2: Mô hình lý thuyết hành vi có kế hoạch của Ajzen (1991)



1.1.3. Lý thuyết quyết định mua hàng của người tiêu dùng

Phillip Kotler, “Ông tổ Marketing hiện đại” với nghiên cứu “Marketing management” (1967) đã chỉ ra rằng quyết định mua hàng của người tiêu dùng là cả một quá trình 5 bước bao gồm: (i) Nhận thức về nhu cầu; (ii) Tìm kiếm thông tin; (iii) Xem xét các lựa chọn; (iv) Ra quyết định mua hàng; (v) Hành vi sau khi mua.

Theo Engel, James F. Kollat, David T. and Blackwell, Rodger D., trong cuốn “Consumer Behavior” đã đề cập đến quyết định mua hàng của người tiêu dùng là một quá trình bao gồm 5 bước cơ bản: (i) Nhận diện nhu cầu; (ii) Tìm kiếm thông tin; (iii) Đo lường và đánh giá; (iv) Mua hàng; (v) Hành vi sau mua.

Quan điểm của Nicosia, Francesco M. (nhà quản lý quảng cáo và xã hội, New York), trong cuốn “Consumer Decision Process”, ông nêu ra 5 bước mà người tiêu dùng đi đến quyết định mua hàng như sau: (i) Tìm hiểu nhu cầu bản thân; (ii) Tìm hiểu thông tin về nhu cầu thông qua quảng cáo; (iii) Vận dụng kiến thức cá nhân để phân tích; (iv) Ra quyết định mua; (v) Hành vi sau mua.

Nhà kinh tế học Blythe, Jim đã nêu ra quan điểm của cá nhân về quyết định mua hàng của người tiêu dùng thông qua cuốn “Customer Behavior. UK” (2008). Theo ông, để đưa ra quyết định mua hàng, người tiêu dùng quan tâm đến việc trả lời các câu hỏi: Như thế nào; Ở đâu; Khi nào; Tại sao.

1.2. Mô hình lý thuyết chung về các nhân tố tác động đến quyết định mua của người tiêu dùng đối với sản phẩm Nông nghiệp hữu cơ

Luanne Lohr (2001) thông qua nghiên cứu “Các nhân tố ảnh hưởng đến Cầu và Thương mại Quốc tế đối với sản phẩm Nông nghiệp hữu cơ” đã chỉ ra 5 nhân tố chính ảnh hưởng đến quyết định mua sản phẩm Nông nghiệp hữu cơ bao gồm: Giá cả; Chất lượng sản phẩm; Nguồn gốc xuất xứ; Kỹ thuật gen; Các mục tiêu mang tính xã hội.

Rene e Shaw Hughner et al (2007) thông qua nghiên cứu “Những ai có nhu cầu tiêu dùng sản phẩm nông nghiệp hữu cơ? Một số lý do tại sao mọi người chọn mua thực phẩm nông nghiệp hữu cơ.” chỉ ra 10 yếu tố ảnh hưởng đến quyết định mua sản phẩm nông nghiệp hữu cơ gồm: Lợi ích cho sức khỏe; Hương vị thơm ngon; Bảo vệ môi trường sinh thái; An toàn thực phẩm; Hỗ trợ nền kinh tế địa phương; Xu hướng; Giá cả; Nguồn cung trên thị trường; Nhãn mác và các khung tiêu chuẩn kiểm định chất lượng; Quảng cáo về sản phẩm.

Nguyễn Phong Tuấn (2011) với “Nghiên cứu so sánh ý định mua sản phẩm nông nghiệp hữu cơ giữa người tiêu dùng miền Bắc và Nam Việt Nam” đã chỉ ra 6 nhân tố ảnh hưởng đến quyết định mua sản phẩm Nông nghiệp hữu cơ, bao gồm: Thái độ bảo vệ môi trường sinh thái; Chất lượng sản phẩm; Ý thức bảo vệ sức khỏe; Hiểu biết về sản phẩm; Chuẩn mực chủ quan; Ý thức an toàn thực phẩm.

1.3. Mô hình lựa chọn nghiên cứu

Nhằm phân tích những nhân tố ảnh hưởng đến quyết định mua của người tiêu dùng đối với các sản phẩm Nông nghiệp hữu cơ trên địa bàn Hà Nội, mô hình đề xuất trên cơ sở biến phụ thuộc Y và các biến độc lập X_i theo quan hệ của mô hình hồi quy Logistic thứ bậc (Ordinal Logistic Regression: OLR). Trong đó:

Biến phụ thuộc Y (quyết định mua hàng của người tiêu dùng đối với các sản phẩm nông nghiệp hữu cơ trên địa bàn thành phố Hà Nội) được đo lường theo thang đo bậc 5. Y thu được thông qua biến quan sát Q1 và Q2 trong phiếu khảo sát.

Mô hình hồi quy OLR được lựa chọn để kiểm định mối tương quan, tác động của 12 nhóm biến độc lập (từ X_1 đến X_{12}) đến khả năng quyết định mua hàng của người tiêu dùng đối với các sản phẩm nông nghiệp hữu cơ.

Trong hồi quy OLR, biến phụ thuộc Y được phân loại theo thứ bậc từ 1 đến 5 của thang đo Likert, tương ứng với các mức: (1) “không bao giờ”, (2) “rất hiếm”, (3) “thỉnh thoảng”, (4) “thường xuyên”, và (5) “luôn luôn”. Nếu gọi P là xác suất để một biến cố xảy ra thì $P(Y_i \leq j)$ là xác suất mà Y_i rơi vào một phân loại j và dưới j (trong trường hợp này $1 \leq j \leq 5$). Do đó hệ số Odds của mô hình được định nghĩa như sau:

$$\frac{\Pr(Y_i \leq j|X)}{\Pr(Y_i > j|X)} = \frac{\Pr(Y_i \leq j|X)}{1 - \Pr(Y_i \leq j|X)}$$

Trong đó: $\Pr(Y_i \leq j|X) = \sum_{m=1}^j \Pr(Y_i = m|X)$

Từ đó, mô hình hồi quy Logistic thứ bậc (OLR) được biểu diễn như sau:

$$\ln \left[\frac{\Pr(Y_i \leq j)}{1 - \Pr(Y_i \leq j)} \right] = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \alpha_3 X_3 + \dots + \alpha_{12} X_{12} + u_i$$

Mô hình hồi quy sử dụng ước lượng hợp lý tối đa (Maximum Likelihood) để ước lượng α_i . Các biến độc lập là X_1 đến X_{12} , được đo lường qua các câu hỏi Q3 đến Q36 sử dụng thang đo Likert 5. Cụ thể, các nhân tố ảnh hưởng đến quyết định mua sản phẩm nông nghiệp hữu cơ bao gồm:

Chất lượng sản phẩm nông nghiệp hữu cơ (X_1): Chất lượng sản phẩm là một trong những yếu tố quan trọng. Người tiêu dùng quan tâm đến sức khỏe sẽ có thái độ tích cực hướng tới các sản phẩm hữu cơ khi họ tin rằng nó tốt và khỏe mạnh hơn các lựa chọn thay thế thông thường. Kỳ vọng mỗi tương quan dương (+) giữa biến X_1 và $\ln(\text{Odds})$. Hệ số tương quan $\alpha_2 > 0$.

Thương hiệu, nhãn mác gắn trên sản phẩm nông nghiệp hữu cơ (X_2): Thương hiệu, nhãn mác được nhiều người biết đến bao nhiêu thì sản phẩm đó có độ đáng tin cậy bấy nhiêu. Nhân sinh thái có thể được coi là một đảm bảo cho người tiêu dùng rằng sản phẩm được sản xuất theo cách hữu cơ. Kỳ vọng mỗi tương quan dương (+) giữa biến X_2 và $\ln(\text{Odds})$. Hệ số tương quan $\alpha_3 > 0$.

Hiểu biết về sản phẩm nông nghiệp hữu cơ (X_3): Sự hiểu biết về sản phẩm được xác định qua các khía cạnh: Hiểu biết về tiêu chuẩn và quy trình sản xuất sản phẩm; thông tin về nguồn gốc sản phẩm; tác dụng hữu ích của sản phẩm. Kỳ vọng mỗi tương quan dương (+) giữa biến X_3 và $\ln(\text{Odds})$. Hệ số tương quan $\alpha_4 > 0$.

Xu hướng tiêu dùng sản phẩm nông nghiệp hữu cơ (X_4): xu hướng trở thành một tác nhân không nhỏ tác động lên tâm lý người tiêu dùng bởi xu hướng đánh vào tâm lý “số đông” của nhiều người. Sự tác động của xu hướng lên quyết định mua sản phẩm được đo lường dựa trên các khía cạnh: khả năng người tiêu dùng nắm bắt được xu hướng tiêu dùng sản phẩm; việc lựa chọn sản phẩm của người tiêu dùng có hoàn toàn phụ thuộc vào xu hướng không; người tiêu dùng có lựa chọn sản phẩm theo xu hướng cho dù sản phẩm không đáp ứng được nhu cầu của mình hay không. Kỳ vọng mỗi tương quan dương (+) giữa biến X_4 và $\ln(\text{Odds})$. Hệ số tương quan $\alpha_5 > 0$.

Quảng cáo truyền thông về sản phẩm nông nghiệp hữu cơ (X_5): Với nhiều kỹ thuật, chiến thuật về tâm lý khác nhau, quảng cáo luôn nắm bắt được tâm lý người mua để làm nảy sinh nhu cầu mua sản phẩm. Kỳ vọng mỗi tương quan dương (+) giữa biến X_5 và $\ln(\text{Odds})$. Hệ số tương quan $\alpha_6 > 0$.

Yếu tố văn hóa (X_6): Văn hóa là một giá trị tinh thần đã ăn sâu vào nhận thức của con người và trở thành một phần của người đó, khiến cho mọi suy nghĩ, hành động đều nhuốm màu văn hóa đậm nét. Nhân tố được đánh giá dựa trên: Mức độ ảnh hưởng của văn hóa và ý thức đạo đức bảo vệ môi trường đến quyết định mua sản phẩm. Kỳ vọng mỗi tương quan dương (+) giữa biến X_6 và $\ln(\text{Odds})$. Hệ số tương quan $\alpha_7 > 0$.

Yếu tố tâm lý (X_7): Tâm lý là một trong những yếu tố quan trọng mang tính chủ quan. Dù các điều kiện khách quan có như thế nào thì tâm lý chủ quan vẫn chi phối cách nhìn của con người tiêu dùng. Yếu tố này sẽ được đánh giá thông qua: cảm giác, sở thích; lời khuyên từ gia đình, bạn bè; niềm tin về chất lượng và tính hữu ích; bị tác động bởi trào lưu xã hội. Kỳ vọng mỗi tương quan dương (+) giữa biến X_7 và $\ln(\text{Odds})$. Hệ số tương quan $\alpha_8 > 0$.

Thuế suất thuế GTGT trên sản phẩm nông nghiệp hữu cơ (X_8): Thuế là một công cụ của nhà nước để điều tiết kinh tế vĩ mô, ảnh hưởng trực tiếp đến cung – cầu trên thị trường. Cụ thể, thuế suất thuế GTGT sẽ ảnh hưởng đến tăng giá thành sản xuất, từ đó ảnh hưởng đến cung; tiếp theo ảnh hưởng lên giá cả hàng hóa, dẫn đến ảnh hưởng tới cầu sản phẩm, từ đây tác động đến quyết định mua sản phẩm của người tiêu dùng. Nhân tố này được đánh giá dựa vào ảnh hưởng của mức thuế suất đánh trên sản phẩm tới quyết định mua và mức thuế suất

người mua mong muốn. Kỳ vọng mỗi tương quan dương (-) giữa biến X_8 và $\ln(\text{Odds})$. Hệ số tương quan $\alpha_9 < 0$.

Giá cả sản phẩm nông nghiệp hữu cơ (X_9): Các sản phẩm nông nghiệp hữu cơ thường có mức giá cao hơn so với các loại sản phẩm thông thường trên thị trường. Khi giá cả quá cao chính là tác nhân khiến người tiêu dùng ít lựa chọn các sản phẩm này. Ảnh hưởng của giá cả được xác định dựa trên: Mức độ cân nhắc về giá của sản phẩm khi mua hàng; mong muốn giá cả giảm xuống của người tiêu dùng; sự ổn định giá cả sản phẩm. Kỳ vọng mỗi tương quan âm (-) giữa biến X_2 và $\ln(\text{Odds})$. Hệ số tương quan $\alpha_{10} < 0$.

Địa điểm bán sản phẩm nông nghiệp hữu cơ (X_{10}): Yếu tố này tác động đến chi phí, thời gian và sự tiện lợi trong việc mua hàng. Yếu tố được đánh giá dựa trên: Sự thuận tiện trong quá trình mua sắm, thời gian bỏ ra để mua sản phẩm NNHC. Kỳ vọng mỗi tương quan dương (+) giữa biến X_{10} và $\ln(\text{Odds})$. Hệ số tương quan $\alpha_{11} > 0$.

Thu nhập của người tiêu dùng (X_{11}): Yếu tố thu nhập ảnh hưởng trực tiếp đến khả năng tài chính, khả năng sẵn sàng chi trả và thỏa mãn nhu cầu của người tiêu dùng. Trong khi ý định mua là điều kiện cần, thì khả năng tài chính là điều kiện đủ để có quyết định mua sản phẩm. Ảnh hưởng của thu nhập được đánh giá trên tỷ lệ thu nhập dùng để mua sản phẩm Nông nghiệp hữu cơ. Kỳ vọng mỗi tương quan dương (+) giữa biến X_{11} và $\ln(\text{Odds})$. Hệ số tương quan $\alpha_{12} > 0$.

Chính phủ và chính sách hữu dụng (X_{12}): Chính phủ luôn có nhiều công cụ hữu dụng tác động đến nền kinh tế vĩ mô và vi mô. Nhân tố này được đánh giá trên việc người tiêu dùng có lựa chọn sản phẩm được nhận nhiều ưu đãi từ Chính phủ hay không. Kỳ vọng mỗi tương quan dương (+) giữa biến X_{12} và $\ln(\text{Odds})$. Hệ số tương quan $\alpha_{13} > 0$.

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 34 biến trên cơ sở thang đo Likert 5 bậc với ý nghĩa và mức độ của thang đo. Tiếp đó, tiến hành rà soát, chỉnh sửa nội dung bảng hỏi và thực hiện điều tra khảo sát mẫu 10 người tiêu dùng khác nhau để kiểm tra lại từ ngữ, ý nghĩa các câu hỏi, thứ tự các câu hỏi, hình thức trình bày. Cuối cùng 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 34 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 $n = 300$. Tổng số bảng hỏi phát ra 300 phiếu, tổng số thu về 300 phiếu. Phiếu điều tra được phát và lấy thông tin đảm bảo nguyên tắc đại diện và ngẫu nhiên tại các quận lớn như Hoàn Kiếm, Đống Đa, Ba Đình, Cầu Giấy, Bắc Từ Liêm, Hai Bà Trưng, Thanh Xuân, Hoàng Mai của Thành phố Hà Nội. 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 300 phiếu.

Phương pháp phân tích dữ liệu: Phân tích định lượng được dựa trên phần mềm SPSS 20 và nghiên cứu được thực hiện vào tháng 3/2018. 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 hồi quy Ordinal Logistic Regression.

2.2. 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

Nhóm	Nội dung các câu hỏi	Ý nghĩa và mức độ thang đo	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn
Tình trạng sử dụng tiêu dùng sản phẩm NN hữu	Q1: Mua và tiêu dùng sản phẩm nông nghiệp hữu cơ nguồn gốc nhập khẩu	1-Không bao giờ 2-Rất hiếm 3-Thỉnh thoảng	2,88	1,129

ơ (Y)	Q2: Mua và tiêu dùng sản phẩm nông nghiệp hữu cơ nguồn gốc trong nước	4-Thường xuyên 5-Luôn luôn	3,33	0,996
Chất lượng của sản phẩm NNHC (X ₁)	Q3: Sản phẩm nông nghiệp hữu cơ đảm bảo vệ sinh, an toàn thực phẩm	1-Không bao giờ 2-Rất hiếm 3-Thỉnh thoảng 4-Thường xuyên 5-Luôn luôn	3,93	1,022
	Q4: Chất lượng của sản phẩm làm hài lòng yêu cầu khi sử dụng		3,89	0,942
	Q5: Tin rằng sản phẩm nông nghiệp hữu cơ được kiểm định chất lượng khi bán trên thị trường		3,85	0,962
Thương hiệu, nhãn mác được gắn trên các sản phẩm NNHC (X ₂)	Q6: Quan tâm đến thương hiệu, nhãn mác sản phẩm khi tiêu dùng	1-Không bao giờ 2-Rất hiếm 3-Thỉnh thoảng 4-Thường xuyên 5-Luôn luôn	3,55	1,064
	Q7: Tin tưởng vào thương hiệu nhãn mác gắn trên sản phẩm		3,78	0,977
	Q8: Những sản phẩm có thương hiệu, nhãn mác càng nổi tiếng thì ảnh hưởng càng nhiều đến quyết định mua		3,82	1,011
Sự hiểu biết cá nhân về sản phẩm NNHC (X ₃)	Q9: Hiểu biết về tiêu chuẩn và quy trình sản xuất sản phẩm nông nghiệp hữu cơ	1-Rất thấp 2-Thấp 3-Trung bình 4-Cao 5-Rất cao	3,13	1,074
	Q10: Nắm bắt thông tin về nguồn gốc sản phẩm mà bạn lựa chọn tiêu dùng		3,13	0,988
	Q11: Hiểu rõ tác dụng hữu ích của tiêu dùng sản phẩm nông nghiệp hữu cơ đến sức khỏe gia đình		3,82	1,041
Xu hướng tiêu dùng sản phẩm NNHC(X ₄)	Q12: Nắm bắt được xu hướng tiêu dùng sản phẩm nông nghiệp hữu cơ hiện tại	1-Không bao giờ 2-Rất hiếm 3-Thỉnh thoảng 4-Thường xuyên 5-Luôn luôn	3,08	0,986
	Q13: Lựa chọn sản phẩm là do xu hướng tiêu dùng sản phẩm nông nghiệp hữu cơ		3,02	1,112
	Q14: Vẫn lựa chọn sản phẩm theo xu hướng mặc dù không đáp ứng đủ yêu cầu khi sử dụng		2,68	1,333
Quảng cáo, truyền thông về sản phẩm NNHC (X ₅)	Q15: Tiêu dùng sản phẩm do đã biết đến quảng cáo về nó	1-Không bao giờ 2-Rất hiếm 3-Thỉnh thoảng 4-Thường xuyên 5-Luôn luôn	3,17	1,154
	Q16: Tin tưởng quảng cáo khi lựa chọn sản phẩm để đáp ứng nhu cầu của mình		2,78	1,242
	Q17: Sản phẩm đáp ứng được mong muốn của bản thân khi sử dụng giống như quảng cáo		2,74	1,199
	Q18: Biết đến sản phẩm thông qua tuyên truyền của		3,32	1,543

	bạn bè và gia đình			
	Q19: Nhận được tư vấn của người bán hàng khi mua hàng không		3,35	0,982
	Q20: Biết đến sản phẩm thông qua học tập, nghiên cứu tại cơ sở giáo dục		2,78	1,156
Yếu tố văn hóa(X ₆)	Q21: Lựa chọn sản phẩm do yếu tố văn hóa, tập quán	1-Không bao giờ 2-Rất hiếm	2,64	1,300
	Q22: Lựa chọn sản phẩm do mong muốn bảo vệ môi trường sống	3-Thỉnh thoảng 4-Thường xuyên 5-Luôn luôn	3,58	1,231
Yếu tố tâm lý (X ₇)	Q23: Lựa chọn do cảm giác, sở thích		3,49	1,225
	Q24: Lựa chọn do gia đình, bạn bè khuyên	1-Không bao giờ 2-Rất hiếm	3,48	1,223
	Q25: Lựa chọn sản phẩm do niềm tin về chất lượng và tính hữu ích	3-Thỉnh thoảng 4-Thường xuyên 5-Luôn luôn	3,53	1,313
	Q26: Lựa chọn sản phẩm nông nghiệp hữu cơ do trào lưu tiêu dùng của xã hội		3,01	1,100
Thuế suất thuế giá trị gia tăng đối với sản phẩm NNHC (X ₈)	Q27: Mức thuế suất thuế GTGT ảnh hưởng đến quyết định lựa chọn sản phẩm	1-Không bao giờ 2-Rất hiếm 3-Thỉnh thoảng 4-Thường xuyên 5-Luôn luôn	3,54	1,57
	Q28: Mong muốn mức thuế suất thuế GTGT	0% 2% 5% 10% 12%	1,307%	1,935
Giá cả(X ₉)	Q29: Cân nhắc về giá cả khi mua sản phẩm nông nghiệp hữu cơ		3,74	1,088
	Q30: Mong muốn giá cả sản phẩm nông nghiệp hữu cơ giảm xuống	1-Không bao giờ 2-Rất hiếm 3-Thỉnh thoảng 4-Thường xuyên 5-Luôn luôn	4,02	1,133
	Q31: Giá cả sản phẩm nông nghiệp hữu cơ thay đổi		3,34	0,991
Địa điểm bán hàng(X ₁₀)	Q33: Tồn nhiều thời gian để đi mua sản phẩm nông nghiệp hữu cơ	1-Không bao giờ 2-Rất hiếm 3-Thỉnh thoảng 4-Thường xuyên 5-Luôn luôn	2,95	0,942
Thu nhập của người tiêu dùng (X ₁₁)	Q35:Tỷ lệ thu nhập của bạn dùng để mua sản phẩm nông nghiệp hữu cơ	1-Rất thấp 2-Thấp 3-Trung bình 4-Cao 5-Rất cao	3,02	1,102
Chính phủ và chính sách hữu dụng(X ₁₂)	Q36: Lựa chọn sản phẩm được nhận nhiều ưu đãi từ Chính phủ?	1-Không bao giờ 2-Rất hiếm 3-Thỉnh thoảng	3,66	1,214

		4-Thường xuyên		
		5-Luôn luôn		

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp và xử lý dữ liệu theo phần mềm SPSS 20

2.3. Kiểm định độ tin cậy của thang đo bằng hệ số Cronbach's Alpha

Nghiên cứu tính toán hệ số Cronbach's Alpha để kiểm định độ tin cậy cho các nhóm biến quan sát độc lập để đưa vào phân tích nhân tố EFA. 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	(X ₁)	Q3, Q4, Q5	0.74	Sử dụng được
2	(X ₂)	Q6, Q7, Q8	0.715	Sử dụng được
3	(X ₃)	Q9, Q10, Q11	0.689	Sử dụng được
4	(X ₄)	Q12, Q13, Q14	0.594	Sử dụng được
5	(X ₅)	Q15, Q16, Q17, Q18, Q19, Q20	0.691	Sử dụng được
6	(X ₆)	Q21	1	Sử dụng được
7	(X ₇)	Q23, Q24, Q25, Q26	0.762	Sử dụng được
8	(X ₈)	Q27	1	Sử dụng được
9	(X ₉)	Q29, Q30, Q31	0.669	Sử dụng được
10	(X ₁₀)	Q33	1	Sử dụng được
11	(X ₁₁)	Q35	1	Sử dụng được
12	(X ₁₂)	Q36	1	Sử dụng được

Nguồn: Kết quả phân tích Cronbach's Alpha từ số liệu điều tra tháng 3/2018

Kết quả tính toán cho thấy các hệ số Cronbach's Alpha đều xấp xỉ và lớn hơn 0,6. Có 31 biến quan sát có hệ số tương quan biến – tổng lớn hơn 0,3. Các biến có hệ số tương quan biến – tổng nhỏ hơn 0,3 tạm thời bị loại là Q18, Q20, Q26, Q31. Như vậy, tất cả 12 thang đo được đánh giá đều có thể 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 quyết định mua sản phẩm Nông nghiệp hữu cơ của người tiêu dùng trên địa bàn thành phố Hà Nội.

2.4. Phân tích nhân tố EFA

Trên cơ sở kiểm định độ tin cậy của thang đo Cronach's Alpha, nghiên cứu loại bỏ các biến quan sát: Q18, Q20, Q26 và Q31 do hệ số trích nhỏ hơn 0,3. Nghiên cứu đưa 22 biến quan sát vào thực hiện phân tích nhân tố: Q3, Q4, Q5, Q6, Q7, Q8, Q9, Q10, Q11, Q12, Q13, Q14, Q15, Q16, Q17, Q21, Q22, Q23, Q24, Q25, Q29, Q30.

Thực hiện phân tích nhân tố vòng 1 và vòng 2, nghiên cứu loại bỏ 6 biến quan sát không đủ điều kiện: Q8, Q11, Q12, Q15, Q14 và Q22. Thực hiện phân tích nhân tố vòng 3: KMO = 0,772 và thỏa mãn các điều kiện. Có 16 biến quan sát được nhóm thành 5 nhóm nhân tố.

Bảng 3. Hệ số KMO và Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		0,772
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	1597,062
	Df	120
	Sig.	0,000

Nguồn: Kết quả chạy mô hình bằng phần mềm SPSS20

Kết quả phân tích nhân tố EFA đối với các biến quan sát độc lập cho thấy:

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 300 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 = **0,722** 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

H₀: 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 giá trị **1597,062** có ý nghĩa thống kê Sig = 0,000 (Sig ≤ 0,05), nên các biến quan sát có tương quan với nhau xét trên phạm vi tổng thể.

Phương sai trích đạt **67,122%** (>50%) thể hiện rằng 5 nhân tố rút ra giải thích được **67,122%** biến thiên của dữ liệu; do vậy các thang đo rút ra được chấp nhận. Điểm dừng khi rút trích nhân tố thứ 5 với eigenvalue = **1,056** (≥ 1) đại diện cho phần biến thiên được giải thích bởi mỗi nhân tố đạt yêu cầu.

Kết quả ma trận xoay cho thấy: 22 biến quan sát đưa vào phân tích EFA có 6 biến bị loại ra (Q8, Q11, Q12, Q14, Q15 và Q22) do hệ số tải nhân tố nhỏ hơn 0,55 theo như yêu cầu đặt ra. 16 biến quan sát đạt yêu cầu được đưa vào 5 nhóm nhân tố giải thích được 67,122% biến thiên của dữ liệu. Kết quả các nhân tố xếp theo thứ tự như sau:

FT1 gồm: Q3, Q4, Q5, Q7 giải thích được 25.943% biến thiên của dữ liệu.

FT2 gồm: Q13, Q16, Q17, Q21 giải thích được 14.421% biến thiên của dữ liệu.

FT3 gồm: Q6, Q23, Q24, Q25 giải thích được 12.816% biến thiên của dữ liệu.

FT4 gồm: Q9, Q10 giải thích được 7.34% biến thiên của dữ liệu.

FT5 gồm: Q29 và Q30 giải thích được 6.602% biến thiên của dữ liệu.

2.5. Kết quả hồi quy Ordinal Logistic Regression

Mô hình 1: Thực hiện hồi quy Ordinal Logistic Regression lần lượt giữa biến phụ thuộc Q₁ (quyết định mua sản phẩm nông nghiệp hữu cơ nhập khẩu) với các biến độc lập: FT₁, FT₂, FT₃, FT₄, FT₅, Q₂₇, Q₃₃, Q₃₅, Q₃₆, Age, Gender, Work, Number.

Trong đó: Age là biến độ tuổi người tiêu dùng được chia thành 5 mức (Age = 1 ứng với độ tuổi nhỏ hơn hoặc bằng 30 tuổi; Age = 2 ứng với độ tuổi lớn hơn 30 tuổi và nhỏ hơn và bằng 40 tuổi; Age = 3 ứng với độ tuổi lớn hơn 40 tuổi và nhỏ hơn và bằng 50 tuổi; Age = 4 ứng với độ tuổi lớn hơn 50 tuổi và nhỏ hơn và bằng 60 tuổi; Age = 5 ứng với độ tuổi lớn hơn 60 tuổi); Gender là biến giới tính của người được điều tra (Gender= 1: là Nam giới; Gender= 0: là nữ giới); Work là nghề nghiệp của người tiêu dùng, chia thành 4 nhóm cơ bản (Nhóm Work = 1 ứng với cán bộ công chức làm trong cơ quan nhà nước, đơn vị sự nghiệp công lập; Nhóm Work = 2 ứng với nhân viên các công ty sản xuất kinh doanh (kế toán, nhân viên bán hàng, nhân viên kinh doanh, kỹ sư, kiến trúc sư; Nhóm Work = 3 ứng với kinh doanh tự do; Nhóm Work = 4 ứng với đối tượng khác như sinh viên, người làm việc phổ thông, người nội trợ) và Number là số thành viên trong gia đình của người tiêu dùng.

Bảng 6: Model Fitting Information

Model	-2 Log Likelihood	Chi-Square	df	Sig.
Intercept Only	877,147			
Final	531,103	346,044	89	,000

Nguồn: Kết quả chạy mô hình bằng phần mềm SPSS20

Thứ nhất, Mô hình hồi quy là tốt nhất với cơ sở dữ liệu, với bảng Model Fitting Information cho thấy Model final có các giá trị Sig. = 0,00 và -2 Log Likelihood = 531,103 và giá trị Chi-Square khá lớn. Giả thuyết H₀ là các hệ số ước lượng đồng thời bằng 0 bị từ chối ở mức 1%. Như vậy, mô hình tồn tại tác động giữa các nhân tố và Ln(Odds).

Bảng 7: Goodness-of-Fit

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	1307,656	895	,000
Deviance	515,453	895	1,000

Nguồn: Kết quả chạy mô hình bằng phần mềm SPSS20

Thứ hai, Mô hình hồi quy rất phù hợp với dữ liệu điều tra vì giá trị Goodness-of-Fit ứng với Deviance = 1,000 và Chi-Square = 515,453 khá lớn.

Bảng 8: Pseudo R-Square

Cox and Snell	,684
Nagelkerke	,720
McFadden	,384

Nguồn: Kết quả chạy mô hình bằng phần mềm SPSS20

Thứ ba, Mô hình hồi quy đã chỉ ra các biến độc lập giải thích được khá lớn sự thay đổi của biến phụ thuộc Q1 qua giá trị Pseudo R-Square của Nagelkerke = 0,72 có nghĩa 72,0 % sự biến thiên của Q1 được giải thích bởi các biến trong mô hình. Bên cạnh đó Pseudo R-Square của McFadden = 0,384 trong khoảng (từ 0,2 đến 0,4) được cho là mô hình tốt.

Thứ tư, Qua bảng 9: Parameter Estimates (Phụ lục), mô hình có ý nghĩa thống kê (sig.=0,072 và sig.= 0,009) ứng với trường hợp biến phụ thuộc Q1 (quyết định mua sản phẩm NNHC nhập khẩu) ở thang bậc 3 (thỉnh thoảng tiêu dùng) và thang 4 (thường xuyên tiêu dùng). Điều này cho thấy có sự khác biệt có ý nghĩa thống kê đối với hai mức độ quyết định mua sản phẩm NNHC nhập khẩu của người tiêu dùng.

Nhân tố FT1 (Chất lượng sản phẩm nông nghiệp hữu cơ) liên quan đến các biến quan sát Q3, Q4, Q5, Q7 tác động tích cực tới Ln(Odds) ở các mức FT1 = 3,75; 4,0; 4,5; 4,75 đều có ý nghĩa thống kê. Điều này chỉ ra chất lượng sản phẩm NNHC nhập khẩu thường xuyên và luôn luôn được kiểm định và quản lý sẽ tác động tích cực làm tăng khả năng quyết định mua sản phẩm nông nghiệp hữu cơ của người tiêu dùng. Đối với sản phẩm chất lượng thấp hơn thì tác động này không có ý nghĩa thống kê.

Nhân tố FT2 liên quan đến các biến quan sát Q13, Q16, Q17, Q21 tác động có ý nghĩa thống kê với Ln(Odds) ở các mức $2,5 \leq FT2 \leq 3$ và $FT2 = 4,5$. Điều này cho thấy các yếu tố về quảng cáo, văn hóa có tác động tích cực đến khả năng quyết định mua sản phẩm NNHC nhập khẩu trong một số trường hợp người tiêu dùng thỉnh thoảng xem quảng cáo hoặc thường xuyên xem quảng cáo. Các trường hợp khác tác động không có ý nghĩa thống kê.

Nhân tố FT3 liên quan đến các biến quan sát Q6, Q23, Q24, Q25 tác động có ý nghĩa thống kê với Ln(Odds) ở các mức $FT3 < 4,5$. Như vậy, yếu tố tâm lý (Q23, Q24, Q25) và yếu tố thương hiệu tác động tích cực đến khả năng quyết định mua sản phẩm NNHC nhập khẩu. Một số trường hợp $FT3 \geq 4,5$ thì tác động không có ý nghĩa thống kê.

Nhân tố FT4 liên quan đến các biến quan sát Q9, Q10 tác động có ý nghĩa thống kê tới Ln(odds) ở mức $2,0 \leq FT4 \leq 3,0$. Trong trường hợp này sự hiểu biết của cá nhân người tiêu dùng về sản phẩm NNHC nhập khẩu sẽ tác động tích cực tới khả năng quyết định mua sản phẩm NNHC nhập khẩu. Người càng hiểu biết thì khả năng quyết định mua càng cao.

Nhân tố FT5 liên quan đến các biến quan sát Q29 và Q30 tác động không có ý nghĩa thống kê với Ln(Odds) ở tất cả các mức độ. Như vậy, chưa đủ căn cứ khoa học xác định sự tác động của giá tới khả năng quyết định mua sản phẩm NNHC nhập khẩu như lý thuyết đề ra.

Q27 liên quan đến thuế giá trị gia tăng. Q27 có tác động nghịch biến với Ln(Odds) có ý nghĩa thống kê ở 2 mức $Q27 = 1$ và $Q27 = 3$. Ở các mức khác tác động không có ý nghĩa thống kê. Như vậy thuế GTGT có xu hướng tăng lên thì khả năng quyết định mua hàng có xu hướng giảm xuống do giá cả tăng hoặc do người tiêu dùng bị tác động tâm lý.

Các biến Q36 (chính sách ưu đãi chính phủ) và Gender (giới tính), biến Number (số người trong hộ) tác động không có ý nghĩa thống kê tới Ln(Odds).

Age (độ tuổi của người tiêu dùng) tác động ngược chiều với Ln(Odds) có ý nghĩa thống kê ở hầu hết các mức tuổi, ngoài trừ mức tuổi từ 30 đến 40 tuổi. Xu hướng nhóm khách hàng tuổi càng cao thì khả năng quyết định mua sản phẩm NNHC nhập khẩu càng giảm xuống. Như vậy, giới trẻ có xu hướng tiêu dùng sản phẩm NNHC nhập khẩu nhiều hơn.

Biến Work có ý nghĩa thống kê ở tất cả các loại nghề nghiệp. So với người tiêu dùng là sinh viên, lao động phổ thông thì các ngành nghề khác đều có xu hướng quyết định mua sản phẩm NNHC nhập khẩu nhiều hơn.

Biến Q35 (thu nhập của người tiêu dùng) tác động tích cực có nghĩa thống kê với Ln(Odds) ở mức $Q35 = 3$. Như vậy thu nhập có tác động tích cực tới khả năng quyết định mua sản phẩm nông nghiệp hữu cơ và người có thu nhập càng cao thì có khả năng quyết định mua sản phẩm nông nghiệp hữu cơ càng nhiều.

Biến Q33 (sự thuận tiện khi mua sản phẩm NNHC nhập khẩu) có tác động tích cực tới Ln(Odds) có ý nghĩa thống kê và có sự khác biệt giữa nhóm mất ít thời gian so với nhóm luôn mất nhiều thời gian mua hàng.

Mô hình 2: Thực hiện hồi quy Ordinal Logistic Regression giữa biến phụ thuộc Q₂ (Quyết định mua sản phẩm NNHC có nguồn gốc trong nước) với các biến độc lập: TF₁, TF₂, TF₃, TF₄, TF₅, Q₂₇, Q₃₃, Q₃₅, Q₃₆, Age, Gender, Work, Number.

Bảng 10: Model Fitting Information

Model	-2 Log Likelihood	Chi-Square	df	Sig.
Intercept Only	811,641			
Final	564,173	247,468	89	,000

Nguồn: Kết quả chạy mô hình bằng phần mềm SPSS20

Thứ nhất, Mô hình hồi quy là tốt nhất với cơ sở dữ liệu, với bảng Model Fitting Information cho thấy Model final có các giá trị Sig. =0,00 và -2 Log Likelihood = 564,173 và giá trị Chi-Square khá lớn. Giả thuyết H₀ là các hệ số ước lượng đồng thời bằng 0 bị từ chối ở mức 1%. Như vậy, mô hình tồn tại tác động giữa các nhân tố và Ln(Odds).

Bảng 11: Goodness-of-Fit

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	1345,855	895	,000
Deviance	555,455	895	1,000

Nguồn: Kết quả chạy mô hình bằng phần mềm SPSS20

Thứ hai, Mô hình hồi quy rất phù hợp với dữ liệu điều tra vì giá trị Goodness-of-Fit ứng với Deviance =1,000 và Chi-Square = 555,455 khá lớn.

Bảng 12: Pseudo R-Square

Cox and Snell	,562
Nagelkerke	,600
McFadden	,298

Nguồn: Kết quả chạy mô hình bằng phần mềm SPSS20

Thứ ba, Mô hình hồi quy đã chỉ ra các biến độc lập giải thích được khá lớn sự thay đổi của biến phụ thuộc Q₁ qua giá trị Pseudo R-Square của Nagelkerke = 0,60 có nghĩa 60 % sự biến thiên của Q₂ được giải thích bởi các biến trong mô hình. Bên cạnh đó, Pseudo R-Square của McFadden = 0,298 trong khoảng (0,2 và 0,4) được cho là mô hình tốt.

Thứ tư, qua bảng Parameter Estimates cho thấy, mô hình có ý nghĩa thống kê ứng với trường hợp biến phụ thuộc Q₂ ở thang bậc 4 (thường xuyên tiêu dùng) với Sig = 0,069 và có sự khác biệt quyết định mua giữa các mức của biến Q₂.

Giống như Mô hình1 hồi quy thứ bậc Q₁, các nhân tố FT₁, FT₂, FT₃, FT₄, Age, Work, Q₃₅ tác động tích cực có ý nghĩa thống kê tới Ln(Odds).

Tuy nhiên, Mô hình 2 không được tốt bằng Mô hình 1 thông qua chỉ số R² hiệu chỉnh thấp hơn (ở mức 60%) và các nhân tố Q₂₇ (thuế GTGT), FT₅ (liên quan đến giá), Q₃₃ (liên quan đến sự thuận tiện mua sản phẩm), Gender (giới tính), Number là tác động không có ý nghĩa thống kê tới Ln(Odds).

III.MỘT SỐ ĐỀ XUẤT VÀ KIẾN NGHỊ

Hiện nay, sản xuất sản phẩm nông nghiệp hữu cơ ở Việt Nam đã được triển khai trên 33 tỉnh, thành phố trên cả nước. Diện tích canh tác hữu cơ năm 2016 đã tăng gấp 3,6 lần so với năm 2010 và đạt khoảng 77.000 ha. Tuy nhiên đây vẫn chỉ là một con số quá nhỏ so với 50,9 triệu ha canh tác hữu cơ của thế giới và 11,53 triệu ha đất sản xuất nông nghiệp của Việt Nam. Chính vì vậy, bên cạnh sản phẩm nông nghiệp hữu cơ có nguồn gốc trong nước thì sản phẩm nông nghiệp hữu cơ nhập khẩu cũng đang có xu hướng tăng để đáp ứng nhu cầu người tiêu dùng cả nước và của Thành phố Hà Nội.

Trên cơ sở kết quả điều tra 300 mẫu và kết quả phân tích mô hình Ordinal Logistic Regression đối với các nhân tố tác động đến quyết định mua hàng của người tiêu dùng đối với sản phẩm nông nghiệp hữu cơ trên địa bàn thành phố Hà Nội, một số giải pháp được đề xuất như sau:

1.Tăng cường công tác quản lý, kiểm soát và khuyến khích đảm bảo chất lượng sản phẩm nông nghiệp hữu cơ bán trên địa bàn thành phố Hà Nội

Liên quan đến nhân tố FT1 và các biến quan sát Q3, Q4, Q5 và Q7, các giải pháp nhằm tới:
Thứ nhất, các cơ quan quản lý nhà nước như Quản lý thị trường, An toàn vệ sinh thực phẩm, chính quyền địa phương và Bộ Khoa học và Công nghệ, sở khoa học và công nghệ phối hợp quản lý, kiểm tra, giám sát việc bán sản phẩm nông nghiệp hữu cơ trên thị trường phải đảm bảo và tuân thủ bộ tiêu chuẩn sản phẩm nông nghiệp hữu cơ được ban hành và có hiệu lực từ ngày 29/12/2017.

Thứ hai, Cơ quan hải quan và các cơ quan chuyên ngành tăng cường quản lý chất lượng sản phẩm nông nghiệp hữu cơ nhập khẩu.

Thứ ba, tuyên truyền, khuyến khích các nhà sản xuất cam kết và thực hiện cam kết về chất lượng sản phẩm nông nghiệp hữu cơ đối với người tiêu dùng.

2. Tăng cường tuyên truyền, giới thiệu tính hữu ích của sản phẩm nông nghiệp hữu cơ trên các phương tiện truyền thông và các chương trình giáo dục, đào tạo

Liên quan đến nhân tố FT2 và các biến quan sát Q13, Q16, Q17, Q21 có các giải pháp cụ thể:

Một là, tăng cường giới thiệu sản xuất, giới thiệu sản phẩm nông nghiệp hữu cơ trên các chương trình khuyến nông, khuyến lâm, chăn nuôi trên các phương tiện truyền hình, phát thanh địa phương. Bên cạnh đó, khuyến khích doanh nghiệp quảng cáo sản phẩm nông nghiệp hữu cơ mới trên truyền thông, khu công cộng cho người tiêu dùng được biết.

Hai là, đưa kiến thức sản xuất, tiêu dùng sản phẩm nông nghiệp hữu cơ vào kiến thức học đường, giáo dục và đào tạo cho học sinh, sinh viên nhằm nâng cao nhận thức, hình thành nét văn hóa sản xuất và tiêu dùng sản phẩm sạch, sản phẩm nông nghiệp hữu cơ để bảo vệ môi trường.

