

TRƯỜNG ĐẠI HỌC THƯƠNG MẠI
BỘ MÔN TOÁN
&
KHOA HỆ THỐNG THÔNG TIN KINH TẾ VÀ THƯƠNG MẠI ĐIỆN TỬ



HỘI THẢO KHOA HỌC
CẤP TRƯỜNG
ỨNG DỤNG PHÂN TÍCH ĐỊNH LƯỢNG
TRONG KINH TẾ-XÃ HỘI

Hà Nội, 2021

MỤC LỤC

| STT | Nội dung | Trang |
|---|---|-------|
| | LỜI NÓI ĐẦU | 1 |
| Phần I ỨNG DỤNG PHÂN TÍCH ĐỊNH LƯỢNG TRONG CÁC VẤN ĐỀ TĂNG TRƯỜNG KINH TẾ - ĐẦU TƯ VÀ PHÁT TRIỂN | | |
| 1 | MÔ HÌNH TOBIT PHÂN TÍCH TÁC ĐỘNG CỦA CÁC NHÂN TỐ ĐẾN HIỆU QUẢ PHÂN BỐ CỦA CÁC DOANH NGHIỆP NGÀNH CHẾ TÁC CỦA VIỆT NAM <i>ThS. Vũ Thị Huyền Trang</i> <i>Bộ môn Toán – Đại học Thương Mại</i> | 5 |
| 2 | TÁC ĐỘNG CỦA THẢM HỌA THIÊN NHIÊN ĐỐI VỚI AN NINH LƯƠNG THỰC GIAI ĐOẠN 2010-2016 TẠI VÙNG NÔNG THÔN VIỆT NAM: KẾT QUẢ TỪ PHƯƠNG PHÁP ƯỚC LƯỢNG BÁN THAM SỐ GAM <i>Trịnh Thị Hương^{1*}, Michel Simioni²</i> <i>¹Bộ môn Toán, Đại học Thương mại.</i> <i>²INRA, UMR-1110 MOISA, place Pierre Viala - Bât. 26, 34 060 Montpellier Cedex 2, France</i> | 20 |
| 3 | ỨNG DỤNG BÀI TOÁN TỐI ƯU TRONG MÔ HÌNH TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ CÓ YẾU TỐ VỐN CON NGƯỜI <i>TS. Nguyễn Thị Tuyết Mai</i> <i>Bộ môn Toán-Đại học Thương mại</i> | 29 |
| 4 | NGHIÊN CỨU NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN DÒNG TIỀN TỰ DO CỦA CÁC DOANH NGHIỆP THỰC PHẨM VÀ ĐỒ UỐNG NIÊM YẾT TẠI VIỆT NAM <i>TS. Đàm Thanh Tú</i> <i>Học viện Chính sách và phát triển</i> | 35 |
| 5 | LỢI THẾ XUẤT KHẨU CỦA TRÁI CÂY VIỆT NAM SANG EU GIAI ĐOẠN 2010-2019 <i>ThS. Nguyễn Thị Quỳnh Trâm,</i> <i>Bộ môn Toán, Đại học Thương mại</i> | 43 |

| | | |
|---|--|-----|
| 6 | VAI TRÒ CỦA TỔNG CẦU TRONG TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ VIỆT NAM <i>ThS. Trần Anh Tuấn</i> <i>Bộ môn Toán, Đại học Thương mại</i> | 52 |
| 7 | MỘT SỐ NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN FDI CỦA 8 NƯỚC CHÂU ÂU TRONG GIAI ĐOẠN 2000-2019 <i>TS Phạm Ngọc Hưng, Nguyễn Thị Yên,</i> <i>Nguyễn Kim Trang, Phạm Thanh Lam</i> <i>Đại học Kinh tế quốc dân</i> | 62 |
| 8 | MỘT SỐ YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN TỈ LỆ LẠM PHÁT Ở CÁC NƯỚC ASEAN <i>TS Phạm Ngọc Hưng, Nguyễn Thị Thanh Thủy,</i> <i>Lê Thị Lan Anh, Lê Hoàng Nam,</i> <i>Đại học Kinh tế quốc dân</i> | 72 |
| Phần II ỨNG DỤNG PHÂN TÍCH ĐỊNH LƯỢNG TRONG CÁC VẤN ĐỀ DÂN SỐ - XÃ HỘI VÀ THƯƠNG MẠI DỊCH VỤ | | |
| 9 | TÁC ĐỘNG CỦA DI DÂN QUỐC TẾ ĐẾN THU NHẬP HỘ GIA ĐÌNH Ở VIỆT NAM <i>TS. Hoàng Anh Tuấn</i> <i>Bộ môn Kinh tế học, Đại học Thương Mại</i> | 85 |
| 10 | ẢNH HƯỞNG CỦA TỶ GIÁ HỐI ĐOÁI ĐẾN CÁN CÂN THƯƠNG MẠI VIỆT NAM TRONG HAI THẬP KỶ TỪ NĂM 1999 ĐẾN 2020 <i>ThS. Trần Anh Tuấn</i> <i>Bộ môn Toán, Trường Đại học Thương mại</i> <i>Th.S. Nguyễn Thị Yến Hạnh</i> <i>Bộ môn Kinh tế học, Trường Đại học Thương mại</i> <i>ThS. Nguyễn Ngọc Diệp</i> <i>Bộ môn Kinh tế Quốc tế, Trường Đại học Thương mại</i> | 97 |
| 11 | CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN CƠ CẤU CHI TIÊU CỦA KHÁCH DU LỊCH NỘI ĐỊA VÀ QUỐC TẾ TẠI 30 TỈNH THÀNH PHỐ VIỆT NAM <i>Ths. Đàm Thị Thu Trang</i> <i>Bộ môn Toán , Đại học Thương Mại</i> | 107 |
| 12 | NGHIÊN CỨU CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN VIỆC CHI TIÊU CHO GIÁO DỤC CỦA HỘ GIA ĐÌNH TẠI CÁC TỈNH ĐỒNG BẰNG SÔNG HỒNG <i>TS. Ngô Thị Ngoan</i> <i>Bộ môn Toán, Đại học Thương mại</i> | 119 |

| | | |
|---|--|-----|
| 13 | SỬ DỤNG MÔ HÌNH BOX - JENKINS TRONG DỰ BÁO BÁN HÀNG TẠI CÁC DOANH NGHIỆP THƯƠNG MẠI NHÀ NƯỚC <i>TS. Phan Thanh Tùng ThS. Mai Hải An Bộ môn Toán, Đại học Thương mại</i> | 133 |
| 14 | MÔ HÌNH NGHIÊN CỨU GIÁ TRỊ CẢM NHẬN CỦA KHÁCH HÀNG ĐỐI VỚI CHUỖI SIÊU THỊ BÁN LẺ TRÊN ĐỊA BÀN HÀ NỘI <i>ThS. Mai Hải An ThS. Ngô Duy Đô Bộ môn Toán, Đại học Thương mại</i> | 141 |
| 15 | ĐO LƯỜNG CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN Ý ĐỊNH SỬ DỤNG DỊCH VỤ INTERNET BANKING CỦA KHÁCH HÀNG CÁ NHÂN Ở HUYỆN THANH TRÌ – THÀNH PHỐ HÀ NỘI <i>Ths. Nguyễn Thanh Thủy, Ths. Lê Thanh Phúc, Ths. Lê Văn Hùng Khoa Hệ thống Thông tin Quản lý – Học viện Ngân hàng</i> | 149 |
| Phần III ỨNG DỤNG PHÂN TÍCH ĐỊNH LƯỢNG TRONG CÁC VẤN ĐỀ TÀI CHÍNH - THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN | | |
| 16 | PHÂN TÍCH CÁC YẾU TỐ TÁC ĐỘNG LÊN BẤT CÂN XỨNG THÔNG TIN TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH <i>ThS. Nguyễn Thị Hiên ThS. Nguyễn Đức Minh Bộ môn Toán, trường Đại học Thương mại</i> | 161 |
| 17 | ĐO LƯỜNG CHẤT LƯỢNG DỊCH VỤ MÔI GIỚI CHỨNG KHOÁN CỦA CÁC CÔNG TY TRÊN ĐỊA BÀN HÀ NỘI <i>ThS. Lê Ngọc Cường Bộ môn Toán, Trường đại học Thương Mại</i> | 169 |
| 18 | CÁC YẾU TỐ NHẬN DIỆN CÔNG TY ZOMBIE: BẰNG CHỨNG TỪ CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN SÀN GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM <i>TS. Vũ Thị Thu Hương Bộ môn Toán, Đại học Thương mại</i> | 180 |
| 19 | ỨNG DỤNG MÔ HÌNH ARCH PHÂN TÍCH SỰ BIẾN ĐỘNG CỦA CHỈ SỐ HNX- INDEX <i>ThS. Nguyễn Thị Hiên, Bộ môn Toán, Đại học Thương mại</i> | 194 |

| | | |
|---|--|-----|
| 20 | THỰC TRẠNG CÔNG BỐ THÔNG TIN TRÁCH NHIỆM XÃ HỘI CỦA CÁC DOANH NGHIỆP NIÊM YẾT TRONG NHÓM VN100 <i>ThS. Nguyễn Đức Minh</i> <i>Bộ môn Toán, Đại học Thương mại</i> | 204 |
| 21 | DỰ BÁO GIÁ CHỨNG KHOÁN CỦA NGÂN HÀNG TMCP SÀI GÒN HÀ NỘI VỚI MÔ HÌNH ARIMA <i>ThS. Lê Văn Hùng</i> <i>Khoa Hệ thống Thông tin Quản lý, Học viện Ngân hàng</i> | 212 |
| 22 | RỦI RO HỆ THỐNG TRONG GIÁ TRỊ CỔ PHIẾU CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM <i>TS. Phạm Ngọc Hưng, Nguyễn Thị Hằng, Nguyễn Vân Nhi, Phạm Thị Lan</i> <i>Đại học Kinh tế quốc dân</i> | 222 |
| 23 | SỬ DỤNG MÔ HÌNH CAMELS TRONG PHÂN TÍCH BÁO CÁO TÀI CHÍNH NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI NGHIÊN CỨU TẠI NGÂN HÀNG TMCP VIỆT NAM THỊNH VƯỢNG <i>TS. Nguyễn Minh Phương</i> <i>Học viện Ngân hàng</i> | 234 |
| Phần IV ỨNG DỤNG CÔNG NGHỆ KỸ THUẬT SỐ TRONG NGHIÊN CỨU KINH TẾ VÀ CÁC VẤN ĐỀ KHÁC LIÊN QUAN | | |
| 24 | PHÂN TÍCH BAO DỮ LIỆU (DEA) VỚI R <i>ThS. Lê Văn Tuấn</i> <i>Bộ môn Toán, Đại học Thương mại</i> | 249 |
| 25 | SỬ DỤNG MẠNG NƠ-RON NHÂN TẠO NHIỀU TẦNG ĐỂ DỰ BÁO GIÁ NHÀ Ở <i>ThS. Lê Thị Thu Giang</i> <i>Bộ môn Toán, Đại học Thương mại</i> | 255 |
| 26 | ỨNG DỤNG MẠNG NƠ-RON TÍCH CHẬP TRONG CÔNG NGHỆ HỌC SÂU XÂY DỰNG MÔ HÌNH PHÂN LOẠI RÁC THẢI TỰ ĐỘNG <i>Th.S Nguyễn Thanh Tuấn, Hà Minh Đức, Đinh Thị Hà Phương, Nguyễn Sơn Tùng,</i> <i>Khoa Toán Kinh Tế, Đại học Kinh Tế Quốc Dân</i> | 264 |
| 27 | ỨNG DỤNG CÔNG NGHỆ HỌC SÂU (DEEP LEARNING) PHÁT HIỆN NGƯỜI KHÔNG ĐEO KHẨU TRANG NHẪM PHÒNG CHỐNG COVID-19 <i>Th.S Nguyễn Thanh Tuấn, Nguyễn Ngọc Long, Nguyễn Thu Thảo, Dương Thị Thu Phương, Trần Huyền Trang, Hà Long Giang,</i> <i>Đại học Kinh tế quốc dân</i> | 277 |

| | | |
|----|---|-----|
| 28 | <p>THUẬT TOÁN KHAI PHÁ TẬP MỤC THƯỜNG XUYÊN TRONG CƠ SỞ DỮ LIỆU LỚN THÔNG QUA MẪU ĐẠI DIỆN</p> <p><i>Nguyễn Hưng Long</i> <i>Khoa Hệ thống thông tin KT và Thương mạiĐT, Đại học Thương mại</i> <i>Nguyễn Minh Hoàng</i> <i>Khoa Toán - Cơ - Tin học, Đại học Khoa học Tự nhiên, Đại học Quốc gia Hà Nội</i></p> | 285 |
| 29 | <p>ĐO LƯỜNG CHẤT LƯỢNG DỊCH VỤ CỦA CÔNG TY TNHH XÂY DỰNG KIẾN TRÚC NHÀ TA VỚI KHÁCH HÀNG CÁ NHÂN TẠI KHU VỰC HÀ NỘI VÀ MỘT SỐ TỈNH THÀNH LÂN CẬN</p> <p><i>Ths. Lê Văn Hùng, Ths. Nguyễn Thanh Thụy, Ths. Lê Thanh Phúc</i> <i>Khoa Hệ thống Thông tin Quản lý - Học viện Ngân hàng</i></p> | 296 |
| 30 | <p>ƯỚC LƯỢNG HIỆU QUẢ KỸ THUẬT BẰNG PHƯƠNG PHÁP PHÂN TÍCH BIÊN NGẪU NHIÊN</p> <p><i>ThS. Hoàng Thị Thu Hà</i> <i>Bộ môn toán, Đại học Thương mại</i></p> | 304 |

LỜI NÓI ĐẦU

Trong sự phát triển với tốc độ ngày càng nhanh của khoa học kỹ thuật mà đặc biệt là sự bùng nổ của các công cụ tính toán hỗ trợ con người, việc nghiên cứu khoa học nói chung và nghiên cứu liên quan đến thống kê của các lĩnh vực kinh tế, xã hội nói riêng càng cần có sự tham gia của các công cụ tính toán này. Song song với điều đó, việc đưa các công cụ định lượng trong nghiên cứu khoa học thuộc lĩnh vực kinh tế - xã hội thực sự đã làm tăng cao chất lượng của các công trình công bố, đưa ra được những kết quả hoàn toàn thuyết phục và có tính ứng dụng cao trong thực tiễn. Với vai trò là các đơn vị trực tiếp giảng dạy và nghiên cứu các môn Toán học, Tin học, Công nghệ thông tin trong trường đại học Thương mại, Bộ môn Toán và Khoa Hệ Thống Thông Tin & Thương Mại Điện Tử đồng tổ chức Hội thảo Khoa học cấp Trường với chủ đề : "Ứng dụng phân tích định lượng trong Kinh tế - Xã hội".

Ban tổ chức Hội thảo đã nhận được hơn 40 bài viết của các tác giả là các nhà nghiên cứu, các nhà khoa học đang làm việc tại nhiều trường Đại học, Viện nghiên cứu về Toán học, Kinh tế, Xã hội trong và ngoài nước. Sau khi lấy ý kiến phản biện và thẩm định của hội đồng khoa học, ban biên tập đã lựa chọn được 30 bài viết để đăng trong Kỷ yếu Hội thảo cấp trường này. Các bài kỷ yếu được đăng dựa trên các nội dung về ứng dụng công cụ Toán học, Tin học trong các vấn đề Kinh tế - Xã hội mang tính thời sự và hiệu quả thực tế cao. Bốn nội dung chính của Kỷ yếu bao gồm:

1. Ứng dụng phân tích định lượng trong các vấn đề tăng trưởng kinh tế - Đầu tư và phát triển.
2. Ứng dụng phân tích định lượng trong các vấn đề Dân số - Xã hội và Thương mại dịch vụ.
3. Ứng dụng phân tích định lượng trong các vấn đề Tài chính - Thị trường chứng khoán.
4. Ứng dụng công nghệ kỹ thuật số trong nghiên cứu Kinh tế và các vấn đề liên quan.

Ban tổ chức xin hân hạnh chuyển tới quý vị độc giả tập kỷ yếu này, việc chia các bài viết theo chủ đề mang tính tham khảo, quý vị độc giả có thể tự nghiên cứu nội dung và tìm ra các kết luận riêng cho mình. Quá trình chuẩn bị nội dung còn đôi chỗ thiếu sót, ban tổ chức rất mong nhận được sự đóng góp ý kiến từ quý vị độc giả.

Xin chân thành cảm ơn.

BAN TỔ CHỨC

Phần I

ỨNG DỤNG PHÂN TÍCH ĐỊNH LƯỢNG TRONG CÁC VẤN ĐỀ TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ - ĐẦU TƯ VÀ PHÁT TRIỂN

MÔ HÌNH TOBIT PHÂN TÍCH TÁC ĐỘNG CỦA CÁC NHÂN TỐ ĐẾN HIỆU QUẢ PHÂN BỐ CỦA CÁC DOANH NGHIỆP NGÀNH CHẾ TÁC CỦA VIỆT NAM

ThS. Vũ Thị Huyền Trang

Bộ môn Toán – Đại học Thương Mại

Tóm tắt

Việc đo lường hiệu quả phân bổ và phân tích tác động của các nhân tố đến hiệu quả phân bổ là rất quan trọng trong việc xây dựng chính sách và quản lý của mỗi doanh nghiệp. Nghiên cứu này đã sử dụng cách tiếp cận màng bao dữ liệu DEA để ước lượng hiệu quả phân bổ của các doanh nghiệp ngành chế tác của Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2000 đến năm 2018. Đồng thời nghiên cứu đã chia các doanh nghiệp ra thành ba nhóm theo loại hình sở hữu và xây dựng mô hình Tobit trên toàn mẫu cũng như trên các mẫu nhỏ. Kết quả cho thấy nhóm doanh nghiệp nhà nước có hiệu quả phân bổ cao nhất, rồi đến nhóm doanh nghiệp tư nhân, nhóm doanh nghiệp đầu tư trực tiếp nước ngoài có hiệu quả phân bổ thấp nhất. Quy mô doanh nghiệp và mức trang bị vốn trên lao động có ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả phân bổ trong khi một số nhân tố khác thuộc đặc tính doanh nghiệp lại có tác động tiêu cực hoặc có ảnh hưởng khác nhau đối với từng nhóm loại hình sở hữu.

Từ khóa: hiệu quả phân bổ, phương pháp DEA, mô hình Tobit.

1. Giới thiệu

Các vấn đề về đo lường hiệu quả sản xuất của một công ty, một ngành là rất quan trọng đối với cả nhà lý luận kinh tế và nhà hoạch định chính sách kinh tế. Hiệu quả đề cập đến mối quan hệ toàn cục giữa tất cả các yếu tố đầu ra và đầu vào trong một quá trình sản xuất (Speelman và cộng sự, 2007). Chuyển đổi các yếu tố đầu vào như lao động và vốn thành đầu ra như hàng hóa và dịch vụ được gọi là quá trình sản xuất. Do đó, lý thuyết cơ bản về sản xuất chỉ đơn giản là một hàm của tối ưu hóa có ràng buộc. Một nhà sản xuất cố gắng tổ chức các nguồn lực thành một đơn vị sản xuất trong đó mục tiêu cuối cùng có thể là tối đa hóa sản lượng, tối thiểu hóa chi phí, tối đa hóa lợi nhuận hoặc tối đa hóa tiện ích hoặc kết hợp cả bốn (Oluwatayo và cộng sự, 2008). Người quản lý sẽ quan tâm đến hiệu quả để đạt được mục tiêu của sản xuất. Việc đo lường hiệu quả là rất quan trọng vì nó có thể dẫn đến tiết kiệm tài nguyên đáng kể, do đó có thể có tác động quan trọng đến việc xây dựng chính sách và quản lý doanh nghiệp (Bravo-Ureta và Rieger, 1991).

Phép đo hiệu quả sản xuất được xuất phát từ một bài báo của Farrell xuất bản năm 1957, trong đó mục đích của bài báo là đo lường hiệu quả sản xuất trong khi tính đến tất cả các yếu tố đầu vào. Bằng cách đó, ước tính của một hàm sản xuất áp dụng được. Các thước đo hiệu quả có thể được tách thành ba thước đo hiệu quả khác nhau: hiệu quả kỹ thuật (TE), hiệu quả phân bổ (AE) và hiệu quả kinh tế (EE) (Speelman và cộng sự, 2007).

Một số lượng đáng kể các nghiên cứu thực nghiệm đã điều tra mức độ và các yếu tố quyết định đến TE trong và giữa các ngành (Alvarez và Crespi, 2003; Caves và Barton, 1990; Gumbau-Albert và Maudos, 2002; Green và Mayer, 1991; Fritsch và Stephan, 2004). Trong khi đó, việc định lượng mức độ và đóng góp của AE là tương đối ít (Greene (1997)). Trong các nghiên cứu về AE, nhiều nghiên cứu phân tích trong lĩnh vực tài chính và ngân hàng (Berger và Humphrey (1997); Topuz và cộng sự (2005); Färe và cộng sự (2004); Isik và Hassan (2002); Rouse và Tripe (2016)). Cũng có rất nhiều nghiên cứu đã được thực hiện với ngành nông nghiệp (Coelli và cộng sự, 2002; Chavas và Aliber, 1993; Chavas và cộng sự, 2005; Grazhdaninova và Zvi, 2005; Lubis và cộng sự, 2014). Các nghiên cứu cho ngành sản xuất là tương đối hiếm (Burki và cộng sự, 1997; Kim và Gwangho, 2001). Điều này là khá ngạc nhiên vì theo truyền thống, AE đã thu hút sự chú ý của các nhà kinh tế và các nhà quản lý doanh nghiệp (DN): đâu là sự kết hợp tối ưu của các yếu tố đầu vào để đầu ra được sản xuất ở mức chi phí tối thiểu. Lợi nhuận có thể tăng bao nhiêu nếu chỉ đơn giản là phân bổ lại các nguồn lực? Áp lực cạnh tranh gia tăng làm giảm tính không đồng nhất của phân bổ kém hiệu quả trong các ngành ở mức độ nào? Hơn nữa, AE cũng rất quan trọng đối với việc phân tích quá trình sản xuất. Vì vậy, nghiên cứu về AE và lựa chọn thước đo AE là rất cần thiết, đặc biệt là đối với các DN ngành chế tác của Việt Nam.

Với sự phát triển của các kỹ thuật tính toán và ứng dụng của toán học trong kinh tế, các phương pháp tính toán hiệu quả sản xuất nói chung và AE nói riêng đã ngày càng chính xác hơn. Các cách tiếp cận này có thể được phân loại đại thể thành hai cách tiếp cận là cách tiếp cận tham số và phi tham số. Phương pháp tham số và phi tham số được sử dụng phổ biến nhất trong phân tích hiệu quả tương ứng là phân tích biên ngẫu nhiên (Stochastic Frontier Analysis - SFA) và phân tích màng bao dữ liệu (Data Envelopment Analysis - DEA) (Speelman và cộng sự, 2007). Cách tiếp cận tham số sử dụng các kỹ thuật ước lượng khả năng tối đa để tính hàm biên trong một mẫu đã cho (Sarafidis, 2002). Với cách tiếp cận biên, cần giả định rằng các ngành đều sử dụng một loại công nghệ và cùng đường biên sản xuất. Phương pháp phi tham số tập trung vào việc giải quyết các vấn đề bằng việc tối đa hóa hoặc cực tiểu hóa một mục tiêu cho trước với một số ràng buộc. Điểm yếu chính của phương pháp tiếp cận tham số là nó yêu cầu áp đặt một hình thức tham số rõ ràng cho công nghệ cơ bản và giả định phân phối rõ ràng cho thuật ngữ không hiệu quả (Chavas và Aliber, 1993). Speelman và cộng sự (2007) cho rằng trái ngược với SFA, DEA không yêu cầu giả định nào liên quan đến dạng hàm của công nghệ biên hoặc sự phân bố của thuật ngữ không hiệu quả. Theo Sharmaaa và cộng sự (1999), đây có thể được coi là ưu điểm chính của phương pháp DEA. Một lợi thế khác khi so sánh với những phương pháp khác, điều khoản của chỉ số hiệu suất được cho phép vì cách tiếp cận này xây dựng bề mặt trên dữ liệu. Điểm bất lợi là DEA nhạy cảm với các sai số đo lường và nhiễu trong dữ liệu (Sharmaa và cộng sự, 1999). Một số nghiên cứu so sánh DEA và SFA cho thấy kết quả từ cả hai phương pháp này có mối tương quan cao (Drake và Weyman-Jones (1996), Ferrier và Lovell (1990), Sharmaaa và cộng sự (1999)), điều này cho thấy có rất ít sự lựa chọn giữa chúng.

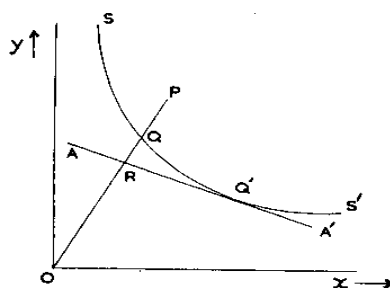
Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng phương pháp DEA để ước lượng AE của các DN ngành chế tác của Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2000 đến năm 2018 và xây dựng mô hình Tobit đánh giá tác động của các nhân tố đến AE. Phần còn lại của bài viết được kết cấu như sau: Mục 2 trình bày tóm tắt cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu; Mục 3 đề cập đến phương pháp nghiên cứu; Mục 4 trình bày và thảo luận các kết quả nghiên cứu và mục 5 là kết luận về vấn đề nghiên cứu.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Khung lý thuyết

Bài báo đầu tiên của Farrell (1957) về đo lường hiệu quả đã sử dụng khái niệm hiệu quả được công nhận bởi Koopmans (1951) và thước đo hiệu quả xuyên tâm được xem xét bởi Debreu (1951) để giới thiệu nền tảng cho phân tích hiệu quả. Ông phân biệt giữa hiệu quả kỹ thuật và hiệu quả phân bổ. Một doanh nghiệp đạt hiệu quả về kỹ thuật nếu nó sử dụng sự kết hợp tối thiểu có thể có của các đầu vào để tạo ra một đầu ra nhất định (định hướng đầu vào). Hiệu quả phân bổ hay như Farrell gọi là hiệu quả về giá, đề cập đến khả năng một doanh nghiệp trong việc lựa chọn tối ưu sự kết hợp giữa các đầu vào với giá đầu vào. Nếu một doanh nghiệp đạt cả hiệu quả kỹ thuật và hiệu quả phân bổ thì nó sẽ đạt hiệu quả chi phí (hiệu quả tổng thể).

Bài báo Farrell đã dẫn đến sự phát triển của một số phương pháp tiếp cận để phân tích hiệu quả và năng suất. Trong số này, SFA và DEA là hai đóng góp mang tính cách mạng. Coelli (1995) đã cung cấp một cái nhìn tổng quan, toàn diện về điểm mạnh và điểm yếu của SFA và DEA. Bài báo đột phá của Charnes và cộng sự (1978) đã dẫn đến sự phát triển của phương pháp DEA, một phương pháp luận mới được sử dụng rộng rãi để đo lường hiệu quả tương đối của các đơn vị ra quyết định (DMU) bằng cách cung cấp ước tính cho việc dự đoán các DMU kém hiệu quả lên “đường biên hiệu quả”. Những dự báo này có thể liên quan đến việc thu hẹp đầu vào hoặc mở rộng đầu ra hoặc cả hai. Từ định hướng đầu vào, hiệu quả của các DMU này có thể được tính toán bằng cách giảm xuyên tâm trong các đầu vào đến mức đầu vào của các DMU hoạt động tốt nhất để tạo ra cùng một mức đầu ra. Phương pháp DEA có thể được áp dụng bằng cách sử dụng cách tiếp cận trên cơ sở đầu ra hoặc đầu vào, tùy thuộc vào việc các phương pháp này sử dụng hàm khoảng cách đầu vào hay đầu ra. Hai thước đo này không cân bằng trừ khi chúng ta giả định lợi nhuận không đổi theo quy mô (CRS) (Färe và cộng sự, 1994). Với giả định lợi nhuận không đổi theo quy mô, cho phép tất cả các thông tin liên quan được trình bày trong một đường đẳng lượng đơn giản. Trong trường hợp đơn giản nhất, giả sử có một đầu ra duy nhất (y) và hai yếu tố đầu vào (x_1, x_2), DEA định hướng đầu vào có thể được mô tả theo hình dưới đây



Hình 1: Độ đo của TE và AE theo định hướng đầu vào

Đường đẳng lượng SS' đại diện cho sự kết hợp khác nhau của hai yếu tố đầu vào mà một công ty hoàn toàn hiệu quả có thể sử dụng để tạo ra đơn vị đầu ra. Điểm Q đại diện cho một công ty hoạt động hiệu quả bằng cách sử dụng hai yếu tố đầu vào theo cùng một tỷ lệ với P . Có thể thấy nó tạo ra cùng một lượng đầu ra với P nhưng chỉ sử dụng một phần nhỏ OQ/OP của mỗi yếu tố và cũng có thể được coi là sản xuất ra lượng đầu ra gấp OP/OQ lần từ cùng một lượng đầu vào. Sự kém hiệu quả về mặt kỹ thuật của doanh nghiệp có thể được đại diện bởi khoảng cách QP , là lượng mà theo đó tất cả các

yếu tố đầu vào có thể được giảm một cách tương ứng (tức là giảm xuyên tâm) mà không làm giảm sản lượng.

Hiệu quả kỹ thuật (TE) của doanh nghiệp được đo bằng tỷ số $OQ/OP=1-OP/OQ$. Giá trị bằng 1 của TE cho thấy doanh nghiệp hoàn toàn hiệu quả về mặt kỹ thuật và sẽ trở nên nhỏ vô hạn nếu lượng đầu vào trên mỗi đơn vị đầu ra trở lên lớn vô hạn. Hơn nữa, miễn là đường SS' có độ dốc âm tức là có sự ra tăng các yếu tố đầu vào trên mỗi đơn vị đầu ra.

Hiệu quả phân bổ là mức độ doanh nghiệp kết hợp các yếu tố sản xuất khác nhau theo tỷ lệ tốt nhất của chúng, dựa trên giá của chúng, hay còn gọi là hiệu quả về giá. Nếu tỷ lệ giá đầu vào được biểu thị bằng độ dốc của đường đẳng phí AA' đã biết, sau đó doanh nghiệp hoạt động tại điểm P thì hiệu quả phân bổ là tỷ lệ OR/OQ . Khoảng cách RQ thể hiện việc giảm chi phí sản xuất nếu doanh nghiệp hoạt động ở cả điểm hiệu quả về mặt kỹ thuật và hiệu quả phân bổ tại Q', thay vì hoạt động tại điểm đạt hiệu quả kỹ thuật nhưng không đạt hiệu quả phân bổ tại Q.

Nếu một doanh nghiệp được quan sát là hoàn toàn hiệu quả về cả mặt kỹ thuật và phân bổ thì chi phí của nó cũng chỉ bằng một phần nhỏ so với thực tế. Có thể gọi tỷ lệ này là hiệu quả tổng thể của doanh nghiệp hay hiệu quả kinh tế. Hiệu quả kinh tế (EE) chỉ là tích của TE và AE, và được xác định bằng tỷ lệ OR/OP ; khoảng cách RP thể hiện khả năng giảm chi phí nếu doanh nghiệp hoạt động hiệu quả về mặt kinh tế.

2.2. Tổng quan nghiên cứu

DEA là một phương pháp luận dựa trên dữ liệu phi tham số ban đầu được cung cấp bởi Charnes và cộng sự (1978), những người đã mở rộng công việc trước đây của Farrell (1957) bằng cách kết hợp nhiều đầu vào và đầu ra đồng thời. Mô hình này được gọi là mô hình CCR (Charnes, Cooper và Rhodes) và là mô hình phi tham số cung cấp các thước đo về hiệu quả thực hành tốt nhất (Omonoma và cộng sự, 2010).

DEA có thể được đo lường bằng cách giả sử lợi nhuận không đổi theo quy mô (CRS) hoặc lợi nhuận biến đổi theo quy mô (VRS). Mô hình DEA đầu tiên giả định CRS, ngụ ý rằng nếu đầu vào được tăng lên một lượng nhất định thì đầu ra sẽ tăng theo một lượng tương ứng (Frija và cộng sự, 2009). Tuy nhiên trong thực tế, điều này không phải lúc nào cũng đúng như vậy, do đó nên cân nhắc lựa chọn VRS khi đo lường hiệu quả. Mô hình DEA đầu tiên giả định VRS được phát triển bởi Banker và cộng sự (1984) và được gọi là mô hình BCC (Banker, Charnes và Cooper).

Qua các nghiên cứu cho thấy cách tiếp cận DEA được sử dụng nhiều trong các nghiên cứu về lĩnh vực nông nghiệp để tính các loại hiệu quả như TE, AE và EE. Islam và cộng sự (2011) đã sử dụng số liệu của 355 trang trại trồng lúa của Bangladesh năm 2009; các trang trại được chia làm hai nhóm là có vay tài chính và không vay tài chính với mục đích là so sánh hiệu quả của hai nhóm này và phân tích các nhân tố tài chính của trang trại và thể chế ảnh hưởng đến hiệu quả. Với mẫu gộp, các tác giả đã tìm thấy giá trị trung bình của TE, AE và EE tương ứng là 72%; 66% và 47%. Với công nghệ thay đổi cho trước, người vay tài chính và không vay tài chính có thể tăng sản lượng vật chất lên 27% và 29% tương ứng. Trong khi họ có thể giảm chi phí sản xuất tương ứng 52% và 54% nhờ vào giả định quy mô. Với mô hình VRS DEA, khi những ảnh hưởng của môi trường ngoài được tính toán thì những người tham gia tài chính vì mô tăng TE, AE và EE của họ lên tương ứng 7%; 2% và 7%. Bằng mô hình Tobit, sau khi điều chỉnh sự lựa chọn chệch, kết quả cho thấy quy mô hộ gia đình, sự phân chia đất, sự đào tạo tiếp cận trang

trại, sự giàu có của chủ hộ và tỷ trọng thu nhập ngoài trang trại (trong số tổng thu nhập hộ gia đình) là những thành phần chính của hiệu quả.

Cũng với mục đích tính ba loại hiệu quả như trên nhưng cho 142 trang trại trồng dứa ở quận Subang, Miền Tây tỉnh Java Indonesia năm 2012, Lubis và cộng sự (2014) bằng phương pháp DEA đã tính được TE, AE và EE tương ứng là 70,1%; 34,1% và 24,1%. Các tác giả cũng sử dụng mô hình Tobit để phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả. Các phát hiện cho thấy sản lượng dứa ở địa phương nghiên cứu sẽ được cải thiện đáng kể bằng cách trồng trên đất sở hữu của nông dân và được tư vấn tốt hơn về thực hành nông nghiệp về dứa.

Ngoài ra, DEA cũng được sử dụng trong các nghiên cứu thuộc lĩnh vực khác. Uri (2001) đã sử dụng phương pháp DEA để tính TE và AE cho các hãng vận tải nội địa của Mỹ do Bell nắm giữ từ 1985 đến năm 1998. Kết quả gợi ý rằng, có một sự ngẫu nhiên xác định giữa năm 1985 và 1993 với TE tăng lên trong một số năm và giảm trong một số năm khác. Tuy nhiên sau đó đến năm 1993, có một sự cải tiến nhất quán về TE. Đưa ra quy định khuyến khích trong đó hình thức giá trần được thực hiện cho các hãng vận chuyên nội hạt trong năm 1991; có khả năng một phần của sự cải tiến AE tiếp theo đến năm 1993 là do quy định khuyến khích đó. Trong khi đó, có một xu hướng tăng lên rõ rệt trong AE được quan sát thấy bắt đầu từ năm 1985, được cho là đến từ việc thông qua các quy định khuyến khích dưới mọi hình thức của giá trần.

Ở Việt Nam, có rất ít nghiên cứu về AE và các nghiên cứu cũng chưa phân tích sâu. Trong bài báo của mình, tác giả Nhựt (2009) đã sử dụng phương pháp màng bao dữ liệu, mà cụ thể là mô hình CRS-DEA và VRS-DEA để phân tích TE, AE và hiệu quả sử dụng chi phí của các doanh nghiệp chế biến thủy sản và xay xát lúa gạo ở Đồng bằng sông Cửu Long năm 2007. Kết quả cho thấy rằng AE đối với doanh nghiệp xay xát lúa gạo cao hơn AE của các doanh nghiệp chế biến thủy sản (tương ứng là 0,927 và 0,625). Ngoài ra AE của doanh nghiệp xay xát lúa gạo có xu hướng tập trung gần giá trị 1 và ít biến động hơn đối với doanh nghiệp chế biến thủy sản.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phương pháp tính AE theo cách tiếp cận DEA định hướng đầu vào

Theo Farrell (1957), tập hợp khả năng sản xuất P của mỗi DMU có được bằng cách bao bọc các quan sát càng chặt càng tốt bởi một đường biên ngoài tuyến tính từng khúc:

$$P = \{(x, y): \sum_{j=1}^J \lambda_j x_{nj} \leq x_n (n = \overline{1, N}), \sum_{j=1}^J \lambda_j y_{mj} \leq y_m (m = \overline{1, M}), \sum_{j=1}^J \lambda_j = 1\} \quad (1)$$

Có J quan sát và các trọng số λ_j không âm, xác định điểm tham chiếu trên biên. Ràng buộc $\sum_{j=1}^J \lambda_j = 1$, đảm bảo giả định lợi nhuận biến đổi theo quy mô (VRS). M là số đầu ra, N là số đầu vào. Với DN thứ i trong số J doanh nghiệp, TE định hướng đầu vào dưới giả định lợi nhuận không đổi theo quy mô (CRS) đạt được bằng cách giải bài toán quy hoạch tuyến tính sau:

$$TE_i = \min_{\theta_i, \lambda} \theta_i^{CRS}$$

Với các ràng buộc:

$$\sum_{j=1}^J \lambda_j y_{mj} - y_{mi} \geq 0, m = \overline{1, M}$$

$$\begin{aligned}\theta_i x_{mi} - \sum_{j=1}^J \lambda_j x_{nj} &\geq 0, n = \overline{1, N} \\ \lambda_j &\geq 0, j = \overline{1, J} \\ \theta_i &\in (0, 1]\end{aligned}\quad (2)$$

Ở đây, θ_i^{CRS} là một độ đo TE của DMU thứ i dưới giả thiết CRS và λ_j là các trọng số gán cho mỗi DMU hiệu quả.

Ta giải bài toán quy hoạch tuyến tính riêng để thu được điểm TE đối với mỗi DMU trong mẫu. Nếu $\theta_i^{CRS} = 1$, thì DMU đó nằm trên đường biên và do đó đạt TE dưới giả thiết CRS. Nếu $\theta_i^{CRS} < 1$, thì DMU nằm dưới đường biên và không đạt TE.

Theo CCR (Charnes-Cooper-Rhodes, 1978), mô hình quy hoạch tuyến tính CRS có thể dễ dàng chuyển thành VRS bằng cách thêm ràng buộc $\sum_{j=1}^J \lambda_j = 1, \lambda_j \geq 0, j = \overline{1, K}$ vào phương trình (2) (Banker và cộng sự, 1984). Cách tiếp cận này hình thành một khối lồi của các mặt phẳng giao nhau bao bọc các điểm dữ liệu chặt chẽ hơn so với CRS. Ràng buộc $\sum_{j=1}^J \lambda_j = 1$ đảm bảo rằng trang trại kém hiệu quả chỉ là ‘benched mark’ đối với các doanh nghiệp cùng quy mô.

EE và AE thu được thông qua việc giải bài toán quy hoạch tuyến tính cực tiểu hóa chi phí:

$$\min_{\lambda, x_i^*} w_i' x_i^*$$

Với ràng buộc:

$$\begin{aligned}\sum_{j=1}^J \lambda_j y_{mj} - y_{mi} &\geq 0, m = \overline{1, M} \\ x_{ni}^* - \sum_{j=1}^J \lambda_j x_{nj} &\geq 0, n = \overline{1, N} \\ \lambda_j &\geq 0, j = \overline{1, J} \\ \theta_i &\in (0, 1]\end{aligned}\quad (3)$$

Với w_i là véc tơ giá các đầu vào của DN thứ i và x_{ni}^* (được tính toán bởi bài toán quy hoạch tuyến tính) là véc tơ chi phí tối thiểu của các yếu tố đầu vào của DN thứ i , với giá w_i cho trước và mức đầu ra y_i .

EE của DN thứ i được tính toán bằng cách so sánh chi phí tối thiểu với chi phí thực tế:

$$EE_i = \frac{w_i' x_i^*}{w_i' x_i} \quad (4)$$

AE được tính toán theo định nghĩa của Farrell (1957) như sau:

$$AE_i = \frac{EE_i}{TE_i} = \frac{w_i' x_i^*}{w_i' (\theta_i^{CRS} x_i)} \quad (5)$$

Điều khó khăn trong nghiên cứu của chúng tôi là khó khăn chung khi sử dụng bộ số liệu điều tra DN, không có giá đầu vào. Mà để ước lượng AE thì ta phải ước lượng được giá của các yếu tố đầu vào. Để ước lượng giá nhân tố, chúng tôi dựa vào định lý Ole về hàm thuần nhất. Cách thức tiến hành như sau:

Ta xét hàm sản xuất tuân theo hiệu quả không đổi theo quy mô dạng Cobb-Douglas:

$$Y_i = AK_i^\alpha L_i^{1-\alpha} \quad (6)$$

Theo định lý Ôle

$$\text{Giá vốn được tính theo công thức sau: } W_K = \frac{\partial Y_i}{\partial K_i} = A\alpha K_i^{\alpha-1} L_i^{1-\alpha} \quad (7)$$

$$\text{Giá lao động được tính theo công thức sau: } W_L = \frac{\partial Y_i}{\partial L_i} = A(1-\alpha)K_i^{\alpha-1} L_i^{-\alpha} \quad (8)$$

Từ đó ta ước lượng mô hình (3) và tính AE từ (5).

3.2. *Mô hình Tobit đánh giá tác động của các nhân tố đến hiệu quả phân bổ*

AE nằm trong đoạn từ 0 đến 1, mô hình Tobit là một mô hình hồi quy có kiểm duyệt và vì vậy nó thích hợp dùng để phân tích ảnh hưởng của các yếu tố chuyên biệt của doanh nghiệp đến AE.

Mô hình Tobit lần đầu được đề xuất bởi Tobin (1958) và bắt nguồn từ bối cảnh phân tích hồi quy tuyến tính (dữ liệu chéo). Hồi quy Tobit được sử dụng khi biến phụ thuộc bị chặn trên hoặc bị chặn dưới hoặc cả hai (Hoff, 2007). Mô hình Tobit có dạng sau:

$$\theta_i^* = z_i' \beta + \varepsilon_i \quad (9)$$

Với các ràng buộc:

$$\theta_i = \begin{cases} \theta_i^* & \text{nếu } 0 < \theta_i^* < 1 \\ 0 & \text{nếu } \theta_i^* < 0 \\ 1 & \text{nếu } \theta_i^* > 1 \end{cases} \quad (10)$$

Trong đó biến phụ thuộc θ_i là chỉ số AE tính theo DEA của DN thứ i , θ_i^* là biến tiềm năng; z_i là tập hợp các biến độc lập đại diện cho các yếu tố chuyên biệt của DN ảnh hưởng đến AE; β là véc tơ tham số chưa biết. Số hạng sai số ε_i có phân phối chuẩn độc lập với kỳ vọng toán bằng 0 và phương sai không đổi σ^2 ; đồng thời $\varepsilon_i | z_i \sim N(0, \sigma_0^2)$. Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng mô hình Tobit với dữ liệu bảng không cân bằng.

Dựa trên việc tổng quan các tài liệu về các nhân tố có ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của DN, tác giả đưa vào mô hình các biến độc lập như sau: thu nhập bình quân người lao động (Akerlof, 1982, 1984); tỷ lệ vốn ngoài; mức trang bị vốn (Theo Njagi và cộng sự, 2017 thì cấu trúc vốn bên ngoài có ảnh hưởng đến giá trị và hiệu quả của DN); tuổi của DN (Admassie và Matambalya, 2002; Mengiste và Page, 1987); quy mô DN (Admassie và Matambalya (2002); Rios và Shively (2004)). Ngoài ra, lý thuyết về hiệu quả sản xuất của DN cũng cho thấy còn có các nhân tố quan trọng khác cần xem xét như: tỷ suất sinh lời trên tài sản; tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu; loại hình sở hữu; sự tham gia của DN vào thương mại quốc tế; yếu tố vùng miền; ... Tên biến, ký hiệu và đo lường của các biến số sử dụng trong mô hình được thể hiện chi tiết trong Bảng 1.

Bảng 1: Các biến trong mô hình

| Tên biến | Ký hiệu | Cách tính |
|--------------------------------------|---------------|--|
| Tỷ suất sinh lời trên tài sản | <i>ROA</i> | Lợi nhuận sau thuế/Tổng tài sản của DN. |
| Tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu | <i>ROE</i> | Lợi nhuận sau thuế/Vốn chủ sở hữu của DN. |
| Mức thu nhập của người lao động | <i>LC</i> | Thu nhập/số lao động. |
| Tỷ lệ vốn ngoài | <i>vng</i> | 1-vốn chủ sở hữu/Tổng nguồn vốn. |
| Mức trang bị vốn của DN | <i>KL</i> | Lượng vốn/số lao động. |
| Tuổi của DN | <i>age</i> | số năm hoạt động kể từ khi DN được thành lập (Amornkitvikai, 2010). |
| Quy mô DN | <i>quymo</i> | <i>quymo</i> =1 với DN nhỏ; =2 với DN vừa; =3 với DN lớn. |
| Tham gia vào thị trường thương mại | <i>TMQT</i> | Biến giả, bằng 1 nếu DN có tham gia xuất khẩu; bằng 0 trong trường hợp còn lại. |
| Loại hình sở hữu | <i>lhsh</i> | Lhsh=0 nếu DN NN; =1 nếu DN TN; =2 nếu DN FDI |
| Vùng địa lý | <i>region</i> | vùng Đồng bằng sông Cửu Long là phạm trù cơ sở; <i>region1</i> là vùng Trung du và miền núi phía Bắc; <i>region2</i> là vùng Đồng bằng sông Hồng; <i>region3</i> là vùng Bắc Trung bộ; <i>region4</i> là vùng Duyên hải Nam Trung bộ; <i>region5</i> là vùng Tây Nguyên; <i>region6</i> là vùng Đông Nam bộ. |

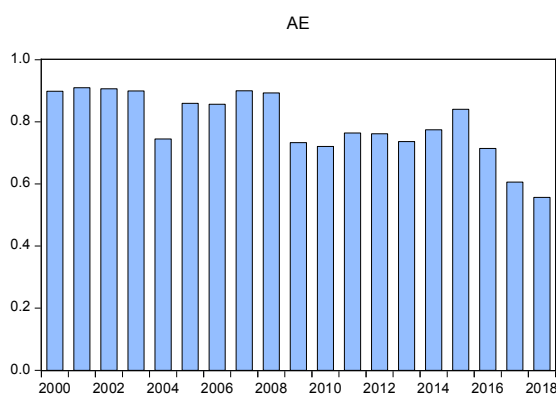
4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kết quả ước lượng AE cấp DN

Số liệu sử dụng trong nghiên cứu là số liệu hỗn hợp dựa trên điều tra DN hàng năm của Tổng cục Thống kê (GSO) của ngành chế tác từ năm 2000 đến năm 2018 với tổng số 569.372 DN (tác giả đã loại bỏ các DN siêu nhỏ). Nguồn số liệu này có đầy đủ các biến quan trọng như mã ngành công nghiệp (lấy theo tiêu chuẩn VSIC 2 chữ số), loại hình sở hữu, số lao động, lượng vốn, doanh thu, lợi nhuận, khấu hao, chi phí lao động, tài sản ngắn hạn, tài sản dài hạn, ... Dữ liệu về giá trị gia tăng không sẵn có và được đo lường dựa trên cách tiếp cận thu nhập. Các đầu vào và đầu ra đã được giảm phát theo năm gốc 2010.

Sau khi ước lượng hàm sản xuất (6) trong từng năm để thu được hệ số A và tham số α , sau đó sử dụng (7) và (8) để tính giá vốn và giá lao động, từ đó tính AE theo DEA. Ta có biểu đồ thể hiện AE trung bình trong từng năm của giai đoạn nghiên cứu từ năm 2000 đến năm 2018 như sau:

Hình 2: AE trung bình của các doanh nghiệp trong từng năm của giai đoạn 2000-2018



Qua Hình 2 ta thấy AE của các DN ngành chế tác tương đối ổn định trong những năm đầu của giai đoạn nghiên cứu, riêng năm 2004, 2009, 2010 giảm rõ rệt và có xu hướng giảm trong những năm gần đây.

Nghiên cứu chia các doanh nghiệp theo loại hình sở hữu thành: doanh nghiệp nhà nước (DNNN), doanh nghiệp tư nhân (DNTN) và doanh nghiệp đầu tư trực tiếp nước ngoài (DNFDI). Ta có bảng thống kê mô tả một số biến chính gồm vốn K, số lao động L, VA và AE ước lượng được trong cả giai đoạn nghiên cứu của từng loại hình sở hữu như sau:

Bảng 2: Bảng thống kê mô tả một số biến của từng loại hình DN

| Tên biến | Trung bình cho cả giai đoạn 2010 – 2018 | | |
|--------------|---|--------------------|---------------|
| | Số quan sát | Giá trị trung bình | Độ lệch chuẩn |
| DNNN | | | |
| K | 128.516 | 50.585,81 | 672.602,7 |
| L | 128.516 | 106,2432 | 451,8881 |
| VA | 128.516 | 9881,124 | 153.509,8 |
| AE | 128.516 | 0,80212 | 0,160629 |
| DNTN | | | |
| K | 374.890 | 30.197,79 | 189.746,3 |
| L | 374.890 | 75,09665 | 285,9081 |
| VA | 374.890 | 5.318,345 | 52.207,24 |
| AE | 374.890 | 0,74405 | 0,16960 |
| DNFDI | | | |
| K | 65.966 | 253.064,6 | 2.319.184 |
| L | 65.966 | 537,8963 | 1.927,358 |
| VA | 65.966 | 75.175,49 | 1.051.049 |
| AE | 65.966 | 0,73888 | 0,16410 |

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu của Tổng cục Thống kê

Qua Bảng 1 ta thấy DNFDI với số lượng doanh nghiệp ít nhất nhưng đa số là các doanh nghiệp quy mô lớn với giá trị trung bình của các biến K, L và VA cả giai đoạn cao nhất trong ba nhóm nhưng AE trung bình lại thấp nhất. Điều này cho thấy các DNFDI không có sự kết hợp tốt giữa các yếu tố đầu vào dựa trên giá của chúng. Điều

này có thể xuất phát từ việc DNFDI không có được các thuận lợi trong việc lựa chọn các đối tác cung cấp đầu vào như các DN nội địa với giá cả hợp lý. DNNN là nhóm gồm đa số các DN vừa, với giá trị trung bình các biến K, L và VA sau DNFDI nhưng có AE cao nhất trong ba nhóm. Còn DNTN với số lượng doanh nghiệp nhiều nhất nhưng đa số là các DN quy mô nhỏ với giá trị trung bình các biến K, L và VA thấp nhất với AE cao thứ hai. Để thấy rõ hơn ảnh hưởng của các nhân tố thuộc đặc tính của DN đến AE trên toàn mẫu và của từng loại hình DN, nghiên cứu hồi quy các mô hình chỉ định.

4.2. Kết quả ước lượng các mô hình

Trước tiên chúng tôi xem xét vấn đề đa cộng tuyến đối với các biến trong mô hình bằng nhân tử phóng đại phương sai VIF cho thấy giá trị VIF cao nhất là 2,98 với giá trị trung bình là 1,42. Như vậy không có hiện tượng đa cộng tuyến trong các mô hình có chứa các biến này.

Chúng tôi thực hiện ước lượng mô hình Tobit với biến phụ thuộc là AE cấp DN và các biến độc lập như trong Bảng 1 đối với toàn bộ các DN trên mẫu và các DN chia theo 3 loại hình sở hữu là DNNN, DNTN và DNFDI. Kết quả ước lượng được cho trong Bảng 3.

Bảng 3: Kết quả ước lượng các mô hình

| | AE | | | |
|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | Toàn mẫu | DNNN | DNTN | DNFDI |
| <i>KL</i> | 5,11676*** | 1,56636*** | 7,73020*** | 1,41600*** |
| | (0,11416) | (0,42747) | (0,14445) | (0,17720) |
| <i>ROA</i> | -0,02587 | -2,23138*** | -0,14169** | 1,03164*** |
| | (0,06351) | (0,69548) | (0,06694) | (0,30859) |
| <i>ROE</i> | 0,00183 | 0,00257* | -0,00280 | 0,02168** |
| | (0,00128) | (0,00145) | (0,00251) | (0,01008) |
| <i>LC</i> | -0,14953*** | -1,06606*** | -0,22951*** | -0,03249*** |
| | (0,00291) | (0,02030) | (0,00410) | (0,00420) |
| <i>vng</i> | -0,00021*** | -0,00020*** | -0,00015** | -0,00340*** |
| | (0,00004) | (0,00006) | (0,00005) | (0,00057) |

| | | | | |
|----------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| <i>age</i> | -0,00128*** | -0,00053*** | -0,00168*** | -0,00195*** |
| | (0,00003) | (0,00005) | (0,00005) | (0,00012) |
| <i>quymo</i> | 0,01592*** | 0,01916*** | 0,01453*** | 0,00818*** |
| | (0,00039) | (0,00090) | (0,00054) | (0,00075) |
| <i>TMQT</i> | -0,10751*** | -0,04952*** | -0,11789*** | -0,07325*** |
| | (0,00052) | (0,00144) | (0,00062) | (0,00141) |
| <i>lshh</i> | -0,02332*** | | | |
| | (0,00048) | | | |
| <i>region1</i> | -0,00337*** | -0,01605*** | 0,00445** | -0,00109 |
| | (0,00114) | (0,00184) | (0,00153) | (0,00418) |
| <i>region2</i> | -0,00162* | -0,01298*** | 0,00482*** | 0,00547* |
| | (0,00089) | (0,00167) | (0,00114) | (0,00311) |
| <i>region3</i> | -0,01563*** | -0,03982*** | -0,00733*** | 0,01264* |
| | (0,00123) | (0,00196) | (0,00164) | (0,00665) |
| <i>region4</i> | -0,00486*** | -0,02059*** | 0,00421** | 0,02465*** |
| | (0,00114) | (0,00198) | (0,00146) | (0,00467) |
| <i>region5</i> | -0,00157 | -0,01519*** | 0,00506** | 0,06113*** |
| | (0,00174) | (0,00278) | (0,00235) | (0,00696) |
| <i>region6</i> | 0,00885*** | 0,01998*** | 0,01094*** | 0,02595*** |
| | (0,00086) | (0,00165) | (0,00111) | (0,00285) |
| <i>cons</i> | 0,80510*** | 0,82106*** | 0,78235*** | 0,75989*** |
| | (0,00089) | (0,00153) | (0,00123) | (0,00316) |
| <i>Sigma_u</i> | 0,02733*** | 0,03838*** | 0,02467*** | 4,46e-20 |
| <i>Sigma_e</i> | 0,15915*** | 0,15179*** | 0,15942*** | 0,16192*** |
| <i>Rho</i> | 0,02864 | 0,06008 | 0,02339 | 7,58e-38 |

Ghi chú: độ lệch chuẩn để trong ngoặc;

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Nguồn: ước lượng của tác giả từ số liệu của Tổng cục Thống kê

Hệ số của biến *lshh* âm và có ý nghĩa thống kê cho thấy trong ba nhóm DN thì DNNN có AE cao nhất, sau đó đến DNTN và cuối cùng là DNFDI. Điều này cũng phù hợp với thực tế là các DNFDI trong nhiều năm đều có báo cáo thua lỗ dù nhận được nhiều chính sách khuyến khích của Nhà nước. Đồng thời có một số kết quả nhất quán trên toàn mẫu và 3 mẫu nhỏ: biến *KL*, *quymo* có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê trong cả 4 mô hình; trong khi các biến *LC*, *vng*, *age* và *TMQT* có hệ số âm và có ý nghĩa thống kê trong

cả 4 mô hình. Như vậy, quy mô có ảnh hưởng tích cực đến AE, DN có quy mô càng lớn thì càng gặp thuận lợi trong việc phối hợp giữa các đầu vào dựa trên giá của chúng, điều này có thể xuất phát từ việc các DN lớn có các mối quan hệ rộng và dễ dàng lựa chọn các DN cung cấp đầu vào so với các DN quy mô nhỏ hơn. Kết quả này cũng giống kết quả của nhiều nghiên cứu khác như Pitt và Lee (1981); Hallberg (1999) hay Rios và Shively (2004). Tỷ lệ vốn trên lao động có ảnh hưởng tích cực đến AE, các DN có mức trang bị vốn trên lao động càng cao thì AE càng lớn, hệ số của biến này lớn nhất đối với nhóm DNTN hay đối với nhóm DN này thì việc tăng mức trang bị vốn trên lao động sẽ dẫn đến mức tăng AE cao nhất.

Trong khi đó, thu nhập bình quân đầu lao động, tỷ lệ vốn ngoài, tuổi và mức độ tham gia vào thị trường thương mại quốc tế lại có ảnh hưởng tiêu cực đến AE của DN. Một thực tế đối với các DN trong nước là việc giám sát quản lý và sử dụng nguồn vốn bên ngoài chưa hợp lý dẫn đến kết quả là khi tăng tỷ lệ vốn ngoài thì AE lại giảm, việc tăng thu nhập bình quân đầu người dẫn đến tăng năng suất người lao động nhưng lại không tác động tích cực đến AE. Doanh nghiệp càng hoạt động lâu năm thì AE lại thấp hơn. Có thể do các DN lâu năm lại có sự lạc hậu và chậm đổi mới trong khoa học kỹ thuật, không linh hoạt trong quản lý và điều hành dẫn đến không có được sự kết hợp tốt giữa các đầu vào và giá của chúng dẫn đến AE thấp hơn. Việc DN tham gia xuất khẩu cũng có ảnh hưởng tiêu cực lên AE trong đó nhóm DNTN lại có ảnh hưởng tiêu cực nhiều nhất. Các biến giả vùng đều có ý nghĩa thống kê trong cả bốn mô hình dù dấu của hệ số có khác nhau trong các mô hình.

Biến ROA và ROE không có ý nghĩa thống kê trên mẫu toàn bộ nhưng lại có ý nghĩa thống kê trên các mẫu nhỏ. Trong đó hệ số của biến ROA âm đối với nhóm DNNN và DNTN nhưng lại dương với nhóm DNFDI. Điều này cho thấy đối với các DN nội địa thì hiệu suất sử dụng tài sản lại có ảnh hưởng tiêu cực lên AE, đặc biệt là nhóm DNNN. Còn với các DNFDI thì hiệu quả sử dụng tài sản lại mang lại các ảnh hưởng tích cực lên AE. Trong khi đó biến ROE có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê với nhóm DNNN và DNFDI. Như vậy với hai nhóm DN này thì tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu lại có ảnh hưởng tích cực lên AE.

5. Kết luận

Với mục đích nghiên cứu sâu hơn về AE, nghiên cứu này đã đo lường AE của các DN ngành chế tác của Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2000 đến năm 2018 bằng phương pháp DEA và ước lượng các mô hình Tobit phân tích tác động của các nhân tố theo đặc tính DN đến AE, các DN cũng được chia theo ba loại hình sở hữu. Các kết quả chính nhận được là: *Thứ nhất*, AE là khác nhau giữa các nhóm DN theo loại hình sở hữu trong đó nhóm DNNN có AE cao nhất, rồi đến nhóm DNTN, nhóm DNFDI có AE thấp nhất. *Thứ hai*, các nhân tố ảnh hưởng tích cực đến AE là quy mô DN và mức trang bị vốn trên lao động; trong khi đó, thu nhập bình quân đầu lao động, tỷ lệ vốn ngoài, tuổi và mức độ tham gia vào thị trường thương mại quốc tế lại có ảnh hưởng tiêu cực đến AE của DN; yếu tố vùng miền cũng ảnh hưởng đáng kể đến AE. *Thứ ba* là tỷ suất sinh lời trên tài sản và tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu lại có các ảnh hưởng khác nhau đối với từng nhóm DN. Từ các kết quả này, các nhà quản lý DN có thể tham khảo để đưa ra các chính sách phù hợp nhằm nâng cao hiệu quả phân bổ của DN mình.

Tài liệu tham khảo

Admassie, A., Matambalya, F. A (2002), 'Technical efficiency of small-and-medium-scale enterprise: evidence from a survey of enterprise in Tanzania', *Easter Africa social science research review*, No 18, Vol 2, 1-29.

Akerlof, GA., (1982), 'Labor Contracts as Partial Gift Exchange', *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 97, 345-71.

Akerlof, GA., (1984), 'Gift Exchange and Efficiency-Wage Theory: Four Views', *The American Economic Review*, Vol. 74, 79-83.

Alvarez, R., Crespi, G. (2003), *Determinants of technical efficiency in small firms*, *Small Business Economics* 20, 233–244.

Amornkitvikai, P. and Harvie, C. (2010), 'Identifying and measuring factors of technical inefficiency: evidence from unbalanced panel data of Thai listed manufacturing enterprises', *The Association of Korean Economic Studies*, University of Incheon, 1-32.

Banker, R.D., Charnes, A., Cooper, W.W. (1984), *Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis*. *Manage Science*, 30(9), 1078-1092.

Berger, A.N., Humphrey, D.B., (1997), *Efficiency of financial institutions: international survey and directions for future research*, *European Journal of Operational Research* 98, 175–212

Bravo-Ureta, B.E., Pinheiro, A.E. (1993), *Efficiency Analysis of Developing Country Agriculture: A Review of the Frontier Function Literature*, *Agricultural and Resource Economics Review*, 22(1), 88- 101.

Burki, A.A., Khan, M.A., Bratsberg, B., (1997), *Parametric tests of allocative efficiency in the manufacturing sectors of India and Pakistan*, *Applied Economics* 29 (1), 1–22.

Caves, R.E., Barton, D.R., (1990), *Efficiency in U.S. Manufacturing Industries*, MIT Press, Cambridge (Mass.)

Charnes, A., Cooper, W.W., Rhodes, E. (1978), *Measuring the efficiency of decision-making units*, *European Journal of Operational Research*, 2(6), 429-444.

Chavas, J.-P., Aliber, M., (1993), *An analysis of economic efficiency in agriculture: a nonparametric approach*, *American Journal of Agricultural Economics* 18, 1–16.

Chavas, J.-P., Petrie, R., Roth, M., (2005), *Farm household production efficiency: evidence from the Gambia*, *American Journal of Agricultural Economics* 81 (1), 160–179.

Coelli, T., Rahman, S., Thirtle, C., (2002), *Technical, allocative, cost and scale efficiencies in Bangladesh rice cultivation: a non-parametric approach*, *Journal of Agricultural Economics* 53 (3), 607–626.

Debreu, G. (1951), *The coefficient of resource utilization*, *Econometrica* 19 (3), 273–292.

Drake, L., Weyman-Jones, T.G. (1996), 'Productive and Allocative Inefficiencies in UK Building Societies: A Comparison of Non-Parametric and Stochastic Frontier Techniques', *The Manchester Business School*.

Farrell, M.J. (1957), *The Measurement of Productive Efficiency*, *Journal of the Royal Statistical Society* 3, 253-290.

Färe, R., Grosskopf, S., Weber, W.L., (2004), *The effect of risk-based capital requirements on profit efficiency in banking*, *Applied Economics* 36, 1731–1743.

Ferrier, G.D, Lovell, C. A. K. (1990), 'Measuring Cost Efficiency in Banking: Econometric and Linear Programming Evidence', *Journal of Economics* 46, 229-245.

Frija, A., Speelman, S., Chebil, A., Buysse, J., Van Huylenbroeck, G. (2009), *Assessing the efficiency of irrigation water users' associations and its determinants: Evidence from Tunisia*, *Irrigation and Drainage* 58(5), 538-550.

Fritsch, M., Stephan, A., (2004), *The distribution and heterogeneity of technical efficiency within industries—an empirical assessment*, Discussion paper. DIW, Berlin.

Kim, S., Gwangho, H., (2001), *A decomposition of total factor productivity growth in Korean manufacturing industries: a stochastic frontier approach*, *Journal of Productivity Analysis* 16 (3), 269–281.

Koopmans, T.C., (1951), 'An analysis of production as an efficient combination of activities', *In: Koopmans, T.C. (Ed.), Activity Analysis of Production and Allocation*. Wiley, New York.

Hoff, A., (2007), *Second stage DEA: Comparison of approaches for modelling the DEA score*, *European Journal of Operational Research* 181, 425–435.

Grazhdaninova, M., Zvi, L., (2005), *Allocative and technical efficiency of corporate farms in Russia*, *Comparative Economic Studies* 47 (1), 200–213.

Green, A., Mayes, D., (1991), *Technical inefficiency in manufacturing industries*, *Economic Journal* 101 (406), 523–538.

Greene, W., 1997. 'Frontier production functions', *In: Pesaran, M.H., Schmidt, P. (Eds.), Handbook of Applied Econometrics, vol. II*. Blackwell Publishers, 81–166.

Gumbau-Albert, M., Maudos, J., (2002), *The determinants of efficiency: the case of the Spanish industry*, *Applied Economics* 34, 1941–1948.

Islam, K., Backman, S., Sumelius, J. (2011), *Technical, Economic and Allocative Efficiency of Microfinance Borrowers and Non-Borrowers*, *European Journal of Social Sciences*.

Isik, I., Hassan, M.K., (2002), *Technical, scale and allocative efficiencies of Turkish banking industry*, *Journal of Banking and Finance* 26 (4), 719–766.

Lubis, R., Daryanto, A., Tambunan, M., Purwati, H. (2014), *Technical, allocative and economic efficiency of pineapple production in West Java Province, Indonesia: A DEA approach*, *IOSR J Agric Vet Sci*, 7, 18-23.

Njagi, John N., Josiah Aduda, Sifunjo. E. Kisak and Cyrus Iraya (2017), 'Capital Structure, Firm Efficiency and Firm Value: The Case of Listed Non-Financial Firm in Kenya', *European Journal of Business and Management*, Vol. 9, No. 22, 71-81.

Nhật, Q. M. (2009), *Phân tích hiệu quả kỹ thuật, hiệu quả phân phối nguồn lực và hiệu quả sử dụng chi phí của các doanh nghiệp chế biến thủy sản và xay xát lúa gạo ở Đồng bằng sông Cửu Long năm 2007*, Tạp chí Khoa học 2009:12, 270-278.

Oluwatayo, I.B., Sekumade, A.B., Adesoji, S.A. (2008), *Resource Use Efficiency of Maize Farmers in Rural Nigeria: Evidence from Ekiti State*, World Journal of Agricultural Science 4(1), 91-99.

Omonoma, B.T., Egbetokun, O.A., Akanbi, A.T. (2010), *Farmers Resource – Use and Technical Efficiency in Cowpea Production in Nigeria*, Economic Analysis and Policy 40(1), 87-95.

Rios, A. R., Shively, G. E. (2005), ‘Farm size and nonparametric efficiency measurements for coffee farms in Vietnam’, *A paper presented at Annual meeting, American Agricultural Economics Association, 24th-27th of July in 2005*.

Rouse, P. ve D. Tripe (2016), *Allocative and Technical Efficiency of New Zealand Banks*, Meditari Accountancy Research 24(4), 574-587.