Ba là, có nhiều phương tiện để tuyên truyền và truyền thông như băng rôn, khẩu hiệu, tranh ảnh hình vẽ, áp dụng tuyên truyền trong trường học để tạo hiểu biết cho các thế hệ học sinh sinh viên, quảng cáo trên sóng truyền hình, sử dụng các trang mạng xã hội lớn (Facebook, Zalo,...). Ta có thể sử dụng các phương tiện đó để tuyên truyền về kiến thức, tiêu chuẩn và quy trình sản xuất, tác dụng và tính hữu ích của sản phẩm đối với mỗi người nói riêng và với các vấn đề xã hội như bảo vệ môi trường sinh thái. Khi người tiêu dùng được nhận thức đầy đủ về tầm quan trọng của sản phẩm Nông nghiệp hữu cơ, họ sẽ thay đổi thói quen tiêu dùng, tiếp cận gần hơn đến các sản phẩm NNHC từ đó nhận thức được giá trị mà sản phẩm Nông nghiệp hữu cơ mang lại. Từ đó thúc đẩy cung - cầu, làm thị trường sôi động hơn, mở rộng sản xuất, làm nền tảng cho việc mở rộng xuất khẩu và phát triển nền kinh tế quốc gia.

Có thể khuyến khích hộ gia đình nên tự trồng trọt sản phẩm Nông nghiệp hữu cơ ngay tại nhà để tạo điều kiện cho các hộ gia đình chưa có điều kiện được tiếp cận với sản phẩm và tận dụng tối đa các nguồn thổ nhưỡng ở xung quanh. Vì hiện tại giá cả của sản phẩm Nông nghiệp hữu cơ khá cao, đây lại là sản phẩm thiết yếu, nhu cầu lớn, vì vậy không phải gia đình nào cũng có điều kiện tiêu dùng thường xuyên sản phẩm Nông nghiệp hữu cơ.

3. Xây dựng chính sách khuyến khích, thúc đẩy, phát triển thương hiệu sản xuất Nông nghiệp hữu cơ.

Liên quan đến nhân tố FT3 và các biến quan sát Q6, Q23, Q24, Q25, một số giải pháp cụ thể:

Thực hiện chính sách khuyến khích phát triển và bảo vệ thương hiệu sản phẩm nông nghiệp hữu cơ thông qua hỗ trợ sản xuất, ưu tiên kinh phí khoa học, khuyến nông để thực hiện đề tài nghiên cứu, dự án khuyến nông, đặc biệt về giống kháng sâu bệnh, phân bón hữu cơ, thuốc bảo vệ thực vật sinh học, thuốc thảo mộc. Có các chính sách, quy chế khuyến khích các chương trình nghiên cứu khoa học về sản xuất và sản phẩm Nông nghiệp hữu cơ để có cơ sở lý thuyết vững chắc, giúp cho việc phát triển sản xuất thêm bền vững. Cơ sở sản xuất sản phẩm hữu cơ hoặc vật tư đầu vào phục vụ cho sản xuất hữu cơ được ưu tiên hưởng các chính sách khuyến khích đầu tư đối với nông nghiệp, nông thôn đã được ban hành.

Tăng cường chống hiện tượng hàng giả, hàng nhái thương hiệu, xâm phạm quyền sở hữu công nghiệp về nhãn hiệu, nhãn mác nhằm xây dựng lòng tin của người tiêu dùng đối với sản phẩm nông nghiệp hữu cơ có nguồn gốc trong nước.

Tăng cường phương thức giới thiệu sản phẩm nông nghiệp hữu cơ qua kênh người thân, bạn bè, đồng nghiệp, khu phố để mở rộng kênh phân phối, xây dựng và duy trì lòng tin của người tiêu dùng.

4. Giải pháp nâng cao sự hiểu biết của người tiêu dùng đối với sản phẩm NNHC

Liên quan đến nhân tố FT4 và các biến quan sát Q9 và Q10, cần hướng tới các giải pháp cụ thể:

Tăng cường tuyên truyền trên phương tiện thông tin đại chúng.

Tăng cường hoạt động tư vấn tại các điểm bán sản phẩm nông nghiệp hữu cơ.

Khuyến khích doanh nghiệp thực hiện các biện pháp quảng cáo, phát tài liệu, hội nghị khách hàng, triển lãm nông nghiệp nhằm đưa thông tin hữu ích về quá trình sản xuất, lợi ích tiêu dùng sản phẩm nông nghiệp hữu cơ.

5. Mở rộng hệ thống trưng bày và bán sản phẩm nông nghiệp hữu cơ nhằm tạo sự thuận tiện nhất cho người tiêu dùng.

Bên cạnh đó, các doanh nghiệp sản xuất nên phát triển thương mại điện tử để có thể cung cấp sản phẩm đến tận gia đình.

6. Tăng cường cải cách hệ thống thuế GTGT cho sản phẩm nông nghiệp hữu cơ

Trên cơ sở thống kê biến quan sát Q27 và Q28, có thể thấy trong khuôn khổ mẫu điều tra với 300 khách hàng thì giá trị Q28 cho thấy đến 98,4% mong muốn thuế GTGT ở mức thấp hơn 10%. Trong đó có tới 40,7% muốn mức thuế 0%, 13,3% muốn mức thuế suất là 1%, 27,7% muốn mức thuế suất là 2%, 5,3% muốn mức thuế suất là 3%, 2,0% muốn mức thuế suất là 4%, 9,3% muốn mức thuế suất là 5%.

Thuế GTGT là một công cụ quản lý kinh tế – xã hội quan trọng của nhà nước và cũng là một yếu tố có ảnh hưởng rất lớn đến sản xuất – tiêu dùng. Một chính sách thuế GTGT hợp lý, ưu đãi sẽ thúc đẩy sản xuất và thị trường sản phẩm Nông nghiệp hữu cơ phát triển tích cực.

Thực hiện xây dựng chính sách ưu đãi thuế, khuyến khích đầu tư sản xuất và tiêu thụ sản phẩm Nông nghiệp hữu cơ, cụ thể nên giảm thuế GTGT của sản phẩm Nông nghiệp hữu cơ từ 5% xuống 2% để khuyến khích sản xuất và tiêu thụ sản phẩm, giảm sức ép vào giá cả, bởi hiện tại, giá cả của thực phẩm Nông nghiệp hữu cơ khá cao, điều đó trở thành rào cản ngăn người tiêu dùng tiếp cận với nguồn thực phẩm an toàn và đảm bảo này.

Đồng thời, giảm hoặc miễn thuế GTGT cho các dịch vụ, nguyên vật liệu đầu vào để sản xuất sản phẩm Nông nghiệp hữu cơ như: phân bón hữu cơ, phân sinh học, vi sinh, chế phẩm bảo vệ thực vật sinh học, ... Từ đó giúp cho chi phí sản xuất giảm đi, giảm được giá thành sản phẩm để tạo điều kiện về giá cả cho người tiêu dùng.

Ngoài thuế GTGT, một chính sách thuế TNDN phù hợp cũng sẽ thúc đẩy sản xuất phát triển. Cụ thể, nhà nước có thể có chính sách giảm thuế TNDN trong ngắn hạn, hoặc kèm theo điều kiện nào đó, đối với các tổ chức cá nhân chuyên sản xuất sản phẩm Nông nghiệp hữu cơ.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Châu Anh, “Khái niệm nào cho thực phẩm sạch”, 2017.
- [2] Eostreorganic, “Lợi ích sức khỏe của thực phẩm hữu cơ”, 2017.
- [3] Èva Lacarce, “The French organic food market”, 2017.
- [4] Gillian Turnbull, “Report on consumer behaviour in purchasing
- [5] of organic food products in Australia”, 2000.
- [6] Hà Nam Khánh Giao, “Kết quả nghiên cứu yếu tố ảnh hưởng đến quyết định mua rau an toàn của cư dân thành phố Hồ Chí Minh”, 2017.
- [7] Jaakko Nuutila, Pirjo Siiskonen, Helena Kahiluoto, Minna Mikkola, Winfried Schäfer, Carina Tikkanen-Kaukanen, “Research Programme for Organic Food and Farming in Finland 2014-2018”, 2014.

MISSTATEMENTS PREDICTION ON FINANCIAL STATEMENTS THROUGH ANALYZING FINANCIAL RATIOS: AN EMPIRICAL STUDY IN LISTED REAL ESTATE COMPANIES ON THE VIETNAM STOCK MARKET

Authors: Nguyen Thi Mai Duyen (CQ53/21.17), Do Phuong Linh (CQ53/21.15),
Nguyen Huu Hoang, Le Hong Anh, Nguyen Thu Huyen (CQ54/21CL)

ACADEMY OF FINANCE

Science Instructors: Dr. Cu Thu Thuy

Dr. Vu Thi Phuong Lien

ABSTRACT

This research is carried out to predict misstatements on financial statements of listed real estate companies on Vietnam stock market by analyzing financial ratios. The study is based on Positive Accounting theory as well as F-SCORE model. The research data included 54 listed real estate companies on Vietnam stock market during the period from 2010 to 2016. Random Effects Logit model (Logit REM) is used to estimate this model. The results indicate that three variables consisting of changes in receivables (CHREC), changes in inventory (CHINV), the percentage of assets with average liquidity (SOFTASSETS) in F-SCORE model and two additional variables including accounts receivable to total assets (RECTA), gross profit to total assets (GPTA) affect the possibility of misstatements on financial statements. After being eliminated insignificant variables, the model has ability of 64.44% of accuracy prediction relating to the companies with misstatements on financial statements, 65.66% relating to the companies with no misstatements on financial statements and 65.08% relating to the whole sample. Financial statement users (especially investors, auditors and inspectors, etc.) could use the results of the study to predict the possibility of misstatements on the financial statements as well as to define the range of financial ratios in which frauds and errors frequently appear, thus helping define key elements in examination and evaluation.

Key words: Misstatements prediction, F-SCORE, Listed real-estate companies, financial ratios.

1.Introduction

Financial statements are a set of reports providing information about the financial situation as well as the impact of transactions or other events that distort financial position of a company, so it meets the demands of financial statement users in making economic decisions. (IASB, *Conceptual Framework for Financial Reporting*, 2010). The fundamental qualitative characteristics of financial information require relevance and faithful representation. Information is relevant when it is capable of influencing the decisions of users. This influence can occur through the predictive value or the confirmatory value of financial information, or both. Together with relevance, faithful representation is a fundamental qualitative characteristic of useful financial information. Faithful representation requires that financial information faithfully represents the transactions and events that they support to represent.

However, financial information on financial statements does not always meet all the requirements of the qualitative characteristics of Conceptual Framework for Financial Reporting. The terms such as "polished", "inflated", "manipulated" are increasingly familiar to information users and they are hot topics in both global financial markets and Vietnam's financial market. For instance, the world has witnessed the big scandals related to frauds on financial statements such as Health South, Enron, Olympus, Toshiba and WorldCom, etc. In Vietnam, a series of scandals of listed companies have revealed fraud behaviors such as Truong Thanh Furniture Corporation (TTF), Hung Vuong Corporation (HVG), Vietnam Japan Medical Equipment (JVC) and KLF international investment company (KLF), etc. According to statistics on Vietstock, the recent announced profits of many businesses in 2017

"evaporated" or increased several times after audit in comparison with their early reports, causing bad effects to investors. Facing the fact that frauds and accounting tips are increasingly sophisticated, financial statement users (auditors, inspectors, borrowers, lenders, banks, suppliers, etc.) need to be equipped with more tools and techniques which help them to predict and define range of frauds in order to minimize risks, ensure the reliability of information represented on financial statements.

There has been a remarkable return in real estate industry after a long period of stagnation (2009-2013) in recent years. More than 80% of stocks of real estate companies increase value that contributes substantially to the growth of the stock market, reaching 1000 points. The characteristics of the real estate business require large amounts of capital. For new urban development projects and infrastructure projects of industrial zones, investors must have their own investments, accounting for at least 20% of the total investment of the project. For housing projects, investor's capital must not be lower than 15% of the total investment of the project of less than 20 hectare and must not be lower than 20% of the total investment of the project of over 20 hectare. (*Real estate business law, 2014*).

Moreover, listed real estate companies on Ho Chi Minh Stock Exchange must satisfy conditions:

- + A legal capital of at least VND 120 billion;
- + At least two latest years of operation as a joint stock company;
- + At least 5% of the return on equity (ROE);
- + At least two latest years of profitable operation;
- + No overdue debts over one year;
- + No accumulated loss up to the year of listing registration and so on.

Listed real estate companies on Hanoi Stock Exchange must satisfy conditions:

- + A legal capital of at least VND 30 billion,
- + At least one latest year of operation as a joint stock company;
- + At least 5% of the latest annual ROE;
- + No overdue debts over one year;
- + No accumulated loss up to the year of listing and so on

(Source: Decree 58/2012 / Decree - Government, 2012)

However, listed real estate companies in Vietnam often have limited financial capacity, low equity, long-term business cycles and long-term capital returns. As a result, financial information on their financial statements could be represented intentionally unfaithfully by information providers.

This study aims at predicting the probability of misstatement and the applicability of empirical study to listed real estate companies on Vietnamese Stock Market. Literatures include studies using statistical techniques to identify frauds and errors on financial statements such as those of Persons (1995), Beneish (1999), Dechow et al. (2011), Normah Omar et al. (2015), Sri Astui (2015), etc. In Vietnam, there are many studies contributing greatly to identifying and detecting the misstatements on financial statements of Vietnamese enterprises such as researches by T. T. G. Tan et al. (2014), D. N. Hung et al. (2017), T. M. Dung et al. (2017).

Relying on Positive Accounting theory, Fraud Triangle theory and previous researches, the researchers have chosen the topic of misstatement prediction on financial statement by analyzing financial ratios. This study applies the F-SCORE model (*Dechow et al., 2011*) to assess and predict the probability of misstatements on financial statements of listed real estate companies on Vietnamese stock market. Additionally, we expand and develop forecasting models and Logit model to analyze the ability of existing frauds and errors through the sample consisting of 54-listed real estate companies in seven years (between 2010 and 2016).

2.Theoretical framework

Misstatement is a difference between the values, classification, representation or disclosure of an item on a financial statement and its values, classification, representation or

disclosure in accordance with the requirements of Conceptual Framework for Financial Reporting. Misstatements are likely to be caused by frauds or intentional errors. In order to distinguish between frauds and errors, it is necessary to consider causes.

Fraud Triangle theory (Donald R. Cressey, 1953) was published in 1953. Donald R. analyzed frauds in terms of asset misappropriation and corruption through the survey of 200 cases relating to economic crimes. Fraud triangle suggests three factors causing frauds: **Incentive/ Pressure, Opportunity, Rationalization**. Fraud triangle is one of the models used for studying and evaluating the risk of frauds occurring in many different activities, including auditing. It provides a valid framework for many foreign and local studies on embezzlement behaviors such as those of T. T. G. Tan et al. (2014); D.N. Hung et al. (2017); H.T.T. Huyen (2016), Normah Omar et al. (2015); Ines Amara et al. (2013); P. Ravisankar et al. (2010); Sri Astui (2015).

Fraud Scale theory (Albrecht et al., 1980) shows that pressure and opportunity are two of three factors leading to fraud behavior. However, Albrecht used a third factor of personal integrity instead of rationalization. According to Albrecht, the risk of fraud is higher when pressure and opportunity are high, personal integrity is low. In contrast, the risk of fraud is lower when opportunity and pressure are low, personal integrity is high.

Many researchers combined fraud theories with Positive Accounting Theory to explain and predict regular accounting practices in order to find answer to the questions: “Why do the reporters do that?” or “What motivates them to do that?”.

Positive Accounting theory was early studied by Ray Ball and Phillip Brown in "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers" in 1968. Watts & Zimmerman later purified it in the popular book named "Positive Accounting Theory" which was published in 1986.

Positive Accounting theory helps researchers the opportunity to explore and explain things which have never appeared or have been difficultly observed in finance and accounting through the analysis of motives and objectives of managers in the selection of accounting regimes.

Positive Accounting theory bases on empirical studies with data and events that occur in reality to test hypotheses that the researcher observes and poses.

Positive accounting implements statistical or econometric methods for the purpose of hypothesis testing and forecasting.

In the research in 1999, Messod D. Beneish relied on Positive Accounting theory to classify firms, which involved in income adjustment. M-SCORE model has helped auditors and investors identify fraudulent possibility effectively and assess the reliability of accounting profits. Beneish (1999) used samples of 74 companies that manipulate earnings and 2332 companies on COMPUSTAT non-manipulators in the period from 1982 to 1992 with weighted exogenous sample maximum likelihood Probit model.

The result of the study showed the M-SCORE model:

$$M - Score = -4.84 + 0.92DRSI + 0.528GMI + 0.404AQI + 0.892SGI + 0.115DEPI \\ - 0.172SGAI + 4.679TATA - 0.327LVGI$$

M-SCORE of a company exceeding -2.22 indicates signal of behaviors that affected profit (Brickell, 2011, Roxas, 2011).

Base on the research conducted by Beneish (1999) as well as the foundation of Positive Accounting theory, Dechow et al. (2011) developed a database of widely available financial frauds. Main objectives of the study are to promote the study of profit fraud, analyze the financial characteristics of fraudulent companies, and develop a model for predicting misstatements. The results of the study revealed that F-Score can be used as an indicator or a signal of the possibility of frauds. The results obtained three models:

F-SCORE I:

$$MISSTATEMENT = -7.893 + 0.790Rsstacc + 2.518 Chrec + 1.191ChinV \\ + 1.979 Softassets + 0.171Chcs - 0.932Chroa + 1.092Issue + e$$

F-SCORE II:

$$\begin{aligned} \text{MISSTATEMENT} = & -8.252 + 0.665\text{Rsstacc} + 2.457\text{Chrec} + 1.393\text{Chinv} \\ & + 2.011\text{Softassets} + 0.159\text{Chcs} - 1.029\text{Chroa} + 0.983\text{Issue} - 0.150\text{Chaemp} \\ & + 0.419\text{Leasedum} + \varepsilon \end{aligned}$$

F-SCORE III:

$$\begin{aligned} \text{MISSTATEMENT} = & -7.966 + 0.909\text{Rsstacc} + 1.731\text{Chrec} + 1.447\text{Chinv} \\ & + 2.265\text{Softassets} + 0.160\text{Chcs} - 1.455\text{Chroa} + 0.653\text{Issue} - 0.121\text{Chaemp} \\ & + 0.345\text{Leasedum} + 0.082\text{Ret}_t + 0.098\text{Ret}_{t-1} + \varepsilon \end{aligned}$$

The rate of accuracy of F-SCORE I was 65.59%, that of the F-SCORE II was 64.97% and the F-SCORE III had the rate of 62.98%. The researchers then added more variables and formulas to these models in order to improve the possibility of prediction as well as the outcomes of the model.

Some researchers also use financial ratios relating to financial leverage, liquidity, profitability, asset structure, etc., (Persons (1995), Spathis (2002), Spathis et al. (2002), Dalnial et al. (2014), Efstathios Kirkos et al. (2007), etc.). However, these studies have not yet met the needs of every users. Therefore, this study used the F-SCORE model based on the researches of Beneish (1999) and Dechow et al. (2011) as the basis for the model of our research.

3. Research method

Based on *Accounting Positive Theory* with other fraud theories, we choose F-SCORE Model to build and develop a model for listed real estate companies on Vietnam stock market from 2010 to 2016.

Hypothetical construction

Accrual Accounting (RSSTACC)

Early work by Healy et al. (1985), total accrual includes Discretionary Accruals (DA) and Non-Discretionary Accruals (NDA). According to Beneish's research (1997), total accrual accounting divided by total assets is a useful ratio to identify the violation of the firm in Generally Accepted Accounting Principles, which is also the conclusion in Dechow et al.'s research (2011).

$$\text{RSSTACC} = (\Delta WC + \Delta NCO + \Delta FIN) / (\text{Average total assets}).$$

$$\begin{aligned} WC = & (\text{Current Assets} - \text{Cash and Cash Equivalent} - \text{Short-term Investment}) \\ & - (\text{Current Liabilities} - \text{Debt in Current Liabilities}). \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} NCO = & (\text{Total Assets} - \text{Current Assets} - \text{Long-term Investment}) - (\text{Liabilities} \\ & - \text{Debt in Current Liabilities} - \text{Long-term Debt}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} FIN = & (\text{Short-term Investment} + \text{Long-term Investment}) - (\text{Long-term Debt} \\ & + \text{Debt in Current Liabilities} + \text{Preferred Stock}) \end{aligned}$$

Hypothesis: Accrual accounting has a positive relation with misstatements on financial statements.

Change in inventory (CHINV)

The value of inventory is dependent on the business manager's choices through the provisions and the methods of calculating inventories, which then affects costs of goods sold and profits in the period. Some researchers such as Summers and Sweeney (1998), Spathis et al. (2002), Skousen and Wright (2006), Efstathios Kirkos et al. (2007) agreed that fraud is manipulated on inventories, such as inventories that are higher than cost or market value, or incorrect value.

$$\text{CHINV} = \Delta \text{Inventories} / \text{Average Total Assets}$$

Hypothesis: Inventories have a positive relation with misstatement on financial statements.

Change in receivables (CHREC)

Similar to inventories, Accounts Receivable is one of the tools used for financial statement manipulation due to its subjective judgments (Summers and Sweeney, 1998). According to study of D. N. Hung et al. (2017), many companies can fully manipulate the debt age of customers to adjust the provisions to change the profit. Researchers such as Loebbecke et al.

(1989), Persons (1995), Beneish (1999), Wetzel et al. (2001), Dechow et al. (2011), Aghghleh (2016), Dalninal et al. (2014), Tarjo and Nurul Herawati (2015) shared the same idea that the majority of cheating related to accounts receivable and inventory accounts.

$$CHREC = \Delta \text{Accounts Receivable} / \text{Average Total Assets}$$

Hypothesis: The change of Accounts Receivable has a positive effect on misstatement on financial statements.

The percentage of assets with average liquidity (SOFTASSETS)

SOFTASSETS measure the percentage of “soft” assets on the balance sheet (defined as the percentage of assets that are neither cash nor property, plant, and equipment (PP&E)). We predict that the more assets on the balance sheet that are subject to changes in assumptions and forecasts, the greater the manager’s flexibility to manage short-term earnings (e.g., Barton and Simko, 2002; Dechow et al., 2011; D. N. Hung et al., 2017, etc.)

$$SOFTASSETS = (\text{Total Assets} - \text{Property, Plant and Equipment} - \text{Cash and Cash Equivalent}) / (\text{Total Assets})$$

Hypothesis: The percentage of assets with average liquidity has a positive effect on misstatement on financial statements.

Change in cash sales (CHCS)

Change in cash sales is a useful tool to evaluate the efficiency of the firms and identify the financial statement whether there is a fraud or not (Dechow et al., 1996; Beneish, 1999; Dechow, 2011). Enterprises will try to stimulate demand by loosening the policy of selling businesses, such as changes in limits, payment terms, discount rates. These operations will help to increase capital in the short - term period, create a growing illusion of business and will inevitably lead to risks later. (D. N. Hung et al., 2017)

$$CHCS = \text{Sales} - \Delta \text{Accounts Receivable}$$

Hypothesis: The change in sales revenue in cash has a positive effect on misstatements on financial statements.

Change rate of return on assets (CHROA)

Managers appear to prefer to show positive growth in earnings (Dechow et al., 2011). Therefore, the development of ROA will affect the value that they receive and the deliberate behavior of misstatements caused by managers. The research by Summer & Sweeney (1998) show that there was a significant difference in ROA between fraud and no-fraud firms. This conclusion has been proved in Spathis (2002), Efstathios Kirkos et al. (2007), T. T. G. Tan et al. (2014)’s researches.

$$CHROA = \left(\frac{\text{Earnings}_t}{\text{Average Total assets}_t} \right) - \left(\frac{\text{Earnings}_{t-1}}{\text{Average Total Assets}_{t-1}} \right)$$

Hypothesis: The change rate of return on assets has a negative impact on misstatements on financial statements.

Issue additional shares (ISSUE)

A firm "zealously" issued more shares demonstrates that problems of cash flow need to be offset by additional financing. Although the firm has already done well in the pecking order theory, the money is not enough for its operations and has to issue more shares to raise money. According to Dechow et al. (2011), one incentive for misstating earnings is to maintain a high stock price. The managers who misstate their financial statements are particularly concerned with a high stock price.

$$ISSUE = 1 \text{ (if the enterprise issues share in the year)}$$

$$ISSUE = 0 \text{ (if the enterprise does not issue share in the year)}$$

Hypothesis: Issuing additional shares has a positive effect on misstatement on financial statements.

Gross profit to total assets (GPTA)

Gross profit to total assets shows the efficiency when using inputs for manufacturing process. This is one of the most important targets for the investor to evaluate and make decisions. Firms which do not prospect well will have more incentives to manipulate earnings

(Beneish, 1999). And this is accepted by Spathis (2002), Summers and Sweeney (1998), Hawariah Dalniala et al. (2014), Kreudfelt & Wallace (1986)'s researches.

$$GPTA = \frac{Sales - Cost\ of\ goods\ sold}{Total\ Assets}$$

Hypothesis: Gross profit to total assets has a negative impact on misstatement on financial statements.

Accounts receivable to total assets (RECTA)

Accounts receivables are known as "vulnerable" assets with frauds such as the employee appropriates or defalcates. According to Persons (1995), fraud firms having Current assets include inventories and accounts receivable (e.g Feroz, Park & Pastena, 1991; Spathis, 2002; Spathis et al., 2002)

$$RECTA = (Accounts\ Receivable)/(Total\ Assets)$$

Hypothesis: Accounts receivable to total assets has a positive effect on misstatement on financial statements.

3.2. Research Model

Based on the hypothesis and F-SCORE model, we offer some prediction models in misstatement on financial statement.

Model 1:

$$Misstate = \beta_1 + \beta_2 RSSTACC + \beta_3 CHREC + \beta_4 CHINV + \beta_5 SOFTASSETS + \beta_6 CHCS + \beta_7 CHROA + \beta_8 ISSUE + \varepsilon$$

In which:

RSSTACC: Accrual accounting

CHREC: Change in receivables

CHINV: Change in inventories

SOFTASSETS: The percentage of assets with average liquidity

CHCS: Change in cash sales

CHROA: Change rate of return on assets

ISSUE: Issue additional shares

Next, we developed F-SCORE model by adding 2 more elements evaluating the financial stability of the firm: accounts receivable to total assets (RECTA) and gross profit to total assets (GPTA). We chose RECTA and GPTA because of their importance in real estate firms. Thus, we hope RECTA and GPTA will get higher probability of critical misstatement on financial statement for real estate companies listed on Vietnam stock market.

Model 2:

$$Misstate = \beta_1 + \beta_2 RSSTACC + \beta_3 CHREC + \beta_4 CHINV + \beta_5 SOFTASSETS + \beta_6 CHCS + \beta_7 CHROA + \beta_8 ISSUE + \beta_9 RECTA + \beta_{10} GPTA + \varepsilon$$

3.3. Model Estimation Method

Misstatements on financial statements occur when a firm omits the data or is premeditated to make inaccurate financial statements. Dependent variable considered dummy variable (misstatement and no misstatement). We use binary variable to classify financial statements.

Dependent variable described in Table 1:

Table 1: Dependent variable description

Misstate = 1	Misstate = 0
The change in the profit after tax is 5% or more	The change in the profit after tax is under 5%
The firm has misstatement on the financial statements.	The firm has no misstatement on the financial statements.

(Source: By the authors)

The firms having misstatements on financial statement are the enterprises with a change in the profit after tax of 5% or more. The profit after tax, which calculated as follows:

$$Change\ in\ profit\ after\ tax = \left| \frac{Profit\ before\ audit - Profit\ after\ audit}{Profit\ after\ audit} \right| \times 100$$

The model including Misstate bases on explanatory variables. When a firm makes a financial statement, it assumes that a vector of explanatory variables will characterize the firm: $X_i = (X_{2i}, X_{3i}, \dots, X_{ki})$. The investors as well as economic subjects will pay attention to probability of Misstatement, which is calculated:

$$P(\text{Misstate} = 1 | X = X_i)$$

In another word, dependent variable is dummy variable. Today, there are varieties of methods used to estimate such as the linear probability model (LPM), Logit model, Probit model, Tobit model, etc... The research used Logit model because of high applicability. In Logit model (Maddala, 1984), P_i is calculated:

$$P_i = P(\text{Misstate} = 1 | X = X_i) = \frac{1}{1 + e^{-\text{Misstate}_i}} = \frac{e^{\text{Misstate}_i}}{1 + e^{\text{Misstate}_i}} \quad (1)$$

In this model, P_i is not linear model of dependent variable. The equation (1) is called Cumulative distribution function Logit. In this equation, when the values of variables and regression functions are from $-\infty$ to $+\infty$, P_i is from 0 to 1. Since P_i is non-linear with independent variables and parameters, it can not apply directly OLS to estimate. As a result, Logit model is not studied the direct effect of independent variables on dependent variable Misstate but considers the impact of independent variables on probability of Misstatement, which is equal "1" or mathematical expectation of Misstate.

$$\text{Odds ratio (OR): } OR = \frac{P_i}{1 - P_i} = e^{\text{Misstate}_i}$$

OR shows how many times the probability of Misstate = 1 (probability of misstatement) is compared with as the probability of Misstate = 0 (no probability of misstatement).

Transforming the formulas (1):

$$L_i = \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_1 + \beta_2 RSSTACC_i + \beta_3 CHREC_i + \beta_4 CHINV_i + \beta_5 SOFTASSETS_i + \beta_6 CHCS_i + \beta_7 CHROA_i + \beta_8 ISSUE_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

We use (2) to estimate $\ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right)$ (Log - Odds).

Parameters estimated in Logit model are $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_8$ via the method of Maximum Likelihood (ML), database including 378 observations, 54 firms and 7 moments.

We choose Logit model and panel data as the sample is data panel. The regression models with panel data are: Population Averaged (PA), Fixed Effects Model (FEM) and Random Effects Model (REM).

Population Averaged (PA). The Pooled regression model or Population Averaged is a model in which each entity does not depend on the difference between cross - section and time series. The Pooled model can be estimated by Ordinary Least Squares (OLS). However, we choose the Pooled FGLS (PFGLS) instead of the Pooled OLS model in order to reduce the disadvantages of the Pooled OLS model, at the same time it is suitable to combine with Logit model. PFGLS is assumed that the effect of each entity is not correlated with the independent variables.

Fixed Effect Model (FEM). The FEM model assumes that each unit has its Y-axis. In this research, 54 studies samples will have 54 equivalent values. FEM analyses the correlation of the characteristics of each firm with the independent variables through the remainder of each in order to estimate the real effects of the explanatory variable on the dependent variables. The characteristics of each firm may be due to characteristics or policies of management and operation of each firm.

Random Effect Model (REM). In REM, the Y-axis represents the average of all Y-axis, the error ε_i is presented for random error of each Y-axis compared with its average value. It means that the crisis between enterprises are supposed to be random and uncorrelation with independent variables, then error of each subject (uncorrelation with independent variables) is considered as a new explanatory variable.

4. Empirical results

The research uses the STATA14 software to perform parametric estimation and performs the verification required for the construction model.

4.1. Initial collection and processing

The research team has collected the consolidated financial statements after auditing and the unaudited consolidated financial statements or the unaudited fourth quarterly reports of real estate companies listed on HOSE, HNX, UPCOM, OTC, provided by Stoxplus - the leading enterprise in financial information and business information in Vietnam. From the sample we collected, we removed the data samples that were too different and did not have enough information about the audited financial statements or lack of information on the net profit on the unaudited financial statements from 2010 to 2016. The final table used in the study includes 54 real estate companies listed on the Vietnam stock market in the period 2010 - 2016.

The research team classifies data into two groups. Group 1 has *Misstate* = 1 and group 2 has *Misstate* = 0. The total number of observations of group 1 includes 180 companies, ie 180 false financial statements and 198 companies, corresponding to 198 non-violators. From a sample of 54 companies and seven time periods (2010-2016), we conducted the analysis.

Calculate the descriptive statistics parameters of the variables.

The results of statistical analysis described in table 2 show that the percentage of financial firms reporting on real estate market listing in the stock market in Vietnam in 2010-2016 averaged 47.62%. Averaged rate of assets with average liquidity to total assets of enterprises is 90.26%. There are no enterprise with less than 50% shares. Therefore, it shows that the enterprises focus on investment on assets with average liquidity. But over-investment in this type of property will be a waste or perhaps a sign of a delay in the distribution.

Table 2: Results of Descriptive Statistics of Metric Variables

variable	N	mean	sd	min	max	cv
misstate	378	.4761905	.5000947	0	1	1.050199
rsstacc	378	.0518669	.1629187	-.43718	1.54973	3.141089
chrec	378	.038346	.1233	-.33327	1.02659	3.215459
chinv	378	.027625	.1584076	-.72829	.75145	5.734212
softassets	378	.9025766	.0902748	.5085	.99927	.1000189
chcs	378	.1631959	11.49708	-169.887	112.6567	70.44958
chroa	378	-.0089238	.0648403	-.49614	.38981	-7.265967
issue	378	.3677249	.482825	0	1	1.313006
recta	378	.2038403	.145503	.00719	.92605	.7138088
gpta	378	.0553589	.060879	-.14978	.35464	1.099715

(Source: By the authors calculated on STATA 14 software)

Analysis of correlations between variables.

The results of the correlation analysis in Table 3 show that the correlation coefficient between the variables in the model is less than 0.6, so there is no high correlation among the independent variables. The dependent variables were negatively correlated with RSSTACC, CHREC, CHROA, ISSUE, GPTA and positively correlated with CHINV, SOFTASSETS, CHCS, and RECTA. However, this is only a correlation between the factors (explanatory variables) and the probability of misstatements in the financial statements, in order to conclude and give accurate results, it is necessary to conduct a comprehensive and specific verification.

Table 3: The results of the correlation coefficients analysis

	misstate	rsstacc	chrec	chinv	softas-s	chcs	chroa	issue	recta	gpta
misstate	1.0000									
rsstacc	-0.1245	1.0000								
chrec	-0.0696	0.3069	1.0000							
chinv	0.0471	0.0793	-0.0295	1.0000						
softassets	0.1964	0.0394	-0.0502	-0.0163	1.0000					
chcs	0.0110	-0.0042	-0.0091	0.0055	0.0048	1.0000				
chroa	-0.0542	0.0999	0.2000	-0.0758	-0.0554	0.0359	1.0000			
issue	-0.0570	0.3486	0.1277	0.0928	-0.0753	0.0021	0.0043	1.0000		
recta	0.1744	0.1154	0.5345	-0.0895	0.0816	0.0306	0.0668	0.1187	1.0000	
gpta	-0.2009	0.1610	0.2317	0.0005	-0.3367	-0.0183	0.1216	0.1346	0.1143	1.0000

(Source: By the authors calculated on STATA 14 software)

Inspection on the phenomenon of multicollinearity in the model, we tested the variance inflation factor of the independent variables in the model. Table 4 shows that the coefficients of $VIF < 2.0$, the model does not have multicollinearity.

Table 4: The result of the variance inflation factor (VIF)

Variable	VIF	1/VIF
chrec	1.63	0.613791
recta	1.46	0.683509
rsstacc	1.28	0.781970
gpta	1.22	0.820032
issue	1.17	0.853346
softassets	1.17	0.854257
chroa	1.06	0.941572
chinv	1.03	0.971628
chcs	1.00	0.995948
Mean VIF	1.23	

(Source: By the authors calculated on STATA 14 software)

Tests of stationarity of variables.

To avoid spurious regression in the regression model, all variables considered in the model must stationary variables. The Levin- Lin – Chu (LLC, 2002) and Harris-Tzavalis (1999)'s standards are used in research to test the stationary of the variables in the model to the data panel. Test hypothesis:

H_0 : Panels contain unit roots.

H_1 : Panels are stationary.

Test results of both methods with a significance level of 5%, all the data series in the sample were stationary.

4.2. Estimate and test model

The research examines three FEM, REM, Plooled OLS models to find which is the most suitable.

Table 5: The results of Hausman test with model 3

	Coefficients			
	(b) fe3	(B) re3	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
chrec	-3.185603	-3.724255	.5386526	.4959429
chinv	2.164335	1.915532	.2488024	.247006
softassets	5.020873	4.422375	.5984979	1.359905
recta	3.207688	4.522132	-1.314445	.8747131
gpta	-9.32305	-8.443374	-.8796763	1.659493

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

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 6.83
 Prob>chi2 = 0.2337
 (V_b-V_B is not positive definite)

(Source: By the authors calculated on STATA 14 software)

We used the Hausman test for to evaluate the suitability between FEM and REM. The Hausman test P-value estimation result of model 1, model 2, model 3 is 0.9455; 0.6533 and 0.2337 respectively are significantly higher than the 5% significance level, therefore the REM model is more appropriate than the FEM model.

The Breusch-Pagan test was used to select between REM and Pooled OLS models. The Breusch- Pagan’s p-value regression results of 3 models are zero, so the REM model is appropriate.

From the test results, we estimated the model on a sample of real estate companies listed on the Vietnamese stock market in the period 2010-2016 using the Logit REM model.

Results of the F-SCORE model estimation with the REM Logit model had a p-value = 0.0057 which was significantly smaller than the 5% significance level, so the F-SCORE model was statistically significant with the sample. In Table 6, the results of F-SCORE regression using all three models: Logit FEM, Logit REM, Logit PA have two statistically significant variables. In particular, CHINV is statistically significant at 5% for all three models; SOFTASSETS are significant at 1% with the logit model REM, logit PA and 5% with the logit model FEM.

The regression with expanded F-SCORE model by the Logit REM model bring the evaluating result with the p-value of the model is 0.0002, therefore the model is consistent. Table 7 shows that of 3 of the 7 variables of the F-SCORE model were significant at 5%, the mean GPTA at 5% was estimated using the Logit FEM and Logit PA models and 1% Logit REM model; RECTA is significant at 1% when estimated by Logit model or Logit PA. The final result, there are 5 variables CHREC, CHINV, SOFTASSETS, RECTA, GPTA affect the possibility of misstatements on the financial statements of enterprises.

In the expanded F-SCORE model, there were no statistically significant RSSTACC, CHCS, CHROA, ISSUE variables that we excluded from the model and continued estimation using the Logit REM model.

Model 3:

$$\ln[P(\text{Misstate} = 1)/(1 - P(\text{Misstate} = 1))] = \beta_1 + \beta_2\text{CHREC} + \beta_3\text{CHINV} + \beta_4\text{SOFTASSETS} + \beta_5\text{RECTA} + \beta_6\text{GPTA} + \varepsilon$$

Regression results obtained model:

$$\ln[P(\text{Misstate} = 1)/(1 - P(\text{Misstate} = 1))] = -4.511 - 3.724\text{CHREC} + 1.916\text{CHINV} + 4.422\text{SOFTASSETS} + 4.522\text{RECTA} - 8.443\text{GPTA} + \varepsilon$$

Table 6: Regression result for model 1

Estimated Results

	(1) Logit FEM	(2) Logit REM	(3) Logit PA
main			
rsstacc	-1.284 (1.063)	-1.734 (1.060)	-1.296 (0.757)
chrec	-1.436 (1.122)	-1.198 (1.144)	-0.950 (0.864)
chinv	1.855* (0.867)	1.695* (0.857)	1.220* (0.618)
softassets	5.688* (2.371)	6.220** (1.991)	4.651** (1.447)
chcs	0.000748 (0.0122)	0.00143 (0.0112)	0.00101 (0.00761)
chroa	-1.572 (2.253)	-0.931 (2.030)	-0.515 (1.488)
0.issue	0 (.)	0 (.)	0 (.)
1.issue	-0.531 (0.364)	-0.322 (0.334)	-0.240 (0.236)
_cons		-5.575** (1.830)	-4.158** (1.336)
lnsig2u			
_cons		0.757* (0.337)	
N	329	378	378

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

(Source: By the authors calculated on STATA 14 software)

The results of Table 8 bring the $P - value = 0$, the model of 5 variables are statistically significant in the forecast misstatement on the financial statements for real estate companies listed on the stock market of Vietnam. In particular, assets with average liquidity on total assets (SOFTASSETS), changes in inventory (CHINV) is statistically significant at 5%; The changes in receivables (CHREC), receivables to total assets (RECTA), gross profit to total assets (GPTA) is significant at 1%. The results show that CHINV, SOFTASSETS, RECTA have positive impact and CHREC, GPTA has negative impacts on the probability of misstatements on the financial statements.

The results in table 9 show that F-SCORE model can predict misstatements on financial statement for listed real estate companies in Vietnam, the model can classify precisely 60.85% for the whole sample. After adding some factors to the model to evaluate the firm's financial stability (RECTA, GPTA), the extension model's ability to classify precisely is 66.93%, the rate of error in type I and II is 32.83% and 33.33% respectively. After eliminating all insignificant variables, the model has ability of 64.44% of accuracy prediction relating to the companies with misstatements on financial statements, 65.66% relating to the companies with no misstatements on financial statements and 65.08% relating to the whole sample. With five-variable model, error violation for type I & II is 34.34% & 35.56% respectively.

Table 7: Regression result for model 2

Estimated Results

	(1) Logit FEM	(2) Logit REM	(3) Logit PA
main			
rsstacc	-0.964 (1.103)	-1.225 (1.072)	-0.860 (0.776)
chrec	-3.077* (1.554)	-3.440* (1.469)	-2.560* (1.104)
chinv	2.339* (0.921)	2.133* (0.884)	1.583* (0.674)
softassets	5.054* (2.465)	4.678* (2.041)	3.621* (1.538)
chcs	-0.000336 (0.0133)	-0.000562 (0.0122)	-0.000543 (0.00834)
chroa	0.443 (2.472)	0.406 (2.077)	0.315 (1.612)
0.issue	0 (.)	0 (.)	0 (.)
1.issue	-0.554 (0.373)	-0.390 (0.338)	-0.308 (0.247)
recta	3.291 (1.718)	4.619** (1.463)	3.503** (1.116)
gpta	-8.510* (3.472)	-7.764** (3.011)	-5.875* (2.299)
_cons		-4.617* (1.899)	-3.568* (1.445)
lnsig2u			
_cons		0.621 (0.357)	
N	329	378	378

Standard errors in parentheses

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

(Source: By the authors calculated on STATA 14 software)

Discussion

The research shows that the F-SCORE model can apply to the listed real estate companies on Vietnam stock market. Among 7 variables in F-SCORE model, there are 2 variables CHINV and SOFTASSETS that affect the probability of misstatement on financial statement, in which SOFTASSETS has the same result with D. N. Hung et al. (2017)'s research.

The results of extension model including RECTA and GPTA show that there are 5 variables (CHINV, CHREC, SOFTASSETS, RECTA, GPTA) have impacts on misstatements on financial statement. The results of the five-variable model after being eliminated all the insignificant variables and being estimated by Logit REM model, all variables had correlation with misstatements and statistically significant at 1% and 5% in which 4 variables have the desirable correlation. While the results of the five-variable model of misstatement firms on financial statement is 64.44% and 65.66% for non-misstatement firms and for whole samples is 65.08%. The research is just a perspective on misstatement on financial statement in the

sample consist of 54 listed real estate companies on Vietnam stock market from 2010-2016. Therefore, financial statement's users should use M-SCORE, Z-SCORE models or other forecasting tools to evaluate and have a bird's eye view of misstatements on financial statements.

Table 8: Regression result for model 3 with Logit REM model

```

Random-effects logistic regression      Number of obs   =      378
Group variable: id                    Number of groups =       54

Random effects u_i ~ Gaussian          Obs per group:
                                         min =          7
                                         avg =         7.0
                                         max =          7

Integration method: mvaghermite        Integration pts. =      12

Wald chi2(5) =      29.05
Log likelihood = -218.21739            Prob > chi2     =      0.0000

```

misstate	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
chrec	-3.724255	1.406195	-2.65	0.008	-6.480348	-.9681632
chinv	1.915532	.8633158	2.22	0.026	.2234645	3.6076
softassets	4.422375	2.006476	2.20	0.028	.4897537	8.354997
recta	4.522132	1.426438	3.17	0.002	1.726366	7.317899
gpta	-8.443374	2.933831	-2.88	0.004	-14.19358	-2.693171
_cons	-4.511103	1.869201	-2.41	0.016	-8.17467	-.8475373
/lnsig2u	.5770165	.3568775			-.1224506	1.276484
sigma_u	1.334435	.238115			.9406113	1.893149
rho	.3511858	.0813161			.2119355	.5213959

LR test of rho=0: chibar2(01) = 38.76 Prob >= chibar2 = 0.000

(Source: By the authors calculated on STATA 14 software)

4.3. Analyse the results

Table 9: Forecast results of models

Classified	Model 1			Model 2			Model 3		
	1	0	Total	1	0	Total	1	0	Total
1	104	76	180	120	60	180	116	64	180
0	72	126	198	65	133	198	68	130	198
Total	176	202	378	185	193	378	184	194	378
Sensitivity	57.78%			66.67%			64.44%		
Specificity	63.64%			67.17%			65.66%		
Rate of type I error	36.36%			32.83%			34.34%		
Rate of type II error	42.22%			33.33%			35.56%		
Correct classification	60.85%			66.93%			65.08%		

(Source: By the authors calculated)

5. Recommendations & Suggestions

As mentioned above, in these days and age, misstatements are increasingly sophisticated and harder to identify and control, financial statement users should be equipped with forecasting tools to predict misstatements in order to help them to be more cautious when making economic decisions. Furthermore, auditors, inspectors and investigators, etc. can use this tool to detect key elements, targets or items on financial statements that are predicted likely to have frauds or errors. In this case, it helps to determine the range of misstatement, improve the efficiency and quality of auditing engagement, checking and controlling the financial information represented on financial statements. Analyzing the results indicates that 47.62% of the cases were found committed misstatements on financial statement. In reality,

many misstatements are hidden and hard to detect but auditors, investors and users of financial information can determine the sign of misstatements by using Positive Accounting Theory and our research model. The results show that the application of our research model to real estate listed companies on Vietnam stock market can classify successfully 65.08% for all study samples. In order to use the models efficiently as well as to increase the predictability of misstatements on financial statement for the samples, the following recommendations were made:

- For auditors and inspector when conducting audits or investigations of listed companies on financial statement, they should focus on examining areas such as the ratio of accounts receivable to total assets (RECTA), gross profit to total assets (GPTA), the percentage of assets with average liquidity (SOFTASSETS) of the enterprise. At the same time, they should also focus on Change in inventory (CHINV) and Change in cash sales (CHCS) and compare them with previous years or with those of other enterprises in the same industry. The comparison indicators between peers in the same industry will show signs of financial instability or the deterioration in competitiveness among firms in the same industry when there are abnormal variation of indicators.

- For the managers and shareholders, they should pay more attention to the accounting policies related to preparation and representation of financial information on financial statements, carry out supervision in accounting work, the recording of revenue and costs of goods sold in the period, re-evaluate the receivables, inventories and assets with average liquidity in the enterprise.

- For investors, institutions, prior to making economic decisions, they should not rely solely on auditor's opinion in the audit report but also use forecasting tools such as F-SCORE model to re-evaluate the reliability of the information represented in financial statement because in fact, companies can compromise with audit firms to obtain a perfect Financial Statement for fraudulent purposes. In addition, investors and credit institutions should raise their knowledge and ability to evaluate the financial situation of the enterprise in order to understand the meaning behind figures on financial statements, at the same time study about brand, reputation of owners and business managers.

- For state agencies (tax, inspect, state audit, ...) and associations (VACPA, VAA, VTCA, etc.), it is necessary to improve and enhance the capacity of management, supervise the market, examine the state inspector's ability, improve ability to detect and handle cases of misstatement. As well as control information disclosed by listed real estate companies and have punishments for irresponsible acts or companies that violate information disclosure on financial statement.

Although the research model provides effective evidences for the application of F-SCORE model as well as Positive Accounting theory in forecasting misstatements on financial statement for listed real estate Vietnamese companies in the stock market, but our research still have some limitations. Firstly, the size of our sample consists of 54 companies with 378 observations in the block of 7 years from 2010-2016 is not large enough to make conclusion to all listed real estate companies in Vietnamese stock market and we are not able to develop a Logistic indicator for firms in this industry. Therefore, further studies should expand the sample research for quarterly financial statement in this sector. Secondly, our research has just stopped at research for real estate companies but not for all businesses in other areas. Consequently, following studies can extend the research for other industries and for unlisted companies.

6. Conclusions

With the sample of 54 listed real estate firms on Vietnam stock market from 2010 to 2016, this research shows that misstatements have correlation with 5 factors: accounts receivable to total assets, changes in inventory, changes in cash sales, gross profit to total assets and the percentage of assets with average liquidity. The research also confirms that the five-variable model, it can classify precisely 64.44% for misstatement companies and 65.66% for non-

misstatement firms and 65.08% for the whole sample. It is possible to apply the research model to detect misstatements on financial statement for listed real estate Vietnamese companies in stock market.

To complete the research, we profoundly thank Dr. Cu Thu Thuy and Dr. Vu Thi Phuong Lien (Academy of Finance) for all their inspiration, trust and guidance. We are grateful to have them as our instructors in this incredible journey. Due to limited knowledge and data sources, shortcomings are inevitable. Our team would like to receive contributions from scientists, teachers and friends to the research for further improvements.

Thank you very much!

DỰ BÁO SAI PHẠM TRÊN BÁO CÁO TÀI CHÍNH THÔNG QUA PHÂN TÍCH CÁC TỶ SUẤT TÀI CHÍNH: NGHIÊN CỨU ĐIỂN HÌNH TẠI CÁC CÔNG TY BẤT ĐỘNG SẢN NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

SV: Nguyễn Thị Mai Duyên (CQ53/21.17), Đỗ Phương Linh (CQ53/21.15), Nguyễn Hữu Hoàng, Lê Hồng Anh, Nguyễn Thu Huyền (CQ54/21CL)

Học viện Tài chính

GVHD: TS. Cù Thu Thủy, TS. Vũ Thị Phương Liên

TÓM TẮT

Đề tài được thực hiện nhằm dự báo sai phạm trên báo cáo tài chính (BCTC) của các công ty bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam thông qua việc phân tích các tỷ suất tài chính. Dựa trên lý thuyết kế toán thực chứng cũng như mô hình F-SCORE, chúng tôi xây dựng mô hình dự báo sai phạm trên BCTC cho 54 công ty bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2010-2016. Sử dụng mô hình Logit tác động ngẫu nhiên (Logit REM) để ước lượng mô hình, kết quả ước lượng chỉ ra có 3 biến bao gồm: Chênh lệch các khoản phải thu (CHREC), Chênh lệch hàng tồn kho (CHINV), Tài sản có tính thanh khoản trung bình (SOFTASSETS) trong mô hình F-SCORE và 2 biến bổ sung gồm Nợ phải thu trên Tổng tài sản (RECTA), Lãi gộp trên Tổng tài sản (GPTA) có tác động tới khả năng sai phạm trên BCTC. Mô hình sau khi loại bỏ các biến không có ý nghĩa có khả năng dự báo chính xác 64.44% cho các công ty có sai phạm trên BCTC, 65.66% cho các công ty không có sai phạm trên BCTC và 65.08% cho toàn mẫu nghiên cứu. Người sử dụng thông tin trên BCTC (đặc biệt là các kiểm toán viên, kiểm tra viên và thanh tra viên...) có thể dựa vào kết quả của nghiên cứu để dự báo khả năng xảy ra sai phạm trên BCTC của đơn vị, cũng như khoanh vùng những chỉ tiêu tài chính có khả năng xảy ra sai phạm trên BCTC, giúp xác định trọng tâm kiểm tra, kiểm soát, tăng cường khả năng tìm ra các gian lận, sai sót trong BCTC.

Từ khóa: Dự báo sai phạm, F-SCORE, tỷ suất tài chính, Công ty Bất động sản niêm yết.

1. Mở đầu

Báo cáo tài chính (BCTC) là một bộ các báo cáo cung cấp thông tin về tình hình tài chính cũng như ảnh hưởng của các giao dịch, sự kiện khác làm thay đổi tình hình tài chính của một đơn vị, đáp ứng nhu cầu của người sử dụng thông tin trong việc đưa ra các quyết định kinh tế. (IASB, *Khuôn mẫu lý thuyết cho BCTC, 2010*). Đặc điểm định tính cơ bản mà các thông tin tài chính cần phải đạt được khi trình bày trên BCTC theo yêu cầu của khuôn mẫu lý thuyết là nguyên tắc trình bày trung thực, tức là thông tin tài chính phải trình bày trung thực các giao dịch, sự kiện theo quy định nhằm cung cấp các thông tin hữu ích các bên có nhu cầu sử dụng thông tin tài chính trong việc ra quyết định kinh tế tương ứng.

Tuy nhiên, không phải lúc nào thông tin tài chính trong BCTC cũng thỏa mãn được yêu cầu về khuôn mẫu lý thuyết cũng như quy định của chuẩn mực chung về trình bày trung thực. Thuật ngữ “đánh bóng”, “thối phồng”, “thao túng” BCTC là đã ngày càng trở nên quen thuộc với người sử dụng thông tin và là chủ đề được quan tâm hàng đầu trên thị trường tài chính thế giới nói chung cũng như Việt Nam thị trường tài chính Việt Nam nói riêng. Điển hình phải kể đến các vụ bê bối lớn trên thế giới của WorldCom, Health South, Enron, Olympus hay Toshiba.... Hay hàng loạt vụ bê bối tại các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán của Việt Nam bị phanh phui về hành vi gian lận BCTC như: công ty cổ phần (CTCP) Tập đoàn Kỹ nghệ gỗ Trường Thành (TTF), CTCP Hùng Vương (HVG), CTCP thiết bị y tế Việt Nhật (JVC), CTCP Liên doanh Đầu tư Quốc tế KLF (KLF)... Hoặc theo số liệu thống kê trên Vietstock, lợi nhuận năm 2017 mới được công bố gần đây của nhiều doanh nghiệp “bốc hơi” mạnh hay tăng lên nhiều lần sau kiểm toán so với số báo cáo lần đầu... gây thiệt hại đáng kể cho các nhà đầu tư. Trước những gian lận, thủ thuật kế toán ngày càng tinh vi, khó kiểm soát, người sử dụng thông tin trên BCTC (kiểm toán viên, kiểm tra viên, thanh tra viên, chuyên

viên thuộc các cơ quan chức năng của nhà nước, các nhà đầu tư, người đi vay, người cho vay, ngân hàng, nhà cung cấp...) cần phải được trang bị thêm nhiều công cụ, kỹ thuật giúp dự báo khả năng xảy ra sai phạm, khoanh vùng gian lận, giảm thiểu rủi ro, đảm bảo tin cậy của thông tin trình bày trên BCTC.

Ngành kinh doanh bất động sản trong những năm qua đã đánh dấu sự trở lại mạnh mẽ sau một thời gian dài đình trệ (2009-2013) bằng việc hơn 80% mã cổ phiếu của các công ty bất động sản tăng giá, góp phần không nhỏ vào đà tăng trưởng chung của thị trường chứng khoán khi trở lại đạt mốc 1000 điểm. Đặc điểm của loại hình kinh doanh bất động sản là lượng vốn kinh doanh đòi hỏi cho hoạt động kinh doanh rất lớn lớn, với các dự án khu đô thị mới và dự án hạ tầng kỹ thuật khu công nghiệp thì chủ đầu tư dự án phải có vốn đầu tư thuộc sở hữu của mình không thấp hơn 20% tổng mức đầu tư của dự án. Đối với dự án khu nhà ở thì không thấp hơn 15% tổng mức đầu tư của dự án có quy mô sử dụng đất dưới 20 ha và không thấp hơn 20% tổng mức đầu tư của dự án có quy mô sử dụng đất từ 20 ha trở lên đã được phê duyệt. (*Luật kinh doanh bất động sản, 2014*). Đồng thời, các công ty bất động sản nếu niêm yết tại SGDCK TPHCM phải có vốn pháp định ít nhất là 120 tỷ đồng, có ít nhất 02 năm hoạt động dưới hình thức công ty cổ phần tính đến thời điểm đăng ký niêm yết; tỷ lệ lợi nhuận sau thuế trên vốn chủ sở hữu (ROE) năm gần nhất tối thiểu là 5% và hoạt động kinh doanh của hai năm liền trước năm đăng ký niêm yết phải có lãi; không có các khoản nợ phải trả quá hạn trên 01 năm; không có lỗ lũy kế tính đến năm đăng ký niêm yết và một số điều kiện khác; các công ty niêm yết tại SGDCK Hà Nội phải có vốn pháp định ít nhất là 30 tỷ đồng, có ít nhất 01 năm hoạt động dưới hình thức công ty cổ phần tính đến thời điểm đăng ký niêm yết; tỷ lệ lợi nhuận sau thuế trên vốn chủ sở hữu (ROE) năm gần nhất tối thiểu là 5%; không có các khoản nợ phải trả quá hạn trên 01 năm; không có lỗ lũy kế tính đến năm đăng ký niêm yết và một số điều kiện khác. (*Nghị định số 58/2012/NĐ-CP, 2012*). Tuy nhiên, các công ty bất động sản niêm yết của Việt Nam thường có năng lực tài chính hạn chế, nguồn vốn chủ sở hữu không cao trong khi chu kỳ kinh doanh kéo dài, lâu thu hồi vốn, điều này có thể dẫn đến thông tin tài chính trên BCTC của các công ty bất động sản niêm yết có nguy cơ cao bị trình bày không trung thực, hợp lý nhằm đạt được mục đích nhất định của người cung cấp thông tin.

Mục tiêu của bài nghiên cứu nhằm dự báo khả năng sai phạm và khả năng ứng dụng các nghiên cứu thực nghiệm về sai phạm trên BCTC vào các công ty bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Liên qua các công trình nghiên cứu định lượng nhằm phát hiện các sai phạm trên BCTC, đã có nhiều nghiên cứu được thực hiện bởi các nhà nghiên cứu như: Persons (1995); Beneish (1999); Dechow và cộng sự (2011), Normah Omar và cộng sự (2015); Sri Astui (2015)... Tại Việt Nam, đã có một số đề tài đóng góp rất lớn trong việc phát hiện và nhận diện sai phạm trên BCTC cho các doanh nghiệp Việt Nam như nghiên cứu của T. T. G. Tân và cộng sự (2014), Đ. N. Hùng và cộng sự (2017), T. M. Dũng và cộng sự (2017)...

Trên nền tảng lý thuyết kế toán thực chứng và lý thuyết tam giác gian lận đồng thời kế thừa và phát huy các bài nghiên cứu trước, chúng tôi đã lựa chọn đề tài dự báo sai phạm trên BCTC thông qua phân tích các tỷ suất tài chính. Bài nghiên cứu dựa trên mô hình F-SCORE (Dechow và cộng sự, 2011) nhằm đánh giá và dự báo khả năng sai phạm trên BCTC của các công ty bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Từ đó, mở rộng và phát triển các mô hình dự báo đồng thời sử dụng mô hình Logit tác động ngẫu nhiên tiến hành phân tích khả năng sai phạm trên bảng dữ liệu gồm 54 công ty Bất động sản niêm yết trong 7 năm (từ năm 2010 đến năm 2016).

2. Cơ sở lý thuyết

Sai phạm: Là sự khác biệt giữa giá trị, cách phân loại, trình bày hoặc thuyết minh của một khoản mục trên báo cáo tài chính với giá trị, cách phân loại, trình bày hoặc thuyết minh của khoản mục đó theo khuôn khổ về lập và trình bày BCTC được áp dụng. Sai phạm có thể phát sinh do nhầm lẫn hoặc gian lận. Để phân biệt giữa gian lận và nhầm lẫn, cần phải xem xét xem hành vi dẫn đến sai phạm trong BCTC là cố ý hay không cố ý.

Lý thuyết Tam giác gian lận (Fraud Triangle, Donald R. Cressey, 1953) là kết quả từ công trình nghiên cứu của Donald R. Cressey trong việc tập trung phân tích gian lận dưới góc độ tham ô và biển thủ thông qua khảo sát khoảng 200 trường hợp tội phạm kinh tế, được công bố vào năm 1953. Tam giác gian lận trình bày về các nhân tố dẫn đến các hành vi gian lận, bao gồm: **động cơ, cơ hội và thái độ**. Tam giác gian lận đã trở thành một trong những mô hình dùng cho việc nghiên cứu, đánh giá rủi ro có gian lận phát sinh trong nhiều nghề nghiệp khác nhau, trong đó có kiểm toán. Đây là nền tảng nghiên cứu về hành vi gian lận của các tác giả trong và ngoài nước như T. T. G. Tân và cộng sự (2014); Đ.N. Hùng và cộng sự (2017); H.T.T. Huyền (2016), Normah Omar và cộng sự (2015); Ines Amara và cộng sự (2013); P. Ravisankar và cộng sự (2010); Sri Astui (2015).

Lý thuyết Bàn cân gian lận (Fraud scale, Albrecht và cộng sự, 1980). Dựa trên nghiên cứu của Cressey, Albrecht cũng cho rằng áp lực và cơ hội là hai trong ba yếu tố tác động tới hành vi gian lận. Bên cạnh đó, Albrecht đã thay thế biến thái độ thành biến tính trung thực cá nhân. Theo Albrecht, rủi ro xảy ra gian lận cao hơn khi xuất hiện áp lực và cơ hội cao đồng thời tính trung thực của cá nhân thấp. Ngược lại khi áp lực thấp, cơ hội thấp và tính trung thực cá nhân cao thì rủi ro xảy ra gian lận thấp hơn.

Ngoài việc nghiên cứu dựa trên các lý thuyết về gian lận nói chung, việc đi sâu vào giải thích và dự báo các hoạt động kế toán diễn ra hàng ngày trong thực tế và để trả lời các câu hỏi “Cái gì đang diễn ra hàng ngày, Tại sao người lập BCTC lại làm như vậy, động lực nào để họ làm như vậy?”, nhiều nhà nghiên cứu đã kết hợp với lý thuyết Kế toán thực chứng để giải quyết vấn đề trên. **Lý thuyết Kế toán thực chứng** được đặt nền móng bởi hai tác giả Ray Ball và Phillip Brown với công trình nghiên cứu được coi là kinh điển năm 1968 “An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers”, sau đó được tiếp tục phát triển bởi Watts & Zimmerman trong cuốn sách nổi tiếng “Positive Accounting Theory” được xuất bản vào năm 1986. Thay vì các quy định cần phải thực hiện trong kế toán chuẩn tắc, lý thuyết Kế toán thực chứng cho chúng ta cơ hội khám phá và giải thích những sự vật hiện tượng chưa từng xuất hiện hoặc đã xuất hiện nhưng khó có thể quan sát thấy trong tài chính và kế toán thông qua việc phân tích động cơ và mục tiêu của các nhà quản lý trong việc lựa chọn các chế độ kế toán khác nhau. Lý thuyết Kế toán thực chứng dựa trên các nghiên cứu thực nghiệm với dữ liệu và các sự kiện xảy ra trong thực tế để kiểm chứng các giả thuyết mà nhà nghiên cứu quan sát và đặt ra. Kế toán thực chứng thường áp dụng các phương pháp thống kê hay kinh tế lượng để phục vụ cho việc kiểm chứng giả thuyết và dự báo.

Trong nghiên cứu của **Messod D. Beneish (1999)**, tác giả dựa trên lý thuyết Kế toán thực chứng để phân loại các doanh nghiệp tham gia điều chỉnh thu nhập. Mô hình M-SCORE đã giúp các KTV, các nhà đầu tư nhận diện một cách có hiệu quả về khả năng gian lận và đánh giá độ tin cậy của các khoản lợi nhuận kế toán. Với mẫu số liệu bao gồm 74 doanh nghiệp có điều chỉnh thu nhập và 2332 công ty trên COMPUSTAT trong giai đoạn 1982-1992, Beneish (1999) đã sử dụng phương pháp probit WESML (weighted exogenous sample maximum likelihood) để ước lượng mô hình.

Kết quả của nghiên cứu đã chỉ ra được mô hình M-SCORE:

$$M - Score = -4.84 + 0.92DRSI + 0.528GMI + 0.404AQI + 0.892SGI + 0.115DEPI - 0.172SGAI + 4.679TATA - 0.327LVGI$$

Một điểm số M-SCORE lớn hơn -2,22 là một dấu hiệu chỉ ra xác suất mạnh mẽ các công ty có các hành vi thao túng lợi nhuận và gian lận BCTC tiềm ẩn (Brickell, 2011 ; Roxas, 2011).

Trên cơ sở nghiên cứu của Beneish (1999) cũng như nền tảng của lý thuyết Kế toán thực chứng, **Dechow và cộng sự (2011)**, đã phát triển một cơ sở dữ liệu tổng quát về gian lận tài chính nhằm cung cấp rộng rãi và thúc đẩy việc nghiên cứu về gian lận lợi nhuận, phân tích các đặc điểm tài chính của các công ty có gian lận từ đó phát triển một mô hình để dự đoán sai phạm là hai mục tiêu chính của bài nghiên cứu. Kết quả nghiên cứu thu được một xác suất (F-Score) có thể sử dụng như một chỉ báo hay dấu hiệu về khả năng gian lận hoặc quản lý lợi nhuận. Kết quả thu được ba mô hình:

Mô hình 1 :

$$MISSTATEMENT = -7.893 + 0.790Rsstacc + 2.518 Chrec + 1.191Chinv + 1.979 Softassets + 0.171Chcs - 0.932Chroa + 1.092Issue + e$$

Mô hình 2:

$$MISSTATEMENT = -8.252 + 0.665Rsstacc + 2.457Chrec + 1.393Chinv + 2.011Softassets + 0.159Chcs - 1.029Chroa + 0.983Issue - 0.150Chaemp + 0.419Leasedum + \varepsilon$$

Mô hình 3:

$$MISSTATEMENT = -7.966 + 0.909Rsstacc + 1.731Chrec + 1.447Chinv + 2.265Softassets + 0.160Chcs - 1.455Chroa + 0.653Issue - 0.121Chaemp + 0.345Leasedum + 0.082Ret_t + 0.098Ret_{t-1} + \varepsilon$$

Tỷ lệ phân loại chính xác các công ty có sai phạm trên BCTC của mô hình F-score I là 65.59%, mô hình F-score II là 64.97% 2 và mô hình F-score III là 62.98%. Sau đó, các tác giả tiếp tục nghiên cứu thêm về các nhóm biến và công thức tính các biến này để nâng cao hơn nữa khả năng dự báo và kết quả dự đoán của mô hình đang ngày càng được cải thiện.

Ngoài các nghiên cứu trên một số tác giả cũng sử dụng các tỷ suất tài chính đại diện cho các nhóm bao gồm đòn bẩy tài chính, tính thanh khoản, lợi nhuận, cơ cấu tài sản, quy mô,... như nghiên cứu của Persons (1995); Spathis (2002); Spathis và cộng sự (2002); Dalnial và cộng sự (2014); Efstathios Kirkos và cộng sự (2007);... Các bài nghiên cứu này đáp ứng nhu cầu cho một hoặc một số đối tượng nhất định, chưa giải quyết được nhu cầu cho hầu hết các đối tượng sử dụng thông tin trên BCTC. Cùng với mục tiêu nghiên cứu của Beneish (1999) và Dechow và cộng sự (2011), chúng tôi lựa chọn mô hình F-SCORE làm nền tảng phát triển mô hình cho bài nghiên cứu, hướng đến giải quyết nhu cầu cho tất cả các đối tượng sử dụng thông tin trên BCTC.

3. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên lý thuyết Kế toán thực chứng kết hợp với các lý thuyết gian lận, nhóm nghiên cứu lựa chọn mô hình F-SCORE để phát triển và xây dựng mô hình cho mẫu nghiên cứu các doanh nghiệp bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2010-2016.

3.1. Xây dựng giả thuyết

Kế toán dồn tích (RSSTACC)

Theo Healy và cộng sự (1985), tổng dồn tích bao gồm cả các khoản dồn tích có thể điều chỉnh được (Discretionary Accruals –DA) và các khoản dồn tích không thể điều chỉnh được (Non-Discretionary Accruals –NDA). Theo kết quả nghiên cứu của Beneish (1997) chứng minh rằng tổng kế toán dồn tích chia cho tổng tài sản rất hữu ích trong việc xác định các doanh nghiệp vi phạm nguyên tắc kế toán chung (GAAP), đây cũng là kết luận trong nghiên cứu của Dechow và cộng sự (2011).

$$RSSTACC = (\Delta WC + \Delta NCO + \Delta FIN) / (\text{Tổng tài sản bình quân}).$$

$$WC = (\text{Tài sản ngắn hạn} - \text{Tiền và các khoản tương đương tiền} - \text{Đầu tư ngắn hạn}) - (\text{Nợ ngắn hạn} - \text{Vay ngắn hạn}).$$

$$NCO = (\text{Tổng tài sản} - \text{Tài sản ngắn hạn} - \text{Đầu tư dài hạn}) - (\text{Nợ phải trả} - \text{Nợ ngắn hạn} - \text{Vay dài hạn}).$$

$$FIN = (\text{Đầu tư ngắn hạn} + \text{Đầu tư dài hạn}) - (\text{Vay ngắn hạn} + \text{Vay dài hạn} + \text{Cổ phiếu ưu đãi}).$$

Giả thuyết: Kế toán dồn tích có mối tương quan dương với sai phạm trên BCTC.

Chênh lệch hàng tồn kho (CHINV)

Việc ghi nhận giá trị hàng tồn kho phụ thuộc vào sự lựa chọn của nhà quản lý doanh nghiệp thông qua việc trích lập các khoản dự phòng và các phương pháp tính giá hàng tồn kho, từ đó ảnh hưởng tới giá vốn hàng bán và lợi nhuận trong kỳ. Các nghiên cứu của Summers và Sweeney (1998), Spathis và cộng sự (2002), Skousen và Wright (2006), Efstathios Kirkos và cộng sự (2007) đều đồng ý rằng việc gian lận có thể được thực hiện bằng

cách ghi nhận giá trị hàng tồn kho cao hơn giá trị thuần có thể thực hiện được hoặc ghi nhận không chính xác.

$$CHINV = \Delta \text{Hàng tồn kho} / \text{Tổng tài sản bình quân}$$

Giả thuyết: Hàng tồn kho thay đổi tác động tích cực tới sai phạm trên BCTC.

Chênh lệch nợ phải thu (CHREC)

Tương tự Hàng tồn kho, Nợ phải thu khó đòi là một trong số các công cụ giúp cho việc thao túng gian lận trên BCTC do bản chất chủ quan của chúng (Summers và Sweeney, 1998). Theo Đ. N. Hùng và cộng sự (2017) các doanh nghiệp có thể tác động đến thời gian nợ của khách hàng để điều chỉnh các khoản dự phòng nhằm thay đổi lợi nhuận. Nghiên cứu bởi Loebbecke và cộng sự (1989) cũng đã chỉ ra rằng Nợ phải thu và Hàng tồn kho liên quan đến đa số các mẫu gian lận đã được phát hiện và hoàn toàn giống với nghiên cứu được tiến hành bởi Persons (1995), Beneish (1999), Wetzel và cộng sự (2001), Dechow và cộng sự (2011), Aghgheh (2016), Dalninal và cộng sự (2014), Tarjo và Nurul Herawati (2015).

$$CHREC = \Delta \text{Nợ phải thu} / \text{Tổng tài sản bình quân}$$

Giả thuyết: Sự thay đổi nợ phải thu tác động tích cực tới sai phạm trên BCTC.

Phần trăm tài sản có tính thanh khoản trung bình (SOFTASSETS)

Nghiên cứu được tiến hành bởi Barton và Simko (2002) kết luận rằng các công ty với tài sản hoạt động thuần cao sẽ linh hoạt, dễ dàng sử dụng nhiều thủ thuật hơn để điều chỉnh lợi nhuận trong ngắn hạn (Dechow và cộng sự, 2011; Đ. N. Hùng và cộng sự, 2017). Khi các doanh nghiệp có tài sản có tính thanh khoản trung bình nhiều hơn trên bảng cân đối kế toán, có nhiều quyền tự quyết định thay đổi các giá định để đạt được các mục tiêu thu nhập ngắn hạn (Dechow và cộng sự, 2011; Mohamed và cộng sự, 2016).

$$SOFTASSETS = (\text{Tổng tài sản} - \text{Tài sản cố định} - \text{Tiền và các khoản tương đương tiền}) / (\text{Tổng tài sản})$$

Giả thuyết: Phần trăm tài sản có tính thanh khoản trung bình có tác động tích cực tới sai phạm trên BCTC.

Thay đổi doanh thu bằng tiền (CHCS)

Thay đổi doanh thu bằng tiền là một công cụ hữu hiệu để đánh giá hiệu quả tài chính của các doanh nghiệp và kiểm tra BCTC của doanh nghiệp xem liệu có sự gian lận hay không (Dechow và cộng sự, 1996; Beneish, 1999; Dechow, 2011). Trong ngắn hạn, để tăng doanh thu, doanh nghiệp sẽ cố gắng nới lỏng các chính sách bán hàng như thay đổi giới hạn, điều khoản thanh toán, tỷ lệ chiết khấu, tuy nhiên không tránh khỏi các rủi ro về sau (Đ. N. Hùng và cộng sự, 2017).

$$CHCS = \text{Doanh thu thuần} - \Delta \text{Nợ phải thu}$$

Giả thuyết: Thay đổi trong doanh thu bán hàng bằng tiền có mối tương quan tích cực tới khả năng sai phạm trên BCTC.

Thay đổi tỷ suất lợi nhuận trên tài sản (CHROA)

Các nhà quản lý cho rằng để thăng tiến thì họ phải cho thấy được sự tăng trưởng tích cực trong lợi nhuận (Dechow và cộng sự, 2011). Do đó sự tăng trưởng của ROA ảnh hưởng đến giá trị mà họ sẽ nhận được và chỉ số này sẽ ảnh hưởng đến hành vi cố ý của các lỗi gây ra bởi các nhà quản lý. Nghiên cứu của Summers & Sweeney (1998) chỉ ra rằng có một sự khác biệt đáng kể trong ROA giữa các doanh nghiệp gian lận và không gian lận. Kết luận này một lần nữa đã được chứng minh trong nghiên cứu của Spathis (2002), Efstathios Kirkos và cộng sự (2007), T.T.G. Tân (2014).

$$CHROA = \left(\frac{\text{Lợi nhuận sau thuế}_t}{\text{Tổng tài sản}_t} \right) - \left(\frac{\text{Lợi nhuận sau thuế}_{t-1}}{\text{Tổng tài sản}_{t-1}} \right)$$

Giả thuyết : Sự thay đổi của tỷ số lợi nhuận trên tài sản dễ dàng tác động tiêu cực tới sai phạm trong BCTC.

Phát hành thêm cổ phiếu (ISSUE)

Một doanh nghiệp ‘sốt sáng’ phát hành cổ phiếu cho thấy các vấn đề về dòng tiền hoạt động cần được bù đắp bằng nguồn tài chính bổ sung tuy các doanh nghiệp đã thực hiện tốt các hình thức bổ sung ưu tiên trước đó nhưng vẫn chưa đủ bù đắp và buộc phải phát hành thêm cổ phiếu để huy động nguồn vốn. Theo Dechow và cộng sự (2011), một trong những động cơ rõ ràng cho các hành vi gian lận trên BCTC của doanh nghiệp là duy trì mức giá cổ phiếu cao. Các nhà quản lý cố gắng làm cho các BCTC của họ tốt hơn thông qua hành vi gian lận với mục đích tăng giá cổ phiếu trên thị trường.

$$ISSUE = 1 \text{ (nếu trong năm doanh nghiệp có phát hành cổ phiếu)}$$

$$ISSUE = 0 \text{ (nếu trong năm doanh nghiệp không phát hành cổ phiếu)}$$

Giả thuyết : Phát hành thêm cổ phiếu có ảnh hưởng tích cực tới sai phạm trong BCTC.

Lãi gộp trên tổng tài sản (GPTA)

Chỉ số lợi nhuận gộp trên tổng tài sản cho biết mức độ hiệu quả khi sử dụng yếu tố đầu vào trong một quy trình sản xuất của doanh nghiệp. Đây là một chỉ tiêu rất quan trọng được các nhà đầu tư dùng để đánh giá và lựa chọn quyết định đầu tư. Theo Beneish (1999), các công ty có triển vọng không tốt thường có xu hướng tham gia vào việc điều khiển thu nhập, điều này ảnh hưởng trực tiếp tới khả năng gian lận trên BCTC. Kết quả này cũng được đồng ý trong các nghiên cứu của Spathis (2002), Summers and Sweeney (1998), Hawariah Dalniala và cộng sự (2014), Kreudfelt & Wallace (1986).

$$GPTA = \frac{\text{Doanh thu thuần} - \text{Giá vốn hàng bán}}{\text{Tổng tài sản}}$$

Giả thuyết: Tỷ suất lợi nhuận gộp trên tổng tài sản có tác động tiêu cực tới sai phạm trên BCTC.

Nợ phải thu trên tổng tài sản (RECTA)

Nợ phải thu là một loại tài sản khá nhạy cảm với những sai phạm như bị nhân viên chiếm dụng hoặc tham ô. Theo Persons (1995), tài sản ngắn hạn của các công ty có BCTC gian lận chủ yếu bao gồm hàng tồn kho và các khoản phải thu. Đây cũng là nhận định được tìm thấy trong nghiên cứu của Feroz, Park & Pastena (1991), Spathis (2002), Spathis và cộng sự (2002).

$$RECTA = (\text{Nợ phải thu})/(\text{Tổng tài sản})$$

Giả thuyết: Nợ phải thu trên Tổng tài sản tác động tích cực tới sai phạm trên BCTC.

3.2. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên các giả thuyết và mô hình F-Score nhóm nghiên cứu đề xuất các mô hình dự báo sai phạm trên BCTC.

Mô hình 1:

$$\text{Misstate} = \beta_1 + \beta_2 \text{RSSTACC} + \beta_3 \text{CHREC} + \beta_4 \text{CHINV} + \beta_5 \text{SOFTASSETS} + \beta_6 \text{CHCS} \\ + \beta_7 \text{CHROA} + \beta_8 \text{ISSUE} + \varepsilon$$

Trong đó:

RSSTACC: Kế toán dồn tích

CHREC: Sự thay đổi các khoản phải thu

CHINV: Sự thay đổi hàng tồn kho

SOFTASSETS: Phần trăm tài sản có tính thanh khoản trung bình

CHCS: Sự thay đổi doanh thu bằng tiền

CHROA: Sự thay đổi tỷ suất sinh lời của tài sản

ISSUE: Phát hành thêm cổ phiếu

Mở rộng mô hình F-SCORE, bài nghiên cứu bổ sung thêm hai yếu tố đánh giá sự ổn định về tài chính của doanh nghiệp gồm: Nợ phải thu trên Tổng tài sản (RECTA) và Lãi gộp trên Tổng tài sản (GPTA) vào mô hình. Đối với doanh nghiệp bất động sản, sự ổn định về tài chính là yếu tố vô cùng quan trọng do đó chúng tôi lựa chọn RECTA và GPTA với kỳ vọng sẽ làm tăng khả năng phát hiện sai phạm trên BCTC cho các công ty bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Mô hình 2:

$$Misstate = \beta_1 + \beta_2 RSSTACC + \beta_3 CHREC + \beta_4 CHINV + \beta_5 SOFTASSETS + \beta_6 CHCS + \beta_7 CHROA + \beta_8 ISSUE + \beta_9 RECTA + \beta_{10} GPTA + \varepsilon$$

3.3. Phương pháp ước lượng và kiểm định mô hình

Sai phạm trên BCTC có thể xảy ra khi một doanh nghiệp thu thập hoặc xử lý dữ liệu để lập BCTC không chính xác hay bỏ sót số liệu hoặc thuyết minh, ước tính kế toán không đúng. Biến phụ thuộc là biến định danh (có sai phạm và không có sai phạm). Chúng tôi sử dụng một biến nhị phân để phân loại các BCTC của các doanh nghiệp.

Biến phụ thuộc được miêu tả trong bảng 1 :

Bảng 1 : Mô tả biến phụ thuộc

Misstate = 1	Misstate = 0
Các doanh nghiệp có mức chênh lệch lợi nhuận sau thuế trước và sau kiểm toán $\geq 5\%$.	Các doanh nghiệp có chênh lệch lợi nhuận sau thuế trước và sau kiểm toán $< 5\%$.
Doanh nghiệp có sai phạm trong BCTC	Doanh nghiệp không có sai phạm trong BCTC.

Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả

Những công ty có sai phạm trên BCTC đề cập trong bài nghiên cứu được hiểu là những công ty có mức thay đổi lợi nhuận sau thuế trước và sau kiểm toán từ 5% trở lên. Mức thay đổi lợi nhuận sau thuế trước và sau kiểm toán được đo lường bằng:

$$\text{Thay đổi lợi nhuận} = \left| \frac{\text{Lợi nhuận trước kiểm toán} - \text{Lợi nhuận sau kiểm toán}}{\text{Lợi nhuận sau kiểm toán}} \right| \times 100$$

Mô hình nghiên cứu có biến Misstate phụ thuộc vào các biến giải thích. Khi một doanh nghiệp có thông tin về BCTC được đưa ra, giả sử là doanh nghiệp thứ i , sẽ được đặc trưng bởi một vector các biến giải thích $X_i = (X_{2i}, X_{3i}, \dots, X_{ki})$. Khi đó nhà đầu tư cũng như các chủ thể kinh tế sẽ quan tâm đến xác suất doanh nghiệp đó có BCTC sai phạm hay nói cách khác là dự báo khả năng doanh nghiệp có sai phạm trên BCTC bởi công thức:

$P(\text{Misstate} = 1 | X = X_i)$ (probability of Misstatement – xác suất sai phạm).

Như vậy, biến phụ thuộc là biến nhị phân. Hiện có nhiều phương pháp có thể dùng để ước lượng như mô hình xác suất tuyến tính (LPM – The linear probability model), mô hình Logit, mô hình Probit, mô hình Tobit,... Bài nghiên cứu đã sử dụng mô hình Logit vì mô hình này có tính ứng dụng cao. Mô hình Logit (Maddala, 1984), các P_i được xác định bằng:

$$P_i = P(\text{Misstate} = 1 | X = X_i) = \frac{1}{1 + e^{-\text{Misstate}_i}} = \frac{e^{\text{Misstate}_i}}{1 + e^{\text{Misstate}_i}} \quad (1)$$

Trong mô hình trên, P_i không phải là hàm tuyến tính của biến độc lập. Phương trình (1) được gọi là hàm phân phối (tích lũy) Logit. Trong hàm này khi các biến và các hệ số hồi quy nhận giá trị từ $-\infty$ đến $+\infty$ thì P_i nhận giá trị từ 0 đến 1. Do P_i phi tuyến với cả các biến giải thích và các tham số nên không thể áp dụng trực tiếp OLS để ước lượng. Như vậy mô hình Logit không nghiên cứu ảnh hưởng trực tiếp của các biến độc lập đối với biến phụ thuộc Misstate mà xem xét ảnh hưởng của các biến phụ thuộc đến xác suất Misstate nhận giá trị bằng 1 hay kỳ vọng toán của Misstate.

Xác lập tỷ số OR (Odds ratio): $OR = \frac{P_i}{1 - P_i} = e^{\text{Misstate}_i}$

OR cho biết khả năng $Misstate = 1$ (có khả năng sai phạm) bằng bao nhiêu lần so với khả năng $Misstate = 0$ (không có khả năng sai phạm).

Biến đổi công thức (1) về dạng:

$$L_i = \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_1 + \beta_2 RSSTACC_i + \beta_3 CHREC_i + \beta_4 CHINV_i + \beta_5 SOFTASSETS_i + \beta_6 CHCS_i + \beta_7 CHROA_i + \beta_8 ISSUE_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Sử dụng (2) ước lượng $\ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right)$ (hay còn gọi là Log – Odds).

Các tham số cần ước lượng trong mô hình hồi quy Logit là $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_8$ thông qua phương pháp ước lượng hợp lý tối đa (ML) dựa trên tập dữ liệu bảng gồm 378 quan sát với 54 đơn vị theo không gian và 07 thời điểm theo thời gian.

Tuy nhiên, do mẫu dữ liệu khảo sát là dữ liệu bảng nên chúng tôi sử dụng mô hình Logit với dữ liệu bảng. Các mô hình hồi quy với dữ liệu bảng được sử dụng là: mô hình hồi quy trung bình tổng thể (PA), mô hình hồi quy tác động cố định (FEM) và mô hình hồi quy tác động ngẫu nhiên (REM).

Mô hình hồi quy POOLED (Population Averaged, PA). Mô hình hồi quy Pooled hay là mô hình ước lượng trung bình tổng thể (PA) là mô hình trong đó mỗi thực thể là riêng biệt không phụ thuộc vào sự khác biệt giữa yếu tố tác động chéo hay thời gian. Mô hình Pooled có thể ước lượng bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất OLS, nhưng để khắc phục những nhược điểm của mô hình Pooled OLS, và phù hợp trong việc sử dụng kết hợp với mô hình Logit, nhóm nghiên cứu sử dụng mô hình Pooled FGLS (PFGLS) thay cho mô hình Pooled OLS thông thường. PFGLS giả thiết là ảnh hưởng của từng cá thể là không tương quan với biến độc lập.