Sarafidis, V. (2002), *An Assessment of Comparative Efficiency Measurement Techniques*, Europe Economics, Occasional Paper 2, London.

Sharmaa, K.R., Leung, P., Zaleski, H.M. (1999), *Technical, allocative and economic efficiencies in swine production in Hawaii: a comparison of parametric and nonparametric approaches*, Agricultural Economics 20(1), 23-35.

Speelman, S., D’Haese, M., Buysse, J., D’Haese, L. (2007), *Technical efficiency of water use and its determinants, study at small-scale irrigation schemes in North-West Province, South Africa*, Proceedings of the 106th European Association of Agricultural Economists Seminar, Montpellier, France, 25-27 October 2007, 1-28.

Tobin, J. (1958), *Estimation of relationships for limited dependent variables*, Econometrica 26(1), 24-36.

Topuz, J.C., Darrat, A.F., Shelor, R.M., (2005), *Technical, allocative and scale efficiencies of REITs: an empirical inquiry*, Journal of Business Finance and Accounting 32, 1961–1994.

Uri, N. D. (2001), *Technical efficiency, allocative efficiency, and the implementation of a price cap plan in telecommunications in the United States*, Journal of Applied Economics 4, 163-186.

TÁC ĐỘNG CỦA THÂM HỌA THIÊN NHIÊN ĐỐI VỚI AN NINH LƯƠNG THỰC GIAI ĐOẠN 2010-2016 TẠI VÙNG NÔNG THÔN VIỆT NAM: KẾT QUẢ TỪ PHƯƠNG PHÁP ƯỚC LƯỢNG BÁN THAM SỐ GAM

Trịnh Thị Hương^{1}, Michel Simioni²*

¹Bộ môn Toán, Đại học Thương mại.

²INRA, UMR-1110 MOISA, place Pierre Viala - Bât. 26, 34 060 Montpellier Cedex 2, France.

Tóm tắt

Bài báo nghiên cứu mối quan hệ giữa thu nhập và an ninh lương thực (đo bằng thực phẩm tiêu thụ) ở cấp độ hộ gia đình, dưới tác động của các hiện tượng thời tiết khắc nghiệt giai đoạn 2010-2016. Thảm họa thiên nhiên, bao gồm: hạn hán, lũ lụt và bão, được tính bằng thời gian (tháng) từ lúc xảy ra thảm họa đến thời điểm điều tra. Mô hình ước lượng bán tham số GAM được sử dụng trên bộ số liệu điều tra mức sống dân cư VHLSS. Kết quả nghiên cứu cho thấy hiện tượng lũ lụt thể hiện tác động tức thời đến lượng thực phẩm tiêu thụ, trong khi hạn hán có tác động dài hơn. Kết quả của bài báo đóng góp thêm các bằng chứng khoa học về ảnh hưởng của biến đổi khí hậu đến an sinh xã hội.

Từ khóa: an ninh lương thực, bất thường thời tiết, thu nhập, lượng calo tiêu thụ, hồ quy bán tham số, VHLSS.

1. Giới thiệu

Biến đổi khí hậu và các hiện tượng khắc nghiệt thời tiết có ảnh hưởng đến nhiều lĩnh vực, đặc biệt là hoạt động sản xuất nông nghiệp và lương thực. Khu vực Châu Á và Thái Bình Dương nằm trong những khu vực chịu ảnh hưởng nặng nề nhất và Việt Nam là một trong những nước chịu tác động mạnh của thời tiết (FAO 2016). Từ đó, các hiện tượng khắc nghiệt của thời tiết cũng tác động mạnh đến an ninh lương thực – một trong những nhiệm vụ quan trọng của 17 mục tiêu phát triển bền vững của Liên Hợp Quốc và Chính phủ Việt Nam cũng cam kết (General 2015).

Tại Việt Nam, đánh giá ảnh hưởng của hiện tượng khắc nghiệt thời tiết đến các lĩnh vực kinh tế xã hội của thời tiết đã thu hút sự quan tâm của nhiều nhà hoạch định chính sách và nhà khoa học (Arouri, Nguyen, and Youssef 2015; Narloch 2016; Diallo, Marchand, and Espagne 2019). Các nghiên cứu trên đánh giá tác động ở tầm vi mô, tức yếu tố ở cấp độ hộ gia đình như thu nhập hay sản xuất nông nghiệp. Trong đó, các tác giả khẳng định thiên tai, như bão, lũ lụt và hạn hán đều có ảnh hưởng tiêu cực đến hoạt động sản xuất nông nghiệp, thu nhập và chi tiêu của hộ gia đình, bất bình đẳng thu nhập. Tuy nhiên, chưa có đánh giá nào về ảnh hưởng của các hiện tượng thời tiết khắc nghiệt đến an ninh lương thực. Đồng thời, các nghiên cứu trên chỉ dừng lại ở việc đánh giá có/không có ảnh hưởng của các hiện tượng thời tiết khắc nghiệt, mà chưa đưa ra

tác động theo thời gian và khả năng phục hồi của các hộ gia đình sau các thảm họa trên.

Xét về góc độ vi mô, có nhiều tài liệu đã ước lượng mối quan hệ giữa tiêu dùng thực phẩm (đo bằng Calo, Kcal) và thu nhập của hộ gia đình, dựa trên nền tảng bộ số liệu Mức sống dân cư và phương pháp tính được đề xuất của A. Deaton¹. Đánh giá mối quan hệ giữa lượng thực phẩm tiêu thụ và thu nhập có nhiều ý nghĩa. Thứ nhất, kết quả nghiên cứu cho thấy tác động của tăng trưởng thu nhập đến tiêu thụ thực phẩm, từ đó, hỗ trợ việc ban hành các chính sách trong việc giải quyết tình trạng thiếu dinh dưỡng và cải thiện sự đa dạng của khẩu phần ăn. Thứ hai, đánh giá mối quan này có thể được sử dụng để dự báo nhu cầu lương thực ở một quốc gia, cung cấp thông tin về an ninh lương thực trong tương lai. Kết quả của các đánh giá trên có ý nghĩa rất quan trọng đối với đất nước nông nghiệp như Việt Nam. Đồng thời, các kết quả cũng cần được cập nhật liên tục để đưa ra các bằng chứng khoa học mới nhất.

Nghiên cứu của chúng tôi đóng góp thêm bằng chứng khoa học cho mối quan hệ giữa thu nhập hộ gia đình và thực phẩm tiêu thụ, dưới tác động của các hiện tượng thời tiết khắc nghiệt và các yếu tố kinh tế xã hội. Thứ nhất, chúng tôi đề xuất sử dụng mô hình hồi quy ước lượng bán tham số cộng tuyến tổng quát (A generalized additive model (GAM)) để đánh giá mối quan hệ giữa thu nhập và lượng thực phẩm tiêu thụ. Thứ hai, chúng tôi đưa thêm yếu tố thời gian, tức khoảng thời gian từ lúc chịu ảnh hưởng của thảm họa đến khi điều tra, để xem xét tác động cũng như khả năng phục hồi sau thảm họa. Nghiên cứu được đánh giá từ bộ số liệu Mức sống dân cư trong các năm 2010, 2012, 2014 và 2016.

2. Phương pháp nghiên cứu

2.1. Dữ liệu nghiên cứu

Bộ dữ liệu sử dụng để phân tích là Điều tra mức sống dân cư 2010, 2012, 2014 và 2016 và được thực hiện bởi Tổng cục thống kê Việt Nam². Đây là các cuộc khảo sát được tiến hành 02 năm một lần trên phạm vi cả nước bằng phương pháp phỏng vấn trực tiếp chủ hộ (9000 hộ gia đình) và cán bộ chủ chốt xã (1000 xã nông thôn), từ năm 1993. Kết quả điều tra mức sống dân cư được chính phủ và các cơ quan sử dụng để đánh giá mức sống dân cư phục vụ hoạch định chính sách và lập kế hoạch phát triển kinh tế - xã hội. Bộ số liệu mang tính đại diện cấp vùng, cấp nông thôn-thành thị và cấp tỉnh.

Nghiên cứu hạn chế trên vùng nông thôn và kết hợp cả phiếu điều tra cấp hộ và cấp xã. Sử dụng mã số đơn vị hành chính cấp xã, mỗi hộ gia đình được gắn với thông tin cấp xã tương ứng của từng năm điều tra. Cụ thể:

Từ phiếu điều tra cấp hộ, chúng tôi trích xuất thông tin về kinh tế, xã hội của từng hộ gia đình như về thu nhập hàng năm, thông tin của chủ hộ gia đình (giới tính, tuổi, dân tộc, trình độ giáo dục), số thành viên hộ gia đình và nơi sống (vùng sinh thái).

¹ A. Deaton được trao giải Noel trong lĩnh vực kinh tế năm 2015 do các đóng góp của ông trong nghiên cứu tiêu dùng, nghèo đói và an sinh xã hội. https://en.wikipedia.org/wiki/Angus_Deaton

² Báo cáo toàn văn của các cuộc điều tra có trên website của Tổng cục thống kê Việt Nam. Ví dụ, kết quả Điều tra Mức sống dân cư 2016 có tại <https://www.gso.gov.vn/du-lieu-va-so-lieu-thong-ke/2019/04/ket-qua-khao-sat-muc-song-dan-cu-viet-nam-nam-2016-2/>

Thực phẩm tiêu thụ được đo bằng lượng calo tiêu thụ bình quân/ngày và sử dụng phương pháp tính truyền thống (Trinh, Simioni, and Thomas-Agnan 2018).

Từ phiếu điều tra cấp xã, chúng tôi trích xuất thông tin về các hiện tượng thiên tai bất thường từ câu hỏi điều tra “Thiên tai, hỏa hoạn hay bệnh dịch xảy ra trong 3 năm gần đây nhất” và chúng tôi quan tâm đến các sự kiện lũ lụt, bão và hạn hán. Đầu tiên, chúng tôi quan tâm xã đó có xảy ra các hiện tượng thời tiết bất thường hay không như nghiên cứu của (Arouri, Nguyen, and Youssef 2015). Tiếp theo, từ thông tin ghi lại tháng/năm xảy ra sự kiện, chúng tôi tính số tháng từ lúc xảy ra hiện tượng bất thường đến tháng tiến hành phiếu điều tra. Bên cạnh đó, một số thông tin về cơ sở hạ tầng của xã như: 1) chợ và 2) các số các dự án về kết cấu hạ tầng được xây mới, nâng cấp hay cải tạo được tổng hợp.

2.2. Phương pháp nghiên cứu

Để đánh giá tác động của thu nhập bình quân đến lượng calo tiêu thụ bình quân dưới tác động của các hiện tượng thời tiết bất thường và các yếu tố kinh tế xã hội, chúng tôi sử dụng mô hình hồi quy ước lượng bán tham số cộng tuyến tổng quát (A generalized additive model (GAM)). Phương pháp này được Wood, Simon N phát triển (Wood 2017).

Xét trường hợp mô hình hai biến độc lập x và z ; biến phụ thuộc y trên một mẫu quan sát $i = 1, 2, \dots, n$. Mô hình cộng tuyến được phát biểu như sau

$$y_i = \alpha + f_1(x_i) + f_2(z_i) + \epsilon_i, \quad (1)$$

Trong đó α là hệ số chặn, f_1, f_2 là các hàm trơn (smooth function) và $\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ là sai số. Các hàm trơn trong (1) được ước lượng thông qua các hàm đa thức tuyến tính từng nhánh. Ví dụ với δ_j là các hệ số của đa thức đối với cơ sở $\{b_1(x), b_2(x), \dots, b_{k_1}(x)\}$

$$f_1(x) = \sum_{j=1}^{k_1} b_j(x) \delta_j \quad (2)$$

và $b_j(x), j = 1, \dots, k_1$ là các hàm được xây dựng từ các nút $x_j^*, j = 1, \dots, k_1 - 1$ (knots) trên tập giá trị của biến x ,

$$b_j(x) = \begin{cases} \frac{x - x_{j-1}^*}{x_j^* - x_{j-1}^*} & \text{nếu } x_{j-1}^* < x \leq x_j^* \\ \frac{x_{j-1}^* - x}{x_j^* - x_{j-1}^*} & \text{nếu } x_j^* < x < x_{j+1}^* \\ 0 & \text{nếu khác} \end{cases} \quad (3)$$

Các hàm trơn f_1, f_2 trong (1) (hay các hệ số của hàm trơn trong (2)) được ước lượng thông qua phương pháp bình phương tối thiểu có phạt (the penalized least squares) kết hợp với ước lượng Spline³. Phương pháp và các kỹ thuật ước lượng đã được xây dựng thành gói lệnh mgcv trên phần mềm R, thông qua hàm ước lượng gam⁴.

³ Các đường công Spline bao gồm những đoạn đa thức kết nối với nhau một cách trơn nhẵn tại các điểm nút. Đây là kỹ thuật thường dùng để làm trơn các đường cong hồi quy và trơn các mô hình cộng tuyến mở rộng (Green and Silverman, 1994).

⁴ <https://cran.r-project.org/web/packages/mgcv/mgcv.pdf>

Sử dụng mô hình GAM ở trên, chúng tôi đề xuất ước lượng mô hình

$$\log(\text{PCCI}_i) = \alpha + s(\log(\text{HHI NC}_i)) + \sum_j \beta_j X_{ji} + \sum_k s(\log(\text{HHI NC}_i), \text{month}_{ki}) + \epsilon_i \quad (4)$$

Trong đó, i là chỉ số hộ gia đình, PCCI là lượng tiêu thụ calo bình quân/người/ngày, HHI NC là thu nhập bình quân hộ gia đình, X_j là các thông tin nhân khẩu học và kinh tế xã hội của hộ gia đình, month_k là số tháng từ lúc xảy ra hiện tượng bất thường k (như lũ lụt, hạn hán, bão) đến thời điểm điều tra và ϵ là sai số. Kí hiệu $s(x)$ là hàm trơn (smooth function). PCCI và HHI NC được chuyển đổi qua lô ga rít như trong các mô hình truyền thống đã ước lượng mối quan hệ này (Trinh, Simioni, and Thomas-Agnan 2018). Ước lượng $s(\log(\text{HHI NC}_i), \text{month}_{ki})$ để đánh giá tác động phi tuyến và đồng thời của thu nhập dưới tác động của thiên tai⁵. Khi đó, ta nói tác động của $\log(\text{HHI NC}_i)$, month lên $\log(\text{PCCI})$ là phi tuyến và tác động của các biến còn lại lên $\log(\text{PCCI})$ là tuyến tính. Mô hình (4) thuộc dạng mô hình bán tham số.

Các tính toán trong nghiên cứu, như thống kê mô tả và ước lượng mô hình (4) được tiến hành trên phần mềm Rstudio, phiên bản 4.0.2. Gói lệnh được sử dụng là *mgvc*.

3. Kết quả và thảo luận

3.1. Đặc điểm thảm họa thiên tai vùng nông thôn Việt Nam

Trong 3 năm gần đây từ ngày điều tra, bão và lũ lụt là hiện tượng xảy ra ở các xã nhiều hơn so với hạn hán. Hiện tượng bão và lũ lụt giao động trong khoảng 30-45% ở các xã điều tra. Đáng chú ý là sự gia tăng của thảm họa hạn hán vào năm 2016 so với các năm trước đó.

Các xã vùng nông thôn chứng kiến thảm họa thiên tai từ khoảng 3 đến 8 tháng trước thời điểm điều tra và xu hướng của từng thảm họa qua các năm là không đồng nhất. Số lượng các công trình dân sinh được xây dựng và sửa chữa có xu hướng tăng, tương ứng với chương trình nâng cao hạ tầng để phát triển nông thôn mới. Số lượng các xã có chợ (chợ hàng ngày, chợ phiên, chợ đầu mối) cũng chưa cao, chỉ khoảng 25% mẫu quan sát.

3.2. Đặc điểm nhân khẩu học của hộ gia đình và nơi sống

Số lượng hộ gia đình nông thôn trong mẫu điều tra có xu hướng giảm qua các năm do xu hướng đô thị hóa. Thu nhập bình quân của hộ gia đình tăng qua các năm. Về đặc điểm chủ hộ, tuổi của chủ hộ khá cao và trình độ giáo dục còn ở mức thấp. Điều này được giải thích là do đặc điểm đa thế hệ trong gia đình Việt Nam và chủ hộ thường là thế hệ thứ nhất trong gia đình ba thế hệ. Qua các năm, cỡ hộ (số thành viên của hộ gia đình) có xu hướng giảm. Nghiên cứu tập trung vùng nông thôn nên số các hộ gia đình

⁵ Mô hình tuyến tính dạng sau cũng được tác giả ước lượng và cung cấp kết quả theo yêu cầu của người đọc.

$$\log(\text{PCCI}_i) = \alpha + \alpha_1 \log(\text{HHNC}_i) + \alpha_2 \log^2(\text{HHI NC}_i) + \sum_j \beta_j X_{ji} + \sum_k \gamma_k \log(\text{HHNC}_i) * \text{month}_{ki} + \sum_k \mu_k \log^2(\text{HHNC}_i) * \text{month}_{ki} + \epsilon_i$$

chiếm đa số ở khu vực miền núi phía Bắc và duyên hải miền Trung. Lượng calo đầu người khá cao, khoảng 3500 calo/người/ngày và có xu hướng tăng nhẹ vào năm 2016 sau khi đã giảm vào năm 2014 và 2012. Lượng calo bình quân cao hơn mức trung bình của các năm do mức calo được tính từ thực phẩm mua, chưa qua chế biến và thải bỏ (NIN 2011).

Bảng 1: Thông tin thảm họa thiên tai các xã nông thôn Việt Nam, gia đoạn 2010-2016

| Chỉ tiêu | | Năm 2010 | Năm 2012 | Năm 2014 | Năm 2016 |
|---|---------|------------|------------|-----------|------------|
| Xã bị lũ lụt trong 3 năm gần đây | Không | 53.87% | 59.73% | 56.64% | 67.02% |
| | Có | 46.13% | 40.27% | 43.36% | 32.98% |
| Xã bị hạn hán trong 3 năm gần đây | Không | 71.45% | 79.18% | 80.03% | 59.43% |
| | Có | 28.55% | 20.82% | 19.97% | 40.57% |
| Xã bị bão trong 3 năm gần đây | Không | 61.83% | 61.44% | 49.87% | 56.94% |
| | Có | 38.17% | 38.56% | 50.13% | 43.06% |
| Thời gian từ lúc thiên tai xảy ra đến lúc điều tra (tháng) | Bão | 7.7 (10.5) | 6.7 (10.4) | 6.3 (9.3) | 6.4 (11) |
| | Lũ lụt | 3 (6.8) | 3.9 (8.7) | 3 (7.4) | 5.6 (9) |
| | Hạn hán | 5.3 (8.7) | 5.5 (9.7) | 7.6 (9.9) | 6.5 (10.5) |
| Xã có chợ hàng ngày, chợ phiên hoặc chợ đầu mối | Có | 24.57% | 25.90% | 24.39% | 23.72% |
| | Không | 75.43% | 74.10% | 75.61% | 76.28% |
| Số lượng các công trình dân sinh được xây dựng/sửa chữa trong 3 năm | | 6.6 (2.7) | 6.6 (2.6) | 7.1 (2.6) | 7 (2.5) |

Chú thích: Biến liên tục thể hiện giá trị trung bình và độ lệch chuẩn trong ngoặc kép, biến rời rạc thể hiện tỉ lệ phần trăm của từng mức độ. *Nguồn:* Tác giả tính toán từ bộ số liệu Điều tra mức sống dân cư 2010, 2012, 2014, 2016.

Bảng 2: Đặc điểm nhân khẩu học của hộ gia đình và nơi sống

| Chỉ tiêu | Năm 2010 | Năm 2012 | Năm 2014 | Năm 2016 |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Số quan sát | 5188 | 4638 | 3293 | 3958 |
| Thu nhập bình quân hộ gia đình (nghìn đồng/năm) | 71060.4 (54147.5) | 80180.2 (60971.8) | 85597.4 (65212.8) | 92399.5 (84654.4) |
| Tuổi chủ hộ (năm) | 46.9 (13.9) | 48.4 (14.1) | 50 (14.3) | 51.1 (14.3) |

| | | | | | |
|---|----------------------------------|-----------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Lượng calo bình quân đầu người (Kcal/người/ngày) | | 3602 (966.4) | 3477.5 (1044.3) | 3527.5 (1103.4) | 3668.2 (1306.7) |
| Giới tính | Nam | 81.30% | 81.22% | 80.44% | 76.07% |
| | Nữ | 18.70% | 18.78% | 19.56% | 23.93% |
| Số thành viên hộ gia đình | Có 1 hoặc 2 thành viên | 15.38% | 16.06% | 19.07% | 23.88% |
| | Có 3 thành viên | 18.47% | 17.44% | 18.43% | 18.39% |
| | Có 4 thành viên | 31.92% | 31.31% | 30.09% | 28.73% |
| | Có 5 thành viên | 18.14% | 19.02% | 17.49% | 16.40% |
| | Có từ 6 thành viên trở lên | 16.09% | 16.17% | 14.91% | 12.61% |
| Dân tộc chủ hộ | Dân tộc khác | 25.69% | 26.05% | 23.60% | 26% |
| | Kinh | 74.31% | 73.95% | 76.40% | 74% |
| Trình độ giáo dục chủ hộ | Không bằng cấp hoặc tiểu học | 59.08% | 58.62% | 53.66% | 58.54% |
| | Trung học | 38.63% | 39.46% | 43.46% | 38.83% |
| | Đại học và cao hơn | 2.29% | 1.92% | 2.88% | 2.63% |
| Vùng sinh thái | Đồng bằng sông Hồng | 14.11% | 10.03% | 13.48% | 6.19% |
| | Trung du và miền núi Phía Bắc | 23.79% | 22.19% | 22.17% | 14.88% |
| | Duyên hải miền Trung | 31.05% | 30.53% | 33.62% | 43.66% |
| | Tây Nguyên | 8.46% | 7.12% | 7.74% | 12.38% |
| | Đông Nam Bộ | 7.02% | 10.16% | 8.02% | 5.79% |
| | Đồng bằng sông Cửu Long | 15.57% | 19.99% | 14.97% | 17.10% |

Chú thích: Biện liên tục thể hiện giá trị trung bình và độ lệch chuẩn trong ngoặc kép, biến rời rạc thể hiện tỉ lệ phần trăm của từng mức độ.

Nguồn: Tác giả tính toán từ bộ số liệu Điều tra mức sống dân cư 2010, 2012, 2014, 2016.

Bảng 3: Hệ số hồi quy của mô hình GAM

| Biến độc lập | | Hệ số hồi quy | Sai số chuẩn |
|---|----------------------------|---------------|--------------|
| Hệ số chặn | | 8.195 *** | 0.053 *** |
| Tuổi chủ hộ (năm) | | -0.002 *** | -0.008 |
| Giới tính chủ hộ (mặc định: Nữ) | Nam | 0.003 | -0.008 |
| | | | |
| Số thành viên hộ gia đình | Có 3 thành viên | 0.013 | 0.031 |
| | Có 4 thành viên | -0.001 | 0.05 |
| | Có 5 thành viên | -0.034 *** | -0.01 *** |
| | Có từ 6 thành viên trở lên | -0.086 *** | 0.066 *** |
| Dân tộc chủ hộ | Kinh | 0.006 | -0.002 |
| Trình độ giáo dục chủ hộ (mặc định: Không bằng cấp hoặc tiểu học) | Trung học | -0.006 | 0.003 |
| | Đại học và cao hơn | -0.092 *** | -0.017 |
| Năm (mặc định: 2010) | Năm 2012 | -0.046 *** | -0.008 |
| | Năm 2014 | -0.034 *** | -0.009 |
| | Năm 2016 | -0.01 | -0.007 |

Chú thích: *, ** và *** lần lượt biểu diễn các mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Tác giả tính toán từ bộ số liệu Điều tra mức sống dân cư 2010, 2012, 2014, 2016

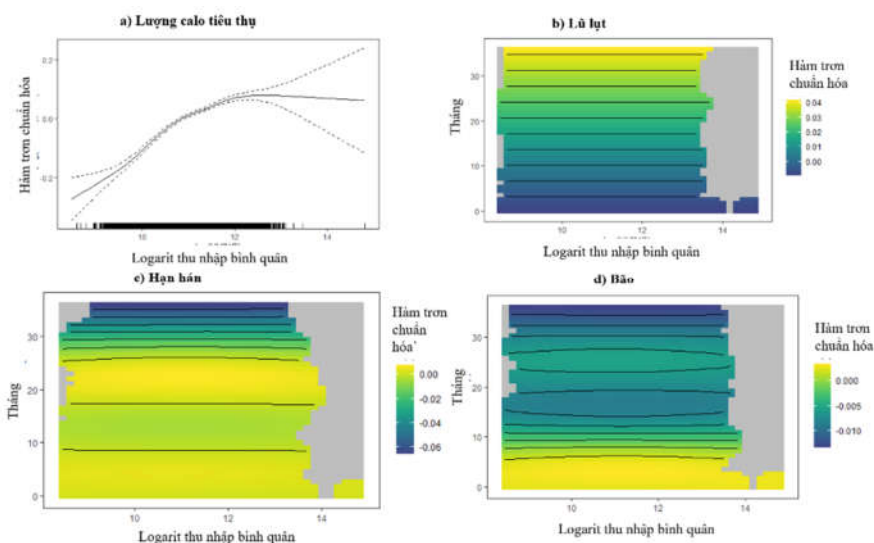
3.3 Tác động của thảm họa thiên nhiên đối với lượng calo bình quân

Kết quả ước lượng mô hình GAM (4) được minh họa trong Hình 1 (phân tách động phi tham số) và Bảng 3 (phần tác động tham số). So với các yếu tố mặc định của từng biến độc lập trong Bảng 3, các tác động có ý nghĩa đều là âm. Tăng tuổi chủ hộ hay tăng trình độ học vấn của chủ hộ có tác động giảm lượng calo tiêu thụ. Đồng thời, qua các năm, so với năm 2010, tác động của từng năm cũng giảm. Xu hướng giảm ở đây tương ứng với xu hướng chung của xã hội Việt Nam là đa dạng thực phẩm: Như tăng các thực phẩm giàu chất đạm và giảm thực phẩm giàu tinh bột (Trinh, Simioni, and Thomas-Agnan 2018; Nguyen and Hoang 2018).

Hình 3 biểu thị hàm trơn chuẩn hóa⁶ của các yếu tố phi tuyến đến lượng calo tiêu thụ và giá trị dương của hàm trơn chuẩn hóa thể hiện tác động cùng chiều và giá trị âm thể hiện tác động ngược chiều. Biểu đồ a) thể hiện tác động phi tuyến của mỗi liên hệ

⁶ Hàm trơn chuẩn hóa dựa vào ước lượng thực tế của thuật toán. Từ hàm trơn chuẩn hóa, có thể tịnh tiến để xem tác động trên giá trị thực.

thu nhập – lượng calo như các nghiên cứu trước đó (Trinh, Simioni, and Thomas-Agnan 2018). Kết quả này rất có ý nghĩa về kinh tế phát triển, đặc biệt ở khu vực nông thôn. Tác động đồng thời của bão và thu nhập đến lượng calo không có ý nghĩa thống kê nên chúng tôi không phân tích thêm. Giá trị hàm trơn chuẩn hóa của lũ lụt (hình b)) có giá trị dương trong khi giá trị tương ứng của hạn hán (hình c)) có tác động âm. Chi tiết hơn, xét cùng tác động của khoảng thời gian từ lúc xảy ra sự kiện đến lúc điều tra, với cùng một mức thu nhập, số tháng tăng và thì giá trị của hàm trơn tăng, tức là hộ gia đình càng có tăng lượng calo. Tuy nhiên, khi số tháng càng gần 0, giá trị của hàm trơn có xu hướng bằng 0 hoặc nhỏ hơn 0, thể hiện tác động tức thời của lũ lụt đến an ninh lương thực. Ngược lại, hạn hán có tác động dài hạn hơn, nếu địa phương xảy ra hạn hán tại thời điểm điều tra thì hàm trơn có xu hướng bằng 0, tức là chưa có tác động tức thời, tuy nhiên, khi thời điểm xảy tăng dần so với thời điểm điều tra, hàm trơn có xu hướng âm.



Hình 1: Ước lượng hàm trên về mối liên hệ giữa logarit lượng calo tiêu thụ và logarit thu nhập và tác động của thời gian xảy ra thiên tai. Kết quả ước lượng của a), b), và c) có mức ý nghĩa tương ứng 1%, 5% và 1%. Ước lượng d) không có ý nghĩa thống kê.

Nguồn: Tác giả tính toán từ bộ số liệu Điều tra mức sống dân cư 2010, 2012, 2014, 2016.

4. Kết luận

Nghiên cứu tập trung vào đánh giá tác động của thu nhập hộ gia đình và các hiện tượng bất thường của thời tiết, cùng các yếu tố kinh tế xã hội đến lượng calo tiêu thụ tại khu vực nông thôn Việt Nam, giai đoạn 2010-2016. Các điều kiện kinh tế, giáo dục và hạ tầng của Việt Nam tăng trưởng qua các năm và có tác động tích cực đến lượng tiêu thụ calo. Việt Nam chịu nhiều tác động của bất thường về thời tiết, đặc biệt là khu vực nông thôn. Bão và thu nhập hộ gia đình không có tác động có ý nghĩa thống kê đến lượng calo tiêu thụ. Hiện tượng lũ lụt thể hiện tác động tức thời đến lượng calo tiêu thụ và các hộ gia đình có xu hướng phục hồi khi thời gian và thu nhập tăng lên. Ngược lại, hạn hán có tác động dài hạn hơn đối với lượng calo tiêu thụ. Tác động của hạn hán là rất đáng lo ngại, đặc biệt năm 2016 khi Việt Nam bị tác động của El Nino (FAO 2016), hiện tượng có tác động đến cả nông nghiệp và an ninh lương thực. Kết quả của bài báo đưa thêm

bằng chứng cho các chính sách về an ninh lương thực và tăng trưởng kinh tế trong bối cảnh biến đổi khí hậu đang thay đổi mạnh mẽ như hiện nay. Chủ đề này nên được quan tâm nghiên cứu và ứng dụng các công cụ thống kê nâng cao hơn.

Tài liệu tham khảo

- Arouri, Mohamed, Cuong Nguyen, and Adel Ben Youssef. 2015. “Natural Disasters, Household Welfare, and Resilience: Evidence from Rural Vietnam.” *World Development* 70: 59–77.
- Diallo, Yoro, Sébastien Marchand, and Etienne Espagne. 2019. “Impacts of Extreme Climate Events on Technical Efficiency in Vietnamese Agriculture,” no. March.
- FAO. 2016. “‘El Nino’ Event in Vietnam: Agriculture Food Security and Livelihood Needs Assessment in Response to Drought and Sal Water Intrusion,” 75. http://www.fao.org/documents/card/en/c/7f0faa29-6ec6-47b8-a77c-b7ff35c745da/?utm_source=facebook&utm_medium=social+media&utm_campaign=fao+facebook.
- General, UNG Assembly. 2015. “Sustainable Development Goals.” *SDGs Transform Our World 2030*.
- Narloch, Ulf. 2016. “The Varying Income Effects of Weather Variation: Initial Insights from Rural Vietnam.” *The Varying Income Effects of Weather Variation: Initial Insights from Rural Vietnam*, no. July. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-7764>.
- Nguyen, Tuan T., and Minh V. Hoang. 2018. “Non-Communicable Diseases, Food and Nutrition in Vietnam from 1975 to 2015: The Burden and National Response.” *Asia Pacific Journal of Clinical Nutrition* 27 (1): 19–28.
- NIN, Viện dinh dưỡng quốc gia. 2011. *Tình Hình Dinh Dưỡng Việt Nam Năm 2009-2010*. Nhà xuất bản Y học.
- Trinh, Thi Huong, Michel Simioni, and Christine Thomas-Agnan. 2018. “Assessing the Nonlinearity of the Calorie-Income Relationship: An Estimation Strategy – With New Insights on Nutritional Transition in Vietnam.” *World Development* 110.
- Wood, Simon N. 2017. *Generalized Additive Models An Introduction with R*. CRC press.

ỨNG DỤNG BÀI TOÁN TỐI ƯU TRONG MÔ HÌNH TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ CÓ YẾU TỐ VỐN CON NGƯỜI

TS. Nguyễn Thị Tuyết Mai

Bộ môn Toán-Đại học Thương mại

Tóm tắt

Vốn con người từ lâu đã được công nhận là yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến tăng trưởng kinh tế của mỗi quốc gia. Vì thế việc phân tích rõ vai trò và ảnh hưởng của yếu tố này là một nhiệm vụ quan trọng và nhiều thách thức. Bài viết này nghiên cứu một số mô hình tăng trưởng lý thuyết tân cổ điển có yếu tố vốn con người và sử dụng kỹ thuật giải bài toán tối ưu để phân tích nghiệm. Kết quả cho thấy các biện pháp như giáo dục, đào tạo, rèn luyện kỹ năng, kỹ xảo giúp gia tăng chất lượng vốn con người, góp phần quan trọng đến sự tăng trưởng kinh tế.

Từ khóa: bài toán tối ưu, vốn con người, tăng trưởng kinh tế, giáo dục đào tạo.

I. Đặt vấn đề

Bài toán tối ưu là một phần trong môn Toán học ứng dụng đã và đang được giảng dạy tại nhiều trường đại học, cao đẳng trong cả nước. Đối với kinh tế học, đa phần các bài toán kinh tế đều được phát biểu dưới dạng bài toán tối ưu hóa một hay nhiều đại lượng dưới các ràng buộc cụ thể. Chính vì thế việc nghiên cứu và áp dụng các kiến thức lý thuyết toán tối ưu đối với các mô hình kinh tế là một chủ đề thu hút, tạo ra nhiều sự quan tâm trong cộng đồng nghiên cứu. Bài viết này tập trung vào việc xây dựng, nghiên cứu mô hình tăng trưởng kinh tế có yếu tố vốn con người, và áp dụng các phương pháp trong lý thuyết toán tối ưu để đưa ra một vài kết quả, khuyến nghị quan trọng.

Tăng trưởng kinh tế là thước đo sự phát triển của một đất nước, vì thế nó luôn là một trong những mục tiêu quan trọng cần theo đuổi của các quốc gia trên thế giới, trong đó có Việt Nam. Việc xác định, đánh giá các yếu tố có ảnh hưởng đến tăng trưởng kinh tế luôn là bài toán khó cho các nhà hoạch định chính sách. Đối với Việt Nam, chiến lược phát triển kinh tế của Đảng và nhà nước ta đã nêu rõ: phát huy tối đa nhân tố con người, coi con người là chủ thể, nguồn lực chủ yếu và là mục tiêu của sự phát triển. Điều đó cho thấy, chúng ta đã nhận ra tầm quan trọng của yếu tố vốn con người đối với tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, vai trò và tác động cụ thể của yếu tố đó như thế nào vẫn còn là một vấn đề cần được giải quyết thỏa đáng. Tại Việt Nam, các nghiên cứu về chủ đề này chủ yếu đều là các nghiên cứu định lượng, chưa kết hợp được với các mô hình lý thuyết định tính. Mặc dù việc sử dụng số liệu có thể khiến cho các kết quả nghiên cứu trở nên trực quan và dễ hiểu hơn, nhưng vẫn cần sử dụng lý thuyết cơ bản để đánh giá tác động qua lại giữa các yếu tố, giải thích sự vận động của nền kinh tế và cách các tác nhân tương tác với nhau. Vì thế việc phân tích, xây dựng mô hình kinh tế lý thuyết có tính đến yếu tố nguồn vốn con người và tăng trưởng kinh tế trở thành nhu cầu, mục tiêu nghiên cứu quan trọng cần được làm rõ. Hơn thế nữa, việc vận dụng các phương pháp hồi quy định lượng để giải thích được cho kết quả của mô hình lý thuyết trên là một trong những mục tiêu cấp thiết, thể hiện sự tương thích giữa lý thuyết và thực tiễn.

II. Tổng quan tình hình nghiên cứu đề tài trong và ngoài nước

Các mô hình lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển là các mô hình chỉ ra quy luật tăng trưởng kinh tế ổn định dựa vào các yếu tố lao động, vốn và công nghệ. Trong đó, lao động hay vốn con người là một trong những nhân tố quan trọng nhất đối với quá trình tăng trưởng kinh tế. Thuật ngữ “vốn con người” được hiểu là các kỹ năng, kiến thức của người lao động được thể hiện trong quá trình sản xuất và thông qua năng suất lao động. Các khả năng này, được tích hợp với con người, và có được một phần thông qua giáo dục, bao gồm cả giáo dục chính thức và không chính thức. Lý thuyết vốn con người tập trung vào giáo dục và sức khỏe của người lao động như một đầu vào cho sản xuất kinh tế, trong khi phát triển vốn con người (chi tiêu cho giáo dục hoặc đào tạo) đề cập đến việc thu nhận và tăng số lượng người lao động có kỹ năng, kiến thức cũng như những kinh nghiệm quý giá đối với sự tăng trưởng kinh tế của một quốc gia (Adelakun, 2011).

Vốn con người, hay lao động có kỹ năng, lần đầu tiên được nhắc đến trong các phân tích kinh tế vào những năm 1960 và 1970. Goode (1959), Mincer (1958) và Becker (1975, 1962) bày tỏ các quan điểm khác nhau về vốn con người, đưa ra các yếu tố có thể ảnh hưởng trực tiếp hoặc gián tiếp đến sự hình thành và khai thác vốn con người. Các yếu tố này bao gồm cả các tác động tích cực và tiêu cực cũng như ảnh hưởng sâu rộng lên nền kinh tế ở cấp độ vĩ mô hoặc vi mô. Mankiw, Rommer và Weil (1992), Romer, P. (1989, 1990), Uzawa (1965) và Lucas (1988) cũng đã nghiên cứu các mô hình mà trong đó sản lượng đầu ra được xác định là vốn con người. Các tác giả trên cho rằng chất lượng giáo dục có thể dẫn đến sự tăng trưởng lâu dài và liên tục của một nền kinh tế.

Tại Việt Nam các nghiên cứu về chủ đề này đã bắt đầu được chú trọng trên những khía cạnh khác nhau. Tuy nhiên việc ước lượng đóng góp của vốn con người đến tăng trưởng kinh tế còn phụ thuộc vào việc xác định và lựa chọn mô hình phù hợp. Trần Thọ Đạt (2011) dùng mô hình hồi quy trên bộ số liệu cấp tỉnh của Việt Nam trong giai đoạn 2000-2007, cho thấy vốn con người có vai trò nhất định đối với phát triển kinh tế, song chưa được thể hiện rõ nét như vốn vật chất và lao động. Đinh Phi Hồ & Từ Đức Hoàng (2016) dùng hai mô hình hồi quy cơ bản REM và FEM đối với dữ liệu bảng (104 quan sát) của 13 tỉnh/thành trong vùng giai đoạn 2006–2013. Nghiên cứu của Nguyễn Thị Đông & Lê Thị Kim Huệ (2019) sử dụng mô hình Mankiw, đã chỉ ra rằng tỉ lệ tác động của vốn con người đến tăng trưởng năng suất lao động chỉ đạt 14%. Hầu hết các nghiên cứu tại Việt Nam hiện tại đều tiếp cận theo hướng thực nghiệm, dựa trên bộ số liệu cấp tỉnh và các mô hình kinh tế lượng để chỉ ra ảnh hưởng tích cực của yếu tố vốn con người.

III. Mô hình lý thuyết về tăng trưởng có tính đến yếu tố vốn con người

Trong phạm vi bài viết này, tác giả trình bày một số mô hình tăng trưởng đơn giản có đề cập đến yếu tố vốn con người như một biến nội sinh trong mô hình. Các giả thuyết trong mô hình tuy đơn giản và lí tưởng hóa, nhưng các kết quả của mô hình có thể giúp chúng ta bước đầu quan sát được phương thức mà vốn con người đóng góp vào sự vận động của nền kinh tế.

Có nhiều hướng mô hình hóa biến vốn con người vào trong một mô hình tăng trưởng. Theo cách tiếp cận của Lucas (1988), tổng thời gian của người lao động được chia thành hai phần, một phần cho hoạt động sản xuất, và phần còn lại cho các hoạt động nâng cao vốn con người (ví dụ như giáo dục, tự rèn luyện, hoặc có thể là các hoạt động thể thao, thư giãn để lấy lại sức khỏe để làm việc cho thời kì tiếp theo). Mô hình gốc của Lucas mô tả trong trường hợp thời gian liên tục. Trong phạm vi bài báo này, tác giả

xem xét mô hình trong trường hợp thời gian rời rạc, điều đó giúp chúng ta có thể sử dụng các công cụ toán đơn giản để tìm ra được nghiệm tường minh, dễ dàng quan sát cơ chế vận động của mô hình.

1. Mô hình tăng trưởng dạng Lucas hai giai đoạn với yếu tố vốn con người

Xét mô hình đơn giản với số lượng lao động phổ thông được chuẩn hóa là 1. Mô hình giả định rằng không có biến vốn vật chất, hàm sản xuất tại mỗi thời điểm t là hàm phụ thuộc vào biên con người, được kí hiệu là h_t . Tổng thời gian của người lao động được chuẩn hóa bằng 1, họ dành một phần thời gian để tham gia hoạt động sản xuất, vì thế tổng sản lượng sản xuất có thể kí hiệu là $f(\lambda_t h_t)$ (trong đó $0 < \lambda_t < 1$). Vì không có yếu tố vốn vật chất cũng như không có yếu tố ngoại sinh nào khác, nên mức tiêu dùng của người lao động tại mỗi thời điểm sẽ bằng toàn bộ sản lượng, nghĩa là $c_t = f(\lambda_t h_t)$. Thời gian còn lại được giả định dành cho việc tích lũy, phát triển vốn con người cho giai đoạn kế tiếp. Cụ thể

$$h_{t+1} = [(1 - \delta) + \theta(1 - \lambda_t)]h_t$$

Trong đó δ là tham số khấu hao, thể hiện mức độ hao hụt vốn con người khi chuyển giai đoạn, θ là tham số ngoại sinh, đặc trưng cho hiệu suất của việc đầu tư vào vốn con người. Mô hình tổng quát có thể biểu diễn như sau:

$$\text{Max } u(c_0) + \beta u(c_1)$$

Trong đó h_0 cho trước, và

$$\begin{cases} c_t = f(\lambda_t h_t) \forall t = 0, 1 \\ h_1 = [(1 - \delta) + \theta(1 - \lambda_0)]h_0 \end{cases}$$

Đối với mô hình hai giai đoạn, vì giai đoạn thứ hai cũng là giai đoạn kết thúc, người lao động không cần tích lũy cho giai đoạn tiếp theo, vì thế $\lambda_1 = 1$. Nói cách khác ta có thể đưa bài toán trên về dạng bài toán cực trị đơn giản sau:

$$\text{Max}_{\lambda_0} \{u(f(\lambda_0 h_0)) + \beta u(f([(1 - \delta) + \theta(1 - \lambda_0)]h_0))\}$$

Để quan sát nghiệm tường minh của mô hình, ta xét trường hợp hàm lợi ích $u(c) = \ln c$, và hàm sản xuất được giả định là $f(x) = Ax^\alpha$. Các hàm này đều thỏa mãn các điều kiện thường thấy trong các mô hình tăng trưởng kinh điển.

Mệnh đề: i) Nếu các tham số trong mô hình thỏa mãn $\theta > \frac{1-\delta}{\beta}$, mô hình có nghiệm duy nhất: $\lambda_0^* = \frac{(1-\delta+\theta)}{(\beta+1)\theta} < 1$. Khi đó $h_1 = \frac{(1-\delta+\theta)\beta}{\beta+1} h_0$. Hơn nữa, θ càng lớn thì thời gian người lao động dành ra cho các hoạt động nâng cao chất lượng vốn con người càng lớn.

ii. Nếu $\theta < \frac{1-\delta}{\beta}$, mô hình có nghiệm $\lambda_0^* = 1$.

Chứng minh:

Bài toán trên được quy về dạng tối ưu hóa:

$$\text{Max}_{\lambda_0} F(\lambda_0) = \{u(f(\lambda_0 h_0)) + \beta u(f([(1 - \delta) + \theta(1 - \lambda_0)]h_0))\}$$

Với $\lambda_0 \in [0, 1]$. Đạo hàm theo λ_0 ta có:

$$F'(\lambda_0) = \frac{A\alpha h_0 (\lambda_0 h_0)^{\alpha-1}}{(\lambda_0 h_0)^\alpha} - \frac{\beta\theta A\alpha h_0 [(1-\delta) + \theta(1-\lambda_0)] h_0^{\alpha-1}}{[(1-\delta) + \theta(1-\lambda_0)] h_0^\alpha}$$

$$F'(\lambda_0) = 0 \Leftrightarrow \frac{1}{\lambda_0} = \frac{\beta\theta}{[(1-\delta) + \theta(1-\lambda_0)]}$$

$$\Leftrightarrow \lambda_0^* = \frac{(1-\delta + \theta)}{(\beta + 1)\theta}$$

Để dàng kiểm tra thấy rằng nếu $\theta > \frac{1-\delta}{\beta}$ thì $\lambda_0^* < 1$ và hàm số đạt max tại λ_0^* . Khi đó $h_1 = \frac{(1-\delta+\theta)\beta}{\beta+1} h_0$ và $\frac{\partial \lambda_0^*}{\partial \theta} < 0$, hay nói cách khác $\frac{\partial(1-\lambda_0^*)}{\partial \theta} > 0$. Ngược lại nếu $\theta < \frac{1-\delta}{\beta}$, hàm số đạt max tại $\lambda_0^* = 1$. Ta có đpcm.

Kết quả trên có thể được giải thích dưới góc độ kinh tế như sau: hệ số θ đại diện cho hiệu suất đầu tư vào vốn con người, nó có thể được hiểu như thước đo chất lượng giáo dục, θ càng lớn thì việc giáo dục, rèn luyện càng có ảnh hưởng sâu rộng đến việc gia tăng phát triển vốn con người. Vì thế khi trình độ giáo dục đủ tốt, người lao động sẽ cần phân bổ quỹ thời gian hợp lý, ngoài việc tham gia sản xuất ở thời điểm ban đầu, còn phải đầu tư vào việc học tập, nâng cao trình độ, tích lũy vốn con người để sẵn sàng cho hoạt động sản xuất thời điểm sau đó. Ngược lại, trong trường hợp giáo dục không có nhiều hiệu quả, tham số θ khá nhỏ, thì việc đầu tư nâng cao trình độ không phải lúc nào cũng đạt kết quả tốt nhất, mà người lao động có thể dành toàn bộ thời gian của mình cho hoạt động sản xuất. Điều kiện $\theta < \frac{1-\delta}{\beta}$ cũng có thể được thỏa mãn trong trường hợp β khá nhỏ, có nghĩa là vai trò của việc tiêu dùng ở giai đoạn thứ hai không quá quan trọng, khi đó người lao động tập trung phát triển chủ yếu ở giai đoạn thứ nhất và việc đầu tư nâng cao vốn con người trong trường hợp này không mang nhiều ý nghĩa.

2. Mô hình tăng trưởng hai giai đoạn dạng Ramsey với yếu tố vốn con người

Mô hình này xem xét một hướng tiếp cận khác cho việc nâng cao chất lượng vốn con người trong mô hình tăng trưởng, trong đó người lao động sẽ dành một phần thu nhập của mình cho việc đầu tư vào vốn con người. Cụ thể, tổng sản lượng $f(h_t)$ tại thời điểm t sẽ được chia làm hai phần, một phần cho tiêu dùng c_t , và phần còn lại chi phí cho việc tăng vốn con người cho thời điểm tiếp theo. Nói cách khác, $f(h_t) = c_t + S_{t+1}$, và

$$h_{t+1} = \phi(\theta, S_{t+1})h_t$$

Trong đó θ cũng là tham số đại diện cho chất lượng đào tạo vốn con người. Để đơn giản, ta có thể xét trường hợp hàm $\phi(\theta, S) = (1-\delta) + \theta S$. Khi đó:

$$h_{t+1} = [(1-\delta) + \theta S_{t+1}]h_t$$

Tương tự như phần trên, ta xét mô hình hai giai đoạn $t = 0$ và $t = 1$.

$$\text{Max } u(c_0) + \beta u(c_1)$$

Trong đó h_0 cho trước, và

$$\begin{cases} c_0 + S_1 = f(h_0) \\ c_1 = f(h_1) \\ h_1 = [(1 - \delta) + \theta S_1] h_0 \end{cases}$$

Để đơn giản, ta xét trường hợp $u(c) = \ln c$ và $f(h) = Ah^\alpha$ như trong phần trên. Trong mô hình này, ta quan tâm đến tỉ lệ $s = \frac{S_1^*}{f(h_0)}$ thể hiện tỉ lệ đầu tư tối ưu vào vốn con người. Một số kết quả thu được từ mô hình như sau:

Mệnh đề: Tỉ lệ tối ưu đầu tư vào vốn con người sẽ tăng theo tiến bộ khoa học kĩ thuật, tăng theo nguồn vốn dự trữ ban đầu, cũng như tăng theo chỉ số hiệu quả của giáo dục đào tạo.

Chứng minh:

Bài toán được quy về dạng tối ưu hóa:

$$\text{Max } F(S_1) = \ln(Ah_0^\alpha - S_1) + \beta \ln(A[(1 - \delta + \theta S_1)h_0]^\alpha)$$

Đạo hàm theo S_1 ta có:

$$F'(S_1) = \frac{-1}{Ah_0^\alpha - S_1} + \frac{\beta\alpha\theta}{1 - \delta + \theta S_1}$$

$$F'(S_1) = 0 \Leftrightarrow S_1^* = \frac{A\beta\alpha\theta h_0^\alpha - (1 - \delta)}{\theta(1 + \beta\alpha)}$$

Khi đó:

$$s = \frac{S_1^*}{f(h_0)} = \frac{\beta\alpha\theta - \frac{1 - \delta}{Ah_0^\alpha}}{\theta(1 + \beta\alpha)}$$

Để thấy: $\frac{\partial s}{\partial A} > 0$; $\frac{\partial s}{\partial h_0} > 0$; $\frac{\partial s}{\partial \theta} > 0$: Tỉ lệ tối ưu đầu tư vào vốn con người sẽ tăng theo tiến bộ khoa học kĩ thuật, tăng theo nguồn vốn dự trữ ban đầu, cũng như tăng theo chỉ số hiệu quả của giáo dục đào tạo.

IV. Kết luận

Thông qua việc áp dụng lý thuyết giải toán tối ưu vào mô hình tăng trưởng với yếu tố vốn con người, chúng ta đã có một số quan sát nhất định về vai trò và tầm quan trọng của vốn con người đối với sự phát triển kinh tế. Theo đó, việc đầu tư vào giáo dục, nâng cao chất lượng và phát triển các kĩ năng, kinh nghiệm để tăng nguồn lực con người là vấn đề có ảnh hưởng lớn đến tăng trưởng, vì thế cần được chú trọng đầu tư một cách toàn diện và sâu rộng, hướng tới mục tiêu phát triển bền vững.

Tài liệu tham khảo

- [1]. Adedokun, O. J. (2011). Human capital development and economic growth in Nigeria. *European Journal of Business and Management*, 3(9), 29-38.
- [2]. Becker, G. S. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, 9-49.
- [3]. Becker, G. S. (1975). Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education. *NBER*.
- [4]. Goode, R. B. (1959). Adding to the stock of physical and human capital. *The American Economic Review*, 49(2), 147-155.
- [5]. Lucas, J. R. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- [6]. Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, N. D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.
- [7]. Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, 66(4), 281-302.
- [8]. Romer, P. (1989). Human capital and growth: Theory and evidence. *NBER Working Paper No 3173*.
- [9]. Romer, P. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5), 71-102.
- [10]. Uzawa, H. (1965). Optimum technical change in an aggregative model of economic growth. *International Economic Review*, 6(1), 18-31.
- [11]. Đinh Phi Hồ, Từ Đức Hoàng (2016). Tác động của vốn con người đến tăng trưởng kinh tế Đồng bằng sông Cửu Long, *Tạp chí phát triển kinh tế*, 27(2), 2-16.
- [12]. Nguyễn Thị Đông, Lê Thị Kim Huệ (2019). Tác động của vốn con người đến tăng trưởng năng suất lao động ở Việt Nam, *Tạp chí Phát triển khoa học và công nghệ-kinh tế-luật và quản lý*, 3(2), 104-110.
- [13]. Phan Thị Bích Nguyệt & Trần Thị Hải Lý & Lương Thị Thảo (2018). Nguồn vốn con người và tăng trưởng kinh tế cấp độ tỉnh-thành phố tại Việt Nam, *Tạp chí nghiên cứu kinh tế và kinh doanh châu Á*, 29(8), 5-17.
- [14]. Trần Thọ Đạt (2011). Vai trò của vốn con người trong các mô hình tăng trưởng, *Nghiên cứu kinh tế* (393) 2/2011.

NGHIÊN CỨU NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN DÒNG TIỀN TỰ DO CỦA CÁC DOANH NGHIỆP THỰC PHẨM VÀ ĐỒ UỐNG NIÊM YẾT TẠI VIỆT NAM

TS. Đàm Thanh Tú

Học viện Chính sách và phát triển

Tóm tắt

Những biến động về kinh tế trong nước và thế giới ngày càng nhấn mạnh tầm quan trọng của việc quản lý thanh khoản và quản lý dòng tiền, đặc biệt với những doanh nghiệp có quy mô lớn. Tại các doanh nghiệp thực phẩm và đồ uống niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam thì việc quản lý dòng tiền luôn là yếu tố sống còn để đảm bảo tài chính ổn định, nâng cao sức cạnh tranh. Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng chỉ tiêu FCFE và FCFF làm đại diện cho dòng tiền trong doanh nghiệp. Kết quả thực nghiệm là căn cứ để chúng tôi đưa ra những khuyến nghị nhằm nâng cao hiệu quả quản trị dòng tiền cho các doanh nghiệp thực phẩm và đồ uống ở Việt Nam trong thời gian tới.

Từ khóa: Dòng tiền tự do, ngành thực phẩm và đồ uống, quản trị dòng tiền.

1. Giới thiệu

Làm thế nào để tối đa hóa giá trị tài sản cho chủ sở hữu? Câu hỏi này thôi thúc nhiều nhà đầu tư luôn kiếm tìm cho mình những doanh nghiệp có lượng tiền mặt dồi dào được thể hiện trên bảng cân đối kế toán, bởi có lẽ họ cho rằng nhiều tiền mặt sẽ giúp cho các doanh nghiệp có nhiều lựa chọn hơn trong việc quyết định các cơ hội đầu tư, đồng nghĩa với việc họ sẽ thu về được lợi nhuận nhiều hơn trong tương lai. Trên thế giới nói chung và Việt Nam nói riêng, đã có rất nhiều các công trình nghiên cứu về việc phân tích những nhân tố ảnh hưởng đến dòng tiền của doanh nghiệp như:

Nghiên cứu của Jensen (1986) là đã mở hướng và tiên phong đưa ra một khái niệm toàn diện về lý thuyết dòng tiền của các doanh nghiệp. Nghiên cứu này chỉ ra rằng cấu trúc quản lý doanh nghiệp có ảnh hưởng đến quản trị dòng tiền trong doanh nghiệp: trong một cơ cấu quản lý, ví dụ như trường hợp có sự tham gia của các nhà đầu tư chủ động quản lý, giám sát sẽ giúp công ty hạn chế được phần nào việc sử dụng dòng tiền đầu tư vào các dự án có khả năng sinh lời thấp hơn.

Nghiên cứu của Liao (2008) được thực hiện trên hai mô hình: thứ nhất, mối quan hệ của cơ chế quản lý dòng tiền trong doanh nghiệp và các vấn đề người đại diện; thứ hai, mối quan hệ của tăng trưởng doanh thu và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Bên cạnh ba biến phụ thuộc là hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp, cơ chế quản lý doanh nghiệp và dòng tiền của doanh nghiệp, nghiên cứu còn thu thập thêm các biến kiểm soát như quy mô doanh nghiệp, tỷ lệ đòn bẩy, tỷ lệ nghiên cứu và phát triển, ROA của ngành công nghiệp. Kết quả tìm được từ nghiên cứu này cho thấy rằng tỷ suất lợi nhuận trên tài sản (ROA) và tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE) có khuynh

hướng vận hành ngược chiều với dòng tiền của doanh nghiệp, đặc biệt là đối với các doanh nghiệp không có nhiều cơ hội tăng trưởng.

Nghiên cứu của Hong và cộng sự (2012) được lấy dữ liệu dựa trên các công ty về bất động sản niêm yết trên sàn chứng khoán Thượng Hải và Thẩm Quyển từ 2006 -2010 lại một lần nữa khẳng định mối quan hệ của quản trị dòng tiền ở các doanh nghiệp và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp đó. Kết quả hồi quy tìm thấy từ nghiên cứu này cho thấy rằng mức độ dòng tiền dư thừa và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp được đo lường bằng tổng hợp các chỉ tiêu tài chính có mối quan hệ nghịch biến với nhau.

Tại Việt Nam, các nghiên cứu của các tác giả như Đỗ Hồng Nhung (2014), Lê Hà Diễm Chi (2016), Đoàn Thị Lệ Chi (2016) đều cho rằng việc quản trị doanh nghiệp tốt sẽ giúp doanh nghiệp đảm bảo được khả năng chi trả, đảm bảo thu được tiền, thu đúng và thu đủ, nhờ vậy tăng khả năng sinh lời.

Như vậy, thông qua việc nghiên cứu tổng quan các công trình về quản trị dòng tiền, nhóm tác giả nhận thấy có một số khoảng trống cho nghiên cứu của mình. Khi xác định được những yếu tố có tác động đến dòng tiền của doanh nghiệp sẽ đưa ra được quy trình quản trị dòng tiền hợp lý, đảm bảo cho việc huy động và sử dụng vốn của doanh nghiệp có hiệu quả cao hơn, từ đó góp phần giúp doanh nghiệp phát triển bền vững.

2. Phương pháp và dữ liệu cho nghiên cứu

2.1. Phương pháp nghiên cứu

a) Xây dựng các giả thuyết cho mô hình

Những giả thuyết cho mô hình được chúng tôi đặt ra như sau:

Giả thuyết H1: Các công ty có trữ lượng hàng tồn kho lớn thì dòng tiền thuần càng cao.

Giả thuyết H2: Các công ty có khoản nợ phải thu càng lớn thì dòng tiền thuần càng giảm và ngược lại.

Giả thuyết H3: Các công ty có khoản nợ phải trả càng thấp thì dòng tiền thuần càng cao và ngược lại.

Giả thuyết H4: Các công ty có khả năng thanh toán càng lớn thì dòng tiền thuần càng tốt và ngược lại.

Giả thuyết H5: Các công ty có kì thanh toán trung bình càng ngắn thì dòng tiền thuần càng cao và ngược lại.

Giả thuyết H6: Các công ty có quy mô càng lớn thì dòng tiền thuần càng cao và ngược lại.

b) Đo lường các biến trong mô hình

*** Biến phụ thuộc**

Trên thực tế, có nhiều cách thức để phân loại dòng tiền dựa theo những tiêu chí khác nhau, nghiên cứu này sẽ dựa theo tính sở hữu của dòng tiền để phân loại dòng tiền trong doanh nghiệp thực phẩm niêm yết để phân loại thành dòng tiền thuần của doanh nghiệp (FCFF) và dòng tiền thuần của chủ sở hữu (FCFE). Đây cũng chính là hai biến phụ thuộc chịu sự tác động của các yếu tố khác bên trong doanh nghiệp.

FCFF (Dòng tiền thuần của doanh nghiệp): là dòng tiền được tạo ra từ hoạt động kinh doanh thuộc về các nhà đầu tư, bao gồm cả chủ nợ và chủ sở hữu sau khi trừ đi những khoản đầu tư cần thiết (vốn đầu tư vào TSCĐ và vốn lưu động thường xuyên) cho các hoạt động kinh doanh trong tương lai, cách xác định như sau:

$$\text{FCFF} = [\text{EBIT} (1-t\%) + \text{Khấu hao}] - \text{Đầu tư mới vào TSCĐ} - \text{Thay đổi VLD}.$$

FCFE (*Dòng tiền thuần của chủ sở hữu*): là dòng tiền trong kỳ thuộc sở hữu của các cổ đông mà các cổ đông sau khi đã tính đến chi tiêu vốn cho đầu tư tài sản và thanh toán nợ gốc. Chỉ tiêu này được xác định như sau:

$$\text{FCFE} = [\text{NI} + \text{Khấu hao} + \text{Khoản vốn vay mới}] - \text{Đầu tư mới vào TSCĐ} - \text{Thay đổi VLD} - \text{Trả nợ vay gốc}.$$

* *Biến độc lập*

- Hàng tồn kho (*HTK*): Hàng tồn kho là danh mục nguyên vật liệu và sản phẩm hoặc chính bản thân nguyên vật liệu và sản phẩm đang được một doanh nghiệp giữ trong kho. Đây là loại tài sản ngắn hạn có tính thanh khoản thấp nhất, khó để chuyển hóa thành tiền nhất trong doanh nghiệp.

- Tổng nợ phải thu (*TNPThu*): Nợ phải thu hay các khoản phải thu là một loại tài sản của doanh nghiệp, được xác định dựa trên tất cả các khoản nợ, các giao dịch chưa thanh toán hoặc bất cứ nghĩa vụ tiền tệ nào mà các khách hàng chưa thanh toán cho doanh nghiệp.

- Tổng nợ phải trả (*TNPTra*): Theo chuẩn mực kế toán Việt Nam số 1, nợ phải trả là các nghĩa vụ hiện tại của doanh nghiệp, phát sinh từ các giao dịch và sự kiện đã qua mà doanh nghiệp sẽ phải thanh toán từ các nguồn lực của mình. Nợ phải trả xác định nghĩa vụ hiện tại của doanh nghiệp khi nhận về một tài sản, tham gia một cam kết hoặc phát sinh các nghĩa vụ pháp lý.

- Khả năng thanh toán (*KNTT*): Là khả năng bảo đảm trả được các khoản nợ đến hạn bất cứ lúc nào. Khả năng thanh toán là kết quả của sự cân bằng giữa các luồng thu và chi hay giữa nguồn vốn kinh tế và nguồn lực sẵn có.

- Kỳ thu tiền trung bình (*KTT*): Chỉ tiêu này cho biết thời gian cần thiết để thu hồi nợ phải thu khách hàng bình quân trong kỳ của doanh nghiệp. Nếu kỳ thu tiền trung bình tăng từ năm này qua năm khác cho thấy khả năng yếu kém trong việc quản lý công nợ ở doanh nghiệp, từ đó khiến dòng tiền bị ứ đọng, xảy ra tình trạng không đủ nguồn lực để tiến hành các hoạt động sản xuất kinh doanh hay đầu tư của doanh nghiệp.

- Quy mô doanh nghiệp (*QMDN*): Đối với các doanh nghiệp trong ngành thực phẩm và đồ uống ở Việt Nam, do đặc điểm hoạt động kinh doanh, các doanh nghiệp quy mô lớn thường có khả năng tạo ra dòng tiền thuần tốt hơn, nên quy mô doanh nghiệp có thể có tác động tích cực đến dòng tiền thuần. Để tính quy mô doanh nghiệp, có rất nhiều cách tiếp cận khác nhau nhưng nhìn chung phần lớn các quan điểm đều cho rằng để đo lường quy mô doanh nghiệp thì nên sử dụng công thức bằng Logarit giá trị sổ sách tổng tài sản của doanh nghiệp. Chúng tôi cũng đồng ý với quan điểm tiếp cận đó.

2.2. *Dữ liệu nghiên cứu*

Dữ liệu trong nghiên cứu của chúng tôi được thu thập từ các báo cáo tài chính đã kiểm toán của 26 doanh nghiệp thực phẩm và đồ uống niêm yết trên các sở giao dịch chứng khoán ở Việt Nam giai đoạn từ năm 2011 đến năm 2018. Dữ liệu nghiên cứu được chúng tôi tổng hợp dưới dạng cấu trúc bảng (Panel data) với 182 quan sát.

Việc thống kê mô tả các biến được sử dụng trong mô hình nghiên cứu được chúng tôi trình bày trong Bảng 1 nhằm cung cấp tổng quan về đặc tính của các biến được sử dụng trong mô hình nghiên cứu.

Bảng 1. Thống kê mô tả các biến dữ liệu

| variable | N | mean | sd | cv | min | max |
|----------|-----|----------|----------|----------|----------|----------|
| FCFF | 182 | 509028.7 | 1783361 | 3.50346 | -7006832 | 1.19e+07 |
| FCFE | 182 | 678267.3 | 2193503 | 3.23398 | -3960857 | 1.80e+07 |
| HTK | 182 | 582260.1 | 990185.8 | 1.70059 | 500 | 5389531 |
| KNTT | 182 | 1.735118 | 1.091035 | .6287959 | .3637794 | 8.480821 |
| KTT | 182 | 50.4478 | 68.84219 | 1.364622 | .15 | 409.79 |
| TNPTra | 182 | 2564481 | 6912371 | 2.695427 | 17908 | 5.27e+07 |
| TNPThu | 182 | 562261.1 | 1384549 | 2.462467 | 198 | 1.36e+07 |
| QMDN | 182 | 13.95658 | 1.736152 | .1243966 | 11.36035 | 18.1065 |

Nguồn: Kết quả thực hiện của tác giả từ phần mềm STATA.

3. Kết quả và thảo luận

3.1. Kết quả nghiên cứu

Chúng tôi đã sử dụng kiểm định Hausman để lựa chọn mô hình FEM hay mô hình REM là phù hợp với bộ số liệu, kết quả là mô hình REM phù hợp hơn. Ngoài ra, chúng tôi cũng tiến hành kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến thấy các biến cố định trong mô hình có hệ số VIF < 10 và không có hiện tượng đa cộng tuyến, kiểm định Breusch and Pagan Lagrangian cho thấy mô hình không có phương sai sai số thay đổi với P- value > 0,05. Tuy nhiên, khi sử dụng kiểm định Wooldridge cho thấy mô hình có tự tương quan với P- value < 0,05. Do đó chúng tôi sẽ nghiên cứu thực hiện điều chỉnh khuyết tật cho mô hình bằng cách sử dụng mô hình GLS.

Bảng 2. Kết quả chạy mô hình tác động ngẫu nhiên sau điều chỉnh cho FCFE

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
Panels: homoskedastic
Correlation: no autocorrelation

| | | | | | |
|----------------------------|---|-----------|------------------|---|--------|
| Estimated covariances | = | 1 | Number of obs | = | 182 |
| Estimated autocorrelations | = | 0 | Number of groups | = | 26 |
| Estimated coefficients | = | 7 | Time periods | = | 7 |
| | | | Wald chi2(6) | = | 194.72 |
| Log likelihood | = | -2848.928 | Prob > chi2 | = | 0.0000 |

| FCFE | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| HTK | .7146649 | .2126205 | 3.36 | 0.001 | .2979364 1.131394 |
| TNPTra | .0025764 | .0278299 | 0.09 | 0.926 | -.0519693 .0571221 |
| TNPThu | .6740265 | .1568236 | 4.30 | 0.000 | .3666579 .9813951 |
| KNTT | -21776.78 | 105732.6 | -0.21 | 0.837 | -229008.8 185455.3 |
| KTT | -5334.796 | 1925.17 | -2.77 | 0.006 | -9108.059 -1561.532 |
| QMDN | 67229.87 | 101609.2 | 0.66 | 0.508 | -131920.5 266380.2 |
| _cons | -754824.7 | 1375884 | -0.55 | 0.583 | -3451507 1941858 |

Bảng 3. Kết quả chạy mô hình tác động ngẫu nhiên sau điều chỉnh cho FCFF

```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
Panels:      homoskedastic
Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances      =      1      Number of obs      =      182
Estimated autocorrelations =      0      Number of groups   =      26
Estimated coefficients     =      7      Time periods      =      7
Log likelihood             = -2820.932   Wald chi2(6)      =      156.71
                               Prob > chi2       =      0.0000

```

| FCFF | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| HTK | 1.216387 | .1823053 | 6.67 | 0.000 | .8590749 1.573699 |
| TNPTra | -.0062493 | .023862 | -0.26 | 0.793 | -.0530179 .0405194 |
| TNPThu | .0904931 | .1344639 | 0.67 | 0.501 | -.1730512 .3540375 |
| KNTT | -70734.92 | 90657.36 | -0.78 | 0.435 | -248420.1 106950.2 |
| KTT | -2426.24 | 1650.681 | -1.47 | 0.142 | -5661.516 809.0357 |
| QMDN | -44541.17 | 87121.86 | -0.51 | 0.609 | -215296.9 126214.5 |
| _cons | 632695 | 1179712 | 0.54 | 0.592 | -1679498 2944887 |

Nguồn: Kết quả thực hiện của tác giả từ phần mềm STATA.