Mô hình tác động cố định (Fixed Effect Model, FEM). Mô hình FEM cho rằng mỗi đơn vị theo không gian có giá trị tung độ góc riêng (cố định). Trong bài nghiên cứu này, với mẫu nghiên cứu gồm 54 công ty sẽ có 54 giá trị như vậy. FEM phân tích mối tương quan các đặc trưng của từng đơn vị với các biến giải thích thông qua phần dư của mỗi đơn vị với các biến giải thích để có thể ước lượng những ảnh hưởng thực của biến giải thích lên biến phụ thuộc. Đặc trưng của mỗi đơn vị có thể do đặc điểm hoặc chính sách quản lý, hoạt động của từng doanh nghiệp.

Mô hình tác động ngẫu nhiên (Random Effect Model, REM). Trong mô hình REM tung độ góc biểu thị cho trung bình của tất cả các tung độ góc, số hạng sai số ε_i tiêu biểu cho sai lệch (ngẫu nhiên) của từng tung độ góc so với giá trị trung bình này. Có nghĩa là sự biến động giữa các doanh nghiệp được giả sử là ngẫu nhiên và không tương quan đến các biến giải thích, khi đó sai số của mỗi thực thể (không tương quan với biến giải thích) được xem là một biến giải thích mới.

4. Nghiên cứu thực nghiệm mô hình

Bài nghiên cứu sử dụng phần mềm STATA14 để tiến hành ước lượng các tham số và thực hiện kiểm định cần thiết cho mô hình xây dựng.

4.1. Thu thập và xử lý ban đầu với mẫu số liệu

Nhóm nghiên cứu đã tiến hành thu thập số liệu báo cáo tài chính hợp nhất (BCTCHN) sau kiểm toán và BCTCHN chưa kiểm toán hoặc BCTCHN quý IV chưa kiểm toán của các công ty bất động sản niêm yết trên các sàn giao dịch HOSE, HNX, UPCOM, OTC, được cung cấp từ nguồn Stoxplus – Là doanh nghiệp hàng đầu về thông tin tài chính và thông tin doanh nghiệp ở Việt Nam. Từ mẫu dữ liệu thu thập được, chúng tôi tiến hành loại bỏ các mẫu dữ liệu quá khác biệt và không đủ thông tin về BCTC đã được kiểm toán hoặc thiếu thông tin về lợi nhuận sau thuế trên BCTC năm chưa kiểm toán từ năm 2010 đến năm 2016. Bảng số liệu cuối cùng sử dụng trong bài nghiên cứu bao gồm 54 công ty bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2010 - 2016.

Nhóm nghiên cứu tiến hành phân loại mẫu dữ liệu thành 2 nhóm. Nhóm 1 có $Misstate = 1$ và nhóm 2 có $Misstate = 0$. Với tổng số quan sát của nhóm 1 gồm 180 công ty, nghĩa là gồm 180 BCTC có sai phạm và nhóm 2 gồm 198 công ty, tương ứng với 198 BCTC không có

sai phạm. Từ mẫu dữ liệu bảng gồm 54 đơn vị theo không gian (công ty) và 7 thời điểm theo thời gian (từ năm 2010-2016), chúng tôi tiến hành phân tích.

Tính tham số thống kê mô tả của các biến.

Kết quả phân tích thống kê mô tả qua bảng 2 cho thấy, tỷ lệ sai phạm BCTC của các công ty bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2010-2016 trung bình ở mức 47.62%. Tỷ lệ trung bình của các tài sản có tính thanh khoản trung bình trên tổng tài sản bình quân của các doanh nghiệp ở mức 90.26%, không có doanh nghiệp nào có tỷ trọng dưới 50% cho thấy các doanh nghiệp đều tập trung đầu tư vào tài sản có tính thanh khoản trung bình. Nhưng việc đầu tư quá mức vào loại tài sản này sẽ gây lãng phí hoặc có thể là biểu hiện của sự chậm trễ trong khâu lưu thông.

Bảng 2: Kết quả tính một số tham số thống kê mô tả

variable	N	mean	sd	min	max	cv
misstate	378	.4761905	.5000947	0	1	1.050199
rsstacc	378	.0518669	.1629187	-.43718	1.54973	3.141089
chrec	378	.038346	.1233	-.33327	1.02659	3.215459
chinv	378	.027625	.1584076	-.72829	.75145	5.734212
softassets	378	.9025766	.0902748	.5085	.99927	.1000189
chcs	378	.1631959	11.49708	-169.887	112.6567	70.44958
chroa	378	-.0089238	.0648403	-.49614	.38981	-7.265967
issue	378	.3677249	.482825	0	1	1.313006
recta	378	.2038403	.145503	.00719	.92605	.7138088
gpta	378	.0553589	.060879	-.14978	.35464	1.099715

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán trên phần mềm STATA 14

Phân tích tương quan giữa các biến.

Kết quả phân tích tương quan qua bảng 3 cho ta thấy, hệ số tương quan giữa các biến trong mô hình đều nhỏ hơn 0.6, do đó, giữa các biến độc lập không có mối tương quan cao. Trong đó, biến phụ thuộc có mối tương quan âm với RSSTACC, CHREC, CHROA, ISSUE, GPTA và tương quan dương với CHINV, SOFTASSETS, CHCS, RECTA. Tuy nhiên đây mới chỉ là tương quan cặp giữa các nhân tố (các biến giải thích) và khả năng sai phạm trên BCTC, để kết luận và đưa ra được kết quả chính xác cần tiến hành kiểm chứng một cách toàn diện và cụ thể hơn.

Bảng 3: Kết quả phân tích hệ số tương quan

	misstate	rsstacc	chrec	chinv	softas-s	chcs	chroa	issue	recta	gpta
misstate	1.0000									
rsstacc	-0.1245	1.0000								
chrec	-0.0696	0.3069	1.0000							
chinv	0.0471	0.0793	-0.0295	1.0000						
softassets	0.1964	0.0394	-0.0502	-0.0163	1.0000					
chcs	0.0110	-0.0042	-0.0091	0.0055	0.0048	1.0000				
chroa	-0.0542	0.0999	0.2000	-0.0758	-0.0554	0.0359	1.0000			
issue	-0.0570	0.3486	0.1277	0.0928	-0.0753	0.0021	0.0043	1.0000		
recta	0.1744	0.1154	0.5345	-0.0895	0.0816	0.0306	0.0668	0.1187	1.0000	
gpta	-0.2009	0.1610	0.2317	0.0005	-0.3367	-0.0183	0.1216	0.1346	0.1143	1.0000

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán trên phần mềm STATA 14

Kiểm định về hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình nghiên cứu, chúng tôi tiến hành kiểm tra hệ số phóng đại phương sai của các biến độc lập trong mô hình. Qua bảng 4 cho ta thấy, các hệ số VIF đều < 2.0 cho thấy không mô hình không có hiện tượng đa cộng tuyến.

Bảng 4: Kết quả tính hệ số VIF

Variable	VIF	1/VIF
chrec	1.63	0.613791
recta	1.46	0.683509
rsstacc	1.28	0.781970
gpta	1.22	0.820032
issue	1.17	0.853346
softassets	1.17	0.854257
chroa	1.06	0.941572
chinv	1.03	0.971628
chcs	1.00	0.995948
Mean VIF	1.23	

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán trên phần mềm STATA 14

Kiểm định tính dừng của các biến.

Để tránh hiện tượng hồi quy giả mạo trong mô hình hồi quy thì tất cả các biến được xem xét trong mô hình phải là các biến dừng. Tiêu chuẩn Levin- Lin – Chu (LLC,2002) và Harris-Tzavalis (1999) được sử dụng trong nghiên cứu này để kiểm tra tính dừng của các biến trong mô hình đối với dữ liệu bảng. Kiểm định giả thuyết:

H_0 : Chuỗi dữ liệu là chuỗi không dừng.

H_1 : Chuỗi 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 đều là các chuỗi dừng.

4.2. Ước lượng và kiểm định mô hình

Bài nghiên cứu tiến hành các kiểm định để xem trong ba mô hình FEM, REM, Pooled OLS, mô hình nào là phù hợp nhất.

Bảng 5: Kết quả kiểm định Hausman với mô hình 3

	Coefficients			
	(b) fe3	(B) re3	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
chrec	-3.185603	-3.724255	.5386526	.4959429
chinv	2.164335	1.915532	.2488024	.247006
softassets	5.020873	4.422375	.5984979	1.359905
recta	3.207688	4.522132	-1.314445	.8747131
gpta	-9.32305	-8.443374	-.8796763	1.659493

b = consistent under H_0 and H_a ; obtained from xtlogit
 B = inconsistent under H_a , efficient under H_0 ; obtained from xtlogit

Test: H_0 : difference in coefficients not systematic

chi2(5) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
 = 6.83
 Prob>chi2 = 0.2337
 (V_b-V_B is not positive definite)

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán trên phần mềm STATA 14

Xem xét mô hình FEM hay REM phù hợp hơn, chúng tôi sử dụng kiểm định Hausman để đánh giá. Kết quả ước lượng giá trị P-value của kiểm định Hausman tương ứng với mô hình 1, mô hình 2, mô hình 3 là 0.9455; 0.6533 và 0.2337 lớn hơn mức ý nghĩa 5%, do đó, mô hình REM phù hợp hơn mô hình FEM.

Bài nghiên cứu thực hiện kiểm định Breusch-Pagan để lựa chọn giữa mô hình REM và Pooled OLS. Kết quả ước lượng giá trị P-value của kiểm định Breusch-Pagan của ba mô hình đều bằng 0, do đó, mô hình REM là phù hợp.

Từ kết quả kiểm định, chúng tôi thực hiện ước lượng các mô hình trên mẫu nghiên cứu gồm các doanh nghiệp bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2010-2016 bằng mô hình Logit REM.

Kết quả ước lượng mô hình F-SCORE bằng mô hình Logit REM có giá trị p-value = 0.0057 nhỏ hơn mức ý nghĩa 5%, do đó, mô hình F-SCORE có ý nghĩa thống kê với mẫu nghiên cứu. Qua bảng 6, kết quả so sánh khi hồi quy mô F-SCORE bằng cả ba mô hình Logit FEM, Logit REM, Logit PA có hai biến có ý nghĩa thống kê. Trong đó, CHINV có ý nghĩa thống kê ở mức 5% với cả ba mô hình; SOFTASSETS có ý nghĩa ở mức 1% với mô hình Logit REM, Logit PA và 5% với mô hình Logit FEM.

Bảng 6: Kết quả phân tích hồi quy mô hình 1

Estimated Results			
	(1)	(2)	(3)
	Logit FEM	Logit REM	Logit PA
main			
rsstacc	-1.284 (1.063)	-1.734 (1.060)	-1.296 (0.757)
chrec	-1.436 (1.122)	-1.198 (1.144)	-0.950 (0.864)
chinv	1.855* (0.867)	1.695* (0.857)	1.220* (0.618)
softassets	5.688* (2.371)	6.220** (1.991)	4.651** (1.447)
chcs	0.000748 (0.0122)	0.00143 (0.0112)	0.00101 (0.00761)
chroa	-1.572 (2.253)	-0.931 (2.030)	-0.515 (1.488)
0.issue	0 (.)	0 (.)	0 (.)
1.issue	-0.531 (0.364)	-0.322 (0.334)	-0.240 (0.236)
_cons		-5.575** (1.830)	-4.158** (1.336)
lnsig2u			
_cons		0.757* (0.337)	
N	329	378	378

Standard errors in parentheses
* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán trên phần mềm STATA 14

Hồi quy mô hình F-SCORE mở rộng bằng mô hình Logit REM, kết quả ước lượng giá trị p-value của mô hình bằng 0.0002, do đó, mô hình là phù hợp. Qua bảng 7, kết quả ba trong bảy biến của mô hình F-SCORE có ý nghĩa ở mức 5%, GPTA có ý nghĩa ở mức 5% khi ước lượng bằng mô hình Logit FEM và Logit PA và 1% khi ước lượng bằng mô hình Logit REM; RECTA có ý nghĩa ở mức 1% khi ước lượng bằng mô hình Logit REM hoặc Logit PA. Kết

quả cuối cùng, có 5 biến CHREC, CHINV, SOFTASSETS, RECTA, GPTA tác động tới khả năng có sai phạm trên BCTC của các doanh nghiệp.

Bảng 7: Kết quả phân tích hồi quy mô hình 2

Estimated Results			
	(1)	(2)	(3)
	Logit FEM	Logit REM	Logit PA
main			
rsstacc	-0.964 (1.103)	-1.225 (1.072)	-0.860 (0.776)
chrec	-3.077* (1.554)	-3.440* (1.469)	-2.560* (1.104)
chinv	2.339* (0.921)	2.133* (0.884)	1.583* (0.674)
softassets	5.054* (2.465)	4.678* (2.041)	3.621* (1.538)
chcs	-0.000336 (0.0133)	-0.000562 (0.0122)	-0.000543 (0.00834)
chroa	0.443 (2.472)	0.406 (2.077)	0.315 (1.612)
0.issue	0 (.)	0 (.)	0 (.)
1.issue	-0.554 (0.373)	-0.390 (0.338)	-0.308 (0.247)
recta	3.291 (1.718)	4.619** (1.463)	3.503** (1.116)
gpta	-8.510* (3.472)	-7.764** (3.011)	-5.875* (2.299)
_cons		-4.617* (1.899)	-3.568* (1.445)
lnsig2u			
_cons		0.621 (0.357)	
N	329	378	378

Standard errors in parentheses

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán trên phần mềm STATA 14

Trong mô hình F-SCORE mở rộng có bốn biến RSSTACC, CHCS, CHROA, ISSUE không có ý nghĩa thống kê, chúng tôi loại bỏ ra khỏi mô hình và tiếp tục ước lượng bằng mô hình Logit REM.

Mô hình 3:

$$\ln[P(\text{Misstate} = 1)/(1 - P(\text{Misstate} = 1))] = \beta_1 + \beta_2\text{CHREC} + \beta_3\text{CHINV} + \beta_4\text{SOFTASSETS} + \beta_5\text{RECTA} + \beta_6\text{GPTA} + \varepsilon$$

Kết quả hồi quy thu được mô hình:

$$\ln[P(\text{Misstate} = 1)/(1 - P(\text{Misstate} = 1))] = -4.511 - 3.724\text{CHREC} + 1.916\text{CHINV} + 4.422\text{SOFTASSETS} + 4.522\text{RECTA} - 8.443\text{GPTA} + \varepsilon$$

Kết quả bảng 8, giá trị $P - \text{value} = 0$, mô hình gồm 5 biến có ý nghĩa thống kê trong dự báo sai phạm trên BCTC cho các công ty bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán

Việt Nam. Trong đó, phần trăm tài sản có tính thanh khoản trung bình trên Tổng tài sản (SOFTASSETS), Chênh lệch hàng tồn kho (CHINV) có ý nghĩa thống kê ở mức 5%; Chênh lệch nợ phải thu (CHREC), Nợ phải thu trên Tổng tài sản (RECTA), Lợi nhuận gộp trên Tổng tài sản (GPTA) có ý nghĩa ở mức 1%. Kết quả cho thấy, CHINV, SOFTASSETS, RECTA có tác động tích cực và CHREC, GPTA có tác động tiêu cực tới khả năng sai phạm trên BCTC.

Bảng 8: Kết quả hồi quy mô hình 3 với phương pháp Logit tác động ngẫu nhiên

```

Random-effects logistic regression              Number of obs   =          378
Group variable: id                           Number of groups =           54

Random effects u_i ~ Gaussian                Obs per group:
                                                min =           7
                                                avg =          7.0
                                                max =           7

Integration method: mvaghermite              Integration pts. =          12

Wald chi2(5) =          29.05
Prob > chi2 =          0.0000

Log likelihood = -218.21739

```

misstate	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
chrec	-3.724255	1.406195	-2.65	0.008	-6.480348	-.9681632
chinv	1.915532	.8633158	2.22	0.026	.2234645	3.6076
softassets	4.422375	2.006476	2.20	0.028	.4897537	8.354997
recta	4.522132	1.426438	3.17	0.002	1.726366	7.317899
gpta	-8.443374	2.933831	-2.88	0.004	-14.19358	-2.693171
_cons	-4.511103	1.869201	-2.41	0.016	-8.17467	-.8475373
/lnsig2u	.5770165	.3568775			-.1224506	1.276484
sigma_u	1.334435	.238115			.9406113	1.893149
rho	.3511858	.0813161			.2119355	.5213959

LR test of rho=0: chibar2(01) = 38.76 Prob >= chibar2 = 0.000

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán trên phần mềm STATA 14

4.3. Phân tích kết quả thực nghiệm mô hình

Bảng 9: Kết quả dự báo của các mô hình

Classified	Model 1			Model 2			Model 3		
	1	0	Total	1	0	Total	1	0	Total
1	104	76	180	120	60	180	116	64	180
0	72	126	198	65	133	198	68	130	198
Total	176	202	378	185	193	378	184	194	378
Sensitivity	57.78%			66.67%			64.44%		
Specificity	63.64%			67.17%			65.66%		
Rate of type I error	36.36%			32.83%			34.34%		
Rate of type II error	42.22%			33.33%			35.56%		
Correct classification	60.85%			66.93%			65.08%		

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán.

Kết quả trong bảng 9 cho thấy, mô hình F-SCORE có thể sử dụng để dự báo sai phạm trên BCTC cho các công ty bất động sản niêm yết tại Việt Nam, mô hình phân loại chính xác 60.85% cho toàn mẫu nghiên cứu. Mô hình mở rộng khi thêm các nhân tố đánh giá sự ổn định về tài chính của doanh nghiệp (RECTA, GPTA), khả năng phân loại chính xác của mô hình là 66.93%; mức độ vi phạm các lỗi loại I và loại II lần lượt là 32.83% và 33.33%. Sau loại bỏ các biến không có ý nghĩa, mức độ phân loại chính xác của mô hình là 65.08% trong đó mức độ phân loại chính xác các doanh nghiệp có sai phạm là 64.44% và mức độ phân loại chính

xác các doanh nghiệp không có sai phạm là 65.66%. Với mô hình năm biến mức độ vi phạm lỗi loại I và lỗi loại II lần lượt là 34.34% và 35.56%.

Thảo luận và đánh giá kết quả mô hình:

Kết quả nghiên cứu cho thấy mô hình F-SCORE có thể áp dụng vào thực tiễn các công ty hoạt động trong ngành bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Trong 7 biến của mô hình F-SCORE có hai biến CHINV và SOFTASSETS có tác động tới khả năng sai phạm trên BCTC, trong đó biến SOFTASSETS có cùng kết quả với nghiên cứu của Đ. N. Hùng và cộng sự (2017).

Kết quả mô hình mở rộng sau khi thêm hai biến RECTA và GPTA, có 5 yếu tố bao gồm CHINV, CHREC, SOFTASSETS, RECTA, GPTA tác động tới sai phạm trên BCTC. Kết quả của mô hình 5 biến sau khi loại bỏ các biến không có ý nghĩa và ước lượng bằng mô hình Logit REM, tất cả các biến đều có mối quan hệ với sai phạm trên BCTC ở mức ý nghĩa 1% và 5%, trong đó có 4 biến có dấu như kỳ vọng. Đồng thời kết quả dự báo của mô hình 5 biến cho các công ty sai phạm trên BCTC là 64.44%, cho công ty không có sai phạm trên BCTC là 65.66% và cho toàn mẫu nghiên cứu là 65.08%. Kết quả của bài nghiên cứu chỉ là một góc nhìn về sai phạm trên BCTC trên mẫu nghiên cứu gồm 54 công ty bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam từ năm 2010-2016. Do đó, những người sử dụng thông tin trên BCTC nên sử dụng thêm các mô hình M-SCORE, Z-SCORE hay các công cụ dự báo khác để đánh giá và có cái nhìn toàn diện về sai phạm trên BCTC.

5. Một số kiến nghị và đề xuất

Như đã phân tích ở trên, nhằm đối phó với những gian lận, thủ thuật kế toán ngày càng tinh vi, khó kiểm soát, người sử dụng thông tin trên BCTC cần được trang bị thêm nhiều hơn hệ thống các công cụ nhận diện và kỹ thuật dự báo khả năng xảy ra sai phạm, nhằm giúp người đọc có thể thận trọng hơn khi ra các quyết định kinh tế với các công ty được dự báo thuộc nhóm có khả năng sai phạm cao, hoặc các kiểm toán viên, kiểm tra viên, thanh tra, chuyên viên điều tra... sớm khoanh vùng được những điểm, những chỉ tiêu, khoản mục trên BCTC được dự báo có khả năng cao sẽ tiềm ẩn nhiều gian lận, sai sót, giúp xác định trọng tâm kiểm tra, nâng cao hiệu quả và chất lượng hoạt động kiểm toán, kiểm tra, kiểm soát đối với các thông tin tài chính được trình bày trên BCTC. Việc mô tả thông tin cho thấy rằng có 47.62% trường hợp nghiên cứu có sai phạm trong BCTC. Trên thực tế nhiều hành vi sai phạm thường được che giấu và rất khó phát hiện, tuy nhiên KTV, nhà đầu tư, những người sử dụng thông tin BCTC có thể phát hiện được các dấu hiệu có sai phạm thông qua việc sử dụng Lý thuyết kế toán thực chứng và mô hình nghiên cứu của nhóm tác giả đề xuất. Từ kết quả nghiên cứu cho thấy, việc áp dụng mô hình của nhóm nghiên cứu trong dự báo sai phạm trên BCTC cho các công ty bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam có khả năng phân loại chính xác 65.08% cho toàn mẫu nghiên cứu. Để sử dụng hiệu quả các mô hình cũng như tăng khả năng phát hiện sai phạm trong BCTC nhóm nghiên cứu có một số đề xuất như sau:

- Đối với kiểm toán viên, kiểm tra viên khi thực hiện kiểm toán hoặc thanh tra số liệu trên BCTC của các công ty bất động sản niêm yết nên tập trung kiểm tra các vùng như tỷ trọng lợi nhuận gộp, tỷ trọng các khoản phải thu hay tỷ trọng các loại tài sản có tính thanh khoản trung bình trong tổng tài sản của doanh nghiệp. Cùng với đó là đánh giá mức độ thay đổi của các khoản phải thu, hàng tồn kho trên tổng tài sản bình quân trong tương quan so sánh với năm hay so sánh các chỉ số đó với các doanh nghiệp khác trong ngành. Việc so sánh các chỉ số với các doanh nghiệp cùng ngành sẽ cho thấy dấu hiệu của sự bất ổn về tài chính hay sự giảm đi khả năng cạnh tranh với các doanh nghiệp trong cùng ngành khi có sự biến đổi bất thường của các chỉ số.

- Đối với ban quản trị, các cổ đông cần quan tâm hơn các chính sách kế toán có liên quan đến việc lập và trình bày các thông tin tài chính trên BCTC, thực hiện việc kiểm tra giám sát thông qua chức năng kiểm soát nội bộ trong công tác kế toán đối với việc ghi chép doanh thu, giá vốn trong kỳ và đánh giá lại các khoản phải thu, hàng tồn kho và tỷ trọng các tài sản có tính thanh khoản trung bình trong doanh nghiệp...

- Đối với các nhà đầu tư, các tổ chức tín dụng trước khi đưa ra các quyết định kinh tế tương ứng, không chỉ nên dựa vào ý kiến của KTV trên báo cáo kiểm toán mà nên sử dụng thêm các công cụ dự báo sai phạm như sử dụng mô hình F-SCORE để đánh giá lại độ tin cậy của các thông tin đã được trình bày trên BCTC, vì trên thực tế rất nhiều đơn vị được đã liên kết, thỏa thuận với hãng kiểm toán để có được một BCTC hoàn hảo sử dụng cho các mục đích gian lận. Ngoài ra, các nhà đầu tư, các tổ chức tín dụng cần chủ động nâng cao kiến thức, khả năng đánh giá chất lượng tài chính của doanh nghiệp để hiểu ý nghĩa đằng sau các con số trên BCTC, đồng thời tìm hiểu toàn diện về thương hiệu, uy tín của chủ doanh nghiệp, lãnh đạo doanh nghiệp.

- Đối với cơ quan quản lý Nhà nước (thuế, thanh tra, kiểm toán nhà nước...) và các hiệp hội quản lý nghề nghiệp (Hội kiểm toán viên hành nghề, hội kế toán viên hành nghề, hội tư vấn thuế,...) cần tăng cường, nâng cao năng lực quản lý, giám sát thị trường và các hoạt động thanh tra, kiểm tra năng lực của đội ngũ thanh tra Nhà nước, nâng cao khả năng phát hiện và xử lý các trường hợp sai phạm trên BCTC cũng như kiểm soát các thông tin do các công ty bất động sản niêm yết công bố và có các hình thức trừng phạt đối với hành vi thiếu trách nhiệm cũng như công ty vi phạm trong công tác công bố thông tin trên BCTC.

Mặc dù mô hình nghiên cứu cung cấp bằng chứng hữu hiệu cho việc sử dụng mô hình F-SCORE cũng như việc áp dụng Lý thuyết kế toán thực chứng trong việc dự báo sai phạm trên BCTC cho các công ty bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam, nhưng nghiên cứu vẫn còn một số hạn chế nhất định. *Thứ nhất*, quy mô mẫu gồm 378 quan sát với 54 doanh nghiệp trong 7 năm từ 2010-2016 là chưa đủ lớn để đưa ra kết quả dự báo cho tất cả các doanh nghiệp bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam và chưa thể xây dựng một chỉ số tính điểm Logistic về khả năng sai phạm cho các doanh nghiệp hoạt động trong lĩnh vực này, do đó, các nghiên cứu tiếp theo nên mở rộng mẫu dữ liệu nghiên cứu cho cả BCTC quý cho toàn ngành bất động sản. *Thứ hai*, nghiên cứu chỉ mới dừng lại ở việc nghiên cứu cho các doanh nghiệp bất động sản chưa mở rộng nghiên cứu cho các doanh nghiệp trong các lĩnh vực khác, các nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng nghiên cứu cho các ngành khác và có thể mở rộng nghiên cứu cho các doanh nghiệp chưa niêm yết.

6. Kết luận

Với mẫu dữ liệu gồm 54 doanh nghiệp ngành bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2010-2016, kết quả nghiên cứu cho thấy khả năng xảy ra sai phạm có mối quan hệ có ý nghĩa thống kê với 5 yếu tố chênh lệch các khoản phải thu, chênh lệch hàng tồn kho, tỷ trọng tài sản có tính thanh khoản trung bình, tỷ trọng các khoản phải thu trong tổng tài sản và tỷ trọng lợi nhuận gộp trên tổng tài sản. Kết quả nghiên cứu cũng khẳng định mô hình sử dụng 5 yếu tố vừa tìm thấy có khả năng phân loại chính xác 64.44% cho các doanh nghiệp có sai phạm, 65.66% cho các doanh nghiệp không có sai phạm và 65.08% cho toàn mẫu nghiên cứu do đó có thể áp dụng mô hình của nhóm nghiên cứu trong việc phát hiện sai phạm trong BCTC cho các công ty bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Để hoàn thành bài nghiên cứu, nhóm nghiên cứu đã nhận được sự hướng dẫn và giúp đỡ tận tình của TS. Cù Thu Thủy và TS. Vũ Thị Phương Liên, Học viện Tài chính. Do kiến thức và nguồn dữ liệu còn hạn chế, bài nghiên cứu không thể tránh khỏi những thiếu sót. Nhóm nghiên cứu xin trân trọng tiếp thu 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, phát triển và hoàn thiện hơn nữa. Xin trân trọng cảm ơn!

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. BCTC của 54 công ty ngành bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2010-2016
2. TS. Phạm Thị Thắng (2009). Giáo trình Kinh tế lượng. NXB Tài chính, Hà Nội.
3. TS. Nguyễn Việt Lợi (2013). Giáo trình Lý thuyết kiểm toán. NXB Tài chính, Hà Nội.

4. TS. Cù Thu Thủy (2017). Hướng dẫn sử dụng phần mềm STATA trong thực hành kinh tế lượng. Học viện Tài chính.
5. TS. Vũ T. Phương Liên & PGS. TS. Phạm Tiến Hưng (2016). Kiểm toán báo cáo tài chính - Lý thuyết và thực hành. NXB Tài chính, Hà Nội.
6. Quốc hội, Luật kinh doanh bất động sản, 2014
7. Chính phủ, Nghị định số 58/2012/NĐ-CP, 2012
8. Messod D. Beneish (1999). “The Detection of Earnings Manipulation.” - Financial Analysts Journal, 1999 - CFA Institute.

TÁC ĐỘNG CỦA ĐÒN BẦY TÀI CHÍNH ĐẾN RỦI RO TÀI CHÍNH VÀ GIÁ TRỊ DOANH NGHIỆP: NHÌN TỪ GÓC ĐỘ CỦA NGÀNH XÂY DỰNG VIỆT NAM

SV: Nguyễn Quỳnh Anh, Nguyễn Thị Thanh Hà

Học viện Tài chính

GVHD: TS. Diễm Thị Thanh Hải

TS. Nguyễn Thị Thúy Quỳnh

TÓM TẮT

Bài nghiên cứu đã hệ thống hóa các lý thuyết về đòn bẩy tài chính, rủi ro tài chính, và giá trị doanh nghiệp để từ đó tiến hành phân tích trong trường hợp cụ thể là các CTCP Xây dựng Niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Bằng các kỹ thuật phân tích định lượng, nhóm tác giả đã chứng minh rằng đòn bẩy tài chính có mối quan hệ tương quan cùng chiều với rủi ro tài chính và ngược chiều với giá trị doanh nghiệp tại các công ty ngành xây dựng và vật liệu xây dựng niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2012-2016. Dựa trên kết quả thu được, nhóm tác giả đưa ra một số kiến nghị về sử dụng đòn bẩy tài chính và quản trị rủi ro tài chính nhằm giúp các doanh nghiệp thuộc ngành này xây dựng chính sách tài chính để tăng giá trị doanh nghiệp.

Từ khóa: dữ liệu bảng, đòn bẩy tài chính, giá trị doanh nghiệp, mô hình Logistic, rủi ro tài chính.

1. Giới thiệu

Tối đa hóa giá trị doanh nghiệp là mục tiêu mà tất cả các quyết định tài chính cần phải hướng đến. Khi xem xét về chính sách huy động vốn cũng như quyết định về cơ cấu nguồn vốn hay mức độ sử dụng đòn bẩy tài chính, một trong những yếu tố tiên quyết cần phải cân nhắc chính là mức độ rủi ro tài chính và tác động của rủi ro đến giá trị doanh nghiệp khi sử dụng đòn bẩy. Đòn bẩy tài chính không chỉ mang lại cho doanh nghiệp những lợi thế từ lá chắn thuế, mà còn tạo ra những cơ hội mới về đầu tư và phát triển trong điều kiện cạnh tranh khốc liệt của nền kinh tế thị trường. Tuy nhiên, khi mức độ nợ tăng cao có thể dẫn đến nguy cơ mất khả năng thanh toán và đẩy doanh nghiệp vào tình trạng khủng hoảng, thậm chí là dẫn tới phá sản. Như vậy có thể thấy rằng đòn bẩy tài chính, rủi ro tài chính, và giá trị doanh nghiệp là những vấn đề có liên quan mật thiết với nhau.

Mối quan hệ giữa ba yếu tố này đã được đề cập trong nhiều nghiên cứu lý thuyết và cả những nghiên cứu thực nghiệm của ngành nghề tại các quốc gia cụ thể. Đầu tiên cần phải nói tới các lý thuyết nền móng của cơ cấu nguồn vốn như: lý thuyết M&M, lý thuyết cơ cấu nguồn vốn tối ưu, lý thuyết lợi nhuận hoạt động ròng, lý thuyết trật tự phân hạng... Còn đối với các nghiên cứu thực nghiệm, hầu như các nghiên cứu đều khẳng định rằng đòn bẩy tài chính sẽ làm gia tăng rủi ro tài chính trong doanh nghiệp nhưng rất ít nghiên cứu phân tích số liệu về cả ba khía cạnh: đòn bẩy tài chính, rủi ro tài chính, và giá trị doanh nghiệp. Schwartz & Aronson's (1967), Rajan & Zingales (1995), và Rayan (2008) đã chỉ ra rằng có sự khác nhau về cơ cấu nguồn vốn tối ưu giữa các ngành nghề. Tuy nhiên, vẫn chưa có sự thống nhất về phương hướng ảnh hưởng của đòn bẩy tài chính đến giá trị doanh nghiệp. Ví dụ như Rayan (2008), Lasher (2003), Margaritis & Psillaki (2007) cho rằng giá trị doanh nghiệp có thể bị suy giảm do đẩy mạnh đòn bẩy tài chính; trong khi Sudiyatno, Puspitasari, & Kartika (2012) lại cho rằng đòn bẩy tài chính có tác động tích cực đến giá trị doanh nghiệp. Vì vậy việc nghiên cứu về mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính, rủi ro tài chính, và giá trị doanh nghiệp được đặt trong một trường hợp cụ thể là cần thiết.

Trong bài nghiên cứu này, mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính, rủi ro tài chính, và giá trị doanh nghiệp được chúng tôi đặt trong tình hình cụ thể của các CTCP Xây dựng Niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2012-2016. Đối với ngành xây dựng, các dự án xây dựng mang lại nhiều lợi nhuận đòi hỏi các doanh nghiệp phải đối mặt với những rủi ro lớn, vì các dự án này thường yêu cầu lượng vốn lớn, thực hiện trong thời gian dài, và mức rủi ro cao. Giới hạn về quy mô và khả năng tự cung cấp nguồn vốn buộc các doanh nghiệp này

phải huy động các dòng vốn từ bên ngoài. Theo báo cáo tài chính quý 2 năm 2012, tỷ lệ nợ phải trả trên vốn chủ sở hữu của ngành xây dựng và bất động sản rất cao (207%), trong khi hệ số này ở các doanh nghiệp niêm yết phi tài chính là 153% (Hồng Phúc, 2012). Điều này có nghĩa là mức độ rủi ro của ngành xây dựng và bất động sản cao hơn nhiều so với các ngành phi tài chính khác. Cùng trong năm 2012, ngành xây dựng tại Việt Nam cũng có hơn 2000 doanh nghiệp ngừng hoạt động hoặc giải thể và hàng ngàn doanh nghiệp báo thua lỗ (Trần Thế Anh, 2012). Nguyên nhân quan trọng là do mức lãi suất cho vay tuy đã giảm so với năm 2011 nhưng vẫn còn rất cao, gây ra khó khăn cho doanh nghiệp trong tiếp cận vốn vay và chi trả chi phí tài chính. Đây chính là minh chứng rõ ràng cho việc thất bại trong sử dụng đòn bẩy tài chính và quản trị rủi ro tài chính, cụ thể trong trường hợp này là rủi ro tín dụng và rủi ro lãi suất. Thực trạng đó đã đặt ra yêu cầu cấp thiết trong việc tìm ra tác động của đòn bẩy tài chính đến rủi ro tài chính và giá trị doanh nghiệp nhằm giúp cho các công ty xây dựng có thể giảm thiểu các tác động của rủi ro mà vẫn đảm bảo nắm bắt cơ hội, tối đa hóa lợi nhuận. Nhận thức được điều này, nhóm nghiên cứu quyết định lựa chọn chủ đề: “Tác động của đòn bẩy tài chính đến rủi ro tài chính và giá trị doanh nghiệp: nhìn từ góc độ của ngành xây dựng Việt Nam”.

Rủi ro tài chính có thể được nhìn nhận và phân loại dưới nhiều góc độ khác nhau. Tuy nhiên phạm vi nghiên cứu chỉ bao gồm hai loại rủi ro nội sinh, có mối quan hệ chặt chẽ với đòn bẩy tài chính và giá trị doanh nghiệp, đó là rủi ro thanh khoản và rủi ro phá sản. Nhằm kiểm định lại những cơ sở lý thuyết về đòn bẩy tài chính, rủi ro tài chính, và giá trị doanh nghiệp, nhóm tác giả hồi quy dữ liệu tài chính của 95 CTCP trong ngành xây dựng và vật liệu xây dựng niêm yết trên hai sàn chứng khoán HNX và HOSE theo Mô hình hồi quy Logistic Đa thức và Mô hình hồi quy dữ liệu bảng. Kết quả cho thấy đòn bẩy tài chính có mối quan hệ tương quan cùng chiều đến rủi ro tài chính và ngược chiều đến giá trị doanh nghiệp. Từ những cơ sở lý luận đã có và kết quả mô hình hồi quy thu được, nhóm tác giả đề ra một số định hướng chiến lược và các giải pháp về sử dụng đòn bẩy tài chính, quản trị rủi ro tài chính nhằm giúp các CTCP Xây dựng Niêm yết trong ngành đạt được mục tiêu tối đa hóa giá trị doanh nghiệp.

2. Cơ sở lý luận

2.1. Một số khái niệm

Vốn là yếu tố đầu vào quan trọng, đóng vai trò quyết định tới sự tồn tại và phát triển của doanh nghiệp. Tầm quan trọng của vốn đối với doanh nghiệp đặt ra yêu cầu cấp thiết đối với quản lý vốn. Trong đó, nhà quản trị cần đưa ra những quyết định chính xác về cấu trúc vốn hợp lý. Đề cập tới quyết định về cấu trúc vốn, đòn bẩy tài chính là thuật ngữ thường xuyên xuất hiện. Đòn bẩy tài chính được định nghĩa theo nghĩa rộng là mức độ sử dụng nợ phải trả của doanh nghiệp. Bên cạnh đó cũng tồn tại nhiều khái niệm khác như đòn bẩy chỉ là mức độ sử dụng vốn vay. Trong nghiên cứu này, đòn bẩy tài chính được hiểu theo nghĩa rộng.

Một trong những yếu tố liên quan mật thiết đến đòn bẩy chính là rủi ro tài chính. Rủi ro luôn gắn liền với quá trình hoạt động của các doanh nghiệp và được định nghĩa là sự biến động của kết quả trong tương lai. Từ định nghĩa về rủi ro, rủi ro tài chính có thể hiểu là rủi ro phát sinh từ các hoạt động có tính chất tài chính và gây ra sự không chắc chắn về lợi nhuận thực tế thu được của doanh nghiệp trong tương lai. Rủi ro tài chính có thể được phân loại thành nhiều nhóm khác nhau, nhưng phạm vi bài nghiên cứu chỉ tập trung vào hai loại rủi ro đó là rủi ro thanh khoản và rủi ro phá sản. Rủi ro thanh khoản là rủi ro mà doanh nghiệp không thể trao đổi một tài sản hoặc chứng khoán đủ nhanh để tránh tổn thất trong tương lai. Rủi ro phá sản là rủi ro doanh nghiệp mất khả năng thanh toán các khoản nợ đến hạn của mình.

Việc tăng cường quản lý cấu trúc vốn hay quản trị rủi ro tài chính đều vì một mục tiêu sau cùng là tối đa hóa giá trị doanh nghiệp. Do có nhiều cách hiểu về giá trị và giá trị doanh nghiệp được đánh giá dưới góc nhìn của các đối tượng khác nhau, giá trị doanh nghiệp cũng được định nghĩa theo nhiều cách khác nhau. Tuy nhiên hiện nay các nghiên cứu thường sử dụng thuật ngữ “giá trị doanh nghiệp” theo quan điểm hiện đại: Giá trị doanh nghiệp là toàn

bộ các khoản thu nhập và lợi ích doanh nghiệp có thể thu được trong tương lai (Bùi Văn Vân & Vũ Văn Ninh, 2015).

2.2. Lý luận chung về tác động của đòn bẩy tài chính đến rủi ro tài chính và giá trị doanh nghiệp

2.2.1. Mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và rủi ro tài chính

Franco Modigliani và Merton Miller năm 1958 đã khẳng định tỷ suất sinh lời đòi hỏi của cổ đông có quan hệ cùng chiều với mức độ sử dụng nợ vay (đòn bẩy tài chính). Phần tỷ suất sinh lời đòi hỏi của cổ đông tăng thêm đó chính là khoản phải trả cho cổ đông khi họ chấp nhận rủi ro tăng thêm. Khi doanh nghiệp tăng cường sử dụng đòn bẩy tài chính, mức nợ vay sẽ tăng cao trong cấu trúc nguồn vốn, kéo theo việc bên đi vay phải gánh chịu mức rủi ro cao hơn. Chưa kể tới khi tăng vay vốn, khoản chi phí doanh nghiệp phải bỏ ra để chi trả lãi hoặc cổ tức cho cổ phiếu đều tăng, điều đó khiến cho doanh nghiệp càng dễ bị tổn thương bởi các biến động trên thị trường, cho dù chỉ là một sự thay đổi nhỏ trong tỷ lệ lãi suất.

Tác động của đòn bẩy tài chính tới doanh nghiệp thể hiện ở hai khía cạnh: Làm biến động mạnh tỷ suất lợi nhuận vốn chủ sở hữu ROE hay thu nhập trên một cổ phần thường EPS và làm doanh nghiệp gia tăng nguy cơ mất khả năng thanh toán các khoản nợ (Bùi Văn Vân & Vũ Văn Ninh, 2015). Những hệ quả nghiêm trọng có thể kể tới là kinh doanh thất bại, phá sản pháp lý, vỡ nợ kỹ thuật, và vỡ nợ kế toán (Ross, Westerfield, & Jordan, 2006). Quan điểm gia tăng sử dụng nợ gây ra rủi ro tài chính cho doanh nghiệp được thống nhất giữa các nhà nghiên cứu. Kết quả kiểm định thống kê của Hauss (2008) khẳng định rằng tồn tại mối quan hệ cùng chiều và có ý nghĩa thống kê giữa đòn bẩy tài chính và rủi ro tài chính. Kiểm định của Hussan (2016) cũng cho kết quả tương tự khi kết luận rằng mối quan hệ này là thuận chiều và vô cùng nổi bật.

2.2.2. Mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và giá trị doanh nghiệp

Mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính với giá trị doanh nghiệp được đề cập trong những lý thuyết nền tảng về cấu trúc nguồn vốn như lý thuyết M&M, lý thuyết về cơ cấu nguồn vốn tối ưu, và lý thuyết lợi nhuận hoạt động ròng.

Đầu tiên, lý thuyết M&M là lý thuyết về mối quan hệ giữa cơ cấu nguồn vốn và giá trị công ty do hai nhà nghiên cứu Franco Modigliani và Merton Miller đưa ra vào năm 1958. Các tác giả đã tiến hành nghiên cứu các công ty hoạt động trong điều kiện môi trường lý tưởng được giả định không có sự tác động của thuế, chi phí giao dịch, chi phí kiệt quệ tài chính và giả định về thị trường vốn hoàn hảo. Từ đó, đưa ra kết luận rằng cơ cấu nguồn vốn không ảnh hưởng tới giá trị của doanh nghiệp, hay giá trị doanh nghiệp không thay đổi dù doanh nghiệp có sử dụng đòn bẩy tài chính hay không. Tuy nhiên, kết luận này không đủ thuyết phục các quan điểm khác cùng thời, do trên thực tế không có công ty nào hoạt động trong môi trường lý tưởng như vậy. Năm 1963, lý thuyết M&M bổ sung thêm điều kiện về thuế và chi phí giao dịch, thì kết quả nghiên cứu đạt được là giá trị của doanh nghiệp có vay nợ lớn hơn giá trị công ty không vay nợ, chênh lệch chính là khoản tiết kiệm được nhờ hiệu quả “lá chắn thuế” do việc sử dụng đòn bẩy tài chính mang lại.

Có thể gia tăng giá trị công ty bằng cách sử dụng mức đòn bẩy tài chính phù hợp là quan điểm của lý thuyết cơ cấu nguồn vốn tối ưu. Doanh nghiệp đạt được tỷ lệ nợ trên vốn chủ tối ưu khi giá trị doanh nghiệp là tối đa trong khi chi phí sử dụng vốn là tối thiểu (Firer, 2004; Erhardt & Brigham, 2003). Lý thuyết này cho rằng, doanh nghiệp có thể giảm chi phí sử dụng vốn bằng cách tăng tỷ lệ vốn vay trong cấu trúc nguồn vốn. Khi sử dụng đòn bẩy tài chính, doanh nghiệp có thể thu được lợi nhuận cao hơn do chi phí sử dụng lãi vay thấp hơn và tiết kiệm từ thuế thu nhập. Không xét tới rủi ro tăng tỷ lệ thuận với mức vay nợ, thì sử dụng đòn bẩy tài chính là một cách hữu hiệu để tăng giá trị doanh nghiệp.

Lý thuyết lợi nhuận hoạt động ròng cho rằng không tồn tại cơ cấu nguồn vốn tối ưu và giá trị công ty, giá cổ phiếu công ty không bị phụ thuộc vào cơ cấu nguồn vốn hay nói cách khác là giá trị công ty không bị ảnh hưởng bởi đòn bẩy tài chính. Khi công ty gia tăng hệ số nợ hay gia tăng đòn bẩy tài chính thì tỷ suất lợi nhuận vốn chủ sở hữu sẽ tăng lên trong khi tỷ suất lợi nhuận nói chung và tỷ suất lợi nhuận dành cho chủ nợ không thay đổi. Bởi vì tỷ suất

lợi nhuận nói chung không thay đổi nên giá trị doanh nghiệp có thể xem như không bị thay đổi bởi sự thay đổi của cơ cấu nguồn vốn (Bùi Văn Vân & Vũ Văn Ninh, 2015).

Trong nhiều nghiên cứu thực nghiệm, kết quả thu được đã chỉ ra rằng đòn bẩy tài chính có tác động đến giá trị doanh nghiệp. Jensen & Meckling (1976) đã đưa ra nhận định đòn bẩy tài chính làm thay đổi cấu trúc vốn của doanh nghiệp, từ đó tác động tới quyết định của nhà quản trị và ảnh hưởng tới giá trị doanh nghiệp. Bên cạnh đó, mỗi quyết định của chủ sở hữu đều đem tới cho giá trị doanh nghiệp những ảnh hưởng nhất định. Sharma (2006) chỉ ra rằng tồn tại một mối quan hệ trực tiếp giữa đòn bẩy tài chính và giá trị doanh nghiệp. Mối quan hệ đó được thể hiện qua những tác động trực tiếp của đòn bẩy tài chính tới giá trị doanh nghiệp cả tích cực lẫn tiêu cực.

Tác động của đòn bẩy tài chính tới giá trị doanh nghiệp chính là “con dao hai lưỡi”, khi nó có thể gia tăng thu nhập trên cổ phần thường với lượng lớn, nhưng đồng thời cũng sẽ phóng đại tổn thất nhiều lần so với trước khi sử dụng đòn bẩy tài chính. Đó là sự đánh đổi giữa lợi nhuận và rủi ro. Chính vì vậy, những nghiên cứu thực tế tại nhiều nơi trên thế giới, các tác giả đều khẳng định việc sử dụng đòn bẩy tài chính có ảnh hưởng đến giá trị doanh nghiệp, tuy nhiên kết luận về mức độ ảnh hưởng và phương hướng tác động lại có nhiều điểm trái ngược. Hussan (2016) thông qua mô hình hồi quy tuyến tính đa biến đã chỉ ra rằng đòn bẩy tài chính đồng biến với EBIT, EPS, và doanh thu bán hàng, và từ đó tác động cùng chiều với giá trị doanh nghiệp. Ngược lại, Rayan (2008), Lasher (2003), Margaritis & Psillaki (2007) lại cho rằng mức độ sử dụng nợ và hiệu quả kinh doanh có mối quan hệ ngược chiều. Do đó, việc đẩy mạnh sử dụng đòn bẩy tài chính có thể dẫn đến giảm giá trị của doanh nghiệp.

Trước hết, cần khẳng định chắc chắn rằng giá trị doanh nghiệp được xác định là mục tiêu cuối cùng của doanh nghiệp và mọi hoạt động của doanh nghiệp đều hướng theo mục tiêu này. Trong các nghiên cứu hiện có, chưa có sự thống nhất về mức độ tác động của đòn bẩy đến giá trị doanh nghiệp và có sự khác nhau giữa các kết quả nghiên cứu thu được tại nhóm các doanh nghiệp trong các ngành nghề, vị trí địa lý, và thời gian khác nhau. Bên cạnh đó, nhiều nghiên cứu đã khẳng định rằng tăng mức sử dụng đòn bẩy tài chính sẽ làm gia tăng rủi ro trong doanh nghiệp. Rủi ro càng cao, lợi nhuận càng lớn. Tuy nhiên khi mức rủi ro quá lớn, doanh nghiệp có thể bị đẩy vào tình trạng kiệt quệ tài chính, mất khả năng thanh toán, thậm chí là phá sản. Vì vậy, câu hỏi đặt ra là “Doanh nghiệp phải giữ đòn bẩy tài chính tại mức nào để thực hiện mục tiêu tối đa hóa giá trị doanh nghiệp, tránh rủi ro vượt quá khả năng kiểm soát, đẩy doanh nghiệp vào nguy cơ phá sản”. Do đó đề tài nghiên cứu được xây dựng nhằm tìm ra tác động của đòn bẩy tài chính đến rủi ro tài chính và giá trị doanh nghiệp trong trường hợp cụ thể là các CTCP Xây dựng Niêm yết Việt Nam trong giai đoạn 2012-2016.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Số liệu sử dụng trong nghiên cứu

Theo số liệu được cung cấp trên website của hai sàn chứng khoán HNX và HOSE, tính tới năm 2012, có khoảng 106 doanh nghiệp hoạt động trong lĩnh vực XD&VLXD được niêm yết trên hai sàn chứng khoán này. Tới năm 2016, con số này đã tăng lên xấp xỉ 122 công ty cổ phần XD&VLXD niêm yết. Nhằm thống nhất về mặt thời gian, nhóm nghiên cứu loại đi những doanh nghiệp được niêm yết sau năm 2012. Số lượng các doanh nghiệp còn lại được sử dụng cho nghiên cứu là 95 CTCP Việt Nam trong ngành XD&VLXD được niêm yết trên hai sàn chứng khoán HNX và HOSE trước năm 2013. Số liệu về tình hình tài chính của các công ty đã lựa chọn được thu thập qua số liệu cung cấp bởi CTCP Stoxplus và website <https://vietstock.vn/>.

3.2. Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng Mô hình hồi quy Logistic Đa thức nhằm phân tích tác động của đòn bẩy tài chính đến giá trị doanh nghiệp và Mô hình hồi quy dữ liệu bảng để phân tích tác động của đòn bẩy tài chính đến giá trị doanh nghiệp.

3.2.1. Mô hình hồi quy Logistic

3.2.1.1. Cơ sở toán học

Mô hình Logistic hay mô hình Logit là mô hình định lượng nghiên cứu sự phụ thuộc của biến nhị phân vào các biến khác trong mô hình (Maddala, 1992). Một cách chi tiết hơn, mô hình này được sử dụng để dự đoán xác suất xảy ra một sự việc dựa vào thông tin của các biến độc lập trong mô hình. Mô hình này được ứng dụng nhiều trong thực tế, trong nhiều lĩnh vực khác nhau nhằm giúp các nhà nghiên cứu phân tích, lượng hóa và giải thích mối tương quan giữa một (hay nhiều) yếu tố nguy cơ và đối tượng phân tích.

Trong mô hình Logistic, biến phụ thuộc là biến giả và nhận 2 giá trị là 0 hoặc 1. Ký hiệu xác suất để sự việc xảy ra là $P(Y = 1|X = X_i) = p$ (probability of default - PD) và do đó $1 - p$ là xác suất không xảy ra sự việc.

Odds là tỷ lệ so sánh giữa hai xác suất: xác suất xảy ra sự việc và không xảy ra.

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

Odds ≥ 0 và Odds sẽ không xác định khi $p = 1$.

Từ công thức trên, xác suất p là một hàm số theo Odds: $p_i = \frac{Odds_i}{1 + Odds_i}$

Xác suất p được đo lường như sau:

$$\begin{aligned} p_i &= P(Y = 0|X = (X_i^{(1)}, X_i^{(2)}, \dots, X_i^{(k)})) = \frac{1}{1 + e^{-(b_0 + b_1 X_i^{(1)} + b_2 X_i^{(2)} + \dots + b_k X_i^{(k)})}} \\ &= P(Y = 0|X = X_i) = \frac{1}{1 + e^{-(b_0 + b X_i)}} = \frac{e^{Z_i}}{1 + e^{Z_i}} \end{aligned} \quad (1)$$

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

Biến đổi công thức (1) về dạng:

$$L_i = \ln \frac{p_i}{1 - p_i} = Z_i = b_0 + b X_i = b_0 + b_1 X_i^{(1)} + b_2 X_i^{(2)} + \dots + b_k X_i^{(k)} \quad (2).$$

Ước lượng mô hình Logistic

Khi dữ liệu không có quá nhiều sự khác biệt so với kỳ vọng, tức là các hiện tượng quan sát xảy ra là chắc chắn thì $p_i = 1$, khi đó hàm L không xác định, ước lượng OLS không thực hiện được trường hợp này. Vì vậy đối với mô hình Logistic, người ta sử dụng phương pháp Maximum - Likelihood Estimation (MLE), tức là tìm ước lượng của các tham số để hàm loga hợp lý đạt giá trị lớn nhất. Cụ thể như sau:

Đặt $f_i(Y_i)$ là hàm phân phối xác suất của biến cố ($Y_i = 0$) hoặc ($Y_i = 1$), ta có:

$$f_i(Y_i) = p_i^{1 - Y_i} (1 - p_i)^{Y_i}$$

Với mẫu gồm n quan sát độc lập $\{Y_1, Y_2, \dots, Y_n\}$. Khi đó mỗi quan sát đều có cùng một hàm phân phối xác suất dạng logistic nên hàm phân phối xác suất đồng thời bằng tích của các hàm phân phối xác suất thành phần và được gọi là hàm hợp lý (Likelihood function - LF):

$$f(Y_1, Y_2, \dots, Y_n) = \prod_{i=1}^n f_i(Y_i) = \prod_{i=1}^n p_i^{1 - Y_i} (1 - p_i)^{Y_i}$$

Lấy logarit tự nhiên hai vế ta gọi là log likelihood function, ký hiệu LLF:

$$\begin{aligned} \ln f(Y_1, Y_2, \dots, Y_n) &= \sum_{i=1}^n [(1 - Y_i) \ln p_i + Y_i \ln (1 - p_i)] \\ &= \sum_{i=1}^n [\ln p_i + Y_i \ln (1 - p_i) - Y_i \ln p_i] \end{aligned}$$

$$= \prod_{i=1}^n \frac{e^{-p_i}}{1 + e^{-p_i}} \prod_{i=1}^n p_i$$

Thay $p_i = \frac{1}{1 + e^{-(b_0 + bX_i)}}$ ta được:

$$\ln f(Y_1, Y_2, \dots, Y_n) = \sum_{i=1}^n \ln[1 + e^{-(b_0 + bX_i)}] - \sum_{i=1}^n Y_i(b_0 + bX_i)$$

Để tìm cực trị cần tính đạo hàm riêng của hàm LLF theo tham số và tìm điểm dừng. Nếu ma trận đạo hàm riêng cấp hai của LLF là ma trận xác định dương thì điểm dừng sẽ là điểm cực đại. Và để ma trận đạo hàm riêng cấp hai của LLF có thể xác định dương thì cần đặt ra các điều kiện cho mô hình Logistic. Hơn nữa hệ phương trình đạo hàm riêng là phi tuyến tính đối với các tham số cần ước lượng nên để tìm điểm dừng phải dùng phương pháp Newton-Raphason.

3.2.1.2. Một số nghiên cứu ứng dụng mô hình Logistic

Nghiên cứu của Weiyang Guo (2008) về sử dụng các chỉ số tài chính như công cụ để dự báo những thất bại: Bằng chứng từ Hong Kong sử dụng hồi quy Logistic. Mục tiêu của nghiên cứu là xác định đặc điểm phân biệt giữa các công ty phá sản và không phá sản với mẫu nghiên cứu là các công ty Hong Kong trong giai đoạn 2001-2007. Kết quả cho thấy mức độ nợ và lợi nhuận trên vốn cổ phần làm tăng sự thất bại của công ty, trong khi phá sản lại giảm với quy mô doanh nghiệp và lợi nhuận. Mô hình nghiên cứu của tác giả được trình bày dưới dạng:

$$L_i = \ln\left(\frac{p_i}{1 - p_i}\right) = \beta_1 TDTA_i - \beta_2 EQTC_i + \beta_3 RETA_i + \beta_4 ROE_i - \beta_5 CFTD_i - \beta_6 NITA_i - \beta_7 SATA_i - \beta_8 WCTA_i - \beta_9 CR_i - \beta_{10} Size_i + dummy(year) + dummy(industry) + u_i$$

Trong đó: Biến phụ thuộc có hai trạng thái là $L = 1$ nếu công ty phá sản, $L = 0$ nếu không. Các biến độc lập là: TDTA - tổng nợ trên tổng tài sản, EQTC - vốn chủ trên tổng số vốn, RETA - lợi nhuận giữ lại trên tổng tài sản, ROE - lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu, CFTD - dòng tiền trên tổng nợ, NITA - Thu nhập ròng trên tổng tài sản, SATA - Doanh thu trên tổng tài sản, WCTA - Vốn lưu động trên tổng tài sản, CR - Hệ số thanh toán hiện thời, Size - Logarit cơ số 10 của tổng tài sản.

Vandana Gupta (2014) so sánh mô hình z-score sử dụng phân tích phân biệt và mô hình logit trong phân tích thực nghiệm về rủi ro phá sản của các công ty niêm yết tại Ấn Độ. Tại mô hình logit, sự phá sản/có khả năng thanh toán được sử dụng làm biến phụ thuộc: các công ty có khả năng thanh toán, mã hoá là "0", các công ty phá sản được mã hóa "1". Các biến độc lập là các chỉ số tài chính về khả năng sinh lời, khả năng thanh khoản, khả năng thanh toán, hiệu suất, và tỷ số Altman. Tác giả cũng đưa thêm vào một số biến kiểm soát là biến giả về ngành nghề và các biến kinh tế vĩ mô. Kết quả cho thấy mô hình logit có tính linh hoạt cao hơn, đơn giản và dễ hiểu hơn, có thể tính toán trực tiếp xác suất phá sản và dự báo cho các nhà cho vay và nhà đầu tư về mức độ rủi ro của một công ty.

Thitivadee Chaiyawat và Pornpan Samranruen (2016) nghiên cứu về rủi ro bị bãi yết của các công ty niêm yết Thái Lan. Tác giả đã sử dụng mô hình hồi quy Logistic với biến phụ thuộc là "niêm yết" và "bãi yết", trong đó các công ty có khả năng bị bãi yết hoặc đã bị bãi yết được đặt là 1, và bằng 0 trong trường hợp còn lại. Các biến độc lập là các chỉ số tài chính, bao gồm các thước đo về lợi nhuận, đòn bẩy, tính thanh khoản, hiệu quả hoạt động, khả năng thanh toán, sự phân tách của tài sản và nợ phải trả. Kết quả cho thấy tỷ lệ vốn lưu động trên tổng tài sản, nợ vay trên vốn chủ sở hữu, và biên lợi nhuận gộp có ảnh hưởng đến việc bãi yết. Đồng thời mô hình có thể dự đoán chính xác 99,1% việc phân loại các doanh nghiệp niêm yết còn tồn tại và chính xác 90% trong phân loại các công ty bị bãi yết.

3.2.1.3. Các biến sử dụng trong mô hình

- $level_{i,t}$: Rủi ro tài chính được xác định bằng rủi ro thanh khoản và rủi ro phá sản. Với: Rủi ro thanh khoản được xác định bằng hệ số thanh toán nhanh:

$$\text{Hệ số thanh toán nhanh} = \frac{\text{Tiền và tương đương tiền} + \text{đầu tư tài chính ngắn hạn}}{\text{Nợ phải trả ngắn hạn}}$$

Rủi ro phá sản được tính bằng z-score Altman:

$$z - \text{score} = 1.2 X_1 + 1.4 X_2 + 3.3 X_3 + 0.6 X_4 + 0.999 X_5$$

Trong đó: X_1 -Vốn lưu động thuần/Tổng tài sản; X_2 -Lợi nhuận giữ lại/Tổng tài sản; X_3 -Lợi nhuận trước lãi vay và thuế/Tổng tài sản; X_4 -Vốn hóa thị trường/Giá trị sổ sách nợ phải trả; X_5 -Doanh thu thuần/Tổng tài sản.

Kết hợp rủi ro thanh khoản và rủi ro phá sản, nhóm nghiên cứu biểu diễn rủi ro tài chính thông qua thang đo bậc 3 như sau: $Y_2 = \text{"safe"}$ (doanh nghiệp đang trong vùng an toàn) nếu z-score lớn hơn 1.81 và hệ số thanh toán nhanh lớn hơn 1; $Y_2 = \text{"Gray"}$ (doanh nghiệp đang trong vùng nguy hiểm) nếu z-score lớn hơn 1.81 và hệ số thanh toán nhanh nhỏ hơn 1 hoặc z-score nhỏ hơn 1.81 và hệ số thanh toán nhanh lớn hơn 1; $Y_2 = \text{"Distress"}$ (doanh nghiệp có rủi ro phá sản) nếu z-score nhỏ hơn 1.81 và hệ số thanh toán nhanh nhỏ hơn 1.

- $leverage_{i,t}$: Mức độ sử dụng đòn bẩy tài chính trong doanh nghiệp được đo lường thông qua hệ số nợ: Hệ số nợ = Tổng nợ phải trả/Tổng tài sản. Theo lý thuyết đánh đổi cấu trúc vốn, việc xét cấu trúc vốn tối ưu phải cân bằng giữa lợi ích từ lá chắn thuế và chi phí phá sản hoặc khó khăn tài chính (Myers, 1984). Việc sử dụng nợ vượt quá khả năng kiểm soát sẽ làm lợi ích từ lá chắn thuế không thể bù đắp được các chi phí, đẩy doanh nghiệp tình trạng tài chính kiệt quệ, rủi ro phá sản tăng cao. Ngoài ra lạm dụng đòn bẩy tài chính đồng nghĩa với số nợ phải trả khi các khoản nợ đáo hạn tăng cao, doanh nghiệp có thể đối diện với nguy cơ phải thanh lý nhanh các tài sản của mình ra ngoài thị trường và không thể có được mức giá tốt nhất.

- $lnev_{i,t}$: Giá trị doanh nghiệp được tính toán thông qua Logarit tự nhiên của hệ số EV, với: $EV = \text{Vốn hóa} + \text{Vốn vay} - \text{Tiền và tương đương tiền}$. Hầu hết các nghiên cứu thực nghiệm hiện nay đều tìm hiểu về tác động của các yếu tố khác lên giá trị doanh nghiệp và có rất ít các nghiên cứu nghiên cứu theo hướng ngược lại. Giá trị doanh nghiệp có tác động gián tiếp đến rủi ro tài chính thông qua các quyết định của các nhà quản trị và nhà đầu tư. Đây là tín hiệu khích lệ các nhà đầu tư tiếp tục đầu tư vào doanh nghiệp, giúp doanh nghiệp thúc đẩy hoạt động sản xuất kinh doanh hoặc vượt qua giai đoạn khó khăn. Đồng thời giá trị doanh nghiệp tăng cũng là tín hiệu hoạt động sản xuất kinh doanh của doanh nghiệp đang đi theo chiều hướng tích cực. Do đó doanh nghiệp có thêm các khoản thu để chi trả các khoản nợ đến hạn và giảm nguy cơ phá sản.

- $lnass_{i,t}$: Quy mô doanh nghiệp được định lượng bằng cách logarit tổng giá trị tài sản của doanh nghiệp. Quy mô của doanh nghiệp được dự đoán tỷ lệ nghịch với rủi ro tài chính của doanh nghiệp khi doanh nghiệp càng lớn sẽ càng có nhiều cơ hội đa dạng hóa và từ đó giảm nguy cơ phá sản (Rajan & Zingales, 1995). Cụ thể hơn, theo điều tra của Wharton School tại các công ty phi tài chính tại Mỹ, việc sử dụng các công cụ phái sinh để kiểm soát rủi ro có liên quan đến quy mô của doanh nghiệp (Ross, Westerfield, & Jordan, 2006).

- $age_{i,t}$: Tuổi đời của doanh nghiệp được tính từ năm được niêm yết trên thị trường chứng khoán tới năm quan sát. Điều tra của Fraccio và các cộng sự năm 2011 cho thấy tuổi đời doanh nghiệp là một trong những yếu tố ảnh hưởng quyết định đến rủi ro của doanh nghiệp. Theo Koh, et al. (2015), các doanh nghiệp trẻ thường phải đối mặt với sự không chắc chắn về tăng trưởng trong tương lai, chi phí huy động vốn cao hơn, và mức độ rủi ro cá biệt lớn hơn. Ngược lại, các doanh nghiệp lâu đời thường sẽ lớn hơn, có uy tín đã tích lũy trong thời gian dài, được hưởng chi phí huy động vốn từ bên ngoài thấp hơn, và có nhiều kinh nghiệm hơn trong quản lý cấu trúc vốn. Tuy nhiên các công ty trong mẫu chủ yếu là các công ty mới được niêm yết trên sàn chứng khoán, do đó ít tiếp xúc với những biến động lớn từ thị trường và các loại rủi ro.

- $asstruc_{i,t}$: Cấu trúc tài sản của doanh nghiệp trong nghiên cứu này được xác định qua công thức: $(\text{Tổng Tài sản} - \text{Tài sản ngắn hạn} - \text{TSCĐ vô hình})/\text{Tổng tài sản}$. Doanh nghiệp có mức tài sản hữu hình lớn đồng nghĩa với số tài sản có thể thế chấp cho các khoản vay tăng

lên, rủi ro của người cho vay giảm, và các tài sản có thể giữ lại giá trị phát mãi (Rajan & Zingales, 1995). Bên cạnh đó các công ty xây dựng thường sở hữu những máy móc, thiết bị có giá trị lớn, mang đặc thù ngành, và khó thanh lý. Tài sản cố định lớn làm tính thanh khoản trong doanh nghiệp giảm xuống đồng thời việc thanh lý các tài sản cố định trên thị trường chưa chắc mang lại cho doanh nghiệp mức giá tốt nhất. Tuy nhiên, theo Myer (1984) thì trong điều kiện thị trường khủng hoảng, nhiều biến động lớn, giá trị các tài sản vô hình và cơ hội phát triển sẽ mất giá nhanh hơn.

- $retain_{i,t}$: Đây là biến kiểm soát phản ánh lợi nhuận giữ lại của doanh nghiệp. So với phát hành cổ phiếu hay đi vay nợ thì lợi nhuận giữ lại là nguồn vốn mang ít rủi ro hơn. Khi chi phí huy động từ bên ngoài tăng cao do những biến động của thị trường, lợi nhuận giữ lại là nguồn lực hữu hiệu giúp doanh nghiệp vận hành bình thường, tận dụng cơ hội đầu tư lớn. Ngoài ra lợi nhuận giữ lại còn được sử dụng trong việc phòng ngừa rủi ro đến từ chính nội bộ doanh nghiệp cũng như môi trường kinh doanh (Sơn Trần, 2016)

Bảng 1: Giới thiệu các biến trong mô hình hồi quy Logistic

Tên biến	Loại biến	Ý nghĩa	Cách tính	Kỳ vọng mối tương quan với biến phụ thuộc	Các nghiên cứu liên quan
Level	Biến phụ thuộc	Rủi ro tài chính	Kết hợp giữa rủi ro phá sản và rủi ro thanh khoản		
leverage	Biến độc lập	Đòn bẩy tài chính	Hệ số nợ=Nợ phải trả/Tổng tài sản	(+)	Myers (1984)
lnev	Biến kiểm soát	Giá trị doanh nghiệp	Logarit tự nhiên của chỉ số EV, với EV= Vốn hóa + Vốn vay - Tiền và tương đương tiền	(-)	
lnass	Biến kiểm soát	Quy mô doanh nghiệp	Logarit tự nhiên của tổng tài sản	(-)	Rajan & Zingales (1995); Ross, Westerfield, & Jordan (2006)
age	Biến kiểm soát	Tuổi đời của doanh nghiệp	Lấy năm quan sát trừ đi năm niêm yết	(-)	Fraccio, et al. (2011); Koh, et al. (2015)
asstruc	Biến kiểm soát	Cấu trúc tài sản của doanh nghiệp	(Tổng Tài sản – Tài sản ngắn hạn - TSCĐ vô hình)/Tổng tài sản	(+)/(-)	Rajan & Zingales (1995); Myer (1984)
retain	Biến kiểm soát	Lợi nhuận giữ lại	Lợi nhuận giữ lại	(-)	Sơn Trần (2016)

Nguồn: Nhóm nghiên cứu tổng hợp

3.2.2. Mô hình hồi quy dữ liệu bảng

3.2.2.1. Cơ sở toán học

Dữ liệu bảng (dữ liệu kết hợp) là sự kết hợp các dữ liệu theo chuỗi thời gian và không gian. Các mô hình hồi quy dựa vào dữ liệu này được gọi là mô hình hồi quy dữ liệu bảng (Adkins & Hill, 2011), (Demirgüç-Kunt, Asli, & Maksimovic, 1999).

Trong mô hình hồi quy dữ liệu bảng, theo quy ước, i là ký hiệu đơn vị theo không gian, t là ký hiệu đơn vị theo thời gian. Nếu mỗi đơn vị theo không gian có cùng một số lượng quan sát như nhau theo chuỗi thời gian, thì dữ liệu bảng này được gọi là bảng cân đối (hoặc gọi là bảng cân bằng). Nếu số quan sát khác nhau giữa các phần tử của bảng, ta gọi đó là bảng không cân

đôi. Giả định rằng các biến độc lập là phi ngẫu nhiên và các số hạng sai số tuân theo các giả thuyết của mô hình hồi quy cổ điển là $u_{it} \sim N(0, \sigma^2)$.

Ước lượng mô hình dữ liệu bảng:

Việc ước lượng mô hình hồi quy với dữ liệu bảng phụ thuộc vào những giả định về tung độ góc, các hệ số góc và số hạng sai số u_{it} của mô hình. Xét mô hình hồi quy ba biến với biến phụ thuộc Y_{it} và hai biến độc lập là X_{2it} và X_{3it} ($i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T$). Khi đó, có một số khả năng có thể xảy ra như sau:

- (1) Tung độ góc và hệ số góc giống nhau giữa các công ty qua thời gian (phần dư thể hiện sự khác biệt giữa các công ty qua thời gian).
- (2) Các hệ số góc là hằng số nhưng tung độ góc thay đổi theo các công ty.
- (3) Tung độ góc khác nhau giữa các công ty qua thời gian, hệ số góc là hằng số.
- (4) Tung độ góc và hệ số góc thay đổi giữa các công ty.
- (5) Tung độ góc và hệ số góc thay đổi giữa các công ty và qua thời gian.

Tính phức tạp tăng dần lên theo từng trường hợp trên. Mô hình sẽ phức tạp hơn nữa nếu bổ sung thêm các biến độc lập (do có thể xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập).

Mô hình hồi quy dữ liệu bảng mang nhiều ưu điểm nổi trội như: Sự kết hợp các chuỗi quan sát theo thời gian và không gian giúp cung cấp nhiều thông tin hơn, đa dạng hơn, ít đa cộng tuyến giữa các biến số, số bậc tự do cao hơn và hiệu quả hơn. Nhờ nghiên cứu các quan sát theo không gian lặp lại, dữ liệu bảng thực hiện tốt hơn các nghiên cứu về những thay đổi xảy ra liên tục như thất nghiệp, di chuyển lao động, ... Bên cạnh đó, dữ liệu bảng cũng có thể phát hiện và đo lường tốt hơn những ảnh hưởng không thể quan sát trong dữ liệu chuỗi thời gian hay dữ liệu chéo theo không gian, giúp nghiên cứu những mô hình hành vi phức tạp hơn.

3.2.2.2. Một số nghiên cứu ứng dụng mô hình hồi quy dữ liệu bảng

Nguyễn Thị Ngọc Trang và Trang Thúy Quyên (2013) nghiên cứu về mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và quyết định đầu tư. Trong nghiên cứu này, hai tác giả sử dụng mẫu gồm 264 công ty niêm yết trên HOSE và HNX. Mô hình nghiên cứu sử dụng phân tích dữ liệu mảng bằng cách hồi quy theo ba phương pháp là phương pháp bình phương nhỏ nhất thông thường (OLS), mô hình ảnh hưởng cố định (FEM), và mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên (REM), kết hợp với hai kiểm định là Lagrangian Multiplier và kiểm định Hausman. Mô hình nghiên cứu được phát biểu như sau:

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \alpha + \beta \cdot \frac{CF_{i,t}}{K_{i,t-1}} + \beta_1 Q_{i,t-1} + \beta_2 LEV_{i,t-1} + \beta_3 SALE_{i,t-1} + \beta_4 ROA_{i,t-1} + \beta_5 LIQ_{i,t-1} + u_{it}$$

Trong đó: I - đầu tư thuần của công ty, K - tài sản cố định hữu hình thuần, CF - dòng tiền của công ty, Q - hệ số Tobin's Q, LEV - đòn bẩy tài chính, SALE_i - tăng trưởng doanh thu, ROA - tỷ suất sinh lời trên tài sản, LIQ - tính thanh khoản. Kết quả cho thấy đòn bẩy tác động cùng chiều đến quyết định đầu tư với công ty tăng trưởng cao trong mẫu, nhưng tác động ngược chiều đối với các công ty tăng trưởng thấp.

Loncan và Caldeira (2014) nghiên cứu về cấu trúc vốn, việc nắm giữ tiền mặt, và giá trị doanh nghiệp tại các công ty niêm yết của Brazil. Nghiên cứu áp dụng mô hình ảnh hưởng cố định với mẫu bao gồm tất cả các công ty phi tài chính trên thị trường chứng khoán Brazil trong giai đoạn 2002-2012. Mô hình tổng quát cho ba mô hình trong nghiên cứu được phát biểu như sau:

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 X_{1i,t} + \beta_2 X_{2i,t} + \dots + \beta_n X_{ni,t} + u_{i,t}$$

Trong đó Y là biến phụ thuộc, X là biến độc lập, α là hệ số cố định và β là hệ số góc. Nghiên cứu hồi quy giữa cấu trúc vốn và số tiền nắm giữ, cũng như giữa tiền mặt và nợ ngắn hạn và dài hạn. Tiếp theo, bài báo đã áp dụng hồi quy giữa giá trị doanh nghiệp, cơ cấu vốn, và tiền mặt nắm giữ. Kết quả của nghiên cứu này cho thấy nợ ngắn hạn và dài hạn liên quan đến việc nắm giữ tiền mặt và mức độ nắm giữ tiền mặt cũng liên quan đến mức đòn bẩy thấp hơn. Nghiên cứu cũng đưa ra bằng chứng gián tiếp rằng các doanh nghiệp bị ràng buộc về mặt tài

chính có nhiều tiền hơn. Về tác động của cơ cấu vốn đến giá trị doanh nghiệp, nợ ngắn hạn, nợ dài hạn, và hạn chế về tài chính có ảnh hưởng tiêu cực đến giá trị doanh nghiệp, cho thấy hành vi không thích rủi ro của chủ đầu tư liên quan đến nợ. Việc nắm giữ tiền mặt thay vào đó được các nhà đầu tư đánh giá là tích cực, nhưng chỉ đến mức ngưỡng tối ưu.

3.2.2.3. Các biến sử dụng trong mô hình

- $leverage_{i,t}$: Nhiều nghiên cứu thực nghiệm chỉ ra rằng đòn bẩy tài chính là quyết định quan trọng, ảnh hưởng tới giá trị doanh nghiệp như Jensen & Meckling (1976), Raheel & Shah (2015),... Tuy nhiên, kết luận về phương hướng tác động giữa hai yếu tố này lại có sự không đồng nhất. Đòn bẩy tài chính có thể tác động tiêu cực tới giá trị doanh nghiệp (Rayan, 2008), nhưng cũng tồn tại nghiên cứu kết luận rằng mức độ sử dụng đòn bẩy tài chính tỷ lệ thuận với giá trị doanh nghiệp (Akinyemi & Rasheed, 2016).

- $lnass_{i,t}$: Quy mô doanh nghiệp được cho là đóng vai trò quyết định tới giá trị doanh nghiệp (Babalola, 2013). Trong công thức tính EV có hai yếu tố là vốn chủ sở hữu và nợ phải trả, và đây cũng là hai nguồn vốn hình thành tài sản của doanh nghiệp. Đồng thời doanh nghiệp có quy mô càng lớn thì càng dễ tiếp cận với các nguồn vốn vay, gia tăng cơ hội nâng cao giá trị doanh nghiệp. Vì vậy quy mô doanh nghiệp được cho rằng có quan hệ thuận chiều với giá trị doanh nghiệp (Abor, 2005).

- $age_{i,t}$: Doanh nghiệp hoạt động càng lâu, thì khả năng sinh lời của nó dường như bị suy giảm (Loderer & Waelchli, 2010). Khi tuổi đời của doanh nghiệp tăng lên, cơ cấu tổ chức được xây dựng từ ban đầu sẽ trở nên cứng nhắc theo thời gian, khó thay đổi để có thể bắt kịp với cơ cấu hiện đại. Kéo theo đó là chi phí tăng lên, tăng trưởng chậm lại, tài sản trở nên lỗi thời, các khoản đầu tư vào nghiên cứu và phát triển cũng giảm đi. Tuy nhiên doanh nghiệp càng hoạt động lâu sẽ càng có nhiều cơ hội tích lũy tài sản, mở rộng kinh doanh, và từ đó gia tăng giá trị doanh nghiệp (Sucuahi & Cambarihan, 2016).

- $retain_{i,t}$: Theo lý thuyết Trật tự phân hạng trong nghiên cứu của Myers và Majluf năm 1984, doanh nghiệp yêu thích tài chính nội bộ (từ lợi nhuận giữ lại) hơn tài chính từ bên ngoài. Vì lợi nhuận giữ lại giúp doanh nghiệp duy trì tính thanh khoản, phòng ngừa rủi ro, và chớp lấy cơ hội đầu tư. Hầu hết các doanh nghiệp đều đầu tư lợi nhuận giữ lại vào các lĩnh vực mà công ty có thể tạo ra các cơ hội tăng trưởng tốt, như mua sắm máy móc thiết bị mới hay đầu tư nghiên cứu phát triển, hướng tới mục tiêu gia tăng giá trị doanh nghiệp. Tồn tại một mức lợi nhuận giữ lại tối ưu mà tại đó giá trị doanh nghiệp đạt tối đa (Son Trần, 2016).

- $asstruc_{i,t}$: Doanh nghiệp có tỷ lệ tài sản hữu hình trên tổng tài sản càng lớn thì lượng tài sản có thể dùng cho thế chấp càng nhiều, từ đó giảm rủi ro cho những người cho vay, khiến họ sẵn lòng đầu tư hơn. Một doanh nghiệp có tài sản đảm bảo sẽ tiếp cận dễ dàng hơn tới những khoản vay rồi từ đó tăng giá trị doanh nghiệp (Setiadharna & Machali, 2017).

Bảng 2: Giới thiệu các biến trong mô hình hồi quy dữ liệu bảng

Tên biến	Loại biến	Ý nghĩa	Cách tính	Kỳ vọng mối tương quan với biến phụ thuộc	Các nghiên cứu liên quan
Lnev	Biến phụ thuộc	Giá trị doanh nghiệp	Logarit tự nhiên của chỉ số EV, với EV= Vốn hóa + Vốn vay - Tiền và tương đương tiền	(-)	
leverage	Biến độc lập	Đòn bẩy tài chính	Hệ số nợ=Nợ phải trả/Tổng tài sản	(+)	Jensen & Meckling (1976); Raheel & Shah (2015); Rayan (2008); Akinyemi & Rasheed (2016)
lnass	Biến kiểm soát	Quy mô doanh nghiệp	Logarit tự nhiên của tổng tài sản	(-)	Abor (2005) Babalola (2013)

age	Biến kiểm soát	Tuổi đời của doanh nghiệp	Lấy năm quan sát trừ đi năm niêm yết	(-)	Loderer & Waelchli (2010) Sucuahi & Cambarihan, 2016
asstruc	Biến kiểm soát	Cấu trúc tài sản của doanh nghiệp	(Tổng Tài sản – Tài sản ngắn hạn - TSCĐ vô hình)/Tổng tài sản	(+)/(-)	Myers & Majluf (1984) Sơn Trần (2016)
retain	Biến kiểm soát	Lợi nhuận giữ lại	Lợi nhuận giữ lại	(-)	Setiadharna & Machali (2017)

Nguồn: Nhóm nghiên cứu tổng hợp

4. Nhận xét và đánh giá kết quả

4.1 Thống kê mô tả các biến

Bảng 3: Thống kê mô tả

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
level	475	1.486316	.7242937	1	3
leverage	475	.6667546	.170957	.141478	.9305429
lnev	470	5.427507	1.594736	1.093163	10.03048
lnass	475	6.31109	1.357283	3.162686	10.25474
asstruc	474	.3290003	.1730142	.0183571	.9266213
retain	475	5.646345	313.347	-3075.093	1435.367
age	475	5.178947	2.412953	0	14

Nguồn: Nhóm nghiên cứu thực hiện bằng phần mềm STATA13

Nếu đặt Distress là 1, Gray là 2, và Safe là 3, kết quả thống kê mô tả cho thấy các CTCP Xây dựng niêm yết đang có rủi ro trung bình ở mức cao (bằng 1.486). Kết quả này phù hợp với tính chất của các công ty trong ngành xây dựng do đây là một trong những lĩnh vực có mức rủi ro cao nhất với các dự án đầu tư dài hạn, nhu cầu vốn ban đầu cao, thu hồi vốn chậm, chịu nhiều ảnh hưởng của biến động thị trường,...

Biến độc lập leverage cho thấy mức sử dụng của đòn bẩy tài chính khá lớn, trung bình 0.667, với hệ số nợ thấp nhất là 0.141 và cao nhất là 0.931. Lý do các CTCP Xây dựng Niêm yết trong ngành chủ yếu là các công ty nhỏ và vừa, mà các dự án trong ngành xây dựng thường là đầu tư dài hạn và cần lượng vốn rất lớn. Vì vậy tỷ lệ vốn chủ sở hữu trong các công ty này thường không thể đáp ứng được nhu cầu đầu tư và phải sử dụng đòn bẩy với mức độ lớn. Biến độc lập lnev có giá trị trung bình là 5.428 hay giá trung bình của các công ty trong mẫu vào khoảng 227.693 tỷ đồng, trong đó công ty nhỏ nhất chỉ khoảng 2.983 tỷ đồng và lớn nhất khoảng 22697.272 tỷ đồng.

Kết quả thống kê biến lnass chỉ ra rằng quy mô doanh nghiệp có giá trị trung bình là 550.645 tỷ đồng, lớn nhất có thể đạt tới 28282.54 tỷ đồng, nhưng bên cạnh đó cũng tồn tại doanh nghiệp với quy mô nhỏ nhất chỉ có 23.57 tỷ đồng. Lợi nhuận giữ lại trung bình của các công ty khá thấp. Trong mẫu có những công ty kinh doanh rất tốt, lợi nhuận giữ lại lên đến 1435.367, nhưng cũng có những công ty thua lỗ nặng nề. Các công ty trong mẫu có những đặc điểm chung của các công ty trong ngành xây dựng là mức độ tài sản cố định hữu hình thấp (cấu trúc tài sản trung bình là 0.3290003). Hiện tượng này xảy ra là do các công ty xây dựng thường có mức vốn lưu động rất lớn, tỷ trọng tài sản ngắn hạn trong tổng tài sản rất cao, đặc biệt là nợ phải thu và hàng tồn kho. Ngoài ra vì các công trình thi công của ngành xây dựng hay có tính chất dần trải, nên các công ty xây dựng thường không mua sắm máy móc mà thực hiện thuê tài sản. Cuối cùng, tính đến năm 2014, trung bình các công ty trong mẫu đã niêm yết được khoảng 5 năm, trong đó công ty niêm yết muộn nhất vào năm 2012 và sớm nhất vào năm 2002.