Sau điều chỉnh, kiểm định dựa trên thống kê F cho kết luận mô hình hồi quy là phù hợp (giá trị F-value = 0 là nhỏ hơn mức ý nghĩa 5%). Dựa vào kết quả bảng trên và mức ý nghĩa thống kê của các biến đã trình bày ở bảng 2, có thể thấy các biến có tác động đến FCFE là hàng tồn kho, nợ phải thu, kỳ thanh toán. Trong đó, hai biến hàng tồn kho, nợ phải thu có tác động cùng chiều với dòng tiền thuần của chủ sở hữu (FCFE), biến kỳ thanh toán có tác động ngược chiều với dòng tiền thuần của chủ sở hữu.

Ở bảng 3, kết quả kiểm định dựa trên thống kê F cho kết luận mô hình hồi quy là phù hợp (giá trị F-value = 0 là nhỏ hơn mức ý nghĩa 5%). Biến có ý nghĩa thống kê và tác động cùng chiều đến FCFF là hàng tồn kho.

3.2. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Từ kết quả mô hình tác động ngẫu nhiên sau điều chỉnh cho FCFE ở trên ta thấy:

+ Tác động của lượng hàng tồn kho đối với dòng tiền thuần: Dòng tiền thuần của chủ sở hữu sẽ tăng (giảm) 0.71 đơn vị khi hàng tồn kho tăng (giảm) 1 đơn vị, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi.

+ Tác động của tổng nợ phải thu đối với dòng tiền thuần: Khi tổng nợ phải thu tăng (giảm) 1 đơn vị thì dòng tiền thuần của chủ sở hữu sẽ tăng (giảm) 0.67 đơn vị, trong điều kiện các yếu tố khác không thay đổi.

+ Tác động của kỳ thanh toán đối với dòng tiền thuần: Khi kỳ thanh toán giảm (tăng) 1 đơn vị thì dòng tiền thuần của chủ sở hữu sẽ tăng (giảm) 5334.79 đơn vị. Điều này có thể được giải thích rằng, kỳ thanh toán trung bình đã được rút ngắn lại, thời gian cần thiết để thu hồi nợ phải thu khách hàng bình quân trong kì của doanh nghiệp giảm đi, từ đó cho thấy được sự tiến bộ trong việc quản lý công nợ của doanh nghiệp, khiến dòng tiền thuần tăng lên.

Từ kết quả mô hình tác động ngẫu nhiên sau điều chỉnh cho FCFF ở trên ta thấy:

Khi hàng tồn kho tăng (giảm) 1 đơn vị thì dòng tiền thuần của doanh nghiệp tăng (giảm) 1.21 đơn vị, trong điều kiện các yếu tố khác không thay đổi. Điều này cho thấy các công ty đang trong giai đoạn dự trữ hàng tồn kho nhằm mục đích đề phòng những tình huống kinh doanh xấu ngoài dự đoán. Tuy nhiên, việc tăng dự trữ hàng tồn kho quá lâu có khả năng sẽ ảnh hưởng đến doanh thu và dòng tiền của doanh nghiệp.

4. Kết luận và gợi ý chính sách

4.1. Kết luận rút ra từ mô hình nghiên cứu

Kết quả nghiên cứu thực nghiệm ở trên cho thấy, lượng hàng tồn kho mà các doanh nghiệp thực phẩm và đồ uống niêm yết trên TTCK Việt Nam dự trữ ảnh hưởng tích cực đến cả dòng tiền thuần chủ sở hữu (FCFE) và dòng tiền thuần của doanh nghiệp (FCFF). Như chúng tôi đã nhận xét ở trên, điều đó cho thấy các công ty niêm yết này đang trong giai đoạn dự trữ hàng tồn kho nhằm mục đích đề phòng các tình huống kinh doanh xấu ngoài dự đoán. Tuy nhiên, đặc thù của ngành chế biến thực phẩm là sản phẩm hoàn thành có thời gian bảo quản không dài, nếu dự trữ lâu sẽ không thể tiêu thụ, vì thế có thể gây ứ đọng vốn, thậm chí là mất vốn. Thông qua số liệu thu thập trong 07 năm gần đây, có thể nhận thấy lượng hàng tồn kho của các công ty này có xu hướng tăng dần. Đây không phải là xu hướng tốt, nó có thể gây ứ đọng vốn cho doanh nghiệp và có thể mất thêm chi phí bảo quản, cất giữ hay quản lý hàng tồn kho.

Kì thu tiền trung bình của các doanh nghiệp thực phẩm và đồ uống của Việt Nam trong mẫu nghiên cứu dao động từ 0.85-236 ngày, cho thấy sự khác biệt khá lớn trong việc quản lý nợ phải thu của doanh nghiệp. Phát sinh khoản nợ phải thu khách hàng là điều không thể tránh khỏi trong hoạt động kinh doanh do chính sách bán hàng trả chậm là một trong các biện pháp thu hút khách hàng, tăng cường doanh thu cho doanh nghiệp. Tuy nhiên, đa số các công ty có xu hướng rút ngắn kì thu tiền trung bình, chứng tỏ họ đã ý thức được việc quản lý các khoản nợ phải thu của mình. Chỉ trừ một số doanh nghiệp thực phẩm và đồ uống của Việt Nam có kì thu tiền trung bình quá cao, lại có xu hướng kéo dài kì thu tiền qua các năm, cho thấy khả năng yếu kém trong việc quản lý công nợ, ví dụ như Công ty cổ phần thực phẩm công nghệ Sài Gòn (IFC): kì thu tiền trung bình năm 2011 là 107.46 ngày, tăng dần qua từng năm, đến năm 2018 đã lên tới 409.79 ngày với tổng số nợ phải thu là gần 6225 tỷ đồng, trong khi đó doanh thu cùng năm chỉ đạt xấp xỉ 5469 tỷ đồng.

Nợ phải thu của các doanh nghiệp thực phẩm và đồ uống của Việt Nam có xu hướng tăng, kết hợp với lượng hàng tồn kho cũng có xu hướng tăng, chứng tỏ các công ty này không thực hiện kéo dài chính sách bán chịu của mình. Điều này cũng phần nào cho biết đa số các công ty không quản lý tốt khoản phải thu từ khách hàng. Các khoản phải thu tăng lên thể hiện vốn ứ đọng nhiều hơn trong khâu thanh toán, do đó doanh nghiệp muốn hoạt động sản xuất kinh doanh thì cần phải có thêm nguồn vốn tài trợ, có thể dẫn đến việc phải đi vay nợ, chi phí sử dụng vốn tăng cao hơn. Điều này minh chứng cho xu hướng tăng thêm nguồn vay mới của hầu hết các doanh nghiệp thực phẩm và đồ uống của Việt Nam trong 07 năm gần đây.

4.2. Những khuyến nghị về nâng cao hiệu quả quản trị dòng tiền

Qua những tài liệu đã nghiên cứu về các đặc điểm của doanh nghiệp thực phẩm và đồ uống, cũng như qua việc xem xét tình hình kinh tế thế giới để nắm bắt được xu hướng của nền kinh tế trong những năm tiếp theo, nhóm tác giả xin đề xuất một số những giải pháp nhằm giúp các doanh nghiệp thực phẩm và đồ uống của Việt Nam quản trị dòng tiền có hiệu quả hơn, bắt kịp với xu thế phát triển của nền kinh tế đang ngày càng toàn cầu hóa và hội nhập sâu rộng như hiện nay.

Một là, tăng cường quản trị công nợ. Giải pháp hiệu quả cho vấn đề này đối với các doanh nghiệp chế biến thực phẩm là tăng cường thu hồi các khoản phải thu và trì hoãn đến mức tối đa có thể khoản phải trả. Muốn thực hiện điều này, các công ty cần thực hiện đồng bộ các bước sau:

Bước 1: Tập trung xây dựng bộ máy chuyên trách quản lý chặt chẽ công nợ, đưa ra các chính sách rõ ràng cụ thể trong việc thanh toán các khoản mục, từ đó giải quyết triệt để các vấn đề phát sinh ngoài tầm kiểm soát.

Bước 2: Thiết lập quy trình quản lý nợ phải thu chuẩn của công ty. Quy trình này bám sát các mục tiêu: xác định rõ cá nhân hay tập thể nào sẽ chịu trách nhiệm làm việc với các khách hàng, quy định rõ thời gian nhắc nhở khách hàng, khi cần có thể liên hệ với khách hàng bằng các công cụ trực tuyến như Gmail, gọi điện trực tiếp,...

Bước 3: Xử lý thanh toán các khoản phải trả. Hiện nay để tăng hiệu quả hoạt động kinh doanh, nhà cung cấp buộc phải chấp nhận bán chịu. Chính vì vậy, trước khi làm việc với nhà cung cấp, các công ty cần thảo luận về các điều khoản thanh toán và thương lượng thời hạn thanh toán dài nhất có thể. Đây là một giải pháp có thể “tận dụng” được một khoảng thời gian để công ty tập trung dòng tiền vào các hoạt động làm tăng lợi nhuận, vì thế việc thanh toán các khoản phải trả sau này cũng sẽ dễ dàng hơn.

Bước 4: Thực hiện cân đối thu – chi theo mức độ quan trọng và đối chiếu với kế toán tiền mặt. Hằng năm một doanh nghiệp có khá nhiều khoản cần thu chi. Vì vậy, các doanh nghiệp thực phẩm và đồ uống của Việt Nam cần phải kiểm soát chặt chẽ các vấn đề thu chi, cắt giảm cân đối chi phí.

Hai là, xây dựng chính sách sản xuất và bán hàng linh hoạt. Thực tế cho thấy, nhiều doanh nghiệp thực phẩm và đồ uống của Việt Nam mở rộng quy mô sản xuất nhưng lại chưa đánh giá hết được tác động của môi trường kinh tế tới thị trường yếu tố đầu vào và thị trường tiêu thụ sản phẩm. Trong giai đoạn hiện nay, xây dựng kế hoạch sản xuất kinh doanh là một bước tối quan trọng nhằm tối đa hóa lợi thế, gia tăng hiệu quả hoạt động cho doanh nghiệp.

Ba là, lập kế hoạch dự báo về dòng tiền. Quản trị dòng tiền một cách hiệu quả là một yêu cầu cực kì bức thiết, quyết định trực tiếp dự sống còn của cả doanh nghiệp. Sự thiếu hụt tiền mặt ở mức độ nghiêm trọng, ví dụ như doanh nghiệp có khoản nợ đến hạn trả mà lại không có sẵn nguồn tiền mặt để thanh toán thì hoàn toàn có thể bị khởi kiện và yêu cầu tuyên bố phá sản, bất chấp các báo cáo tài chính gần nhất đang thể hiện tình trạng kinh doanh có lãi. Ngược lại, sự dư thừa tiền mặt sẽ dẫn tới tiền mặt không được sử dụng hiệu quả và đúng mức, gây lãng phí nguồn tiền trong khi doanh nghiệp phải chịu mức lãi suất cao do vay vốn tại ngân hàng hoặc các tổ chức tín dụng khác.

Bốn là, điều chỉnh cơ cấu vốn hợp lý. Các doanh nghiệp thực phẩm và đồ uống của Việt Nam nên tăng cường sử dụng vốn vay, không nên sử dụng quá nhiều vốn chủ

sở hữu. Điều này giúp công ty sử dụng đòn bẩy tài chính hiệu quả hơn, bên cạnh đó khi sử dụng vốn vay, lá chắn thuế cũng giúp công ty tiết kiệm được một khoản tiền, khiến dòng tiền vào tăng lên. Những công ty có tiềm lực tài chính lớn như Vinamilk, Masan, Bia Sài Gòn, Bia Hà Nội,... nên sử dụng các khoản vay dài hạn để đầu tư cho tài sản dài hạn thì sẽ hợp lý hơn.

Năm là, tái lập lợi thế cạnh tranh của doanh nghiệp ngành thực phẩm và đồ uống ở Việt Nam trong bối cảnh thị trường hiện nay.

Việc tái lập lợi thế cạnh tranh của các doanh nghiệp thực phẩm và đồ uống của Việt Nam trong bối cảnh hiện nay là rất quan trọng. Để làm được việc này, các doanh nghiệp này cần chủ động cải thiện năng lực sản xuất, chất lượng và mẫu mã sản phẩm đáp ứng tiêu chuẩn toàn cầu. Về lâu dài, các doanh nghiệp này phải tính đến khả năng tiếp cận chuỗi cung ứng sản phẩm toàn cầu.

Với các cơ quan quản lý của Nhà nước cần áp dụng chính sách ưu đãi một cách công bằng giữa doanh nghiệp nội và ngoại. Tránh tình trạng như hiện nay là doanh nghiệp ngoại đầu tư thì được ưu tiên chi phí thuê đất, thuế, nhập khẩu công nghệ, còn doanh nghiệp nội thì phải “tự bơi”. Một yếu tố cấp bách khác, các cơ quan chức năng phải kiểm soát và ngăn chặn kịp thời tình trạng cạnh tranh thiếu lành mạnh, do các doanh nghiệp ngoại nói chung bắt tay phá giá thị trường nhằm đánh bật doanh nghiệp nội ngay tại thị trường nội địa.

Tài liệu tham khảo

1. Báo cáo tài chính của các doanh nghiệp ngành thực phẩm và đồ uống niêm yết trên TTCKVN trong giai đoạn từ năm 2012 đến năm 2018.
2. Bùi Văn Vân, Vũ Văn Ninh (2013), *Giáo trình Tài chính doanh nghiệp*, NXB Tài chính.
3. Đỗ Hồng Nhung (2014), *Quản trị dòng tiền của các doanh nghiệp chế biến thực phẩm Việt Nam*, Luận án tiến sĩ kinh tế, ĐH Kinh tế quốc dân.
4. Đoàn Thị Lệ Chi (2016), *Nghiên cứu ảnh hưởng của dòng tiền tự do lên hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp Việt Nam*, Luận văn thạc sĩ, Học viện Tài chính.
5. Lê Hà Diễm Chi (2016), *Ảnh hưởng của dòng tiền, rủi ro hệ thống, rủi ro phi hệ thống và tính thanh khoản chứng khoán đến đầu tư của doanh nghiệp Việt Nam*, , Luận án tiến sĩ kinh tế, ĐH Kinh tế Thành phố Hồ chí Minh.
6. HONG Z., SHUTING Y. & MENG Z. (2012), *Relationship between Free Cash Flow and financial Performance Evidence from the Listed Real Estate Companies in China*, IACSIT Press.
7. JENSEN M. C. (1986), *Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers*, American Economic Review, Vol. 76, pp 323-329.
8. LIAO Y. M. (2008), *Do free cash flow and sale growth affect firm performance in Taiwan? Application of panel threshold model*, Thesis of Dregree Master, Chaoyang University of Technology.

LỢI THẾ XUẤT KHẨU CỦA TRÁI CÂY VIỆT NAM SANG EU GIAI ĐOẠN 2010-2019

ThS. Nguyễn Thị Quỳnh Trâm,
Bộ môn Toán, Đại học Thương mại

Tóm tắt

Trong bài viết này chúng tôi phân tích lợi thế xuất khẩu trái cây Việt Nam (cụ thể là lợi thế so sánh) sang thị trường EU thông qua việc tính toán các chỉ số đo lường lợi thế so sánh đối với các sản phẩm trái cây Việt Nam trong giai đoạn 2010-2019 theo mã hệ số trong hệ thống hài hòa thuế quan 2019 (gồm các mã bốn chữ số và sáu chữ số). Đồng thời bài viết cũng phân tích tính ổn định của lợi thế so sánh trong giai đoạn này. Kết quả chỉ ra rằng cái loại trái cây được chia làm hai nhóm là nhóm có lợi thế so sánh và chuyên môn hóa xuất khẩu gồm: Các loại hạt, dừa khô, tươi (HS0801); Dừa sấy khô, dừa tươi bóc vỏ (HS080111, HS080119); Sầu riêng tươi (HS081060), Quả me, quả mít, chanh leo tươi (HS0801090), Trái cây đông lạnh (HS081190). Nhóm có chuyên môn hóa xuất khẩu nhưng không có lợi thế so sánh thuộc các mã còn lại gồm Vả, dừa, bơ, ôi, xoài khô và tươi (HS0804), Chanh khô, tươi (HS0805), Dưa hấu, đu đủ, khô tươi (HS0807), Trái cây, hạt lấy vỏ (HS0810), Trái cây, hạt không hấp, nấu, thêm đường (HS0811), Trái cây khô, hạt trộn (HS0813), Dưa (HS080430), Ôi, Xoài, măng cụt (080450), Chanh, chanh lá cam (HS080550), Loại khác, trái cây sấy khô (HS081340). Hơn nữa, trái cây xuất khẩu của Việt Nam sang EU có một số nhóm bị mất lợi thế cạnh tranh mặc dù ban đầu cạnh tranh mạnh và ngược lại với một số nhóm khác. Từ đó có thể đưa ra một số khuyến nghị cho các nhà quản lý và hoạch định chính sách trong việc xây dựng các chính sách phát triển và chiến lược xuất khẩu trái cây Việt Nam.

Từ khóa: Lợi thế so sánh, trái cây, xuất khẩu, Việt Nam, EU

1. Giới thiệu

Lý thuyết lợi thế so sánh là một trong những lý thuyết thương mại quốc tế lâu đời nhất của David Ricardo (1772-1823), lý thuyết này giải thích rằng: động lực thúc đẩy thương mại quốc tế không phải là lợi thế tuyệt đối mà là lợi thế so sánh. Ngay cả khi một quốc gia có lợi thế tuyệt đối trong tất cả các hàng hóa (nghĩa là nó có thể sản xuất tất cả hàng hóa hiệu quả hơn các quốc gia khác), thì vẫn có thể hưởng lợi từ thương mại quốc tế thông qua việc tăng chuyên môn hóa trong hàng hóa có lợi thế so sánh.

Việt Nam là một quốc gia nhiệt đới được ưu đãi về điều kiện đất đai và khí hậu, có lợi thế trong việc sản xuất nhiều loại trái cây. Nhiều loại trái cây có sản lượng lớn, nằm trong nhóm 10 trái cây có sản lượng lớn nhất toàn cầu như vải, thanh long, nhãn, dưa,... Tuy nhiên phần lớn trái cây được tiêu thụ nội địa (chiếm khoảng 85-90% tổng sản lượng trái cây. Mặc dù những năm gần đây xuất khẩu trái cây đã có những bước đột phá và lần đầu tiên đưa ngành rau quả vượt qua gạo và dầu khí về kim ngạch xuất khẩu nhưng tổng giá trị xuất khẩu vẫn còn khiêm tốn và chưa tương xứng với tiềm năng thực sự của ngành trái cây.

Một trong những thị trường có tiềm năng xuất khẩu trái cây lớn nhất của Việt Nam là EU. Đây là khu vực nhập khẩu trái cây lớn nhất thế giới và có nhu cầu cao về các loại trái cây nhiệt đới mà Việt Nam có thể mạnh. Cùng với đó, Hiệp định thương mại tự do EVFTA triển khai chính thức có hiệu lực từ 1/8/2020 về việc cắt giảm thuế quan và tạo điều kiện thương mại thuận lợi hơn cho trái cây xuất khẩu của Việt Nam sang EU. Để tận dụng các cơ hội nhằm gia tăng kim ngạch xuất khẩu trái cây đòi hỏi Việt Nam phải xác định được lợi thế so sánh của các trái cây xuất khẩu, từ đó xây dựng kế hoạch và chiến lược xuất khẩu phù hợp.

Nghiên cứu này nhằm mục đích phân tích lợi thế so sánh của trái cây Việt Nam xuất khẩu sang EU thông qua việc tính toán một số chỉ số đo lợi thế so sánh, đồng thời phân tích tính ổn định và xu thế của các chỉ số này trong giai đoạn 2010-2019. Từ đó bước đầu đưa ra một số khuyến nghị cho các nhà quản lý và hoạch định chính sách trong việc xây dựng các chính sách phát triển và chiến lược xuất khẩu trái cây Việt Nam.

2. Tổng quan nghiên cứu

a. Các chỉ số đo lường lợi thế so sánh

Khái niệm lợi thế so sánh (Comparative Advantage) chỉ khả năng sản xuất một sản phẩm với chi phí thấp hơn so với sản xuất các sản phẩm khác.

Trước hết ta có một số ký hiệu đối với kim ngạch xuất nhập khẩu vào một thị trường Y:

X_{ij}, M_{ij} là kim ngạch xuất khẩu, nhập khẩu sản phẩm j của quốc gia i;

X_i, M_i là tổng kim ngạch xuất khẩu, nhập khẩu của quốc gia i,

X_{wj}, M_{wj} là kim ngạch xuất khẩu, nhập khẩu sản phẩm j của toàn thế giới;

X_w, M_w là tổng kim ngạch xuất khẩu, nhập khẩu của toàn thế giới

Chỉ số lợi thế so sánh bộc lộ (RCA - revealed comparative advantage)

Chỉ số lợi thế so sánh bộc lộ (RCA) được định nghĩa là tỉ lệ giữa tỷ trọng xuất khẩu của một quốc gia đối một loại hàng hóa cụ thể so với tỷ trọng của nó trong tổng xuất khẩu hàng hóa của thế giới (hoặc quốc gia khác): $RCA_{ij} = \left(\frac{X_{ij}}{X_i} \right) / \left(\frac{X_{wj}}{X_w} \right)$

Trong đó, RCA_{ij} là chỉ số lợi thế so sánh bộc lộ của quốc gia i trong xuất khẩu sản phẩm j (sang thị trường Y);

Giá trị của chỉ số thay đổi trong khoảng $(0, +\infty)$ RCA gần với 0 cho thấy quốc gia không có xuất khẩu trong ngành được xem xét. Nếu $RCA_{ij} > 1$ thì nước i được coi là có lợi thế so sánh đối với sản phẩm j, hệ số này càng lớn chứng tỏ lợi thế so sánh càng cao, ngược lại nếu $RCA_{ij} < 1$ thì nước i không có lợi thế so sánh về xuất khẩu sản phẩm j.

Chỉ số RCA có một số điểm hạn chế nên các nhà nghiên cứu đã xây dựng thêm một số chỉ số bổ sung để đo lường lợi thế so sánh theo những tiêu chí khác nhau.

Chỉ số lợi thế so sánh đối xứng bộc lộ (RSCA revealed symmetric comparative advantage) Chỉ số lợi thế so sánh đối xứng bộc lộ được xác định như sau:

$$RSCA = (RCA - 1) / (RCA + 1)$$

Giá trị của RSCA nằm trong đoạn $[-1; 1]$, chỉ số này lớn hơn 0 cho thấy nước đó có lợi thế so sánh xuất khẩu, và ngược lại nếu chỉ số đó nhỏ hơn 0 thì nước không có lợi thế xuất khẩu.

Chỉ số lợi thế thương mại bộc lộ (RTA- revealed trade advantage)

$$RTA_{ij} = RCA_{ij} - RMA_{ij} = \left(\frac{X_{ij}}{X_i} \right) / \left(\frac{X_{wj}}{X_w} \right) - \left(\frac{M_{ij}}{M_i} \right) / \left(\frac{M_{wj}}{M_w} \right)$$

Giá trị của RTA_{ij} nằm giữa $-\infty$ và $+\infty$; $RTA_{ij} > 0$ thể hiện hàng hóa có lợi thế so sánh xuất khẩu; $RTA_{ij} < 0$ thể hiện hàng hóa có lợi thế xuất khẩu thấp hơn so với lợi thế nhập khẩu;

Chỉ số xuất khẩu ròng (NEI - Net Export Index)

Chỉ số xuất khẩu ròng (NEI) cho thông tin về vai trò của xuất khẩu và nhập khẩu trong cán cân thương mại và đánh giá lợi thế so sánh trong một mặt hàng.

$$NEI_{ij} = \frac{X_{ij} - M_{ij}}{X_{ij} + M_{ij}}$$

Giá trị của NEI nằm trong khoảng -1 (khi một quốc gia chỉ nhập khẩu sản phẩm j) và 1 (khi một quốc gia chỉ xuất khẩu sản phẩm j), trong trường hợp xuất khẩu cân bằng với nhập khẩu thì NEI nhận giá trị bằng 0 . Nếu $NEI > 0$, thì quốc gia i xuất khẩu ròng hàng hóa j , hay năng suất hàng hóa j của quốc gia i cao hơn mức trung bình của thế giới và do đó có lợi thế so sánh; mặt khác, nếu $NEI < 0$, năng suất của quốc gia i thấp hơn mức trung bình thế giới và cho thấy bất lợi so sánh.

b. Phân tích tính ổn định của các chỉ số theo thời gian

Mô hình hồi quy tuyến tính được sử dụng để ước tính sự ổn định của các chỉ số lợi thế so sánh thương mại trong nghiên cứu này được xác định như sau:

$$CA_{jt} = \alpha_j + \beta_j CA_{j,t-1} + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

Trong đó: CA là chỉ số lợi thế so sánh đang được nghiên cứu gồm: RCA , $RSCA$, RTA , NEI ; chỉ số j là nhóm sản phẩm đang nghiên cứu, t chỉ thời gian, theo năm; α là hằng số, β là hệ số hồi quy, và ε_{jt} là phần dư có trung bình bằng 0 , phương sai không đổi và có phân phối chuẩn.

Giải thích kết quả: Nếu $\beta = 1$ lợi thế so sánh của nhóm sản phẩm không thay đổi theo thời gian (từ năm này sang năm tiếp theo). Nếu $\beta > 1$, quốc gia có xu hướng có lợi thế nhiều hơn trong các nhóm sản phẩm có lợi thế so sánh mạnh và kém lợi thế trong các nhóm sản phẩm có lợi thế so sánh yếu. Nếu $0 < \beta < 1$, các ngành có lợi thế so sánh yếu ban đầu sẽ tăng lên theo thời gian, trong khi các ngành có lợi thế so sánh mạnh ban đầu sẽ giảm. Nếu $\beta = 0$, thì không có mối quan hệ giữa các lợi thế so sánh theo thời gian. Nếu $\beta < 0$, vị trí lợi thế so sánh của các nhóm sản phẩm bị đảo ngược theo thời gian, những chỉ số ban đầu dưới giá trị trung bình thì tăng cao hơn mức trung bình trong năm tới và ngược lại.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

Phạm vi dữ liệu

Nghiên cứu này tiếp cận phân tích theo nhóm trái cây gồm 07 mã 4 chữ số và 9 mã 06 chữ số trong hệ thống hài hòa thuế quan 2019. Đây là các nhóm trái cây xuất khẩu nhiều nhất của Việt Nam và nhập khẩu nhiều nhất của EU.

Nguồn dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu xuất nhập khẩu của Việt Nam và EU trong giai đoạn 2010-2019 từ Thống kê thương mại quốc tế của Liên Hiệp tại Comtrade.

<https://comtrade.un.org/data>. Tác giả tính các chỉ số lợi thế so sánh gồm: Chỉ số (RCA), (RSCA), (RTA), (NEI). Các chỉ số được tính theo từng năm trong giai đoạn 2010-2019, sau đó được thống kê theo giá trị trung bình của từng nhóm sản phẩm, trong cả giai đoạn 2010-2019, và các giai đoạn nhỏ: 2010-2014; 2015-2019. Nghiên cứu sử dụng phương pháp ước lượng OLS để ước lượng các mô hình hồi quy tuyến tính nhằm mục đích xem xét tính ổn định của các chỉ số lợi thế so sánh trong giai đoạn 2010-2019.

Phần mềm hỗ trợ phân tích định lượng: EXCEL, EVIEW.

4. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm

4.1.

Chỉ số lợi thế so sánh

Lợi thế so sánh của các nhóm trái cây năm 2019

Bảng 1. Lợi thế so sánh của trái cây Việt Nam xuất khẩu sang EU, năm 2019

| HS | Sản phẩm theo bảng phân loại HS | RCA | RSCA | RTA | NEI |
|--------|---|----------------|---------------|----------------|---------------|
| 0801 | Hạt, dừa khô và tươi | 30.0208 | 0.9355 | 30.0027 | 0.9960 |
| 0804 | Và, sung, dứa, bơ, ôi, xoài khô và tươi | 0.0157 | -0.9691 | 0.0084 | 0.8879 |
| 0805 | Chanh khô, tươi | 0.2456 | -0.6057 | 0.2429 | 0.9993 |
| 0807 | Dừa hấu, đu đủ khô, tươi | 0.0142 | -0.9721 | 0.0142 | 1.0000 |
| 0810 | Trái cây, các loại hạt, vỏ (thuộc mã 08) | 0.8183 | -0.0999 | 0.7280 | 0.9122 |
| 0811 | Trái cây, hạt, không hấp, nấu, thêm đường | 0.7669 | -0.1319 | -0.3074 | 0.9483 |
| 0813 | Trái cây khô, hạt trộn, loại khác | 0.0458 | -0.9124 | -0.0650 | 0.3747 |
| 080111 | Dừa sấy khô | 0.8162 | -0.1012 | -31.1263 | 0.8762 |
| 080119 | Dừa tươi bóc vỏ | 6.8593 | 0.7455 | 6.8593 | 1.0000 |
| 080430 | Dứa | 0.0016 | -0.9967 | 0.0016 | 1.0000 |
| 080450 | Ôi, xoài, măng cụt | 0.0760 | -0.8588 | 0.0760 | 1.0000 |
| 080550 | Chanh, chanh lá cam | 0.7028 | -0.1745 | 0.7028 | 0.9841 |
| 081060 | Sầu riêng tươi | 2.2129 | 0.3775 | 2.2129 | 1.0000 |
| 081090 | Me, mít, vải, chanh leo tươi | 4.1429 | 0.6111 | 4.1424 | 1.0000 |
| 081190 | Trái cây đông lạnh | 1.4585 | 0.1865 | 0.3600 | 0.9995 |
| 081340 | Loại khác, trái cây sấy khô | 1.4585 | 0.1865 | 0.3600 | 0.9995 |

Nguồn: Tính toán của tác giả từ dữ liệu của Comtrade

Bảng 1 chỉ ra rằng năm 2019, nhóm trái cây có lợi thế so sánh đứng đầu là các mã có hệ số 0801, 080119, 081060, 081090, 081190, 081340 với các chỉ số RCA lớn hơn 1. Các nhóm nông sản còn lại của Việt Nam không có lợi thế so sánh khi xuất khẩu

sang EU. Cá biệt có một số nhóm có chỉ số NEI bằng 1 thể hiện được là các nhóm ngành đó chúng ta chỉ xuất khẩu chứ không nhập khẩu. Điều này cũng khá phù hợp với thực tế bởi với các sản phẩm này EU không trồng được và sản là sản phẩm được trồng khá phổ biến ở Việt Nam.

Lợi thế so sánh của nhóm trái cây qua các giai đoạn

Để đánh giá cụ thể hơn về lợi thế so sánh của nông sản Việt Nam xuất khẩu sang EU, nghiên cứu tiếp tục tính giá trị trung bình của các chỉ số lợi thế so sánh theo các giai đoạn 2010-2014; 2014-2019; và cả giai đoạn 2010-2019 đồng thời nhận xét được nhóm sản phẩm nào có lợi thế so sánh xuất khẩu, nhóm ngành nào không có lợi thế so sánh xuất khẩu (xem Bảng 2).

Phân loại trái cây xuất khẩu theo lợi thế so sánh và chuyên môn hóa xuất khẩu

Dựa vào ý nghĩa của các chỉ số lợi thế so sánh, nghiên cứu này phân loại trái cây theo hai nhóm A, B ứng với tiêu chí: (i) có lợi thế so sánh, tức là chỉ số RCA >1 hoặc RSCA > 0; và (ii) chuyên môn hóa xuất khẩu, tức là xuất khẩu ròng, ứng với chỉ số NEI > 0. Cụ thể ta phân loại trái cây thành 2 nhóm A, B như sau:

- Nhóm A: Có lợi thế so sánh và chuyên môn hóa xuất khẩu với $RCSA > 0$, $NEI > 0$
- Nhóm B: Có Chuyên môn hóa xuất khẩu nhưng không có lợi thế so sánh với $RCSA < 0$, $NEI > 0$

Từ việc phân chia này ta sẽ phân loại trái cây theo lợi thế so sánh trong từng giai đoạn (Bảng 3).

Bảng 2. Giá trị trung bình của các chỉ số lợi thế so sánh của trái cây xuất khẩu Việt Nam sang EU theo giai đoạn

| HS | Giai đoạn 2010-2014 | | | | Giai đoạn 2015-2019 | | | | Giai đoạn 2010-2019 | | | | Tổng hợp |
|--------|---------------------|--------|--------|-------|---------------------|--------|--------|-------|---------------------|--------|--------|-------|--------------------------|
| | RCA | RSCA | RTA | NEI | RCA | RSCA | RTA | NEI | RCA | RSCA | RTA | NEI | |
| 0801 | 39.695 | 0.948 | 39.684 | 0.998 | 28.562 | 0.932 | 28.548 | 0.996 | 34.129 | 0.940 | 34.116 | 0.997 | Có lợi thế so sánh |
| 0804 | 0.029 | -0.944 | 0.016 | 0.884 | 0.014 | -0.971 | 0.002 | 0.795 | 0.022 | -0.958 | 0.009 | 0.839 | Không có lợi thế so sánh |
| 0805 | 0.147 | -0.748 | 0.145 | 0.998 | 0.167 | -0.719 | 0.161 | 0.998 | 0.157 | -0.734 | 0.153 | 0.998 | Không có lợi thế so sánh |
| 0807 | 0.021 | -0.958 | -0.589 | 0.684 | 0.014 | -0.973 | 0.014 | 1.000 | 0.018 | -0.966 | -0.288 | 0.842 | Không có lợi thế so sánh |
| 0810 | 1.427 | 0.161 | 1.418 | 0.998 | 0.767 | -0.132 | 0.706 | 0.927 | 1.097 | 0.014 | 1.062 | 0.963 | Không có lợi thế so sánh |
| 0811 | 0.941 | -0.058 | -2.684 | 0.933 | 0.842 | -0.088 | -0.043 | 0.954 | 0.892 | -0.073 | -1.364 | 0.944 | Không có lợi thế so sánh |
| 0813 | 0.076 | -0.861 | -0.474 | 0.416 | 0.073 | -0.869 | -0.006 | 0.223 | 0.074 | -0.865 | -0.240 | 0.320 | Không có lợi thế so sánh |
| 080111 | 5.467 | 0.634 | -10.16 | 0.985 | 1.172 | 0.016 | -5.217 | 0.975 | 3.320 | 0.325 | -7.692 | 0.980 | Có lợi thế so sánh |
| 080119 | 0.832 | -0.101 | 0.832 | 1.000 | 3.433 | 0.373 | 3.433 | 1.000 | 2.133 | 0.136 | 2.133 | 1.000 | Không có lợi thế so sánh |
| 080430 | 0.001 | -0.999 | 0.001 | 0.600 | 0.006 | -0.989 | -3.331 | 0.754 | 0.003 | -0.994 | -1.665 | 0.677 | Không có lợi thế so sánh |
| 080450 | 0.139 | -0.763 | 0.139 | 1.000 | 0.064 | -0.879 | 0.064 | 1.000 | 0.102 | -0.821 | 0.102 | 1.000 | Không có lợi thế so sánh |
| 080550 | 0.130 | -0.802 | -8.642 | 0.542 | 0.478 | -0.370 | 0.478 | 0.985 | 0.304 | -0.586 | -4.082 | 0.763 | Không có lợi thế so sánh |
| 081060 | 8.293 | 0.725 | 8.293 | 1.000 | 2.227 | 0.323 | 2.227 | 1.000 | 5.260 | 0.524 | 5.260 | 1.000 | Có lợi thế so sánh |
| 081090 | 4.964 | 0.656 | 4.963 | 1.000 | 3.389 | 0.541 | 3.388 | 1.000 | 4.176 | 0.598 | 4.175 | 1.000 | Có lợi thế so sánh |
| 081190 | 1.877 | 0.270 | -2.280 | 1.000 | 1.686 | 0.251 | 0.896 | 0.999 | 1.782 | 0.260 | -0.692 | 1.000 | Có lợi thế so sánh |
| 081340 | 0.296 | -0.577 | 0.296 | 0.047 | 0.197 | -0.703 | 0.197 | 0.078 | 0.246 | -0.640 | 0.246 | 0.062 | Không có lợi thế so sánh |

Nguồn: Tính toán của tác giả từ dữ liệu của Comtrade

Bảng 3. Phân loại trái cây theo lợi thế so sánh trong từng giai đoạn 2010-2019

| Phân loại | Nhóm | RSCA | NEI |
|-----------|--|------|-----|
| A | 0801, 08011, 080119, 081060, 081090, 081190 | + | + |
| B | 0804, 0805, 0807, 0810, 0811, 0813, 080430, 080450, 080550, 081340 | - | + |

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

4.2. Kết quả phân tích tính ổn định của lợi thế so sánh trong giai đoạn 2010-2019

Mô hình (1) $CA_{jt} = \alpha_j + \beta_j CA_{j,t-1} + \varepsilon_{jt}$ được ước lượng theo phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS). Kết quả ước lượng hệ số β và giá trị xác suất (P value) trong kiểm định giả thuyết $\beta = 0$ ứng với từng chỉ số lợi thế so sánh và theo các hoa quả đã xét ở các phần trước trong giai đoạn 2010-2019 được cho trong Bảng 4. Kết quả này cho thấy:

Nhóm hoa quả không có tính ổn định trong cả lợi thế xuất khẩu và chuyên môn hóa xuất khẩu (có hệ số β không có ý nghĩa thống kê, ứng với P value > 0,1 đối với cả bốn chỉ số RCA, RSCA, RTA, NEI), gồm các mã HS: 0805 (Chanh khô, tươi), 0807 (Dưa hấu, đu đủ khô, tươi), 0813 (Trái cây khô, hạt trộn, loại khác), 080430 (Dứa), 080111 (Dừa sấy khô), 081190 (Me, mít, vải, chanh leo tươi), 081340 (Loại khác, trái cây sấy khô).

Nhóm nông sản có tính ổn định trong cả lợi thế xuất khẩu và chuyên môn hóa xuất khẩu (có hệ số β có ý nghĩa thống kê, ứng với P value \leq 0,1 đối với cả bốn chỉ số RCA, RSCA, RTA, NEI), gồm các mã HS: 0810 (Trái cây, các loại hạt, vỏ (Thuộc mã HS08), 080119 (Dừa tươi bóc vỏ), 081090 (Me, mít, vải, chanh leo).

Nhóm nông sản có tính ổn định trong lợi thế xuất khẩu nhưng không ổn định trong chuyên môn hóa xuất khẩu, gồm nhóm nông sản mã HS: 0801 (Hạt, dừa khô và tươi), 0804 (Vải, sung, bơ ổi, xoài khô và tươi), 080111 (Dừa sấy khô), 080450 (Ổi, xoài, măng cụt), 080550 (Chanh, chanh lá cam).

Nhóm nông sản không có tính ổn định trong lợi thế xuất khẩu nhưng ổn định trong chuyên môn hóa xuất khẩu, gồm nhóm nông sản mã HS: 081060 (Sầu riêng tươi).

Bảng 4. Kết quả ước lượng hệ số β trong mô hình hồi quy đánh giá tính ổn định của các chỉ số lợi thế so sánh, giai đoạn 2010-2019

| Chỉ số | RCA | | RSCA | | RTA | | NEI | |
|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | β | P value | β | P value | β | P value | β | P value |
| 0801 | 0.546 | 0.000 | 0.619 | 0.001 | 0.547 | 0.000 | 0.357 | 0.378 |
| 0804 | 0.654 | 0.006 | 0.657 | 0.006 | 0.436 | 0.166 | 0.258 | 0.500 |
| 0805 | 0.467 | 0.281 | 0.476 | 0.267 | 0.449 | 0.306 | 0.022 | 0.949 |
| 0807 | 0.354 | 0.356 | 0.356 | 0.352 | -0.126 | 0.747 | -0.112 | 0.775 |
| 0810 | 0.627 | 0.000 | 0.719 | 0.000 | 0.639 | 0.000 | 0.834 | 0.010 |
| 0811 | 0.399 | 0.075 | 0.377 | 0.163 | 0.836 | 0.005 | 0.372 | 0.633 |
| 0813 | -0.120 | 0.757 | - | 0.782 | 0.060 | 0.875 | -0.428 | 0.194 |
| 080111 | 0.666 | 0.000 | 0.825 | 0.004 | -0.299 | 0.460 | -0.424 | 0.697 |
| 080119 | 1.480 | 0.000 | 0.875 | 0.023 | 1.480 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| 080430 | -0.010 | 0.979 | - | 0.983 | -0.125 | 0.748 | -0.340 | 0.323 |
| 080450 | 0.625 | 0.003 | 0.635 | 0.003 | 0.625 | 0.003 | -0.125 | 0.749 |
| 080550 | 0.936 | 0.003 | 0.855 | 0.004 | -0.124 | 0.750 | 0.428 | 0.182 |
| 081060 | 0.550 | 0.130 | 0.380 | 0.320 | 0.550 | 0.130 | 0.000 | 0.000 |
| 081090 | 0.605 | 0.004 | 0.645 | 0.008 | 0.605 | 0.004 | 0.000 | 0.000 |
| 081190 | 0.352 | 0.110 | 0.334 | 0.245 | 0.628 | 0.074 | -0.277 | 0.469 |
| 081340 | 0.226 | 0.532 | 0.276 | 0.437 | 0.226 | 0.532 | -0.115 | 0.760 |

Nguồn: Kết quả ước lượng của tác giả từ dữ liệu Comtrade

Các hệ số ước lượng β (có P value $\leq 0,05$) có giá trị trong khoảng $0 < \beta < 1$ (trừ mã 80119) cho biết các nhóm hoa quả có lợi thế so sánh yếu ban đầu sẽ tăng lên theo thời gian, trong khi các hoa quả có lợi thế so sánh mạnh ban đầu sẽ giảm. Nói cách khác, Việt Nam mất lợi thế cạnh tranh trong các nhóm hoa quả cạnh tranh mạnh ban đầu, trong khi có được lợi thế cạnh tranh trong các nhóm hoa quả cạnh tranh yếu ban đầu.

5. Kết luận và khuyến nghị

Kết quả chỉ ra rằng cái loại trái cây được chia làm hai nhóm là nhóm có lợi thế so sánh và chuyên môn hóa xuất khẩu gồm: HS0801 (Hạt dứa khô và tươi); HS080111 (Dứa sấy khô), HS080119 (Dứa tươi bóc vỏ); HS081060 (Sầu riêng tươi), HS0801090 (Me, mít, vải, chanh leo tươi), HS081190 (Loại khác, trái cây đông lạnh). Nhóm có chuyên môn hóa xuất khẩu nhưng không có lợi thế so sánh thuộc các mã còn lại gồm HS0804 (Vả, sung, dứa, bơ, ổi, xoài khô và tươi), HS0805 (Chanh khô, tươi), HS0807 (Dưa hấu, đu đủ khô, tươi), HS0810 (Trái cây, các loại hạt, vỏ (Thuộc mã HS08), HS0811 (Trái cây, hạt, không hấp, nấu, thêm đường), HS0813(Trái cây khô, hạt trộn, loại khác), HS080430 (Dứa), 080450 (Ổi, xoài, măng cụt), HS080550 (Chanh, chanh lá cam), HS081340 (Loại khác, trái cây sấy khô).

Phân tích tính ổn định của các lợi thế so sánh cho thấy: các nhóm hoa quả có lợi thế so sánh yếu ban đầu sẽ tăng lên theo thời gian, trong khi các hoa quả có lợi thế so sánh mạnh ban đầu sẽ giảm.

Một số khuyến nghị rút ra từ nghiên cứu

- Đối với nhóm hoa quả có lợi thế so sánh và chuyên môn hóa xuất khẩu cao: Việt Nam cần nâng cao hiệu quả xuất khẩu và bổ sung nguồn lực như vốn đầu tư vốn con người nhằm tận dụng và phát huy lợi thế so sánh.

- Đối với nhóm hoa quả chuyên môn hóa xuất khẩu nhưng chưa có lợi thế so sánh: cần đầu tư đổi mới quy trình sản xuất nhằm nâng cao chất lượng và giảm giá thành sản phẩm, tăng năng lực cạnh tranh của sản phẩm để đáp ứng nhu cầu của thị trường trong nước và thị trường ngoài nước; nên đa dạng hóa sản phẩm xuất khẩu, từ xuất khẩu sản phẩm thô đến sản phẩm qua khâu chế biến.

Tài liệu tham khảo

1. Balassa, B. (1965) "Trade liberalisation and "revealed" comparative advantage", *The Manchester School*, Vol. 33, No. 2, pp. 99-123. DOI 10.1111/j.1467-9957.1965.tb00050.x.
2. Hart, P. E. and Prais, S. J. (1956) "The analysis of business concentration: a statistical approach", *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 119, No. 2, pp. 150-191. DOI 10.2307/2342882.
3. Vũ Thị Thu Hương (2020), Phân tích lợi thế so sánh của nông sản Việt Nam sang thị trường EU, *Tạp chí Khoa Học Thương Mại*, Number 145, 2020.
4. Hoa quả Việt Nam vượt qua các rào cản của thị trường EU để tận dụng cơ hội từ EVFTA (Nghiên cứu), Trung tâm WTO, Phòng Thương Mại và công nghiệp Việt Nam, Tháng 3, Năm 2019
5. <https://comtrade.un.org/data>, truy cập từ ngày 1/1/2021 đến 3/3

VAI TRÒ CỦA TỔNG CẦU TRONG TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ VIỆT NAM

ThS. Trần Anh Tuấn

Bộ môn Toán, Đại học Thương mại

Tóm tắt

Nghiên cứu tiếp cận tăng trưởng kinh tế theo quan điểm của Keynes, một nhà kinh tế học trọng cầu để phân tích tình hình tăng trưởng kinh tế của Việt Nam trong thời gian qua. Về thực nghiệm, nghiên cứu dựa trên mô hình tổng cầu của Keynes để xây dựng mô hình hồi quy bội đánh giá tác động của các yếu tố cấu thành nên tổng cầu đóng góp vào tăng trưởng kinh tế (GDP). Kết quả chỉ ra rằng xuất khẩu ròng có đóng góp nhiều nhất đến GDP, sau đó là chi tiêu của khu vực chính phủ, khu vực tư nhân. Đầu tư công có tác động ngược chiều đến GDP do vậy chính phủ nên xem xét, cơ cấu lại đầu tư công theo hướng có lợi cho tăng trưởng kinh tế.

Từ khóa: Tăng trưởng, tổng cầu, đầu tư công

Giới thiệu

Năm 2020, mặc dù trong bối cảnh dịch Covid-19 diễn biến phức tạp, cùng với những bất ổn nội tại trước đó như chiến tranh thương mại Mỹ - Trung (2018),... ảnh hưởng tiêu cực tới mọi lĩnh vực kinh tế - xã hội (hầu hết tất cả các quốc gia đều có mức tăng trưởng âm) thì đây là thành công lớn của Việt Nam với mức tăng trưởng năm 2020 thuộc nhóm cao nhất thế giới. Nhiều tổ chức quốc tế như Ngân hàng Thế giới (WB), Ngân hàng Phát triển châu Á (ADB), Quỹ Tiền tệ quốc tế (IMF) đều nhận định Việt Nam đã và đang có bước đi đúng đắn, kinh tế vĩ mô ngày càng ổn định, mặc dù còn gặp nhiều khó khăn, thách thức phía trước, đặc biệt cần đẩy nhanh tái cấu trúc nền kinh tế. Tăng trưởng kinh tế có thể tiếp cận theo hai phía là cung và cầu. Khi tiếp cận từ phía cầu phải kể đến John Maynard Keynes (1883-1946) là nhà kinh tế học Anh, được coi là nhà kinh tế học có ảnh hưởng lớn nhất đối với kinh tế học phương Tây hiện đại và chính sách kinh tế của các chính phủ nhằm duy trì và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế.

I. Cơ sở lý thuyết và phương pháp nghiên cứu

1. Tổng quan lý thuyết của Keynes với tăng trưởng kinh tế

Theo Jones (2008) thì lý thuyết của Keynes bao gồm 3 trụ cột: cách tiếp cận theo các đại lượng tổng gộp, vai trò quyết định của tổng cầu, và tầm quan trọng của kỳ vọng vào tương lai của các tác nhân kinh tế. Thông điệp chính sách quan trọng của Keynes là sự kêu gọi tính chủ động của các chính sách kinh tế vĩ mô của chính phủ, thông qua chính sách tiền tệ và tài khóa mở rộng hay thu hẹp, với mục đích bình ổn nền kinh tế.

Tư tưởng kinh tế vĩ mô của Keynes có thể tóm tắt sơ lược như sau. Tổng sản lượng (cũng là tổng thu nhập) của nền kinh tế hình thành nhờ vào việc hiện thực hóa những quyết định chi tiêu chính là: chi tiêu dùng của hộ gia đình, chi tiêu cho đầu tư, mở rộng kinh doanh của doanh nghiệp, chi tiêu của chính phủ và chi tiêu ròng của các

nền kinh tế bên ngoài đối với các sản phẩm nội địa. Trong ngôn ngữ hiện đại đây là bốn thành phần của tổng cầu

$$GDP = C + I + G + NX$$

Hành vi của các loại chi tiêu trong bốn loại trên là khác nhau. Trong đó, chi tiêu hộ gia đình phụ thuộc vào thu nhập kỳ vọng và mong muốn tiết kiệm của hộ; chi tiêu cho kinh doanh phụ thuộc vào kế hoạch kinh doanh của doanh nghiệp, mà kế hoạch này lại phụ thuộc vào kỳ vọng của doanh nghiệp về tương lai; chi tiêu của chính phủ phụ thuộc vào nhu cầu, ngân sách và kế hoạch của chính phủ; trong khi chi tiêu ròng của nước ngoài phụ thuộc vào tình trạng của nước ngoài và các điều kiện thương mại quốc tế. Nhìn vào bốn loại chi tiêu trên, thì hai loại đầu tiên phụ thuộc rất nhiều vào *kỳ vọng* về tương lai của chủ thể chi tiêu. Đây là một đặc điểm quan trọng đồng thời mang hàm ý sống còn trong lý thuyết của Keynes.

Theo Keynes, khi mức thu nhập thấp hơn mức tiêu dùng cần thiết, có thể xuất hiện tình trạng chi tiêu vượt quá thu nhập. Nhưng khi mức thu nhập tuyệt đối được nâng lên thì sẽ có khuynh hướng nói rộng sự chênh lệch giữa thu nhập và tiêu dùng. Đặc biệt khi người ta đạt đến sự tiện nghi nào đó, thì họ sẽ trích từ phần thu nhập tăng thêm cho tiêu dùng ít hơn, còn cho tiết kiệm nhiều hơn. Đây là quy luật tâm lý cơ bản của bất cứ cộng đồng tiên tiến nào. Khi việc làm tăng lên thì tổng thu nhập thực tế tăng lên, do vậy cũng làm tăng tiêu dùng. Song do quy luật tâm lý nêu trên, nên sự gia tăng tiêu dùng nói chung chậm hơn sự gia tăng thu nhập, và khoảng cách đó ngày càng tăng theo tốc độ gia tăng thu nhập. Nói cách khác, tiết kiệm có khuynh hướng gia tăng nhanh hơn. Keynes cho rằng sự giảm sút tương đối cầu tiêu dùng là xu hướng của mọi xã hội tiên tiến. Đây chính là nguyên nhân gây ra tình trạng nền kinh tế trì trệ, suy giảm tăng trưởng kinh tế.

Mặt khác, khi nghiên cứu tiêu dùng cho đầu tư của các doanh nghiệp, ông cho rằng đầu tư đóng một vai trò quyết định đến quy mô việc làm và theo đó là tăng trưởng kinh tế. Mỗi sự gia tăng của đầu tư đều kéo theo sự gia tăng của cầu bổ sung công nhân, cầu về tư liệu sản xuất. Do vậy, làm tăng cầu tiêu dùng, tăng giá hàng, tăng việc làm cho công nhân. Tất cả điều đó làm cho thu nhập tăng lên. Đến lượt nó, tăng thu nhập lại là tiền đề cho sự gia tăng đầu tư mới. Đây là quá trình số nhân đầu tư: tăng đầu tư làm tăng thu nhập; tăng thu nhập làm tăng đầu tư mới; tăng đầu tư mới làm tăng thu nhập mới - nền kinh tế tăng trưởng.

Keynes cho rằng, để đảm bảo sự cân bằng kinh tế, khắc phục thất nghiệp, khủng hoảng và duy trì tăng trưởng kinh tế thì không thể dựa vào cơ chế thị trường tự điều tiết, mà cần phải có sự can thiệp của nhà nước vào nền kinh tế để tăng cầu có hiệu quả, kích thích tiêu dùng, sản xuất, kích thích đầu tư để bảo đảm việc làm và tăng thu nhập. Theo ông, chính phủ có thể can thiệp vào nền kinh tế nhằm thúc đẩy tăng trưởng thông qua các hoạt động: đầu tư nhà nước; hệ thống tài chính tín dụng và lưu thông tiền tệ; các hình thức khuyến khích tiêu dùng.

2. Phương pháp nghiên cứu

Ứng dụng phân tích hồi quy được giới thiệu lần đầu tiên từ năm 1877 bởi Sir Francis Galton (Aczet and Sounderpandian, 2009; Cleff, 2011). Một trong những mục tiêu quan trọng của phân tích hồi quy là đưa ra khả năng dự báo cho biến phụ thuộc dựa trên dữ liệu thu thập của một số biến độc lập khác. Nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy bội với phương pháp bình phương nhỏ nhất để ước lượng mối quan hệ giữa các nhân tố

cấu thành nên tổng cầu với GDP và xem xét mối quan hệ cũng như tương quan biến động giữa các nhân tố hình thành nên tổng cầu với GDP.

Mô hình hồi quy bội

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \dots + \beta_k X_{ki} + U_i, \quad i=1, \dots, n \quad (2.1)$$

được sử dụng để đánh giá tác động của nhiều nhân tố lên giá trị của đại lượng Y , trong đó Y_i là giá trị của biến phụ thuộc Y ; β_1 là hệ số chặn, β_j với $j = \overline{2, k}$ là hệ số góc và U_i là sai số ngẫu nhiên.

Ta ký hiệu

$$Y = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \dots \\ Y_n \end{pmatrix}, \quad \beta = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \dots \\ \beta_k \end{pmatrix}, \quad U = \begin{pmatrix} U_1 \\ U_2 \\ \dots \\ U_n \end{pmatrix}, \quad X = \begin{pmatrix} 1 & X_{21} & X_{31} & \dots & X_{k1} \\ 1 & X_{22} & X_{32} & \dots & X_{k2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & X_{2n} & X_{3n} & \dots & X_{kn} \end{pmatrix}$$

Thì mô hình hồi quy tổng thể (2.1) có thể biểu diễn dưới dạng ma trận:

$$Y = X\beta + U \quad (2.2)$$

Lấy mẫu gồm n quan sát $\{(X_{11}, X_{21}, \dots, X_{k1}, Y_1), \dots, (X_{1n}, X_{2n}, \dots, X_{kn}, Y_n)\}$, khi đó mô hình hồi quy mẫu có dạng

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{2i} + \hat{\beta}_3 X_{3i} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ki}, \quad i=1, \dots, n \quad (2.3)$$

Tương tự, nếu ta ký hiệu

$$\hat{Y} = \begin{pmatrix} \hat{Y}_1 \\ \hat{Y}_2 \\ \dots \\ \hat{Y}_n \end{pmatrix}, \quad \hat{\beta} = \begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \dots \\ \hat{\beta}_k \end{pmatrix}$$

Thì mô hình hồi quy mẫu (2.3) có thể biểu diễn dưới dạng ma trận như sau:

$$\hat{Y} = X\hat{\beta} \quad (2.4)$$

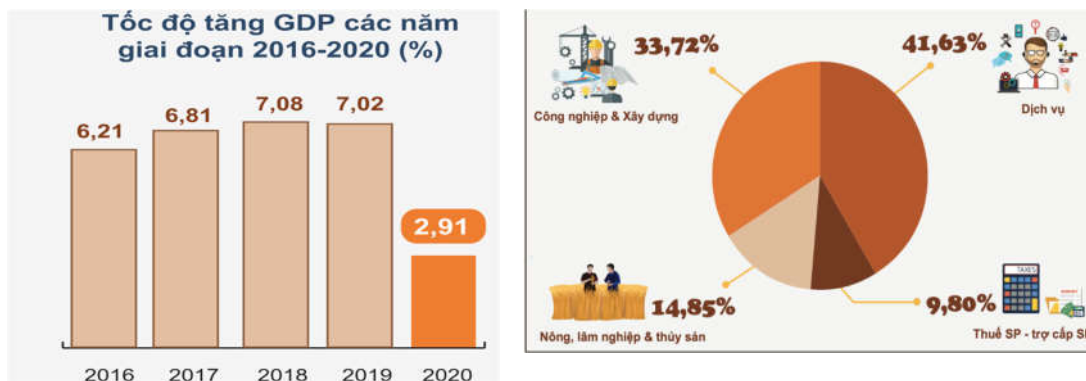
Ta ký hiệu các phần dư (sai lệch) $e_i = Y_i - \hat{Y}_i$, theo phương pháp bình phương nhỏ nhất, khi xây dựng hàm hồi quy mẫu, các hệ số hồi quy mẫu $\hat{\beta}_j$ phải được xác định sao cho tổng bình phương các phần dư ($\sum e_i^2$) đạt giá trị nhỏ nhất, khi đó các hệ số $\hat{\beta}_j$ được xác định theo công thức ma trận

$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T Y$$

II. Kết quả nghiên cứu

1. Thực trạng tăng trưởng kinh tế Việt Nam xét từ phía tổng cầu

Năm 2020, tăng trưởng GDP đạt 2,91% (Quý I tăng 3,68%; quý II tăng 0,39%; quý III tăng 2,69%; quý IV tăng 4,48%), tuy là mức tăng thấp nhất của các năm trong giai đoạn 2011-2020 nhưng đây lại là thành công lớn của Việt Nam cho thấy tính đúng đắn trong chỉ đạo, điều hành khôi phục kinh tế, phòng chống dịch bệnh và sự quyết tâm đồng lòng của toàn bộ hệ thống chính trị, Chính phủ, Thủ tướng Chính phủ; sự nỗ lực, cố gắng của người dân và cộng đồng doanh nghiệp để thực hiện có hiệu quả mục tiêu “vừa phòng chống dịch bệnh, vừa phát triển kinh tế - xã hội”.



Hình 1: Tăng trưởng GDP và các ngành kinh tế năm 2020

Nguồn: Tổng cục thống kê

- Xét về phía cung: trong mức tăng chung của toàn nền kinh tế, khu vực nông, lâm nghiệp và thủy sản tăng 2,68%, đóng góp 13,5% vào tốc độ tăng tổng giá trị tăng thêm của toàn nền kinh tế; khu vực công nghiệp và xây dựng tăng 3,98%, đóng góp 53%; khu vực dịch vụ tăng 2,34%, đóng góp 33,5%. Về cơ cấu nền kinh tế năm 2020, khu vực nông, lâm nghiệp và thủy sản chiếm tỷ trọng 14,85%; khu vực công nghiệp và xây dựng chiếm 33,72%; khu vực dịch vụ chiếm 41,63%; thuế sản phẩm trừ trợ cấp sản phẩm chiếm 9,8%.

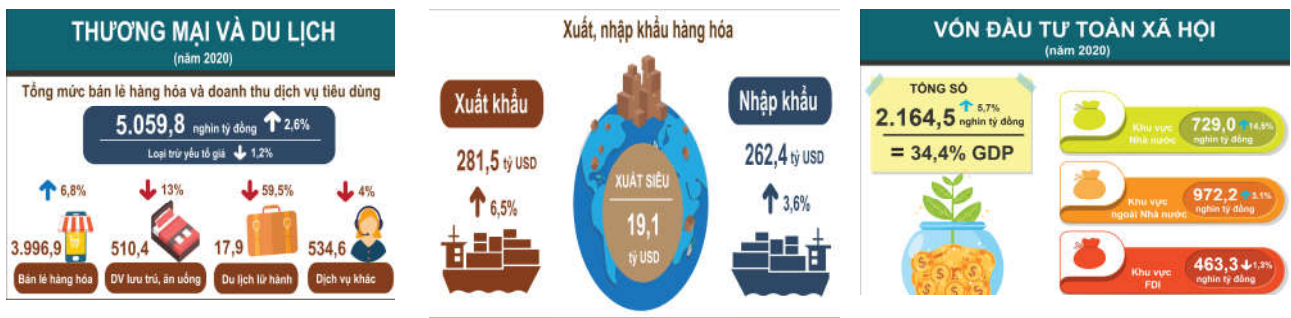
- Trên góc độ tổng cầu:

+ Về hoạt động xuất nhập khẩu: Năm 2020, ghi nhận nỗ lực mạnh mẽ của hoạt động, xuất nhập khẩu trong bối cảnh nền kinh tế trong nước cũng như thế giới chịu tác động tiêu cực của dịch Covid-19 và sự đứt gãy thương mại toàn cầu. Tổng kim ngạch xuất khẩu hàng hóa năm 2020 ước tính đạt 543,9 tỷ USD, tăng 5,1% so với năm trước, trong đó kim ngạch xuất khẩu hàng hóa đạt 281,5 tỷ USD, tăng 6,5%; nhập khẩu hàng hóa đạt 262,4 tỷ USD, tăng 3,6%. Cán cân thương mại hàng hóa năm 2020 ước tính xuất siêu 19,1 tỷ USD, mức cao nhất trong 5 năm liên tiếp xuất siêu kể từ năm 2016.

+ Về tiêu dùng: Năm 2020, dịch Covid diễn biến phức tạp trên thế giới nhưng được kiểm soát tốt trong nước nên hoạt động thương mại và dịch vụ tiêu dùng vẫn đạt mức tăng cao trong những tháng cuối năm; hoạt động vận tải trong nước đang dần phục hồi nhưng vận tải ngoài nước và du lịch còn gặp nhiều khó khăn: Năm 2020, tổng mức bán lẻ hàng hóa và doanh thu dịch vụ tiêu dùng đạt 5.059,8 nghìn tỷ đồng, tăng 2,6% so với năm trước, nếu loại trừ yếu tố giá giảm 1,2% (năm 2019 tăng 9,5%).

+ Về vốn đầu tư toàn xã hội: *Vốn đầu tư toàn xã hội thực hiện năm 2020 tăng 5,7% so với năm 2019, mức thấp nhất trong giai đoạn 2011-2020 do ảnh hưởng tiêu cực của dịch Covid-19 đến tất cả các hoạt động sản xuất kinh doanh. Tuy nhiên, tốc độ*

tăng vốn thực hiện từ nguồn ngân sách Nhà nước năm 2020 đạt mức cao nhất trong giai đoạn 2011-2020, đây là kết quả đẩy mạnh thực hiện và giải ngân vốn đầu tư công nhằm duy trì đà tăng trưởng kinh tế trong bối cảnh dịch Covid-19 được kiểm soát tốt tại Việt Nam: Tỷ lệ giải ngân vốn ngân sách Nhà nước ước đến hết ngày 31/12/2020 đạt 82,8% so với kế hoạch của Thủ tướng Chính phủ giao. Nhiều công trình trọng điểm quốc gia được khởi công như: Đoạn cao tốc Mai Sơn – Quốc lộ 45, đoạn Vĩnh Hảo – Phan Thiết – Dầu Giây...; giải phóng mặt bằng dự án đầu tư xây dựng Cảng hàng không quốc tế Long Thành; xây dựng nhà ga T3 Cảng hàng không quốc tế Tân Sơn Nhất, cải tạo, nâng cấp đường hạ cánh, đường lăn Cảng hàng không quốc tế Nội Bài và Tân Sơn Nhất. Đây nhanh tiến độ các dự án kết cấu hạ tầng và công nghiệp trọng điểm, như: Cao tốc Bắc Giang – Lạng Sơn, cao tốc Trung Lương – Mỹ Thuận, Phê duyệt chủ trương một số tuyến đường lớn như Đồng Đăng (Lạng Sơn) – Trà Lĩnh (Cao Bằng)



Hình 2: Các thành tố của tổng cầu tác động đến tăng trưởng GDP

Nguồn: Tổng cục Thống kê

2. Kết quả phân tích hồi quy

Trên cơ sở nghiên cứu mô hình lý thuyết mô hình tổng cầu theo quan điểm Keynes, đánh giá các điều kiện thực tiễn của Việt Nam là nền kinh tế nhỏ, mở cửa nên nhóm nghiên cứu chọn mô hình phân tích mối quan hệ giữa GDP với các cấu thành của tổng cầu như sau:

$$GDP = C_1 + C_2 \times C_{cons} + C_3 \times EX + C_4 \times G + C_5 \times I + U_t$$

Trong đó:

GDP : GDP danh nghĩa C_{cons} : chi tiêu cho tiêu dùng của hộ gia đình EX : xuất khẩu ròng

G : chi tiêu của chính phủ I : chi tiêu của khu vực tư nhân

Nghiên cứu dựa trên số liệu kinh tế vĩ mô từ năm 2000 đến 2020 của Tổng cục Thống kê, Ngân hàng Nhà nước, Bộ Tài chính, Ngân hàng phát triển châu Á (ADB), tác giả ước lượng mô hình như sau:

Bảng 1: Kết quả ước lượng năm 2000-2019

Estimation Command:

LS GDP C C_cons G I EX

Estimation Equation:

$$GDP = C(1) + C(2)*C_cons + C(3)*G + C(4)*I + C(5)*EX$$

Substituted Coefficients:

$$GDP = 18820.2243262 + 0.924014978858*C_cons - 0.158564934251*G + 1.20100563619*I + 1.00172987427*EX$$

Dependent Variable: GDP

Method: Least Squares

Sample: 2000 2019

Included observations: 20

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | 18820.22 | 24815.49 | 0.758406 | 0.4600 |
| C_cons | 0.924015 | 0.399538 | 2.312709 | 0.0353 |
| G | -0.158565 | 3.303565 | -0.047998 | 0.9624 |
| I | 1.201006 | 0.357606 | 3.358462 | 0.0043 |
| EX | 1.001730 | 0.244942 | 4.089654 | 0.0010 |
| R-squared | 0.999578 | Mean dependent var | | 2521074. |
| Adjusted R-squared | 0.999465 | S.D. dependent var | | 1853001. |
| S.E. of regression | 42842.87 | Akaike info criterion | | 24.38078 |
| Sum squared resid | 2.75E+10 | Schwarz criterion | | 24.62972 |
| Log likelihood | -238.8078 | Hannan-Quinn criter. | | 24.42938 |
| F-statistic | 8881.875 | Durbin-Watson stat | | 0.980752 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Kết quả ước lượng Bảng 1 cho thấy:

- Qua mô hình ta thấy, hệ số R-squared=0.999578 chứng tỏ mô hình hồi quy là phù hợp và 99,9578 % sự thay đổi của GDP được giải thích bởi các biến: C_cons, I, G, EX
- Các p-value của các hệ số hồi quy C_cons (0,0353), I (0.0043), EX (0.0010) đều có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 5%, còn hệ số hồi quy G (0.9624) không có ý nghĩa thống kê.
- Về tác động của các yếu tố cấu thành nên GDP, ta nhận thấy hệ số của EX (1.00172298), I (1.201005636), C_cons (0.9240149) đều dương chứng tỏ các yếu tố này tác động cùng chiều với GDP.