4.2. Một số kiểm định trước mô hình

a. Phân tích tương quan giữa các biến

Bảng 4: Ma trận tương quan giữa các biến

	level	leverage	lnev	age	asstruc	retain	lnass
level	1.0000						
leverage	-0.5457	1.0000					
	0.0000						
lnev	-0.2347	0.3439	1.0000				
	0.0000	0.0000					
age	-0.0958	0.0987	0.2192	1.0000			
	0.0369	0.0316	0.0000				
asstruc	0.5557	-0.9448	-0.2837	-0.0740	1.0000		
	0.0000	0.0000	0.0000	0.1078			
retain	0.1142	-0.1320	0.0286	0.0511	0.1074	1.0000	
	0.0128	0.0040	0.5364	0.2667	0.0193		
lnass	-0.3528	0.4497	0.9224	0.2664	-0.3785	-0.0585	1.0000
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2027	

Nguồn: Nhóm nghiên cứu thực hiện bằng phần mềm STATA13

Nhìn chung hầu hết các biến trong phân tích có mức tương quan với nhau thấp (nhỏ hơn 0.6). Tuy nhiên trong đó có hai nhóm biến tương quan mạnh với nhau là leverage và asstruc, lnass và lnev (lớn hơn 0.8). Nguyên nhân của hiện tượng này có thể giải thích là tổng tài sản lớn tạo điều kiện cho doanh nghiệp có tài sản thế chấp, vay vốn đầu tư cho các dự án mang nhiều lợi nhuận và từ đó gia tăng giá trị doanh nghiệp. Ngoài ra trong EV có hai yếu tố cấu thành là vốn chủ sở hữu và nợ phải trả, và đây cũng là hai nguồn vốn hình thành tài sản của doanh nghiệp. Đối với nhóm leverage và asstruc, hiện tượng tương quan mạnh và ngược chiều xảy ra có thể xuất phát từ thực tế các công ty trong ngành xây dựng có tài sản ngắn hạn rất lớn và các công ty này huy động các nguồn vốn nợ nhằm đầu tư vào các tài sản ngắn hạn. Hiện tượng tương quan mạnh có thể gây ra đa cộng tuyến trong mô hình, do đó nhóm nghiên cứu loại bỏ biến kiểm soát lnass và asstruc ra khỏi mô hình.

b. Kiểm định về tính đa cộng tuyến

Theo bảng 8 trong phụ lục có thể thấy được hệ số VIF của các biến đều nhỏ hơn 10. Do đó không phải loại biến ra khỏi mô hình. Ngoài ra trung bình của các hệ số VIF trong mô hình nhỏ hơn 2 do đó mô hình không bị vấn đề đa cộng tuyến.

c. Kiểm định tính dừng

Nhóm nghiên cứu tiến hành kiểm định tính dừng thông qua tiêu chuẩn kiểm định Fisher (Bảng 9 – Phụ lục). Kết quả kiểm định cho thấy age có p-value = 1.000, chưa thể bác bỏ giả thuyết H_0 với mức ý nghĩa 5% do đó chuỗi dữ liệu không dừng. Vì vậy loại bỏ biến age ra khỏi mô hình. Nguyên nhân của việc loại bỏ này là do trên thực tế, các doanh nghiệp trong mẫu chủ yếu là các công ty mới được niêm yết, chưa phải chịu nhiều sự ảnh hưởng của rủi ro tài chính. Các biến còn lại có p-value = 0.0000, như vậy bác bỏ giả thuyết H_0 với mức ý nghĩa 5%, chấp nhận giả thuyết H_1 , chuỗi dữ liệu là chuỗi dừng.

4.3. Phân tích tác động của đòn bẩy tài chính đến rủi ro tài chính

Bảng 5: Mô hình hồi quy Logistic Đa thức

Multinomial logistic regression			
Prob > chi2 = 0.0000			
Pseudo R2 = 0.2057			
level	Coef.	Std. Err.	P> z
Distress			
leverage	4.136812	0.8768627	0.000
lnev	0.1752269	0.1027388	0.008
retain	-0.0054016	0.001572	0.001
_cons	-2.428981	0.6497704	0.000
Gray (base outcome)			
Safe			
leverage	-4.901724	1.061049	0.000
lnev	-0.2896998	0.1313642	0.027
retain	0.0013581	0.0012776	0.288
_cons	3.563568	0.7459464	0.000

Nguồn: Nhóm nghiên cứu thực hiện bằng phần mềm STATA13

a. Kiểm định mô hình

- Kiểm định Wald (Bảng 10 – Phụ lục): Kiểm định Wald được sử dụng để kiểm định về giả thuyết: tất cả các hệ số của các biến trong mô hình bằng 0. Giá trị p-value của các hệ số đều nhỏ hơn 0.05, từ đó có thể bác bỏ giả thuyết H_0 , chấp nhận giả thuyết H_1 với mức ý nghĩa 5%. Như vậy mô hình là phù hợp.

- Kiểm định sự kết hợp giữa các nhóm của biến phụ thuộc (Bảng 11 – Phụ lục): Giá trị p-value của kiểm định các cặp đạt giá trị $0.000 < 0.05$, điều này cho thấy có thể bác bỏ giả thuyết H_0 , chấp nhận H_1 với mức ý nghĩa 5% hay không thể kết hợp các nhóm kết quả tại biến phụ thuộc.

- Kiểm định tính độc lập của việc thay thế không liên quan - Hausman IIA (Bảng 12 – Phụ lục): Khi loại bỏ nhóm kết quả “safe” và “distress”, kết quả p-value = 0.5387 và 0.5072 cho thấy chưa thể bác bỏ giả thuyết H_0 . Mô hình không vi phạm điều kiện IIA.

- Kiểm định về sự loại bỏ biến (Bảng 13 – Phụ lục): Sự chênh lệch BIC’ giữa mô hình đã loại biến và mô hình ban đầu lớn hơn 0 và xấp xỉ 0 cho thấy có thể sử dụng các biến để chạy mô hình.

- Kiểm định tự tương quan (Bảng 14 – Phụ lục): Kết quả thu được p-value = 0.0757 > 0.05, với mức ý nghĩa 5%, chưa thể bác bỏ giả thuyết H_0 . Như vậy mô hình không có hiện tượng tự tương quan.

Ngoài ra do mẫu đủ lớn nên phần dư có thể được coi là hội tụ về phân phối chuẩn.

b. Phân tích mô hình

Từ mô hình đã chạy thu được hai mô hình:

$$\ln \left[\frac{P(Y=Distress)}{P(Y=Gray)} \right] = -2.428981 + 4.136812 \text{ leverage}_{i,t} + 0.1752269 \text{ lnev}_{i,t} - 0.0054016 \text{ retain}_{i,t} \quad (1)$$

$$\ln \left[\frac{P(Y=Safe)}{P(Y=Gray)} \right] = 3.563568 - 4.901724 \text{ leverage}_{i,t} - 0.2896998 \text{ lnev}_{i,t} + 0.0013581 \text{ retain}_{i,t} \quad (2)$$

Kết quả mô hình cho thấy hệ số của các biến độc lập và biến kiểm soát tại hai phương trình ngược nhau, điều này có thể hiểu là hướng tác động của đòn bẩy tài chính, giá trị doanh nghiệp, và lợi nhuận giữ lại đến rủi ro tài chính tại các công ty trong các vùng rủi ro khác nhau là giống nhau.

Kết quả thu được thống nhất với dự đoán ban đầu của mô hình: đòn bẩy tài chính tương quan cùng chiều với rủi ro tài chính. Khi đòn bẩy tài chính tăng thì khả năng rủi ro rơi vào vùng nguy hiểm tăng so với vùng an toàn và vùng phá sản tăng so với vùng nguy hiểm. Hệ số $\alpha_1 = 4.136812$ cho biết khi hệ số nợ tăng 1 đơn vị thì tỷ lệ giữa xác suất phá sản và xác suất

nguy hiểm giảm 413.6812% (tương tự tại phương trình (2) với $\beta_1 = -4.901724$). Nguyên nhân là do khi doanh nghiệp hoạt động không hiệu quả, số tiền phải trả sau khi vay vốn càng cao thì doanh nghiệp càng gặp nhiều khó khăn tài chính, đặc biệt là trong khả năng thanh toán các khoản nợ đến hạn.

Kết quả tại các phương trình cho thấy giá trị doanh nghiệp tỷ lệ thuận với rủi ro tài chính. Ở phương trình (1), $\alpha_2 = 0.1752269$, tức là lnev tăng 1 đơn vị thì tỷ lệ giữa xác suất phá sản và xác suất nguy hiểm tăng 17.52269% (tương tự với $\beta_2 = -0.2896998$). Giá trị doanh nghiệp của các công ty trong ngành tăng lên là tín hiệu tích cực cho các nhà đầu tư đổ vốn nhiều hơn vào lĩnh vực này. Mặc dù vậy, việc gia tăng vốn đầu tư không thể mang lại kết quả ngay lập tức và mức độ cạnh tranh cũng tương ứng tăng theo, do đó gây ra mức rủi ro lớn hơn cho doanh nghiệp. Ngoài ra theo ma trận tương quan, giá trị và quy mô của các CTCP Xây dựng Niêm yết có mức tương quan mạnh và gần như tuyến tính (lớn hơn 0.9), hay nói cách khác công ty càng lớn thì giá trị càng cao. Các công ty có quy mô lớn sẽ có nhiều cơ hội với việc đầu tư vào các dự án lớn mang lại nhiều lợi nhuận, giúp công ty gia tăng uy tín, nhận được sự đánh giá cao từ thị trường, và từ đó thúc đẩy giá trị doanh nghiệp. Tuy nhiên các dự án này cũng chứa đựng nhiều rủi ro tiềm tàng, đặc biệt là đối với ngành xây dựng với các dự án có các tính chất đặc thù như yêu cầu vốn lớn, thời gian thu hồi vốn chậm, việc thi công chậm tiến độ có thể mang lại thất thoát lớn, chịu nhiều ảnh hưởng từ biến động của thị trường...

$\alpha_3 = -0.0054016$ cho thấy lợi nhuận giữ lại tăng một đơn vị thì tỷ lệ giữa xác suất phá sản và xác suất nguy hiểm giảm 0.54016%. Kết quả này khẳng định lại những lý luận được đưa ra khi xây dựng mô hình. Theo công thức tính z-score, lợi nhuận giữ lại có mối quan hệ tỷ lệ thuận với z-score, từ đó tỷ lệ nghịch với rủi ro phá sản. Còn đối với tỷ lệ thanh toán nhanh, khi lợi nhuận giữ lại tồn tại dưới dạng tiền và các khoản tương đương tiền trong công ty, mức tài sản ngắn hạn tăng lên dẫn tới tỷ lệ thanh toán nhanh tăng. Hiện nay, các CTCP Xây dựng Niêm yết vẫn đang trên đà phát triển, lợi nhuận được giữ lại nhằm mở rộng hoạt động sản xuất kinh doanh. Lợi nhuận giữ lại là nguồn vốn nội bộ nên mức độ rủi ro gây ra cho công ty cũng thấp hơn những nguồn vốn huy động từ bên ngoài. Vì vậy gia tăng lợi nhuận giữ lại giúp các công ty giảm mức rủi ro tài chính đang có. Đồng thời lợi nhuận giữ lại là nguồn vốn bổ sung vào vốn chủ sở hữu, hình thành các quỹ trong doanh nghiệp để phòng ngừa rủi ro và mở rộng hoạt động kinh doanh. Do đó việc tăng lợi nhuận giữ lại giúp doanh nghiệp chi trả các khoản nợ sắp đáo hạn và có sự phòng bị tốt hơn đối với các biến động bất ngờ, từ đó giảm rủi ro tài chính của doanh nghiệp.

4.4. Phân tích tác động của đòn bẩy tài chính đến giá trị doanh nghiệp

4.4.1. Mô hình hồi quy theo phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS), mô hình ảnh hưởng cố định (FEM), và mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên (REM)

Theo các kết quả thu được từ phần trên, các biến về cấu trúc tài sản và tuổi đời doanh nghiệp bị loại ra khỏi mô hình. Đồng thời hệ số VIF của các biến và hệ số VIF trung bình trong mô hình này đều nhỏ hơn 2 cho thấy mô hình không có vấn đề về đa cộng tuyến (Bảng 15 – Phụ lục).

a. Hồi quy dữ liệu theo mô hình OLS, FEM, và REM:

Bảng 6: Mô hình OLS, FEM, và REM

	OLS		FEM		REM	
	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t
Leverage	-.7693936	0.000	.3112937	0.276	-.1315535	0.567
Lnass	1.131073	0.000	.7858153	0.000	1.01254	0.000
Retain	.0003769	0.000	.0000653	0.703	.0001562	0.205
_Cons	-1.205943	0.000	.2565163	0.507	-.8856477	0.000
F test	979.01		64.95		-	
Prob > F	0.0000		0.0000		-	
Wald Chi2	-		-		947.33	
Prob > Chi2	-		-		0.0000	

Nguồn: Nhóm nghiên cứu thực hiện bằng phần mềm STATA13

b. Lựa chọn mô hình

- Kết quả kiểm định F tại FEM cho thấy $F(94, 372) = 9.62$ và $p\text{-value} = 0.0000$, bác bỏ giả thuyết H_0 , chấp nhận H_1 . Kết quả này chỉ ra rằng đối với những số liệu thu được, nên sử dụng mô hình FEM hơn là mô hình hồi quy theo phương pháp OLS.

- Kiểm định Hausman (Bảng 16 – Phụ lục): Kết quả kiểm định cho thấy $p\text{-value} = 0.0000 < 0.05$, bác bỏ giả thuyết H_0 , chấp nhận H_1 hay nói cách khác mô hình FEM phù hợp hơn mô hình REM. Như vậy kết quả kiểm định cho thấy trong ba mô hình thì mô hình FEM là phù hợp nhất.

- Kiểm định tự tương quan (Bảng 17 – Phụ lục): Kết quả thu được $p\text{-value} = 0.0020 < 0.05$, với mức ý nghĩa 5%, bác bỏ giả thuyết H_0 và chấp nhận H_1 . Như vậy mô hình có hiện tượng tự tương quan.

- Kiểm định phương sai sai số thay đổi (Bảng 18 – Phụ lục): Kết quả cho thấy $p\text{-value} = 0.0000 < 0.05$, bác bỏ giả thuyết H_0 , chấp nhận H_1 . Mô hình có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

Như vậy có thể thấy mô hình ảnh hưởng cố định còn có nhiều khuyết tật, vì vậy nhóm nghiên cứu sử dụng mô hình FGLS để khắc phục những khuyết tật của mô hình FEM.

4.4.2. Mô hình hồi quy theo phương pháp bình phương nhỏ nhất tổng quát khả thi (FGLS)

Mô hình FGLS là một công cụ hữu hiệu khi mô hình OLS, FEM, REM không sử dụng được và trong các biến xuất hiện hiện tượng tự tương quan, phương sai sai số thay đổi.

Bảng 7: Mô hình bình phương nhỏ nhất tổng quát khả thi

Cross-sectional time-series FGLS regression			
Wald chi2 (3) =2176.86			
Prob > chi2 =0.0000			
lnev	Coef.	Std. Err.	P> z
leverage	-0.3884103	0.2209211	0.079
lnass	1.110115	0.0254973	0.000
retain	0.0002972	0.0000926	0.001
_cons	-1.367227	0.1757953	0.000

Nguồn: Nhóm nghiên cứu thực hiện bằng phần mềm STATA13

Kết quả $\gamma_1 = -0.3884103$ cho thấy đòn bẩy tài chính có mối quan hệ tương quan ngược chiều với giá trị doanh nghiệp. Theo mô hình Logistic, đòn bẩy tài chính có mối quan hệ tương quan cùng chiều với rủi ro tài chính. Tại các CTCP Xây dựng Niêm yết được phân tích trong đề tài nghiên cứu, mức độ sử dụng đòn bẩy đang ở mức lớn, dẫn đến rủi ro tài chính tăng cao và tác dụng của lá chắn thuế không thể bù đắp được rủi ro tồn tại. Đồng thời trong giai đoạn thị trường bất động sản khủng hoảng trầm trọng 2010-2013, lãi suất ngân hàng cao, thị trường thiếu tính thanh khoản, tín dụng đóng băng, phần lớn các công ty trong ngành xây dựng gặp khó khăn trong hoạt động kinh doanh, thậm chí dẫn đến hàng loạt công ty phá sản. Khi đó mức độ đòn bẩy tài chính quá cao chính là một trong những yếu tố khiến các công ty gặp khó khăn lớn trong thanh toán các khoản nợ đến hạn, đối diện với rủi ro thanh khoản và rủi ro phá sản trầm trọng, từ đó làm giảm giá trị doanh nghiệp. Tuy nhiên có thể nhận thấy hệ số của đòn bẩy tài chính có mức ý nghĩa không lớn ($7.9\% > 5\%$). Nguyên nhân là do hệ số nợ không thực sự phản ánh được nguy cơ phá sản trong tương lai gần do tổng số nợ còn bao gồm các khoản phải trả có thể dùng trong trao đổi hơn là tài trợ (Rajan & Zingales, 1995). Bên cạnh đó, trên thực tế, một phần nợ đáng kể trong cơ cấu vốn của các công ty xây dựng tại Việt Nam là chiếm dụng vốn của các nhà cung cấp và khách hàng và trong nhiều công ty xây dựng có tình trạng công ty mẹ vay vốn của công ty con với mức lãi suất thấp. Vì vậy tuy hệ số nợ của các CTCP Xây dựng Niêm yết cao nhưng vẫn chưa thể hoàn toàn chắc chắn về việc gia tăng nợ sẽ làm giảm giá trị doanh nghiệp.

Mối quan hệ giữa giá trị doanh nghiệp và tổng tài sản được thể hiện qua hệ số $\gamma_2 = 1.110115$ với mức ý nghĩa 1%. Kết quả này được hiểu là khi lnass tăng lên 1 đơn vị thì lnev tăng 1.110115 đơn vị. Hệ số γ_2 và hệ số tương quan giữa lnev và lnass có giá trị xấp xỉ 1 cho thấy mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và rủi ro tài chính gần như tuyến tính. Điều này

khẳng định lại lý thuyết đã xây dựng ban đầu: giá trị doanh nghiệp và quy mô doanh nghiệp có mối quan hệ tỷ lệ thuận. Tài sản là một yếu tố ảnh hưởng trực tiếp đến giá trị doanh nghiệp. Tài sản phản ánh yếu tố vật chất được sử dụng trong quá trình sản xuất kinh doanh, đồng thời cũng ảnh hưởng đến chất lượng và số lượng những sản phẩm và dịch vụ của doanh nghiệp. Bên cạnh đó tài sản có thể được bán đi để mang lại dòng tiền vào cho doanh nghiệp, do đó đảm bảo giá trị doanh nghiệp cho các chủ sở hữu.

Kết quả $\gamma_3 = 0.0002972$ với mức ý nghĩa 1% cho thấy lợi nhuận giữ lại có tác động cùng chiều với giá trị doanh nghiệp. Tức là khi lợi nhuận giữ lại tăng lên 1 đơn vị thì lnev tăng lên 0.0002972 đơn vị. Kết quả hồi quy thống nhất với dự báo ban đầu của lý thuyết. Lợi nhuận giữ lại giúp doanh nghiệp bớt lệ thuộc vào việc huy động các nguồn vốn từ bên ngoài, tăng cơ hội đầu tư, mở rộng sản xuất kinh doanh, và là dấu hiệu cho biết doanh nghiệp đang hoạt động tốt hay không, tạo niềm tin cho các nhà đầu tư.

5. Một số đề xuất từ kết quả nghiên cứu

5.1. Định hướng chiến lược tại các CTCP Xây dựng Niêm yết Việt Nam

Trong môi trường hội nhập kinh tế, cạnh tranh khốc liệt như hiện nay, một chiến lược kinh doanh phù hợp là vô cùng cần thiết đối với sự tồn tại và phát triển của doanh nghiệp. Đối với các doanh nghiệp xây dựng, quá trình hoạt động thường xuyên cần hướng tới mục tiêu cuối cùng là tối đa hóa giá trị doanh nghiệp, thông qua phát triển bền vững, gia tăng lợi nhuận, và thu hút vốn đầu tư. Từ định hướng chung, doanh nghiệp xây dựng có thể hoạch định cho bản thân chiến lược phát triển cụ thể cho tương lai. Theo tình hình thực tế của các CTCP Xây dựng Niêm yết Việt nam, nhằm tối đa hóa giá trị doanh nghiệp, các công ty cần phải tăng cường quản trị rủi ro tài chính và sử dụng những quyết định tài trợ hợp lý với tình hình thực tế. Về rủi ro tài chính, các công ty nên định hướng tăng cường hoạt động quản trị và nghiên cứu, dự báo, đặc biệt là với hai loại rủi ro: rủi ro thanh khoản và rủi ro phá sản. Sở dĩ cần tập trung vào hai loại rủi ro này là vì rủi ro thanh khoản là rủi ro mang tính thường xuyên. Tất cả các công ty thuộc ngành này đều tập trung đầu tư vào tài sản lưu động, tuy nhiên vấn đề là tài sản ngắn hạn của những công ty này không dễ dàng chuyển hóa thành tiền để thực hiện chức năng thanh toán mà không bị mất quá nhiều giá trị. Còn rủi ro phá sản là loại rủi ro nguy hiểm, liên quan tới sự sống còn của doanh nghiệp. Ngành xây dựng trong tương lai cần phải hoạt động với chủ trương chủ động trước rủi ro, nhằm giảm thiểu tổn thất khi rủi ro xảy ra. Về các quyết định tài trợ hay quản trị cấu trúc vốn, các công ty nên đặc biệt chú trọng tới quản trị đòn bẩy tài chính thông qua xem xét, theo dõi, và điều chỉnh hệ số nợ phù hợp với giai đoạn phát triển và rủi ro tài chính tiềm ẩn khi sử dụng hệ số nợ quá cao.

5.2. Nhóm giải pháp về sử dụng đòn bẩy tài chính

Chính sách về cấu trúc nguồn vốn luôn được coi là một trong những chính sách quan trọng hàng đầu của doanh nghiệp. Trong đó các doanh nghiệp phải lựa chọn một mức độ đòn bẩy tài chính phù hợp để phát huy lá chắn thuế, không gây ra rủi ro quá lớn vượt tầm kiểm soát cho doanh nghiệp, và tối đa hóa giá trị doanh nghiệp. Kết quả phân tích số liệu tại những phần trên cho thấy các CTCP Xây dựng Niêm yết đó có mức độ đòn bẩy tài chính và rủi ro tài chính lớn. Mô hình Logistic chỉ ra rằng đòn bẩy tài chính và giá trị doanh nghiệp có mối quan hệ tương quan cùng chiều với rủi ro tài chính. Tiếp đến, mô hình FGLS cho thấy việc giảm mức độ nợ có thể gia tăng giá trị cho doanh nghiệp, tuy nhiên mức ý nghĩa thống kê không cao. Theo đó, nhóm nghiên cứu đề xuất một số kiến nghị như sau:

- Các công ty có hệ số nợ và chi phí sử dụng vốn vay đang ở mức quá cao, gây rủi ro lớn, dẫn đến giảm giá trị doanh nghiệp cần phải tái cấu trúc lại nguồn vốn theo hướng tận dụng triệt để và gia tăng các nguồn vốn nội bộ. Các phương pháp phổ biến để giảm mức đòn bẩy tài chính có thể kể đến ở đây là gia tăng lợi nhuận giữ lại trong doanh nghiệp và phát hành cổ phiếu thay vì sử dụng các chứng khoán nợ hay vay vốn. Đặc biệt lợi nhuận giữ lại có thể nói là khoản vốn an toàn nhất. Kết quả tại mô hình Logistic và FGLS cho thấy gia tăng lợi nhuận giữ lại không những không làm suy giảm quyền sở hữu của chủ sở hữu, mà còn giảm mức độ rủi ro tài chính và thúc đẩy giá trị doanh nghiệp. Đối với việc phát hành cổ phiếu, doanh nghiệp cần phải cẩn trọng hơn do phát hành thêm cổ phiếu có thể làm giảm tỷ suất lợi nhuận

trên vốn chủ sở hữu, ảnh hưởng đến lợi ích của các chủ sở hữu ban đầu của công ty. Ngoài ra, hiện nay ngày càng nhiều công ty lựa chọn chia cổ tức bằng cổ phần nhằm giữ lại vốn nội lực để mở rộng sản xuất kinh doanh. Thực chất đây là hoạt động chia tách lại cổ phiếu, không làm tăng tổng tài sản, nhưng lại giúp công ty giữ lại các khoản lợi nhuận đã thu được. Chính sách này thường phù hợp với các công ty quy mô vừa và nhỏ cần vốn để đáp ứng nhu cầu phát triển và các công ty hoạt động không thực sự tốt trên thị trường chứng khoán, với nguồn cầu chứng khoán của công ty không cao. Tuy nhiên không phải công ty nào cũng nên lựa chọn theo hướng giảm sử dụng vốn vay. Trong trường hợp công ty có khả năng thanh toán nợ tốt, chi phí sử dụng vốn vay không quá lớn, rủi ro nằm trong khả năng kiểm soát, và đủ khả năng thanh toán các khoản nợ đến hạn thì việc huy động vốn vay có thể mang lại những tín hiệu tích cực đến giá trị doanh nghiệp.

- Quản lý hoạt động sử dụng vốn vay hiệu quả hơn: Các công ty nên lựa chọn những dự án phù hợp với khả năng tài chính của mình, thay vì các dự án quá lớn chứa đựng nhiều rủi ro và buộc công ty phải đi vay nhiều hơn.

- Tận dụng và quản lý tốt các khoản nợ chiếm dụng của khách hàng và nợ phải thu. Nợ chiếm dụng là nguồn vốn ngắn hạn chiếm tỷ trọng lớn trong tổng nguồn vốn của các công ty xây dựng. Do đây là nguồn tạm thời nhưng không mất chi phí vay nợ, các công ty xây dựng cần phải thực hiện các chiến lược gây dựng niềm tin cho khách hàng và quyết định sử dụng vốn hợp lý, tránh đầu tư vào các dự án quá dài và khó thu hồi vốn. Các công ty xây dựng cũng cần chú trọng vào các khoản nợ phải thu nhằm tránh tình trạng nợ xấu và đảm bảo khả năng thanh toán và tái đầu tư.

5.3. Các nhóm giải pháp quản trị rủi ro tại các CTCP Xây dựng Niêm yết Việt Nam

Nhìn chung các công ty tại Việt Nam chưa quá chú trọng vào hoạt động quản trị rủi ro tài chính. Hiện nay hoạt động quản trị rủi ro tài chính tại Việt Nam thường chỉ được chú trọng tại các công lớn và các tổ chức tài chính, còn các công ty trong mảng sản xuất, xây lắp, và chế tạo mới chỉ tập trung vào các loại rủi ro trong quá trình vận hành, sản xuất. Tuy nhiên thực tế chỉ ra rằng thị trường xây dựng và bất động sản phải đối mặt với mức rủi ro tài chính rất lớn do chịu tác động mạnh mẽ từ các tác nhân kinh tế bên ngoài như lãi suất, tốc độ tăng trưởng kinh tế, lạm phát,... và những yếu tố đến từ chính bên trong doanh nghiệp như mức thanh khoản của doanh nghiệp, cấu trúc vốn,... Trong khi đó, nhiều nghiên cứu đã chỉ ra rằng quản trị rủi ro có tác động tích cực đến giá trị doanh nghiệp (Hoyt & Liebenberg, 2010; McShane, Nair, & Rustambekov, 2011). Vì vậy nhóm nghiên cứu đề xuất các công ty nên thành lập những phòng, ban chuyên phân tích, nghiên cứu, và dự báo về rủi ro tài chính để đưa ra những chính sách hợp lý và kịp thời. Đồng thời các công ty nên thường xuyên đào tạo về kiến thức và kỹ năng chuyên môn trong quản trị rủi ro tài chính cho các nhân viên phụ trách bộ phận này. Bên cạnh các giải pháp về nhân lực, các công ty cần xây dựng những quy định và quy trình rõ ràng về hệ thống báo cáo và quản trị rủi ro nhằm giám sát việc tuân thủ chính sách về rủi ro và đảm bảo các doanh nghiệp có những biện pháp hữu hiệu để xử lý rủi ro.

Từ những định hướng và thực tế của ngành xây dựng, nhóm nghiên cứu đề xuất một số giải pháp tài chính như sau:

5.3.1. Nhóm giải pháp quản trị rủi ro thanh khoản

Theo Nguyễn Thị Hoài Lê và Nguyễn Lê Cường (2015), quản trị rủi ro thanh khoản có hai khía cạnh là xây dựng mức độ tài sản thanh khoản hợp lý và quản lý cơ cấu nợ.

Quản trị rủi ro thanh khoản bằng cách xây dựng và dự trữ mức độ tài sản thanh khoản hợp lý. Vì các công ty có những chiến lược kinh doanh và phương hướng hoạt động khác nhau nên mức dự trữ tài sản thanh khoản có thể khác nhau. Việc xây dựng mức độ tài sản thanh khoản hợp lý có thể thực hiện qua các hoạt động quản trị sau:

- Quản trị vốn bằng tiền: Tỷ suất sinh lời và lợi nhuận có mối quan hệ đánh đổi với nhau và tiền mặt nếu chỉ để trong két tại công ty sẽ không thể mang lại lợi nhuận. Vì vậy các công ty cần phải xác định mức dự trữ tiền mặt tối thiểu và hợp lý để đáp ứng các nhu cầu chi tiêu của doanh nghiệp trong kỳ. Ngoài ra các nhà quản trị cũng cần lập kế hoạch, thực hiện kế hoạch, và tiến hành quản lý chặt chẽ các khoản thu chi cũng như hoạt động lưu chuyển tiền tệ hàng

năm (Bùi Văn Vân & Vũ Văn Ninh, 2015). Mô hình để quản trị vốn bằng tiền có thể kể tới là mô hình Baumol, Miller-Orr.

- Quản trị danh mục đầu tư: Công ty nên thực hiện đầu tư vào các loại chứng khoán khác nhau sao cho công ty vừa có mức thanh khoản phù hợp để thích ứng với những biến động từ trong và ngoài doanh nghiệp, đồng thời vẫn thu được một mức lợi nhuận nhất định từ đầu tư vào tài sản tài chính. Song song với hoạt động đầu tư, các công ty cũng phải quản lý danh mục đầu tư của mình để có được cơ cấu tối ưu. Bên cạnh đó các công ty xây dựng cũng có thể tham gia vào thị trường chứng khoán phái sinh để giảm và tránh một số rủi ro tài chính nhất định. Tuy nhiên tại Việt Nam thị trường này vẫn còn mới, chưa hoàn thiện, mới chỉ có hợp đồng tương lai được giao dịch, và hầu hết các doanh nghiệp chưa có nhiều kinh nghiệm với loại chứng khoán này, do đó các công ty cần có những chính sách kỹ lưỡng trước khi tham gia vào thị trường này.

- Quản trị hàng tồn kho: Một trong những đặc điểm tài chính của các công ty xây dựng là mức độ và giá trị hàng tồn kho rất lớn. Nếu lượng hàng tồn kho quá thấp sẽ gây ra tình trạng thiếu nguyên vật liệu để sản xuất, gián đoạn hoạt động sản xuất kinh doanh. Nhưng nếu mức độ hàng tồn kho quá cao sẽ dẫn đến ứ đọng, chậm luân chuyển, chi phí tăng, và rủi ro thanh khoản tăng cao do hàng tồn kho là tài sản ngắn hạn có tính thanh khoản thấp nhất. Vì vậy công ty cần thường xuyên theo dõi, kiểm kê, và đánh giá thực trạng hàng tồn kho trong doanh nghiệp. Các công ty cũng phải xây dựng kế hoạch dự trữ hàng tồn kho hợp lý, đáp ứng kịp thời các biến động của thị trường sao cho các chi phí về hàng tồn kho có thể chấp nhận được và các khâu từ sản xuất đến tiêu thụ diễn ra nhịp nhàng. Quản trị hàng tồn kho có thể xem xét tới mô hình EOQ.

- Quản trị các khoản phải thu: Bên cạnh hàng tồn kho, nợ phải thu chiếm một tỷ trọng lớn trong cấu trúc tài sản của các công ty xây dựng. Nếu quản trị nợ phải thu không tốt, tỷ lệ nợ khó thu hồi và nợ không có khả năng thu hồi sẽ tăng cao sẽ ảnh hưởng xấu đến hoạt động sản xuất kinh doanh của công ty. Các biện pháp quản lý nợ phải thu có thể kể đến: xây dựng nguyên tắc và biện pháp quản lý nợ; chuẩn bị quy chế quản lý nợ một cách chi tiết; có biện pháp xử lý và phân tích các thông tin về khách hàng mua chịu cũng như chính sách đối với từng khách hàng; thường xuyên theo dõi và quản lý nợ phải thu; trích lập các quỹ dự phòng nợ phải thu khó đòi; tiến hành mua bán các khoản nợ phải thu với các công ty, tổ chức khác,...

Khía cạnh khác của quản trị rủi ro thanh khoản là quản lý cơ cấu nợ. Rủi ro thanh khoản bắt nguồn từ sự không phù hợp giữa thời gian đáo hạn của tài sản và nợ phải trả, hoặc dòng tiền vào và dòng tiền ra (NIB, 2014, 2017; Guernsey Financial Service Commission, 2008). Vì vậy các công ty phải cân đối được các khoản nợ ngắn hạn và dài hạn, tránh tình trạng các khoản nợ đáo hạn ò ạt cùng một lúc trong khi các tài sản hiện thời để thanh toán và dòng tiền vào không đủ để chi trả nợ vay. Nếu hoạt động quản lý cơ cấu nợ không tốt, trong nhiều trường hợp doanh nghiệp mặc dù có đủ tài sản trả nợ nhưng vẫn không kịp sử dụng để thanh toán nợ, dẫn đến nguy cơ mất khả năng thanh toán và phá sản. Không chỉ có quản lý về cấu trúc nợ ngắn dài hạn, các công ty còn phải kiểm soát các vấn đề về chi phí vay vốn, các loại hình nợ khác...

5.3.2. Nhóm giải pháp quản trị rủi ro phá sản

Rủi ro phá sản là rủi ro doanh nghiệp mất khả năng thanh toán các khoản nợ đến hạn của mình. Do đó nhiệm vụ hàng đầu của các công ty là đảm bảo chi trả đúng hạn các khoản vay. Hoạt động đảm bảo thanh toán phải được thực hiện từ khâu lên kế hoạch vay nợ, cơ cấu các khoản vay ngắn dài hạn, cho đến quản lý các dòng tiền vào để chi trả nợ vay. Việc chi trả đúng hạn các khoản vay không chỉ tránh được nguy cơ phá sản mà còn là cơ hội tạo uy tín cho các công ty trước các nhà đầu tư, và từ đó có thể vay vốn thuận lợi hơn trong tương lai. Bên cạnh đó, rủi ro phá sản là loại rủi ro tổng hợp của tất cả các yếu tố như đòn bẩy tài chính, cơ cấu tài sản, lãi suất,... Vì vậy, nhóm nghiên cứu đề xuất giải pháp quản trị rủi ro phá sản theo hướng quản trị một số loại rủi ro có ảnh hưởng lớn đến giá trị của các công ty trong ngành xây dựng và có mối quan hệ mật thiết với đòn bẩy tài chính. Các loại rủi ro được xem

xét bao gồm rủi ro lãi suất, rủi ro hàng hóa, rủi ro tín dụng, và rủi ro thanh khoản. Tuy nhiên rủi ro thanh khoản đã được đề cập trong phần trên, vì vậy phần này chỉ đưa ra giải pháp cho ba rủi ro còn lại.

- Rủi ro lãi suất: Rủi ro lãi suất là một loại rủi ro tài chính phát sinh do sự biến động của lãi suất trên thị trường đối với các khoản đầu tư. Trước nhu cầu vốn lớn cần cho hoạt động của mình, thực tế các doanh nghiệp thuộc ngành xây dựng thường phải tiến hành vay vốn từ các nguồn bên ngoài rất nhiều. Do đó, việc phải chấp nhận rủi ro lãi suất là không thể tránh khỏi đối với những công ty này. Để tránh và hạn chế ảnh hưởng của rủi ro lãi suất, nhóm nghiên cứu có một số đề xuất như sau:

+ Chủ động trong tăng cường quản trị rủi ro lãi suất: Do rủi ro lãi suất đến từ sự biến động của lãi suất trên thị trường, nên công ty cần có sự theo dõi, phân tích sát sao diễn biến thị trường, dự báo xu hướng thay đổi của lãi suất để có sự điều chỉnh kịp thời. Từ kết quả phân tích, dự báo thị trường, công ty nên tiến hành cân nhắc và thay đổi cấu trúc tài sản, cấu trúc nguồn vốn cho hợp lý, cân đối kỳ hạn của các khoản vay. Khi nền kinh tế đang trong thời kỳ khủng hoảng, kém ổn định, cơ cấu nguồn vốn của công ty nên được chuyển dịch dần theo hướng tăng sử dụng vốn chủ và giảm lượng vốn vay; thường xuyên thực hiện dự phòng ở mức lãi suất cao nhất có thể vào năm đầu tư tiếp theo; hạn chế vay để đầu tư trong dài hạn vì thời gian càng dài công ty càng phải đối mặt với nhiều biến động từ thị trường không lường trước được. Hơn hết, đó là công ty cần có sự linh hoạt, dễ dàng thích ứng với những thay đổi.

+ Tham gia thị trường chứng khoán: Việc mua bán cổ phiếu, trái phiếu và các loại chứng khoán khác trên thị trường này cũng là một phương thức hữu hiệu để giảm thiểu tác động của rủi ro lãi suất. Đặc biệt trong đó là thị trường chứng khoán phái sinh, một công cụ hiệu quả để công ty đối phó với loại rủi ro này.

+ Thường xuyên xem xét, đánh giá năng lực nội tại của bản thân: Nhận định điểm mạnh, điểm yếu của công ty cũng như xác định loại rủi ro nào có thể chấp nhận được và loại rủi ro nào một khi xảy ra sẽ khiến công ty bị tổn thất tới khó vực dậy. Từ cơ sở đó tiến hành đánh đổi giữa các loại rủi ro một cách linh hoạt. Chấp nhận một rủi ro có thể ứng phó thay cho một rủi ro mang tính quyết định tới sự tồn tại của công ty.

- Rủi ro giá hàng hóa: Rủi ro giá hàng hóa là rủi ro tài chính phát sinh từ sự biến động giá cả của các hàng hóa liên quan đến hoạt động sản xuất kinh doanh của công ty. Loại rủi ro này tác động tới các công ty xây dựng với vai trò người sản xuất thông qua giá hàng đầu vào và giá hàng đầu ra:

+ Hàng hóa đầu vào ở đây là vật liệu và máy móc thiết bị xây dựng. Thị trường vật liệu xây dựng có sự biến động thường xuyên, điều này gây ra rủi ro cho công ty khi mà các dự án xây dựng thường được thực hiện trong dài hạn. Công ty nên tìm nhà cung cấp ổn định, có hợp đồng cung cấp nguyên vật liệu dài hạn, để tránh trường hợp giá cả bị tác động bởi các yếu tố chủ quan. Ngoài ra các công ty nên đa dạng hóa các nhà cung cấp nguyên vật liệu đầu vào, tránh tình trạng quá phụ thuộc vào một đối tác. Bên cạnh đó, sử dụng hợp đồng tương lai cũng là một hình thức phòng tránh rủi ro về giá rất hữu hiệu. Khi công ty ký kết hợp đồng này trước khi tiến hành dự án, mà trong quá trình thi công có sự thay đổi về giá trong nguyên vật liệu đầu vào thì công ty vẫn có thể tiến hành điều chỉnh giá bán thay vì phải chấp nhận bán với một mức giá cố định đã được ký kết trong hợp đồng. Cùng với đó, doanh nghiệp cần có sự tìm hiểu và cân nhắc trước khi quyết định đầu tư vào máy móc, thiết bị, tránh trường hợp máy móc lạc hậu so với công nghệ hiện hành.

+ Rủi ro đối với giá hàng hóa đầu ra của các công ty xây dựng là nguy cơ không thể bán được công trình với giá dự tính. Để tránh nguy cơ này, công ty cần có điều tra về thị trường, nắm được lượng cầu trên thị trường hiện nay và sự biến động cầu trong tương lai. Tránh đầu tư dàn trải, gây ra sự trì trệ trong hoàn thành dự án, làm ảnh hưởng tới giá của công trình.

- Rủi ro tín dụng: Rủi ro tín dụng là rủi ro mà các bên đối tác hoặc người có nghĩa vụ không thực hiện nghĩa vụ theo hợp đồng.

+ Các công ty xây dựng với vai trò là người đi vay cần đảm bảo khả năng thanh toán của mình đối với các nghĩa vụ tín dụng nhằm tăng uy tín trên thị trường và tránh rơi vào rủi ro vỡ nợ tín dụng.

+ Trích lập quỹ dự phòng nợ phải thu khó đòi.

+ Khi tiến hành đầu tư, công ty cần thu thập, xử lý các thông tin trên thị trường; đo lường, phân loại, và đánh giá thông qua xếp hạng tín nhiệm; đo lường rủi ro phá sản của đối tượng công ty dự định đổ tiền vào. Kết quả xếp hạng là một trong những tiêu chuẩn tham khảo để ra quyết định đầu tư.

+ Áp dụng mô hình đo lường rủi ro tín dụng tại các công ty niêm yết KMV, tính toán định lượng mức độ rủi ro tín dụng tại công ty. Tuy nhiên, kết quả đo lường rủi ro tín dụng sẽ làm tăng chi phí sử dụng vốn. Do đó, cần phải kiểm định phân phối của giá trị tài sản và giá trị nợ một cách rõ ràng để kết quả đo lường được ổn định và chính xác hơn. Nhờ vào kết quả đo lường trên, công ty sẽ hoạch định được các chiến lược sử dụng vốn hợp lý hơn và có các quyết định điều chỉnh cấu trúc vốn kịp thời.

6. Kết luận

Quyết định tài trợ luôn là một trong những quyết định quan trọng nhất của công ty nhằm tối đa hóa giá trị doanh nghiệp. Trước mỗi quyết định tài trợ, nhà quản trị phải xác định được mức độ đòn bẩy tài chính hợp lý sao cho rủi ro và giá trị doanh nghiệp đều ở mức tối ưu. Tại Việt Nam, ngành xây dựng luôn nằm trong nhóm những ngành nghề rủi ro nhất. Thực trạng cũng chỉ ra rằng mức độ sử dụng đòn bẩy tài chính của các công ty trong ngành đang rất lớn và trong những năm khủng hoảng thị trường bất động sản, hàng ngàn công ty xây dựng đã phá sản do không thể đối phó với những biến động bất ngờ từ thị trường. Nhận thức được điều này, nhóm tác giả tiến hành phân tích thực nghiệm tác động của đòn bẩy tài chính đến rủi ro tài chính và giá trị doanh nghiệp trong ngành xây dựng Việt Nam thông qua Mô hình hồi quy Logistic Đa thức và Mô hình hồi quy dữ liệu bảng. Đầu tiên, kết quả mô hình hồi quy Logistic khẳng định lại kết quả của những nghiên cứu cho trước: đòn bẩy tài chính có tác động cùng chiều với rủi ro tài chính. Còn đối với mô hình hồi quy dữ liệu bảng, kết quả thu được cho thấy đòn bẩy có tác động ngược chiều với giá trị doanh nghiệp, tuy nhiên mức ý nghĩa chỉ là 7.9%. Nguyên nhân là trong các công ty xây dựng, mức độ nợ chiếm dụng của khách hàng rất lớn và các công ty có thể vay vốn của các công ty con với mức lãi suất thấp. Từ những thông tin phân tích được, nhóm tác giả đưa ra những đề xuất về sử dụng đòn bẩy tài chính và quản trị rủi ro tài chính nhằm hỗ trợ các công ty trong xây dựng chiến lược tối đa hóa giá trị doanh nghiệp.