Bảng 2: Kết quả ước lượng năm 2000-2020

Estimation Command:

LS GDP C C_cons G I EX

Estimation Equation:

$$GDP = C(1) + C(2)*C_cons + C(3)*G + C(4)*I + C(5)*EX$$

Substituted Coefficients:

$$GDP = 14518.9285028 + 0.661167435899*C_cons + 2.3150155915*G + 1.27681458212*I + 0.91824006148*EX$$

Dependent Variable: GDP

Method: Least Squares

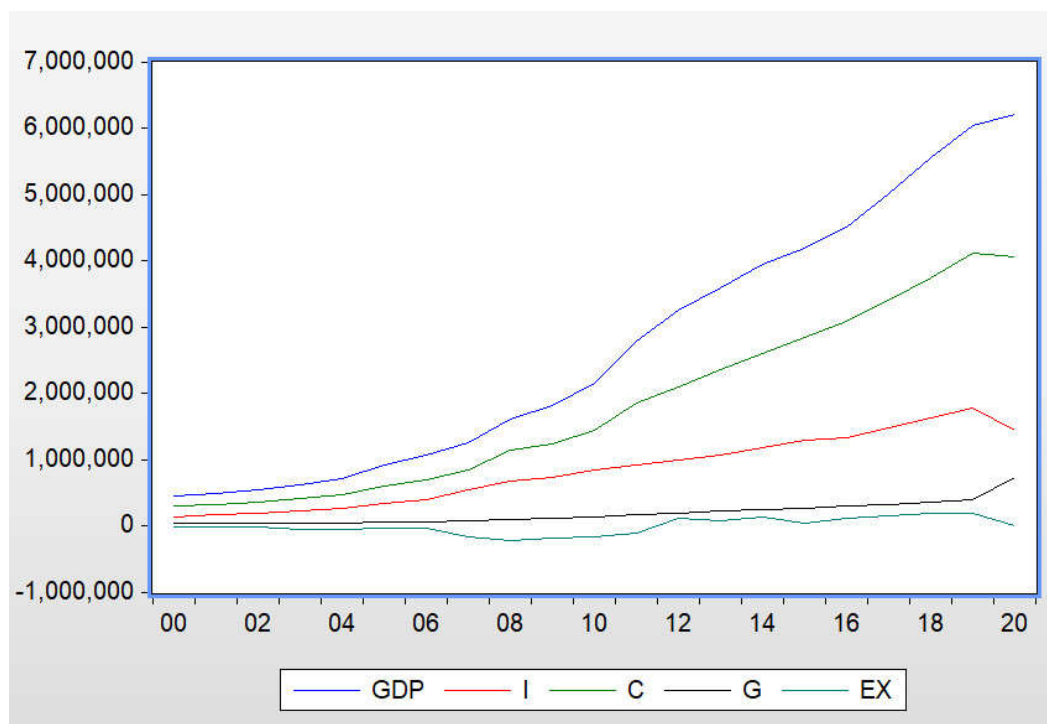
Sample: 2000 2020

Included observations: 21

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | 14518.93 | 23828.26 | 0.609316 | 0.5509 |
| C_cons | 0.661167 | 0.194028 | 3.407579 | 0.0036 |
| G | 2.315016 | 0.443732 | 5.217147 | 0.0001 |
| I | 1.276815 | 0.338621 | 3.770635 | 0.0017 |
| EX | 0.918240 | 0.215670 | 4.257624 | 0.0006 |
| R-squared | 0.999635 | Mean dependent var | | 2696882. |
| Adjusted R-squared | 0.999543 | S.D. dependent var | | 1977627. |
| S.E. of regression | 42264.92 | Akaike info criterion | | 24.34556 |
| Sum squared resid | 2.86E+10 | Schwarz criterion | | 24.59425 |
| Log likelihood | -250.6284 | Hannan-Quinn criter. | | 24.39953 |
| F-statistic | 10943.09 | Durbin-Watson stat | | 1.070344 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Kết quả ước lượng Bảng 2 (Năm 2000 đến 2020) cho thấy:

- Qua mô hình ta thấy, hệ số R-squared=0.999635 chứng tỏ mô hình hồi quy là phù hợp và 99,9635 % sự thay đổi của GDP được giải thích bởi các biến: C_{cons} ; I, G, EX
- Các p-value của các hệ số hồi quy C_{cons} (0,0036), I (0.0017), EX (0.0006), G (0.0001) đều có ý nghĩa thống kê.
- Về tác động của các yếu tố cấu thành nên GDP, ta nhận thấy hệ số của EX (0,918240), I (1.276815), C_{cons} (0.661167), G (2,315016) đều dương chứng tỏ các yếu tố này tác động cùng chiều với GDP.



Hình 3: Đồ thị tương quan giữa GDP với các yếu tố cấu thành nên tổng cầu

Nguồn: Tính toán của tác giả nghiên cứu trên Eview 10

III. Kết luận và hàm ý chính sách

Kết quả phân tích định tính và định lượng đều chỉ ra rằng:

- ❖ Tăng trưởng kinh tế chịu ảnh hưởng nhiều hơn của xuất khẩu ròng, chi tiêu của chính phủ và chi tiêu của khu vực tư nhân tuy nhiên đầu tư công không có ảnh hưởng đến GDP (từ năm 2000-1999), nhưng lại có tác động cùng chiều và là động lực tăng trưởng đến GDP năm 2020. Trong đó xuất khẩu ròng và chi tiêu của khu vực tư nhân có tác động lớn hơn so với khu vực chính phủ. Điều đó cho thấy thặng dư thương mại và chi tiêu của khu vực chính phủ có đóng góp đáng kể cho tăng trưởng kinh tế. Chính phủ cần khuyến khích khu vực tư nhân phát triển đồng thời tạo điều kiện hỗ trợ hoạt động xuất nhập khẩu để tạo ra thặng dư thương mại. Cụ thể như sau:

(i) Với những thuận lợi về kinh tế, ổn định về chính trị, Việt Nam đang là điểm đến hấp dẫn đối với các nhà đầu tư nước ngoài. Trong bối cảnh đó, Việt Nam đã triển khai thực hiện một loạt nội dung liên quan như hoàn thiện thể chế, hỗ trợ khu vực tư nhân, thúc đẩy phát triển các doanh nghiệp nhỏ và vừa để đẩy nhanh khả năng tận dụng cơ hội đột phá phát triển kinh tế đất nước. Ngoài ra, để nâng cao sức cạnh tranh trên thị trường, cần hỗ trợ khu vực tư nhân đổi mới, sáng tạo, hiện đại hóa công nghệ sản xuất và phát triển nguồn nhân lực, nâng cao năng suất lao động. Trong đó, ưu tiên phát triển các khu sản xuất công nghệ cao và các doanh nghiệp khoa học-công nghệ; tăng cường hợp tác trong nghiên cứu phát triển, ứng dụng khoa học-công nghệ góp phần thúc đẩy tăng trưởng nhanh, bền vững.

(ii) Kể từ năm 2012 cán cân thương mại Việt Nam đảo chiều từ thâm hụt chuyển sang thặng dư thể hiện sự đóng góp đáng kể cho tăng trưởng GDP của Việt Nam. Trong bối cảnh thương mại toàn cầu tiềm ẩn nhiều rủi ro, biến động khó lường; chủ nghĩa bảo hộ xuất hiện trở lại; cạnh tranh trên thị trường thế giới ngày càng gay gắt hoạt động xuất nhập khẩu sẽ đối mặt với cả cơ hội và thách thức. Để xuất khẩu tăng trưởng bền vững, cần phải thúc đẩy sản xuất phát triển, tạo nguồn hàng chất lượng cho xuất khẩu và nâng cao giá trị gia tăng; duy trì thị trường xuất khẩu ổn định; hỗ trợ, tạo thuận lợi cho hoạt động xuất khẩu. Đồng thời hạn chế nhập Bộ Công Thương cần tiến hành nghiên cứu khả năng áp dụng biện pháp phòng vệ thương mại đối với những mặt hàng nhập khẩu nhiều, ưu tiên sử dụng những sản phẩm, hàng hóa sản xuất trong nước để hạn chế nhập khẩu. Đặc biệt, tiếp tục đa dạng hóa các sản phẩm, thị trường xuất khẩu để tránh tình trạng phụ thuộc vào một số mặt hàng chính, một số thị trường chủ lực.

❖ Đầu tư công chưa thể hiện được sự đóng góp trong tăng trưởng kinh tế (từ năm 2000 đến 2019). Điều này thể hiện hiệu quả đầu tư công của chính phủ chưa hợp lý, có thể do đầu tư dàn trải, trong quá trình đầu tư có thất thoát, lãng phí nên không mang lại tác động tích cực đến GDP mà tác động ngược chiều tới GDP. Tuy nhiên trong bảng định lượng 2 (có bổ sung thêm năm 2020) thì đầu tư công lại có ý nghĩa thống kê, trong mối quan hệ tương quan với GDP; điều này được lý giải như sau: Năm 2020 là một năm đầy sóng gió đã khép lại với nền kinh tế Việt Nam bằng kết quả tăng trưởng GDP 2,91%, thuộc nhóm nước tăng trưởng cao nhất: Về đầu tư, chúng ta thấy rất rõ bộ đỡ cho tăng trưởng là đầu tư công, còn khu vực ngoài nhà nước tăng rất thấp và đầu tư trực tiếp nước ngoài thì suy giảm. Như vậy, khi nhìn sâu vào con số 2,91%, chúng ta thấy động lực tăng trưởng tới từ đầu tư công và xuất khẩu của FDI. Như vậy, nhờ vào đầu tư công mà mục tiêu kép vừa chống dịch, vừa phát triển kinh tế đã đạt được. Được xem là thành tựu nổi bật của Chính phủ không chỉ trong năm 2020, mà của cả nhiệm kỳ 2016-2020. Tuy nhiên, hai động lực này có những giới hạn nhất định, bởi đầu tư công phụ thuộc vào ngân sách, còn FDI thì tùy thuộc vào tình hình thế giới và lợi ích tạo ra từ khu vực này phần lớn thuộc về người nước ngoài. Giả sử năm tới dịch bệnh vẫn hoành hành trên thế

giới, các quốc gia vẫn đóng cửa thì động lực tăng trưởng đầu tư công và FDI có được duy trì không. Vì vậy, nâng cao năng lực nội tại trong nước, thu hút nguồn vốn trong nước là một trong những hướng đi bền vững cho Việt Nam.

Tài liệu tham khảo

1. Aczet, A.D., Sounderpandian, J., 2009. Complete Business Statistics (7th ed), New York: McGrawHill/Irwin, 523 pages.
2. Anderson, D.R., Sweeney, D.J., Williams, T.A., 2011. Statistics for Business and Economics (11th ed). Mason, OH: South-Wester, 631 pages.
3. Cleff, T., 2011. Exploratory Data Analysis in Business and Economics. Springer, 347 pages.
4. Jones, Philip J. (2008), *Keynes's Vision: Why the Great Depression Did not Return*, Routledge
5. Vũ Quang Dong và Nguyễn Thị Minh (2013) – Giáo trình Kinh tế lượng của trường Đại học Kinh tế Quốc dân

MỘT SỐ NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN FDI CỦA 8 NƯỚC CHÂU ÂU TRONG GIAI ĐOẠN 2000-2019

*TS Phạm Ngọc Hưng, Nguyễn Thị Yên,
Nguyễn Kim Trang, Phạm Thanh Lam
Đại học Kinh tế quốc dân*

Tóm tắt

Dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài ảnh hưởng đến quá trình tăng trưởng của cả các nước phát triển và đang phát triển. Các nước phát triển cần dòng vốn nước ngoài để phát triển bền vững, trong khi các nước đang phát triển cần dòng vốn này cho mục đích tăng trưởng và đầu tư. Vì vậy, mục tiêu bài nghiên cứu này là đánh giá tác động của 5 yếu tố Quy mô thị trường, Tổng dự trữ ngoại hối, Cơ sở hạ tầng, Độ mở thương mại của một quốc gia, Chi phí lao động lên dòng vốn FDI thông qua phân tích dữ liệu của 8 quốc gia phát triển thuộc Châu Âu là Thụy Điển, Hà Lan, Đức, Pháp, Thụy Sĩ, Tây Ban Nha, Ý, Ireland, trong giai đoạn 2000-2019 bằng cách sử dụng mô hình hồi quy OLS và ước lượng mô hình tác động cố định (FE) để phân tích. Đây sẽ là cơ sở để các quốc gia xây dựng định hướng cũng như chính sách thu hút FDI nhằm nâng cao khả năng cạnh tranh của mình.

Từ khóa: Đầu tư trực tiếp nước ngoài, cơ sở hạ tầng, mức độ mở cửa thị trường, quy mô thị trường, chi phí lao động.

1. Giới thiệu

Đầu tư trực tiếp nước ngoài (Foreign Direct Investment) được coi là một nhân tố cần thiết và luôn gia tăng một cách nhanh chóng trên toàn cầu, theo thống kê của UNCTAD (United Nations Conference On Trade And Development), từ mức trung bình hàng năm 142 tỷ USD trong những năm 1985 – 1990 lên hơn 385 tỷ USD năm 1996, đến năm 2018 FDI toàn cầu đạt 1.300 tỷ USD.

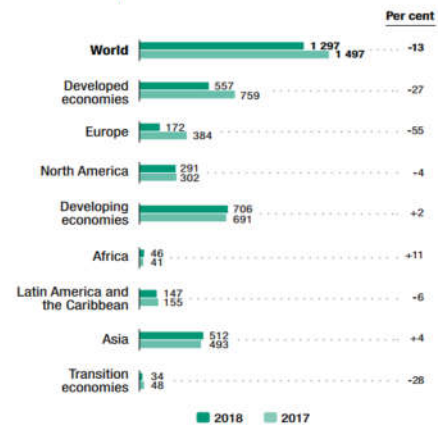
Vậy FDI có thể được hiểu như thế nào? Theo UNCTAD (1999), FDI là hoạt động đầu tư có mối liên hệ dài hạn, phản ánh lợi ích và sự kiểm soát lâu dài của nhà đầu tư nước ngoài hoặc công ty mẹ đối với doanh nghiệp của mình ở một nền kinh tế khác. FDI phản ánh lợi ích lâu dài mà một thực thể trong một nền kinh tế (nhà đầu tư trực tiếp) đạt được thông qua một cơ sở kinh tế tại một nền kinh tế khác với nền kinh tế thuộc nước của nhà đầu tư (doanh nghiệp đầu tư trực tiếp). Lợi ích lâu dài này thể hiện các mối quan hệ giữa nhà đầu tư và doanh nghiệp đầu tư trực tiếp, trong đó nhà đầu tư giành được sự ảnh hưởng quan trọng và có hiệu quả trong quản lý doanh nghiệp. Đầu tư trực tiếp bao hàm các giao dịch đầu tiên, tiếp đến là các giao dịch về vốn giữa hai thực thể được liên kết chặt chẽ. Trong đó, nhà đầu tư trực tiếp được hiểu là người nắm quyền kiểm soát từ 10% vốn của một doanh nghiệp trở lên. Theo khái niệm này, có thể thấy động cơ chủ yếu của nhà đầu tư trực tiếp nước ngoài là thông qua phần vốn được sử dụng ở nước ngoài, nhà đầu tư nước ngoài giành quyền kiểm soát hoặc ảnh hưởng nhất định trong việc quản lý doanh nghiệp.

Sự gia tăng của các dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) trong vài thập kỷ qua là một trong những hệ quả quan trọng nhất của tiến trình toàn cầu hóa. Ngày càng có nhiều quốc gia nỗ lực thu hút các nguồn vốn FDI dẫn đến việc cạnh tranh giữa các quốc gia ngày càng khốc liệt hơn. Các dòng vốn FDI mang lại rất nhiều lợi ích cho nước được đầu tư, một phần do tác động trực tiếp của nó đến tăng trưởng kinh tế, một phần do các tác động gián tiếp như chuyên giao bí quyết công nghệ và kỹ năng quản lý kinh doanh. Tóm lại, những tác động trực tiếp và gián tiếp của các dòng vốn FDI có thể giúp quốc gia nhận đầu tư đạt được những mục tiêu nhất định về tăng trưởng kinh tế và cải thiện những phúc lợi xã hội như tỷ lệ việc làm, chất lượng lao động, cơ sở hạ tầng...

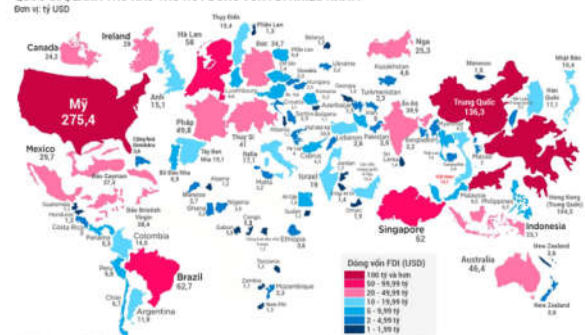
Bài nghiên cứu này tập trung xác định và đánh giá các yếu tố ảnh hưởng đến việc thu hút nguồn vốn FDI ở phạm vi Châu Âu. Theo báo cáo của UNCTAD thống kê, xếp hạng dòng thu hút vốn đầu tư FDI theo nhóm vùng giai đoạn 2017-2018, Châu Âu là khu vực xếp thứ hai sau nhóm các nước phát triển với dòng vốn FDI thu hút lên đến 172 tỉ USD vào năm 2017 và tăng lên gấp đôi vào năm 2018 với con số 384 tỉ USD.

Theo dữ liệu từ nguồn liên hợp quốc, Báo cáo đầu tư toàn cầu (2018), Thụy Điển, Hà Lan, Đức, Pháp, Thụy Sĩ, Tây Ban Nha, Ý, Ireland là top 8 các nước thu hút dòng vốn FDI nhiều nhất trong khu vực Châu Âu. Đứng đầu danh sách là Hà Lan với sự thu hút dòng vốn FDI lên đến 58 tỉ USD, theo sau là Pháp và Thụy Sĩ với lần lượt 49,8 tỉ USD và 41 tỉ USD. Áp chót của top 8 nước đứng đầu châu Âu là Thụy Điển với dòng vốn đầu tư FDI là 15,4 tỉ USD. Đồng thời, 8 nước kể trên đều là những quốc gia phát triển. Dựa trên số liệu được lưu trữ tại Worldbank, GDP năm 2019 của Đức là 3,861 nghìn tỉ USD, Pháp là 2,716 nghìn tỉ USD, Ý là 2,004 nghìn tỉ USD, ... Có thể nói, đây đều là những nền kinh tế tiên phong của Châu Âu nói riêng và thế giới nói chung. Vì vậy, bài nghiên cứu này sẽ xem xét một số yếu tố ảnh hưởng đến FDI của 8 nước thuộc Châu Âu bao gồm: Thụy Điển, Hà Lan, Đức, Pháp, Thụy Sĩ, Tây Ban Nha, Ý, Ireland trong giai đoạn 2000 – 2019.

Figure I.2. FDI inflows, by region, 2017–2018 (Billions of dollars and per cent)



QUỐC GIA, LÃNH THỔ NÀO THU HÚT DÒNG VỐN FDI NHIỀU NHẤT?



2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan các nghiên cứu trước

Theo Dunning một công ty dự định tham gia vào các hoạt động FDI cần có 3 lợi thế: (1) Lợi thế về sở hữu (Ownership advantages - viết tắt là lợi thế O - bao gồm lợi thế về tài sản, lợi thế về tối thiểu hoá chi phí giao dịch); (2) Lợi thế về khu vực (Locational advantages - viết tắt là lợi thế L - bao gồm: tài nguyên của đất nước, quy mô và sự tăng trưởng của thị trường, sự phát triển của cơ sở hạ tầng, chính sách của Chính phủ) và (3) Lợi thế về nội hoá (Internalisation advantages - viết tắt là lợi thế I - bao gồm: giảm chi phí ký kết, kiểm soát và thực hiện hợp đồng; tránh được sự thiếu thông tin dẫn đến chi phí cao cho các công ty; tránh được chi phí thực hiện các bản quyền phát minh, sáng chế).

Lợi thế về tài sản và lợi thế về nội hóa là những yếu tố do phía nhà đầu tư nước ngoài quyết định, còn lợi thế khu vực là yếu tố phụ thuộc vào nước chủ nhà. Xét từ góc độ của nước chủ nhà, lợi thế về khu vực là yếu tố mà nước chủ nhà có thể điều chỉnh, định hướng để đạt được hiệu quả về thu hút FDI. Lợi thế địa điểm bao gồm những yếu tố nguồn lực của quốc gia như lao động, quy mô và cơ cấu thị trường, khả năng tăng trưởng của thị trường và trình độ phát triển, môi trường văn hóa, pháp luật chính trị, thể chế.

Dựa vào khả năng tương tác của nước chủ nhà, các yếu tố tác động đến thu hút FDI có thể được phân làm hai nhóm bao gồm yếu tố chính sách (khuyến khích đầu tư, hỗ trợ, ưu đãi...) và yếu tố phi chính sách (tài nguyên, ổn định chính trị, cơ sở hạ tầng...)

Theo lý thuyết chiết trung thì cả 3 điều kiện kể trên đều phải được thoả mãn trước khi có FDI. Lý thuyết cho rằng: những nhân tố “đẩy” bắt nguồn từ lợi thế O và I, còn lợi thế L tạo ra nhân tố “kéo” đối với FDI. Những lợi thế này không cố định mà biến đổi theo thời gian, không gian và sự phát triển nên luồng vào FDI ở từng nước, từng khu vực, từng thời kỳ khác nhau. Sự khác nhau này còn bắt nguồn từ việc các nước này đang ở bước nào của quá trình phát triển và được Dunning phát hiện vào năm 1979.

Đầu tư trực tiếp nước ngoài như một động lực để đạt được các mục tiêu về kinh tế - xã hội và xem đó như một trong những nhiệm vụ quan trọng của quốc gia. Vì vậy nghiên cứu về các yếu tố tác động đến dòng vốn FDI luôn là chủ đề thu hút các nhà nghiên cứu trên toàn thế giới với nhiều mô hình nghiên cứu khác nhau. Beven & Estrin (2000) sử dụng số liệu mảng có chứa thông tin về dòng vốn FDI từ thị trường sang các nền kinh tế đang chuyển đổi ở Trung và Đông Âu. Nghiên cứu đã chỉ ra một số yếu tố quyết định tới dòng vốn FDI ở Trung và Đông Âu là: rủi ro quốc gia, chi phí đơn vị lao động, quy mô thị trường và các yếu tố hấp dẫn. Phân tích thực nghiệm của nghiên cứu được chia thành 2 giai đoạn. Ở giai đoạn đầu tiên, tác giả phân tích các yếu tố quyết định đến dòng vốn FDI từ quốc gia thứ i đến nước j nhận dòng vốn đó, giai đoạn tiếp theo, phân tích ước tính các yếu tố xác định rủi ro mà được nhận thức bởi các nước j tiếp nhận dòng vốn FDI. Nghiên cứu đo lường hai giai đoạn bằng mô hình hồi quy tác động ngẫu nhiên để không loại trừ việc sử dụng chỉ số của tác động cố định, nhằm xác định một cách riêng biệt. Kết luận của nghiên cứu đã phát hiện ra rằng Quy mô thị trường mà cụ thể là GDP, xếp hạng rủi ro quốc gia tác động cùng chiều lên FDI, khoảng cách và chi phí lao động có tác động ngược chiều với FDI. Ngoài ra, xếp hạng rủi ro quốc gia chịu ảnh hưởng bởi sự phát triển của khu vực tư nhân, sự phát triển của ngành, cán cân tài khóa, tổng dự trữ và tham nhũng. Pravakar Sahoo (2006) nghiên cứu các yếu tố quyết định đến việc đầu tư trực tiếp nước ngoài ở Nam Á bao gồm Pakistan, Sri Lanka, Nepal, Bangladesh, India trong hai giai đoạn (1970-2003) và (1990-2003). Bằng cách kiểm

định tính đồng liên kết và mô hình OLS kết quả chỉ ra rằng các nhân tố như quy mô thị trường, tỷ lệ tăng trưởng lực lượng lao động, chỉ số cơ sở hạ tầng và độ mở thương mại có tác động tích cực lên FDI trong dài hạn, trong đó GDP – đại diện cho quy mô thị trường và tỷ lệ tăng trưởng lao động là yếu tố quan trọng nhất ảnh hưởng đến dòng vốn FDI. Kết luận của nghiên cứu này cũng đề xuất rằng các nước Nam Á cần duy trì đà tăng trưởng để cải thiện quy mô thị trường, xây dựng khung chính sách để tận dụng tốt nguồn lực lượng lao động dồi dào, cải thiện cơ sở vật chất hạ tầng và mở cửa thương mại để thu hút nhiều hơn nữa dòng vốn FDI. Mohamed Amal và cộng sự (2010) nghiên cứu các yếu tố quyết định FDI ở Mỹ Latinh, đặc biệt nhấn mạnh đến vai trò của các biến số kinh tế và thể chế đối với quyết định đầu tư của các Công ty đa quốc gia (MNCs) trong khu vực bằng cách sử dụng mô hình của dữ liệu mảng, bao gồm giai đoạn 1996-2008 và 8 quốc gia, nghiên cứu kiểm tra xem sự ổn định kinh tế vĩ mô, độ mở thương mại và những thay đổi về thể chế ảnh hưởng như thế nào đến dòng vốn FDI trong khu vực. Số liệu mảng được ước tính thông qua mô hình tác động ngẫu nhiên dựa trên kết quả của bài kiểm tra Hausman. Kết quả là, trong điều kiện kinh tế tăng trưởng và ổn định cũng như độ mở thương mại lớn sẽ thu hút được nhiều FDI đầu tư vào quốc gia đó. Kết quả nghiên cứu cho thấy tỷ lệ lạm phát, lãi suất và hiệu quả chính phủ tác động tiêu cực đến FDI. Ngoài ra, ổn định chính trị, luật pháp và kiểm sát tham nhũng lại có tác động tích cực đến FDI. Pravin Jadhav (2012) khám phá vai trò của các yếu tố kinh tế, thể chế và chính trị trong việc thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài tại các nước có các nền kinh tế lớn mới nổi (BRICS) bao gồm Brazil, Nga, Ấn Độ, Trung Quốc và Nam Phi với nguồn số liệu từ World Bank. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng trong khoảng 10 năm (2000-2009) và sử dụng mô hình tuyến tính kết quả cho thấy quy mô thị trường được đo lường bởi GDP thực có tương quan dương với FDI và có ý nghĩa thống kê, điều này hàm ý rằng hầu hết các nhà đầu tư vào BRICS bị thúc đẩy bởi mục đích tìm kiếm thị trường. Phân tích thực nghiệm cũng chỉ ra rằng hệ số của các biến độ mở thương mại, tài nguyên thiên nhiên, yêu cầu của luật pháp và nhân quyền đều có ý nghĩa thống kê. Quy mô thị trường, độ mở thương mại có tác động cùng chiều lên FDI. Tài nguyên thiên nhiên có tác động ngược chiều lên FDI, có thể là do FDI chảy vào các nước BRICS không bị thúc đẩy bởi mục đích tìm kiếm tài nguyên thiên nhiên. Ab Quyoom Khachoo & Mohd Imran Khan (2012) thì nghiên cứu các yếu tố quyết định dòng vốn FDI vào các nước đang phát triển. Nghiên cứu sử dụng số liệu mảng từ năm 1982 đến năm 2008 tại 32 nước đang phát triển theo phân loại được đưa ra trong Báo cáo Đầu tư Thế giới, nguồn dữ liệu được thu thập từ IMF, UNCTAD, Reserve Bank (Ngân hàng Trung ương Ấn Độ). Bằng cách sử dụng mô hình hồi quy FMOLS kết quả nghiên cứu cho thấy tất cả các biến như GDP, tổng dự trữ (bao gồm cả vàng, quyền rút vốn đặc biệt, dự trữ tại IMF), tiêu thụ điện, tỷ lệ lương lên dòng vốn FDI có tác động mạnh mẽ đến dòng vốn đi vào của FDI. Trong đó, GDP, tổng dự trữ, tiêu thụ điện năng tác động tích cực với FDI. Tỷ lệ lương đối với dòng vốn FDI được nhận thấy là tiêu cực, điều này ngụ ý rằng chi phí lao động cao hơn sẽ không khuyến khích dòng vốn FDI. Nói cách khác, các quốc gia có sẵn nguồn lao động giá rẻ thì dòng vốn FDI vào nhiều hơn. Waqas Ahmad và cộng sự (2014) đã nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến dòng vốn FDI vào Pakistan bằng cách sử dụng dữ liệu hàng năm từ năm 1988 đến năm 2012, số liệu được thu thập từ World Bank, IMF, UNCTAD. Bằng cách sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính kết quả nghiên cứu cho thấy tổng vốn hình thành, xuất khẩu, tổng thu nhập quốc dân ảnh hưởng tích cực đến dòng vốn FDI của Pakistan. Ngoài ra, nợ nước ngoài, nhập khẩu và chi tiêu quân sự cũng ảnh hưởng tiêu cực đáng kể đến dòng vốn FDI. Amanuel Mekonnen Workneh (2014) đã khám phá các yếu tố quyết định đầu tư trực tiếp nước ngoài vào

Ethiopia bằng cách sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian trong khoảng thời gian 21 năm (1990-2011) được thu nhập từ World Bank để phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến FDI bao gồm quy mô thị trường, độ mở thương mại của nền kinh tế, tỷ lệ lạm phát, cơ sở hạ tầng và vốn nhân lực. Bằng cách sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính với phương pháp OLS kết quả cho thấy độ mở thương mại và tỷ lệ lạm phát tác động đáng kể đến dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài. Ngoài ra, nghiên cứu không tìm thấy mối quan hệ giữa FDI với quy mô thị trường, cơ sở hạ tầng và vốn nhân lực. Mugableh (2015) đã nghiên cứu mối quan hệ giữa dòng vốn FDI và các yếu tố khác bao gồm chỉ số giá tiêu dùng, cung tiền, độ mở thương mại, tổng sản phẩm quốc nội và tỷ giá hối đoái tại Malaysia. Dữ liệu chuỗi thời gian hàng năm trong giai đoạn 1977-2012 được thu thập từ cơ sở dữ liệu Worldbank và Ngân hàng Trung ương Malaysia. Bằng cách sử dụng mô hình ARDL để nghiên cứu các yếu tố tác động đến FDI trong ngắn hạn và dài hạn giữa các biến trong mô hình. Kết quả nghiên cứu cho thấy tỷ giá hối đoái, tổng sản phẩm quốc nội, cung tiền và độ mở thương mại tác động tích cực đến dòng vốn FDI, trong khi đó chỉ số giá tiêu dùng tác động tiêu cực. Khamphengvong và cộng sự (2018) sử dụng cả mô hình OLS và mô hình GMM nghiên cứu tác động của các yếu tố ảnh hưởng đến FDI của một số quốc gia Châu Á tại Lào trong giai đoạn từ năm 1995 đến năm 2005. Kết quả cho thấy sự tăng trưởng kinh tế của các quốc gia Châu Á phần lớn là nguyên nhân dẫn đến dòng vốn FDI vào ngày càng tăng vào. Các yếu tố như cơ sở hạ tầng, quy mô thị trường có tác động tích cực lên FDI, ngược lại, tỷ lệ lạm phát, chi phí lao động có tác động tiêu cực đối với dòng vốn FDI vào. Ngoài ra, tỷ giá hối đoái thực, độ mở thương mại, khủng hoảng không phải là tác động chính đến dòng vốn FDI vào nước sở tại. Kết quả ước lượng của bài báo này đưa ra một số khuyến nghị cho các nhà hoạch định chính sách tăng cường thu hút nước sở tại tăng cường đầu tư từ nước ngoài, đồng thời Chính phủ nên kiểm soát nền kinh tế cấu trúc và đảm bảo với sự ổn định trong dài hạn vì sự ổn định và tăng trưởng kinh tế có thể đóng góp vào dòng vốn FDI. Trần Quốc Thịnh và cộng sự (2020) nghiên cứu tác động của chỉ số tiêu dùng, cơ sở hạ tầng, nguồn nhân lực, độ mở thương mại và tín dụng tư nhân đối với đầu tư trực tiếp nước ngoài tại tỉnh Tây Ninh, Việt Nam. Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ Cục Thống kê Tây Ninh trong giai đoạn từ quý 1 năm 2000 đến quý 4 năm 2019. Bằng cách sử dụng phương pháp hồi quy OLS kết quả cho thấy cơ sở hạ tầng, nguồn nhân lực và tín dụng tư nhân tác động tích cực và đáng kể đến thu hút FDI vào tỉnh Tây Ninh. Ngoài ra, chỉ số giá tiêu dùng có mối quan hệ tiêu cực đến thu hút FDI.

3. Phương pháp nghiên cứu

Dựa vào mô hình nghiên cứu của Ab Quyoom Khachoo & Mohd Imran Khan (2012), chúng tôi giả định các biến có khả năng ảnh hưởng đến dòng vốn FDI bao gồm: quy mô thị trường, tổng dự trữ, cơ sở hạ tầng, chi phí lao động, độ mở thương mại.

Vì vậy mô hình nghiên cứu này đưa ra là:

$$\ln FDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 GDP_{it} + \beta_2 \ln TR_{it} + \beta_3 \ln PC_{it} + \beta_4 \ln wage_{it} + OPEN_{it} + \varepsilon_{it}$$

ε_{it} : Sai số ngẫu nhiên.

i chạy từ 1 đến 8 (8 quốc gia trong mẫu nghiên cứu)

t chạy từ năm 2000 đến năm 2019

Bảng 1 : Mô tả biến và nguồn dữ liệu

| Biến | Mô tả biến | Nguồn dữ liệu |
|--------|---|---------------|
| FDI | Vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài FDI https://data.worldbank.org/indicator/BX.KLT.DINV.CD.WD?end=2019&locations=IT-SE-DE-ES-IE-FR-CH-NL&start=2000 | World bank |
| GDP | Quy mô thị trường (Tổng sản phẩm quốc nội) https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CD?end=2019&locations=IT-SE-DE-ES-IE-FR-CH-NL&start=2000 | World bank |
| TR | Tổng dự trữ ngoại hối https://data.worldbank.org/indicator/FI.RES.TOTL.CD?end=2019&locations=IT-SE-DE-ES-IE-FR-CH-NL&start=2000 | World bank |
| PC | Cơ sở hạ tầng (Tiêu thụ điện bình quân trên người) https://data.worldbank.org/indicator/EG.USE.ELEC.KH.PC?end=2014&locations=IT-SE-DE-ES-IE-FR-CH-NL&start=2000 | World bank |
| Wage | Chi phí lao động https://data.worldbank.org/indicator/GC.XPN.COMP.CN?end=2019&locations=IT-SE-DE-ES-IE-FR-CH-NL&start=2000 | World bank |
| Export | Xuất khẩu https://data.worldbank.org/indicator/BX.GSR.GNFS.CD?end=2019&locations=IT-SE-DE-ES-IE-FR-CH-NL&start=2000 | World bank |
| Import | Nhập khẩu https://data.worldbank.org/indicator/BM.GSR.GNFS.CD?end=2019&locations=IT-SE-DE-ES-IE-FR-CH-NL&start=2000 | World bank |

Nguồn: Nhóm tác giả xây dựng

Bảng 2 : Mô tả biến trong mô hình

| Loại biến | Tên biến | Phương pháp đo lường | Kí hiệu | Dấu kì vọng |
|----------------|-------------------------------------|--|-----------------|--|
| Biến phụ thuộc | Vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài FDI | Giá trị logarit tự nhiên dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài đi vào (triệu USD, tính theo giá USD hiện tại) của quốc gia i tại thời điểm t | $\ln FDI_{it}$ | |
| Biến độc lập | Quy mô thị trường | Tổng sản phẩm quốc nội của quốc gia i tại thời điểm t (tính theo giá USD hiện tại) | GDP_{it} | (+) Pravin Jadhav (2012), Mugableh (2014) |
| | Tổng dự trữ ngoại hối | Giá trị logarit tự nhiên Tổng dự trữ (bao gồm vàng, quyền rút vốn đặc biệt, dự trữ tại IMF, ngoại tệ) của quốc gia i tại thời điểm t (triệu USD, tính theo giá USD hiện tại) | $\ln TR_{it}$ | (+) Ab Quyoom Khachoo & Mohd Imran Khan (2012) |
| | Cơ sở hạ tầng | Giá trị logarit tự nhiên tiêu thụ điện bình quân trên người (tính theo kWh/người) | $\ln PC_{it}$ | (+) Pravakar Sahoo (2006), Trần Quốc Thịnh và cộng sự (2020) |
| | Chi phí lao động | Giá trị logarit tự nhiên tiền bồi thường cho người lao động (tính theo LCU) | $\ln wage_{it}$ | (-) Beven & Estrin (2000), Ab Quyoom Khachoo & Mohd Imran Khan (2012) |
| | Độ mở thương mại của một quốc gia | $OPEN_{it} = \frac{Ex_{it} + Im_{it}}{GDP_{it}}$ | $OPEN_{it}$ | (+) Pravin Jadhav (2012), Mugableh (2015) |

Nguồn: Nhóm tác giả xây dựng

4. Kết quả và phân tích

Trước hết cần xem hệ số tương quan của các biến để đánh giá mối tương quan của các biến độc lập với biến phụ thuộc để xem xét kỳ vọng dấu tác động của các biến độc lập đến biến phụ thuộc có phù hợp hay không. Qua hệ số tương quan của các biến độc lập ta cũng có thể đánh giá được mức độ đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong mô hình ở mức độ nào.

Bảng 3: Ma trận hệ số tương quan của các biến

| | fdi | GDP | pc | Tr | OPEN | wage |
|------|---------|---------|---------|---------|---------|--------|
| fdi | 1.0000 | | | | | |
| GDP | 0.1562 | 1.0000 | | | | |
| pc | 0.2542 | 0.1002 | 1.0000 | | | |
| Tr | -0.1507 | 0.2028 | -0.0406 | 1.0000 | | |
| OPEN | 0.1776 | -0.2722 | -0.0423 | -0.0843 | 1.0000 | |
| wage | -0.1950 | 0.1210 | -0.0055 | 0.3831 | -0.0354 | 1.0000 |

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán

Có thể thấy rằng tất cả các cặp biến trong mô hình đều có hệ số tương quan nhỏ hơn 0,8. Các biến có tương quan cùng chiều là **FDI** và **GDP** và mức độ tương quan thấp (0.1562); **FDI** và **PC** có tương quan cùng chiều và mức độ tương quan cao nhất (0.2542); tương tự **OPEN** và **FDI** cũng tương quan cùng chiều. Chỉ có **TR** và **WAGE** là tương quan âm với **FDI**. Trong khi **WAGE** có tương quan ngược chiều với **FDI** là thỏa mãn với kì vọng đầu ban đầu thì **TR** lại không thỏa mãn với kì vọng đầu. Mức độ tương quan giữa các biến đều nhỏ hơn 0.8 cho thấy giữa các biến không có hiện tượng đa cộng tuyến.

Việc ước lượng các hệ số của mô hình được thực hiện trên phần mềm Stata, sau khi thực hiện các kiểm định để lựa chọn mô hình tốt nhất chúng tôi thu được kết quả ước lượng mô hình tác động cố định.

Bảng 4: Kết quả ước lượng mô hình

| Fixed-effects (within) regression | | Number of obs = | | 155 | | |
|--|-----------|-----------------------------------|-------|-------|----------------------|-----------|
| Group variable: country | | Number of groups = | | 8 | | |
| R-sq: | | Obs per group: | | | | |
| within = | 0.1571 | min = | 15 | | | |
| between = | 0.0065 | avg = | 19.4 | | | |
| overall = | 0.0046 | max = | 20 | | | |
| corr(u_i, Xb) = -0.9906 | | F(4, 7) = | | . | | |
| | | Prob > F = | | . | | |
| (Std. Err. adjusted for 8 clusters in country) | | | | | | |
| ln_fdi | Coef. | Robust Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
| GDP | 4.09e-13 | 1.69e-13 | 2.41 | 0.047 | 8.15e-15 | 8.10e-13 |
| ln_TR | -.5524686 | .1891637 | -2.92 | 0.022 | -.9997695 | -.1051676 |
| ln_pc | .0510152 | .0325139 | 1.57 | 0.161 | -.025868 | .1278985 |
| OPEN | .0010942 | .0000788 | 13.88 | 0.000 | .0009079 | .0012806 |
| ln_wage | -.1408013 | .0870117 | -1.62 | 0.150 | -.3465512 | .0649486 |
| _cons | 16.34571 | 4.309615 | 3.79 | 0.007 | 6.155088 | 26.53633 |
| sigma_u | 4.1507423 | | | | | |
| sigma_e | .89092823 | | | | | |
| rho | .95595745 | (fraction of variance due to u_i) | | | | |

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán

Kết quả ước lượng cho thấy mô hình giải thích được 15,71% dòng chảy FDI vào sự thay đổi của các quốc gia.

Quy mô thị trường được đại diện bởi **GDP** có tác động cùng chiều lên FDI tại các quốc gia được lựa chọn và hệ số có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Theo đó khi GDP tăng lên 1 triệu USD thì FDI trung bình tăng $e^{4.09E-13}$ %. Điều này có ý nghĩa là ở những quốc gia có quy mô thị trường lớn thì thu hút được FDI nhiều hơn. **Kết quả đưa ra**

hoàn toàn phù hợp với nghiên cứu Sahoo,P. (2006), Ab Quyoom Khachoo và Mohd Imran Khan (2012). Do đó quy mô thị trường là nhân tố quan trọng việc thu hút FDI tại các quốc gia được chọn.

Hệ số của **biến tiêu thụ điện bình quân đầu người (PC) đại diện cho cơ sở hạ tầng có tương quan cùng chiều với FDI** và điều này đúng với kì vọng như ở đầu. Hệ số của biến tiêu thụ điện bình quân đầu người (PC) đại diện cho cơ sở hạ tầng của nước nhận đầu tư lại mang dấu dương và điều này đúng với kì vọng như ở đầu. Tuy nhiên biến này lại **không có ý nghĩa thống kê ở mức 5%**. Khi lượng điện tiêu thụ tăng 1% thì FDI trung bình tăng $e^{0.051\%}$, mức tăng này tương đối khiêm tốn nhưng cũng chứng minh rằng các quốc gia có cơ sở hạ tầng được cải thiện tốt và phát triển. Cơ sở hạ tầng tốt và phát triển cũng làm tăng năng suất lao động của đầu tư và vì vậy sẽ hấp dẫn FDI chảy vào nhiều hơn. Kết quả này phù hợp với kết quả của Asidu (2002), Sahoo,P. (2006), Ab Quyoom Khachoo và Mohd Imran Khan (2012).

Hệ số của biến tổng dự trữ (TR) lại có tương quan âm với FDI. Biến này cũng không giống như kì vọng ban đầu. Vì vậy không thể kết luận biến tổng dự trữ có tác động cùng chiều với FDI.

Biến độ mở thương mại có tác động cùng chiều lên dòng vốn FDI tại các quốc gia được chọn và có ý nghĩa thống kê tại mức ý nghĩa 5%. Hệ số này có ý nghĩa khi độ mở tăng lên 1% thì trung bình FDI tăng $e^{0.001\%}$. Điều này hàm ý rằng nhà đầu tư nước ngoài rất quan tâm đến độ mở kinh tế của quốc gia nước chủ nhà khi quyết định nơi đầu tư tại các quốc gia đang phát triển. Kết quả này mâu thuẫn với nghiên cứu thực nghiệm, Ab Quyoom Khachoo và Mohd Imran Khan (2012) cho thấy độ mở quốc gia không ảnh hưởng đến FDI, nhưng lại phù hợp với lý thuyết của Pravin Jadhav (2012)

Biến **wage** đại diện cho chi phí lao động cho biết khi wage tăng 1 triệu USD trung bình FDI giảm 0.14% tuy không có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 5% nhưng lại **phù hợp với kì vọng đầu**. Chứng minh rằng khi chi phí lao động càng thấp thì thu hút FDI càng cao.

5. Kết luận

Qua kết quả hồi quy của nghiên cứu cho thấy, đầu tư trực tiếp nước ngoài có thể được tác động mạnh mẽ bởi các nhân tố vĩ mô của nền kinh tế như quy mô thị trường, độ mở của nền kinh tế, cơ sở hạ tầng. Quy mô thị trường được đại diện bởi GDP, độ mở của nền kinh tế, cơ sở hạ tầng có tương quan cùng chiều với FDI, điều này phù hợp với tất cả các nghiên cứu được liệt kê trong bài, và mang ý nghĩa rằng những quốc gia có quy mô thị trường càng lớn, cơ sở hạ tầng phát triển sẽ thúc đẩy các nhà đầu tư nước ngoài đầu tư vào nước mình nhiều hơn. Ngoài ra, biến độ mở thương mại có tác động cùng chiều lên dòng vốn FDI tại các quốc gia đang phát triển. Điều này hàm ý rằng, các quốc gia có thị trường mở cửa sẽ giúp cho nguồn vốn tự do luân chuyển và vì vậy sẽ thu hút được sự quan tâm từ các nhà đầu tư hơn. Việc mở cửa thị trường của các quốc gia tiếp nhận đầu tư cũng làm thuận lợi hơn cho việc xuất nhập khẩu hàng hóa của các doanh nghiệp FDI. Điều này cũng cho thấy các nhà đầu tư nước ngoài rất quan tâm đến độ mở kinh tế của quốc gia nước chủ nhà khi quyết định nơi đầu tư tại các quốc gia đang phát triển. Tuy nhiên tổng dự trữ, lại có tương quan ngược chiều với FDI, kì vọng đầu của biến trên lại không phù hợp với lý thuyết đưa ra. Đối với chi phí lao động, khi chi phí lao động của nước được đầu tư giảm, việc thu hút dòng vốn FDI vào trong nước sẽ tăng và ngược lại, kết quả này cũng phù hợp với lý thuyết của Ab Quyoom Khachoo & Mohd Imran Khan (2012). Qua nghiên cứu một số yếu tố ảnh hưởng đến dòng vốn FDI vào có

thể được coi là tài liệu tham khảo cho các nhà hoạch định chính sách vận dụng dựa trên các lý thuyết và thực tế để đưa ra những phương án phù hợp nhất nhằm tăng cường thu hút đầu tư từ nước ngoài vào nước sở tại. Đồng thời, kết quả nghiên cứu cũng có thể thấy rằng, để gia tăng vốn đầu tư FDI tại các nước đang phát triển, cần phát triển cơ sở hạ tầng, mở rộng thị trường, nâng cao khả năng và kỹ thuật của lao động.

Tài liệu tham khảo

1. Ab Quyoom Khachoo & Mohd Imran Khan (2012), 'Determinants of FDI inflows to developing countries: a panel data analysis', *MPRA Paper No. 37278*, posted 16 Mar 2012 14:32 UTC
2. Amal, M., Tomio, B. T., & Raboch, H. (2010). Determinants of foreign direct investment in Latin America. *GCG: revista de globalización, competitividad y gobernabilidad*, 4(3), 116-133.
3. Awan, A. G., Ahmad, W., Shahid, P., & Hassan, J. (2014). Factors affecting foreign direct investment in Pakistan. *International Journal of Business and Management Review*, 2(4), 21-35.
4. Bevan, A. A., & Estrin, S. (2000). The determinants of foreign direct investment in transition economies.
5. Jadhav, P. (2012). Determinants of foreign direct investment in BRICS economies: Analysis of economic, institutional and political factor. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 37, 5-14.
6. Khamphengvong, V., Xia, E., & Srithilat, K. (2018). Inflow determinants of foreign direct investment. *Human Systems Management*, 37(1), 57-66.
7. Mugableh, M. I. (2015). Time series analysis of inward foreign direct investment function in Malaysia. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 172, 679-685.
8. Sahoo, P. (2006). Foreign direct investment in South Asia: Policy, trends, impact and determinants.
9. TRAN, T. Q., DANG, T. A., & TRAN, N. A. T. (2020). Factors Affecting Foreign Direct Investment: Evidence on Tay Ninh Province. *The Journal of Asian Finance, Economics, and Business*, 7(9), 263-269.
10. Workneh, A. M. (2014). Factors affecting FDI flow in Ethiopia: An empirical investigation. *European Journal of Business and Management*, 6(31).

MỘT SỐ YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN TỈ LỆ LẠM PHÁT Ở CÁC NƯỚC ASEAN

TS Phạm Ngọc Hưng, Nguyễn Thị Thanh Thủy,

Lê Thị Lan Anh, Lê Hoàng Nam,

Đại học Kinh tế quốc dân

Tóm tắt

Lạm phát luôn là một vấn đề đáng quan tâm về vai trò của nó đối với sự tăng trưởng kinh tế. Đặc biệt, năm 2007 và 2008, nó được coi là “kẻ phá hoại” có tác động xấu đến các hoạt động kinh tế. Nó như một căn bệnh của nền kinh tế thị trường, là một vấn đề hết sức phức tạp đòi hỏi sự đầu tư lớn về thời gian và trí tuệ mới có thể mong muốn đạt kết quả khả quan. Cùng với sự phát triển đa dạng và phong phú của nền kinh tế, các yếu tố tác động đến lạm phát cũng ngày càng phức tạp. Trong sự nghiệp phát triển thị trường ở nước ta nói riêng và ASEAN nói chung, việc nghiên cứu về lạm phát có vai trò to lớn góp phần vào sự phát triển của mỗi quốc gia. Vì vậy, mục tiêu của bài nghiên cứu là đánh giá tác động của các yếu tố như lạm phát thời kỳ trước, nợ công, GDP bình quân, tốc độ tăng trưởng GDP, tỉ giá hối đoái, tỉ lệ thất nghiệp đến tỷ lệ lạm phát của 10 nước ASEAN là Việt Nam, Thái Lan, Campuchia, Philipines, Malaysia, Indonesia, Lào, Brunay, Myanmar và Singapore trong 9 năm từ 2010 đến 2018 bằng cách sử dụng mô hình hồi quy OLS, FE, RE cùng các ước lượng, kiểm định để phân tích.

Từ khóa: Tỉ lệ lạm phát, tỉ lệ thất nghiệp, nợ công, tỉ giá hối đoái, tốc độ tăng trưởng

1. Giới thiệu

Sau gần 50 năm hình thành và phát triển của ASEAN, với cột mốc quan trọng là sự hình thành của Cộng Đồng Kinh Tế ASEAN vào cuối năm 2015, ASEAN đã và đang tiếp tục vượt qua quãng đường rất dài để xây dựng một Cộng Đồng Kinh Tế ASEAN phát triển toàn diện và vững mạnh. Quãng đường phát triển đó đã được thử thách bởi những khó khăn trong quá khứ như khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008-2009 và hiện tại là chào lưu chống toàn cầu hóa đa phương hóa hợp tác kinh tế hay xu hướng bảo hộ hiện nay. Hơn lúc nào hết khu vực Châu Á mà cụ thể là ASEAN cần phát huy vị trí đầu tàu trong việc thúc đẩy tự do hóa thương mại, liên kết kinh tế khu vực, là hình mẫu cho các khuôn khổ hợp tác kinh tế và toàn cầu. Có thể nói rằng, kinh tế-xã hội ở ASEAN nói riêng và toàn thế giới nói chung, năm 2008 diễn ra trong bối cảnh tình hình thế giới và trong nước có nhiều biến động phức tạp, khó lường. Đến năm 2010, kinh tế thế giới đã có những chuyển biến tích cực, đã có những tín hiệu phục hồi.



Nguồn: <https://sites.google.com/site/dhongnamaxusothantien/>

Hình 1: Bản đồ các nước ASEAN

Trong bức tranh phát triển chung của ASEAN nửa thập kỷ qua, hợp tác kinh tế ASEAN là những mảng màu rực rỡ và sống động nhất với những kết quả cụ thể và thiết thực. Từ một tổ chức đặt ưu tiên cho mục tiêu chính trị, chưa bàn thảo đến hợp tác kinh tế, đến nay ASEAN đã trở thành một liên kết kinh tế mạnh mẽ với mức độ tự do hóa cao trong lĩnh vực thương mại hàng hóa, thương mại dịch vụ và đầu tư, đồng thời cũng là một nền kinh tế lớn, trung tâm thương mại quan trọng trong bản đồ kinh tế toàn cầu, vươn lên trở thành nền kinh tế lớn thứ 6 của thế giới và thứ 3 ở châu Á với tổng sản phẩm quốc nội đạt 2550 tỷ USD năm 2016.

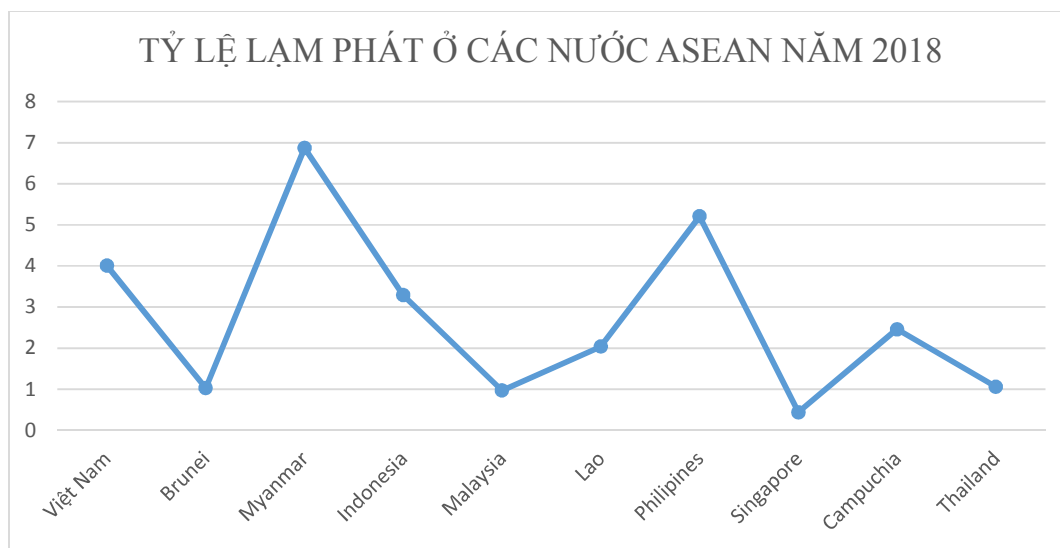


(Nguồn: ASEAN post)

Hình 2: Tốc độ tăng trưởng ASEAN 2019

Với đà tăng trưởng hiện nay, đến năm 2050, ASEAN được dự báo sẽ trở thành nền kinh tế lớn thứ 4 toàn cầu. Tuy nhiên, nỗi lo về lạm phát vẫn là điều mà 10 quốc gia trong ASEAN phải đối mặt và vượt qua. Vì vậy, nhóm nghiên cứu quyết định sử dụng số liệu của 10 nước ASEAN để nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến lạm phát trong khoảng thời gian 2010-2018.

Theo thông kê của ngân hàng thế giới WorldBank, tỷ lệ lạm phát của các nước ASEAN năm 2018 đều tăng so với năm 2017. Trong đó Singapore là quốc gia có tỷ lệ lạm phát thấp nhất (0,44%) còn tỷ lệ lạm phát cao nhất (6,87%) thuộc về Myanmar.



Nguồn: Nhóm nghiên cứu vẽ

Hình 3: Biểu đồ tỷ lệ lạm phát ở các nước ASEAN năm 2018

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan các nghiên cứu trước

Trong quá trình tìm hiểu và nghiên cứu, chúng tôi có tham khảo bài viết: “Tác động của các yếu tố vĩ mô đến lạm phát tại Việt Nam” của tác giả Huỳnh Thế Nguyễn và Vũ Thị Tươi (2016).

Cụ thể, bài viết này nghiên cứu tác động của các yếu tố vĩ mô đến lạm phát tại Việt Nam trong giai đoạn 1995 - 2012. Kết quả nghiên cứu cho thấy yếu tố kỳ vọng lạm phát, tiền tệ, khoảng chênh sản lượng, tỷ giá hối đoái là những nguyên nhân chính gây lạm phát trong thời gian qua. Do đó để kiểm soát lạm phát hiệu quả, Chính phủ cần triển khai các chính sách vĩ mô một cách hiệu quả và có chất lượng.

Ở đây, mô hình Phillips mở rộng được sử dụng để phân tích nguyên nhân lạm phát ở Việt Nam với dạng phương trình sau:

$$P_t = d_0 + d_1 P_t^e - k(u - u^n) + d_2 SAS + d_3 SAD \quad (1)$$

Trong đó, P_t là tỷ lệ lạm phát trong thời kỳ t, SAS các biến đại diện các cú sốc tổng cung, SAD các biến đại diện các cú sốc của tổng cầu ngoài ảnh hưởng của thất nghiệp. P_t^e là tỷ lệ lạm phát kỳ vọng, thường là kỳ vọng thích nghi với hàm ý lạm phát có sức ỳ. Sức ỳ xuất hiện vì lạm phát trong quá khứ có ảnh hưởng đến kỳ vọng về lạm phát trong tương lai và kỳ vọng này tiếp tục ảnh hưởng đến giá cả. Nếu giá cả tăng lên nhanh chóng thì người dân sẽ dự kiến giá cả tiếp tục tăng nhanh. $(u - u^n)$ là tỷ lệ thất nghiệp chu kỳ và tham số k phản ánh mức độ nhạy cảm của lạm phát đối với thất nghiệp. Theo Okun

thì độ chênh sản lượng có quan hệ với độ lệch thất nghiệp, do đó tỷ lệ thất nghiệp chu kỳ được thay thế bằng khoảng chênh sản lượng GAP. Từ đó mô hình nghiên cứu thực nghiệm các yếu tố vĩ mô tác động đến lạm phát tại Việt Nam có dạng sau:

$$\ln P = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \ln P_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{2i} \text{GAP}_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{3i} d \ln M_{2t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{4i} d \ln EX_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{5i} d \ln OIL_{t-i} + \varepsilon \quad (2)$$

Theo phương trình này thì mức giá chung của nền kinh tế phụ thuộc vào lạm phát kỳ vọng, khoảng chênh sản lượng, cung tiền M_2 , tỷ giá và giá dầu thế giới. Các biến trễ được đưa vào phản ánh sự cứng nhắc của giá và phản ứng chậm của chính sách. Về dữ liệu, biến phụ thuộc $\ln P$ phản ánh tỷ lệ lạm phát, được tính từ chỉ số giá tiêu dùng CPI. Đây là chỉ tiêu được sử dụng phổ biến nhất để đo lường mức giá và sự thay đổi của mức giá. CPI được lấy theo quý theo công bố của IMF với năm cơ sở là 2005. Biến độc lập bao gồm $d(\ln M_2)$: sai phân bậc nhất của log cung tiền M_2 , đây là biến đại diện yếu tố tiền tệ, M_2 được lấy theo quý theo công bố của IMF. GAP: Khoảng chênh giữa sản lượng thực và sản lượng tiềm năng được đo lường bằng phương pháp lọc Hodrick - Prescott. Trong đó sản lượng thực GDP thu thập theo quý từ IMF, năm cơ sở là 2000. $d(\ln EX)$: sai phân bậc nhất của log tỷ giá VND/USD. Tỷ giá VND/USD là tỷ giá bình quân được lấy theo quý từ nguồn IMF và SBV. $d(\ln OIL)$: Sai phân bậc nhất của log giá dầu thô thế giới. Giá dầu thô thu thập theo quý từ nguồn Bloomberg.

Để ước lượng phương trình (2), tiến hành kiểm định tính dừng của chuỗi dữ liệu nhằm lựa chọn độ trễ tối ưu. Thủ tục kiểm định tính dừng theo phương pháp ADF với độ trễ được lựa chọn dựa trên các chỉ tiêu AIC và SIC. Tiếp theo, tiến hành hồi quy biến phụ thuộc tỷ lệ lạm phát $\ln P$ theo các biến độc lập trong phương trình (2), kết quả hồi qui là các chỉ dẫn quan trọng về các yếu tố gây ra lạm phát ở Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu.

Kết quả phân tích của bài viết cho thấy yếu tố tâm lý kỳ vọng, tiền tệ, khoảng chênh sản lượng, tỷ giá hối đoái và giá dầu thế giới là những nhân tố tác động chính đến lạm phát tại Việt Nam trong thời gian qua nhưng cơ chế tác động sẽ có một khoảng trễ nhất định. Kết hợp với những nguyên nhân gây ra lạm phát được các lý thuyết truyền thống đúc kết, bài nghiên cứu khuyến nghị một số chính sách nhằm góp phần kiểm soát lạm phát và ổn định kinh tế vĩ mô hướng đến tăng trưởng bền vững.

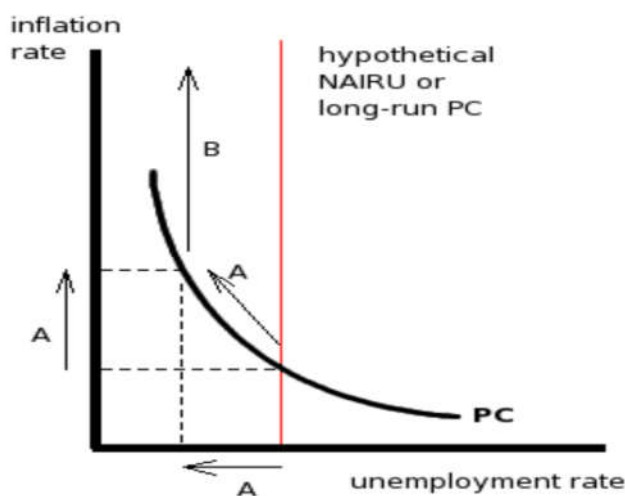
Ngoài ra, theo như Koohoon Kwon và Lavern McFarlane (2006) nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa nợ công và lạm phát trên dữ liệu bảng của 42 quốc gia phát triển và đang phát triển đã chỉ ra mối tương quan mạnh cùng chiều giữa nợ công và lạm phát ở các quốc gia có tỷ lệ nợ công cao, nhưng mối quan hệ này mờ nhạt đối với những quốc gia phát triển và những quốc gia đang phát triển có tỷ lệ nợ công thấp. Đồng thời, yếu tố cung tiền luôn là nguyên nhân gây ra lạm phát ở cả hai nhóm quốc gia này dù có vay nợ hay không vay nợ. Bên cạnh đó, Byung - Yeon Kim (2001) thực hiện hồi quy theo mô hình VECM cho trường hợp của Ba Lan giai đoạn 1990 - 1999 đã kết luận rằng tiền lương, tỷ giá có mối quan hệ rất chặt với lạm phát. Ngoài ra tác giả còn cho rằng cung tiền và sản lượng không giải thích cho sự biến động của lạm phát. Nina Leheyda (2005) dùng mô hình VECM kiểm định mối quan hệ giữa cung tiền, sản lượng thực, tỷ giá hối đoái và tiền lương với lạm phát tại Ukraine giai đoạn 1997 - 2003 với kết quả trong ngắn hạn tỷ giá hối đoái có quan hệ cùng chiều với lạm phát, sản lượng thực cũng quyết định đến lạm phát trong khi yếu tố tiền tệ thì ảnh hưởng rất yếu. Tác giả cho rằng

rất khó giải thích mối quan hệ giữa lạm phát và tiền lương vì mối quan hệ này lại nghịch chiều ở Ukraine.

Kết quả nghiên cứu của Phạm Thế Anh (2009) cho rằng có bốn nhóm nhân tố tác động đến lạm phát. Thứ nhất là nhóm nhân tố ảnh hưởng đến tổng cầu. Nhóm thứ hai là các cú sốc về tổng cung. Nhóm thứ ba là sự cứng nhắc của giá cả và nhóm cuối cùng là yếu tố thể chế. Kết quả nghiên cứu cho thấy yếu tố kỳ vọng tác động đến lạm phát, nghĩa là lạm phát các quý trước ảnh hưởng đến lạm phát quý sau. Đặc biệt biến động giá dầu thế giới không ảnh hưởng gì đến vấn đề lạm phát tại Việt Nam vì chính sách trợ giá xăng dầu của Nhà nước. Ngoài ra, kết quả nghiên cứu đối với biến lãi suất cho thấy sự phản ứng chậm chạp của chính sách tiền tệ đối với lạm phát.

Thêm vào đó, nghiên cứu của Keynes cho rằng, trong ngắn hạn, sẽ có sự đánh đổi giữa lạm phát và tăng trưởng, vì thế muốn có tăng trưởng cao thì phải chấp nhận một tỷ lệ lạm phát nhất định. Trong giai đoạn này, tốc độ tăng trưởng và lạm phát di chuyển cùng chiều. Về dài hạn, nếu tiếp tục chấp nhận tăng lạm phát để thúc đẩy tăng trưởng thì GDP cũng không tăng thêm, ngược lại còn có xu hướng giảm đi.

Một lý thuyết khác được sử dụng ở đây đó là đường cong Phillips mô tả mối quan hệ giữa lạm phát và tỷ lệ thất nghiệp. Đường cong Phillips dài hạn là một đường thẳng đứng minh họa rằng không có sự đánh đổi vĩnh viễn giữa lạm phát và thất nghiệp trong thời gian dài. Tuy nhiên, đường cong Phillips ngắn hạn gần giống hình chữ L để phản ánh mối quan hệ nghịch đảo ban đầu giữa hai biến. Khi tỷ lệ thất nghiệp tăng, lạm phát giảm; khi tỷ lệ thất nghiệp giảm, lạm phát tăng.



Nguồn: *The relationship between inflation and unemployment*

Hình 3: Đường Phillips trong ngắn hạn

Qua việc phân tích tổng quan, để phù hợp với đề tài “**Một số yếu tố ảnh hưởng đến tỉ lệ lạm phát ở các nước ASEAN**”, nhóm nghiên cứu quyết định đưa sáu biến độc lập vào mô hình: *tỉ lệ lạm phát thời kỳ t-1, nợ công, GDP bình quân, tốc độ tăng trưởng, tỉ lệ thất nghiệp và tỉ giá hối đoái*. Vì thế, mô hình sẽ được phân tích gồm 1 biến phụ thuộc (tỉ lệ lạm phát thời kỳ t), 6 biến độc lập ứng với 10 quốc gia ASEAN từ năm 2010-2018.

3. Phương pháp nghiên cứu

Bài nghiên cứu sử dụng mô hình tuyến tính với các biến đại diện cho nguyên nhân chính dẫn tới lạm phát là lạm phát cầu kéo. Về nguyên nhân cầu kéo, các biến được sử dụng bao gồm tỉ giá hối đoái, tỉ lệ thất nghiệp, GDP bình quân, tốc độ tăng trưởng, tỉ lệ lạm phát thời kỳ trước và nợ công. Về phía nguyên nhân do chi phí đẩy giá dầu là biến được sử dụng để đại diện chi phí sản xuất của cung quốc gia nhưng biến động giá dầu thế giới không ảnh hưởng gì đến vấn đề lạm phát tại Việt Nam nói riêng và một vài nước ở khu vực ASEAN nói chung vì chính sách trợ giá xăng dầu của Nhà nước nên sẽ không đề cập đến.