PHỤ LỤC

Bảng 8: Hệ số phóng đại phương sai VIF

Collinearity Diagnostics

Variable	VIF	SQRT VIF	Tolerance	R- Squared
leverage	1.16	1.08	0.8605	0.1395
lnev	1.19	1.09	0.8433	0.1567
age	1.05	1.03	0.9488	0.0512
retain	1.03	1.01	0.9738	0.0262
Mean VIF	1.11			

Nguồn: Nhóm nghiên cứu thực hiện bằng phần mềm STATA13

Bảng 9: Kiểm định tính dừng

Variables	Statistic	p-value
level	368.5813	0.0000
leverage	923.6658	0.0000
lnev	795.5984	0.0000
lnass	1103.4760	0.0000
asstruc	480.0173	0.0000
retain	1746.4279	0.0000

age	0.0000	1.0000
-----	--------	--------

Nguồn: Nhóm nghiên cứu thực hiện bằng phần mềm STATA13

Bảng 10: Kiểm định Wald

**** Wald tests for independent variables

Ho: All coefficients associated with given variable(s) are 0.

level	chi2	df	P>chi2
leverage	68.262	2	0.000
lnev	12.586	2	0.002
retain	14.684	2	0.001

Nguồn: Nhóm nghiên cứu thực hiện bằng phần mềm STATA13

Bảng 11: Kiểm định sự kết hợp giữa các nhóm của biến phụ thuộc

**** Wald tests for combining outcome categories

Ho: All coefficients except intercepts associated with given pair of outcomes are 0 (i.e., categories can be collapsed).

Categories tested	chi2	df	P>chi2
distress- gray	42.267	3	0.000
distress- safe	94.775	3	0.000
gray- safe	31.961	3	0.000

Nguồn: Nhóm nghiên cứu thực hiện bằng phần mềm STATA13

Bảng 12: Kiểm định IIA

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \text{chi2(4)} &= (b-B)' [(V_b-V_B)^{-1}] (b-B) \\ &= 3.12 \\ \text{Prob>chi2} &= 0.5387 \\ & (V_b-V_B \text{ is not positive definite}) \end{aligned}$$

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \text{chi2(4)} &= (b-B)' [(V_b-V_B)^{-1}] (b-B) \\ &= 3.31 \\ \text{Prob>chi2} &= 0.5072 \\ & (V_b-V_B \text{ is not positive definite}) \end{aligned}$$

Nguồn: Nhóm nghiên cứu thực hiện bằng phần mềm STATA13

Bảng 13: Kiểm định về sự loại bỏ biến

Eliminated Variable	Current Mlogit	Saved Mlogit	Difference
retain	-123.406	-133.412	10.006
lnev	-134.079	-133.412	-0.668
leverage	-54.167	-133.412	79.245

Nguồn: Nhóm nghiên cứu thực hiện bằng phần mềm STATA13

Bảng 14: Kiểm định tự tương quan

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first order autocorrelation

$$\begin{aligned} F(1, 92) &= 3.228 \\ \text{Prob} > F &= 0.0757 \end{aligned}$$

Nguồn: Nhóm nghiên cứu thực hiện bằng phần mềm STATA13

Bảng 15: Hệ số phóng đại phương sai VIF

Collinearity Diagnostics

Variable	VIF	SQRT VIF	Tolerance	R- Squared
leverage	1.27	1.13	0.7866	0.2134
lnass	1.25	1.12	0.7978	0.2022
retain	1.02	1.01	0.9826	0.0174
Mean VIF	1.18			

Nguồn: Nhóm nghiên cứu thực hiện bằng phần mềm STATA13

Bảng 16: Kiểm định Hausman

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \text{chi2(3)} &= (b-B)' [(V_b-V_B)^{-1}] (b-B) \\ &= 34.99 \\ \text{Prob>chi2} &= 0.0000 \end{aligned}$$

Nguồn: Nhóm nghiên cứu thực hiện bằng phần mềm STATA13

Bảng 17: Kiểm định Wooldridge

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first order autocorrelation

$$\begin{aligned} F(1, 92) &= 10.135 \\ \text{Prob} > F &= 0.0020 \end{aligned}$$

Nguồn: Nhóm nghiên cứu thực hiện bằng phần mềm STATA13

Bảng 18: Kiểm định Wald điều chỉnh

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

$$\begin{aligned} \text{chi2(95)} &= 97434.98 \\ \text{Prob>chi2} &= 0.0000 \end{aligned}$$

Nguồn: Nhóm nghiên cứu thực hiện bằng phần mềm STATA13

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Tài liệu Tiếng Anh:

- [1] Abor, J., & Biekpe, N. (2005). What Determines the Capital Structure of Listed Firms in Ghana? The African finance journal, 7, 37-48.
- [2] Askin C. L., Hill R. C. (2011). Using stata for principles of econometrics. John Wiley & Sons Inc.
- [3] Chaiyawat, T., & Samranruen, P. (2016). Delisting Risk Analysis: Empirical Evidence from the Thai Listed Companies. Advances in Economics and Business, 4(8), 461-467. doi:10.13189/aeb.2016.040808.
- [4] Guo, W. (2008). Financial Ratios as Predictors of Failure: Evidence from Hong

Tài liệu Tiếng Việt:

- [5] Bùi Văn Vân, & Vũ Văn Ninh. (2015). Giáo trình Tài chính Doanh nghiệp. Nhà xuất bản Tài chính.
- [6] Hồng Phúc. (2012). Báo động nợ của doanh nghiệp. Thời báo Kinh tế Sài Gòn online. Trích xuất: <http://www.thesaigontimes.vn/81683/Bao-dong-no-cua-doanh-nghiep.html>
- [7] Nguyễn Tấn Quang Vinh. (2015). Báo cáo ngành xây dựng: Tạo đà cho bước nhảy vọt. FPT Securities.
- [8] Nguyễn Thị Hoài Lê, & Nguyễn Lê Cường. (2015). Bài giảng gốc Nguyên lý Quản trị rủi ro. Nhà xuất bản Tài chính.

PHÂN TÍCH ẢNH HƯỞNG CỦA MỘT SỐ NHÂN TỐ ĐẾN KHẢ NĂNG SINH LỜI CỦA CÁC CÔNG TY DƯỢC PHẨM NIÊM YẾT TRÊN SÀN CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

SV: Dương Thị Thu Huế, Nguyễn Thị Hằng, Trần Thị Kim Đình
Sinh viên năm 2, Lớp K702, Học viện Tài chính
GVHD: TS. Cù Thu Thủy, TS. Nguyễn Thị Thanh

TÓM TẮT

Bài nghiên cứu tiến hành phân tích ảnh hưởng của các nhân tố đến khả năng sinh lời từ vốn của các Công ty cổ phần (CP) Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam (chỉ tiêu đại diện là: Hệ số sinh lời cơ bản của vốn kinh doanh (BEP) và hệ số sinh lời trên vốn chủ sở hữu (ROE)). Bằng cách sử dụng phân tích hồi quy với dữ liệu bảng được thu thập và xử lý từ 207 bộ báo cáo tài chính đã kiểm toán của 23 Công ty CP Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2008-2016, kết quả nghiên cứu đã chỉ ra rằng: Hiệu suất sử dụng vốn và năng lực quản lý chi phí có tác động tích cực đến khả năng sinh lời từ vốn, trong khi đó, hệ số tự tài trợ và đòn bẩy tài chính có ảnh hưởng tiêu cực đến khả năng sinh lời từ vốn của các Công ty CP Dược phẩm niêm yết tại Việt Nam. Nghiên cứu còn cho thấy: Quy mô vốn và chính sách đầu tư không ảnh hưởng đến khả năng sinh lời của các Công ty CP Dược phẩm niêm yết tại Việt Nam. Từ kết quả nghiên cứu nêu trên, nhóm tác giả đề xuất một số khuyến nghị giúp cho các nhà quản lý trong các Công ty CP Dược phẩm niêm yết nâng cao khả năng sinh lời từ vốn trong các kỳ kinh doanh tiếp theo.

Từ khóa: Nhân tố ảnh hưởng, khả năng sinh lời, Công ty CP Dược phẩm niêm yết.

1. Tổng quan về đề tài nghiên cứu

Mỗi quốc gia dù ở giai đoạn phát triển nào cũng đều theo đuổi những nghiên cứu khoa học chất lượng cao. Các nghiên cứu này hầu hết đều bám sát thực tế, phản ánh những thực trạng đang tồn tại trong nhiều lĩnh vực của nền kinh tế - xã hội, nhằm đưa ra các giải pháp cụ thể, phù hợp với từng trường hợp, từng đối tượng nghiên cứu. Chính vì thế, việc theo đuổi những nghiên cứu khoa học tạo ra nền tảng thiết thực giúp nhận diện và phản ứng với những vấn đề đang tồn tại, góp phần thúc đẩy sự phát triển của kinh tế - xã hội trong và ngoài nước. Là những sinh viên khối ngành kinh tế tài chính, để phát triển kiến thức cũng như rèn luyện bản thân, nhóm tác giả luôn nỗ lực học hỏi, tìm hiểu các vấn đề và thực trạng liên quan đến kinh tế- tài chính tồn tại trong các thực thể của xã hội. Từ đó, xây dựng đề tài nghiên cứu có tính thực tiễn, góp phần hỗ trợ về nguồn tài liệu, phương pháp nghiên cứu và cách tiếp cận cho các đối tượng quan tâm.

Trong đề tài này, nhóm nghiên cứu lựa chọn phân tích ảnh hưởng của các nhân tố đến khả năng sinh lời từ vốn của các Công ty CP Dược phẩm niêm yết tại Việt Nam. Ở Việt Nam, công nghiệp Dược phẩm là một trong những ngành được đánh giá cao về tiềm năng phát triển. Cùng với sự hội nhập và phát triển về kinh tế - xã hội - an ninh toàn cầu, đời sống của con người dân được cải thiện. Ngoài những nhu cầu và đòi hỏi về giáo dục, cơ sở hạ tầng, giao thông,... con người có xu hướng quan tâm nhiều hơn đến các sản phẩm và dịch vụ chăm sóc sức khỏe. Không những thế, với điều kiện thuận lợi có sẵn như dân số đông tạo ra thị trường tiêu thụ rộng, nguồn nhân lực dồi dào, giá rẻ; vùng nguyên liệu rộng thích hợp trồng cây dược liệu đảm bảo nguồn cung;... thì đây là cơ hội lớn để tập trung phát triển công nghiệp Dược phẩm cả về chiều rộng lẫn chiều sâu. Cùng với sự phát triển đi lên của ngành Dược phẩm, ngày càng có nhiều đối tượng quan tâm đến lĩnh vực này, đặc biệt là quan tâm đến khả năng sinh lời của các Công ty CP Dược phẩm tại Việt Nam. Trong khi các đối tượng bên ngoài như các đối tác, tổ chức tín dụng, cơ quan quản lý nhà nước,... xem xét khả năng sinh lời như một trong các chỉ tiêu quan trọng để ra các quyết định hợp tác, tài trợ, quản lý,... thì đối với các nhà quản lý trong công ty, khả năng sinh lời còn mang nhiều ý nghĩa quan trọng khác. Theo

khảo sát thực tế tại các công ty CP Dược phẩm niêm yết thì hầu hết các công ty này chỉ mới quan tâm khả năng sinh lời từ vốn của công ty trong kỳ là bao nhiêu mà chưa đánh giá khả năng sinh lời là cao hay thấp, tăng hay giảm và tăng giảm là do đâu. Chính vì vậy, việc nghiên cứu tác động của các nhân tố đến khả năng sinh lời của các Công ty CP Dược phẩm tại Việt Nam sẽ trở giúp cho các nhà quản lý trong các công ty Dược phẩm thấy được các nhân tố tác động tích cực, tiêu cực đến khả năng sinh lời, từ đó đề xuất các giải pháp nhằm tăng được khả năng sinh lời từ vốn của các công ty.

Trên thực tế, có nhiều lý thuyết thực nghiệm, các công trình khoa học trong và ngoài nước đã nghiên cứu về khả năng sinh lời của doanh nghiệp cũng như các nhân tố ảnh hưởng đến chỉ tiêu này như nghiên cứu của tác giả Nguyễn Thị Thanh (2016) về chủ đề “Hoàn thiện các chỉ tiêu phản ánh hiệu suất sử dụng vốn và khả năng sinh lời của các Công ty Dược phẩm niêm yết” [1], nghiên cứu của Berger (1995) về “Mối quan hệ giữa vốn chủ sở hữu và khả năng sinh lời của doanh nghiệp” [2] hay nghiên cứu của các giả Dwi Kartikasari¹, Marisa Merianti² (2016) về “ Ảnh hưởng của đòn bẩy tài chính và quy mô vốn đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp” [3]. Nhận thấy rằng, mặc dù có những nghiên cứu đã tiếp cận đến các nhân tố tác động đến khả năng sinh lời cùng với những báo cáo tổng hợp của ngành Dược phẩm. Tuy nhiên hiện nay chưa có công trình nghiên cứu thực nghiệm nào đi sâu vào phân tích ảnh hưởng của các nhân tố đến khả năng sinh lời của các công ty CP Dược phẩm tại Việt Nam. Nhóm thực hiện nghiên cứu với mục đích làm rõ tác động của các nhân tố đến khả năng sinh lời, từ đó đưa ra một số khuyến nghị giúp các Công ty CP Dược phẩm tại Việt Nam nâng cao khả năng sinh lời trong những kỳ hoạt động kinh doanh tiếp theo.

Để thực hiện được đề tài này, nhóm nghiên cứu đã sử dụng phương pháp định lượng kết hợp với phương pháp định tính. Phương pháp định lượng giúp đo lường ảnh hưởng của các nhân tố đến khả năng sinh lời của các Công ty CP Dược phẩm niêm yết tại Việt Nam. Bài nghiên cứu tuy chưa đầy đủ nhưng góp phần bổ sung nguồn tài liệu thực tiễn cho ngành Dược phẩm Việt Nam. Bên cạnh đó, đề tài hỗ trợ các đối tượng quan tâm hướng tiếp cận nghiên cứu tác động của các nhân tố đến khả năng sinh lời của các Công ty CP Dược phẩm nói riêng và một số nhóm ngành khác nói chung. Bài nghiên cứu gồm 6 phần đó là: Tổng quan về đề tài nghiên cứu; Cơ sở lý luận; Xây dựng mô hình nghiên cứu; Dữ liệu và phương pháp ước lượng kiểm định mô hình; Kết quả mô hình; Một số khuyến nghị và kết luận.

2. Cơ sở lý luận

Khả năng sinh lời (Profitability): Khả năng sinh lời của một doanh nghiệp chính là năng lực tạo ra lợi nhuận từ nguồn lực của doanh nghiệp. Đây là chỉ tiêu ảnh hưởng mật thiết tới kết quả hoạt động kinh doanh và là cơ sở để doanh nghiệp tồn tại và phát triển. Khả năng sinh lời của doanh nghiệp được xác định bằng nhiều chỉ tiêu như: Hệ số sinh lời hoạt động (ROS), hệ số sinh lời cơ bản của vốn kinh doanh (BEP), hệ số sinh lời ròng tài sản (ROA), hệ số sinh lời trên vốn chủ sở hữu (ROE), hệ số sinh lời của một cổ phiếu thường (EPS),...

Ngày nay, nhận thấy việc sử dụng cả nguồn vốn bên trong và bên ngoài ở các doanh nghiệp là rất phổ biến. Doanh nghiệp có thể huy động vốn từ những nguồn khác nhau, với chi phí sử dụng vốn khác nhau. Chính vì vậy, phân tích khả năng sinh lời của các công ty CP Dược phẩm niêm yết tại Việt Nam, nhóm nghiên cứu đã lựa chọn 2 chỉ tiêu để phân tích đó là: Hệ số sinh lời cơ bản của vốn kinh doanh hay còn gọi là Hệ số sinh lời trước thuế và lãi vay của vốn kinh doanh (BEP) và Hệ số sinh lời trên vốn chủ sở hữu (ROE). Trong đó, BEP cho biết khả năng sinh lời của tài sản hay vốn kinh doanh mà không tính đến ảnh hưởng của nguồn gốc hình thành vốn và thuế thu nhập doanh nghiệp. ROE cho biết bình quân một đồng vốn chủ sở hữu bỏ ra công ty thu được bao nhiêu đồng lợi nhuận sau thuế.

Khả năng sinh lời của doanh nghiệp thường xuyên biến động do ảnh hưởng của một số nhân tố bên trong cũng như các nhân tố bên ngoài của doanh nghiệp. Có rất nhiều công trình nghiên cứu đã tiếp cận đến một số nhân tố ảnh hưởng đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp như: Shin và Soenen (1998) cho rằng: “Việc quản lý hiệu quả vốn lưu động có ảnh hưởng đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp”. Tác giả đã kiểm tra mối quan hệ giữa chu kỳ kinh doanh, khả năng sinh lời của vốn chủ bằng việc sử dụng mô hình hồi quy và cho kết quả: “Khả

năng sinh lời và chu kỳ kinh doanh có mối quan hệ ngược chiều, công ty có chu kỳ kinh doanh ngắn thì lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu thường cao” [9]. Bashir (2003) đã nghiên cứu và phân tích cấu trúc tài chính bên trong Ngân hàng Hồi giáo của 18 nước Trung Đông giai đoạn 1993-1998. Các biến đại diện cho khả năng sinh lời được lựa chọn là tỷ suất sinh lời trên tài sản (ROA) và tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu (ROE). Các biến đại diện cho yếu tố nội bộ bao gồm: tỷ lệ vốn, tỷ số thu nhập ngoài lãi, hệ số nợ, khả năng thanh toán,... Các biến đại diện bên ngoài gồm: tăng trưởng kinh tế, lạm phát, thuế,... Kết quả nghiên cứu cho thấy các biến tác động đến lợi nhuận gồm tỷ lệ vốn, hệ số nợ, tỷ lệ thuế, lạm phát [10].

Quy mô vốn (Company size): Quy mô vốn là một chỉ tiêu đánh giá cái nhìn tổng thể về doanh nghiệp. Quy mô vốn càng cao, năng lực về tài chính càng lớn, cơ hội mở rộng mô hình kinh doanh, khả năng cạnh tranh trên thị trường cũng được nâng lên. Quy mô vốn được thể hiện qua giá trị loganepe của tổng tài sản bình quân (LNTSBQ). (HirinduKawshala, KushaniPanditharathna, 2016) trong đề tài nghiên cứu “Những nhân tố ảnh hưởng đến khả năng sinh lời của ngân hàng” cho ra kết quả: “Quy mô vốn có ảnh hưởng tích cực tới khả năng sinh lời của hệ thống ngân hàng” [7]. Tuy nhiên, kết quả nghiên cứu của (Athanasoglou và cộng sự, 2005) cho rằng: “Không có mối quan hệ giữa quy mô vốn và khả năng sinh lời của các doanh nghiệp” [8]. Không đồng quan điểm với những nghiên cứu trên, (Dwi Kartikasari¹, Marisa Merianti², 2016) trong nghiên cứu “Ảnh hưởng của đòn bẩy tài chính và quy mô vốn đến khả năng sinh lời của các doanh nghiệp sản xuất ở Indonesia” đã cho ra kết quả: “Mối quan hệ giữa quy mô vốn và khả năng sinh lời là mối quan hệ ngược chiều”.

Chính sách huy động vốn (Capital Mobilization)

Đòn bẩy tài chính (Leverage): Đòn bẩy tài chính được tính toán dựa trên hai chỉ tiêu: hệ số nợ trên vốn chủ sở hữu (HNVC) và hệ số nợ trên tổng tài sản (HN) của doanh nghiệp. Thông thường, các công ty huy động vốn dưới hai hình thức chủ yếu: từ các chủ sở hữu (nguồn vốn bên trong) và từ nợ (nguồn vốn bên ngoài). Nợ chính là nguồn vốn mà các đối tượng bên ngoài tài trợ để bù đắp cho sự thiếu hụt về vốn kinh doanh của công ty. So sánh chỉ tiêu nợ phải trả giữa các công ty để đánh giá mức độ phụ thuộc tài chính vào bên ngoài của các công ty đó. Nợ không chỉ dừng lại ở tính chất tài trợ, nợ còn có thể là mục tiêu của các công ty nhằm khuếch đại khả năng sinh lời của vốn chủ. Theo lý thuyết trật tự phân hạng của (Shyam-Sunder và Myers, 1999): “Các công ty thích sử dụng các nguồn tài chính nội bộ trước tiên, sau đó là nợ và cuối cùng là vốn cổ phần bên ngoài thu được bằng cổ phiếu” [9]. Các chủ sở hữu luôn kì vọng những chính sách tài chính của công ty sẽ ảnh hưởng tích cực đến khả năng tạo ra lợi nhuận. Tuy nhiên, (Hassan Jan Habib, Faisal Khan and Dr. Muhammad Imran Wazir, 2016) trong nghiên cứu “Ảnh hưởng của nợ đến khả năng sinh lời trên vốn chủ sở hữu của các công ty, các tập đoàn phi tài chính ở Pakistan” đã cho ra kết quả “Nợ và khả năng sinh lời của vốn chủ sở hữu có mối quan hệ ngược chiều” [10]. Bên cạnh đó Modigliani và Miller (1958) đưa ra lý thuyết cơ cấu nguồn vốn (M&M Theory): “Khi không có thuế và chi phí giao dịch, chi phí vốn, giá trị của công ty không thay đổi với sự thay đổi của đòn bẩy” [11]. Nhận thấy, khi xét đến nguồn gốc hình thành của vốn, các công ty thường sử dụng đòn bẩy tài chính để khuếch đại khả năng sinh lời của vốn chủ sở hữu với kì vọng “Với tỷ lệ nợ trên vốn chủ cao sẽ giúp công ty tăng thêm khả năng sinh lời từ vốn chủ”. Tuy nhiên, đánh giá cơ cấu nguồn vốn ở một góc độ khác (trên góc độ chi phí sử dụng vốn) có thể thấy nguồn vốn được chia thành: Nguồn vốn không mất chi phí sử dụng vốn (vốn chủ sở hữu và các khoản vốn chiếm dụng) và Nguồn vốn mất chi phí sử dụng vốn (vốn đi vay). Do vậy, từ góc nhìn trên, đánh giá khả năng sinh lời từ vốn của doanh nghiệp khi không có lãi vay và thuê thì các khoản nợ đi vay hay nói chung là các khoản nợ sẽ không ảnh hưởng đến hiệu quả kinh tế của dòng vốn được đầu tư vào doanh nghiệp.

Hệ số tự tài trợ (HT): Hệ số tự tài trợ cũng là thể hiện của chính sách huy động vốn, chỉ tiêu này được xác định trên cơ sở tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản của một doanh nghiệp. Tùy vào từng loại hình doanh nghiệp mà ảnh hưởng của hệ số tự tài trợ đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp là khác nhau. Một số bằng chứng thực nghiệm của Asli & Huizinga (1999) [12], Ben & Goaid (2008) [13], Kosmidou (2008) [14] cho thấy rằng: “Các ngân hàng có lợi

nhuận cao thường có mức độ cao về vốn chủ sở hữu so với tài sản của họ”. Đồng tình với quan điểm trên, Bourke (1989) cho rằng: “Tồn tại mối quan hệ tích cực giữa vốn chủ và lợi nhuận của ngân hàng” [15]. Tuy nhiên, nhận thấy quy trình kinh doanh trong lĩnh vực ngân hàng và các lĩnh vực khác là không giống nhau. Vốn chủ sở hữu trong các doanh nghiệp thông thường đại diện cho khả năng tự chủ về tài chính. Khi vốn chủ sở hữu tăng giả sử không làm cho lợi nhuận sau thuế tăng hoặc mức độ tăng của vốn chủ sở hữu lớn hơn mức độ tăng của lợi nhuận sau thuế sẽ làm cho hệ số sinh lời trên vốn chủ sở hữu giảm.

Chính sách đầu tư (Investment policy): Chính sách đầu tư của doanh nghiệp được đại diện bởi hệ số đầu tư ngắn hạn (HDNH). Trong một doanh nghiệp, hoạt động đầu tư chính là quá trình sử dụng nguồn lực vào các hoạt động như xây dựng, mua sắm, nâng cấp tài sản,... nhằm đạt được những mục tiêu nhất định. Nói cách khác khi bỏ ra một lượng nguồn lực, doanh nghiệp mong muốn và kỳ vọng nguồn lực ấy sẽ có khả năng sinh lời trong tương lai. Cách thức đầu tư thể hiện tầm nhìn chiến lược của người quản lý. Từ đó, ảnh hưởng của chính sách đầu tư đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp được nhiều nhà nghiên cứu kinh tế, tổ chức học thuật quan tâm. Theo (Amarjit Gill- Academic Center Carmel, Israel and CNPC, France, 2011) trong bài nghiên cứu “Ảnh hưởng của cấu trúc vốn đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp” cho rằng: “Có mối quan hệ tích cực giữa hệ số tài sản ngắn hạn trên tổng tài sản với khả năng sinh lời của doanh nghiệp” [16].

Hiệu suất sử dụng vốn (Performance): Thông thường trong cấu trúc tài sản, chỉ có tài sản ngắn hạn tham gia vào quá trình sản xuất kinh doanh, tạo ra doanh thu và lợi nhuận cho doanh nghiệp. Đây là loại tài sản có tính lưu động, để đánh giá hiệu suất sử dụng vốn của doanh nghiệp trong kỳ người ta sử dụng tốc độ luân chuyển vốn ngắn hạn, được xem xét thông qua số vòng quay tài sản ngắn hạn (SVTSNH). (Dr Ioannis Lazaridis- University of Macedonia Department of Accounting & Finance) trong nghiên cứu “Mối quan hệ giữa quản trị vốn lưu động và khả năng sinh lời của các công ty trên sàn chứng khoán Athens” đã nghiên cứu 131 công ty trên sàn chứng khoán Athens trong giai đoạn 2001-2004 và chỉ ra rằng “Có mối quan hệ tiêu cực giữa khả năng sinh lời cơ bản của vốn kinh doanh và kì chuyển đổi vốn lưu động thành tiền tệ” [17], kết quả trên có thể giải thích rằng, kì luân chuyển vốn lưu động càng dài, số vòng quay tài sản lưu động càng nhỏ, khả năng sinh lời cơ bản từ vốn kinh doanh càng giảm.

Năng lực quản lý chi phí (Cost management): “Kiểm soát chi phí là trụ cột của mọi thực thể kinh doanh, đại diện cho máu chót của công ty. Để một công ty có thể sinh lời, sự hiểu biết rõ ràng và toàn diện về tất cả các yếu tố thúc đẩy lợi nhuận cũng như chi phí là rất quan trọng”- theo Adeleke(2014) [18]. Bên cạnh đó, Brumbaugh (2008) cũng nêu lên quan điểm rằng: “Các chủ sở hữu và quản lý của doanh nghiệp nên quan tâm đến doanh nghiệp của mình bằng cách thường xuyên xem xét đến chi phí và lợi nhuận” [19]. Điều này hàm ý rằng, việc quản lý chi phí trong các doanh nghiệp cần được siết mạnh hơn nữa, các doanh nghiệp cần phải bắt tay vào giảm thiểu chi phí một cách khoa học và thực tế trên cơ sở đảm bảo được chất lượng sản phẩm thay vì giảm giá. Ngày nay, các công ty, các doanh nghiệp luôn có ý thức tìm kiếm những cách kiểm soát chi phí mới và hiệu quả với mục tiêu tránh lãng phí bằng cách đưa ra những phương pháp kiểm soát chi phí như tập hợp các phương pháp về kế toán, quản trị chi phí nhằm giúp các doanh nghiệp nâng cao hiệu quả trong quá trình hoạt động kinh doanh. Năng lực quản lý chi phí của doanh nghiệp đại diện bởi hai chỉ tiêu là: Hệ số sinh lời hoạt động trước thuế và lãi vay (HEBIT) và hệ số sinh lời hoạt động (ROS).

3. Xây dựng các giả thuyết và mô hình nghiên cứu

3.1. Xây dựng các giả thuyết và mô hình các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng sinh lời trước thuế và lãi vay từ vốn kinh doanh.

Thông thường, các chủ đầu tư, nhà quản lý, các chủ thể có lợi ích liên quan đều nhìn vào hệ số sinh lời cơ bản của các công ty để đánh giá năng lực tạo ra lợi nhuận thực tế từ công ty đó khi không quan tâm đến chi phí lãi vay và chi phí thuế TNDN. Tuy nhiên, khả năng tạo ra lợi nhuận của công ty phụ thuộc vào rất nhiều yếu tố. Trên cơ sở những lý thuyết và nghiên cứu thực nghiệm trước đây, nhóm nghiên cứu đưa ra những giả thuyết về các nhân tố tác động

đến hệ số sinh lời cơ bản từ vốn kinh doanh (BEP) của các Công ty CP Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam như sau:

H1: Tổng tài sản bình quân (LNTSBQ) có tác động tích cực đến khả năng sinh lời trước thuế và lãi vay của vốn kinh doanh.

H2: Hệ số nợ (HN) không ảnh hưởng đến khả năng sinh lời trước thuế và lãi vay của vốn kinh doanh.

H3: Hệ số đầu tư ngắn hạn (HDNH) có tác động tích cực đến khả năng sinh lời trước thuế và lãi vay của vốn kinh doanh.

H4: Số vòng quay tài sản ngắn hạn (SVTSNH) có tác động tích cực đến khả năng sinh lời trước thuế và lãi vay của vốn kinh doanh.

H5: Hệ số sinh lời hoạt động trước thuế và lãi vay (HEBIT) có tác động tích cực đến khả năng sinh lời trước thuế và lãi vay của vốn kinh doanh.

Mô hình các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng sinh lời trước thuế và lãi vay từ vốn kinh doanh của các Công ty CP Dược phẩm niêm yết tại Việt Nam như sau:

$$BEP_{it} = \beta_1 + \beta_2 LNTSBQ_{it} + \beta_3 HN_{it} + \beta_4 HDNH_{it} + \beta_5 SVTSNH_{it} + \beta_6 HEBIT_{it} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

Chỉ số i đại diện cho từng công ty, chỉ số t đại diện cho từng năm quan sát.

BEP_{it} - Biến phụ thuộc: là hệ số sinh lời trước thuế và lãi vay từ vốn kinh doanh của Công ty CP Dược phẩm i tại năm t .

LNTSBQ, HN, HDNH, SVTSNH, HEBIT là các biến độc lập trong mô hình.

β_1 là hệ số chặn.

$\beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7$ là hệ số góc ứng với từng biến LNTSBQ, HN, HDNH, SVTSNH, HEBIT.

ε_{it} là sai số ngẫu nhiên.

3.2. Xây dựng các giả thuyết và mô hình các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng sinh lời trên vốn chủ sở hữu.

Nếu như hệ số sinh lời cơ bản của vốn kinh doanh là mối quan tâm chính của nhà quản lý doanh nghiệp, các đối tác, tổ chức cho vay, cơ quan quản lý nhà nước thì đối với các cổ đông, các chủ sở hữu trong doanh nghiệp, họ luôn quan tâm đặc biệt đến tỷ suất sinh lời trên đồng vốn mà họ đã bỏ ra. Chính vì vậy, phân tích về khả năng sinh lời từ vốn chủ sở hữu (ROE) trở nên cần thiết hơn cho các đối tượng có lợi ích liên quan trực tiếp tới các công ty đặc biệt là các chủ sở hữu. Trong mô hình này, nhóm nghiên cứu xây dựng các giả thuyết như sau:

H'1: Tổng tài sản bình quân (LNTSBQ) có tác động tích cực đến hệ số sinh lời trên vốn chủ sở hữu.

H'2: Hệ số tự tài trợ (HT) có ảnh hưởng tiêu cực đến hệ số sinh lời trên vốn chủ sở hữu.

H'3: Hệ số đầu tư ngắn hạn (HDNH) có tác động tích cực đến hệ số sinh lời trên vốn chủ sở hữu.

H'4: Hệ số nợ trên vốn chủ (HNVC) có mối quan hệ tích cực đối với hệ số sinh lời trên vốn chủ sở hữu.

H'5: Số vòng quay tài sản ngắn hạn (SVTSNH) có tác động tích cực đến hệ số sinh lời trên vốn chủ sở hữu.

H'6: Hệ số sinh lời hoạt động (ROS) có mối quan hệ tích cực đối với hệ số sinh lời trên vốn chủ sở hữu.

Mô hình tổng quát các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng sinh lời của từ vốn chủ sở hữu của các Công ty CP Dược phẩm niêm yết tại Việt Nam như sau:

$$ROE_{it} = \beta_1 + \beta_2 LNTSBQ_{it} + \beta_3 HT_{it} + \beta_4 HDNH_{it} + \beta_5 SVTSNH_{it} + \beta_6 ROS_{it} + \beta_7 HNVC_{it} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

Chỉ số i đại diện cho từng công ty, chỉ số t đại diện cho từng năm quan sát.

ROE_{it} - Biến phụ thuộc: là hệ số sinh lời từ vốn chủ sở hữu của công ty CP Dược phẩm i tại năm t .

LNTSBQ, HT, HDNH, SVTSNH, ROS, HNVC là các biến độc lập trong mô hình.

β_1 là hệ số chặn.

$\beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7$ là hệ số góc ứng với từng biến LNTSBQ, HT, HDNH, SVTSNH, ROS, HNVC.

ε_{it} là sai số ngẫu nhiên.

4. Dữ liệu và phương pháp ước lượng kiểm định mô hình

4.1. Dữ liệu nghiên cứu

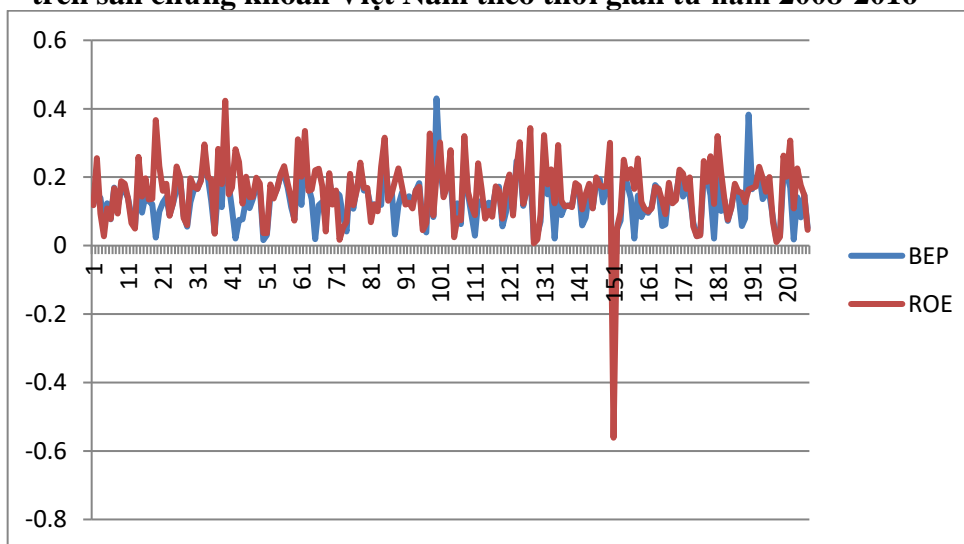
Dữ liệu ban đầu được thu thập từ báo cáo tài chính của các Công ty CP Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam, sau đó được nhóm tác giả xử lý phục vụ cho quá trình nghiên cứu. Số liệu có dạng bảng (Panel data) với 2 chiều: từ năm 2008- 2016 và 23 Công ty CP Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam. Tổng mẫu thu được là 207 quan sát.

Ngoài ra, nhóm tác giả thu thập một số dữ liệu khác như lãi suất cho vay bình quân ngắn, trung và dài hạn trên thị trường ngân hàng Việt Nam trong giai đoạn 2008-2016 để phục vụ cho giải thích nguyên nhân kết quả nghiên.

4.2. Phân tích ban đầu với dữ liệu

Bảng 1 thể hiện kết quả thống kê mô tả các biến cho cả hai mô hình. Từ kết quả cho thấy, biến phụ thuộc Hệ số sinh lời cơ bản của vốn kinh doanh (BEP) cao nhất 0.43015, thấp nhất ở mức -0.18044 và đạt trung bình là 0.1325079. Biến phụ thuộc thứ hai, hệ số sinh lời của vốn chủ sở hữu(ROE) trung bình ở mức 0.1579848, cao nhất 0.42341 và thấp nhất ở mức -0.56114. Kết hợp bởi biểu đồ 1 cho thấy, nhìn chung hệ số sinh lời từ vốn của các Công ty CP Dược phẩm niêm yết tại Việt Nam biến động khá linh hoạt. Xuất hiện công ty trong vài năm hoạt động kinh doanh thua lỗ, không có lợi nhuận, thâm hụt vào vốn kinh doanh làm cho hệ số sinh lời âm.

Biểu đồ 1: Biến động về hệ số sinh lời từ vốn của các Công ty CP Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam theo thời gian từ năm 2008-2016



Nguồn: Thực hiện dựa trên bộ số liệu do nhóm nghiên cứu thu thập và xử lý

Tổng tài sản bình quân (LNTSBQ) trong giai đoạn 2008-2016 không có sự biến động quá lớn. Hệ số nợ trên tổng tài sản (HN) cho thấy đa số các công ty CP Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam đều phụ thuộc tài chính với bên ngoài nhưng mức phụ thuộc không quá cao. Các Công ty CP Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam có tỷ trọng đầu tư vào tài sản ngắn hạn khá lớn trung bình trên 67,72%. Số vòng quay tài sản ngắn hạn (SVTSNH), Hệ số sinh lời hoạt động trước thuế và lãi vay (HEBIT) và Hệ số sinh lời hoạt động (ROS) đều biến động qua các năm. Cuối cùng là hệ số nợ trên vốn chủ sở hữu (HNVC) trung bình đạt trên 119,8% cho thấy các công ty này thường sử dụng nợ nhiều hơn vốn chủ sở hữu.

Bảng 1: Thống kê mô tả các biến dữ liệu

variable	N	mean	sd	min	max
BEP	207	.1325079	.0687884	-.18044	.43015
LNTSBQ	207	26.64072	1.125945	23.77567	29.58018
HN	207	.4436977	.2043816	.02701	.96907
HDNH	207	.672396	.1610028	.28856	.97853
SVTSNH	207	2.007418	.6592743	.5077	4.63447
HEBIT	207	.1104472	.0849453	-.66469	.37001
ROE	207	.1579848	.0917494	-.56114	.42341
HT	207	.5559801	.2074412	.0308	.97887
ROS	207	.0689943	.1085467	-1.29745	.31288
HNVC	207	1.984248	4.979953	.0276	31.46844

Nguồn: Kết quả tính toán của nhóm nghiên cứu từ phần mềm Stata

Bảng 2 thể hiện mối quan hệ tương quan giữa các biến trong mô hình với biến phụ thuộc là BEP. Giữa các biến độc lập có hệ số tương quan không cao. Kết quả tính giá trị VIF trung bình là $1.43 < 10$. Như vậy mô hình không mắc khuyết tật đa cộng tuyến.

Tương tự, trong mô hình ảnh hưởng của các nhân tố đến ROE (Bảng 3), các biến độc lập cũng có tương quan không cao. Kết quả giá trị VIF trung bình của mô hình là $1.68 < 10$. Như vậy mô hình cũng không mắc khuyết tật đa cộng tuyến.

Bảng 2: Bảng ma trận hệ số tương quan của BEP

	BEP	LNTSBQ	HN	HDNH	SVTSNH	HEBIT
BEP	1.0000					
LNTSBQ	0.1563* 0.0245	1.0000				
HN	-0.4078* 0.0000	0.1612* 0.0203	1.0000			
HDNH	0.0295 0.6727	0.4687* 0.0000	0.4006* 0.0000	1.0000		
SVTSNH	0.1066 0.1264	-0.0832 0.2335	0.4232* 0.0000	0.1695* 0.0146	1.0000	
HEBIT	0.6877* 0.0000	0.0753 0.2807	-0.4238* 0.0000	-0.2811* 0.0000	-0.2459* 0.0004	1.0000

Nguồn: Kết quả tính toán của nhóm nghiên cứu từ phần mềm Stata

Bảng 3: Bảng ma trận hệ số tương quan của ROE

	ROE	LNTSBQ	HT	HDNH	SVTSNH	ROS	HNVC
ROE	1.0000						
LNTSBQ	0.2840* 0.0000	1.0000					
HT	-0.1117 0.1091	-0.1455* 0.0365	1.0000				
HDNH	0.2854* 0.0000	0.4687* 0.0000	-0.4195* 0.0000	1.0000			
SVTSNH	0.3764* 0.0000	-0.0832 0.2335	-0.4439* 0.0000	0.1695* 0.0146	1.0000		
ROS	0.6414* 0.0000	0.1504* 0.0306	0.2757* 0.0001	-0.0759 0.2770	-0.0665 0.3414	1.0000	
HNVC	0.0420 0.5478	0.4115* 0.0000	-0.6415* 0.0000	0.4122* 0.0000	0.1750* 0.0117	-0.1620* 0.0197	1.0000

Nguồn: Kết quả tính toán của nhóm nghiên cứu từ phần mềm Stata

Kiểm định tính dừng của các biến:

Theo (Gujarati, 2003), một chuỗi thời gian dừng khi giá trị trung bình, phương sai, hiệp phương sai tại các độ trễ khác nhau không đổi theo thời gian. Chuỗi dừng sẽ có xu hướng trở về giá trị trung bình và dao động xung quanh giá trị trung bình là như nhau. Các nghiên cứu gần đây cho thấy, kiểm định nghiệm đơn vị với dữ liệu bảng sẽ có hiệu quả hơn so với kiểm định chuỗi thời gian riêng lẻ vì phương pháp kiểm định này kết hợp kiểm định nhiều chuỗi thời gian riêng lẻ. Chính vì thế, với dữ liệu bảng cùng chuỗi thời gian từ 2008-2016, nhóm nghiên cứu sử dụng kiểm định nghiệm đơn vị do Levin, Lin và Chu (2002) phát triển (LLC Test-2002). Kết quả kiểm định tất cả các biến đều dừng ở mức ý nghĩa nhỏ hơn 5%. Thực hiện hồi quy với các biến dừng trong mô hình sẽ tránh hiện tượng hồi quy giả mạo.