Cụ thể, với biến độc phụ thuộc Lạm phát INF_{it} ở dạng bình thường, còn trong các biến độc lập có biến GDP bình quân ở dạng log, các biến độc lập còn lại ở dạng bình thường nên nhóm sử dụng **Mô hình Lin-log** cho bài nghiên cứu:

$$INF_{it} = \beta_0 + \beta_1 INF_{i(t-1)} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 ER_{it} + \beta_4 \ln GDP_{per_{it}} + \beta_5 GD_{it} + \beta_6 TN_{it} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

ε_{it} : Sai số ngẫu nhiên

i : Chạy từ 1 đến 10 (10 quốc gia nghiên cứu)

t : Chạy từ 2010 đến 2018

Bảng 1 : Mô tả biến và nguồn dữ liệu

| Biến | Mô tả biến | Nguồn dữ liệu |
|----------------|---|----------------------|
| INF | Tỉ lệ lạm phát INF https://data.worldbank.org/indicator/FP.CPI.TOTL.ZG | World bank |
| GD | Nợ công GD https://data.worldbank.org/indicator/GC.DOD.TOTL.GD.ZS | World bank |
| GDP per | GDP bình quân https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CD | World bank |
| ER | Tỉ giá hối đoái ER https://data.worldbank.org/indicator/PA.NUS.FCRE | World bank |
| TN | Tỉ lệ thất nghiệp TN https://data.worldbank.org/indicator/SL.UEM.TOTL.ZS | World bank |
| GDP | Tốc độ tăng trưởng https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG | World bank |

Nguồn: Nhóm tác giả xây dựng

Bảng 2 : Mô tả biến trong mô hình

| Loại biến | Tên biến | Ký hiệu | Đơn vị | Dấu các nghiên cứu trước | | Dấu kỳ vọng |
|----------------|--------------------------------|------------------|---------------|---|-------|-------------|
| Biến phụ thuộc | Tỉ lệ lạm phát thời kì t | INF_{it} | % | | | |
| | Tỉ lệ lạm phát thời kì $t - 1$ | $INF_{i(t-1)}$ | % | Phạm Thế Anh (2009). <i>Xác định các nhân tố tác động đến lạm phát tại Việt Nam. Tạp chí Kinh tế Phát Triển.</i> | (+/-) | + |
| Biến độc lập | Nợ công | GD_{it} | % | Kwon, G. (2006). <i>Public Debt, Money supply, and Inflation: A Cross-Country Study and Its Application to Jamaica.</i> | (+) | + |
| | GDP bình quân | $GDP_{per_{it}}$ | USD/người/năm | Nghiên cứu của Keynes. | (+) | + |
| | Tỉ giá hối đoái | ER_{it} | USD | Leheyda, N. (2005). <i>Determinants of Inflation in Ukraine: A Cointegration Approach.</i> | (+) | + |
| | Tỉ lệ thất nghiệp | TN_{it} | % | Lý thuyết về đường Phillips | - | - |
| | Tốc độ tăng trưởng | GDP_{it} | % | Nghiên cứu của Keynes | + | + |

Nguồn: Nhóm tác giả xây dựng

4. Kết quả và phân tích

Trước hết cần xem hệ số tương quan của các biến để đánh giá mối tương quan của các biến độc lập với biến phụ thuộc để xem xét kỳ vọng dấu tác động của các biến độc lập đến biến phụ thuộc có phù hợp hay không. Qua hệ số tương quan của các biến độc lập ta cũng có thể đánh giá được mức độ đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong mô hình ở mức độ như thế nào.

Bảng 3. Ma trận hệ số tương quan giữa các biến

| | INF | INF(-1) | GD | GDPper | GDP | ER | TN |
|---------|---------|---------|---------|--------|---------|---------|----|
| INF | 1 | | | | | | |
| INF(-1) | 0,6389 | 1 | | | | | |
| GD | 0,0451 | 0,0457 | 1 | | | | |
| GDPper | -0,3714 | -0,3217 | 0,42 | 1 | | | |
| GDP | -0,1747 | -0,2642 | -0,5149 | 0,2734 | 1 | | |
| ER | 0,2671 | 0,2323 | -0,0822 | -0,206 | -0,0116 | 1 | |
| TN | -0,3549 | -0,3146 | -0,2779 | 0,5705 | 0,5083 | -0,2018 | 1 |

Nguồn: Nhóm nghiên cứu tính toán

Độ tương quan của các biến với nhau đều nhỏ 0.7, điều này thể hiện giữa các biến không có hiện tượng đa cộng tuyến. Các biến có tương quan dương so với lạm phát là nợ công (GD_{it}), lạm phát thời kỳ t-1 ($INF_{i(t-1)}$) và tỉ giá hối đoái (ER_{it}) với giá trị tương quan lần lượt là 0.0451, 0.6389 và 0.2671. Còn ba biến tốc độ tăng trưởng (GDP_{it}), tỷ lệ thất nghiệp (TN_{it}) và GDP bình quân ($GDPper_{it}$) có tương quan âm so với lạm phát. Sự tương quan giữa tỉ giá hối đoái (ER_{it}) và tốc độ tăng trưởng (GDP_{it}) có mối quan hệ lỏng nhất (-0.0116).

Việc ước lượng các hệ số của mô hình được thực hiện trên phần mềm stata. Sau khi thực hiện các ước lượng OLS, FEM, REM,... nhóm nghiên cứu sử dụng các kiểm định Hausman, F test,... kết quả thu được mô hình tác động cố định FEM được sử dụng phân tích. Tuy nhiên, sau khi kiểm định mô hình FEM bằng các kiểm định Wald, kiểm định Wooldridge,.. nhận thấy mô hình có khuyết tật về phương sai sai số thay đổi. Vì vậy, nhóm nghiên cứu đã quyết định sử dụng mô hình sai số chuẩn vững để khắc phục và thu được kết quả mô hình tốt nhất dưới đây.

Bảng 4. Kết quả ước lượng mô hình với biến phụ thuộc INF

| Biến độc lập | Hệ số ước lượng |
|----------------|-----------------|
| INF(-1) | 0,287544** |
| GD | -0,05456 |
| GDPper | -5,463*** |
| GDP | 0,133725 |
| ER | 0,0012645 |
| TN | -1,07157* |
| R ² | 0,2741 |
| Kích thước mẫu | 90 |

Nguồn: Nhóm nghiên cứu tính toán

Sau khi khắc phục được phương sai sai số thay đổi, sử dụng mô hình FEM. Kết quả cho thấy mô hình giải thích được 27,41%.

Biến lạm phát thời kỳ trước ($INF_{i(t-1)}$) có tác động cùng chiều lên biến phụ thuộc của lạm phát, đúng như kỳ vọng đầu ban đầu dựa vào kết quả nghiên cứu của Phạm Thế Anh (2009) cho thấy yếu tố kỳ vọng tác động đến lạm phát, nghĩa là lạm phát các quý trước ảnh hưởng đến lạm phát quý sau nhưng sẽ có sự tác động khác nhau trong ngắn hạn và dài hạn. Theo kết quả mô hình trên, nếu lạm phát của thời kỳ trước tăng lên 1 đơn vị thì sẽ làm tăng 0,288 đơn vị của biến lạm phát thời kỳ sau.

Biến tốc độ tăng trưởng (GDP_{it}) có tương quan dương với tỷ lệ lạm phát đúng như kỳ vọng về đầu ban đầu. Khi tốc độ tăng trưởng tăng thêm 1 đơn vị thì tỷ lệ lạm phát tăng 0,134 đơn vị. Nghiên cứu của Keynes cho rằng, trong ngắn hạn, sẽ có sự đánh đổi giữa

lạm phát và tăng trưởng, theo đó muốn có tăng trưởng cao thì phải chấp nhận một tỷ lệ lạm phát nhất định. Trong giai đoạn này, tốc độ tăng trưởng và lạm phát di chuyển cùng chiều. Về dài hạn, nếu tiếp tục chấp nhận tăng lạm phát để thúc đẩy tăng trưởng thì GDP cũng không tăng thêm, ngược lại còn có xu hướng giảm đi.

Biến tỉ giá hối đoái (ER_{it}) có tương quan dương với biến phụ thuộc đúng như kỳ vọng ban đầu. Khi ER tăng 1 đơn vị, tỷ lệ lạm phát sẽ tăng 0.0013 đơn vị. Theo như nghiên cứu của Byung - Yeon Kim (2001) thực hiện hồi quy theo mô hình VECM cho trường hợp của Ba Lan giai đoạn 1990 - 1999 đã kết luận rằng tiền lương, tỷ giá có mối quan hệ rất chặt với lạm phát và điều này đúng cho các nước ASEAN.

Biến tỉ lệ thất nghiệp (TN_{it}) có tương quan âm với biến phụ thuộc đúng như kỳ vọng về dấu ban đầu. Theo lý thuyết về đường cong Phillips, trong ngắn hạn đường Phillips gần giống hình chữ L để phản ánh mối quan hệ nghịch đảo ban đầu giữa hai biến. Khi tỷ lệ thất nghiệp tăng, lạm phát giảm; khi tỷ lệ thất nghiệp giảm, lạm phát tăng. Theo như kết quả mô hình, nếu tỷ lệ thất nghiệp tăng 1 đơn vị sẽ làm giảm tỷ lệ lạm phát - 1,07 đơn vị đúng như lý thuyết đã đưa ra.

Biến nợ công (GD_{it}) có tương quan âm với tỷ lệ lạm phát, không giống như kỳ vọng ban đầu về dấu. Theo như Koohoon Kwon và Lavern McFarlane (2006) nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa nợ công và lạm phát trên dữ liệu bảng của 42 quốc gia phát triển và đang phát triển đã chỉ ra mối tương quan mạnh cùng chiều giữa nợ công và lạm phát ở các quốc gia có tỷ lệ nợ công cao, nhưng mối quan hệ này mờ nhạt đối với những quốc gia phát triển và những quốc gia đang phát triển có tỷ lệ nợ công thấp. Sau kết quả phân tích, nhóm nghiên cứu đánh giá số lượng các quốc gia ở Đông Nam Á có tỷ lệ nợ công thấp nhiều hơn các quốc gia có tỷ lệ nợ công cao.

Biến GDP bình quân ($GDPper_{it}$) có tương quan âm với biến phụ thuộc không giống như kỳ vọng về dấu ban đầu. Khi GDP bình quân tăng 1% thì tỷ lệ lạm phát thay đổi $-\frac{5,46}{100}$ đơn vị.

5. Kết luận

Qua kết quả phân tích cho thấy, tỷ lệ lạm phát ở các nước ASEAN bị ảnh hưởng bởi nhiều yếu tố như tỉ lệ lạm phát thời kỳ trước, nợ công, GDP bình quân, tốc độ tăng trưởng GDP, tỉ giá hối đoái và tỉ lệ thất nghiệp. Lạm phát ở thời kỳ trước có mối quan hệ chặt chẽ với lạm phát ở thời kỳ tiếp theo, phản ánh mức độ kỳ vọng về lạm phát. Nhưng trong ngắn hạn sự thay đổi này có thể là tác động cùng chiều, còn về dài hạn tác động này có thể biến đổi ngược chiều. Về sự ảnh hưởng của tỉ lệ nợ công đối với các quốc gia có tỉ lệ nợ công cao và thấp có sự khác nhau. Khi quốc gia có tỷ lệ nợ công cao đồng nghĩa với việc nó sẽ ảnh hưởng cùng chiều với tỉ lệ lạm phát. Ngược lại, mối quan hệ này khá mờ nhạt đôi khi còn tác động ngược chiều với các quốc gia có tỉ lệ nợ công thấp. Kết quả ước lượng cho thấy, số lượng các quốc gia ở Đông Nam Á có tỉ lệ nợ công thấp nhiều hơn các quốc gia có tỉ lệ nợ công cao. Ngoài ra, một trong những biện pháp làm giảm thiểu nợ công tránh tình trạng lạm phát ra tăng hiện nay có thể kể đến đó là giảm bớt nợ nước ngoài để giảm áp lực cho nợ công. Nghiên cứu của Keynes cho rằng, trong ngắn hạn, sẽ có sự đánh đổi giữa lạm phát và tăng trưởng, theo đó muốn có tăng trưởng cao thì phải chấp nhận một tỷ lệ lạm phát nhất định. Trong giai đoạn này, tốc độ tăng trưởng và lạm phát di chuyển cùng chiều. Về dài hạn, nếu tiếp tục chấp nhận tăng lạm phát để thúc đẩy tăng trưởng thì GDP cũng không tăng thêm, ngược lại còn có xu hướng giảm đi. Lý thuyết này hợp lý với với kết quả hồi quy của mô hình nghiên cứu. Tiếp theo, quản lý chặt chẽ hoạt động chi tiêu thu đổi ngoại tệ trên thị trường cũng là

một trong những giải pháp làm giảm bớt tỷ lệ lạm phát do tác động cùng chiều của hai biến này nhưng sẽ có sự khác nhau giữa các quốc gia. Ví dụ, Việt Nam có những chính sách tích cực thu hút ngoại tệ trong dân bằng việc khuyến khích gửi tiết kiệm ngoại tệ với lãi suất hấp dẫn; thực hiện tỉ giá hối đoái linh hoạt giữa tiền Việt Nam với một số ngoại tệ, nhất là ngoại tệ mạnh chi phối hoạt động xuất nhập khẩu của Việt Nam như USD, EURO, Yên, Nhân Dân tệ... đảm bảo tác động khách quan vào xuất nhập khẩu, không gây thiệt hại chung cho nền kinh tế. Khuyến khích chi tiêu không dùng tiền mặt, đặc biệt là khách nước ngoài, cần tạo cơ chế để nhóm khách này có thể giam gia, nhất là đối với thị trường chứng khoán, thị trường bất động sản. Cuối cùng, tỉ lệ thất nghiệp là một yếu tố không thể không nhắc tới khi đề cập đến tỷ lệ lạm phát. Yếu tố này ảnh hưởng có sự thay đổi trong dài hạn và ngắn hạn. Đường cong Phillips dài hạn là một đường thẳng đứng minh họa rằng không có sự đánh đổi vĩnh viễn giữa lạm phát và thất nghiệp trong thời gian dài. Tuy nhiên, đường cong Phillips ngắn hạn gần giống hình chữ L để phản ánh mối quan hệ nghịch đảo ban đầu giữa hai biến. Khi tỉ lệ thất nghiệp tăng, lạm phát giảm; khi tỉ lệ thất nghiệp giảm, lạm phát tăng. Vì thế một trong những giải pháp làm giảm tỉ lệ lạm phát đó là giải quyết việc làm cho người dân. Các quốc gia ASEAN cần chú ý hơn tới các chính sách giải quyết việc làm và phát triển thị trường lao động để sử dụng có hiệu quả nguồn lao động, góp phần tích cực vào việc hình thành thể chế kinh tế, tận dụng lợi thế để phát triển đất nước nói riêng và khu vực ASEAN nói chung. Nghiên cứu “Một số yếu tố ảnh hưởng đến tỉ lệ lạm phát của ASEAN” có thể coi được coi là tài liệu tham khảo cho các nhà hoạch định chính sách vận dụng dựa trên các lý thuyết và thực tế để đưa ra những phương pháp phù hợp nhất nhằm giải quyết tình trạng lạm phát thông qua các yếu tố tác động. Đồng thời, qua đó cũng giúp cho thấy tình trạng phát triển chung của các nước nói riêng và cả khu vực ASEAN nói chung.

Tài liệu tham khảo

1. Chung Mai (2018). *Các dạng mô hình tuyến tính*
2. Đường con Phillips, *Wikipedia*
3. Huỳnh Thế Nguyễn và Vũ Thị Tươi (2016). *Tác động của các yếu tố vĩ mô đến lạm phát tại Việt Nam.*
4. Leheyda, N. (2005). *Determinants of Inflation in Ukraine: A Cointegration Approach.*
5. Kwon, G. (2006). *Public Debt, Money supply, and Inflation: A Cross-Country Study and Its Application to Jamaica.* IMF Working Paper (WP/06/121).
6. Kim, B. J. (2001). *Determinants of Inflation in Poland: A Structural Cointegration Approach.* BOFIT Discussion Paper (16).
7. Phạm Thế Anh (2009). *Xác định các nhân tố tác động đến lạm phát tại Việt Nam. Tạp chí Kinh tế Phát Triển.*
8. Phạm Thị Thu Trang (2009). *Các yếu tố tác động tới lạm phát tại Việt Nam - Phân tích chuỗi thời gian phi tuyến.*
9. Taylor's Business Review, Vol 6, August 2016. *The Determinants of Inflation: An ASEAN Perspective.*

Phần II

ỨNG DỤNG PHÂN TÍCH ĐỊNH LƯỢNG TRONG CÁC VẤN ĐỀ DÂN SỐ - XÃ HỘI VÀ THƯƠNG MẠI DỊCH VỤ

TÁC ĐỘNG CỦA DI DÂN QUỐC TẾ ĐẾN THU NHẬP HỘ GIA ĐÌNH Ở VIỆT NAM

TS. Hoàng Anh Tuấn
Bộ môn Kinh tế học, Đại học Thương Mại

Tóm tắt

Di cư đến và rời Việt Nam đã tăng lên đáng kể trong những năm gần đây và hiện đang thu hút rất nhiều sự quan tâm của cả các nhà hoạch định chính sách và các nhà nghiên cứu, tuy nhiên, vẫn còn thiếu thông tin định lượng toàn diện về di cư quốc tế và tác động của nó đối với sự phát triển. Bài nghiên cứu này cung cấp bằng chứng về tác động kinh tế của di cư quốc tế từ Việt Nam, đặc biệt tập trung vào tác động của di cư đối với thu nhập hộ gia đình. Các phát hiện thực nghiệm từ nghiên cứu này cũng phù hợp với một số nghiên cứu quốc tế đáng kể cho thấy di cư quốc tế có tác động tích cực đáng kể đến thu nhập hộ gia đình. Cụ thể, sau khi kiểm soát các yếu tố khác, các hộ có kinh nghiệm di cư có thu nhập bình quân đầu người cao hơn khoảng 50% so với các hộ không có kinh nghiệm di cư. Các hộ gia đình sống ở thành thị và nông thôn có người di cư có thu nhập cao hơn so với các hộ không có người di cư. Kết quả cũng cho thấy có sự khác biệt về mức thu nhập giữa các hộ gia đình sống ở nông thôn so với những hộ sống ở thành thị. Tất cả những phát hiện đó khẳng định rằng di cư quốc tế đóng một vai trò quan trọng trong sự phát triển kinh tế và xóa đói giảm nghèo của Việt Nam.

Từ khóa: Di dân quốc tế, xóa đói giảm nghèo, thu nhập hộ gia đình

I. Đặt vấn đề

Di dân quốc tế đang ngày càng thu hút sự quan tâm của cả chính phủ và các cơ quan quốc tế. Nhiều nghiên cứu đã xem xét các tác động khác nhau của di dân quốc tế đối với sự phát triển kinh tế. Ở Việt Nam, di dân quốc tế thời gian qua đã mở rộng với tốc độ nhanh và nhiều loại hình di cư, trở thành một trong những nhân tố quan trọng quyết định đến sự thay đổi của bối cảnh kinh tế, xã hội trong nước.

Có bốn loại hình di cư chính từ Việt Nam: di cư tị nạn đến các nước phát triển trong giai đoạn 1975-1995, di cư lao động Việt Nam, di cư học tập và di cư kết hôn⁷. Dân số đông cộng với lịch sử chiến tranh tạo ra áp lực đáng kể của việc di cư lao động. Nhìn chung, yếu tố “câu - kéo” của chênh lệch thu nhập và yếu tố “cung - đẩy” của dư thừa lao động có tác động thúc đẩy di cư lao động khỏi Việt Nam.

Kể từ năm 2000, chính phủ Việt Nam đã tuyên bố đưa người lao động đi làm việc ở nước ngoài là một trong những nỗ lực chính nhằm giải quyết các vấn đề việc làm, đặc biệt là đối với thanh niên. Chính phủ đã ban hành Quyết định số 71/2009/QĐ-TTg ngày 29 tháng 4 năm 2009 phê duyệt Dự án Hỗ trợ các huyện nghèo thúc đẩy xuất khẩu lao động để xóa nghèo bền vững (mục tiêu của dự án này là cải thiện chất lượng đội ngũ lao động và tăng số lượng lao động ở các huyện nghèo tham gia xuất khẩu lao động, góp phần giải quyết việc làm, tăng thu nhập và giảm nghèo bền vững). Cùng với các chính sách

⁷ “Vietnam Migration Profile 2016” (2017), Published by International Organization for Migration (IOM), IOM Mission Office in Ha Noi, Vietnam.

được cải thiện đối với Cộng đồng người Việt Nam ở nước ngoài, điều này cho thấy cam kết nghiêm túc của chính phủ đối với vấn đề di cư quốc tế như một cách quan trọng để giải quyết vấn đề nghèo đói và thất nghiệp, cải thiện mức sống ở Việt Nam.

Tuy nhiên, ít ai biết rằng liệu di dân quốc tế có thực sự góp phần cải thiện mức sống ở Việt Nam hay không. Nhiều nghiên cứu ở các quốc gia khác nhau đã chỉ ra rằng di cư quốc tế đã đóng một vai trò quan trọng đối với kinh tế và xã hội (McKenzie and all, 2007; Viet Cuong, N. and Mont, D. 2012; De Haas, H. 2019). Kiềm hời từ người di cư quốc tế có thể cung cấp thu nhập đầy đủ để cải thiện mức sống của gia đình người di cư, sử dụng vào hàng tiêu dùng, giáo dục trẻ em và nhà ở tốt hơn (Huguet, 2005; Lucas, 1998; Rodriguez, 1998). Tuy nhiên, chưa có đánh giá nào được thực hiện về tác động của di cư quốc tế và kiềm hời đối với thu nhập hộ gia đình ở Việt Nam. Thông tin và dữ liệu hạn chế cũng làm tăng thêm khó khăn trong việc đánh giá tác động tích cực của di cư quốc tế đối với việc cải thiện mức sống. Hơn nữa, việc thiếu các nghiên cứu về di cư quốc tế ở Việt Nam khiến chính phủ gặp nhiều thách thức hơn trong việc đưa ra các chính sách đầy đủ và hiệu quả về di cư.

II. Mục tiêu nghiên cứu

Nghiên cứu này nhằm cung cấp một cái nhìn tổng quát về các tác động kinh tế của di cư quốc tế đặc biệt tập trung vào tác động của di cư đối với thu nhập hộ gia đình Việt Nam bằng cách sử dụng bộ dữ liệu mới về di cư thông qua thực hiện khảo sát hộ gia đình. Những phát hiện của bài báo này sẽ cung cấp bằng chứng về việc liệu di cư quốc tế có thực sự tác động tích cực đến mức sống ở Việt Nam như mong đợi hay không.

III. Phương pháp nghiên cứu

1. Dữ liệu

Dữ liệu của nghiên cứu này là một trong những sản phẩm chính của dự án “phát triển di động: Đo lường và tối ưu hóa tác động Kinh tế và Xã hội của Di dân”. *Phát triển di động* là một dự án hợp tác giữa Mạng Phát triển Toàn cầu (GDN), trụ sở tại New Delhi, Ấn Độ - là mạng lưới lớn nhất thế giới của các nhà nghiên cứu và các tổ chức nghiên cứu chính sách phục vụ cho việc đẩy mạnh các nghiên cứu phù hợp về chính sách cho mục tiêu phát triển và Viện Nghiên cứu Chính sách Công (ippr) – là tổ chức nghiên cứu tư vấn độc lập lớn nhất của Vương quốc Anh. *Phát triển di động* là một dự án nghiên cứu đột phá toàn cầu thu thập số liệu định tính và định lượng về các tác động đến phát triển của di dân quốc tế. Dự án nhằm đánh giá toàn diện tác động đến phát triển của di dân quốc tế tại nhiều quốc gia trên thế giới, và các vấn đề chính sách nhằm tối đa các lợi ích phát triển của di dân và tối thiểu chi phí. Các nghiên cứu thống nhất được thực hiện tại 7 quốc gia trên các lục địa khác nhau bao gồm Colombia, Fiji, Georgia, Ghana, Jamaica, Macedonia và Việt Nam.

Thông tin và dữ liệu từ Điều tra hộ gia đình Việt Nam về di cư quốc tế năm 2009 được sử dụng để đánh giá tác động của di cư đến thu nhập của hộ gia đình là một trong 7 bộ số liệu điều tra thuộc dự án kể trên. Cuộc khảo sát được thực hiện tại 6 tỉnh trên khắp các vùng miền ở Việt Nam nhằm xây dựng bộ dữ liệu đại diện quốc gia về di cư quốc tế tại Việt Nam. Ban đầu, lấy mẫu 1508 hộ gia đình tại 90 xã / phường (đơn vị hành chính cấp thấp nhất), được phân bổ đồng đều tại các tỉnh được chọn. Các hộ được chọn mẫu bao gồm các hộ có (các) thành viên di cư trở về, các hộ có (các) thành viên di cư vắng mặt và các hộ không di cư ở nông thôn và thành thị. Cuộc điều tra đã thu thập nhiều thông tin về cơ cấu nhân khẩu hộ gia đình, các thành viên trong hộ gia đình (cả

người di cư và không di cư), giáo dục, sức khỏe, việc làm, hoạt động công việc cũng như chi tiết về thu nhập và tiêu dùng của hộ gia đình. Các ý kiến hộ gia đình và ý kiến của những người di cư trở về về vấn đề di cư cũng được thu thập nhằm cung cấp bằng chứng để phân tích định tính.

Tất cả kỹ thuật tính toán đều được tác giả thực hiện trên phần mềm Stata MP 14.

Bảng 1: Phân bố của các hộ gia đình

| Cấu trúc mẫu | | | | | |
|-------------------|----------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|---------------------------------|-------------|
| Tỉnh/TP | Hộ gia đình không có người di cư | Hộ gia đình có người di cư vắng mặt | Hộ gia đình có người di cư đã trở về | Hộ gia đình gồm cả 2 loại di cư | Tổng |
| Phía Bắc | 159 | 147 | 162 | 36 | 504 |
| Hà Nội | 77 | 67 | 84 | 26 | 254 |
| Hung Yên | 82 | 80 | 78 | 10 | 250 |
| Miền Trung | 165 | 186 | 124 | 30 | 505 |
| Nghệ An | 82 | 78 | 77 | 16 | 253 |
| Đà Nẵng | 83 | 108 | 47 | 14 | 252 |
| Phía Nam | 160 | 180 | 124 | 35 | 499 |
| TP HCM | 80 | 82 | 68 | 19 | 249 |
| Cần Thơ | 80 | 98 | 56 | 16 | 250 |
| Tổng | 484 | 513 | 410 | 101 | 1508 |

Nguồn: Tính toán của tác giả dựa trên cơ sở dữ liệu khảo sát

Thống kê mô tả của dữ liệu được trình bày trong Bảng 2. Các hộ gia đình được nhóm thành các hộ gia đình thành thị và nông thôn để so sánh giữa thành thị và nông thôn.

Bảng 2: Thống kê mô tả dữ liệu

| | Tất cả khu vực | | Thành Thị | | Nông thôn | |
|---|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | Số lượng | Tỷ lệ (%) | Số lượng | Tỷ lệ (%) | Số lượng | Tỷ lệ (%) |
| Phân loại hộ gia đình (tổng số) | 1.508 | | 831 | | 677 | |
| Hộ gia đình không có người di cư | 484 | 32.10 | 274 | 32.97 | 210 | 31.03 |
| Hộ gia đình có người di cư đã trở về | 410 | 27.19 | 210 | 25.28 | 200 | 29.54 |
| Hộ gia đình có người di cư vắng mặt | 513 | 34.01 | 279 | 33.57 | 234 | 34.56 |
| Hộ gia đình gồm cả 2 loại di cư | 101 | 6.70 | 68 | 8.18 | 33 | 4.87 |
| Tình trạng di cư của các cá nhân được khảo sát (tổng số) | 7.266 | | 4.100 | | 3.166 | |
| Người không di cư | 5.862 | 80.68 | 3.277 | 79.93 | 2.585 | 81.65 |
| Người di cư trở về | 618 | 8.50 | 361 | 8.80 | 257 | 8.12 |
| Người di cư vắng mặt | 786 | 10.82 | 462 | 11.27 | 324 | 10.23 |
| Thông tin giới của các cá nhân được khảo sát (tổng số) | Nữ | Nam | Nữ | Nam | Nữ | Nam |
| | 3.777 | 3.489 | 2.177 | 1.923 | 1.600 | 1.566 |
| Người không di cư | 3.114 | 2.748 | 1.731 | 1.546 | 1.383 | 1.202 |
| Người di cư trở về | 215 | 403 | 155 | 206 | 60 | 197 |
| Người di cư vắng mặt | 448 | 338 | 291 | 171 | 157 | 167 |

Nguồn: Tính toán của tác giả dựa trên cơ sở dữ liệu khảo sát

Định nghĩa về di dân: Trong cuộc khảo sát này, các định nghĩa sau đã được sử dụng:

- Người di dân: Một người đã dành ba tháng trở lên sống liên tục ở một quốc gia khác với quốc gia nơi họ sinh ra.

Trong phạm vi này, cuộc khảo sát xem xét ba loại người di cư khác nhau:

- Người nhập cư: Một người sinh ra ở một quốc gia khác nhưng đã đến sống tại quốc gia nghiên cứu.

- Người di cư vắng mặt: Một người sinh ra ở quốc gia nghiên cứu nhưng trong những năm vừa qua đã rời đi và sống ở một quốc gia khác. Những người di cư vắng mặt vẫn đang sống ở nước ngoài.

- Người di cư hồi hương: Một người sinh ra ở nước nghiên cứu và hiện đang sống ở đó nhưng tại một thời điểm nào đó đã sống ở nước khác từ ba tháng trở lên.

Định nghĩa ba tháng về di cư khác với định nghĩa thông thường được sử dụng trong các nguồn dữ liệu chính thức, vốn chỉ bao gồm những người đã di chuyển từ một năm trở lên. Định nghĩa này hữu ích hơn vì nó cho phép ghi lại sự di chuyển ngắn hạn, không thường xuyên và theo mùa, cũng như di cư lâu dài hơn.

2. Phương pháp nghiên cứu

Phân tích này dựa vào mô hình hồi quy bình phương nhỏ nhất (Ordinary Least Squares - OLS). Trong thực tế có rất nhiều yếu tố có thể gây ra hiện tượng nội sinh làm ảnh hưởng đến kết quả tính toán của mô hình, ví dụ điều kiện kinh tế - xã hội, đặc điểm lịch sử, tỷ lệ di cư hoặc hiểu biết địa phương khác nhau sẽ ảnh hưởng đến quyết định và khả năng di cư, do đó, ngoài mô hình OLS, tác giả cũng tiến hành sử dụng mô hình tác động cố định (Fixed Effects model) để giải quyết vấn đề nội sinh phát sinh.

Cách tiếp cận phổ biến là hồi quy biến cần quan sát là kết quả đầu ra của biến di dân và một tập hợp các biến kiểm soát, đó là:

$$\text{Outcome} = \alpha + \beta * \text{migration} + \gamma * X + \varepsilon$$

Điều này giả định rằng một số hộ gia đình chỉ tình cờ di cư. Do đó, bỏ qua hiện tượng nội sinh, hệ số β là (rất có thể) bị chệch. Tuy nhiên, nếu người ta có cơ sở để tin rằng độ chệch này là nhỏ, thì phương pháp OLS có thể phù hợp.

Dựa trên mô hình cơ bản, mô hình hồi quy OLS sau được sử dụng để ước tính các hệ số:

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 m_i + \alpha_2 s_i + \alpha_3 d_c + \alpha_4 m_r + \alpha_5 H_i + e_i$$

Trong đó:

- y là thu nhập bình quân đầu người của hộ gia đình i
- H là véc tơ các đặc điểm hộ gia đình có thể ảnh hưởng đến thu nhập của hộ gia đình (số người trưởng thành đi làm, số trẻ em trong hộ gia đình, vị trí của hộ gia đình (thành thị hoặc nông thôn) và các đặc điểm của chủ hộ (tuổi, giới tính, hôn nhân) tình trạng, tình trạng sức khỏe, học vấn).
- s_i là cú sốc đối với hộ gia đình (trong dữ liệu điều tra có một mục liên quan tới các cú sốc đối với hộ gia đình, một hộ gia đình gặp cú sốc nếu một trong các nguyên nhân sau xảy ra: Một thành viên trong gia đình qua đời, một thành viên bị ốm nặng, một thành viên bị mất việc làm, hộ gia đình bị ảnh hưởng bởi thiên

tai (như bão hoặc lũ lụt)).

- d_c là khoảng cách từ xã đến trung tâm tỉnh.
- m_r là tỷ suất di cư ở cấp huyện (bao gồm cả di cư trong và ngoài nước).

Phương trình trên được sử dụng để xem xét tác động của di cư, cú sốc đối với hộ gia đình, khoảng cách và tỷ lệ di cư, trong đó m_i là các biến giả thể hiện nếu hộ có người di cư/vắng mặt hoặc quay trở lại.

Trong phần thứ hai, phân tích dữ liệu áp dụng mô hình tác động cố định (Fixed Effects model) ở cấp xã để kiểm soát các đặc điểm cụ thể của các hộ gia đình và giải quyết vấn đề nội sinh:

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 m_i + \alpha_2 s_i + \alpha_3 d_c + \alpha_4 m_r + \alpha_5 H_i + C + e_i$$

Các yếu tố được kiểm soát trong mô hình tác động cố định là cú sốc đối với hộ gia đình, khoảng cách từ xã đến trung tâm tỉnh và tỷ lệ di cư.

IV. Kết quả

Phần này trình bày những phát hiện khi tiến hành phân tích thực nghiệm với giả định rằng di cư dự kiến sẽ làm tăng thu nhập bình quân đầu người. Do đó, kết quả được lựa chọn trong bài báo này là thu nhập bình quân đầu người của hộ gia đình.

Các biến giải thích trong hồi quy bao gồm các đặc điểm của hộ gia đình, biến giả di cư, cú sốc đối với hộ gia đình, tỷ lệ di cư và các biến địa lý. Các biến số hộ gia đình bao gồm nhân khẩu học như số trẻ em dưới 15 tuổi trong hộ gia đình, số người lớn đi làm trên 15 tuổi trong hộ gia đình, giới tính của chủ hộ, tình trạng hôn nhân, độ tuổi của chủ hộ và trình độ học vấn. Biến giả di cư là số hộ gia đình có người di cư. Biến số sốc hộ gia đình là cú sốc đối với hộ gia đình. Biến tỷ suất di cư là tỷ lệ di cư ở cấp huyện. Biến địa lý là khoảng cách từ thôn/xã đến trung tâm tỉnh và các biến thành thị/nông thôn.

Kết quả ước tính tác động của di cư đến thu nhập bình quân đầu người của hộ gia đình được trình bày trong Bảng 3. Trong 2 cột đầu tiên, các ước tính cho thấy việc có người di cư có tác động tích cực về mặt thống kê đến thu nhập bình quân đầu người của hộ gia đình. Tính trung bình, các hộ có người di cư có thu nhập bình quân đầu người cao hơn 50% so với hộ không có người di cư, sau khi các yếu tố khác đã được kiểm soát. Lưu ý rằng các kết quả rất gần nhau trong cả ước tính OLS và ước lượng tác động cố định (lần lượt là 52,8% và 50,2%).

Bảng 3: Tác động của di dân đến thu nhập bình quân đầu người của hộ gia đình

| <i>Biến phụ thuộc</i> | <i>Log của thu nhập bình quân đầu người trong</i> | | |
|-----------------------|---|-----------------------|-----------------------|
| | <i>12 tháng qua</i> | | |
| Biến độc lập | OLS (Model 1) | OLS (Model 2) | Fixed Effect |
| | Coeff. (SE) | Coeff. (SE) | Coeff. (SE) |
| migration_du | 0.528*** (0.0540) | 0.528*** (0.0535) | 0.502*** (0.0414) |
| hh_shock | -0.0899* (0.0539) | -0.0952* (0.0530) | -0.0713 (0.0521) |
| distance | -0.00530* (0.00267) | | |
| mig_rate | 0.603 (0.464) | | |
| urban | -0.0194 (0.0845) | 0.136* (0.0700) | 0.0821 (0.195) |
| head_kinh | -0.0626 (0.227) | -0.151 (0.221) | -0.0525 (0.236) |
| no_child | -0.137*** (0.0217) | -0.140*** (0.0218) | -0.119*** (0.0231) |
| w_adult | 0.0193 (0.0176) | 0.0266 (0.0176) | 0.00366 (0.0156) |
| h_male | 0.0193 (0.0549) | -0.00593 (0.0554) | 0.0775 (0.0473) |
| h_edulev2 | 0.127* (0.0745) | 0.117 (0.0735) | 0.143** (0.0602) |
| h_edulev3 | 0.225** (0.0981) | 0.235** (0.0980) | 0.255*** (0.0836) |
| h_edulev4 | 0.575*** (0.110) | 0.590*** (0.109) | 0.419*** (0.0955) |
| h_agegroup2 | -0.00460 | 0.00889 | -0.0527 |

| | | | |
|-------------|-----------|----------|-----------|
| | (0.0580) | (0.0589) | (0.0637) |
| h_agegroup3 | -0.0625 | -0.0464 | -0.100 |
| | (0.0608) | (0.0610) | (0.0670) |
| h_agegroup4 | -0.200*** | -0.163** | -0.280*** |
| | (0.0758) | (0.0728) | (0.0688) |
| h_mstat2 | -0.137 | -0.173 | -0.118 |
| | (0.123) | (0.121) | (0.122) |
| h_mstat3 | 0.230 | 0.184 | -0.0553 |
| | (0.254) | (0.250) | (0.306) |
| h_mstat4 | -0.232 | -0.274 | -0.247 |
| | (0.194) | (0.190) | (0.181) |
| h_mstat5 | -0.0655 | -0.134 | -0.0724 |
| | (0.133) | (0.132) | (0.139) |
| _cons | 9.406*** | 9.403*** | 9.354*** |
| | (0.315) | (0.295) | (0.285) |
| N | 1461 | 1461 | 1461 |
| R-sq | 0.197 | 0.188 | 0.152 |

Standard errors in parentheses

Note: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Nguồn: Tính toán của tác giả dựa trên cơ sở dữ liệu khảo sát

Trong số các biến khác, cũng được đưa vào hồi quy, số trẻ em (no_child) và số người già ($h_agegroup4$) trong hộ gia đình có tác động tiêu cực đáng kể đến thu nhập bình quân đầu người của hộ gia đình (14% và 28% trong cả hai trường hợp). Có nghĩa là cơ hội của các hộ gia đình có tỷ lệ trẻ em và người già lớn sẽ dẫn đến thu nhập bình quân đầu người thấp hơn. Các biến khác, cũng có tác động tích cực đáng kể đến thu nhập, là trình độ học của chủ hộ và một biến giả đối với chủ hộ có bằng cử nhân.

Trong cả 2 mô hình OLS, các cú sốc đối với hộ gia đình và khoảng cách cũng là những yếu tố làm giảm thu nhập của hộ gia đình. Thực tế là, nếu một cú sốc xảy ra, các hộ gia đình sẽ gặp khó khăn hơn và các hộ gia đình ở xa khu vực trung tâm/thành phố lớn sẽ chịu rất nhiều thiệt thòi do thiếu thông tin, hỗ trợ và đi lại. Tỷ lệ di cư, dân tộc (Việt Nam có trên 50 dân tộc sinh sống trên cả nước và dân tộc Kinh là dân tộc chủ yếu, với 85% dân số cả nước là dân tộc Kinh), số người trưởng thành, độ tuổi hộ gia đình và trạng thái hôn nhân không có tác động đáng kể nào trong tất cả các hồi quy. Ngoại trừ những người già ($h_agegroup4$ - chủ hộ từ 61 tuổi trở lên) có ảnh hưởng xấu đến thu nhập của hộ gia đình, một số nguyên nhân có thể được giải thích là do ốm đau, mất khả năng lao động và không có thu nhập.

Các hộ gia đình đang sống ở các khu vực thành thị và nông thôn có người di cư có tác động tích cực đáng kể trong cả ước tính OLS và tác động cố định (Bảng 4). Kết quả cũng cho thấy có sự khác biệt về mức thu nhập giữa các hộ gia đình sống ở khu vực nông thôn so với những hộ gia đình sống ở khu vực thành thị. Điều đáng ngạc nhiên là hộ gia đình đến từ nông thôn cao hơn gần gấp đôi so với khu vực thành thị (71.8% với 36.4% và 64,5% với 37,5%). Cú sốc đối với hộ gia đình, số trẻ em và người già trong hộ là những yếu tố có tác động tiêu cực mạnh đến thu nhập của hộ gia đình.

Bảng 4: Tác động của di dân đến thu nhập bình quân đầu người của hộ gia đình chia theo nông thôn - thành thị

| Biến phụ thuộc | Log của thu nhập bình quân đầu người trong 12 tháng qua | | | |
|----------------|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | OLS | | Fixed Effect | |
| | Nông thôn | Thành thị | Nông thôn | Thành thị |
| | <i>Coeff. (SE)</i> | <i>Coeff. (SE)</i> | <i>Coeff. (SE)</i> | <i>Coeff. (SE)</i> |
| migration_dum | 0.718*** (0.0770) | 0.364*** (0.0639) | 0.645*** (0.0625) | 0.375*** (0.0556) |
| hh_shock | -0.0494 (0.0754) | -0.133* (0.0689) | 0.00166 (0.0757) | -0.142** (0.0720) |
| head_kinh | -0.274*** (0.0617) | 0.00456 (0.303) | 0.00343 (0.426) | -0.0664 (0.282) |
| no_child | -0.118*** (0.0385) | -0.164*** (0.0267) | -0.115*** (0.0345) | -0.127*** (0.0309) |
| w_adult | 0.0231 (0.0281) | 0.0328 (0.0238) | -0.0139 (0.0249) | 0.0249 (0.0203) |
| h_male | -0.0885 (0.0865) | 0.0558 (0.0664) | -0.0248 (0.0773) | 0.158*** (0.0603) |
| h_edulev2 | 0.101 (0.106) | 0.128 (0.108) | 0.199** (0.0865) | 0.0466 (0.0849) |
| h_edulev3 | 0.170 (0.155) | 0.289** (0.135) | 0.206 (0.134) | 0.251** (0.109) |
| h_edulev4 | 0.325 (0.231) | 0.636*** (0.138) | 0.255 (0.214) | 0.380*** (0.116) |
| h_agegroup2 | -0.00335 (0.0932) | 0.0276 (0.0810) | -0.0546 (0.0911) | -0.0537 (0.0910) |
| h_agegroup3 | 0.00206 (0.0901) | -0.0831 (0.0846) | -0.0701 (0.0979) | -0.144 (0.0935) |
| h_agegroup4 | -0.176 | -0.158* | -0.286*** | -0.285*** |

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| | (0.126) | (0.0850) | (0.0994) | (0.0963) |
| h_mstat2 | -0.0599 | -0.193 | 0.0156 | -0.109 |
| | (0.191) | (0.156) | (0.237) | (0.146) |
| h_mstat3 | 0.343 | 0.204 | 0.386 | -0.117 |
| | (0.229) | (0.324) | (0.577) | (0.360) |
| h_mstat4 | 0.0842 | -0.303 | 0.178 | -0.266 |
| | (0.468) | (0.209) | (0.381) | (0.208) |
| h_mstat5 | -0.0719 | -0.0782 | 0.0350 | -0.0286 |
| | (0.239) | (0.161) | (0.258) | (0.170) |
| _cons | 9.356*** | 9.513*** | 9.083*** | 9.593*** |
| | (0.266) | (0.379) | (0.492) | (0.314) |
| N | 664 | 797 | 664 | 797 |
| R-sq | 0.219 | 0.159 | 0.200 | 0.141 |

Standard errors in parentheses

Note: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Nguồn: Tính toán của tác giả dựa trên cơ sở dữ liệu khảo sát

Bài nghiên cứu này cũng kiểm tra xem có sự khác biệt về tác động của việc di cư đối với phúc lợi hộ gia đình giữa nam và nữ là chủ hộ hay không. Kết quả hồi quy được trình bày trong Bảng 5. Nó chỉ ra rằng sự khác biệt về tác động của di cư giữa nam và nữ là chủ hộ có ý nghĩa thống kê. Thu nhập bình quân đầu người của hộ gia đình trong bối cảnh có người di cư tăng lên 40,8% đối với chủ hộ là nữ và 56,8% đối với chủ hộ là nam. Cần lưu ý rằng tác động của di cư quốc tế đến thu nhập đối với chủ hộ là nam giới cao hơn nhiều so với chủ hộ là phụ nữ.

Bảng 5: Tác động của di dân đến thu nhập bình quân đầu người của hộ gia đình chia theo giới tính

| Biến độc lập | Log của thu nhập bình quân đầu người trong 12 tháng qua | | | |
|---------------|---|----------------------|----------------------|----------------------|
| | OLS | | Fixed Effect | |
| | Nữ | Nam | Nữ | Nam |
| | <i>Coeff. (SE)</i> | <i>Coeff. (SE)</i> | <i>Coeff. (SE)</i> | <i>Coeff. (SE)</i> |
| migration_dum | 0.433*** (0.0787) | 0.589*** (0.0654) | 0.408*** (0.0776) | 0.568*** (0.0513) |
| hh_shock | -0.0723 (0.0761) | -0.106 (0.0672) | -0.150 (0.0952) | -0.0188 (0.0633) |
| Urban | 0.0339 (0.109) | 0.175** (0.0714) | 0.0508 (0.377) | 0.206 (0.234) |

| | | | | |
|-------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| head_kinh | 0.527*** (0.0958) | -0.371*** (0.106) | 0.128 (0.475) | -0.306 (0.291) |
| no_child | -0.176*** (0.0368) | -0.110*** (0.0278) | -0.140*** (0.0421) | -0.0876*** (0.0286) |
| w_adult | 0.0450 (0.0315) | 0.0146 (0.0215) | 0.0203 (0.0287) | -0.00139 (0.0194) |
| h_edulev2 | -0.0156 (0.118) | 0.164* (0.0906) | -0.0706 (0.110) | 0.262*** (0.0763) |
| h_edulev3 | 0.364** (0.157) | 0.143 (0.118) | 0.351** (0.148) | 0.191* (0.105) |
| h_edulev4 | 0.522*** (0.170) | 0.590*** (0.129) | 0.214 (0.177) | 0.471*** (0.121) |
| h_agegroup2 | 0.0157 (0.0913) | 0.00838 (0.0800) | -0.0225 (0.113) | -0.0585 (0.0801) |
| h_agegroup3 | -0.190* (0.108) | 0.0468 (0.0794) | -0.208* (0.122) | -0.0272 (0.0847) |
| h_agegroup4 | -0.200* (0.105) | -0.168* (0.0870) | -0.366*** (0.133) | -0.262*** (0.0844) |
| h_mstat2 | 0.0442 (0.150) | -0.444*** (0.157) | 0.00139 (0.168) | -0.396* (0.212) |
| h_mstat3 | 0.619*** (0.221) | -0.688* (0.397) | 0.250 (0.420) | -0.492 (0.536) |
| h_mstat4 | -0.119 (0.230) | -0.433 (0.275) | -0.229 (0.239) | -0.424 (0.342) |
| h_mstat5 | 0.0516 (0.162) | -0.204 (0.236) | 0.0249 (0.191) | -0.254 (0.260) |
| _cons | 8.826*** (0.259) | 9.758*** (0.183) | 9.437*** (0.590) | 9.661*** (0.352) |
| N | 539 | 922 | 539 | 922 |
| R-sq | 0.155 | 0.242 | 0.146 | 0.197 |

Standard errors in parentheses

Note: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Nguồn: Tính toán của tác giả dựa trên cơ sở dữ liệu khảo sát

V. Kết luận

Nghiên cứu này tập trung vào phân tích tác động của di dân quốc tế đến thu nhập hộ gia đình ở Việt Nam. Được biết, thu nhập hộ gia đình là một chỉ số quan trọng đánh giá mức độ phúc lợi của một xã hội. Giả định rằng thu nhập là một trong những yếu tố đo lường mức sống. Do đó, nghiên cứu này tập trung vào chỉ tiêu phúc lợi trực tiếp là thu nhập hộ gia đình được coi là chỉ tiêu quan trọng hàng đầu cần thiết để đánh giá mức độ phúc lợi kinh tế của các hộ gia đình Việt Nam. Hơn nữa, nó áp dụng bộ cơ sở dữ liệu mới (Điều tra hộ gia đình Việt Nam về di cư quốc tế năm 2009) về các mô hình di cư của Việt Nam và cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tác động của di cư đối với cấp độ cá nhân và hộ gia đình.

Dựa trên số liệu điều tra, di cư có tác động tích cực đối với lợi ích tài chính của hộ gia đình. Các hộ gia đình có kinh nghiệm di cư có thu nhập bình quân cao hơn các hộ gia đình không có người di cư. Các hộ gia đình đang sống ở thành thị và nông thôn có người di cư có tác động tích cực đáng kể đến thu nhập của hộ so với hộ không có thành viên nào trong gia đình di cư. Chủ hộ là nam và nữ cũng có lợi tương phản với các hộ không có người di cư. Hơn nữa, tác động của di cư quốc tế đến thu nhập của chủ hộ là nam giới cao hơn nhiều so với chủ hộ là nữ. Một kết quả khác từ phát hiện thực nghiệm này là những người có trình độ học vấn cao sẽ được hưởng lợi nhiều hơn từ việc di cư.

Tất cả những phát hiện đó khẳng định rằng di dân quốc tế đóng một vai trò quan trọng trong sự phát triển kinh tế và xóa đói giảm nghèo của Việt Nam. Về mặt chính sách, Chính phủ cần đẩy mạnh hơn nữa chính sách thúc đẩy di cư quốc tế và tận dụng hiệu quả hơn những lợi ích mà người Việt Nam ở nước ngoài mang lại.

Tài liệu tham khảo

1. De Haas, H., Czaika, M., Flahaux, M., L., Mahendra, E., Natter, K., Vezzoli, S. and Villares-Varela, M. (2019). “International Migration: Trends, Determinants, and Policy Effects”. *Population and Development Review*, 45: 885-922.
2. Huguet J.W, Punpuing S. (2005). “International Migration in Thailand”. Report to the International Organization for Migration (IOM), Regional Office, Bangkok, Thailand.
3. Lucas, Robert E. B. (1998). “International Migration and Economic Development: Lessons from Low-Income Countries”. Expert group on Developments Issues, Almquist & Wiksell International, Stockholm.
4. Maria, Reinaruth D. Carlos (2002). “International Remittances and Size Distribution of Income in the Philippines”. *Journal of International Cooperation Studies* Vol. 10, No. 1.
5. McKenzie, David and Sasin, Marcin J. (2007). “Migration, Remittances, Poverty, and Human Capital: Conceptual and empirical challenges”. World Bank Policy Research Working Paper 4272.
6. Rodriguez, Edgard R. (1998). “International Migration and Income Distribution

in the Philippines". *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 46, No. 2, pp. 329-350.

7. Viet Cuong, N. and Mont, D. (2012). "Economic impacts of international migration and remittances on household welfare in Vietnam", *International Journal of Development Issues*, Vol. 11 No. 2, pp. 144-163.
8. "Vietnam Migration Profile 2016" (2017). Published by International Organization for Migration (IOM), IOM Mission Office in Ha Noi, Vietnam.

Phụ lục

Bảng 6: Mô tả các biến

| | |
|---------------|---|
| ln_income | Log của thu nhập bình quân đầu người |
| migration_dum | Số hộ có người di cư |
| hh_shock | Các cú sốc đối với hộ gia đình |
| distance | Khoảng cách từ xã đến trung tâm tỉnh |
| mig_rate | Tỷ lệ di cư ở cấp huyện |
| urban | Biến giả thành thị (1 nếu thành thị và 0 nếu nông thôn) |
| head_kinh | Dân tộc của chủ hộ (1 nếu là dân tộc kinh và 0 nếu là dân tộc khác) |
| no_child | Số trẻ em dưới 15 tuổi trong hộ gia đình |
| w_adult | Số người lớn đi làm trên 15 tuổi trong hộ gia đình |
| h_male | Biến giả giới tính (1 nếu chủ hộ là nam và 0 nếu là nữ) |
| h_edulev1 | Biến giả giáo dục = 1 nếu chủ hộ không có trình độ học vấn |
| h_edulev2 | Biến giả giáo dục = 1 nếu trình độ học vấn của chủ hộ từ tiểu học đến trung học |
| h_edulev3 | Biến giả giáo dục = 1 nếu giáo dục của chủ hộ từ trung học phổ thông đến cao đẳng |
| h_edulev4 | Biến giả giáo dục = 1 nếu trình độ học vấn của chủ hộ từ cử nhân trở lên |
| h_mstat1 | Biến giả tình trạng hôn nhân = 1 nếu chủ hộ chưa từng kết hôn |
| h_mstat2 | Biến giả tình trạng hôn nhân = 1 nếu chủ hộ đã kết hôn |
| h_mstat3 | Biến giả tình trạng hôn nhân = 1 nếu chủ hộ ly thân |
| h_mstat4 | Biến giả tình trạng hôn nhân = 1 nếu chủ hộ đã ly hôn |
| h_mstat5 | Biến giả tình trạng hôn nhân = 1 nếu chủ hộ góa vợ |
| h_agegroup1 | Chủ hộ tuổi từ 11 đến 40 |
| h_agegroup2 | Chủ hộ tuổi từ 41 đến 50 |
| h_agegroup3 | Chủ hộ tuổi từ 51 đến 60 |
| h_agegroup4 | Chủ hộ tuổi từ 61 trở lên |

ẢNH HƯỞNG CỦA TỶ GIÁ HỐI ĐOẠI ĐẾN CÁN CÂN THƯƠNG MẠI VIỆT NAM TRONG HAI THẬP KỶ TỪ NĂM 1999 ĐẾN 2020

ThS. Trần Anh Tuấn
Bộ môn Toán, Trường Đại học Thương mại
Th.S. Nguyễn Thị Yến Hạnh
Bộ môn Kinh tế học, Trường Đại học Thương mại
ThS. Nguyễn Ngọc Diệp
Bộ môn Kinh tế Quốc tế, Trường Đại học Thương mại

1. Tóm tắt

Trong một nền kinh tế mở, tỷ giá hối đoái là một loại giá đặc biệt có ảnh hưởng sâu rộng đến các hoạt động kinh tế. Trong các ảnh hưởng của mình, tỷ giá hối đoái có khả năng gây ảnh hưởng trực tiếp đến cán cân thương mại.

Để lượng hoá ảnh hưởng của tỷ giá hối đoái đến cán cân thương mại, bài viết sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính cổ điển để xem xét mối quan hệ đó (mô hình này giải thích xuất khẩu và nhập khẩu bằng một số biến trong đó có tỷ giá) và số liệu nhóm tác giả sử dụng là số liệu từ quý I/1999 đến quý IV/2020 về tỷ giá hối đoái của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam và số liệu về xuất khẩu và nhập khẩu của Tổng cục Hải quan. Từ mô hình và số liệu thực tế của Việt Nam, nhóm tác giả rút ra được kết luận là tỷ giá có mối quan hệ thuận chiều với đối với cả xuất khẩu và nhập khẩu (Điều này không đúng hoàn toàn với lý thuyết) và trong bài viết này nhóm tác giả cũng đã lý giải một số nguyên nhân vì sao ở Việt Nam lại có thực trạng trên.

Từ khóa: Tỷ giá hối đoái, cán cân thương mại Việt Nam

2. LÝ THUYẾT VỀ TỶ GIÁ HỐI ĐOẠI VÀ CÁN CÂN THƯƠNG MẠI

2.1. Tỷ giá hối đoái danh nghĩa

Tỷ giá hối đoái danh nghĩa là tỷ lệ trao đổi tiền tệ của một đồng tiền này ra tiền tệ của một đồng tiền khác. Ví dụ: nếu một người đến ngân hàng, người đó có thể thấy tỷ giá hối đoái được niêm yết là 23.000 đồng/ một đô la Mỹ. Nếu người đó đưa ngân hàng 1 đô la Mỹ thì ngân hàng sẽ trả cho họ là 23.000 đồng; hoặc nếu bạn đưa ngân hàng 23.000 đồng, thì bạn sẽ nhận được 1 đô la Mỹ. Trong thực tế ngân hàng sẽ niêm yết giá bán và mua đô la khác nhau. Sự chênh lệch này là một trong những nguồn lợi nhuận của ngân hàng. Để cho đơn giản, chúng ta sẽ bỏ qua sự chênh lệch này.

Tỷ giá hối đoái có thể được biểu diễn dưới 2 dạng là niêm yết trực tiếp hoặc niêm yết gián tiếp. Nếu tỷ giá hối đoái là 23.000 đồng/ 1 đô la Mỹ thì nó cũng là $1/23.000$ (≈ 0.000043) đô la Mỹ/ 1 đồng. Trong bài viết này, chúng ta hiểu tỷ giá hối đoái danh nghĩa là số đơn vị nội tệ đổi lấy một đơn vị ngoại tệ như là 23.000 đồng/ 1 đô la Mỹ.

Nếu tỷ giá hối đoái thay đổi sao cho 1 đô la có thể đổi được nhiều Việt Nam đồng hơn thì chúng ta gọi đó là sự giảm giá của đồng Việt Nam. Ngược lại, nếu 1 đô la mua được ít Việt Nam đồng hơn thì chúng ta gọi đó là sự lên giá của đồng Việt Nam. Ví dụ như khi tỷ giá hối đoái tăng từ 20.000 lên 23.000 đồng/ 1 đô la, đồng Việt Nam được coi là giảm giá và đồng đô la được coi là lên giá.

Đôi khi chúng ta thấy các phương tiện truyền thông nói rằng đồng Việt Nam mạnh hay yếu. Mô tả này thường chỉ đề cập đến sự thay đổi trong tỷ giá hối đoái danh nghĩa. Khi một đồng tiền lên giá, người ta gọi đồng tiền đó mạnh hơn vì nó có thể mua được nhiều ngoại tệ hơn. Ngược lại, khi một đồng tiền giảm giá, người ta gọi đồng tiền đó yếu đi.

2.2. Tỷ giá hối đoái thực tế

Như chúng ta đã biết, tỷ giá hối đoái danh nghĩa là tỷ lệ mà tại đó các đồng tiền trao đổi cho nhau. Do vậy, sự thay đổi trong tỷ giá có thể làm thay đổi giá hàng hoá xuất khẩu, nhập khẩu khi tính bằng đồng nội tệ, và có khả năng ảnh hưởng trực tiếp và gián tiếp đến mức giá chung của nền kinh tế.

Tuy vậy, hành vi xuất, nhập khẩu lại không chỉ phụ thuộc vào tỷ giá hối đoái danh nghĩa. Hành vi này còn phụ thuộc vào so sánh giá cả giữa trong nước và ở nước ngoài. Tỷ giá hối đoái danh nghĩa được điều chỉnh theo lạm phát tương đối giữa trong nước và ở nước ngoài được gọi là *tỷ giá hối đoái thực tế*. Chúng ta có thể tóm tắt cách tính tỷ giá hối đoái thực tế (RER) theo công thức sau:

$$\text{RER} = (\text{Tỷ giá hối đoái danh nghĩa} \times \text{Giá nước ngoài}) / \text{Giá trong nước}$$

Tỷ giá hối đoái thực tế cho biết giá cả một giỏ hàng hoá và dịch vụ của nước ngoài so với giá một giỏ hàng hoá và dịch vụ trong nước tính theo cùng một loại tiền (trong trường hợp này là tính theo đồng bản tệ). Khi RER tăng, đồng bản tệ được coi là giảm giá thực tế so với đồng tiền nước ngoài. Khi RER giảm, đồng bản tệ được coi là lên giá thực tế so với đồng tiền nước ngoài.

Tại sao tỷ giá hối đoái thực tế lại quan trọng? Tỷ giá hối đoái thực tế là nhân tố quyết định một nước sẽ xuất khẩu và nhập khẩu mặt hàng nào với số lượng bao nhiêu. Ví dụ như, khi các nhà nhập khẩu nước ngoài quyết định xem nên mua gạo của Việt Nam hay của Thái Lan, họ sẽ quan tâm xem gạo của nước nào rẻ hơn. Tỷ giá hối đoái thực tế giúp họ có câu trả lời. Trong một ví dụ khác, bạn đang cân nhắc nên đi tham quan ở đâu: Vinperland – Nha Trang hay Vạn Lý Trường Thành (Trung Quốc). Bạn có thể hỏi giá khách sạn ở Nha Trang (bằng Việt Nam đồng) và giá khách sạn ở Trung Quốc (bằng đồng NDT) và tỷ giá giữa NDT và VND. Nếu bạn quyết định sẽ đi nghỉ mát ở đâu bằng cách so sánh chi phí, bạn đã dựa quyết định của bạn vào tỷ giá hối đoái thực tế rồi đấy.

2.3. Cơ chế tỷ giá của Việt Nam giai đoạn 1989- nay

Tại Việt Nam, chính sách tỷ giá có thể coi là một thành phần trong chính sách tiền tệ, bao gồm việc lựa chọn chế độ tỷ giá, các công cụ can thiệp và điều tiết tỷ giá (như mua bán ngoại hối, điều chỉnh lãi suất, xác lập biên độ dao động tỷ giá, phá giá/nâng giá đồng nội tệ, sử dụng quỹ dự trữ ngoại hối, ...) để tác động đến cung cầu ngoại tệ trên thị trường ngoại hối và đạt được mục tiêu của chính sách tiền tệ là kiểm soát lạm phát và ổn định sức mua của đồng tiền; khuyến khích xuất khẩu, hạn chế nhập khẩu và góp phần vào tăng trưởng kinh tế.

Bảng dưới đây tổng kết lại cơ chế điều hành tỷ giá Việt Nam áp dụng kể từ 1989 tới nay, theo hệ thống phân loại của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF). Theo đó, tháng 3/1989, Việt Nam chính thức áp dụng cơ chế neo tỷ giá với biên độ được điều chỉnh, tỷ giá chính thức được điều chỉnh dựa trên các tín hiệu lạm phát, lãi suất, cán cân thanh toán; tỷ giá thị trường tự do, tỷ giá ngân hàng thương mại được phép dao động trong giới hạn 5% tỷ

giá chính thức. Trong giai đoạn 1990-1991, tỷ giá chính thức thường xuyên thấp hơn tỷ giá tự do và để giải quyết vấn đề này, thị trường ngoại hối chính thức được thành lập vào năm 1991 bao gồm 2 sàn giao dịch ngoại hối ở Hà Nội và Thành phố Hồ Chí Minh. Tỷ giá chính thức được xác định dựa trên tỷ giá đấu thầu tại 2 sàn, tỷ giá ngân hàng thương mại chỉ được phép dao động không quá 0,5% so với tỷ giá chính thức. Đến năm 2016, Ngân hàng Nhà nước (NHNN) tiến hành điều hành tỷ giá theo cơ chế tỷ giá trung tâm. Cụ thể:

Bảng 1. Cơ chế tỷ giá của Việt Nam giai đoạn 1989-2020

| Thời gian | Cơ chế áp dụng | Đặc điểm chế độ tỷ giá thực tế |
|------------------|--|--|
| Trước 1989 | Cơ chế nhiều tỷ giá | - Ba tỷ giá chính thức; Tỷ giá thị trường tự do tồn tại song song với các tỷ giá của nhà nước; Tỷ giá chính thức (OER) được thống nhất |
| 1989-1990 | Neo tỷ giá với biên độ được điều chỉnh | - OER được Ngân hàng nhà nước điều chỉnh dựa trên các tín hiệu lạm phát, lãi suất, cán cân thanh toán và tỷ giá thị trường tự do - Các ngân hàng thương mại được phép thiết lập tỷ giá giao dịch trong biên độ +/-5% - Việc sử dụng ngoại tệ được kiểm soát chặt chẽ - Kiểm soát việc sử dụng ngoại tệ chặt chẽ hơn; hạn chế mang tiền ra khỏi biên giới |
| 1991-1993 | Neo tỷ giá trong biên độ | - Thành lập quỹ dự trữ ngoại tệ chính thức để ổn định tỷ giá - Thành lập 2 sàn giao dịch ngoại tệ ở Thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội - OER được hình thành dựa trên các tỷ giá đấu thầu tại hai sàn; Ngân hàng Nhà nước can thiệp mạnh vào giao dịch trên hai sàn - Tỷ giá tại các ngân hàng thương mại dao động thấp hơn 0,5% OER công bố |
| 1994-1996 | Cơ chế tỷ giá neo cố định | - Thị trường ngoại hối liên ngân hàng được hình thành thay thế cho 2 sàn giao dịch tỷ giá; Ngân hàng nhà nước tiếp tục can thiệp mạnh vào giao dịch trên thị trường này - OER được hình thành và công bố dựa trên tỷ giá liên ngân hàng - Tỷ giá tại các Ngân hàng thương mại dao động trong biên độ +/-0,5% OER công bố. Đến cuối 1996, biên độ được nới rộng từ thấp hơn +/-0,5% OER công bố. Đến cuối năm 1996, biên độ được nới rộng từ thấp hơn +/-0,5% lên +/-1% (11/1996) |

| | | |
|-----------|--|---|
| | | - OER được giữ ổn định ở mức 11.100VND/USD |
| 1997-1998 | Neo tỷ giá với biên độ được điều chỉnh | - Biên độ tỷ giá tại các ngân hàng thương mại so với OER được nới rộng từ +/-1% lên +/-5% (02/97) và từ +/-5% lên +/-10% (13/10/97) và sau đó được điều chỉnh xuống không quá 7% (7/8/98) - OER được điều chỉnh lên 11.800 VND/USD (16/02/98) và 12.998 VND/USD (07/08/98) |
| 1999-2000 | Cơ chế tỷ giá neo cố định | - OER công bố là tỷ giá liên ngân hàng trung bình ngày làm việc hôm trước (28/2/99) - Biên độ tỷ giá tại các ngân hàng thương mại giảm xuống không quá 0,1% - OER được giữ ổn định ở mức 14.000VND/USD |
| 2001-2007 | Cơ chế neo tỷ giá có điều chỉnh | - OER được điều chỉnh dần từ mức 14.000VND/USD năm 2001 lên 16.100 VND/USD năm 2007 - Biên độ tỷ giá tại các Ngân hàng thương mại được điều chỉnh lên mức +/-0,25% (từ 1/7/02 đến 31/12/06) và +/-0,5% năm 2007 |
| 2008-2011 | Neo tỷ giá với biên độ được điều chỉnh | - OER được điều chỉnh dần từ mức khoảng 16.100 VND/USD vào đầu năm 2008 lên 16.500 VND/USD (06/08 đến 12/08), lên 17.000 VND/USD (01/09 đến 11/09), lên 17.940 VND/USD (12/09 đến 01/10), lên 18.544 VND/USD (từ 02/10 đến 08/2020), lên 18.932 VND/USD (từ 08/10 đến 02/11) và điều chỉnh tăng dần đến 20.828 vào cuối năm 2012 - Biên độ tỷ giá tại các Ngân hàng thương mại được điều chỉnh nhiều lần lên mức +/-0,75% (từ 23/12/07 đến 09/03/08), +/-1% (10/03/08 đến 25/06/08); +/-2% (26/05/08 đến 05/11/08), +/-3% (06/11/08 đến 23/03/09), +/-5% (24/03/09 đến 25/11/09), và +/-3% (26/11/09 đến 11/02/2011), và sau đó được thu hẹp xuống +/-1% (từ 11/02/2011) |
| 2012-2013 | Cơ chế tỷ giá neo cố định | - OER giữ nguyên ở 20.828 VND/USD từ tháng 1/2012 đến 28/06/2013, tăng lên 21.036 VND/USD - Biên độ giao dịch được giữ cố định +/-1% |
| 2014-2015 | Cơ chế tỷ giá neo cố định | - Những tháng đầu năm 2014, OER được giữ ổn định ở mức 21.036 VND/USD; đến ngày 19/06/2014 NHTW điều chỉnh tăng tỷ giá bình quân liên ngân hàng 1% (từ 21.036 đến 21.246 - 07/01/2015: Tỷ giá tăng thêm 1 % (từ 21.246 VND/USD đến 21.458 VND/USD) |

| | | |
|-----------|-------------------------|---|
| | | <p>- 07/05/2015: Tỷ giá tăng thêm 1% (từ 21.458 VND/USD đến 21.890)</p> <p>- 12/08/2015: Tăng biên độ tỷ giá từ +/-1% lên +/-2% (Đồng nhân dân tệ giảm giá mạnh nhất trong vòng 2 thập kỷ vừa qua)</p> <p>- 19/08/2015: Tăng tỷ giá 1% (Từ 21.673 VND/USD đến 21.890 VND/USD), nới biên độ lên +/-3% (Đồng Nhân dân tệ tiếp tục phá giá mạnh, khả năng Fed điều chỉnh tăng lãi suất trong thời gian tới)</p> |
| 2016-2017 | Cơ chế tỷ giá trung tâm | <p>- Từ 04/01/2016, NHNN thực hiện công bố tỷ giá trung tâm biến động linh hoạt hàng ngày theo sát diễn biến thị trường trong, ngoài nước, xác định dự trên cung, cầu ngoại tệ thị trường và giá trị của đồng nội tệ so với 8 đồng tiền tham chiếu. So với đầu năm, tỷ giá VND/USD tăng khoảng 1,1-1,2% (Tỷ giá tham chiếu cuối năm chỉ tăng 1,18% so với đầu năm 2016, ở ngưỡng 22.154 VND/USD;</p> <p>- Về điều hành tỷ giá năm 2017 cơ bản ổn định; tỷ giá USD/VND chỉ tăng 1,2%</p> |
| 2018-2020 | Cơ chế tỷ giá trung tâm | <p>- Giai đoạn 1 (Tháng 01/2018-05/2018): Tiếp nối thành công trong năm 2017, tỷ giá và thị trường ngoại hối tiếp tục duy trì trạng thái ổn định cho đến thời điểm cuối tháng 5/2018</p> <p>- Giai đoạn 2 (Tháng 6/2018-8/2018): Tỷ giá VND/USD liên tục 23.650 VND/USD vào ngày 17/08/2018</p> <p>- Giai đoạn 3 (Tháng 3/2018-12/12/2018): Tỷ giá VND/USD ổn định xoay quanh mức cân bằng mới khoảng 23.400 VND/USD</p> <p>- Kết thúc năm 2019, NHNN đã tăng tỷ giá trung tâm giữa VND/USD thêm 330 đồng, lên mức 23.169 VND/USD, tương đương tăng 1,4% so với hồi đầu năm 2019 (3 lần lập đỉnh mới từ 23.004 đồng cuối tháng 4 lên đến 23.115 đồng vào đầu tháng 8 và 23.169 vào cuối tháng 12/2019</p> <p>- Năm 2020: Tỷ giá trung tâm giữa đồng Việt Nam và Đô la Mỹ được NHNN công bố ở mức 23.131 VND/USD</p> |

Nguồn: Tác giả cập nhật từ Nguyễn Thị Thu Hằng, Đinh Tuấn Minh, Tô Trung Thành, Lê Hồng Giang và Phạm Văn Hà (2010) và NHNN

2.4. Cán cân thương mại

Cán cân thương mại là một bộ phận của tài khoản vãng lai trong cán cân thanh toán quốc tế. Cán cân thương mại ghi lại các hoạt động xuất nhập khẩu của một quốc gia trong một thời kỳ nhất định. Chênh lệch giữa xuất khẩu và nhập khẩu được gọi là xuất khẩu ròng (NX).

$$\text{Ta có: } NX = X - IM$$

Trong đó: X là xuất khẩu, IM là nhập khẩu
Nếu $X = IM$ thì $NX = 0$, Cán cân thương mại cân bằng
Nếu $X > IM$ thì $NX > 0$, Cán cân thương mại thặng dư
Nếu $X < IM$ thì $NX < 0$, Cán cân thương mại thâm hụt

3. MÔ HÌNH VỀ ẢNH HƯỞNG CỦA TỶ GIÁ LÊN CÁN CÂN THƯƠNG MẠI

Tỷ giá thường được coi là có ảnh hưởng quan trọng đến cán cân thương mại của một nước. Các tổ chức tài chính quốc tế như WB và IMF thường khuyến nghị các nước *phá giá*⁸ đồng nội tệ khi gặp khó khăn về cán cân thanh toán quốc tế với lập luận cho rằng phá giá sẽ làm tăng giá trong nước của hàng nhập khẩu và giảm giá ngoài nước của hàng xuất khẩu của nước đó. Cả hai tác động này đều cải thiện sức cạnh tranh quốc tế của hàng trong nước. Các nguồn lực sẽ được thu hút vào các ngành sản xuất nội địa mà giờ đây có thể cạnh tranh có hiệu quả hơn so với hàng nhập khẩu, và nguồn lực cũng sẽ được thu hút vào các ngành xuất khẩu mà giờ đây có thể cạnh tranh có hiệu quả hơn trên các thị trường quốc tế. Kết quả là xuất khẩu tăng lên và nhập khẩu giảm đi. Cả hai điều này làm cho cán cân thương mại của nước phá giá được cải thiện.

Theo điều kiện Marshall-Lerner, việc phá giá tiền tệ có tác động tích cực tới cán cân thương mại, thì giá trị tuyệt đối của tổng hai độ co giãn theo giá cả của xuất khẩu và độ co giãn theo giá cả của nhập khẩu phải lớn hơn 1. Phá giá dẫn tới giảm giá hàng xuất khẩu định danh bằng ngoại tệ, do đó nhu cầu đối với hàng xuất khẩu tăng lên. Đồng thời giá hàng nhập khẩu định danh bằng nội tệ trở nên cao hơn, làm giảm nhu cầu đối với hàng nhập khẩu

Tuy nhiên, có một số điểm cần chú ý về tác động của phá giá đến cán cân thương mại:

- *Sự chậm trễ trong phản ứng của người tiêu dùng.* Cần phải có thời gian để người tiêu dùng ở cả nước phá giá lẫn thế giới bên ngoài điều chỉnh hành vi mua hàng trước môi trường cạnh tranh đã thay đổi. Chuyển từ tiêu dùng các hàng nhập khẩu sang các hàng sản xuất trong nước nhất định cần phải có thời gian vì người tiêu dùng trong nước khi quyết định mua hàng không chỉ quan tâm đến sự thay đổi của giá cả tương đối mà cả nhiều yếu tố khác chẳng hạn thói quen và sự nổi tiếng của hàng ngoại so với hàng nội; trong khi người tiêu dùng nước ngoài có thể không thích chuyển từ tiêu dùng hàng họ vốn đã quen sử dụng sang hàng nhập khẩu từ nước phá giá.

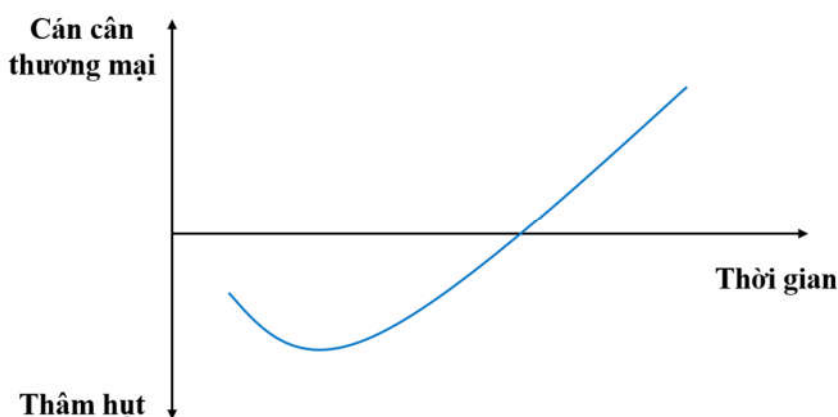
- *Sự chậm trễ trong phản ứng của người sản xuất.* Ngay cả khi phá giá cải thiện được khả năng cạnh tranh của hàng xuất khẩu, những người sản xuất trong nước cũng cần có thời gian để mở rộng sản xuất. Hơn nữa, các đơn đặt hàng thường được đặt trước và những hợp đồng như vậy không thể huỷ bỏ trong ngắn hạn. Các nhà máy không thể huỷ bỏ hợp đồng đối với đầu vào và nguyên liệu thô quan trọng.

- *Sự cạnh tranh không hoàn hảo.* Sự thâm nhập và gây được ảnh hưởng trên thị trường thế giới là một công việc khó khăn và mất nhiều thời gian. Các nhà xuất khẩu nước ngoài có thể không chịu chia sẻ thị trường và có thể phản ứng trước sự suy giảm

⁸ Thuật ngữ phá giá thường được sử dụng để nói tới bất kỳ hiện tượng giảm giá danh nghĩa nào của đồng bản tệ một cách chủ ý và với mức độ đáng kể (20: 190-191).

khả năng cạnh tranh của họ bằng cách giảm giá hàng xuất khẩu của họ sang nước phá giá. Tương tự, những ngành công nghiệp nước ngoài phải cạnh tranh với hàng nhập khẩu từ các nước phá giá có thể phản ứng trước sự suy giảm của khả năng cạnh tranh bằng cách giảm giá cả trên thị trường trong nước, và do đó hạn chế khối lượng nhập khẩu từ các nước phá giá.

- *Cuối cùng*, việc giảm giá đồng nội tệ có thể không cải thiện được cán cân thương mại trong thời gian trước mắt. Bởi vì cán cân thương mại chính là giá trị của xuất khẩu trừ đi giá trị của nhập khẩu. Giả sử chúng ta tính cán cân thương mại bằng đồng Việt Nam. Nếu giá nội địa của hàng xuất khẩu không thay đổi và lượng hàng xuất khẩu chưa thay đổi nhiều lắm, thu nhập từ xuất khẩu sẽ chỉ cao hơn một chút trong thời gian trước mắt. Và nếu lượng hàng nhập khẩu chưa giảm nhiều lắm, nhưng giá hàng nhập khẩu tính bằng đồng Việt Nam có thể tăng đáng kể. Khi tính về giá trị, cán cân thương mại trong ngắn hạn có thể trở nên xấu hơn.



Hình 1: Đường hình chữ J về ảnh hưởng của phá giá đến cán cân thương mại

Trong thời gian dài hơn, khi những người mua và những người bán điều chỉnh lượng xuất khẩu và nhập khẩu, cả lượng xuất khẩu cao hơn và lượng nhập khẩu thấp hơn chắc sẽ làm cải thiện cán cân thương mại. Như vậy, việc giảm giá đồng nội tệ lúc đầu có thể làm cho cán cân thương mại trở nên xấu đi nhưng sau đó sẽ được cải thiện. Các nhà kinh tế đôi khi mô tả hiện tượng này bằng *đường cong hình chữ J*. Khi thời gian trôi đi sau khi giảm giá đồng nội tệ, cán cân thương mại giảm tới đáy của đường J, nhưng sau đó lại cải thiện và tăng cao hơn vị trí ban đầu của nó.

Để đánh giá tác động của tỷ giá đến xuất nhập khẩu, ta tập hợp số liệu về tỷ giá (VND/USD) và số liệu về xuất khẩu, nhập khẩu (tỷ USD) lấy theo quý từ quý 1/1999 đến quý 4/2020. Theo lý thuyết khi tỷ giá thay đổi thì xuất khẩu và nhập khẩu cũng thay đổi theo và phương trình được mô tả dưới dạng:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$$

Trong đó biến độc lập là: RATE: tỷ giá (VND/USD), biến phụ thuộc là EX: giá trị xuất khẩu (triệu USD), IM: giá trị nhập khẩu (triệu USD).

Số quan sát là 88 kỳ

Phương pháp hồi quy: Phương pháp bình phương bé nhất

Sử dụng mô hình EVIEW để chạy mô hình hồi quy đơn này ta được kết quả như sau:

Bảng 2: Kết quả tóm tắt thống kê bộ dữ liệu giai đoạn 1999 - 2020

| | RATE | IM | X |
|--------------|----------|----------|----------|
| Mean | 18556.58 | 25.95655 | 25.56097 |
| Median | 17804.50 | 21.03500 | 17.13500 |
| Maximum | 23210.00 | 76.65000 | 80.08000 |
| Minimum | 13885.00 | 2.379000 | 2.280000 |
| Std. Dev. | 3224.732 | 20.65337 | 21.92984 |
| Skewness | 0.082149 | 0.639073 | 0.801853 |
| Kurtosis | 1.367190 | 2.230626 | 2.472072 |
| Jarque-Bera | 9.874559 | 8.160512 | 10.45213 |
| Probability | 0.007174 | 0.016903 | 0.005375 |
| Sum | 1632979. | 2284.176 | 2249.365 |
| Sum Sq. Dev. | 9.05E+08 | 37110.85 | 41839.84 |
| Observations | 88 | 88 | 88 |

Bảng 3: Kết quả ước lượng tác động của tỷ giá đến xuất khẩu

Dependent Variable: X

Method: Least Squares

Date: 02/25/21 Time: 16:47

Sample: 1999Q1 2020Q4

Included observations: 88

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | -92.49313 | 4.879460 | -18.95561 | 0.0000 |
| RATE | 0.006362 | 0.000259 | 24.55260 | 0.0000 |
| R-squared | 0.875151 | Mean dependent var | | 25.56097 |
| Adjusted R-squared | 0.873699 | S.D. dependent var | | 21.92984 |
| S.E. of regression | 7.793614 | Akaike info criterion | | 6.966952 |
| Sum squared resid | 5223.677 | Schwarz criterion | | 7.023255 |
| Log likelihood | -304.5459 | Hannan-Quinn criter. | | 6.989635 |
| F-statistic | 602.8303 | Durbin-Watson stat | | 0.214131 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Kết quả mô hình hồi quy giữa tỷ giá với xuất khẩu cho thấy:

Prob (F-statistic) = 0.000000 , mô hình có mức ý nghĩa xấp xỉ bằng 0 tức là mô hình có độ tin cậy gần 100%.

R-squared = 0.875151, có nghĩa là 87,5% sự thay đổi của xuất khẩu phụ thuộc vào sự biến động của tỷ giá hối đoái

Bảng 4: Kết quả ước lượng tác động của tỷ giá đến nhập khẩu

Dependent Variable: IM

Method: Least Squares

Date: 02/25/21 Time: 17:04

Sample: 1999Q1 2020Q4

Included observations: 88

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | -86.43766 | 4.227761 | -20.44526 | 0.0000 |
| RATE | 0.006057 | 0.000225 | 26.97874 | 0.0000 |
| R-squared | 0.894330 | Mean dependent var | | 25.95655 |
| Adjusted R-squared | 0.893101 | S.D. dependent var | | 20.65337 |
| S.E. of regression | 6.752703 | Akaike info criterion | | 6.680228 |
| Sum squared resid | 3921.513 | Schwarz criterion | | 6.736531 |
| Log likelihood | -291.9300 | Hannan-Quinn criter. | | 6.702911 |
| F-statistic | 727.8525 | Durbin-Watson stat | | 0.283289 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Kết quả mô hình hồi quy giữa tỷ giá với nhập khẩu cho thấy:

Prob (F-statistic) = 0.0000000 , mô hình có mức ý nghĩa xấp xỉ bằng 0 tức là mô hình có độ tin cậy gần 100%.

R-squared = 0.894330, có nghĩa là gần 89% sự thay đổi của nhập khẩu phụ thuộc vào sự biến động của tỷ giá hối đoái

4. KẾT LUẬN CHUNG CHO CẢ HAI MÔ HÌNH

Tỷ giá có mối quan hệ thuận đối với xuất khẩu và nhập khẩu. Mối quan hệ này đúng như kỳ vọng đối với xuất khẩu nhưng không đúng với nhập khẩu (Khi phá giá nội tệ với hy vọng nhập khẩu sẽ giảm) vì lý do: Năng lực sản xuất hàng hóa trong nước để thay thế nhập khẩu còn hạn chế, các mặt hàng sản xuất trong nước đều phụ thuộc vào nguyên vật liệu nhập khẩu: Có một số hàng hóa mà các nền kinh tế đang phát triển như Việt Nam không hoặc có thể sản xuất được thì chất lượng không tốt bằng hay giá cả có thể cao hơn. Vì vậy, mặc dù giá nhập khẩu đắt hơn, người tiêu dùng chưa chắc sẽ lựa chọn hàng trong nước. Như vậy, nếu thực hiện phá giá, nền kinh tế Việt Nam với năng lực sản xuất hàng thay thế cho hàng nhập khẩu còn yếu sẽ khó hạn chế được nhập khẩu.

Việt Nam hiện nay chủ yếu nhập khẩu các mặt hàng chủ lực gồm có điện tử; máy tính và linh kiện; máy móc thiết bị; điện thoại và linh kiện; vải; sắt thép,...

Ngoài ra, mức độ tin cậy của mô hình thể hiện tác động của tỷ giá trong dài hạn đến nhập khẩu ($r^2 = 0,894$) cao hơn tác động của tỷ giá đến xuất khẩu ($r^2 = 0,875$).

Khi tỷ giá tăng 1 đồng ở mức trung bình xuất khẩu tăng 0.006362 tỷ USD

Khi tỷ giá tăng 1 đồng ở mức trung bình nhập khẩu tăng 0.006057 tỷ USD

Như vậy, khi chính phủ nỗ lực phá giá nội tệ để thúc đẩy xuất khẩu và giá trị xuất khẩu cũng gia tăng khi tỷ giá thay đổi, đồng thời giá trị nhập khẩu cũng tăng và tăng ít hơn giá trị xuất khẩu nên cán cân thương mại trong dài hạn mặc dù đã cải thiện được nhưng không nhiều vì lý do: Năng lực sản xuất hàng hóa đủ tiêu chuẩn xuất khẩu còn thấp vì đa phần các doanh nghiệp Việt Nam vẫn sản xuất nhỏ lẻ và có năng suất thấp, do đó nếu doanh nghiệp trong nước không có năng lực sản xuất hàng xuất khẩu hoặc không tìm được thị trường xuất khẩu, khi Chính phủ thực hiện phá giá thì những cơ hội kinh doanh tốt mà Chính phủ hướng tới thông qua phá giá sẽ bị bỏ lỡ nên cán cân thương mại được cải thiện rất nhỏ; ngoài ra cơ cấu sản xuất trong nước và xuất khẩu phần lớn phụ thuộc đầu vào nhập khẩu trong khi ngành công nghiệp phụ trợ vẫn chưa phát triển vượt bậc.

5. Tài liệu tham khảo

[1] *Giáo trình Kinh tế vĩ mô 1* (2019), Đại học Thương mại, NXB Thống kê

[2] *Giáo trình Kinh tế lượng* (2012); Đại học Kinh tế Quốc dân, NXB Đại học Kinh tế Quốc dân

[3] Số liệu thống kê trên các trang web: Ngân hàng Nhà nước Việt Nam <https://www.sbv.gov.vn>; Tổng cục Hải quan: <https://www.customs.gov.vn/default.aspx>

CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN CƠ CẤU CHI TIÊU CỦA KHÁCH DU LỊCH NỘI ĐỊA VÀ QUỐC TẾ TẠI 30 TỈNH THÀNH PHỐ VIỆT NAM

Ths. Đàm Thị Thu Trang

Bộ môn Toán , Đại học Thương Mại

Tóm tắt

Kinh tế Việt Nam phát triển mạnh trong những năm gần đây đã làm tăng lượng du khách nội địa điều này góp phần nâng cao chất lượng cuộc sống và thúc đẩy phát triển kinh tế du lịch tại địa phương. Mặt khác, Việt Nam cũng đang trở thành điểm đến hấp dẫn trên thế giới, hàng năm thu hút hàng triệu lượt khách quốc tế du lịch. Ngành du lịch đã được xác định phát triển trở thành nền kinh tế mũi nhọn của đất nước với sự đóng góp hàng ngàn tỉ đồng vào ngân sách nhà nước mỗi năm. Nghiên cứu sử dụng số liệu điều tra tại 30 tỉnh, thành phố trực thuộc Trung ương năm 2013. Nghiên cứu chỉ ra các yếu tố chính ảnh hưởng đến chi tiêu của khách du lịch nội địa là: Địa điểm du lịch, mục đích của chuyến đi, tham khảo thông tin từ bạn bè, người thân và internet, số lần tham quan và phương tiện di chuyển. Đối với khách quốc tế các yếu tố chính ảnh hưởng đến cơ cấu chi tiêu ở Việt Nam là: địa điểm du lịch, chất lượng phục vụ, mục đích chuyến đi, nguồn thông tin tham khảo để quyết định du lịch tại Việt Nam, đặc điểm nhân khẩu học như nhóm tuổi và nghề nghiệp, khách đến từ thị trường châu Mỹ và châu Á, số lần tham quan Việt Nam. Các đánh giá dựa trên phương pháp phân tích số liệu đa hợp (Compositional Data Analysis – CODA).

Từ khóa: Du lịch, khách du lịch nội địa, khách du lịch quốc tế, phương pháp phân tích số liệu đa hợp (Compositional Data Analysis – CODA).

1. Đặt vấn đề

Việt Nam đang trở thành điểm đến du lịch của thế giới. Lượng khách quốc tế đến Việt Nam tăng đều qua các năm. Năm 2019, ngành Du lịch Việt Nam lập kỷ tích lần đầu tiên đón 18 triệu lượt khách quốc tế, tăng 16,2% so với năm 2018. Giai đoạn từ 2015-2019, lượng khách quốc tế đến Việt Nam đã tăng 2,3 lần từ 7,9 triệu lượt lên 18 triệu lượt, tốc độ tăng trưởng bình quân đạt 22,7% mỗi năm. Việt Nam liên tục nằm trong nhóm những quốc gia có tốc độ tăng trưởng khách du lịch nhanh nhất thế giới. Hơn nữa, du khách nội địa cũng tăng do nền kinh tế Việt Nam phát triển với mức tăng trưởng GDP cao (6-7% trong các năm gần đây). Nhiều thành phố của Việt Nam định hướng phát triển du lịch trọng điểm như Quảng Ninh, Ninh Bình, Huế để thúc đẩy kinh tế địa phương. Năm 2010, cả nước ghi nhận 57.9 nghìn lượt khách du lịch nội địa và tăng hơn gấp đôi (132.8 nghìn lượt khách) vào năm 2017 (Tổng cục thống kê, 2019). Chính phủ Việt Nam chú trọng phát triển kinh tế du lịch và đã phê duyệt Đề án “**Chiến lược phát triển sản phẩm du lịch Việt Nam đến năm 2025, định hướng đến năm 2030**” (Bộ Văn hóa, thể thao và

du lịch 2016). Trong đó, chiến lược đặt mục tiêu thu hút khách có mức chi tiêu cao và lưu trú dài ngày. Đồng thời, chiến lược cũng nhấn mạnh tầm quan trọng của việc thường xuyên điều tra, nghiên cứu thị trường, nhu cầu và thị hiếu của khách du lịch, xây dựng cơ sở dữ liệu của thị trường du lịch.

Cấu trúc chi tiêu của khách du lịch có ảnh hưởng đến chiến lược phát triển du lịch của Việt Nam và ngược lại. Từ xu hướng chi tiêu của khách du lịch, tổng cục du lịch và các địa phương sẽ lên kế hoạch phát triển cơ sở hạ tầng và các sản phẩm du lịch để thúc đẩy chi tiêu cao hơn nữa của khách du lịch. Cụ thể, mức chi tiêu bình quân một ngày khách phản ánh mức độ thu nhập của người dân địa phương, từ đó đóng góp cho kinh tế địa phương. Đồng thời, mức chi tiêu bình quân một ngày khách cũng phản ánh xu hướng chi tiêu của khách dựa trên đặc điểm và các sản phẩm du lịch của địa phương. Mức chi tiêu bình quân một ngày càng cao sẽ càng tốt cho kinh tế địa phương. Chi tiêu bình quân 1 ngày khách trong nước của khách đi theo hình thức tự sắp xếp là 703 ngàn đồng (tương ứng 977 ngàn đồng, 1148 ngàn đồng) trong năm 2009 (tương ứng 2011, 2013). Từ đó, chi tiêu bình quân 1 lượt khách nội địa năm 2013 tăng 17.5% so với chi tiêu bình quân 1 lượt khách năm 2011. Chi tiêu của khách du lịch quốc tế tại Việt Nam không cao, trung bình hơn 1.000 USD cho một chuyến 9 ngày nguyên nhân có thể do sản phẩm du lịch của Việt Nam chưa hấp dẫn, thiếu gắn kết, các hoạt động giải trí, mua sắm, chăm sóc khách chưa đa dạng, công tác xúc tiến quảng bá chưa thực sự hiệu quả và còn nhiều hạn chế so với các điểm đến cạnh tranh trực tiếp của du lịch Việt Nam như Thái Lan. Do đó, nghiên cứu về xu hướng chi tiêu của khách du lịch rất cần thiết trong bối cảnh phát triển thị trường du lịch. Nghiên cứu sẽ tạo cơ sở để có định hướng phát triển du lịch phù hợp với nhu cầu và thời đại từ đó giúp chất lượng dịch vụ du lịch tăng cao và có thể thúc đẩy chi tiêu của khách du lịch.

Nghiên cứu này sử dụng số liệu chi tiêu của khách du lịch cấp quốc gia, đại diện là 30 tỉnh thành từ bộ số liệu điều tra chi tiêu của khách du lịch 2013. Nghiên cứu xem xét nhiều yếu tố ảnh hưởng đến cơ cấu chi tiêu, gồm cả địa điểm du lịch, nguồn thông tin trước khi du lịch và đặc điểm nhân khẩu học của khách du lịch. Nghiên cứu sử dụng lý thuyết mới về phương pháp phân tích số liệu đa hợp (Compositional data analysis – CODA) gồm nhiều bảng biểu và mô hình hồi quy để xác định các yếu tố chính ảnh hưởng đến cơ cấu chi tiêu.

2. Phương pháp nghiên cứu

2.1. Phương pháp phân tích số liệu đa hợp

Dữ liệu đa hợp được biểu diễn bởi một véc tơ đa hợp S gồm D tỉ trọng được biểu diễn trong đơn hình S^D ,

$$S^D = \left\{ S = (S_1, S_2, \dots, S_D)' : S_j > 0, j = 1, 2, \dots, D; \sum_{j=1}^D S_j = 1 \right\}.$$

Trong đó, kí hiệu ' là chuyển vị của véc tơ S và tổng các tỉ trọng của véc tơ S bằng 1 hoặc 100%.

Vì mối quan hệ phụ thuộc giữa các tỉ trọng S_1, S_2, \dots, S_D , tức là tổng bằng 1, các mô hình hồi quy thông thường sẽ không được áp dụng. Phép toán tỉ lệ logarit đẳng cự (isometric log-ratio, ILR) chuyển đổi D tỉ trọng trong đơn hình về véc tơ gồm D-1 tọa độ trong không gian Euclide thông thường. Phép biến đổi ILR dựa trên tọa độ cân bằng (Balance Coordinates) từ phân tổ dãy nhị nguyên (Sequential Binary Bartition, SBP) của D tỉ trọng. Phép biến đổi ILR có ánh xạ ngược, tức là có thể lấy nghịch đảo của ILR để đạt các giá trị tỉ trọng tương ứng trong đơn hình S^D . Sau quá trình biến đổi, các giá trị ILR có thể đóng vai trò là biến phụ thuộc hoặc biến độc lập trong mô hình hồi quy thông thường (ước lượng bằng phương pháp bình phương bé nhất OLS), xem Trinh (2019).

Để tạo tọa độ cân bằng đầu tiên, D tỉ trọng được chia thành 2 nhóm: một nhóm cho tử số và một nhóm cho mẫu số. Ở bước tiếp theo, một trong hai nhóm lại được tách thành 2 nhóm con để tạo ra tọa độ cân bằng thứ hai trong khi giữ cố định nhóm còn lại. Ở bước thứ k, ILR_k (tọa độ cân bằng thứ k) được tạo ra từ nhóm có r_k+t_k phần tử trong đó: r_k phần tử $S_{n1} \dots S_{nr}$ ở tử số, t_k phần tử $S_{d1} \dots S_{dt}$ ở mẫu số. Công thức tính ILR_k là:

$$ILR_k = \sqrt{\frac{r_k \cdot t_k}{r_k + t_k}} \ln \frac{r_k \sqrt{S_{n1} \dots S_{nr}}}{t_k \sqrt{S_{d1} \dots S_{dt}}} \text{ với } k = 1, 2, \dots, D-1$$

Để tạo bảng phân tổ, tại mỗi bước, nhóm ở tử đánh số là 1, nhóm ở mẫu đánh số là -1, nhóm cố định đánh số là 0.

Ví dụ cho trường hợp $D = 4$, giả sử ta tạo bảng phân tổ là:

| S_1 | S_2 | S_3 | S_4 | Ý nghĩa |
|-------|-------|-------|-------|--|
| 1 | 1 | -1 | -1 | Phân tổ $\{S_1, S_2\}$ và $\{S_3, S_4\}$ |
| 1 | -1 | 0 | 0 | Phân tổ S_1 và S_2 |
| 0 | 0 | 1 | -1 | Phân tổ S_3 và S_4 |

Khi đó, phép biến đổi ILR tương ứng, gồm 3 tọa độ là:

$$ILR_1 = \ln \frac{\sqrt{S_1 S_2}}{\sqrt{S_3 S_4}}; \quad ILR_2 = \sqrt{\frac{1}{2}} \ln \frac{S_1}{S_2}; \quad ILR_3 = \sqrt{\frac{1}{2}} \ln \frac{S_3}{S_4}$$

Tọa độ ILR_1 chứa thông tin so sánh sự thay đổi giữa phân tổ $\{S_1, S_2\}$ và $\{S_3, S_4\}$. Tọa độ ILR_2 (tương tự ILR_3) chứa thông tin so sánh tỉ trọng S_1 và S_2 (tương tự S_3 và S_4).

Phân tích hồi quy đa hợp: Đối với từng khách du lịch, véc tơ tỉ trọng chi tiêu bình quân 1 ngày khách cho từng khoản mục, tức là:

$S = (S_{Accommodation}, S_{Food}, S_{Travel}, S_{Activity})$ là một thành phần của đơn hình S^4 . Nghiên cứu sử dụng phân tổ dãy nhị nguyên được minh họa trong Bảng 1, tương tự như [Hường,

2020]. Trong đó, phân tử $\{S_{Activity}, S_{Travel}\}$ và $\{S_{Food}, S_{Accommodation}\}$ thể hiện xu hướng chi tiêu khoản mục linh động và khoản mục cơ bản. Các bước phân tử tiếp theo phân chia nhỏ từng khoản mục ở trên.

Bảng 1: Phân tử dãy nhị nguyên (SBP)

| $S_{Activity}$ | S_{Travel} | S_{Food} | $S_{Accommodation}$ | Ý nghĩa |
|----------------|--------------|------------|---------------------|---|
| 1 | 1 | -1 | -1 | Phân tử $\{S_{Activity}, S_{Travel}\}$ và $\{S_{Food}, S_{Accommodation}\}$ |
| 1 | -1 | 0 | 0 | Phân tử $S_{Activity}$ và S_{Travel} |
| 0 | 0 | 1 | -1 | Phân tử S_{Food} và $S_{Accommodation}$ |

Ứng với phân tử dãy nhị nguyên ở Bảng 2, phép biến đổi ILR tương ứng, gồm 3 biểu thức là:

$$ILR_1 = \ln \frac{\sqrt{S_{Activity}S_{Travel}}}{\sqrt{S_{Food}S_{Accommodation}}}; \quad ILR_2 = \sqrt{\frac{1}{2}} \ln \frac{S_{Activity}}{S_{Travel}};$$

$$ILR_3 = \sqrt{\frac{1}{2}} \ln \frac{S_{Food}}{S_{Accommodation}}$$

Mô hình hồi quy đa hợp (Compositional Regression Model) xem xét các nhân tố tác động đến cơ cấu chi tiêu, gồm 3 mô hình hồi quy tuyến tính tương ứng với 3 biến đổi ILR và các biến độc lập trong các mô hình là giống nhau. Cụ thể,

$$ILR_{1,i} = \alpha_1 + \sum_{j=1}^N \beta_{1,j} X_{j,i} + \epsilon_{1,i}$$

$$ILR_{2,i} = \alpha_2 + \sum_{j=1}^N \beta_{2,j} X_{j,i} + \epsilon_{2,i} \quad (1)$$

$$ILR_{3,i} = \alpha_3 + \sum_{j=1}^N \beta_{3,j} X_{j,i} + \epsilon_{3,i}$$

Trong đó, X_j bao gồm các đặc điểm nhân khẩu học của khách du lịch (nhóm tuổi, giới tính, nghề nghiệp), mục đích chuyến đi, phương tiện di chuyển, số lần tham quan, nguồn thông tin tham khảo, mức độ ấn tượng và hài lòng trong chuyến đi, châu lục (đối với khách quốc tế).

2.2. Số liệu điều tra chi tiêu của khách du lịch

Cuộc điều tra chọn mẫu về chi tiêu của khách du lịch được Tổng cục Thống kê bắt đầu từ năm 2003. Đến nay, điều tra chi tiêu của khách du lịch gồm có: chi tiêu của khách quốc tế đến Việt Nam, khách Việt Nam đi du lịch trong nước và chi tiêu của khách Việt Nam đi du lịch nước ngoài, kết quả hoạt động của công ty lữ hành. Chi tiêu của khách

du lịch là một chỉ tiêu quan trọng do Tổng cục du lịch phối hợp với bộ Văn Hóa, Thể Thao và Du lịch thực hiện dưới hệ thống chỉ tiêu Quốc Gia. Mục đích của chỉ tiêu nhằm “Thu thập thông tin về tổng mức chi tiêu và những khoản chi tiêu chủ yếu của khách du lịch, làm cơ sở tính mức chi tiêu bình quân chung và cơ cấu chi tiêu của khách du lịch” (Tổng cục thống kê, 2017).

Nghiên cứu này dựa trên số liệu điều tra chi tiêu của khách du lịch được Tổng Cục thống kê điều tra tháng 7, năm 2013 (Tổng cục thống kê, 2017)⁹. Bộ số liệu gồm cả khách du lịch nội địa (24.139 lượt khách) tại 30 tỉnh thành phố trực thuộc trung ương và khách quốc tế đến Việt Nam (9.500 lượt khách) tại 14 tỉnh thành. Bộ số liệu thu thập chi tiêu của khách tự sắp xếp đi và khách đi theo tour. Nghiên cứu này hạn chế trên khách nội địa và khách quốc tế đi theo hình thức tự sắp xếp.

Phiếu điều tra du lịch thu thập thông tin về nhân khẩu học của khách du lịch, bao gồm nhóm tuổi, giới tính, mục đích chuyến đi, các nguồn thông tin tham khảo để quyết định chuyến đi và mức độ hài lòng trong chuyến đi. Đặc biệt, điều tra chú trọng vào chi tiêu của từng khoản mục của khách du lịch như mục đích của cuộc điều tra. Trong đó, phương pháp tổng hợp số liệu được áp dụng theo phương pháp bình quân. Cụ thể:

$$\text{Số ngày ở lại bình quân 1 lượt khách} = \frac{\text{Tổng số ngày khách ở lại}}{\text{Tổng số khách}}$$

$$\text{Chi tiêu bình quân 1 lượt khách} = \frac{\text{Tổng số tiền chi tiêu của khách}}{\text{Tổng số khách}}$$

$$\text{Chi tiêu bình quân 1 ngày khách} = \frac{\text{Chi tiêu bình quân 1 lượt khách}}{\text{Số ngày ở lại bình quân 1 lượt khách}}$$

Các chi phí trong chuyến du lịch được chia thành các khoản mục chính: (1) Tiền thuê phòng (Accommodation); (2) Tiền ăn uống (Food); (3) Tiền đi lại (Travel); (4) Chi phí tham quan; (5) Chi phí mua hàng hóa, quà lưu niệm, kỷ niệm; (6) Chi phí dịch vụ văn hóa, thể thao, giải trí; (7) Chi phí mua thuốc chữa bệnh, dịch vụ y tế; (8) Chi khác. Dựa vào thống kê cơ bản của chi tiêu bình quân 1 ngày khách và chi tiêu bình quân từng khoản mục 1 ngày khác, nghiên cứu gộp chung các khoản mục (4) đến khoản mục (8) và gọi chung là khoản mục chi các hoạt động (Activity). Mức chi tiêu bình quân 1 ngày khách cho từng khoản mục được tính tương tự như chi tiêu bình quân 1 ngày khách. Từ đó, cơ cấu chi bình quân 1 ngày khách cho từng khoản mục (đơn vị: %, phần trăm) được xác định như sau:

Chi tiêu bình quân 1 ngày khách = $S_{Accommodation} + S_{Food} + S_{Travel} + S_{Activity}$

$$S_{Accommodation} = \frac{\text{Tiền thuê phòng (Accommodation)} * 100}{\text{Chi tiêu bình quân 1 ngày khách}} (\%)$$

$$S_{Food} = \frac{\text{Tiền ăn uống (Food)} * 100}{\text{Chi tiêu bình quân 1 ngày khách}} (\%)$$

$$S_{Travel} = \frac{\text{Tiền đi lại (Travel)} * 100}{\text{Chi tiêu bình quân 1 ngày khách}} (\%)$$

$$S_{Activity} = \frac{\text{Tiền các hoạt động (Activity)} * 100}{\text{Chi tiêu bình quân 1 ngày khách}} (\%)$$

3. Kết quả nghiên cứu

3.1. Đặc điểm cơ bản của khách du lịch nội địa và quốc tế theo hình thức tự sắp xếp

Từ bộ số liệu điều tra thống kê được có 17.218 khách nội địa trong nghiên cứu này. Chi tiêu bình quân 1 ngày khách là 1241 nghìn đồng. Trung bình 1 lượt khách ở lại địa điểm du lịch là 2.7 ngày. Nhóm tuổi du lịch chủ yếu là từ 25 đến 29 tuổi và 34 đến 44 tuổi và hai nhóm tuổi này có tỉ lệ tương đối bằng nhau. Nhóm nghề nghiệp công nhân viên chức chiếm 36.6% và nhiều nhất trong các ngành nghề. Xu hướng này đúng với phong trào du lịch do công đoàn các cơ quan đứng ra tổ chức hàng năm vào dịp hè (tháng 7). Hầu hết khách du lịch (95%) hài lòng với chuyến đi.

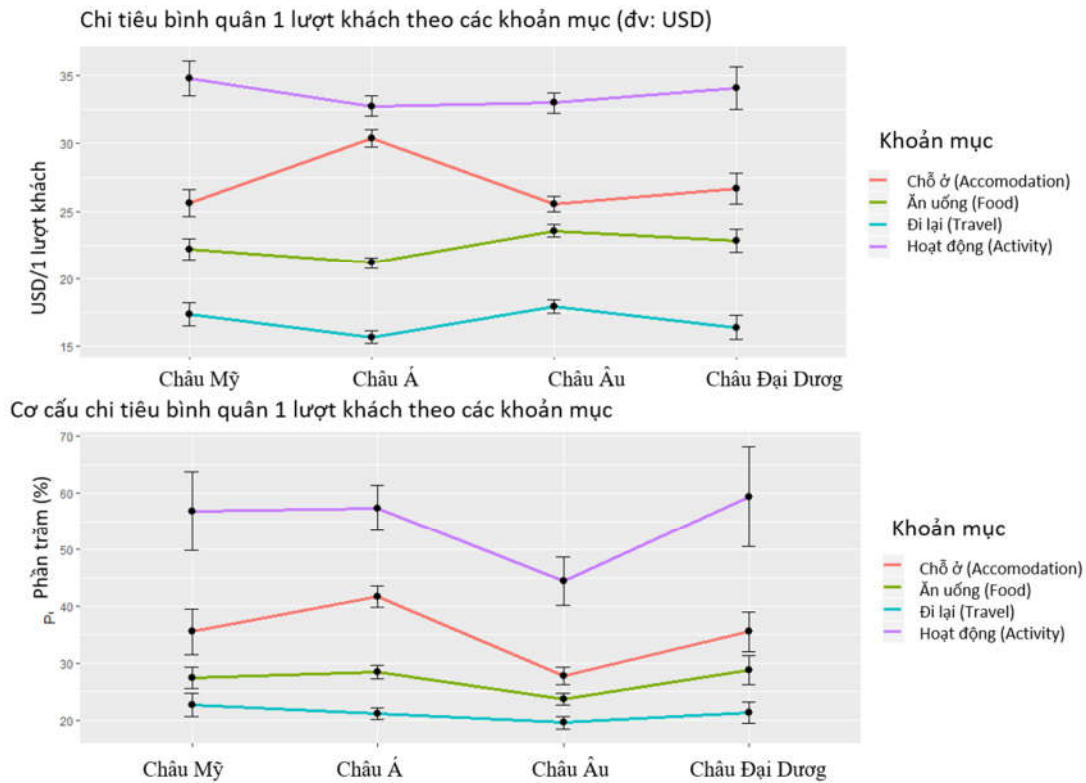
Đối với khách du lịch quốc tế theo hình thức tự sắp xếp có 5452 khách trong nghiên cứu này. Chi tiêu bình quân 1 ngày khách là 136.2USD. Trung bình 1 lượt khách ở lại địa điểm du lịch là 4.3 ngày. Nhóm tuổi du lịch chủ yếu là từ 25-34 tuổi và 35-44 tuổi và hai nhóm tuổi này có tỉ lệ tương đối bằng nhau. Hầu hết khách du lịch (94.4%) hài lòng với chuyến đi. Khách du lịch chủ yếu đến từ châu Á và châu Âu (chiếm 77%).

Đối với cả khách du lịch nội địa và quốc tế thì khách du lịch chủ yếu là nam giới và tỉ lệ nam giới gần gấp đôi nữ giới. Trong các mục đích du lịch, mục đích nghỉ ngơi, tham quan và vui chơi giải trí chiếm nhiều nhất. Trước chuyến đi du lịch, khách du lịch sẽ tham khảo trên 1 nguồn thông tin (dựa trên 6 nguồn thông tin: bạn bè, người thân; sách, báo, tạp chí; Internet; công ty du lịch; tivi; được mời). Trong đó, nguồn tham khảo phổ biến nhất là từ bạn bè và người thân.

Tuy nhiên, trong 5 đặc điểm ấn tượng tại điểm thăm quan (phong cảnh đẹp; thái độ của người dân nơi đến du lịch, chất lượng phục vụ của các cơ sở lưu trú, chất lượng phục vụ tại các điểm tham quan, hàng hóa rẻ), cả khách du lịch quốc tế và nội địa chỉ hài lòng trung bình 1 đến 2 đặc điểm. Đặc biệt, phong cảnh đẹp là đặc điểm được ấn tượng nhất của khách. Kết quả miêu tả cơ bản của số liệu cho thấy cần nâng cao chất lượng cơ sở lưu trú, phục vụ tại các điểm thăm quan hơn nữa.

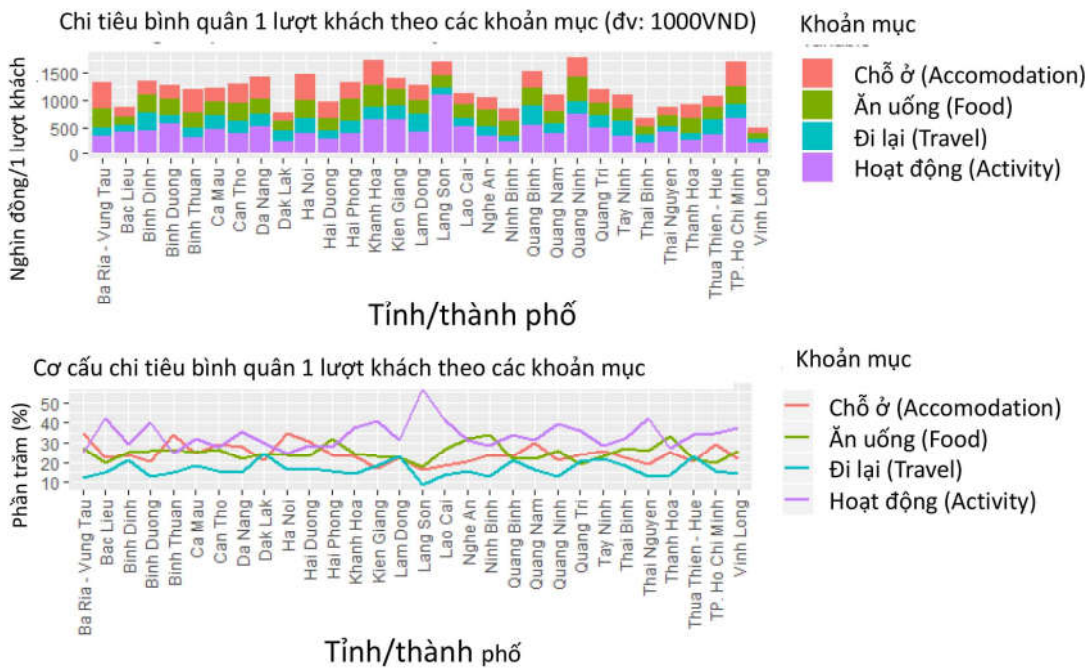
3.2. Cơ cấu chi tiêu của khách du lịch quốc tế và nội địa theo hình thức tự sắp xếp

Hình 1 cho thấy phân bố chi tiêu bình quân 1 ngày khách (đơn vị: USD) theo từng khoản mục và tỉ lệ chi tiêu (%) cho 4 khoản mục của khách du lịch quốc tế theo 4 châu lục không có sự khác biệt nhiều về xu hướng, theo thứ tự từ bé đến lớn là: Travel, Food, Accomodatin, Activity (Đi lại, ăn uống, thuê phòng, hoạt động).



Hình 1: Chi tiêu bình quân 1 ngày khách và tỉ lệ chi tiêu theo từng khoản mục của khách du lịch quốc tế theo 4 châu lục.

Hình 2 thể hiện chi tiêu bình quân 1 ngày khác và theo từng khoản mục (hình trên) và tỉ lệ chi tiêu cho từng khoản mục: Accomodatin, Food, Travel, Activity tại 30 tỉnh thành của khách nội địa đi theo hình thức tự sắp xếp (hình dưới). Hình 2 cho thấy phần chi phí cho đi lại chiếm tỉ lệ thấp nhất trong chi tiêu, chi cho hoạt động chiếm tỉ lệ cao đặc biệt ở các tỉnh Lạng Sơn (chiếm tới hơn 50% chi cho hoạt động), Thành Phố Hồ Chí Minh, Quảng Ninh.



Hình 2: Tỷ lệ chi tiêu cho 4 khoản mục: Accomodatin, Food, Travel, Activity tại 30 tỉnh thành của khách nội địa đi theo hình thức tự sắp xếp.

Về cơ cấu chi tiêu, tại hầu hết các tỉnh đối với cả khách quốc tế và nội địa chi tiêu cho các hoạt động (Acitivity) chiếm tỉ trọng lớn nhất. Tuy nhiên khách quốc tế chi tiêu cho hoạt động nhiều hơn (trên 40%) thậm chí Châu Đại Dương chi cho hoạt động lên tới 60% trong khi khách nội địa chi cho hoạt động khoảng 30%. Sự khác nhau này có thể do nhu cầu tham gia các hoạt động của khách du lịch quốc tế nhiều hơn chẳng hạn họ muốn mua sắm nhiều đặc sản, đồ lưu niệm vùng miền hay họ cũng muốn tham gia nhiều trò chơi và họ muốn khám phá nhiều điều mới lạ do có sự khác biệt về văn hóa vì vậy mà thời gian lưu trú của khách quốc tế cũng dài hơn (4.3) trong khi khách nội địa là (2.7). Tiếp theo, tỉ trọng chi tiêu cho thuê phòng (Accommodation) và ăn uống (Food) chiếm vị trí thứ 2 tùy theo từng tỉnh. Chi tiêu cho đi lại (Travel) chiếm tỉ trọng thấp nhất ở tất cả các tỉnh. Xu hướng chi tiêu ở trên thể hiện sự đa dạng các dịch vụ du lịch ở các tỉnh khi chi tiêu cho các hoạt động chiếm tỉ trọng lớn nhất. Trong khi đó, chi tiêu cho (Accommodation) và ăn uống (Food) vẫn chiếm tỉ trọng cao vì đó là hai khoản mục cơ bản nhất của một chuyến tham quan. Chi tiêu cho đi lại (Travel) chiếm tỉ trọng thấp nhất tương ứng với xu hướng phương tiện di chuyển tại các tỉnh chủ yếu là xe ô tô.

3.3. Các yếu tố ảnh hưởng đến cơ cấu chi tiêu của khách du lịch

Lựa chọn các yếu tố ảnh hưởng đến cơ cấu chi tiêu được tiến hành thông qua mô hình hồi quy từng bước kết hợp với phương pháp lựa chọn loại bỏ.

Bảng 2 cho thấy khách quốc tế có mục đích chuyến đi là du lịch nghỉ ngơi, tham quan, vui chơi so với mục đích khác có xu hướng chi tiêu nhiều hơn cho các khoản mục: Activity-Travel so với Food-Accommodation; Activity so với Travel; Food so với Accommodation. Khách quốc tế đến từ lần thứ 2 trở lên so với đến lần đầu có xu hướng chi tiêu ít hơn cho các khoản mục Activity-Travel so với Food-Accommodation; Travel so với Activity; Food so với Accommodation. Khách đến từ một trong ba châu: châu Âu, Á, châu Đại dương so với châu Mỹ có xu hướng chi tiêu ít hơn cho các khoản mục Activity-Travel so với Food-Accommodation. Khách ở từng nhóm tuổi già hơn so với nhóm trẻ nhất (15-24 tuổi) có xu hướng chi tiêu ít hơn cho các khoản mục: Activity-Travel so với Food-Accommodation; Food so với Accommodation.

Bảng 2: Hệ số hồi quy của mô hình đa hợp (1) đối với khách quốc tế tương ứng với biến ILR.

| Biến ảnh hưởng | ILR1 | | ILR2 | | ILR3 | |
|--|---------------|---------------------------------|---------------|---------------------------------|---------------|---------------------------------|
| | Hệ số hồi quy | Độ lệch chuẩn của hệ số hồi quy | Hệ số hồi quy | Độ lệch chuẩn của hệ số hồi quy | Hệ số hồi quy | Độ lệch chuẩn của hệ số hồi quy |
| Hệ số tự do | -0.15 | -0.13 | 0.1 | -0.18 | -0.06 | -0.04 |
| Có ấn tượng phong cảnh đẹp (mặc định: Không) | 0.12 * | -0.06 | -0.02 | -0.07 | 0.03 * | -0.02 |
| Có ấn tượng chất lượng phục vụ (mặc định: Không) | -0.2 *** | -0.06 | -0.08 | -0.08 | -0.08 *** | -0.02 |
| Có tham khảo thông tin từ Internet (mặc định: Không) | 0.12 * | -0.05 | 0.01 | -0.07 | 0.02 | -0.01 |
| Có tham khảo thông tin từ bạn bè/người thân (mặc định: Không) | 0.03 | -0.05 | 0.03 | -0.07 | 0.06 *** | -0.01 |
| Có tham khảo thông tin từ Sách (mặc định: Không) | -0.03 | -0.06 | 0.02 | -0.08 | 0.03 | -0.02 |
| Mục đích chuyến đi là Du lịch nghỉ ngơi, tham quan, vui chơi (mặc định: Mục đích khác) | 0.18 ** | -0.07 | 0.26 ** | -0.09 | 0.05 * | -0.02 |
| Lần thứ hai hoặc nhiều đến Việt Nam (mặc định: Lần 1) | -0.17 ** | -0.05 | 0.04 | -0.07 | -0.06 *** | -0.01 |

| | | | | | | |
|---|-------------|-------|--------|-------|--------------|-------|
| Khách quốc tế từ châu lục (Mặc định: Châu Mỹ) | | | | | | |
| Châu Á | -0.18 * | -0.08 | 0.04 | -0.1 | -0.12 *** | -0.02 |
| Châu Âu | -0.09 | -0.08 | -0.05 | -0.11 | 0.02 | -0.02 |
| Châu Đại Dương | -0.02 | -0.1 | 0.1 | -0.14 | 0 | -0.03 |
| Nhóm tuổi (Mặc định: Từ 15 đến 24 tuổi) | | | | | | |
| Từ 25 đến 34 tuổi | -0.01 | -0.08 | 0.07 | -0.11 | -0.05 * | -0.02 |
| Từ 35 đến 44 tuổi | -0.16 | -0.09 | 0.06 | -0.11 | -0.09 *** | -0.02 |
| Từ 45 đến 54 tuổi | -0.26 ** | -0.09 | -0.06 | -0.12 | -0.11 *** | -0.03 |
| Trên 54 tuổi | -0.08 | -0.11 | 0.21 | -0.14 | -0.12 *** | -0.03 |
| Nghề nghiệp (Mặc định: Thương gia) | | | | | | |
| Công chức/viên chức | -0.17 ** | -0.06 | -0.03 | -0.09 | -0.01 | -0.02 |
| Nghề nghiệp khác | -0.07 | -0.06 | -0.03 | -0.08 | -0.02 | -0.02 |
| Hệ số R bình phương hiệu chỉnh | 0.018 | | 0.0003 | | 0.055 | |

Mức độ ý nghĩa *10%, **5%, ***1%.

Bảng 3 cho thấy đối với khách du lịch nội địa thì khách đi với mục đích tham dự hội nghị, hội thảo so với khách đi du lịch với các mục đích thăm hộ hàng, bạn bè du lịch nghỉ ngơi, tham quan và vui chơi giải trí, thương mại và các mục đích khác có xu hướng tăng chi tiêu tỉ lệ chi tiêu cho khoản mục Travel và Accomodation. Với các khách nội địa đến địa điểm du lịch từ lần thứ 3 so với khách đến địa điểm lần đầu, họ có xu hướng giảm chi tiêu cho nhóm Food-Accomodation và tăng chi tiêu cho nhóm Activity-Travel. Khách du lịch đã tham khảo bạn bè, người thân và internet có xu hướng tăng tỉ lệ chi tiêu cho Activity-Travel trong khi giảm mức chi cho Accomodation và Food. Đặc điểm này rất quan trọng, cho thấy khách du lịch có tìm hiểu trước điểm đến đã có kế hoạch tốt hơn cho chỗ ở và thưởng thức các món ăn đặc sản với giá hợp lý, hoặc giảm các chi phí Food và Accomodation để dành nhiều hơn cho các dịch vụ (Activity).

Bảng 3: Hệ số hồi quy của mô hình đa hợp (1) đối với khách nội địa tương ứng với biến ILR. Mức độ ý nghĩa *10%, **5%, *1%.**

| Biến ảnh hưởng | | ILR_1 | | ILR_2 | | ILR_3 | |
|---|---|---------------|---------------------------------|---------------|---------------------------------|---------------|---------------------------------|
| | | Hệ số hồi quy | Độ lệch chuẩn của hệ số hồi quy | Hệ số hồi quy | Độ lệch chuẩn của hệ số hồi quy | Hệ số hồi quy | Độ lệch chuẩn của hệ số hồi quy |
| Hệ số tự do | | -1.16 *** | -0.09 | -1.53 *** | -0.18 | -0.43 *** | -0.03 |
| Mục đích chuyến đi (mặc định: Hội nghị, hội thảo) | Thăm họ hàng, bạn bè | 0.27 *** | -0.05 | 0.41 *** | -0.1 | 0.05 *** | -0.02 |
| | Du lịch nghỉ ngơi, tham quan, vui chơi giải trí | 0.24 *** | -0.04 | 0.44 *** | -0.07 | 0.17 *** | -0.01 |
| | Thương mại | 0.08 | -0.05 | -0.03 | -0.1 | 0.08 *** | -0.02 |
| | Các mục đích khác | 0.19 *** | -0.05 | 0.2 * | -0.09 | 0.05 *** | -0.01 |
| Lần thứ mấy đến tỉnh (mặc định: Lần 1) | Lần 2 | -0.02 | -0.03 | 0.03 | -0.06 | 0 | -0.01 |
| | Lần thứ 3 trở lên | -0.07 * | -0.03 | -0.1 | -0.06 | 0 | -0.01 |
| Tham khảo thông tin từ đâu? | Internet | 0.15 *** | -0.04 | 0.21 ** | -0.07 | 0.03 ** | -0.01 |
| | Bạn bè, người thân | 0.05 * | -0.03 | 0.08 | -0.05 | 0.03 *** | -0.01 |
| Phương tiện chính trong chuyến đi (Mặc định: Máy bay) | Oto | -0.07 | -0.04 | 0.47 *** | -0.07 | 0.07 *** | -0.01 |
| | Phương tiện khác | -0.25 *** | -0.05 | 0.63 *** | -0.1 | 0.12 *** | -0.02 |
| | Tàu hỏa | -0.05 | -0.05 | 0.51 *** | -0.1 | 0.05 ** | -0.02 |
| Ấn tượng phong cảnh đẹp (mặc định: Không) | Có | 0.08 ** | -0.03 | 0.21 *** | -0.05 | 0.04 *** | -0.01 |
| | Hệ số R bình phương hiệu chỉnh | 0.039 | | 0.034 | | 0.177 | |

4. Kết luận

Nghiên cứu đã tập trung phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến cơ cấu chi tiêu của khách du lịch quốc tế và nội địa đi theo hình thức tự sắp xếp năm 2013.

Đối với khách quốc tế thì đặc điểm giới tính không ảnh hưởng đến cơ cấu chi tiêu, các yếu tố có ý nghĩa thống kê đến cơ cấu chi tiêu của khách là: địa điểm du lịch, chất lượng phục vụ, mục đích chuyến đi, nguồn thông tin tham khảo để quyết định du lịch tại Việt Nam, đặc điểm nhân khẩu học như nhóm tuổi và nghề nghiệp, khách đến từ thị trường châu Mỹ và châu Á, số lần tham quan Việt Nam.

Đối với khách nội địa nghiên cứu cho thấy đặc điểm nhân khẩu học không có ý nghĩa thống kê đến cơ cấu chi tiêu. Các yếu tố có ý nghĩa thống kê đến cơ cấu chi tiêu của khách là: địa điểm đến, mục đích chuyến đi, các nguồn thông tin tham khảo trước chuyến đi, số lần tham quan điểm đến, phương tiện di chuyển và ấn tượng phong cảnh của điểm đến. Trong đó, mục đích chuyến đi thể hiện sự khác biệt và dao động lớn đến cơ cấu chi tiêu.

Từ nghiên cứu này thì cũng nổi lên vấn đề cần quan tâm đối với ngành du lịch là: trong 5 đặc điểm ấn tượng tại điểm thăm quan (phong cảnh đẹp; thái độ của người dân nơi đến du lịch, chất lượng phục vụ của các cơ sở lưu trú, chất lượng phục vụ tại các điểm tham quan, hàng hóa rẻ), cả khách du lịch quốc tế và nội địa chỉ hài lòng trung bình 1 đến 2 đặc điểm. Đặc biệt, phong cảnh đẹp là đặc điểm được ấn tượng nhất của khách. Điều này có thể thấy rằng chất lượng phục vụ tại các cơ sở lưu trú và các địa điểm tham quan là vấn đề cần được cải thiện và nâng cao hơn nữa. Ngoài ra cũng cần tăng thêm về số lượng và chất lượng các hoạt động vui chơi, giải trí để khách du lịch có thể chi nhiều hơn, hài lòng nhiều hơn và muốn quay trở lại nhiều hơn.

Tác giả cũng xin đưa ra một số khuyến nghị để phát triển ngành du lịch Việt Nam:

- Cần đưa ra các giải pháp để quy hoạch những nơi có phong cảnh đẹp trở thành địa điểm tham quan hấp dẫn với chất lượng dịch vụ tốt. Có thể kêu gọi các nhà đầu tư tư nhân và đầu tư nước ngoài nhưng phải có chế tài rõ ràng và đảm bảo phát triển bền vững.

- Tăng cường đầu tư cho giáo dục và đào tạo ngành, chuyên ngành liên quan đến du lịch để bổ sung đội ngũ cán bộ, nhân viên trình độ cao nhằm cải thiện và nâng cao chất lượng phục vụ.

Tài liệu tham khảo

1. Coenders, G. and Rosell, B.F., 2020. *Compositional data analysis in tourism. Review and future directions*. *Tourism Analysis*. 25 (1): 153-168
2. Gerald Boogaart, K. and Tolosana-Delgado R., 2013. *Analyzing compositional data with R*. Springer. Berlin, 258 pages.
3. Thủ tướng Chính phủ, 2020. *Quyết định số 147/QĐ-TTg, ngày 22/01/2020: Quyết định phê duyệt Chiến lược phát triển du lịch Việt Nam đến năm 2030*.
4. Trinh, H.T., Morais, J., Thomas-Agnan, C. and Simioni, M., 2019. *Relations between socio-economic factors and nutritional diet in Vietnam from 2004 to 2014: New insights using compositional data analysis*. *Statistical Methods in Medical Research*. 28 (8): 2305-2325.
5. Trịnh Thị Hương, Lê Văn Tuấn và Đàm Thị Thu Trang. 2020. *Sử dụng phương pháp CoDa trong đánh giá các yếu tố ảnh hưởng đến cơ cấu chi tiêu của khách du lịch nội địa*. *Tạp chí Kinh tế và Dự báo*. 09 (727): 26-31

NGHIÊN CỨU CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN VIỆC CHI TIÊU CHO GIÁO DỤC CỦA HỘ GIA ĐÌNH TẠI CÁC TỈNH ĐỒNG BẰNG SÔNG HỒNG

TS. Ngô Thị Ngoan

Bộ môn Toán, Đại học Thương mại

Tóm Tắt

Đầu tư và phát triển giáo dục đào tạo được người dân quan tâm hơn trong những năm gần đây. Nghiên cứu phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến chi tiêu cho giáo dục của người dân ở 11 tỉnh thành phố vùng đồng bằng sông Hồng trong năm 2018. Mức chi cho giáo dục trung bình khoảng 4-7% tổng chi tiêu của hộ gia đình. Theo các cấp học, mức chi bình quân cho giáo dục đại học nhiều nhất. Các yếu tố ảnh hưởng tới chi tiêu giáo dục của người dân, thông qua mô hình hồi quy kiểm duyệt Tobit, như thu nhập hộ gia đình và đặc điểm chủ hộ (trình độ giáo dục và giới tính), trợ cấp giáo dục, học thêm, nơi sống. Nghiên cứu cung cấp bằng chứng khoa học cho các nhà hoạch định chính sách đưa ra chiến lược phát triển và đào tạo nguồn nhân lực trong vùng trong tương lai.

Từ khóa: giáo dục đào tạo, chi tiêu hộ gia đình, đồng bằng sông Hồng, mô hình Tobit.

Giới thiệu

Vai trò của giáo dục đối với sự phát triển kinh tế - xã hội của mỗi quốc gia ngày càng được thể hiện rõ nét. Ở nước ta, Đảng và Nhà nước đã luôn nhận thức được tầm quan trọng của giáo dục, luôn coi giáo dục và đào tạo là quốc sách hàng đầu. Tổng chi tiêu của ngân sách nhà nước cho lĩnh vực giáo dục và đào tạo luôn tăng qua từng năm, từ 78.206 tỉ đồng năm 2010 đến 230.974 tỉ năm 2018 [4]. Xét theo tỉ trọng so với GDP, tỉ lệ đầu tư vào lĩnh vực giáo dục và đào tạo cũng tăng đáng kể, từ 11.89% năm 2010 tăng lên 14.29% theo thống kê sơ bộ năm 2018.

Trong những năm gần đây, nghiên cứu phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến chi tiêu cho giáo dục của các hộ gia đình tại các khu vực khác nhau thu hút sự quan tâm của các nhà hoạch định chính sách và nhà nghiên cứu [5]-[7]. Trong bài [8] nghiên cứu được thực hiện trong năm thành phố lớn trực thuộc trung ương, là khu vực có nền kinh tế, khoa học kỹ thuật phát triển nhất cả nước, đồng thời có mức chi tiêu cho giáo dục cũng thuộc diện cao nhất. Trong bài [9] nghiên cứu được thực hiện tại các tỉnh đồng bằng sông Cửu Long cho kết quả mức chi tiêu cho giáo dục ở khu vực này còn khá thấp so với các khoản chi tiêu thông thường khác. Các bài báo đã chỉ ra các yếu tố quan trọng tác động đến mức chi tiêu cho giáo dục là: tổng thu nhập, trình độ học vấn, tuổi và giới tính của chủ hộ, số người nam và người nữ đi học trong gia đình. Ngoài ra, yếu tố dân tộc của chủ hộ cũng ảnh hưởng đến chi tiêu giáo dục: chủ hộ người Kinh có mức chi tiêu cho giáo dục cao hơn so với chủ hộ là người các dân tộc thiểu số [10].

Trong bài nghiên cứu này, các tác giả tập trung phân tích dữ liệu của hộ gia đình tại toàn bộ 11 tỉnh thuộc khu vực đồng bằng sông Hồng: Hà Nội, Hải Phòng, Hải Dương, Bắc Ninh, Vĩnh Phúc, Hưng Yên, Thái Bình, Nam Định, Hà Nam, Ninh Bình và Quảng Ninh. Khu vực này là một trong hai vùng kinh tế - xã hội có mức độ phát triển kinh tế cao nhất cả nước, đồng thời cũng là nơi thu hút những người có trình độ cao từ trong và ngoài nước đến làm việc, học tập và sinh sống. Đặc biệt, có thủ đô Hà Nội, trung tâm chính trị, kinh tế và văn hóa của cả nước. Năm 2018, tỉ lệ lao động trên 15 tuổi đang làm việc trong nền kinh tế đã qua đào tạo của khu vực đồng bằng sông Hồng là khoảng 29,6% [11]. Cùng với đó, mức độ phổ cập giáo dục ở Đồng bằng sông Hồng là cao nhất cả nước. Tính đến 2018, toàn vùng có khoảng 5.600 trường học với tổng số 3.890.000 học sinh. Chúng tôi thực hiện việc nghiên cứu này nhằm phân tích ảnh hưởng của các yếu tố lên mức chi tiêu cho giáo dục của các hộ gia đình trong khu vực Đồng bằng sông Hồng. Kết quả của nghiên cứu có thể giúp các nhà hoạch định đề ra được đường lối chính sách phát triển đúng đắn, hợp lý để phát huy thế mạnh, lợi thế vùng, đáp ứng nhu cầu đào tạo nguồn nhân lực chất lượng cao cho đất nước.

2. Phương pháp nghiên cứu

2.1. Dữ liệu nghiên cứu

Bộ dữ liệu sử dụng để phân tích là Điều tra mức sống dân cư 2016 và được thực hiện bởi Tổng cục thống kê Việt Nam [12]. Bộ số liệu mang tính đại diện cấp vùng, cấp nông thôn-thành thị và cấp tỉnh. Nghiên cứu này hạn chế trên khu vực đồng bằng Sông Hồng. Dữ liệu nghiên cứu được tổng hợp từ 3 phiếu điều tra: (i) Một số đặc điểm nhân khẩu học cơ bản liên quan đến mức sống; (ii) giáo dục; (iii) việc làm và thu nhập.