4.3. Phương pháp ước lượng và kiểm định mô hình

Bài nghiên cứu sử dụng hồi quy tuyến tính theo ba mô hình Pure Pooled OLS, FEM và REM để phân tích tác động của các nhân tố đến khả năng sinh lời của các Công ty CP Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam.

Phương pháp bình phương nhỏ nhất – Pure Pooled OLS là phương pháp được sử dụng phổ biến nhất. Tuy nhiên, phương pháp này không xét đến yếu tố không gian và thời gian của dữ liệu bảng. Với mặt hạn chế này, ước lượng OLS có thể dẫn đến ước lượng bị sai lệch vì trên thực tế mỗi công ty đều có những đặc điểm riêng biệt và rất có thể những đặc điểm này ảnh hưởng đến các biến giải thích trong mô hình. Để khắc phục hiện tượng trên, sử dụng một trong hai mô hình hồi quy là: Mô hình hồi quy tác động cố định (Fixed Effects Model-FEM) và mô hình hồi quy tác động ngẫu nhiên (Random Effects Model-REM). Trong đó, mô hình FEM giả định rằng mỗi công ty đều có những đặc điểm riêng biệt và có thể ảnh hưởng đến các biến độc lập trong mô hình. Qua đó, 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 của biến giải thích lên biến phụ thuộc. Tuy nhiên, FEM bị hạn chế khi các công ty có sự biến động mà sự biến động này có tương quan đến các biến độc lập trong mô hình. Trong trường hợp đó, sử dụng mô hình REM sẽ khắc phục được hạn chế này, vì trong mô hình REM, sự biến động giữa các công ty được giả sử là ngẫu nhiên và không tương quan đến các biến giải thích.

Để lựa chọn được phương pháp ước lượng phù hợp nhất cho mô hình, sử dụng kiểm định Hausman lựa chọn mô hình hồi quy tác động cố định (FEM) và mô hình hồi quy tác động ngẫu nhiên (REM). Nếu ước lượng giữa REM và FEM là khác nhau thì lựa chọn sử dụng mô hình FEM, và ngược lại, nếu ước lượng giữa REM và FEM không khác nhau thì lựa chọn mô hình REM. Nếu mô hình hồi quy tác động ngẫu nhiên phù hợp hơn, kiểm định lựa chọn mô hình hồi quy nhỏ nhất (Pooled OLS) và mô hình hồi quy tác động ngẫu nhiên (Random Effects Model). Nếu phương sai của sai số ngẫu nhiên giữa các thực thể bằng 0 thì sẽ lựa chọn sử dụng mô hình OLS, ngược lại nếu phương sai sai số ngẫu nhiên giữa các thực thể khác 0 thì mô hình REM là phù hợp.

Tiếp theo là việc tiến hành kiểm định, hiệu chỉnh khắc phục các khuyết tật của mô hình (nếu có). Tùy thuộc vào kiểm định loại mô hình nào mà nhóm sẽ sử dụng kiểm định khuyết tật phù hợp trên mô hình đó. Phần mềm nhóm sử dụng trong tính toán là phần mềm STATA14.

5. Kết quả nghiên cứu

Nhóm nghiên cứu đã sử dụng kiểm định Hausman để lựa chọn giữa mô hình FEM và REM có kết quả giá trị P-Value là 0, như vậy, sử dụng mô hình FEM là phù hợp. Tiến hành kiểm định hiện tượng phương sai sai số thay đổi cho mô hình FEM bằng lệnh xttest3, kết quả giá trị P-Value=0 cho thấy mô hình có khuyết tật phương sai sai số thay đổi. Thực hiện hiệu chỉnh mô hình bằng tham số robust được kết quả ước lượng mô hình ở Bảng 4.

Bảng 4 thể hiện kết quả ước lượng hồi quy mô hình các nhân tố ảnh hưởng đến hệ số sinh lời trước thuế và lãi vay (BEP). Với giá trị P-value (F) của mô hình là 0.0504, từ đó cho thấy

mô hình hồi quy là phù hợp ở mức ý nghĩa 6%. Mô hình hồi quy các nhân tố tác động đến BEP như sau:

$$BEP_{it} = -0.0931145 + 0.0031869LNTSBQ_{it} - 0.327683HN_{it} + 0.081457HDNH_{it} + 0.0243567SVTSNH_{it} + 0.4671548HEBIT_{it} + \varepsilon_{it}$$

Biến số vòng quay tài sản ngắn hạn có tác động tích cực đến hệ số sinh lời trước thuế và lãi vay, với mức ý nghĩa 5% kết quả này phù hợp với giả thuyết đã đặt ra “Số vòng quay của tài sản ngắn hạn có tác động tích cực đến hệ số sinh lời trước thuế và lãi vay”.

Biến Hệ số sinh lời hoạt động trước thuế và lãi vay có tác động tích cực đến hệ số sinh lời cơ bản của vốn kinh doanh, kết quả này phù hợp với giả thuyết đặt ra.

Biến Hệ số nợ không có tác động đến hệ số sinh lời trước thuế và lãi vay do giá trị p-value (T) = 0.451 lớn hơn mức ý nghĩa 5%. Điều này phù hợp với giả thuyết ban đầu đặt ra “Khi loại bỏ yếu tố lãi vay và thuế thu nhập doanh nghiệp, hệ số nợ sẽ không ảnh hưởng đến khả năng sinh lời cơ bản từ vốn kinh doanh của các công ty CP Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam”.

Biến tổng tài sản bình quân (LNTSBQ) và biến Hệ số đầu tư ngắn hạn (HDNH) không có ý nghĩa thống kê trong mô hình.

Bảng 4: Mô hình hồi quy các nhân tố tác động đến BEP

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	207
Group variable: id	Number of groups	=	23
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.5907	min =		9
between = 0.8315	avg =		9.0
overall = 0.6513	max =		9
	F(5, 22)	=	2.65
corr(u_i, Xb) = 0.4453	Prob > F	=	0.0504
(Std. Err. adjusted for 23 clusters in id)			

BEP	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
LNTSBQ	.0031869	.0085736	0.37	0.714	-.0145936	.0209673
HN	-.0327683	.0427275	-0.77	0.451	-.1213797	.0558432
HDNH	.081457	.0641635	1.27	0.218	-.05161	.214524
SVTSNH	.0243567	.0113891	2.14	0.044	.0007371	.0479763
HEBIT	.4671548	.1424299	3.28	0.003	.1717733	.7625363
_cons	-.0931145	.2538804	-0.37	0.717	-.6196303	.4334012
sigma_u	.03440052					
sigma_e	.0291456					
rho	.5821329	(fraction of variance due to u_i)				

Nguồn: Kết quả tính toán của nhóm nghiên cứu từ phần mềm Stata

Tương tự ở mô hình với biến phụ thuộc là ROE, nhóm nghiên cứu tiếp tục sử dụng kiểm định Hausman để lựa chọn giữa mô hình FEM và REM. Kết quả ước lượng giá trị p-value là 0. Mô hình ảnh hưởng cố định (FEM) vẫn là phù hợp nhất. Sử dụng lệnh xttest3 để kiểm định hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Kết quả kiểm định cho thấy mô hình mắc khuyết tật phương sai sai số thay đổi. Tiến hành khắc phục khuyết tật này bằng cách hiệu chỉnh mô hình, sử dụng tham số robust. Sau khi hiệu chỉnh phương sai sai số thay đổi, kết quả mô hình được trình bày ở bảng 5.

Với mức ý nghĩa 5%, mô hình hồi quy là phù hợp. Các biến Quy mô vốn, Chính sách đầu tư, Chính sách huy động vốn, Hiệu suất sử dụng vốn, Năng lực quản lý chi phí giải thích 65,81% sự thay đổi của hệ số sinh lời trên vốn chủ sở hữu (ROE). Mô hình hồi quy các nhân

tác động đến khả năng sinh lời trên vốn chủ sở hữu của các Công ty CP Dược phẩm niêm yết tại Việt Nam như sau:

$$ROE_{it} = 0.1129574 - 0.000407LNTSBQ_{it} - 0.1799677HT_{it} + 0.0976474HDNH_{it} + 0.0337794SVTSNH_{it} + 0.5333267ROS_{it} - 0.0121417HNVC_{it} + \varepsilon_{it}$$

Hệ số tự tài trợ có tác động tiêu cực đến hệ số sinh lời trên vốn chủ sở hữu (ROE). Điều này hoàn toàn phù hợp với giả thuyết đặt ra.

Biến số vòng quay của tài sản ngắn hạn có tác động tích cực đến hệ số sinh lời trên vốn chủ sở hữu, kết quả này hoàn toàn phù hợp với giả thuyết “Hiệu suất sử dụng vốn có tác động tích cực đến khả năng sinh lời trên vốn chủ sở hữu của các công ty CP Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam”.

Hệ số sinh lời hoạt động có ảnh hưởng tích cực đến hệ số sinh lời trên vốn chủ sở hữu, kết quả trên hoàn toàn phù hợp với thực tiễn về quản lý chi phí cũng như giả thuyết đặt ra.

Biến Hệ số nợ trên vốn chủ sở hữu đại diện cho chính sách đòn bẩy tài chính có tác động tiêu cực đến hệ số sinh lời trên vốn chủ (ROE), kết quả này ủng hộ cho nghiên cứu “Ảnh hưởng của Nợ đến khả năng sinh lời từ vốn chủ sở hữu của các công ty, các tập đoàn phi tài chính ở Pakistan” với kết quả “Nợ và khả năng sinh lời của vốn chủ sở hữu có mối quan hệ ngược chiều” của (Hassan Jan Habib, Faisal Khan và Dr. Muhammad Imran Wazir, 2016). Tuy nhiên, kết quả đi ngược với nghiên cứu của (Dwi Kartikasari¹, Marisa Merianti², 2016) với kết luận rằng “Đòn bẩy tài chính có ảnh hưởng tích cực với khả năng sinh lời của các doanh nghiệp sản xuất tại Indonesia”.

Biến thể hiện quy mô vốn (LNTSBQ) và biến thể hiện chính sách đầu tư (HDNH) không có ý nghĩa thống kê trong mô hình.

Bảng 5: Mô hình hồi quy các nhân tố tác động đến ROE

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	207
Group variable: id	Number of groups	=	23
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.6581	min =		9
between = 0.2626	avg =		9.0
overall = 0.4459	max =		9
	F(6, 22)	=	93.43
corr(u_i, Xb) = -0.2765	Prob > F	=	0.0000
	(Std. Err. adjusted for 23 clusters in id)		

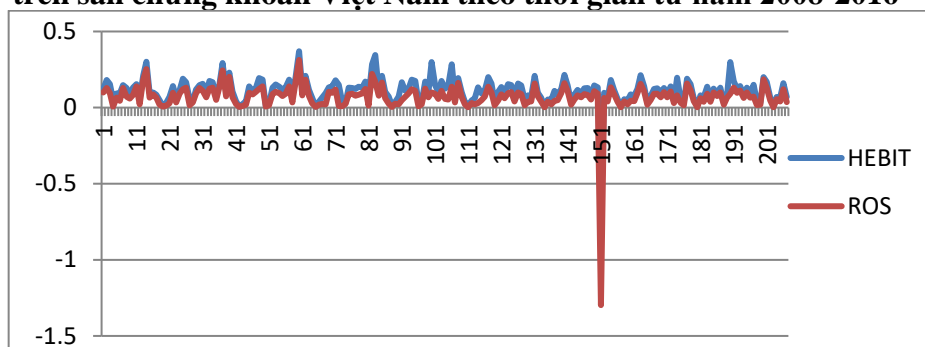
ROE	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
LNTSBQ	-.0000407	.0141811	-0.00	0.998	-.0294507	.0293692
HT	-.1799677	.0487821	-3.69	0.001	-.2811355	-.0787998
HDNH	.0976474	.0757135	1.29	0.211	-.0593727	.2546675
SVTSNH	.0337794	.0152778	2.21	0.038	.0020953	.0654636
ROS	.5333267	.0876499	6.08	0.000	.3515519	.7151015
HNVC	-.0121417	.0020475	-5.93	0.000	-.016388	-.0078955
_cons	.1129574	.3839209	0.29	0.771	-.6832458	.9091607
sigma_u	.05915454					
sigma_e	.04246409					
rho	.65993155	(fraction of variance due to u_i)				

Nguồn: Kết quả tính toán của nhóm nghiên cứu từ phần mềm Stata

Nghiên cứu đã chỉ ra rằng, hiệu suất sử dụng vốn và công tác quản lý chi phí có ảnh hưởng tích cực đến khả năng sinh lời từ vốn của các Công ty CP Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng

khoán tại Việt Nam. Tuy nhiên, trên thực tế, năng lực quản lý chi phí của các Công ty CP Dược phẩm Việt Nam vẫn còn rất hạn chế. Biểu đồ 2 thể hiện hệ số sinh lời hoạt động trước thuế và lãi vay (HEBIT) và hệ số sinh lời hoạt động (ROS) của nhóm công ty này theo thời gian từ năm 2008-2016. Theo đó, kể từ năm 2012 đến năm 2016, hệ số sinh lời hoạt động tại các công ty CP Dược phẩm niêm yết tại Việt Nam có dấu hiệu giảm dần. Các công ty cần xem xét và có biện pháp quản lý chi phí phù hợp.

Biểu đồ 2: Thực trạng năng lực quản lý chi phí của các công ty CP Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam theo thời gian từ năm 2008-2016



Nguồn: Thực hiện dựa trên bộ số liệu do nhóm nghiên cứu thu thập và xử lý

Bên cạnh những điểm tích cực làm gia tăng khả năng sinh lời của vốn chủ sở hữu, nghiên cứu dựa trên lý thuyết thực nghiệm, tìm ra một số điểm làm suy giảm khả năng sinh lời từ vốn của các Công ty CP Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam.

Thứ nhất hệ số tự tài trợ (HT) tăng làm giảm khả năng sinh lời trên vốn chủ sở hữu (ROE). Kết quả này phù hợp với lý thuyết cũng như những nghiên cứu trước đây về ảnh hưởng của hệ số tự tài trợ đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp.

Thứ hai là chính sách đòn bẩy tài chính: Nghiên cứu chỉ ra rằng, khi không xét đến nguồn gốc hình thành của vốn và thuế thu nhập doanh nghiệp, nợ không có ảnh hưởng đến khả năng sinh lời từ vốn. Tuy nhiên, khi xem xét đến hai yếu tố là chi phí lãi vay và thuế thu nhập doanh nghiệp thì Nợ đã làm giảm khả năng sinh lời trên vốn chủ sở hữu của các Công ty CP Dược phẩm niêm yết tại Việt Nam. Từ đó cho thấy việc sử dụng đòn bẩy tài chính chưa thực sự hiệu quả đối với các công ty này. Kết quả nghiên cứu đi ngược với nghiên cứu trước đó về mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và khả năng sinh lời của doanh nghiệp như nghiên cứu “Tác động của đòn bẩy tài chính và quy mô doanh nghiệp đến khả năng sinh lời của các công ty Sản xuất niêm yết tại Indonesia” của (Dwi Kartikasari*, Marisa Merianti 2016) đã chỉ ra “Đòn bẩy tài chính có mối quan hệ tích cực đối với khả năng sinh lời của các công ty sản xuất niêm yết tại Indonesia”. Để tìm hiểu nguyên nhân dẫn đến kết quả này, nhóm nghiên cứu đã tổng hợp lãi suất cho vay trung và dài hạn và lãi suất cho vay ngắn hạn bình quân trên thị trường Việt Nam trong giai đoạn 2008-2016. Kết quả tổng hợp như sau:

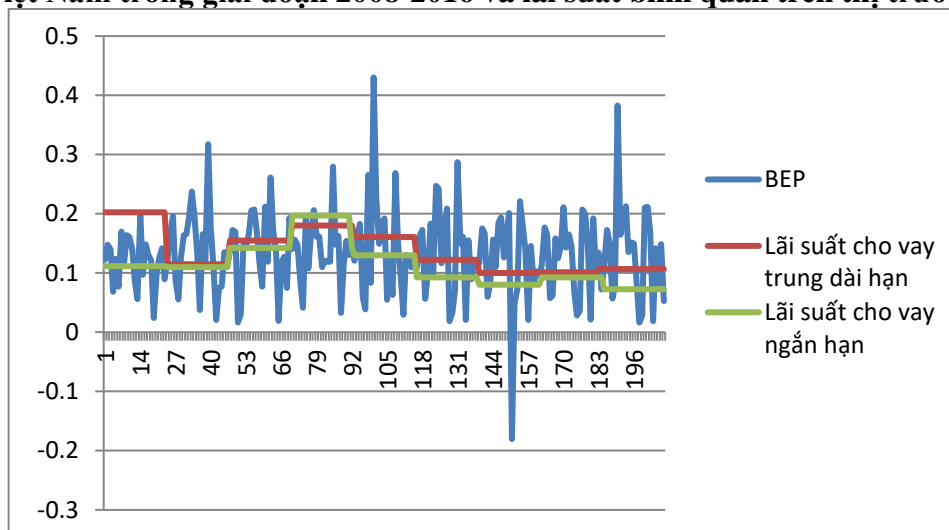
Bảng 6: Bảng tổng hợp lãi suất cho vay ngắn hạn, trung và dài hạn bình quân trên thị trường ngân hàng Việt Nam trong giai đoạn 2008-2016

Năm	Lãi suất cho vay ngắn hạn	Lãi suất cho vay trung, dài hạn
Loại tiền	VND	VND
2008	10.8% - 11.5%	20 - 20.5%
2009	10% - 12%	11 - 12%
2010	10.5% - 18%	13 - 18%
2011	14.5% - 25%	17 - 19%
2012	11% - 15%	14.6 - 17.5%
2013	7% - 11.5%	11.5 - 13%
2014	7% - 9%	9 - 11%
2015	7% - 11.5%	10 - 10.3%
2016	6% - 8.5%	10.3 - 11%

Nguồn: Ngân hàng Nhà nước Việt Nam

Từ bảng tổng hợp lãi suất trên, xây dựng biểu đồ 3 thể hiện hệ số sinh lời trước thuế và lãi vay của các Công ty CP Dược phẩm niêm yết trên thị trường ngân hàng Việt Nam theo thời gian từ năm 2008-2016 so với mặt bằng lãi suất ngân hàng ngắn, trung và dài hạn cùng thời điểm. Từ biểu đồ có thể thấy, với diễn biến lãi suất đi vay ngắn hạn, trung và dài hạn trong giai đoạn 2008-2016, hệ số sinh lời cơ bản từ vốn kinh doanh của các Công ty CP Dược phẩm niêm yết tại Việt Nam có nhiều thời điểm không đủ đáp ứng chi trả lãi vay. Điều đó cho thấy, hiệu quả hoạt động kinh doanh của rất nhiều Công ty CP Dược phẩm niêm yết tại Việt Nam còn đang hạn chế, tỷ suất sinh lời tại nhiều thời điểm không cao (thấp hơn mặt bằng lãi suất đi vay). Mặc dù trong giai đoạn 2008-2013, mặt bằng lãi suất cho vay cao và biến động lớn gây bất lợi cho kết quả kinh doanh của các công ty, tuy nhiên, trong giai đoạn 2014-2016, mặt bằng lãi suất cho vay đã hạ nhiệt và có dấu hiệu cân bằng hơn thì vẫn còn tồn tại rất nhiều công ty vẫn có mức sinh lời cơ bản thấp hơn mặt bằng lãi suất huy động vốn. Như vậy, việc sử dụng đòn bẩy tài chính đối với phần lớn các Công ty CP Dược phẩm niêm yết tại Việt Nam là chưa thực sự phù hợp, đặc biệt là những công ty tập trung huy động từ nợ dài hạn. Các công ty cần cân nhắc, điều chỉnh lại chính sách huy động vốn cho hợp lý.

Biểu đồ 3: Hệ số sinh lời trước thuế và lãi vay của các công ty CP Dược phẩm niêm yết tại Việt Nam trong giai đoạn 2008-2016 và lãi suất bình quân trên thị trường.



Nguồn: Nhóm nghiên cứu tổng hợp

Ngoài ra, kết quả nghiên cứu còn chỉ ra rằng: “Quy mô vốn và chính sách đầu tư không ảnh hưởng đến khả năng sinh lời từ vốn của các công ty CP Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam”.

6. Một số khuyến nghị từ kết quả nghiên cứu

Căn cứ vào kết quả thực nghiệm, nghiên cứu đưa ra một số khuyến nghị, nhằm hỗ trợ các Công ty CP Dược phẩm gia tăng khả năng sinh lời từ vốn trong các kì kinh doanh tới như sau:

Thứ nhất: Kiểm soát chặt chẽ chi phí.

Đối với các công ty thương mại, phân phối thuốc: Tìm kiếm được địa điểm phân phối dược phẩm uy tín, giá cả và chất lượng tốt, nắm bắt được sự biến động của giá cả thị trường, có quan hệ tốt với các nhà phân phối để luôn được hưởng giá vốn hợp lý, đồng thời đánh giá mức độ ảnh hưởng của tín dụng thương mại đến giá thành sản phẩm, nhằm có những chính sách sử dụng tín dụng thương mại một cách hợp lý, không làm tăng giá vốn.

Tiết kiệm chi phí bán hàng và chi phí quản lý doanh nghiệp đối với những phần chi phí bỏ ra không mang lại lợi ích cụ thể cho doanh nghiệp trên cơ sở không làm ảnh hưởng đến hoạt động tiêu thụ sản phẩm của doanh nghiệp.

Có chính sách sử dụng nhân sự hợp lý, tiết kiệm, hiệu quả: Áp dụng các biện pháp giảm thiểu chi phí nhân sự như: Cắt giảm nhân viên đối với những nhân sự có năng suất, hiệu quả làm việc cũng như tinh thần làm việc kém. Cân đối mức lương thưởng phù hợp (Cắt giảm lương, thưởng với những bộ phận không hoàn thành được chỉ tiêu đề ra dựa trên cơ sở đảm bảo quyền lợi của người lao động), chủ động tăng thêm công việc cũng như hiệu suất làm việc

của nhân viên trong công ty. Tuy nhiên, ở phương pháp liên quan đến nhân sự này, các Công ty CP Dược phẩm cần lưu ý đây là phương pháp sau cùng mà các công ty có thể xem xét áp dụng để tránh gây ra hậu quả mất cân đối nguồn nhân lực cũng như ảnh hưởng đến tinh thần làm việc của những nhân sự còn lại trong công ty.

Đối với các công ty chuyên sản xuất, bào chế: Kiểm soát về định mức nguyên vật liệu sản xuất trên từng loại thành phẩm. Có thể thấy, chi phí nguyên vật liệu trực tiếp chiếm một tỷ trọng khá lớn đến cấu thành nên nguyên giá của sản phẩm thuốc. Từ đó cho thấy việc quản lý định mức sản xuất nguyên vật liệu (NVL) trên thành phẩm là rất quan trọng. Các công ty cần có kế hoạch sử dụng nguyên vật liệu hợp lý, tránh lãng phí bằng cách:

Đối với những loại thuốc đã sản xuất nhiều lần, dựa vào bảng định mức nguyên vật liệu trực tiếp để theo dõi định mức nguyên vật liệu và tỷ lệ hao hụt, thành phẩm hỏng trong quá trình sản xuất. Trên cơ sở đó, có phát hiện kịp thời về sử dụng lãng phí nguyên vật liệu trong những lần sản xuất tiếp theo.

Đối với những loại thuốc lần đầu sản xuất, cần sản xuất thử mẫu dựa trên nguyên vật liệu để xác định được định mức nguyên vật liệu cho loại thuốc đó, đồng thời kiểm định về thời gian lưu trữ, điều kiện bảo quản để có quyết định sản xuất phù hợp, tránh sản xuất vượt mức tiêu thụ và thời gian bảo quản, gây ứ đọng vốn, hỏng, mất mát thành phẩm. Đối với những dược phẩm mới lần đầu ra thị trường, các công ty nên sản xuất với khối lượng vừa đủ để ra mắt và kiểm nghiệm. Chỉ sản xuất khối lượng lớn theo đơn đặt hàng tại các nhà thuốc và trung tâm y tế, tránh tình trạng khó tiêu thụ vì chưa tiếp cận được thị trường.

Có chính sách phù hợp trong quy trình sản xuất để tối thiểu hóa chi phí. Các công ty cần rà soát lại tất cả các loại chi phí sản xuất của công ty và đánh giá một cách chính xác. Đối với những công đoạn sản xuất không thuộc đặc thù của công ty, trong khi đó chi phí đặt gia công sản xuất là cố định ví dụ chi phí sản xuất bao bì cấp 1 của thuốc (vỏ nang thuốc), bao bì thứ cấp của thuốc thì công ty có thể đặt gia công tại những công ty chuyên môn hóa có uy tín cao để cắt giảm công đoạn sản xuất phi chính thức, giảm thời gian sản xuất cũng như chi phí bảo quản, hao hụt nguyên vật liệu khó kiểm soát trong quá trình sản xuất. Từ đó, tập trung chuyên môn về bào chế, sản xuất dược liệu chính của thuốc nhằm nâng cao hiệu quả sản xuất chuyên môn, tiết kiệm chi phí, thời gian, nhân lực, tận dụng được điểm mạnh và lợi thế cạnh tranh của các công ty khác góp phần giảm thiểu siết chặt chi phí trong quá trình sản xuất. Tuy nhiên, quyết định đặt gia công đối với các công ty chuyên sản xuất, bào chế thuốc phải đảm bảo những nguyên tắc sau: Thứ nhất là tính toán chính xác chi phí tiết kiệm để thuê ngoài một dự án so với tự sản xuất, thứ hai là điều hòa được lợi ích giữa công ty và đối tác nhận gia công tránh tình trạng làm mất thị phần sản xuất của công ty và rủi ro mất bí quyết sản xuất. Ở nguyên tắc này, công ty phải cân nhắc kỹ hoạt động nào nên đặt gia công bên ngoài, hoạt động nào nên tự sản xuất và tại sao? Thứ ba là đảm bảo chuyên môn và uy tín của bên nhận gia công để đảm bảo hoàn thành tốt dự án và có thể kéo dài hợp tác trong tương lai.

Thường xuyên kiểm tra, kiểm định máy móc, dây chuyền sản xuất để phát hiện kịp thời những dây chuyền máy móc có dấu hiệu hư hỏng, giảm hiệu suất sản xuất thuốc, tiêu hao nhiều nguyên vật liệu, tỷ lệ sản phẩm lỗi cao để từ đó có biện pháp khắc phục kịp thời, hạn chế lãng phí trong quy trình sản xuất.

Thứ hai: Nâng cao hiệu suất sử dụng vốn

Điều chỉnh chính sách quản lý hàng tồn kho: Các công ty cần xây dựng mức dự trữ đối với các loại nguyên vật liệu, hàng hoá, thường xuyên phân tích để đánh giá mức dự trữ phù hợp với hoạt động của công ty. Việc dự trữ quá lớn sẽ gây tốn kém chi phí, ứ đọng vốn còn dự trữ quá ít có thể làm gián đoạn hoạt động của các công ty kéo theo nhiều hậu quả khác. Duy trì mức tồn kho đúng mức giúp các công ty Dược phẩm niêm yết không bị gián đoạn trong việc tiến hành sản xuất đồng thời sử dụng tiết kiệm vốn lưu động. Cụ thể như sau:

Thực hiện kiểm tra, đánh giá chất lượng nguyên vật liệu và hàng hóa trước – sau khi nhập kho – xuất kho. Kiểm tra kho bãi thường xuyên, thực hiện bảo quản tốt hàng tồn kho, tránh hư hỏng mất mát, giảm chất lượng. Đặc biệt là mặt hàng thuốc, dược liệu cần điều kiện bảo quản đặc biệt.

Cần xem xét lại khoản trích lập dự phòng giảm giá hàng tồn kho cho từng loại hàng tồn kho của công ty đã hợp lý chưa, nhằm đảm bảo giá trị tài sản của công ty mình:

+ Với đặc điểm của các công ty phân phối Dược phẩm đó là có rất nhiều loại sản phẩm thuốc khác nhau, chính vì thế, lượng hàng tồn kho rất lớn, nếu không có một kế hoạch hàng tồn kho cho phù hợp, việc xây dựng định mức tồn kho cho mọi loại sản phẩm mà các công ty đang sản xuất là không thể và cần đòi hỏi một lượng vốn rất lớn mà chưa chắc đã thực sự cần thiết. Do vậy, các công ty cần có sự tổng hợp, đánh giá nhu cầu thị hiếu của thị trường về cơ cấu, loại sản phẩm, đặc biệt là những loại thuốc có khả năng tiêu thụ nhất tại từng thời điểm hay các loại thuốc chuyên biệt đặc trị để từ đó, xây dựng được danh mục hàng tồn kho đối với từng loại thuốc, từng loại bệnh điều trị theo nhu cầu thị trường, lấy đó làm căn cứ để xây dựng định mức hàng tồn kho cho phù hợp với nhu cầu tiêu thụ sản phẩm và đảm bảo tiết kiệm vốn, tránh hiện tượng để tồn kho quá nhiều gây lãng phí vốn.

+ Đối với nguyên vật liệu sản xuất tồn kho, các công ty Dược phẩm cũng cần xây dựng định mức tồn kho cụ thể dựa trên các căn cứ như: Dự báo nhu cầu thị trường về tiêu thụ sản phẩm, kiểm soát hàng tồn kho hiện có, lên kế hoạch thời gian đặt hàng để nguyên liệu về đến các công ty, để từ đó bộ phận kế hoạch lên kế hoạch xây dựng định mức nguyên liệu tồn kho tối thiểu phù hợp, đáp ứng nhu cầu sản xuất của nhà máy. Tuy nhiên trong công tác lập kế hoạch cũng cần lưu ý việc mua nguyên vật liệu tránh dồn vào cùng một thời điểm trong tháng để tránh tồn kho quá mức cần thiết ở đầu tháng, quý... mà nên sắp xếp lịch mua nguyên liệu dần đều trong kỳ để không gây khó khăn cho bộ phận tài chính.

Đẩy nhanh tốc độ luân chuyển các khoản phải thu: Các công ty Dược phẩm cần áp dụng chính sách bán chịu cho từng đại lý, chi nhánh riêng biệt phụ thuộc vào thời gian nợ tiền hàng và số dư nợ quá khứ của chi nhánh đó. Các chi nhánh được áp dụng chính sách bán chịu phải là các chi nhánh có doanh thu tiêu thụ tốt, kỳ nợ tiền ngắn, thanh toán đầy đủ trong các kỳ trước. Ngoài ra, các công ty nên áp dụng các chính sách khuyến khích thanh toán đối với các chi nhánh một cách linh hoạt, thay đổi tùy thuộc vào từng thời điểm trong năm. Tuy nhiên, các công ty có thể quản lý tốt các khoản phải thu hơn nữa và giảm các khoản phải thu này xuống càng nhỏ càng tốt, tránh để bị chiếm dụng vốn bằng cách áp dụng chính sách thưởng thanh toán đối với các chi nhánh như sau:

Số tiền thưởng = Doanh số tháng x Hệ số thưởng

Bảng 7. Hệ số thưởng thanh toán đối với các đại lý của các công ty.

Điều kiện	Hệ số thưởng áp dụng
Dư nợ cuối tháng = 0	8,0%
Số tiền thanh toán $\geq 70\%$ tổng nợ	6,8%
50% tổng nợ \leq Số tiền thanh toán $\leq 70\%$ tổng nợ	5,6%
30% tổng nợ \leq Số tiền thanh toán $\leq 50\%$ tổng nợ	3,2%
Số tiền thanh toán $\leq 30\%$ tổng nợ	0%

(Trong đó: Tổng nợ = Số dư nợ đầu tháng + Số nợ phát sinh trong tháng)

Với các giải pháp này thì các Công ty Dược phẩm có thể tiết kiệm được chi phí đi vay vốn rất nhiều, đồng thời bảo toàn được nguồn vốn, hạn chế rủi ro mất vốn.

Ngoài ra, việc áp dụng chiết khấu thanh toán một cách linh hoạt song song với các biện pháp khuyến khích thanh toán khác cũng là cách tốt để sớm thu hồi nợ. Trong trường hợp khách hàng nợ quá hạn, công ty cần tìm hiểu tình hình, nguyên nhân chủ quan, khách quan để

phân loại và tìm biện pháp xử lý phù hợp như: áp dụng phạt vi phạm, gia hạn nợ, thỏa thuận xử lý nợ hoặc yêu cầu trọng tài kinh tế, toà án kinh tế can thiệp theo giao ước trong hợp đồng.

Thứ ba: Điều chỉnh chính sách huy động vốn hợp lý.

Một số đề xuất từ chính sách huy động vốn đối với các Công ty CP Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam như:

Tối đa hóa mức chiếm dụng vốn ngắn hạn một cách hợp lý và trong giới hạn như các khoản nộp Ngân sách nhà nước và các khoản phải trả người lao động. Đây là các khoản vốn ngắn hạn mà các công ty có thể đi chiếm dụng mà không phải mất chi phí sử dụng vốn, tuy nhiên sẽ bị giới hạn về thời gian sử dụng.

Thường xuyên kiểm tra, tính toán, so sánh khả năng sinh lời của công ty mình với lãi suất đi vay tại các ngân hàng để có quyết định sử dụng nợ cho phù hợp. Đặc biệt, đối với những công ty đang sử dụng nợ đi vay lớn cần chú ý trong điều kiện mặt bằng lãi suất đi vay ở thời điểm hiện tại, công ty cần cân nhắc nên duy trì tỷ trọng nợ vay ngắn hạn và nợ vay dài hạn cho hợp lý để tối thiểu chi phí sử dụng vốn. Những công ty hiện tại đang sử dụng quá nhiều nợ vay dài hạn để tài trợ cho tài sản ngắn hạn cần xem xét lại có thể trả trước một phần nợ dài hạn và tăng cường huy động nợ ngắn hạn để tài trợ cho tài sản ngắn hạn. Duy trì hệ số tài trợ thường xuyên về điểm luôn luôn lớn hơn 1 nhưng gần 1 để giảm thiểu chi phí sử dụng vốn tăng do sử dụng quá nhiều nợ dài hạn để đầu tư tài sản ngắn hạn. Đối với những công ty có mức sinh lời cơ bản đang thấp hơn lãi suất đi vay mà tình trạng này kéo dài công ty cần thay đổi chính sách huy động vốn theo chiều hướng tập trung huy động vốn kinh doanh từ vốn chủ sở hữu hoặc lợi nhuận giữ lại và giảm nợ đi vay xuống thấp nhất để giảm thiểu rủi ro vỡ nợ và mất khả năng thanh toán lãi vay.

KẾT LUẬN:

Qua quá trình thực hiện đề tài, nhóm nghiên cứu đã chỉ ra được những nhân tố tác động tích cực và tiêu cực đến khả năng sinh lời từ vốn của các Công ty CP Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam. Cũng như đi sâu vào nghiên cứu, nhóm đã chỉ ra được điểm khác biệt trong hiệu quả hoạt động kinh doanh của các công ty hoạt động trong lĩnh vực này so với những lý thuyết thực nghiệm trước đây. Qua đó cho thấy, các Công ty CP Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam cũng có những đặc thù kinh doanh riêng biệt. Từ đó, chỉ ra những điểm tích cực cũng như những điểm chưa hiệu quả trong quá trình hoạt động của những công ty trong lĩnh vực này.

Bài nghiên cứu được thực hiện dựa trên bộ số liệu thực tế mà nhóm nghiên cứu thu thập được đó là Báo cáo tài chính đã kiểm toán của 23 công ty CP Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam được lấy trực tiếp từ webside chính thức của các công ty kết hợp với báo cáo công khai trên Vietstock Financial. Tuy nhiên, mẫu số liệu của bài nghiên cứu vẫn còn mặt hạn chế về mặt không gian (các công ty) và thời gian (số năm quan sát). Nguyên nhân là do những công ty cổ phần Dược phẩm còn lại được thành lập trong một vài năm trở lại đây sẽ không đồng bộ cho dữ liệu của nghiên cứu. Do đó, làm cho nghiên cứu chưa được toàn diện phổ quát về ngành Dược phẩm Việt Nam.

Bài nghiên cứu còn có thể mở rộng đi sâu nghiên cứu về ảnh hưởng của một số nhân tố khác đến khả năng sinh lời từ vốn của các Công ty CP Dược phẩm tại Việt Nam bằng một số định hướng sau:

+ Ngoài các nhân tố đã phân tích, nhóm nghiên cứu sẽ tiếp tục đi sâu xem xét tác động của quản trị vốn bằng tiền nhằm nâng cao hiệu suất sử dụng vốn, từ đó nâng cao khả năng sinh lời của các công ty Cổ phần Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam.

+ Nhóm sẽ tiếp tục nghiên cứu tác động của các nhân tố bên ngoài như: chính sách của Nhà nước, biến động tỷ giá hối đoái, sự thay đổi mặt bằng lãi suất, chính sách Thuế,... đến khả năng sinh lời của các công ty Cổ phần Dược phẩm niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam.

+ Trên cơ sở thực trạng những tác động của các nhân tố đến khả năng sinh lời của các công ty Cổ phần Dược phẩm niêm yết, nhóm sẽ tiếp tục đưa ra dự báo về khả năng sinh lời của các công ty CP Dược Phẩm niêm yết tại Việt Nam trong tương lai.

Để có thể hoàn thành được đề tài nghiên cứu này, nhóm đã nhận được sự hướng dẫn, giúp đỡ tận tình của TS. Cù Thu Thủy- Học Viện Tài Chính và TS. Nguyễn Thị Thanh - Học Viện Tài Chính cả về kỹ thuật nghiên cứu và kiến thức xây dựng, thực hiện đề tài. Nhóm nghiên cứu xin gửi lời cảm ơn trân trọng nhất tới các giáo viên hướng dẫn đã tạo điều kiện tốt nhất cho nhóm thực hiện và hoàn thiện đề tài này!

Nhóm nghiên cứu rất mong nhận được sự đóng góp từ các nhà Khoa học, các Chuyên gia, các Thầy cô và các bạn về đề tài này, để nhóm có thể hoàn thiện đề tài của mình hơn nữa. Xin trân trọng cảm ơn!

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] TS Nguyễn Thị Thanh (Học viện Tài chính)- Ths Phạm Thị Thùy Vân (Khoa Kế toán - trường ĐH Kinh tế Kỹ thuật Công nghiệp), "Những giải pháp khắc phục trong vận dụng các chỉ tiêu phản ánh hiệu suất sử dụng vốn và khả năng sinh lời tại các công ty Dược phẩm niêm yết"., 2016.
- [2] Nguyễn Thị Lê Hằng, "Hoàn thiện phân tích khả năng sinh lợi tại các doanh nghiệp kinh doanh du lịch trên địa bàn tỉnh Bình Định"., 2017.
- [3] Dwi Kartikasari, Marisa Merianti, "The Effect of Leverage and Firm Size to Profitability of Public Manufacturing Companies in Indonesia"., 2016.
- [4] Shin & Soenen, "The effective management of working capital affects the profitability of the business"., 1998.
- [5] Bashir, "Factors affecting the profitability of banks"., 2003.
- [6] Berger, "There is a positive relationship between owner's equity and profitability"., 1995.
- [7] HirinduKawshala & KushaniPanditharathna, "The scale has a positive influence on the profitability of the banking system"., 2016.
- [8] Athanasoglou and partner, ""There is no relationship between capital size and profitability of firms"., 2005.
- [9] Shyam-Sunder & Myers , "Pecking order theory"., 1999.
- [10] Hassan Jan Habib*, Faisal Khan** and Dr. Muhammad Imran Wazir, Impact of debt on profitability of firm; Evidence from Non- financial sector of Pakistan., 2016.
- [11] Franco Modigliani and Merton H. Miller, ""The cost of capital, Corporation Finance and the Theory of Investment," in American Economic Review, 1958, pp. 216- 297.
- [12] Asli & Huizinga, "Determinants of commercial bank interest margins and profitability : some international evidence". World, The World Region, 1999.
- [13] Ben Naceur, S., Goaid, M., "The determinants of commercial bank interest margin and profitability:evidence from Tunisia" .: Frontiers in Finance and Economics 5 (1), 2008.
- [14] Kyriaki Kosmidou, "The determinants of banks' profits in Greece during the period of EU financial integration" .: Emerald Group Publishing Limited, 2008.
- [15] Bourke, "Concentration and other determinants of bank profitability in Europe, North

America and Australia" .: Journal of Banking and Finance, 1989.

- [16] Amarjit Gill (TUI University)- Nahum Biger (Academic Center Carmel, Israel and CNPC, France)- Neil Mathur, "" The Effect of Capital Structure on Profitability: Evidence from the United State", " International Journal of Management, vol. 28, Dec 2011.
- [17] Dr Ioannis Lazaridis (Professor) - MSc Dimitrios Tryfonidis (PhD Candidate) in University of Macedonia* and Department of Accounting & Finance, ""The relationship between working capital management and profitability of," Journal of Financial Management and Analysis, vol. 19, January- June 2006.
- [18] Adegoke Adeleke, "FDI- Growth nexus in Africa: Does Governance Matter?," Journal of Economic Development, vol. 39, no. 1, pp. 111- 135, 2014.
- [19] Brumbaugh, "Reserve effects and natural variation in coral reef communities" .: Ecol, Appl 2008.
- [20] "Báo cáo tài chính các năm 2008- 2016 của các công ty CP Dược phẩm niêm yết tại Việt Nam," .
- [21] PGS. TS. Nguyễn Trọng Cơ, PGS.TS. Nghiêm Thị Thà, "Giáo trình phân tích tài chính doanh nghiệp". NXB TÀI CHÍNH.

**KỶ YẾU HỘI THI KHOA HỌC SINH VIÊN TOÀN QUỐC
“OLYMPIC KINH TẾ LƯỢNG VÀ ỨNG DỤNG” NĂM 2018 – TẬP 2**

Chịu trách nhiệm xuất bản:

Giám đốc - Tổng biên tập

PHAN NGỌC CHÍNH

Chịu trách nhiệm biên soạn:

TS. NGUYỄN THỊ THÚY QUỲNH

TS. CÙ THU THỦY

THS. NGUYỄN TUẦN NAM

Biên tập:

ĐÀO THỊ HIỀN

Trình bày bìa:

THS. PHẠM VĂN HÀO

In: 500 cuốn, khổ 21 x 29,5 tại Công ty cổ phần Thương Mại và Dịch vụ tổng hợp Hà Vinh.

Địa chỉ: Số 8A – Ngõ 83/7 Đào Tấn – Ba Đình – Hà Nội

Số ĐKKHXB: 2444-2018/CXBIPH/4-55/TC

Số QĐXB: 118/QĐ-NXBTC ngày 23 tháng 07 năm 2018

Mã ISBN: 978-604-79-1867-6

In xong và nộp lưu chiểu quý 4 năm 2018