2.2. Phương pháp nghiên cứu: Mô hình hồi quy kiểm duyệt Tobit

Mô hình hồi quy kiểm duyệt Tobit, bị kiểm duyệt trái tại giá trị 0, với biến phụ thuộc y , dưới biến tiềm ẩn (latent variable) y^* và biến phụ thuộc x được mô tả như sau:

$$y^* = \beta_0 + x\beta + u \quad (1)$$

$$y = (0, y^*) \quad (2)$$

Trong đó, biến tiềm ẩn y^* thỏa mãn các giả thiết của mô hình hồi quy tuyến tính cổ điển, được ước lượng bằng phương pháp bình phương bé nhất. Phần dư $u|x$ có phân bố chuẩn $N(0, \delta^2)$.

Từ biểu thức (2), ta có:

$$y = \begin{cases} y^* & \text{nếu } y^* \geq 0 \\ 0 & \text{nếu } y^* < 0 \end{cases} \quad (3)$$

Từ biểu thức của mô hình hồi quy kiểm duyệt, mô hình này phù hợp khi biến phụ thuộc là biến liên tục với tất cả các giá trị dương và chỉ bằng 0 đối với một phần nào đó của tổng thể. Trong nghiên cứu này, các thông tin về biến phụ thuộc (chi tiêu cho giáo dục của các hộ gia đình) thỏa mãn điều kiện mô hình hồi quy vì: i) số tiền chi tiêu cho giáo dục của các hộ gia đình là biến không âm, trong đó số tiền chi tiêu sẽ khác không đối với những hộ có con em đi học; ii) số tiền chi tiêu cho giáo dục bằng 0 nếu hộ gia đình không có người đi học do đó họ chỉ cho giáo dục bằng 0.

Ước lượng mô hình hồi quy kiểm duyệt Tobit đã được minh họa chi tiết trong [13]. Giả sử mô hình (1), cụ thể là biến tiềm ẩn y^* , đã được ước lượng bằng phương pháp bình phương bé nhất. Trong mô hình Tobit có hai kì vọng được quan tâm là $E(x)$ và $E(y|y > 0, x)$. Trong đó, $E(y|y > 0, x)$ cho biết giá trị kì vọng của y trên một tập con của tổng thể có $y > 0$ với các giá trị của x đã cho. Nếu cho trước $E(y > 0, x)$ thì có thể tìm được $E(x)$ theo công thức sau:

$$E(x) = P(x).E(y > 0, x) \quad (4)$$

Bước 1: Tìm xác suất $P(x)$.

Do y^* có phân phối chuẩn, nên y sẽ liên tục đối với các giá trị dương thực sự, hàm mật độ của y đối với các giá trị dương chính là hàm mật độ của y^* với x đã cho. Do vậy:

$$P(x) = P(y > 0, x) = P\left(\frac{u}{\sigma} < -x\beta/\sigma|x\right) = \Phi(-x\beta/\sigma) = 1 - \Phi(x\beta/\sigma).$$

Trong đó, Φ là hàm phân bố xác suất của phân bố chuẩn hóa. Từ đó ta có:

$$P(x) = \Phi\left(\frac{x\beta}{\sigma}\right) \quad (5)$$

Bước 2: Tìm kỳ vọng $E(y > 0, x)$.

Để tính được kì vọng có điều kiện $E(y|y > 0, x)$ cần sử dụng kết quả của biến ngẫu nhiên phân phối chuẩn: nếu $z \sim N(0,1)$ thì $E(z > c) = \phi(c)/[1 - \Phi(c)]$ với hằng số c bất kì, ϕ là hàm mật độ của phân bố chuẩn hóa.

$$\begin{aligned} E(y > 0, x) &= x\beta + E(u > -x\beta) = x\beta + \sigma E\left[\left(\frac{u}{\sigma}\right) > -\frac{x\beta}{\sigma}\right] \\ &= x\beta + \sigma\phi\left(\frac{x\beta}{\sigma}\right)/\Phi\left(\frac{x\beta}{\sigma}\right). \end{aligned}$$

Bởi vì $\phi(-c) = \phi(c)$; $1 - \Phi(-c) = \Phi(c)$ và $\frac{u}{\sigma}$ có phân phối chuẩn hóa độc lập với x . Có thể tổng quát:

$$E(y > 0, x) = x\beta + \sigma\lambda\left(\frac{x\beta}{\sigma}\right). \quad (6)$$

Trong đó $\lambda(c) = \phi(c)/\Phi(c)$ được gọi là tỉ số Mills nghịch đảo.

Kết hợp kết quả (5) và (6) vào công thức (4). Ta có

$$E(x) = \Phi\left(\frac{x\beta}{\sigma}\right) \cdot [x\beta + \sigma\lambda\left(\frac{x\beta}{\sigma}\right)] = \Phi\left(\frac{x\beta}{\sigma}\right)x\beta + \sigma\phi\left(\frac{x\beta}{\sigma}\right). \quad (7)$$

Trong bài báo này, các biến trong mô hình Tobit được xác định như sau

$$Y = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i X_i + u \quad (8)$$

Các biến độc lập, $X_i, i = 1, 2, \dots, n$ bao gồm các thông tin nhân khẩu học về chủ hộ gia đình, đặc điểm hộ, chế độ học tập, nơi sống. Lựa chọn biến trong mô hình Tobit được tiến hành thông qua thủ tục cân nhắc từng bước (stepwise procedure), cụ thể là thủ tục lùi (backward procedure).

Các tính toán trong nghiên cứu được tiến hành trên phần mềm Rstudio, phiên bản 4.0.2. Hình vẽ sử dụng gói lệnh ggplot2 và mô hình hồi quy Tobit dựa trên gói lệnh AER trong phần mềm R [14].

3. Kết quả và bàn luận

3.1 Thông tin chung về đối tượng khảo sát

3.1.1. Đặc điểm chủ hộ gia đình

Nghiên cứu tập chung vào khu vực Đồng bằng Sông Hồng bao gồm 11 tỉnh thành, trong đó có hai thành phố lớn trực thuộc trung ương và 9 tỉnh. Bảng 1 mô tả các thống kê về đặc điểm chủ hộ tại từng tỉnh thành. Theo kết quả điều tra, chủ yếu chủ hộ là người dân tộc kinh, tỷ lệ chủ hộ là người dân tộc kinh thấp nhất cũng chiếm 87,6% tại Quảng Ninh; còn lại đều trên 95% và nhiều tỉnh thành trong khu vực tỷ lệ này chiếm 100%. Phân tích về giới tính chủ hộ cho thấy tỷ lệ nam chủ hộ cao hơn nhiều so với tỷ lệ nữ chủ hộ. Thấp nhất tại Hải Phòng, tỷ lệ này cũng là 70,6% và cao nhất tại Nam Định, tỷ lệ này là 83,5%. Con số này cũng phản ánh thực tế rằng vai trò trụ cột của người nam trong mỗi gia đình người Việt Nam vẫn còn rõ rệt.

Về tình trạng hôn nhân, tỷ lệ kết hôn của chủ hộ thấp nhất 76,2% tại Thái Bình và Hải Phòng và cao nhất 86,8% tại Ninh Bình. Tức là đa số chủ hộ đều kết hôn, tỷ lệ độc thân hoặc ly hôn thấp, đây cũng là một yếu tố thuận lợi cho việc gia đình có thể tập chung đầu tư nhiều cho các con học tập.

Yếu tố nghề nghiệp của chủ hộ là yếu tố ảnh hưởng lớn tới thu nhập của hộ gia đình và do đó quyết định đến mức chi cho giáo dục. Thống kê được chia theo ba nhóm nghề nghiệp: “Hoạt động sản xuất kinh doanh hoặc dịch vụ (1)”; “Đi làm để nhận tiền công, tiền lương (2)” và “Hoạt động về nông lâm thủy hải sản (3)”. Cấu trúc nghề nghiệp phụ thuộc nhiều vào các điều kiện tự nhiên và tài nguyên thiên nhiên; các đặc điểm chính trị-xã hội do vậy cấu trúc nghề nghiệp có điểm tương đồng trên các tỉnh thành; chẳng hạn nhóm nghề (1) chiếm tỷ lệ trên mỗi tỉnh thành từ 24% đến 37%. Duy chỉ có thành phố Hà Nội tỷ lệ chiếm đến 46,2%. Sự chênh lệch này cũng có thể giải thích do Hà Nội là thủ đô của đất nước, là trung tâm chính trị, kinh tế, văn hóa nên nhóm nghề sản xuất, kinh doanh, dịch vụ chiếm tỉ lệ cao nhất khu vực. Các hộ dân thuộc nhóm nghề nghiệp này thường có mức chi cao cho con em mình học tập. Đối với nhóm nghề (2), các tỉnh thành đều có tỷ lệ phân bố khá gần nhau từ 28% đến 44%. Trên thực tế, những hộ gia đình thuộc nhóm nghề nghiệp này thường rất sát sao đến việc học tập của thế hệ sau. Tỷ lệ nhóm nghề nghiệp (3) phụ thuộc rất nhiều vào điều kiện tự nhiên của từng tỉnh; các tỉnh thành vẫn còn nhiều diện tích đất dành cho nông nghiệp (chưa bị thu hẹp do đô thị hóa quá mạnh); có nhiều sông lớn, đầm, hồ, tỷ lệ hộ thuộc nhóm nghề này thường chiếm 1/3 như Nam Định, Thái Bình, Hưng Yên, Vĩnh Phúc, Hải Dương, Bắc Ninh. Các hộ gia đình thuộc hai nhóm nghề (1) và (2) thường có những quan tâm và đầu tư mạnh mẽ cho việc học hành của con cái họ hơn nhóm nghề (3).

Bảng thống kê cũng cho thấy bức tranh về trình độ học vấn của chủ hộ. Tỷ lệ chủ hộ chưa có bằng cấp chiếm từ 9% đến 13,9% tại các tỉnh thành Hưng Yên, Thái Bình, Hà Nam, Quảng Ninh. Tỷ lệ này thấp hơn tại các tỉnh còn lại và thấp nhất tại Ninh Bình là 5,5%. Tỷ lệ tốt nghiệp trung học cơ sở và trung học phổ thông khá cao 79% tại Hải Dương và thấp nhất cũng đến 55,6% tại Hà Nội. Tỷ lệ chủ hộ có bằng cấp cao đẳng, đại học hoặc trên đại học cao nhất tại Hà Nội (18,8%), tại các tỉnh còn lại đều thấp hơn 11% thậm chí tỷ lệ này chỉ có 3,3% tại Hải Dương. Như vậy, trình độ học vấn của chủ hộ tại các tỉnh thuộc khu vực tuy không quá thấp nhưng cũng chưa cao, có thể do độ tuổi trung bình của chủ hộ tại mỗi tỉnh đều trên 50 tuổi.

Bảng 1: Thông tin chung về chủ hộ

| Chỉ tiêu | Thành phố | Hà Nội | Vĩnh Phúc | Bắc Ninh | Quảng Ninh | Hải Dương | Hưng Yên | Thái Bình | Hà Nam | Hải Phòng | Nam Định | Ninh Bình |
|------------------------------------|--|----------------|--------------|----------------|----------------|--------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | Số hộ gia đình | 411 | 135 | 137 | 145 | 183 | 147 | 189 | 123 | 185 | 194 | 129 |
| Tuổi (năm) | | 54.8 (13.1) | 50 (13.7) | 51.8 (12.4) | 52.6 (13.4) | 55.3 (14) | 57.2 (15.6) | 58.1 (13.5) | 56.1 (14.4) | 54.5 (13.1) | 53.4 (14.5) | 52.3 (15.3) |
| Giới tính (%) | Nam | 70.6 | 77 | 79.6 | 82.1 | 74.3 | 73.5 | 75.7 | 77.2 | 72.4 | 83.5 | 81.4 |
| | Nữ | 29.4 | 23 | 20.4 | 17.9 | 25.7 | 26.5 | 24.3 | 22.8 | 27.6 | 16.5 | 18.6 |
| Dân tộc (%) | Kinh | 97.3 | 95.6 | 100 | 87.6 | 100 | 100 | 100 | 99.2 | 100 | 100 | 97.7 |
| | Dân tộc khác | 2.7 | 4.4 | 0 | 12.4 | 0 | 0 | 0 | 0.8 | 0 | 0 | 2.3 |
| Số người đi học | | 1 (1) | 1.1 (1) | 1.1 (1) | 0.9 (0.9) | 0.7 (0.8) | 0.9 (1) | 0.6 (0.9) | 0.8 (0.9) | 0.9 (0.8) | 0.8 (1) | 1 (1) |
| Nơi sống | Nông thôn | 53.8 | 73.3 | 71.5 | 38.6 | 78.7 | 87.8 | 90.5 | 85.4 | 53.5 | 81.4 | 81.4 |
| | Thành Thị | 46.2 | 26.7 | 28.5 | 61.4 | 21.3 | 12.2 | 9.5 | 14.6 | 46.5 | 18.6 | 18.6 |
| Tình trạng hôn nhân (%) | Kết hôn | 79.8 | 85.9 | 86.1 | 81.4 | 76.5 | 75.5 | 76.2 | 80.5 | 76.2 | 82 | 86.8 |
| | Khác (độc thân, ly hôn) | 20.2 | 14.1 | 13.9 | 18.6 | 23.5 | 24.5 | 23.8 | 19.5 | 23.8 | 18 | 13.2 |
| Nghề nghiệp (%) | Sản xuất kinh doanh hoặc dịch vụ | 46.2 | 24.4 | 37.2 | 33.1 | 27.3 | 33.3 | 31.7 | 35.8 | 28.6 | 27.3 | 26.4 |
| | Đi làm để nhận tiền công, tiền lương | 33.3 | 41.5 | 39.4 | 44.1 | 36.6 | 27.9 | 32.3 | 35 | 43.2 | 40.7 | 42.6 |
| | Hoạt động về nông lâm thủy sản | 20.4 | 34.1 | 23.4 | 22.8 | 36.1 | 38.8 | 36 | 29.3 | 28.1 | 32 | 31 |
| Trình độ học vấn chủ hộ (%) | Không có bằng cấp | 6.7 | 6.8 | 8 | 13.9 | 6.6 | 9 | 10.1 | 12.5 | 6 | 7.3 | 5.5 |
| | Tiểu học | 19 | 19.7 | 26.3 | 14.6 | 11 | 16 | 10.1 | 7.5 | 17.4 | 19.7 | 24.2 |
| | Trung học cơ sở hoặc trung học phổ thông | 55.6 | 62.9 | 62 | 62 | 79 | 66.7 | 76.2 | 74.2 | 68.5 | 66.3 | 64.1 |
| | Cao đẳng, đại học hoặc trên đại học | 18.8 | 10.6 | 3.6 | 9.5 | 3.3 | 8.3 | 3.7 | 5.8 | 8.2 | 6.7 | 6.2 |

Bảng 2: Thông tin chung về đặc điểm hộ và chế độ học tập

| Chỉ tiêu | Thành phố | Hà Nội | Vĩnh Phúc | Bắc Ninh | Quảng Ninh | Hải Dương | Hưng Yên | Thái Bình | Hà Nam | Hải Phòng | Nam Định | Ninh Bình |
|------------------|----------------|--------|-----------|----------|------------|-----------|----------|-----------|--------|-----------|----------|-----------|
| | Số hộ gia đình | | 411 | 135 | 137 | 145 | 183 | 147 | 189 | 123 | 185 | 194 |
| Số người đi học | 0 | 41.8 | 36.3 | 39.4 | 44.1 | 51.4 | 49 | 58.2 | 49.6 | 42.2 | 51 | 44.2 |
| | 1 | 28 | 29.6 | 26.3 | 29 | 31.7 | 21.1 | 22.8 | 26.8 | 31.4 | 22.2 | 22.5 |
| | 2 | 24.1 | 24.4 | 24.1 | 22.1 | 14.8 | 25.2 | 16.4 | 21.1 | 24.9 | 20.6 | 24.8 |
| | 3 | 5.4 | 9.6 | 10.2 | 4.1 | 2.2 | 4.8 | 2.1 | 2.4 | 1.6 | 5.2 | 8.5 |
| | 4 | 0.7 | 0 | 0 | 0.7 | 0 | 0 | 0.5 | 0 | 0 | 1 | 0 |
| Học thêm | Có | 29.9 | 23.7 | 21.9 | 15.2 | 25.1 | 23.1 | 17.5 | 26.8 | 33.5 | 27.8 | 34.1 |
| | Không | 70.1 | 76.3 | 78.1 | 84.8 | 74.9 | 76.9 | 82.5 | 73.2 | 66.5 | 72.2 | 65.9 |
| Trợ cấp giáo dục | Có | 24.1 | 41.5 | 27 | 33.1 | 22.4 | 23.8 | 15.9 | 24.4 | 27.6 | 24.2 | 34.9 |
| | Không | 75.9 | 58.5 | 73 | 66.9 | 77.6 | 76.2 | 84.1 | 75.6 | 72.4 | 75.8 | 65.1 |

3.1.2. Đặc điểm về học tập.

Dữ liệu phân tích cho ta bảng số liệu (Bảng 2) thể hiện đặc điểm về học tập trong khu vực đồng bằng sông Hồng theo mỗi tỉnh thành. Theo đó bình quân mỗi hộ trong khu vực đều có xấp xỉ 1 người đi học. Cụ thể hơn, tỷ lệ hộ không có người nào đi học chiếm tỷ lệ khá cao: từ 36,3% ở Vĩnh Phúc đến 58,2% ở Thái Bình. Lưu ý thêm rằng, trong khu vực ta khảo sát, các hộ không có người nào đi học thường là các hộ không có nhân khẩu trong độ tuổi đi học. Tỷ lệ hộ có 1-2 người đi học thường chiếm đa số trên từng địa phương. Tại Hải Phòng, con số này lên tới 56,3%; tại Vĩnh Phúc là 54%; thấp nhất là 39,2% tại Thái Bình; các tỉnh còn lại đều từ 46% trở lên. Như vậy, các tỉnh trong khu vực đã thực hiện tốt công tác kế hoạch hóa gia đình nên số người trong độ tuổi đi học trong mỗi hộ đa số là từ 0 đến 2 người.

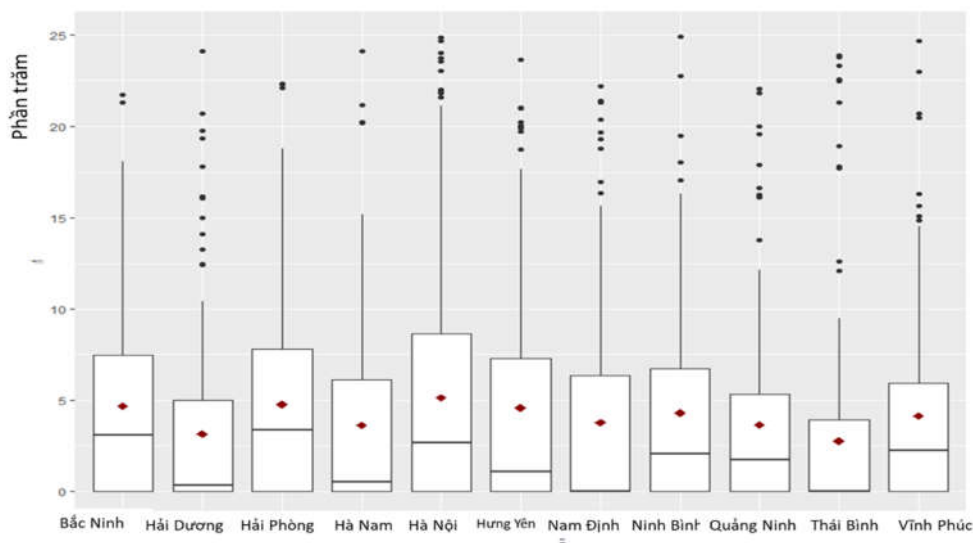
Trong các nghiên cứu về chi tiêu cho giáo dục, học thêm là yếu tố thường được các tác giả đặc biệt quan tâm [8], [15]. Điều này cũng rất tự nhiên bởi khi các hộ gia đình đầu tư cho các con học tập, thường là những đầu tư cho việc học thêm. Các môn học thêm không chỉ bao gồm các môn học văn hóa theo chương trình của Bộ Giáo dục, mà còn bao gồm cả những môn bồi dưỡng các năng khiếu văn nghệ, thể dục thể thao, ... hướng các con trở thành những người có sự phát triển toàn diện. Bảng phân tích số liệu tỷ lệ học sinh có học thêm cho ta thấy kết quả khá bất ngờ. Tỷ lệ này lại cao nhất tại hai tỉnh thành Hải Phòng (46,7%) , Hà Nam (41,5%); Các tỉnh còn lại tỷ lệ học thêm thấp hơn và thấp nhất là Quảng Ninh (15,2%). Tại Thủ đô Hà Nội, tỷ lệ này là 29,9%, mặc dù tỷ lệ này không cao nhưng đó là do rất nhiều gia đình đã đầu tư mạnh mẽ cho các con học tại các trường Bán công chất lượng cao, Tư thục chất lượng quốc tế với chi phí về học phí đã khá lớn.

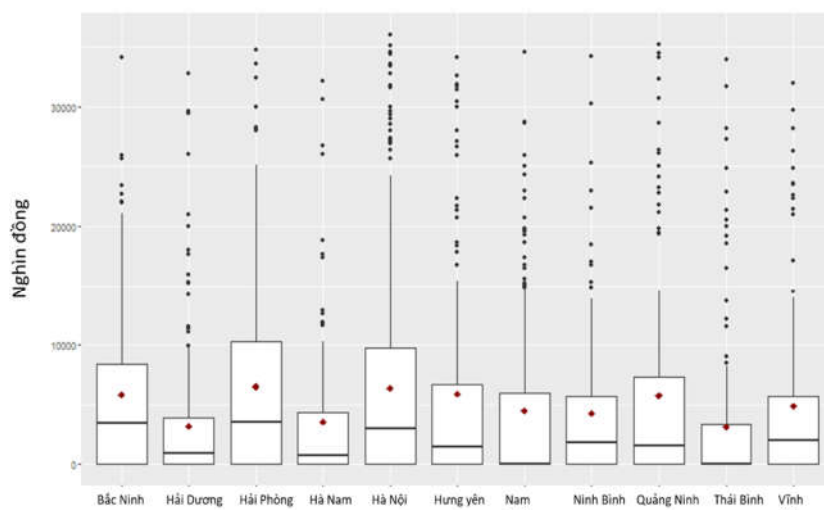
Các trợ cấp giáo dục còn gọi là chế độ ưu đãi trong giáo dục và đào tạo, là những chế độ của nhà nước hay các tổ chức dành cho các đối tượng học sinh, sinh viên có hoàn cảnh khó khăn; con em của những gia đình chính sách hay những chế độ dành riêng cho học sinh, sinh viên học một số ngành học, trường học đặc thù. Bảng 2 của nghiên cứu đã chỉ ra tỷ lệ hộ được nhận trợ cấp cho giáo dục tại mỗi tỉnh thành. Tỷ lệ này lên tới 41% tại Vĩnh Phúc, 33%-35% tại Quảng Ninh, Ninh Bình, các tỉnh còn lại dưới 30% và thấp nhất tại Thái Bình là 15,9%. Ngay tại các thành phố lớn như Hà Nội, Hải Phòng, tỷ lệ hộ có trợ cấp giáo dục vẫn khá cao: 24,1% và 27,6%. Điều này phản ánh một thực tế là số hộ có hoàn cảnh khó khăn vẫn còn nhiều, chênh lệch mức thu nhập của các hộ dân vẫn còn khá xa. Chính sách trợ cấp giáo dục cần được nhà nước coi trọng hơn nữa, có những chính sách ưu đãi thiết thực, kịp thời, tạo điều kiện cho tất cả các em học sinh, sinh viên trong các hộ thu nhập thấp có cơ hội tốt nhất để học tập và rèn luyện.

3.2. Cơ cấu chi tiêu cho giáo dục của người dân ở đồng bằng Sông Hồng

Theo Hình 1 cho thấy tỷ lệ chi tiêu cho giáo dục của người dân ở vùng đồng bằng Sông Hồng còn chưa cao. Tỷ lệ cao nhất là ở Hà Nội chiếm gần 9% (khoảng 10 triệu đồng/năm) và có 50% số hộ chi trên 3.000 nghìn đồng/năm, Hải Phòng, Bắc Ninh, Hưng Yên đứng thứ hai về phần trăm chi tiêu chiếm 7,5% (khoảng 10,5 triệu đồng / năm đối với Hải Phòng, 8,5 triệu đồng/ năm đối với Bắc Ninh và gần 7 triệu đồng đối với Hưng Yên), thấp nhất là Thái Bình chiếm khoảng 4% (khoảng 3 triệu đồng/ năm), các tỉnh còn lại như: Hải Dương, Vĩnh Phúc, Hà Nam, Quảng Ninh, Nam Định, Ninh Bình, dao động từ 5% - 6,5% (tương đương khoảng từ gần 4 triệu đồng đến 6,5 triệu đồng). Qua tỉ lệ chi tiêu và mức chi tiêu trên cho thấy việc đầu tư cho giáo dục phụ thuộc nhiều vào kinh tế địa phương, các vị trí số một và số hai về chi tiêu rơi vào các thành phố và tỉnh thành có nền kinh tế phát triển. Trong đó Hà nội đứng đầu về phần trăm chi cho giáo dục nhưng nếu tính ra mức chi thì Hải Phòng nhỉnh hơn Hà Nội. Các tỉnh còn lại mức chi khá tương đương nhau. Một điểm khá thú vị nữa là khi nghiên cứu đường trung vị sẽ cho chúng ta thấy được sự chênh lệch trong chi tiêu của người dân. Đối với Bắc Ninh, Hải Phòng đường trung vị nằm ở mức khoảng 5 triệu đồng, riêng Hà Nội mặc dù bình quân chi giáo dục lớn nhưng đường trung vị ở mức khoảng 2 triệu đồng, điều này cho thấy thu nhập của người dân Hà Nội chênh lệch lớn kéo theo việc chi tiêu giáo dục cũng rất khác nhau. Đây là điều thường gặp ở các thành phố lớn với sự phân hóa giàu nghèo rất rõ nét.

Đặc biệt ở đây có đến ba tỉnh là: Nam Định, Thái Bình có đường trung vị ở mức 0 đồng, điều này có nghĩa là 50% người dân không có chi cho giáo dục.



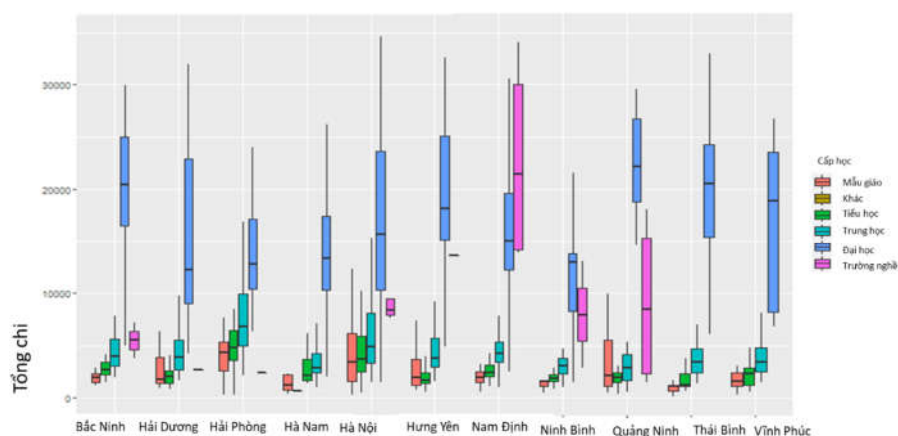


Hình 1: Biểu đồ hộp về tỉ lệ chi tiêu giáo dục (%) và mức chi tiêu giáo dục (nghìn đồng) của các hộ gia đình ở Đồng bằng Sông Hồng.

Hình 1. Biểu đồ hộp về tỉ lệ chi tiêu giáo dục (%) và mức chi tiêu giáo dục (nghìn đồng) của các hộ gia đình ở đồng bằng Sông Hồng. Nguồn: Điều tra mức sống dân cư, 2016.

Chú thích: Biểu đồ hộp (boxplot) thể hiện bốn giá trị tứ phân vị (đường nằm ngang là trung vị (mức phân vị 50%), hai cạnh chiều rộng là mức phân vị thứ nhất (25%) và mức phân vị thứ 3 (75%). Chấm đỏ là giá trị trung bình.

Theo thống kê mức chi cho giáo dục của người dân tại đồng bằng Sông Hồng còn chưa cao và có độ chênh lệch lớn. Vấn đề quan tâm tiếp theo là mức chi tiêu cho giáo dục của người dân theo các cấp học. Theo Hình 2 mức chi cho giáo dục của người dân khu vực đồng bằng Sông Hồng khá giống nhau, loại trừ tỉnh Nam Định có mức đầu tư cao nhất cho trường nghề, còn lại bậc đại học thường được chi nhiều nhất sau đó đến bậc trung học, tiểu học và mẫu giáo. Nguyên nhân có thể giải thích là do bậc đại học không được hỗ trợ học phí, các trường đại học đa số đã chuyển sang hình thức tự chủ và học tập theo tín chỉ, học phí của các trường đại học đều cao.

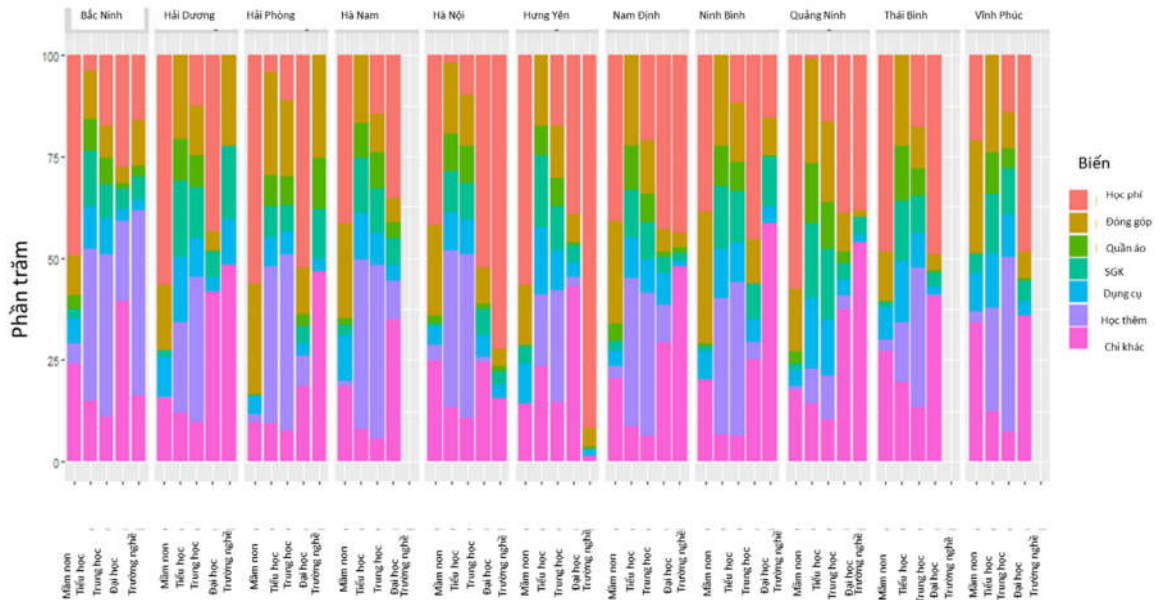


Hình 2: Biểu đồ hộp về mức chi tiêu giáo dục (nghìn đồng) các hộ gia đình ở Đồng bằng Sông Hồng.

Hình 2. Biểu đồ hộp về mức chi tiêu giáo dục (nghìn đồng) theo cấp học các hộ gia đình ở 11 tỉnh thành.

Nguồn: Điều tra mức sống dân cư, 2016.

Vấn đề được phân tích tiếp theo là mức chi tiêu cho từng cấp học. Trong bài viết này, các tác giả quan tâm phân tích đến chi tiêu cho các cấp học là: Mầm non, Tiểu học, Trung học, Đại học, Trường nghề. Theo biểu đồ Hình 3 người dân chi cho học phí ở mầm non chiếm tỷ lệ cao đồng đều giữa các tỉnh, chiếm khoảng 40-50% tổng chi phí dành cho Mầm non; Sau đó là học phí ở bậc đại học cũng khá cao, có những tỉnh chi phí học phí chiếm tới trên 50% chi phí như Hà Nội, Hải Phòng, Quảng Ninh. Điều này phù hợp với giải thích ở phía trên khi chi cho bậc đại học của người dân chiếm tỷ lệ cao nhất vì học phí đại học cao. Chi cho học thêm đều chiếm tỷ lệ cao ở bậc trung học, có tỉnh lên đến hơn 50% chi phí như Hải Phòng, Hà Nội; đến hơn 40% chi phí như các tỉnh Hải Dương, Ninh Bình, Nam Định, Quảng Ninh. Khác với hai bậc học trên, trong chi phí dành cho bậc trung học, học thêm lại chiếm tỷ lệ cao đồng đều trên các tỉnh thành, chiếm phổ biến ở mức 40%. Điều này cũng dễ hiểu bởi các cấp học dưới các phụ huynh đầu tư nhiều cho các con học thêm các môn văn hóa bởi áp lực chương trình học, đặc biệt áp lực thi đại học. Còn ở đại học và trường nghề các em có xu hướng lựa chọn học tập, rèn luyện kỹ năng nghề nghiệp tại trường hoặc việc làm thêm hơn việc học thêm, nếu có các em chủ yếu chọn học thêm về ngoại ngữ hoặc các kỹ năng mềm.



Hình 3: Trung bình tỉ lệ chi tiêu (%) theo mục tiêu và cấp học của các hộ gia đình ở Đồng bằng Sông Hồng.

Hình 3. Trung bình tỉ lệ chi tiêu (%) theo mục chi tiêu và cấp học của các hộ gia đình tại từng tỉnh.

Nguồn: Điều tra mức sống dân cư, 2016.

3.3. Các nhân tố ảnh hưởng đến cơ cấu chi tiêu cho giáo dục tại khu vực Đồng Bằng sông Hồng

Bảng 3 thể hiện kết quả hồi quy bằng mô hình kiểm duyệt Tobit, biến phụ thuộc là tổng chi tiêu cho giáo dục của hộ gia đình trong 1 năm (nghìn đồng). Có 8 biến được lựa chọn đưa vào mô hình thông qua thủ tục cân nhắc từng bước lùi: thu nhập bình quân, đặc điểm chủ hộ (trình độ học vấn và giới tính), trợ cấp giáo dục, số người đi học, học thêm, nơi sống và tỉnh. Các yếu tố tác động đến chi tiêu giáo dục tương tự như các nghiên cứu trước đó ([8], [9]). Tuy nhiên, tuổi của chủ hộ không có ý nghĩa thống kê như các nghiên cứu trước đó cho thấy yếu tố chủ hộ đang giảm dần tác động đến cơ cấu chi tiêu cho giáo dục. Theo Bảng 1, tuổi chủ hộ vẫn khá cao và có thể là thế hệ thứ 3 trong gia đình (tức ông/bà) và xu hướng này trùng sự giảm tác động của thế hệ trước trên các gia đình truyền thống Việt Nam trong thời đại hiện nay.

Thu nhập bình quân đầu người/tháng có tác động dương lên chi tiêu cho giáo dục, với mức ý nghĩa 1%. Kết quả này có ý nghĩa là nếu các điều kiện khác không thay đổi, hộ gia đình tăng thu nhập bình quân đầu người thì sẽ tăng mức chi tiêu cho giáo dục. Kết quả ước lượng này cũng được quan sát tại Việt Nam qua các năm và các vùng kinh tế khác nhau cũng như trên thế giới.

Trình độ học vấn của chủ hộ có ảnh hưởng đến mức chi cho giáo dục. So mới mức mặc định là không bằng cấp, gia đình có chủ hộ tốt nghiệp tiểu học thì hệ số ước lượng không có ý nghĩa thống kê trong khi trình độ từ trung học trở lên có ý nghĩa thống kê. Đồng thời, độ lớn của hệ số hồi quy cho thấy trình độ học vấn càng cao thì tác động càng lớn hơn (hệ số hồi quy tăng khi trình độ tăng) và mức ý nghĩa thống kê cũng tăng

Các yếu tố khác cũng có tác động dương lên mức chi tiêu cho giáo dục như trợ cấp, số người đi học và học thêm. Gia đình có nhận trợ cấp giáo dục có sẽ tăng mức chi tiêu cho giáo dục cao hơn so với các gia đình không nhận trợ cấp giáo dục. Kết quả này có ý nghĩa rất lớn và thể hiện sự hiệu quả và trọng tâm trong các chính sách hỗ trợ giáo dục tại Việt Nam cũng như rất nhiều tổ chức khuyến học tại khu vực đồng bằng sông Hồng [16].

Yếu tố địa lý có tác động đến chi tiêu giáo dục, với xu hướng chung là gia đình sống tại thành thị có mức chi tiêu nhiều hơn cho giáo dục và hầu hết các tỉnh thành trong vùng Đồng bằng sông Hồng có mức chi tiêu thấp hơn so với các gia đình sống tại Hà Nội. Nguyên nhân có thể là do sự quan tâm hơn đến giáo dục của các gia đình tại thành thị và do sự đa dạng các dịch vụ đào tạo tại thành thị, đặc biệt là tại Hà Nội. Hà Nội, cùng với Hải Phòng – hai thành phố trực thuộc Trung ương, có mức trung bình chi tiêu cho giáo dục lớn nhất trong vùng (xem Hình 1).

Bảng 3: Kết quả ước lượng mô hình các yếu tố ảnh hưởng đến chi tiêu cho giáo dục

| Biến số | | Hệ số hồi quy | Sai số chuẩn |
|---|--|------------------------|---------------------|
| | Hằng số | -33470.52*** | -3729.49 |
| Thu nhập bình quân người/tháng (nghìn đồng) | | 0.57*** | -0.11 |
| Trình độ học vấn (mặc định: Không có bằng cấp) | Tiểu học | 247.85 | -1237.59 |
| | Trung học cơ sở hoặc trung học phổ thông | 3167.9*** | -1132.05 |
| | Cao đẳng, đại học hoặc trên đại học | 5483.88*** | -1368.47 |
| Trợ cấp giáo dục (mặc định: Không) | Có | 6647.52*** | -738.83 |
| Số người đi học | | 12786.77*** | -462.99 |
| Học thêm (mặc định: Không) | Có | 4045.78*** | -764.71 |
| Nơi sống (mặc định: Không) | Nông thôn | -4426.67*** | -740.83 |
| Tỉnh (mặc định: Bắc Ninh) | Hải Dương | -1423.64 | -1270.26 |
| | Hải Phòng | 2104.46* | -1209.97 |
| | Hà Nam | -1775.25 | -1414.25 |
| | Hà Nội | 781.08 | -1068.11 |
| | Hưng Yên | 989.65 | -1318.91 |
| | Nam Định | -1112.12 | -1250.57 |
| | Ninh Bình | -2240.29* | -1361.02 |
| | Quảng Ninh | 1167.8 | -1304.06 |
| | Thái Bình | -2139.57 | -1302.32 |
| | Vĩnh Phúc | -1459.69 | -1332.71 |
| Log(scale) | | 9.16*** | -0.02 |
| Số quan sát | | 1950.00 | |
| Log Likelihood | | -11872.39 | |
| Kiểm định Wald | | 1,390.604*** (df = 19) | |

Chú thích: *, ** và *** lần lượt biểu diễn các mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%

4. Kết luận

Nghiên cứu tập trung phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến việc chi tiêu cho giáo dục của hộ gia đình tại các tỉnh đồng bằng Sông Hồng trên bộ điều tra mức sống dân cư 2016. Đồng bằng sông Hồng là một trong các vùng kinh tế trọng điểm của cả nước, do đó, đầu tư cho giáo dục có vai trò rất quan trọng trong phát triển kinh tế xã hội của đất nước. Tỷ trọng chi tiêu cho giáo dục tại các hộ gia đình ở toàn vùng giao động từ 4-7% trên tổng chi tiêu. Các yếu tố có ảnh hưởng đến cơ cấu chi tiêu cho giáo dục là thu nhập bình quân, đặc điểm chủ hộ gia đình (trình độ học vấn và giới tính), trợ cấp giáo dục, số người đi học, học thêm, nơi sống và tỉnh (so với Bắc Ninh).

Để tăng chi tiêu cho giáo dục, các nhà hoạch định chính sách và người dân cần có biện pháp đa dạng hóa sinh kế hộ gia đình để tăng thu nhập. Đồng thời, nâng cao trình độ giáo dục của lớp trẻ hiện tại và thực hiện bình đẳng giới sẽ có tác động chính cực lên các chính sách phát triển giáo dục và nguồn nhân lực trong tương lai. Đồng thời, với truyền thống hiếu học tại khu vực Đồng bằng sông Hồng cũng như cả nước, các chính sách khuyến học và các nguồn tài trợ cần đa dạng và hiệu quả hơn. Hơn nữa, đầu tư cho giáo dục cần kết hợp cả gia đình, nhà nước và xã hội để tăng hiệu quả.

Nghiên cứu của chúng tôi có một số hạn chế do thiếu nguồn thông tin. Một là nghiên cứu chưa tìm hiểu được tác động của tăng chi tiêu cho giáo dục có tác động tích cực đến thu nhập và việc làm của những thành viên hộ gia đình trong tương lai.

Tài liệu tham khảo

- [1] QH Quốc hội Việt Nam, *Luật giáo dục 2019*. 2019.
- [2] U. A. General, “Sustainable development goals.” *SDGs Transform Our World 2030*. 2015.
- [3] J. M. L. Werner and R. L. D. Randy, *Human resource development*. Cengage Learning, 2011.
- [4] T. K. C. Bùi, “Chú trọng đầu tư cho Giáo dục đào tạo,” *Con số và sự kiện*.
- [5] H. Vu, “Determinants of educational expenditure in Vietnam,” *Int. J. Appl. Econ.*, vol. 9, no. 1, pp. 59–72, 2012.
- [6] WB The World Bank, *Improving the Performance of Higher Education in Vietnam: Strategic Priorities and Policy Options*. 2020.
- [7] T. A. Tran, T. Q. Tran, N. T. Tran, and H. T. Nguyen, “The role of education in the livelihood of households in the Northwest region, Vietnam,” *Educ. Res. Policy Pract.*, vol. 19, no. 1, pp. 63–88, 2020, doi: 10.1007/s10671-018-9242-6.
- [8] T. T. T. Đàm and T. H. Trịnh, “Yếu tố ảnh hưởng đến chi tiêu cho giáo dục tại 5 thành phố lớn,” in *Hội thảo Khoa học Quốc tế thường niên các nhà khoa học trẻ của các trường khối kinh tế & kinh doanh (ICYREB 2020)*, 2020, pp. 1453–1464, doi: ISBN 978-604-55-7883-4.
- [9] T. D. Khổng and L. T. Phạm, “Các yếu tố ảnh hưởng đến chi tiêu cho giáo dục cho người dân ở đồng bằng sông Cửu Long,” *Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ*, vol. 31, pp. 81–90, 2010.

- [10] T. N. Hoàng, “Mô hình phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến chi tiêu giáo dục của hộ gia đình Việt Nam,” *Tạp chí quản lý và kinh tế Quốc tế*, vol. 112, 2020.
- [11] T. Tổng cục thống kê, *Báo cáo Điều tra lao động việc làm năm 2018*. Nhà xuất bản thống kê, 2019.
- [12] T. Tổng cục thống kê, *Kết quả Khảo sát mức sống dân cư Việt Nam năm 2016*. Nhà xuất bản thống kê, 2018.
- [13] J. M. Wooldridge, *Introductory econometrics: A modern approach*. Nelson Education, 2016.
- [14] C. Kleiber and Z. Achim, *Applied econometrics with R*. Springer Science & Business Media, 2008.
- [15] H. A. Dang, “The determinants and impact of private tutoring classes in Vietnam,” *Econ. Educ. Rev.*, vol. 26, no. 6, 2007.
- [16] T. V. P. Đặng and Q. D. Bùi, “Các tổ chức xã hội tự nguyện ở nông thôn đồng bằng sông Hồng: Liên kết và trao đổi xã hội,” *Tạp chí Xã hội học*, vol. 116, no. 4, pp. 31–45, 2011.

SỬ DỤNG MÔ HÌNH BOX – JENKINS TRONG DỰ BÁO BÁN HÀNG TẠI CÁC DOANH NGHIỆP THƯƠNG MẠI NHÀ NƯỚC

TS. Phan Thanh Tùng
ThS. Mai Hải An
Bộ môn Toán, Đại học Thương mại

Tóm tắt

Ngày nay dự báo có cơ sở khoa học và thực tiễn đã trở thành một nhu cầu bức thiết ở mọi cấp độ mỗi dịp năm mới, giai đoạn mới hay chu kỳ mới. Tại các doanh nghiệp thương mại (DNTM) dự báo bán hàng (DBBH) được coi là “tư duy” kiến tạo nên thị trường và hiệu quả kinh doanh. Nghiên cứu tình hình thực tế tại các DNTM nhà nước hiện nay nhận thấy, một trong những điểm yếu lớn nhất trong công tác kế hoạch là dự báo và một trong những nguyên nhân cốt lõi của điểm yếu này là hạn chế của việc sử dụng các mô hình dự báo. Trong phạm vi bài viết này các tác giả lựa chọn mô hình Box-Jenkins cho DBBH tại DNTM nhà nước và chứng minh sự hợp lý của nó.

Từ khóa: Dự báo bán hàng; Mô hình Box-Jenkins; Doanh nghiệp thương mại nhà nước.

1. Giới thiệu mô hình Box-Jenkins trong dự báo bán hàng

Trên cơ sở các nguyên tắc cần phải tuân thủ trong DBBH là liên hệ biện chứng, kế thừa lịch sử, tính đặc thù về bản chất của đối tượng dự báo và tính tương tự của các đối tượng dự báo Bên cạnh phương pháp chuyên gia DBBH với cấp độ và đối tượng dự báo hẹp để làm tăng cơ sở khoa học cho sự thuyết phục có thể sử dụng các mô hình dự báo. Với đặc điểm chuỗi số liệu phản ánh kết quả DBBH có tính lặp theo thời gian thì phương pháp dự báo sử dụng phương pháp Box-Jenkins cho mô hình trung bình trượt đồng liên kết tự hồi quy ARIMA (Autoregressive Intergrated Moving Avera) được xác định là phù hợp.

1.1. Đặc điểm của mô hình

Phương pháp phân tích chuỗi thời gian Box-Jenkins với đặc điểm không dựa trên một hay nhiều phương trình mà dựa trên phân tích tính chất ngẫu nhiên của một chuỗi thời gian có thể giải thích bằng hành vi hiện tại Y_t , trong quá khứ $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}, \dots$ các trễ và yếu tố ngẫu nhiên u_t – nhiễu trắng. Quá trình ARIMA được xây dựng và tổng hợp từ các quá trình sau:

- *Quá trình tự hồi quy AR:* Quá trình tự hồi quy bậc p - AR(p) có dạng:

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + u_t$$

Điều kiện để quá trình AR(p) dừng $-1 < \phi_i < 1, i = 1, 2, \dots$

- *Quá trình trung bình trượt MA:* Quá trình trung bình trượt MA(q) có dạng:

$$Y_t = u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots + \theta_q u_{t-q}$$

Điều kiện để quá trình MA(q) dừng $-1 < \theta_i < 1, i = 1, 2, \dots$

- *Quá trình trung bình trượt tự hồi quy ARMA(p, q):*

$$Y_t = \theta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \theta_0 u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots + \theta_q u_{t-q}$$

- *Quá trình trung bình trượt, đồng liên kết, tự hồi quy ARIMA(p,d,q):*

Chuỗi được gọi là đồng liên kết bậc d nếu sai phân bậc d, $\Delta^d Y_t := I(d)$ là chuỗi dừng. Quá trình trung bình trượt, đồng liên kết, tự hồi quy ARIMA(p,d,q) có dạng:

$$\Delta^d Y_t = \theta + \phi_1 \Delta^d Y_{t-1} + \phi_2 \Delta^d Y_{t-2} + \dots + \phi_p \Delta^d Y_{t-p} + \theta_0 u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots + \theta_q u_{t-q}$$

1.2. Quy trình sử dụng mô hình

- Bước 1: Định dạng mô hình; Tìm các giá trị d, p và q.
- Bước 2: Ước lượng mô hình.
- Bước 3: Kiểm định giả thuyết. Chủ yếu kiểm định tính dừng của các phần dư để lựa chọn mô hình phù hợp với số liệu đã có.
- Bước 4: Dự báo kết quả.

1.3. Điều kiện áp dụng mô hình

Mô hình Box-Jenkins được sử dụng tại các DNTM nếu phân tích đặc điểm chuỗi số liệu theo chuỗi số liệu theo thời gian có cấu trúc gồm bốn thành phần chính:

- Thành phần xu thế (Trend component) - T: Đa số chuỗi thời gian thể hiện khuynh hướng tăng hoặc giảm khá rõ ràng theo thời gian;
- Yếu tố mùa (Seasonality)- S: Chuỗi thời gian hoặc một phần nào đó của chuỗi được lặp đi lặp lại từ năm này sang năm khác, phần này được gọi là yếu tố mùa hay yếu tố thời vụ. Trong thực tế doanh số bán hàng thường có yếu tố này. Khi loại bỏ sự thay đổi theo mùa được gọi là hiệu chỉnh yếu tố mùa;
- Yếu tố có tính chất chu kỳ (Cyclical) - C: Nhiều chuỗi thời gian trong kinh tế và kinh doanh xuất hiện yếu tố chu kỳ và nó bắt đầu từ các chu kỳ kinh doanh;
- Thành phần bất quy tắc (Irregular) - I: Yếu tố này là sự kết hợp của vô số các nhân tố ảnh hưởng đến hành vi của chuỗi, đó là các yếu tố ngẫu nhiên trong mô hình hồi quy.

2. Tình hình sử dụng mô hình trong DBBH tại DNTM nhà nước

2.1. Giới thiệu mẫu nghiên cứu thực tế

Công ty siêu thị Hà Nội (Hapromart) là đơn vị thành viên của Hapro ra đời năm 2006 đã đánh dấu một bước tiến mới, góp phần đổi mới và phát triển hệ thống thương mại Thủ đô văn minh, hiện đại. Sau hơn 4 năm hoạt động và phát triển, đến nay tổng số siêu thị và cửa hàng thuộc chuỗi Hapromart đã lên tới trên 50 điểm kinh doanh. Hapromart mang trong mình những đặc điểm nổi bật của một DNTM nhà nước. Với mục đích đánh giá thực trạng sử dụng mô hình DBBH tại các DNTM nhà nước trên cơ sở các số liệu từ nguồn thứ cấp và sơ cấp được phân tích từ kết quả khảo sát được thực hiện năm 2011 đối với đội ngũ lãnh đạo công ty của tác giả và các cộng sự tại 30/48 điểm kinh doanh của hệ thống Hapromart (có 50 phiếu phát ra; thu về: 45 phiếu) về phương pháp DBBH mà công ty đang áp dụng, kết quả dự báo từ phương pháp đó.

2.2. Kết quả nghiên cứu thực tế

Phương pháp dự báo bán hàng được Hapromart sử dụng theo ý kiến từ kết quả điều tra:

Đối với phương pháp chuyên gia với kết quả khảo sát có tới 94,5% ý kiến lựa chọn, chỉ có 4% cho sự lựa chọn đối với phương pháp chuyên gia và phương pháp kết hợp và nhỏ bé hơn nữa là 1,5% dành cho sự lựa chọn phương pháp sử dụng mô hình dự báo (sự lựa chọn lại dành cho một mô hình có tên gọi rất khái quát đó là mô hình kinh tế lượng).

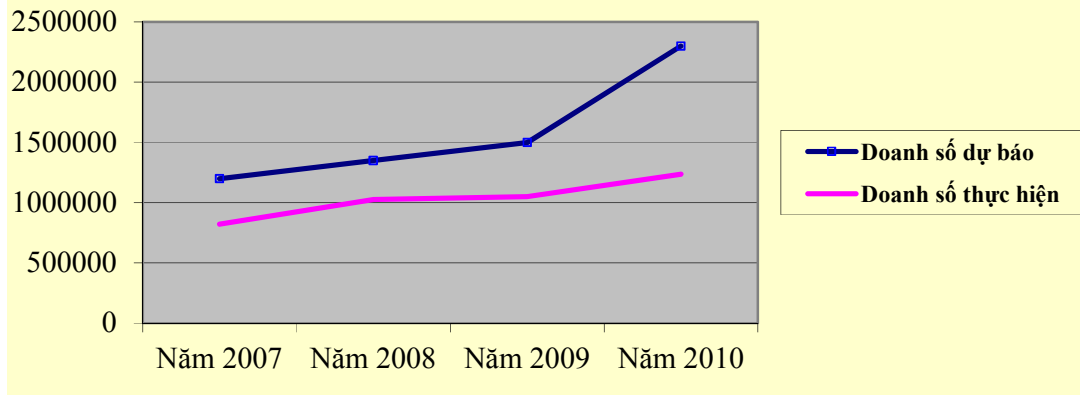
Đối với phương pháp sử dụng các mô hình trong dự báo, kết quả cho thấy còn hoàn toàn xa lạ đối với công ty, khi hỏi về một số mô hình dự báo được sử dụng phổ biến và phù hợp với doanh nghiệp thương mại, ban giám đốc công ty – những người trực tiếp thực hiện dự báo còn khá bất ngờ bởi «chưa bao giờ nghe thấy» hoặc «chưa bao giờ tiếp cận» vì quá cầu kỳ, phức tạp.

Nhận định này hoàn toàn thống nhất với thông tin từ ban giám đốc của Tổng công ty về phương pháp dự báo được công ty sử dụng, hết sức đơn giản có thể gọi là phương pháp thống kê kinh nghiệm theo kiểu «áng chừng». Chỉ tiêu doanh số được xác định như sau:

| | | | | | | | | | | |
|------------------------|---|---|---|---------------------------------|---|--|---|--|---|------------------------------------|
| DS năm kế hoạch | = | DS bq của một siêu thị năm thực hiện | x | Số siêu thị năm kế hoạch | + | DS bq của một cửa hàng tiện ích năm thực hiện | x | Số cửa hàng tiện ích năm kế hoạch | x | Tỉ lệ tăng trưởng mong muốn |
|------------------------|---|---|---|---------------------------------|---|--|---|--|---|------------------------------------|

Điều đó cho thấy, phương pháp DBBH tại Hapromart còn hết sức đơn giản; chưa phù hợp với cơ chế thị trường, còn mang tính chủ quan, áp đặt và chưa ứng dụng mô hình dự báo. Hệ lụy tất yếu của những hạn chế trên là tính thiếu thực tế của các chỉ tiêu dự báo... Nhóm nghiên cứu hết sức bất ngờ về những con số đánh giá mức độ sai số trong DBBH từ kết quả điều tra có tới 28% ý kiến lựa chọn sai số trong dự báo ngắn hạn lên tới 5%, 41% ý kiến lựa chọn sai số lên đến 7% và sai số đến trên 10% là gần 31% (trong khi đó ở góc độ lý thuyết sai số trong dự báo ngắn hạn được cho phép là dưới 3%). Theo dõi và so sánh chỉ tiêu dự báo về doanh số của Hapromart trong những năm gần đây càng thấy nhận xét nêu trên có đầy đủ cơ sở thực tế vì sự khác biệt quá lớn giữa doanh thu thực hiện và doanh thu dự báo (xem hình 2.2).

Hình 2.2: So sánh doanh số dự báo và doanh số thực hiện tại Hapromart



Nguồn: [] và tính toán của nhóm nghiên cứu

3. Ứng dụng mô hình DBBH tại Hapromart

3.1. Đặc điểm của chuỗi số liệu theo quý của Hapromart

Bảng 3.1: Số liệu về doanh số Y theo quý của Hapro (đơn vị: triệu VNĐ):

| STT | Quý | Y_t | STT | Quý | Y_t |
|-----|--------|------------|-----|--------|------------|
| 1 | 2007:1 | 172581.570 | 9 | 2009:1 | 231049.700 |
| 2 | 2007:2 | 198879.710 | 10 | 2009:2 | 248903.600 |
| 3 | 2007:3 | 195592.450 | 11 | 2009:3 | 257305.400 |
| 4 | 2007:4 | 254763.270 | 12 | 2009:4 | 312967.300 |
| 5 | 2008:1 | 220611.070 | 13 | 2010:1 | 262154.750 |
| 6 | 2008:2 | 251394.000 | 14 | 2010:2 | 285031.460 |
| 7 | 2008:3 | 256524.500 | 15 | 2010:3 | 308279.145 |
| 8 | 2008:4 | 297568.400 | 16 | 2010:4 | 381113.648 |

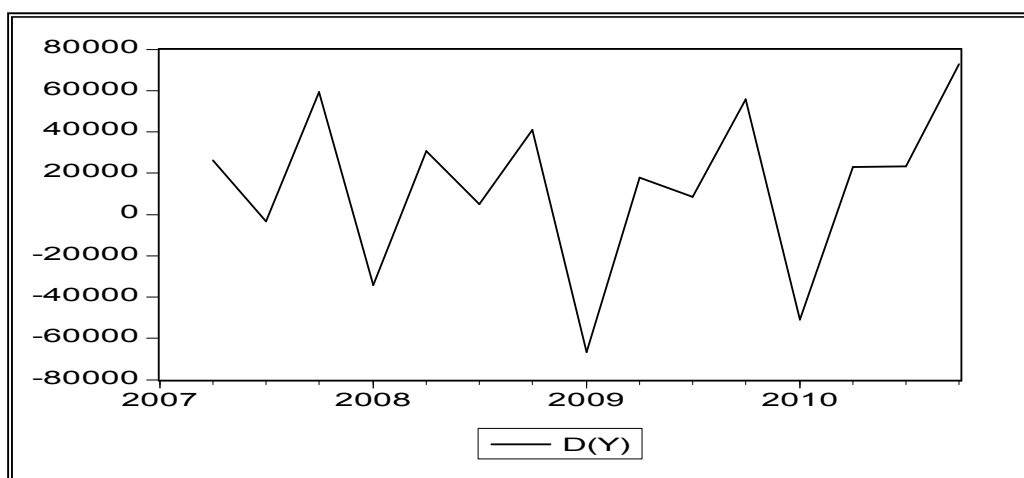
Nguồn: Báo cáo thường niên Hapro 2006 – 2010 và tính toán của nhóm nghiên cứu

Bộ số liệu về doanh số Y theo quý của Hapromart cho phép nhận dạng các đặc điểm: Doanh số theo quý có xu thế tăng; Có yếu tố theo mùa; Có yếu tố chu kỳ kinh doanh. Đây là những điều kiện cần có của chuỗi số liệu để áp dụng mô hình Box-Jenkins cho mô hình trung bình trượt đồng liên kết tự hồi quy ARIMA.

3.2. Quy trình dự báo bằng mô hình Box-Jenkins

Bước 1: Nhận dạng chuỗi số liệu theo quý của Hapro; Xác định p,d,q

* Xác định d:



Hình 3.1: Đồ thị sai phân bậc nhất của doanh số bán hàng của Hapromart

Từ đồ thị sai phân bậc nhất (hình 3.1) ta nhận thấy chuỗi sai phân bậc nhất $D(Y)$ của doanh số bán hàng có tính dừng.

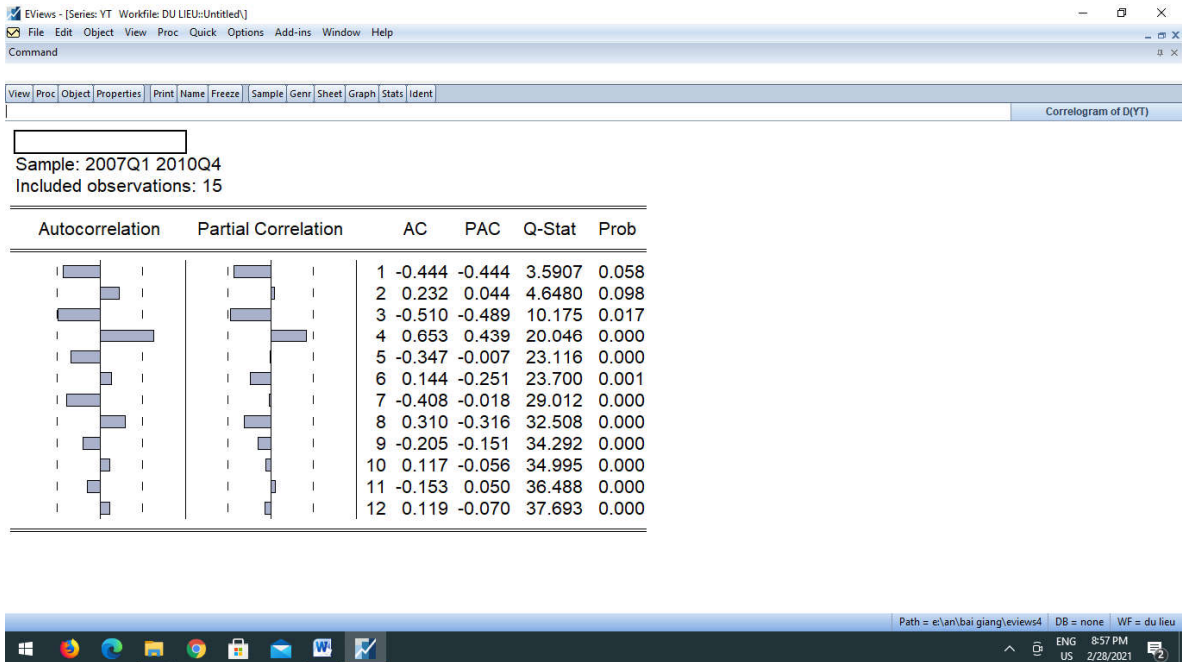
| | | | |
|--|-------------|--------------------|-------------|
| ADF Test Statistic | -1.796426 | 1% Critical Value* | -2.7760 |
| | | 5% Critical Value | -1.9699 |
| | | 10% Critical Value | -1.6295 |
| *MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root. | | | |
| Augmented Dickey-Fuller Test Equation | | | |
| Dependent Variable: $D(Y,2)$ | | | |
| Method: Least Squares | | | |
| Sample(adjusted): 2007:4 2010:4 | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic |
| $D(Y(-1))$ | -1.137297 | 0.633089 | -1.796426 |
| $D(Y(-1),2)$ | -0.187500 | 0.363140 | -0.516329 |
| R-squared | 0.652711 | Durbin-Watson stat | 1.475447 |

Bảng 3.2: Kết quả kiểm tra tính dừng của chuỗi sai phân bậc nhất $D(Y)$:

Ta nhận thấy P_value tương ứng 0,0999 và 0.6158 $> \alpha=0.05$. Do đó chuỗi $D(Y)$ là chuỗi dừng. Khi đó ta có $d = 1$.

* *Xác định p và q:*

Kiểm tra lược đồ tương quan của D(Y):



Hình 3.2: Đồ thị tương quan của chuỗi sai phân D(Y).

Từ đồ thị trên ta nhận thấy $p=4$, $q = 0$.

| Dependent Variable: D(Y) | | | | |
|---|-------------|--------------------|-------------|----------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Included observations: 11 after adjusting endpoints | | | | |
| Convergence achieved after 3 iterations | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| AR(4) | 1.029319 | 0.128500 | 8.010239 | 0.0000 |
| R-squared | 0.846783 | Mean dependent var | | 14591.14 |
| Log likelihood | -121.7209 | Durbin-Watson stat | | 0.742851 |

Bảng 3.3: Kết quả kiểm tra tính tự hồi quy bậc 4 của chuỗi sai phân bậc nhất D(Y)

Hồi quy mô hình D(Y) theo D(Y(-4)) không có hệ số chặn. Từ bảng kết quả 3.3 ta nhận P-value = 0.000 < $\alpha=5\%$. Do đó chuỗi số liệu D(Y) gặp phải AR(4)

Kết luận: Chuỗi số liệu doanh số bán theo quý của Hapro từ Quý 1:2007 đến Quý 4:2010 là chuỗi ARIMA(4, 1,0).

Bước 2: Xây dựng mô hình dự báo

Từ chuỗi số liệu doanh số bán hàng theo quý của Hapro là chuỗi ARIMA(4,1,0).
 Ký hiệu: Y_t, \hat{Y}_t giá trị và giá trị ước lượng của Y tại thời điểm t và DY_t : giá trị sai phân cấp 1 của Y tại thời điểm t. Mô hình đề xuất: $DY_t = \beta_1 + \beta_2 * DY_{t-4}$

Kết quả dự báo nhận được:

| Dependent Variable: DY | | | | |
|---|-------------|-------------------|-------------|----------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Sample(adjusted): 2008:2 2010:4 | | | | |
| Included observations: 11 after adjusting endpoints | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 1638.820 | 5445.751 | 0.300936 | 0.7703 |
| DY(-4) | 1.014886 | 0.143054 | 7.094445 | 0.0001 |
| R-squared | 0.848309 | F-statistic | | 50.33115 |
| Durbin-Watson stat | 0.738238 | Prob(F-statistic) | | 0.000057 |

Bảng 3.4: Kết quả mô hình dự báo

Ta có mô hình dự báo: $DY_t = 1638.82 + 1.014886DY_{t-4} + u_t$

$$Y_t = 1638.82 + Y_{t-1} + 1.014886Y_{t-4} - 1.014886Y_{t-5} + u_t$$

Từ bảng kết quả ta thấy mô hình có sự phù hợp $R^2 = 0.848309$ cao, điều này chứng tỏ mô hình xây dựng là hợp lý, đồng thời thời điểm hiện tại Y_t được giải thích đến 84.8309% bởi các thời điểm quá khứ $Y_{t-1}, Y_{t-4}, Y_{t-5}$

Bước 3: Kiểm tra tính dừng của các phần dư e_t

* Kiểm tra tính nhiễu trắng của các phần dư e_t

| ADF Test Statistic | -1.214377 | 1% Critical Value* | -4.3260 | |
|---|-------------|--------------------|-------------|----------|
| | | 5% Critical Value | -3.2195 | |
| | | 10% Critical Value | -2.7557 | |
| Augmented Dickey-Fuller Test Equation | | | | |
| Dependent Variable: D(ET) | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Included observations: 10 after adjusting endpoints | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| ET(-1) | -0.354203 | 0.291675 | -1.214377 | 0.2592 |
| C | 704.2021 | 4508.933 | 0.156179 | 0.8798 |
| R-squared | 0.155647 | Mean dependent var | | 1225.062 |

Bảng 3.5: Kết quả hồi quy của các phần dư e_t của mô hình dự báo

Từ bảng kết quả hồi quy (bảng 3.5) trên ta thấy e_t là nhiễu trắng.

Như vậy, mô hình : $Y_t = 1638.82 + Y_{t-1} + 1.014886Y_{t-4} - 1.014886Y_{t-5} + u_t$ có tính phù hợp cao, đảm bảo tính chính xác cao và đáp ứng được đầy đủ các điều kiện của mô hình dự báo.

Bước 4: Kết quả dự báo về doanh số bán hàng của Hapro năm 2011

Quý 1:2011

$$\begin{aligned} Y_{1:2011} &= 1638.82 + Y_{4:2010} + 1.014886 * Y_{1:2010} - 1.014886 * Y_{4:2009} \\ &= 1638.82 + 381113.648 + 1.014886 * 262154.75 - 1.014886 * 312967.3 = \\ &331183.5224 \text{ (trđ)} \end{aligned}$$

Quý 2:2011

$$\begin{aligned} Y_{2:2011} &= 1638.82 + Y_{1:2011} + 1.014886 * Y_{2:2010} - 1.014886 * Y_{1:2010} \\ &= 1638.82 + 331183.5224 + 1.014886 * 285031.46 - \\ &1.014886 * 262154.75 = 356039.5951 \text{ (trđ)} \end{aligned}$$

Quý 3:2011

$$\begin{aligned} Y_{3:2011} &= 1638.82 + Y_{2:2011} + 1.014886 * Y_{3:2010} - 1.014886 * Y_{2:2010} \\ &= 1638.82 + 356039.5951 + 1.014886 * 308279.145 - \\ &1.014886 * 285031.4 = 381272.1651 \text{ (trđ)} \end{aligned}$$

Quý 4:2011

$$\begin{aligned} Y_{4:2011} &= 1638.82 + Y_{3:2011} + 1.014886 * Y_{4:2010} - 1.014886 * Y_{3:2010} \\ &= 1638.82 + 381272.1651 + 1.014886 * 381113.648 - 1.014886 * 308279.145 \\ &= 456829.7025 \text{ (trđ)} \end{aligned}$$

Tổng doanh số dự báo của năm 2011 là: 1525324.985 (trđ)

Kết luận, so sánh doanh số dự báo từ mô hình Box-Jenkins 1525324.985 (trđ) với kết quả dự báo theo kiểu thống kê kinh nghiệm hiện Hapromart đang sử dụng là 2600.000 (trđ) cho thấy một sự khác biệt rất lớn về giá trị. Đặc biệt khi đặt những con số này bên cạnh kết quả thực hiện doanh số năm 2011 là 1494.898 (trđ) thì khoảng cách về tính chính xác từ kết quả DBBH càng rõ nét (với kết quả của Box-Jenkins sai số DBBH là xấp xỉ 2% nằm trong giới hạn cho phép đối với dự báo ngắn hạn). Lợi ích từ việc sử dụng mô hình Box-Jenkins trong DBBH là rất lớn, song đòi hỏi DNTM nhà nước cần có bộ số liệu chuẩn, sát với kết quả kinh doanh thực tế và nhân lực có khả năng vận hành được mô hình.

Tài liệu tham khảo:

[1] Mai Hải An, (2016), “Xây dựng các mô hình nghiên cứu thu nhập của các CEO bằng Panel Data”, Tạp chí Công thương: Các kết quả nghiên cứu và Ứng dụng khoa học công nghệ, 2016, số 5.

[2] Nguyen Quang Dong, (2006), “*Giáo Trình Kinh Tế Lượng*”, NXB thống kê.

[3]s. **Damodar N. Gujarati**. “*Basic Econometrics*”, McGRAW-HILL International Edition.

MÔ HÌNH NGHIÊN CỨU GIÁ TRỊ CẢM NHẬN CỦA KHÁCH HÀNG ĐỐI VỚI CHUỖI SIÊU THỊ BÁN LẺ TRÊN ĐỊA BÀN HÀ NỘI

ThS. Mai Hải An

ThS. Ngô Duy Đô

Bộ môn Toán, Đại học Thương mại

Tóm tắt

Bài viết nhằm nghiên cứu các yếu tố tạo giá trị khách hàng nói chung và giá trị cảm nhận của khách hàng nói riêng khi mua sắm tại các siêu thị bán lẻ trên địa bàn thành phố Hà nội. Nghiên cứu đưa ra mô hình và các thang đo dựa trên lý thuyết, kết quả của những công trình khác, cũng như phỏng vấn khách hàng tại siêu thị bán lẻ trên địa bàn thành phố Hà nội. Nhóm nghiên cứu xây dựng mô hình gồm 1 biến phụ thuộc: Giá trị khách hàng cảm nhận (Y) với 7 biến giải thích với 28 biến quan sát dùng để đo lường 7 yếu tố: Chất lượng mặt hàng bán lẻ (M_2), Cơ cấu mặt hàng bán lẻ (M_3), Cảm nhận về giá của khách hàng đối với các mặt hàng bán lẻ - Giá bán lẻ (M_4), Dịch vụ khách hàng (M_5), Vị trí đặt cửa hàng (M_6), Mặt bằng và an toàn (M_7), Truyền thông Marketing và xúc tiến bán lẻ hỗn hợp (M_8). Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng nhóm 7 yếu tố này đều tác động đến giá trị cảm nhận của khách hàng.

Từ khóa: giá trị khách hàng cảm nhận, siêu thị bán lẻ, giá bán lẻ.

1. Đặt vấn đề

Kinh doanh thị trường bán lẻ Việt nam có rất nhiều tiềm năng và thu hút được nhiều nhà đầu tư trong và ngoài nước. Các siêu thị dùng rất nhiều các biện pháp để thu hút khách hàng và cạnh tranh như: khuyến mãi, quảng cáo, ... cũng như các dịch vụ khách hàng hấp dẫn. Theo Doyle(1998) việc thành bại trong cạnh tranh của doanh nghiệp chính là phụ thuộc vào năng lực cung cấp và tạo ra giá trị cho khách hàng mục tiêu của họ. Khái niệm giá trị khách hàng cảm nhận được nhiều tác giả đề cập tuy nhiên vẫn còn khá mới đối với nhiều doanh nghiệp Việt nam nói chung và siêu thị bán lẻ nói riêng. Bài viết này dựa trên một số lý thuyết và kết quả đã công bố để trình bày rõ hơn về giá trị cảm nhận khách hàng nói chung và trong thị trường bán lẻ nói riêng trên địa bàn Tp Hải Phòng, kết hợp với việc phỏng vấn sâu 30 khách hàng từ đó đưa ra một số các nhân tố ảnh hưởng tới giá trị cảm nhận của khách hàng và đề xuất mô hình nghiên cứu.

2. Tổng quan nghiên cứu, cơ sở lý thuyết và mô hình nghiên cứu

2.1. Tổng quan tình hình nghiên cứu và cơ sở lý thuyết

Christopher (1996) cho rằng giá trị khách hàng được tạo ra khi lợi ích mà khách hàng nhận được trong giao dịch vượt qua chi phí, Woodruff (1997) lại cho rằng giá trị là giá trị khách

hàng, được hiểu là sự yêu thích, cảm nhận và đánh giá của khách hàng về các đặc tính của sản phẩm. Moller (2006) và Wahyuningsih (2005) cho rằng giá trị khách hàng là sự đánh đổi giữa lợi ích và chi phí, nó là phần chênh lệch giữa lợi ích và chi phí được khách hàng cảm nhận khi mua hàng hóa hoặc dịch vụ. Kotler và Keller (2008) có quan điểm đồng nhất hai khái niệm giá trị và giá trị cảm nhận đó là phần chênh lệch giữa tổng lợi ích của khách hàng và tổng chi phí hay các phí tổn của khách hàng. Khi đề cập đến phí tổn của khách hàng Sharma & Dhanda (2007) đưa ra các khoản của phí tổn này: phí tổn bằng tiền, phí tổn công sức, phí tổn về thời gian, phí tổn tinh thần. Nói đến phần lợi ích, Sheth & cộng sự (1991) cho rằng giá trị hay lợi ích mà khách hàng nhận được bao gồm: giá trị chức năng, giá trị điều kiện, giá trị xã hội, giá trị cảm xúc, giá trị tri thức.

Trong bài viết này, nhóm tác giả thống nhất chỉ sử dụng khái niệm giá trị cảm nhận của khách hàng và gọi chung là giá trị khách hàng cảm nhận (Y).

Trong nghiên cứu của Tai (2011) cho rằng giá trị cảm nhận của khách hàng cần được xem xét qua hai khía cạnh đó là: giá trị chức năng cảm nhận và giá trị quan hệ cảm nhận. Giá trị chức năng cảm nhận được xem là cảm nhận của khách hàng về các biểu hiện hoặc sự hữu dụng của sản phẩm hay dịch vụ của nhà cung cấp, còn giá trị quan hệ cảm nhận được xem là sự tin cậy, niềm tin cảm nhận của khách hàng.

Sanchez & cộng sự (2006) cho rằng giá trị cảm nhận của khách hàng luôn thay đổi theo thời gian do sự thay đổi trong bản thân của khách hàng và các yếu tố khác của môi trường kinh doanh. Khi nghiên cứu về sự thay đổi này, Setijono & Dahlgaard (2008) đưa ra mô hình và sử dụng cụm từ “ giá trị khách hàng cảm nhận” để mô tả sự thay đổi giá trị cảm nhận của khách hàng theo thời gian:

$$PVC_{i+1} = PVC_i * R_{PVC}$$

Trong đó : PVC_i : Giá trị khách hàng cảm nhận ở thời điểm i.

R_{PVC} : Mức thay đổi tương quan của giá trị khách hàng cảm nhận từ thời điểm i đến thời điểm i+1.

Phạm Xuân Lan & Huỳnh Minh Tâm (2012) đã xây dựng mô hình giá trị cảm nhận của khách hàng dựa trên 5 nhân tố tác động đó là: chủng loại hàng hóa, khả năng phục vụ, trưng bày trong siêu thị, giá cả cảm nhận và an toàn trong siêu thị với tổng số 20 biến thành phần.

Giá trị cảm nhận của khách hàng trong môi trường bán lẻ:

Theo Zeithaml (1988) định nghĩa **giá trị cảm nhận của khách hàng trong môi trường bán lẻ** đó là: *sự đánh giá toàn diện của khách hàng về lợi ích của một sản phẩm (chất lượng) mà khách hàng cảm nhận được rằng mình phải chi trả hoặc tốn kém gì đó để có được sản phẩm.*

2.2. Mô hình và giả thuyết nghiên cứu

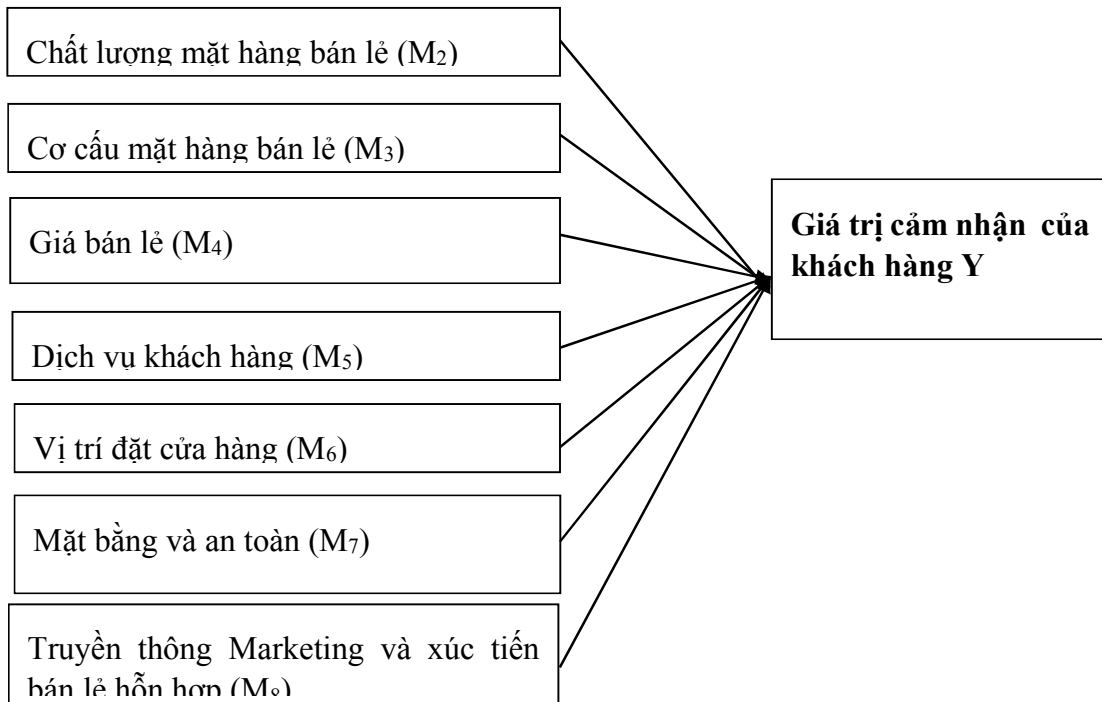
Trên cơ sở mô hình lý thuyết của Naumann thì giá trị cảm nhận của khách hàng dựa trên bốn yếu tố chính đó là: chất lượng sản phẩm, chất lượng dịch vụ, hình ảnh và giá cả; qua các ý kiến khi phỏng vấn sâu 30 khách hàng đang mua sắm tại chuỗi siêu thị Vinmart tại Tp. Hải Phòng kết hợp với các thang đo tham khảo của Nguyễn Đình Thọ & Nguyễn Thị Mai Trang (chất lượng dịch vụ siêu thị) nhóm tác giả xây dựng biến phụ thuộc với nhóm 7 biến giải thích.

* Biến phụ thuộc Y: Giá trị cảm nhận của khách hàng gồm 5 biến.

* Biến giải thích:- M_2 : Chất lượng mặt hàng bán lẻ gồm 4 biến.

- M₃ : Cơ cấu mặt hàng bán lẻ gồm 3 biến.
- M₄ : Giá bán lẻ gồm 4 biến.
- M₅ : Dịch vụ khách hàng gồm 6 biến.
- M₆ : Vị trí đặt siêu thị gồm 3 biến.
- M₇ : Mặt bằng và An toàn gồm 5 biến
- M₈ : Truyền thông Marketing và xúc tiến bán lẻ hỗn hợp gồm 4 biến.

Mô hình nghiên cứu được đề xuất như sau:



Hình 1. Mô hình nghiên cứu

3. Phương pháp nghiên cứu

Để triển khai nghiên cứu giá trị cảm nhận khách hàng tại CSTBL, nghiên cứu này tiến hành các nghiên cứu định tính/sơ bộ và nghiên cứu định lượng/kiểm định thang đo và đưa ra mô hình nghiên cứu và kiểm tra các khuyết tật của mô hình.

3.1. Phương pháp thu thập số liệu

Nhóm tác giả đã thực hiện thu thập số liệu thông qua phát phiếu điều tra và thực hiện phỏng vấn chuyên sâu trực tiếp khách hàng.

3.2. Phương pháp xử lý số liệu

Dữ liệu điều tra bằng phiếu khảo sát sẽ được tổng hợp, phân nhóm, sau đó được cập nhật vào phần mềm Excel để làm sạch và sử dụng phần mềm SPSS để thống kê mô tả các biến chính và kiểm tra mức độ liên quan giữa các biến.

3.3. Phiếu khảo sát

Tác giả kế thừa cách chấm điểm các câu hỏi của Nguyễn Đình Thọ & Nguyễn Thị Mai Trang (2011) “Các câu hỏi sử dụng thang đo Likert 5 điểm. Theo mục tiêu nghiên cứu, tác giả mức ý nghĩa $\alpha < 0.05$. Khi đó, kích thước mẫu $n = 210$ là phù hợp.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1 Đặc điểm mẫu

Số lượng phiếu phát ra là 300 phiếu tới 300 khách hàng mua sắm tại siêu thị Vinmart Lê Thánh Tông, Hải Phòng, thu lại 228 phiếu, loại 18 phiếu không hợp lệ, kích thước mẫu $n = 210$ (tỷ lệ thu hồi 70%), với tỷ lệ nữ là 62% và 38% nam. Về nhóm tuổi, đối tượng tham gia phỏng vấn từ 30 đến 45 tuổi (chiếm 56,67%).

4.2. Kết quả nghiên cứu kiểm định thang đo

4.2.1. Kiểm định thang đo

Để đánh giá tính nhất quán nội tại của các khái niệm nghiên cứu, phương pháp phân tích yếu tố khám phá (EFA) và hệ số tin cậy Cronbach's alpha được vận dụng. Kết quả tính toán Cronbach's alpha của 7 thành phần riêng biệt của Giá trị khách hàng cảm nhận được phát triển tổng thể cho ta:

Một là, 7 thành phần của Giá trị khách hàng cảm nhận Y của CSTBL Vinmart đều có hệ số tin cậy Cronbach's alpha lớn hơn 0,7727 \rightarrow đáp ứng tiêu chuẩn kiểm định ($> 0,70$).

Hai là, với các thang đo của các thành phần: M_2 - Chất lượng mặt hàng bán lẻ (4 biến quan sát); M_3 - Cơ cấu mặt hàng bán lẻ (3 biến); M_4 - Giá bán lẻ (4 biến); M_6 - Vị trí đặt siêu thị (3 biến) đều có hệ số tin cậy Cronbach's alpha $> 0,70$; hệ số tương quan biến tổng $> 0,5 \rightarrow$ đáp ứng tiêu chuẩn kiểm định, được đưa vào phân tích EFA tiếp theo.

Ba là, với các thang đo của 3 thành phần: M_5 - Dịch vụ khách hàng (6 biến); M_7 - Mặt bằng và An toàn (5 biến); M_8 - Truyền thông Marketing và xúc tiến bán lẻ hỗn hợp (4 biến) hầu hết các thang đo của 3 thành phần này đều đạt mức tin cậy Cronbach's alpha $> 0,70$, tương quan biến tổng $> 0,4$; tuy nhiên có 3 biến quan sát tương ứng của 3 biến M_5 , M_7 , M_8 có hệ số Cronbach's alpha $< 0,70$ (lần lượt là 0,5932; 0,6641 và 0,6248), đồng thời chúng đều có tương quan biến tổng $< 0,3$ (lần lượt là 0,2856; 0,2753 và 0,2724) nên loại ra khỏi trong các phân tích EFA tiếp theo.

Sau khi kiểm định thang đo và phân tích EFA chúng ta đã loại ba biến quan sát, còn lại 26 biến quan sát của 7 thành phần và năm biến quan sát của Giá trị khách hàng cảm nhận đều được đưa vào phân tích tương quan tiếp theo.

4.2.2. Phân tích tương quan.

Một phương pháp chung để đánh giá giá trị phân biệt là kiểm định ma trận tương quan cho các biến độc lập và biến phụ thuộc. Nếu kết quả cho hệ số tương quan $< 0,8$ sẽ chỉ

ra rằng các biến thành phần là độc lập với nhau. Bảng 2 tóm tắt mối tương quan thống kê Pearson giữa các biến được giải thích.

| Các biến | M ₂ | M ₃ | M ₄ | M ₅ | M ₆ | M ₇ | M ₈ | Y |
|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|--------|
| M ₂ | 1 | 0,487* | 0,328* | 0,384* | 0,402* | 0,313* | 0,287* | 0,387* |
| M ₃ | | 1 | 0,323* | 0,316* | 0,383* | 0,376* | 0,301* | 0,222* |
| M ₄ | | | 1 | 0,356* | 0,303* | 0,381* | 0,412* | 0,281* |
| M ₅ | | | | 1 | 0,307* | 0,338* | 0,374* | 0,242* |
| M ₆ | | | | | 1 | 0,313* | 0,306* | 0,206* |
| M ₇ | | | | | | 1 | 0,413* | 0,213* |
| M ₈ | | | | | | | 1 | 0,212* |
| Y | | | | | | | | 1 |

(Nguồn: Xử lý dữ liệu bằng SPSS 18.0)

Bảng 2. Phân tích tương quan giữa các biến nghiên cứu.

Từ bảng 2 cho phép rút ra một số nhận định:

Một là, hệ số tương quan giữa biến phụ thuộc (Giá trị khách hàng cảm nhận Y) và các biến giải thích đều có mức ý nghĩa thống kê $p < 0,05$, vì thế các biến giải thích này đều có thể đưa vào mô hình để giải thích cho giá trị khách hàng.

Hai là, tất cả hệ số tương quan cặp tuyệt đối dao động trong khoảng [0,201-0,487], nghĩa là không vượt qua hệ số điều kiện 0,8 - điều đó chứng minh rằng các biến thành phần đều không có mối quan hệ cộng tuyến. Nói cách khác, các thang đo trong nghiên cứu này đã đo lường được các khái niệm nghiên cứu khác nhau.

4.3. Xây dựng mô hình hồi quy và kiểm định các giả thuyết.

Hồi quy tuyến tính bội thường được dùng để kiểm định và giải thích lý thuyết nhân quả. Ngoài chức năng là một công cụ mô tả, hồi quy tuyến tính bội cũng được sử dụng như một công cụ kết luận để kiểm định các giả thuyết và dự báo các giá trị của tổng thể nghiên cứu. Như vậy, đối với nghiên cứu này hồi quy tuyến tính bội là phương pháp thích hợp để kiểm định các giả thuyết nghiên cứu.

4.3.1. Mô hình hồi quy tuyến tính bội

Mô hình hồi quy bội đã được phát triển như sau:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 M_2 + \beta_3 M_3 + \beta_4 M_4 + \beta_5 M_5 + \beta_6 M_6 + \beta_7 M_7 + \beta_8 M_8 + U_i \quad (1)$$

Trong đó: β_1 là hệ số chặn

β_k là các hệ số hồi quy của phương trình hồi quy.

U_i là sai số ngẫu nhiên.

Tiến hành hồi quy tuyến tính bằng phần mềm SPSS chúng ta nhận được:

| Các biến | | Hệ số hồi quy | Mức ý nghĩa |
|--|----------------|---------------|-------------|
| Phụ thuộc | Giải thích | | |
| Y | C | 0,038 | 0,007 |
| | M ₂ | 0,092 | 0,013 |
| | M ₃ | 0,187 | 0,000 |
| | M ₄ | 0,297 | 0,000 |
| | M ₅ | 0,286 | 0,000 |
| | M ₆ | 0,085 | 0,000 |
| | M ₇ | 0,143 | 0,019 |
| | M ₈ | 0,202 | 0,023 |
| R ² = 0,722; giá trị F = 70,624**; mức ý nghĩa của F = 0,000 * - mức ý nghĩa thống kê p < 0,05; ** - mức ý nghĩa thống kê p < 0,01 | | | |

(Nguồn: Xử lý dữ liệu bằng SPSS 18.0)

Bảng 3. Kết quả mô hình hồi quy bội "Giá trị khách hàng cảm nhận - Y".

Từ bảng 3 có thể rút ra một số nhận định sau:

Một là, các hệ số hồi quy tương ứng với các biến giải thích đều có mức ý nghĩa thống kê ở mức nhỏ hơn 0,05 và 0,01 do đó các biến giải thích đều có ảnh hưởng đến biến phụ thuộc Giá trị khách hàng cảm nhận - Y.

Hai là, hệ số xác định bội R² của mô hình là 72,2% nói cách khác nhóm 7 thành phần giải thích đến 72,2% cho giá trị khách hàng cảm nhận.

Ba là, mô hình hồi quy bội thể hiện Giá trị khách hàng cảm nhận dựa trên kết quả nghiên cứu này là:

$$Y_i = 0,038 + 0,092 * M_2 + 0,187 * M_3 + 0,297 * M_4 + 0,286 * M_5 + 0,085 * M_6 + 0,143 * M_7 + 0,202 * M_8 \quad (2)$$

4.3.2. Kiểm định sự phù hợp của mô hình và các giả thuyết nghiên cứu.

Thứ nhất, trong mô hình (2) khi kiểm định sự phù hợp của mô hình, bằng tiêu chuẩn kiểm định Fisher-Snedecor (F) ta nhận thấy giá trị F có ý nghĩa đáng kể về mặt thống kê (p < 0,001), điều này chứng tỏ mô hình nghiên cứu là hoàn toàn phù hợp.

Thứ hai, bằng kiểm định Student (T) tất cả các hệ số hồi quy đều dương và có P_value đều < 0,05 hoặc 0,01 điều đó chứng tỏ cả 7 thành phần đều ảnh hưởng thuận chiều đến giá trị cảm nhận của khách hàng.

4.4. Kiểm định khuyết tật của mô hình

4.4.1. Đa cộng tuyến

Bảng 2 cho chúng ta thấy hệ số tương quan cặp giữa 7 thành phần: Chất lượng mặt hàng bán lẻ (M_2), Cơ cấu mặt hàng bán lẻ (M_3), Cảm nhận về giá của khách hàng đối với các mặt hàng bán lẻ - Giá bán lẻ (M_4), Dịch vụ khách hàng (M_5), Vị trí đặt cửa hàng (M_6), Mặt bằng và an toàn (M_7), Truyền thông Marketing và xúc tiến bán lẻ hỗn hợp (M_8) đều nhỏ hơn 0,8 do đó các biến này đều độc lập với nhau, không có mối liên hệ cộng tính với nhau, chứng tỏ **mô hình nghiên cứu (1) không có hiện tượng đa cộng tuyến.**

4.4.2. Kiểm định phương sai sai số thay đổi

Mô hình nghiên cứu (1) gặp phải khuyết tật phương sai sai số thay đổi (không thuần nhất) sẽ làm các hệ số hồi quy trở thành các ước lượng không tốt nhất, làm ảnh hưởng đến các kết quả dự báo sau này.

Để kiểm tra khuyết tật phương sai sai số thay đổi chúng ta sử dụng kiểm định White với tiêu chuẩn kiểm định (TCKĐ) Khi Bình phương (Chi-Square) có mức ý nghĩa $P_value = 0,4221 > 0,05$ nên bác bỏ giả thuyết mô hình (1) có phương sai sai số ngẫu nhiên thay đổi hay phương sai sai số ngẫu nhiên là thuần nhất.

Với kiểm định Glejser để kiểm tra phương sai sai số thay đổi của mô hình nghiên cứu (1) chúng ta sử dụng TCKĐ Fisher-Snedecor (F) có mức ý nghĩa $P_value = 0,4062 > 0,05$ nên chấp nhận giả thuyết mô hình (1) có phương sai sai số ngẫu nhiên không thay đổi. Như vậy, *phương sai sai số ngẫu nhiên của mô hình nghiên cứu (1) là thuần nhất, đồng đều và không thay đổi.*

5. Một số kết luận và khuyến nghị

Từ mô hình (2) và một số kết quả nghiên cứu định lượng về giá trị cảm nhận của khách hàng chúng ta có thể rút ra một số kết luận và khuyến nghị sau:

- *Thứ nhất*, Nhóm 1 gồm 2 thành phần: Cảm nhận về giá của khách hàng đối với các mặt hàng bán lẻ - Giá bán lẻ (M_4), Dịch vụ khách hàng (M_5) có ảnh hưởng quan trọng nhất đến Giá trị cảm nhận của khách hàng theo thứ tự thứ nhất và thứ 2. Ở vị trí thứ 3 và thứ 4 là nhóm 2 gồm 2 thành phần: Truyền thông Marketing và xúc tiến bán lẻ hỗn hợp (M_8), Cơ cấu mặt hàng bán lẻ (M_3). Do đó, các siêu thị bán lẻ nên có chương trình phù hợp về giá cũng như nâng cao chất lượng phục vụ khách hàng để nâng cao năng lực cạnh tranh của mình. Đồng thời, các mặt hàng trong siêu thị cần đa dạng phong phú về chủng loại, mẫu mã để đáp ứng nhu cầu của khách hàng, cạnh đó các kênh truyền thông, kênh xúc tiến bán hàng cần được cải thiện để người mua có thể tiếp cận tới được nhiều nhất các loại sản phẩm trong siêu thị.

- *Thứ hai*, Nhóm các yếu tố có tầm ảnh hưởng yếu nhất đến Giá trị cảm nhận của khách hàng theo thứ tự 5, 6, 7 là nhóm 3 thành phần còn lại: Mặt bằng và An toàn (M_7), Chất lượng mặt hàng bán lẻ (M_2), Vị trí đặt cửa hàng (M_6). Đây là nhóm yếu tố có ảnh hưởng thấp nhất đến giá trị cảm nhận của khách hàng chứng tỏ rằng xét ở mức độ tích

cực thì sự hài lòng của khách hàng dành cho siêu thị đối với nhóm 3 yếu tố này là tốt hơn cho nhóm 4 yếu tố ở trên.

Tài liệu tham khảo

- [1] Christopher. M. (1996), “ From Brand Value to Customer value”, *Journal of Marketing Practice: Applied Marketing Science*, 2 (1).
- [2] Tai, Y. M. (2011), “ Perceived Value of Customer in Information Sharing Services ”, *Industrial Management and Data Systems*, Vol 111(4).
- [3] Wahyuningsih (2005), “ The Relationships among Customer Value, Satisfaction and Behavioral Intentions: A General Structural Equation Model ”, *Gadjah Mada International Journal of Business*, Vol 7, No.3.
- [4] Woodruff, R.B. (1997), “ Customer Value: The Next Source of Competitive Advantage ”, *Journal of the Academy of Marketing Science*, Vol. 25. No.2.
- [5] Zeithaml, V. A. (1988), “ Consumer Perceptions of Price, Quality, and Value: A Means-End Model and Synthesis of Evidence ”, *Journal of Marketing*, 52 (3).
- [6] **Nguyễn Thị Minh Nhân, Mai Hải An** (2012), “*Sử dụng mô hình BOX-JENKINS trong dự báo bán hàng tại các doanh nghiệp thương mại nhà nước*”, Tạp chí khoa học Thương Mại, số 3.
- [7] Mai Hải An, (2016), “*Xây dựng các mô hình nghiên cứu thu nhập của các CEO bằng Panel Data*”, Tạp chí Công thương: Các kết quả nghiên cứu và Ứng dụng khoa học công nghệ, 2016, số 5.
- [8] Nguyen Quang Dong, (2006), “ *Giáo Trình Kinh Tế Lượng* ”, NXB thống kê.
- [9] Phạm Xuân Lan, Huỳnh Minh Tâm, (2012), “ *Đo lường các yếu tố tạo giá trị cảm nhận của khách hàng tại siêu thị Co.opmart ở Tp. Hồ Chí Minh* ”, Tạp chí Phát Triển Kinh Tế, số 260.

ĐO LƯỜNG CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN Ý ĐỊNH SỬ DỤNG DỊCH VỤ INTERNET BANKING CỦA KHÁCH HÀNG CÁ NHÂN Ở HUYỆN THANH TRÌ – THÀNH PHỐ HÀ NỘI

*Ths. Nguyễn Thanh Thụy, Ths. Lê Thanh Phúc, Ths. Lê Văn Hùng
Khoa Hệ thống Thông tin Quản lý – Học viện Ngân hàng*

Tóm tắt

Ngày nay việc xây dựng chiến lược kinh doanh của các ngân hàng thường được gắn liền với chiến lược phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin. Internet banking là thành quả của việc ứng dụng công nghệ thông tin trong lĩnh vực ngân hàng và nó đang trở thành xu hướng chính trong thị trường tài chính ngày nay. Tuy nhiên, ở Việt Nam phần lớn khách hàng còn dè dặt, thăm dò và sử dụng còn hạn chế. Để thành công, các ngân hàng và các tổ chức tài chính phải hiểu động cơ của khách hàng khi tiếp cận và sử dụng dịch vụ Internet banking. Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng mô hình Technology acceptance model (TAM) cải tiến để nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến ý định sử dụng dịch vụ Internet banking của khách hàng tại huyện Thanh Trì - Hà Nội.

Từ khóa: internet banking, công nghệ, rủi ro, nhân tố, ảnh hưởng, ngân hàng, TAM .

1. Mở đầu

Sự phát triển như vũ bão của khoa học & công nghệ, đặc biệt là ngành công nghệ thông tin, đã tác động tới mọi mặt hoạt động của đời sống, kinh tế, xã hội, làm thay đổi nhận thức và phương thức sản xuất, kinh doanh của nhiều lĩnh vực, nhiều ngành kinh tế khác nhau trong đó có lĩnh vực ngân hàng. Những khái niệm ngân hàng điện tử, giao dịch trực tuyến, dịch vụ internet banking, ... đã bắt đầu trở thành xu thế phát triển và cạnh tranh của các ngân hàng thương mại ở Việt Nam. Phát triển các dịch vụ ngân hàng dựa trên nền tảng công nghệ thông tin, đặc biệt là dịch vụ *Internet banking* là một xu hướng tất yếu.

Trên thế giới, Internet banking được coi là một xu hướng tất yếu để phát triển ngân hàng bán lẻ, mở rộng và đa dạng hóa các sản phẩm dịch vụ, duy trì và mở rộng khách hàng. Internet banking tạo ra kênh giao dịch thay thế, giảm chi phí cho ngân hàng cũng như khách hàng, nâng cao hiệu quả quay vòng vốn. Internet banking được khuyến khích bởi góp phần đáng kể tạo nên nền kinh tế không dùng tiền mặt.

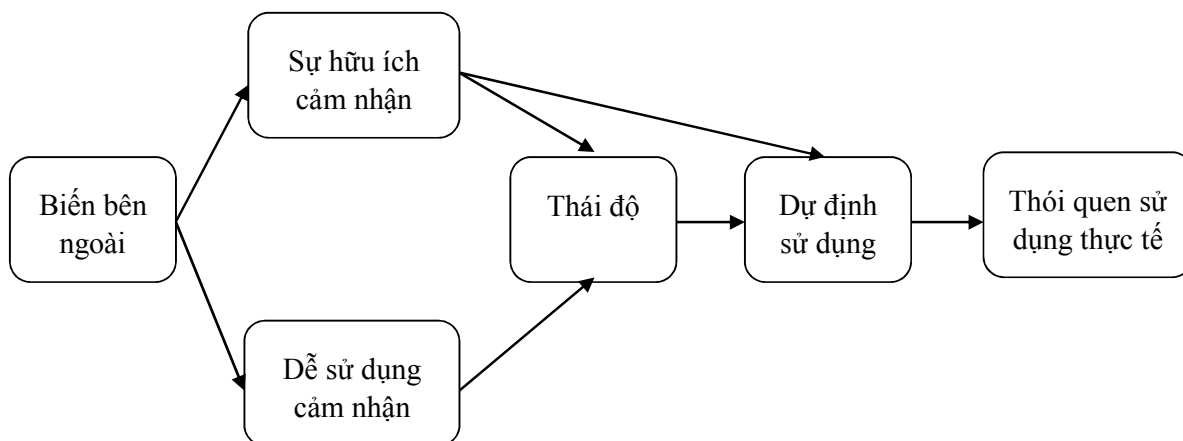
Internet banking được các ngân hàng tại Việt Nam triển khai từ những năm 2004. Nhưng cho tới nay, phần lớn các khách hàng còn dè dặt, thăm dò và sử dụng còn hạn chế. Điều này do nhiều nguyên nhân khác nhau, có thể do khách hàng chưa hiểu hết lợi ích mà Internet banking mang lại, có thể do rủi ro trong giao dịch Internet banking . Với mục đích nghiên cứu mô hình TAM, từ đó đề xuất mô hình TAM cải tiến để đánh giá các nhân tố tác động đến sự chấp nhận sử dụng Internet banking của khách hàng cá nhân ở huyện Thanh Trì - Hà Nội. Từ đó, giúp cho các nhà lãnh đạo ngân hàng có thể đưa ra những giải pháp chiến lược cho sự phát triển của dịch vụ Internet banking của ngân hàng mình. [1]

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Mô hình chấp nhận công nghệ (Technology acceptance model - TAM)

TAM được sử dụng để giải thích và dự đoán về sự chấp nhận và sử dụng một công nghệ. TAM được thử nghiệm và chấp nhận một cách rộng rãi trong các nghiên cứu về lĩnh vực công nghệ thông tin, đây được coi là mô hình có giá trị tiên đoán tốt. Trong đó, ý định

sử dụng có tương quan đáng kể tới việc sử dụng, khi có ý định là yếu tố quan trọng đến việc sử dụng, còn các yếu tố khác ảnh hưởng đến việc sử dụng một cách gián tiếp thông qua dự định sử dụng (Davis, 1989).[2]



Hình 1 – Mô hình TAM

- *Biến bên ngoài*: là những nhân tố ảnh hưởng đến niềm tin của một người về việc chấp nhận sản phẩm hay dịch vụ. Những biến bên ngoài thường từ hai nguồn là quá trình ảnh hưởng xã hội và quá trình nhận thức, thu thập kinh nghiệm của bản thân.

- *Sự hữu ích cảm nhận* là “mức độ để một người tin rằng sử dụng hệ thống đặc thù sẽ nâng cao thực hiện công việc của chính họ”.

- *Sự dễ sử dụng cảm nhận* là “mức độ mà một người tin rằng có thể sử dụng hệ thống đặc thù mà không cần sự nỗ lực”. Thái độ là cảm giác tích cực hay tiêu cực về việc thực hiện hành vi mục tiêu, đó là nhân tố quan trọng ảnh hưởng tới thành công của hệ thống.

Mô hình TAM và các biến thể mở rộng của TAM được nhiều nhà khoa học trên thế giới đề xuất và sử dụng trong việc giải thích việc chấp nhận sử dụng các dịch vụ Internet banking. Cooper (1997) cho rằng dễ sử dụng là một trong những yếu tố quan trọng trong việc chấp nhận công nghệ từ cảm nhận của các khách hàng. Sự phức tạp cũng như khó khăn để hiểu mà một cải tiến hay công nghệ mới đem lại là một trong những nguyên nhân gây nên thất bại của dịch vụ Home Banking tại Mỹ (Dover, 1988). Ngoài ra, mức độ dễ sử dụng cảm nhận là một trong những nhân tố chính ảnh hưởng đến sự chấp nhận Internet banking tại Mỹ và Ireland (Danial, 1999).[3]

Ndubisi & Sinti (2006) và Ramayah (2003) nhận định rằng có mối tương quan thuận chiều giữa dễ sử dụng cảm nhận và sự hữu ích cảm nhận. Ngoài ra, nghiên cứu của Ndubisi & Sinti (2006) cũng chứng tỏ được rằng những biến bên ngoài ảnh hưởng gián tiếp đến ý định cũng như việc sử dụng hệ thống thông qua sự hữu ích cảm nhận. Bên cạnh đó, trong mô hình TAM, thái độ là một nhân tố ảnh hưởng đến ý định sử dụng cũng như sự chấp nhận công nghệ. Thái độ đó là những gì mà một cá nhân cảm nhận về một khái niệm, một thực thể. Do đó, thái độ đóng một vai trò quan trọng đối với ý định chấp nhận một công nghệ mới (Davis, 1989). Một số các nghiên cứu đã cung cấp những bằng chứng cho việc tồn tại sự tác động trực tiếp từ hai nhân tố sự hữu ích cảm nhận và dễ sử dụng cảm nhận đến thái độ (Davis, 1989). Đối với nhân tố rủi ro cảm nhận, O’Connell (1996) đã khám phá được rằng mức độ rủi ro bảo mật là một trong những nguyên nhân quan trọng giải thích cho sự chậm phát triển của Internet banking tại Úc. Lockett và Littler (1997) nhận định sự rủi ro là một biến động cơ có liên quan trực tiếp

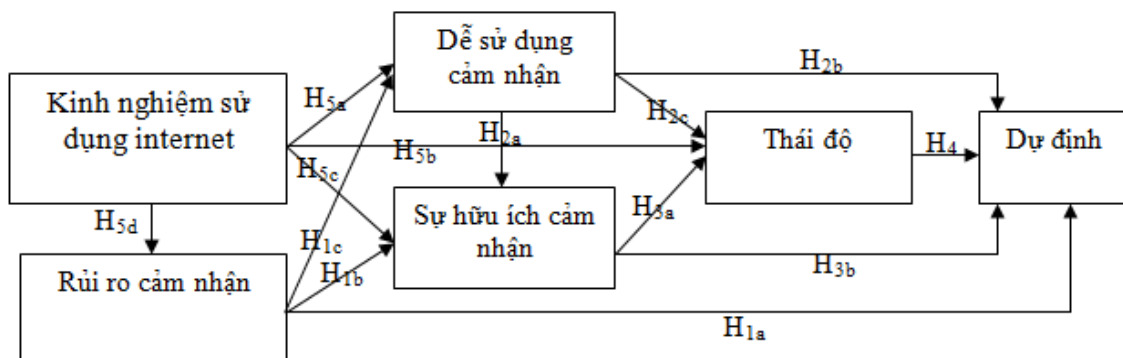
đến sự chấp nhận dịch vụ Home Banking. Theo Stewart (1999), sự thất bại của kênh bán lẻ qua Internet có sự đóng góp bởi sự thiếu niềm tin của khách hàng với kênh phân phối điện tử này. Sathye (1999) đã khẳng định rằng rủi ro cảm nhận trở thành một vấn đề nóng đối với những giao dịch tài chính được thực hiện thông qua Internet.[3]

Black và cộng sự (2002) khẳng định rằng kinh nghiệm sử dụng máy tính và Internet là một trong những nhân tố ảnh hưởng mạnh nhất đến sự chấp nhận Internet banking. Taylor và Told (1995) khám phá được rằng những người đã có kinh nghiệm sử dụng đối với những hệ thống tương tự sẽ thường có ý định sử dụng hệ thống nhiều hơn. Do đó, họ tin rằng những kinh nghiệm mà cá nhân có được khi sử dụng máy tính cũng như Internet ảnh hưởng trực tiếp đến cảm nhận dễ sử dụng và sự hữu ích cảm nhận.[4]

2.2. Mô hình đề xuất – Mô hình TAM cải tiến

Sử dụng mô hình TAM nguyên thủy đã đạt được kết quả trong việc dự đoán sự chấp nhận công nghệ của cá nhân đối với một số hệ thống thông tin tương đối đơn giản. Tuy nhiên, trong lĩnh vực phức tạp hơn, cấu trúc nguyên thủy của TAM không thể giải thích đầy đủ hành vi của người sử dụng đối với công nghệ mới. Để tăng cường sức mạnh dự đoán của TAM, đặc biệt là khi dùng TAM để dự đoán những sản phẩm hoặc dịch vụ mang tính cải tiến, các nhà nghiên cứu cần phải xem xét các biến số khác ảnh hưởng đến *nhận thức sự hữu ích, nhận thức tính dễ sử dụng và sự chấp nhận* của người dùng.

Trên cơ sở tìm hiểu các nghiên cứu áp dụng mô hình TAM trong lĩnh vực Internet banking ở một số quốc gia trên thế giới, đặc biệt là các nghiên cứu tại Hồng Kông, Thái Lan, Hàn Quốc, Malaysia vì ở đó có điều kiện gần giống với Việt Nam về mặt địa lý và văn hóa. Đồng thời, từ kinh nghiệm sử dụng, quan sát thực tế và phỏng vấn chuyên sâu một số lãnh đạo ngân hàng có kinh nghiệm, tôi xin đề xuất mô hình TAM cải tiến dưới đây:[5][6][7][8]



Hình 2 – Mô hình TAM cải tiến

Với các giả thuyết:

H_{1a} : Rủi ro cảm nhận ảnh hưởng ngược chiều đến dự định sử dụng Internet banking.

H_{1b} : Rủi ro cảm nhận ảnh hưởng ngược chiều đến sự hữu ích cảm nhận đối với Internet banking.

H_{1c} : Rủi ro cảm nhận ảnh hưởng ngược chiều đến dễ sử dụng cảm nhận Internet banking.

H_{2a}: Dễ sử dụng cảm nhận ảnh hưởng thuận chiều đến sự hữu ích cảm nhận đối với Internet banking.

H_{2b}: Dễ sử dụng cảm nhận ảnh hưởng thuận chiều đến dự định sử dụng INTERNET BANKING.

H_{2c}: Dễ sử dụng cảm nhận ảnh hưởng thuận chiều đến thái độ đối với Internet banking.

H_{3a}: Sự hữu ích cảm nhận ảnh hưởng thuận chiều đến thái độ đối với Internet banking.

H_{3b}: Sự hữu ích cảm nhận có ảnh hưởng thuận chiều đến dự định sử dụng Internet banking.

H₄: Thái độ ảnh hưởng tích cực và trực tiếp đến dự định sử dụng Internet banking.

H_{5a}: Kinh nghiệm sử dụng Internet có ảnh hưởng thuận chiều đến dễ sử dụng cảm nhận Internet banking.

H_{5b}: Kinh nghiệm sử dụng Internet có ảnh hưởng thuận chiều đến thái độ đối với Internet banking.

H_{5c}: Kinh nghiệm sử dụng Internet có ảnh hưởng thuận chiều sự hữu ích cảm nhận.

H_{5d}: Kinh nghiệm sử dụng Internet có ảnh hưởng ngược chiều đến rủi ro cảm nhận.

3. Kết quả thử nghiệm

3.1. Mẫu điều tra

Nghiên cứu sử dụng phương pháp chọn mẫu theo hệ thống. Theo phương pháp này, chúng tôi tiến hành điều tra ngẫu nhiên khách hàng cá nhân tại phòng giao dịch (PGD) BIDV Đại Thanh, Thế giới di động, Điện máy xanh, Media mart, ngân hàng Agribank chi nhánh Thanh Trì, Ngân hàng Sacombank chi nhánh Thanh Trì, ngân hàng Vietinbank Thanh Trì, Seabank Ngọc Hồi, Mbbank Thanh Trì. Khách hàng điều tra theo phương pháp hỏi đáp trực tiếp với nhân viên điều tra. Tổng số khách hàng cá nhân điều tra được điều tra là 528 trong đó có 28 khách hàng dễ trống quá nhiều mục nên bị loại. Vì vậy, kích thước mẫu cuối cùng là 500 khách hàng.

3.2. Xây dựng thang đo

Thang đo các nhân tố trong mô hình theo 5 mức độ của thang đo Likert với 5 mức độ, từ “Rất không đồng ý” cho đến “Rất đồng ý”. Để đảm bảo tính hiệu lực về mặt nội dung cũng như hình thức, các mục hỏi được rút trích, Việt hóa và điều chỉnh dựa trên các nghiên cứu tiền lệ. ***Cụ thể những thành phần thang đo được rút trích từ các nguồn sau:***

- Những thang đo xây dựng để giải thích cho các biến có trong mô hình TAM như sự hữu ích cảm nhận, sự dễ sử dụng cảm nhận được rút trích trong nghiên cứu của Davis (1989), Podder (2005) và Prompattanapakdee (2009). [2]
- Nhân tố dự định sử dụng gồm 3 biến quan sát được rút trích từ nghiên cứu của Cheng & cộng sự 2006. “Dự định sử dụng” được xem như là dự định của khách hàng, sử dụng dịch vụ Internet banking khác với thói quen sử dụng của họ (Cheng & cộng sự, 2006). [5]

- Đối với biến thái độ - là sự cảm nhận tích cực hay tiêu cực của một cá nhân đối với việc sử dụng một hệ thống (Fishbein & cộng sự, 1975) - các mục hỏi được lấy từ nghiên cứu của Cheng và cộng sự (2006) và Prompattanakdee (2009). [5]
- Biến rủi ro cảm nhận - được giải thích như cảm nhận của một cá nhân khi sử dụng dịch vụ qua Internet có thể liên quan đến một số rủi ro như vấn đề bảo mật và mất thông tin cá nhân khi thực hiện các giao dịch qua Internet (Salisbury & cộng sự, 2001) - bao gồm 04 mục hỏi rút trích từ nghiên cứu của Sulisbury và cộng sự (2001). [4]

3.3. Kết quả thử nghiệm

Trong số 500 mẫu điều tra hợp lệ, những mẫu dùng để phân tích nhân tố là những mẫu của các đối tượng đã biết đến Internet Banking, số lượng này là 188 mẫu.

Dữ liệu thu thập được sau khi làm sạch và chọn lọc được đưa vào phân tích. Đầu tiên, việc phân tích bắt đầu bằng việc phân tích nhân tố khám phá (EFA) để xây dựng thang đo cho các nhân tố đề xuất. Sau đó tiến hành tiếp bước phân tích nhân tố khẳng định (CFA) kết hợp với việc đánh giá có tiêu chí như độ tin cậy, giá trị hội tụ và giá trị phân biệt để kiểm tra thang đo hình thành. Cuối cùng các thang đo của các khái niệm sau khi đã được khẳng định sẽ tiến hành phân tích theo kỹ thuật mô hình phương trình cấu trúc (SEM), hiệu chỉnh mô hình để thu được mô hình tối ưu nhất.

3.3.1. Khám phá cấu trúc dữ liệu

Kỹ thuật phân tích EFA được tiến hành trên phần mềm SPSS 20 đối với dữ liệu thu được. Kiểm định Barlett có ý nghĩa thống kê và hệ số KMO là $0.870 > 0.05$ nên phân tích nhân tố là phù hợp với dữ liệu thu thập được. Có 5 nhân tố được rút trích sau phân tích EFA, với phương pháp rút trích Maximum Likelihood và phép quay Direct Oblimin, Ngoại trừ biến RR4, tất cả các $|Factor\ loading|$ thu được đều > 0.5 với phương sai cộng dồn giải thích được 67.553 ($> 50\%$) biến thiên của dữ liệu chứng tỏ việc hình thành nhân tố là phù hợp. Từ đó, tất cả 19 biến đảm bảo điều kiện về factor loading này được giữ lại cho các phân tích tiếp theo.

3.3.2. Kết quả phân tích nhân tố khẳng định

Phân tích nhân tố khẳng định CFA được thực hiện với 19 biến quan sát. Từ kết quả phân tích EFA có 5 nhân tố được rút ra với các nhóm thang đo tương ứng tạo thành mô hình đo lường các khái niệm và được đưa vào phân tích CFA để xem xét sự phù hợp của mô hình với dữ liệu thị trường. Ta có các giá trị $TLI=0.962$, $CFI=0.970 > 0.9$, $CMIN/df=1.503 < 3$, $RMSEA=0.052 < 0.08$, thỏa mãn các điều kiện của mô hình phù hợp, vậy nhìn chung mô hình là phù hợp với dữ liệu thị trường. Ngoài ra, cần xem xét thêm một số vấn đề về độ tin cậy thang đo, giá trị hội tụ, tính đơn nguyên và giá trị phân biệt.

3.3.3. Đánh giá độ tin cậy thang đo

Độ tin cậy thang đo được đánh giá thông qua 3 chỉ số: *Độ tin cậy tổng hợp* (CR), *tổng phương sai rút trích* (AVE) và *hệ số Cronbach's Alpha*.

Thang đo được đánh giá là đáng tin cậy khi độ tin cậy tổng hợp có ý nghĩa khi có giá trị lớn hơn 0.7 và tổng phương sai rút trích có ý nghĩa khi có giá trị trên 0.5 (Hair & cộng sự 2009). Từ bảng kết quả trên, ta có thể thấy các CR > 0.7 và AVE đều > 0.5 , nên các thang đo lường nhìn chung là đáng tin cậy. Giá trị cronbach alpha cũng cho cùng một kết luận.

| | Mục hỏi | Độ tin cậy tổng hợp (CR) | Tổng phương sai rút trích (AVE) | Cronbach's alpha |
|---|---|--------------------------|---------------------------------|------------------|
| <i>Sự hữu ích cảm nhận</i> | Internet banking giúp hoàn thành giao dịch nhanh và tiết kiệm | 1.021 | 1.089 | 0.889 |
| | Internet banking giúp thực hiện các giao dịch dễ dàng | | | |
| | Internet banking là dịch vụ tiện lợi | | | |
| | Internet banking là dịch vụ hữu | | | |
| <i>Rủi ro cảm nhận</i> | Không an toàn khi cung cấp thông tin qua Internet banking | 0.999 | 0.997 | 0.843 |
| | Internet banking là dịch vụ không đáng tin cậy | | | |
| | Dùng Internet banking có thể mất tiền trong tài khoản | | | |
| <i>Dễ sử dụng</i> | Internet banking dễ sử dụng như dịch vụ thanh toán điện tử khác | 0.953 | 0.804 | 0.901 |
| | Cách sử dụng Internet banking là rõ ràng và dễ hiểu | | | |
| | Nhìn chung Internet banking là dễ dàng sử dụng | | | |
| | Có thể dễ dàng sử dụng thành thạo Internet banking | | | |
| | Không có gì khó khăn khi sử dụng Internet banking | | | |
| <i>Thái độ đối với INTERNET BANKING</i> | Dùng Internet banking là một ý kiến hay | 0.953 | 0.853 | 0.892 |
| | Internet banking rất đáng để dùng | | | |
| | Dùng Internet banking rất thú vị | | | |
| | Dùng Internet banking là ý tưởng khôn ngoan trong thời đại này | | | |

| | | | | |
|------------------------|---|-------|-------|-------|
| <i>Dự định sử dụng</i> | Thường xuyên dùng Internet banking để thực hiện các giao dịch | 1.023 | 1.074 | 0.871 |
| | Dùng Internet banking thay vì đến phòng giao dịch | | | |
| | Dùng Internet banking để tiếp cận thông tin về tài khoản | | | |

Bảng 1- Tiêu chí đánh giá độ tin cậy của thang đo

3.3.4. Giá trị hội tụ

Theo kết quả phân tích cho thấy, tất cả các hệ số tải nhân tố đã chuẩn hóa và chưa chuẩn hóa đều lớn hơn 0.5, đồng thời các giá trị AVE đều lớn hơn 0.5 nên có thể kết luận các khái niệm đạt giá trị hội tụ (Hair và cộng sự, 2009).[9]

3.3.5. Giá trị phân biệt

Giá trị phân biệt được đánh giá qua những tiêu chí sau: (1) Đánh giá hệ số tương quan giữa các khái niệm có khác biệt với 1 hay không. (2) So sánh giá trị căn bậc 2 của AVE với các hệ số tương quan của một khái niệm với các khái niệm còn lại.

| | <i>Thái độ</i> | <i>Rủi ro</i> | <i>Dự định</i> | <i>Dễ sử dụng</i> | <i>Hữu ích</i> |
|-------------------|----------------|---------------|----------------|-------------------|----------------|
| <i>Thái độ</i> | .914 | | | | |
| <i>Rủi ro</i> | -0.065 | 0.998 | | | |
| <i>Dự định</i> | 0.598 | -0.222 | 1.036 | | |
| <i>Dễ sử dụng</i> | 0.511 | -0.288 | 0.515 | 0.897 | |
| <i>Hữu ích</i> | 0.666 | -0.168 | 0.643 | 0.548 | 1.043 |

Bảng 2- Ma trận tương quan giữa các khái niệm và tổng phương sai rút trích

Bảng 2 cho thấy hệ số tương quan giữa các khái niệm đều nhỏ hơn 1 và nhỏ hơn căn bậc 2 của tổng phương sai rút trích (*giá trị in nghiêng*). Do đó có thể khẳng định rằng các khái niệm hay thang đo đạt giá trị phân biệt (Hair và cộng sự, 2009).

3.3.6. Mối quan hệ cấu trúc giữa các nhân tố với ý định sử dụng dịch vụ Internet banking

Sau khi phân tích CFA, ta sử dụng mô hình cấu trúc SEM nhằm xác định các nhân tố ảnh hưởng và mức độ ảnh hưởng của từng nhân tố đến ý định sử dụng dịch vụ Internet banking của khách hàng. Phân tích SEM được tiến hành phân tích bắt đầu từ mô hình nghiên cứu đề xuất ban đầu, sau đó tiến hành hiệu chỉnh mô hình để có được mô hình tốt hơn. Cuối cùng, ta có kết quả trước và sau hiệu chỉnh như sau:

| Các chỉ số đánh giá | Mô hình TAM | Mô hình TAM cải tiến |
|---------------------|-------------|----------------------|
| TLI | 0.930 | 0.953 |
| CFI | 0.942 | 0.961 |
| CMIN/df | 1.853 | 1.561 |
| RMSEA | 0.067 | 0.055 |

Bảng 3. Các chỉ số đánh giá độ phù hợp của mô hình trước và sau hiệu chỉnh

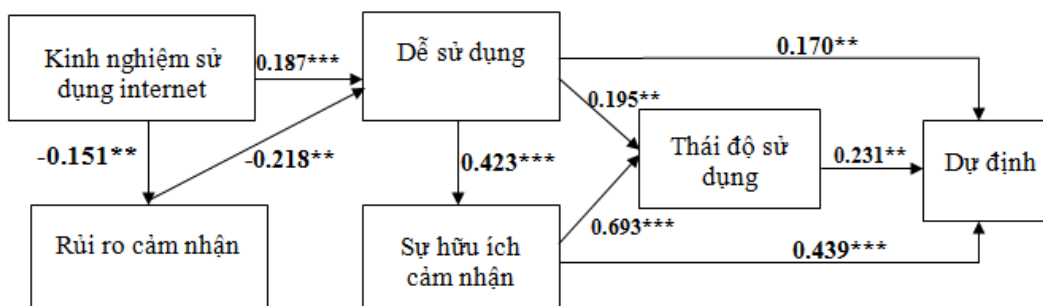
Một mô hình được đánh giá là phù hợp với dữ liệu thị trường khi đảm bảo các chỉ số TLI, CFI ≥ 0.9 , CMIN/df ≤ 3 và RMSEA ≤ 0.08 . Ngoài ra, một mô hình có CMIN/df ≤ 2 và RMSEA ≤ 0.06 được đánh giá là rất tốt. Như vậy, sau khi hiệu chỉnh ta có các chỉ số TLI, CFI > 0.9 , CMIN/df < 2 và RMSEA < 0.06 , đồng thời các chỉ số sau hiệu chỉnh được cải thiện tốt hơn, do đó mô hình sau hiệu chỉnh tốt và phù hợp hơn với dữ liệu thị trường.

| | Giả thuyết | Hệ số | Thống kê t |
|-----|---|--------|------------|
| H1c | Rủi ro cảm nhận \rightarrow Dễ sử dụng cảm nhận | -0.218 | -3.002 |
| H2a | Dễ sử dụng cảm nhận \rightarrow Hữu ích cảm nhận | 0.423 | 6.458 |
| H2b | Dễ sử dụng cảm nhận \rightarrow Dự định sử dụng Internet banking | 0.170 | 2.25 |
| H2c | Dễ sử dụng cảm nhận \rightarrow Thái độ tích cực đối với Internet banking | 0.195 | 2.396 |
| H3a | Sự hữu ích cảm nhận \rightarrow Thái độ tích cực với Internet banking | 0.693 | 5.547 |
| H3b | Sự hữu ích cảm nhận \rightarrow Dự định sử dụng Internet banking | 0.439 | 3.385 |
| H4 | Thái độ tích cực \rightarrow Dự định sử dụng Internet banking | 0.231 | 2.524 |
| H5a | Kinh nghiệm sử dụng Internet \rightarrow Dễ sử dụng cảm nhận | 0.187 | 3.435 |
| H5d | Kinh nghiệm sử dụng Internet \rightarrow Rủi ro | -0.151 | -2.363 |

Bảng 4 - Kết quả đánh giá các giả thuyết

Kết quả mô hình nghiên cứu được trình bày ở bảng 4, bảng 5 và hình 3. Theo đó, các giả thuyết H1c, H2a, H2b, H2c, H3a, H3b, H4, H5a và H5d được chấp nhận. Với hệ số

$R^2=0.486$, các biến độc lập trong mô hình giải thích được 48.6% thay đổi của biến dự định sử dụng Internet banking.



Hình 3 - Kết quả mô hình SEM hiệu chỉnh

Với **: có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, ***: có ý nghĩa thống kê ở mức 1%.

Bảng 5 cho biết mức độ ảnh hưởng của các nhân tố Kinh nghiệm sử dụng Internet, Rủi ro cảm nhận, Dễ sử dụng cảm nhận và Hữu ích cảm nhận đến thái độ và ý định sử dụng của khách hàng qua con đường trực tiếp và gián tiếp. Theo đó, sự hữu ích cảm nhận, Dễ sử dụng cảm nhận và thái độ của khách hàng đối với Internet banking là các yếu tố ảnh hưởng mạnh mẽ đến ý định sử dụng Internet banking của khách hàng cá nhân. Tóm lại, trong những nhân tố được đưa vào mô hình đánh giá ý định sử dụng Internet banking, nhân tố “Sự hữu ích” là nhân tố tác động nhiều nhất đến ý định sử dụng Internet banking, tiếp theo đó lần lượt là các nhân tố “Dễ sử dụng”, “Thái độ”, “Kinh nghiệm sử dụng Internet”, “Rủi ro cảm nhận”.

| | Kinh nghiệm net | Rủi ro | Dễ sử dụng | Sự hữu ích | Thái độ |
|------------|-----------------|--------|------------|------------|---------|
| Rủi ro | -0.151 | | | | |
| Dễ sử dụng | 0.22 | -0.218 | | | |
| Sự hữu ích | 0.093 | -0.092 | 0.423 | | |
| Thái độ | 0.107 | -0.106 | 0.488 | 0.693 | |
| Dự định | 0.103 | -0.102 | 0.468 | 0.599 | 0.231 |

Bảng 5 - Ảnh hưởng trực tiếp và gián tiếp của các yếu tố ảnh hưởng đến dự định sử dụng Internet banking

4. Kết luận

Qua nghiên cứu này, giá trị của mô hình TAM cải tiến được khẳng định khi chỉ ra các nhân tố dễ sử dụng, sự hữu ích cảm nhận và thái độ ảnh hưởng trực tiếp đến ý định sử dụng Internet banking của khách hàng cá nhân ở huyện Thanh Trì – Hà Nội. Không những thế, hai nhân tố dễ sử dụng và hữu ích còn ảnh hưởng gián tiếp đến ý định sử dụng thông qua thái độ. Mức độ ảnh hưởng của hữu ích cảm nhận đối với thái độ lớn hơn so với mức độ do dễ sử dụng tác động. Đồng thời dễ sử dụng cũng ảnh hưởng đến dự định thông qua sự hữu ích cảm nhận. Ngoài ra, mặc dù với tác động ở mức độ nhỏ hơn nhiều so với những nhân tố còn lại, tuy nhiên kết quả thu được còn cho thấy rủi ro

cảm nhận là một trong những nhân tố ảnh hưởng đến ý định sử dụng Internet banking của khách hàng cá nhân, gián tiếp thông qua sự tác động đến dễ sử dụng. Đồng thời biến nhân khẩu học kinh nghiệm sử dụng Internet ảnh hưởng đến dự định này thông qua dễ sử dụng và rủi ro cảm nhận. Những người có thời gian sử dụng Internet lâu hơn sẽ dễ dàng nắm bắt và sử dụng Internet banking từ đó có xu hướng sử dụng Internet banking lớn hơn.

Tài liệu tham khảo

- [1] Ngân hàng nhà nước, “Số lượng ngân hàng triển khai internet banking”, Vụ thanh toán, Ngân hàng nhà nước Việt Nam.
- [2] Davis, F.D, “*Perceived usefulness. Perceived ease of use, and user acceptance of information technology*”, MIS Quarterly, 13,1989, pp. 319-336.
- [3] Alsajjan, B and Dennis, C., “*Internet banking acceptance model: cross market examination*”, Journal of Business research, 63,2010, pp. 957 – 963.
- [4] Black, N.J et al., “*Modelling consumer choice of disinternet bankingution channels: An illustration from financial services*”, The International Journal of Bank Marketing;20(4),2002, pp. 161-173.
- [5] Chan, S.C. and Lu, M.T. ,“*Understanding Internet Banking adoption and use behavior: a Hong Kong perspective*”, Journal of Global Information Management, 12, 2004, pp. 21-43.
- [6] Jaruwachirathanakul, B and Fink, D., “*Internet banking adoption strategies for a developing countries: the case of Thailand*”, Internet Research, 15, 2005, pp. 295-311.
- [7] Foon, Y. S and Fah, B.C.Y., “*Internet Banking Adoption in Kuala Lumpur:An Application of UTAUT Model*”, International Journal of Business and Management , 13, 2011, pp. 161-167.
- [8]Seok – Jae, Ji-Huyn, Shon, “*The determinant of internet banking usage Behavior in Korea: A comparision of Tow Theoretical Models*”, 2006, pp.25-62.
- [9] Hair, J.F et al., “*Multivariate data analysis*”, Englewood Cliffs, Prentice-Hall International, 2009, pp.12-40.

Phần III

ỨNG DỤNG PHÂN TÍCH ĐỊNH LƯỢNG TRONG CÁC VẤN ĐỀ TÀI CHÍNH – THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN

PHÂN TÍCH CÁC YẾU TỐ TÁC ĐỘNG LÊN BẤT CÂN XỨNG THÔNG TIN TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH

ThS. Nguyễn Thị Hiên

ThS. Nguyễn Đức Minh

Bộ môn Toán, trường Đại học Thương mại

Tóm tắt

Các Thị trường chứng khoán (TTCK) luôn quan tâm đến Bất cân xứng thông tin, vì nó có ảnh hưởng lớn đến sự phát triển của thị trường. Khi thông tin của thị trường không đầy đủ và thiếu minh bạch sẽ gây ra nhiều bất lợi cho các nhà đầu tư. Nắm bắt các yếu tố tác động đến bất cân xứng thông tin có một ý nghĩa quan trọng trong công tác quản lý các hoạt động kinh doanh chứng khoán, trong việc đề ra các chính sách với TTCK và điều chỉnh luật chứng khoán để phù hợp với thực trạng của thị trường. Vì vậy, bài viết tập trung phân tích các yếu tố tác động đến bất cân xứng thông tin trên TTCK Thành phố Hồ Chí Minh. Kết quả chỉ ra mức độ bất cân xứng thông tin trên sàn HOSE chủ yếu chịu tác động bởi giá giao dịch trung bình một ngày và công ty có khối lượng giao dịch càng lớn thì mức độ bất cân xứng thông tin càng cao. Một phát hiện thú vị nữa trong nghiên cứu là đòn bẩy tài chính có ảnh hưởng đến bất cân xứng thông tin.

Từ khóa: Bất cân xứng thông tin, thị trường chứng khoán.

1. Giới thiệu vấn đề nghiên cứu

Bất cân xứng thông tin là tình trạng trong đó người mua và người bán có thông tin khác nhau về cùng một giao dịch. Khái niệm này được George A. Akerlof đề xuất lần đầu tiên vào những năm 1970. Cho đến nay đã có nhiều nghiên cứu xây dựng các mô hình khác nhau để đo lường mức độ bất cân xứng thông tin, tuy nhiên chưa có nhiều nghiên cứu xây dựng mô hình phân tích các yếu tố tác động đến mức độ bất cân xứng thông tin trên TTCK.

Thông tin luôn được coi là một loại “tài sản” rất có giá trị đối với tất cả các nhà đầu tư trên TTCK. Sở hữu thông tin nhanh, chính xác sẽ là một lợi thế rất lớn khi tham gia đầu tư trên thị trường. Tuy nhiên, không phải ai tham gia TTCK cũng có cơ hội được sở hữu một lượng thông tin như nhau cả về số lượng hay chất lượng. Điều này xuất phát chủ yếu từ việc các công ty không minh bạch trong công bố thông tin, dẫn đến một nhóm người được tiếp cận thông tin nhanh hơn, chính xác hơn và tất nhiên sẽ thu được nhiều lợi ích hơn so với những nhà đầu tư thông thường trong các giao dịch. Đây là hiện tượng bất cân xứng thông tin trên TTCK, nó sẽ dẫn đến những hệ lụy sau:

***Tác động đến nhà đầu tư**

Thông tin bất cân xứng là nguyên nhân gốc rễ gây ra sự sai lệch giá cả trên TTCK làm cho nhà đầu tư không thể nắm bắt được tình hình kinh doanh, tình trạng tài chính, cũng như nội bộ điều hành công ty và kết quả là dựa trên lượng thông tin ít ỏi mà họ có được, việc định giá cổ phiếu, tính toán tỷ suất sinh lợi và rủi ro từ việc đầu tư là không chính xác. Những quyết định đầu tư sai lầm sẽ gây thiệt hại cho họ.

*** Tác động đến TTCK**

Như đã biết, một trong những yêu cầu cơ bản đối với một thị trường tài chính lành mạnh là thông tin phải luôn luôn minh bạch. Nhà đầu tư tiếp nhận, phân tích, phán đoán, giao dịch theo thông tin đó và họ tự chịu trách nhiệm về những nhận định thông tin của mình. Chính vì vậy, một khi hệ thống thông tin không rõ ràng, minh bạch, các dự báo của nhà đầu tư có thể sẽ trở nên vô nghĩa, dẫn đến việc họ đưa ra các quyết định thiếu chính xác, từ đó tạo ra lượng cung, lượng cầu ảo trên thị trường và kết quả là có thể xảy ra tình trạng bong bóng chứng khoán, nguy cơ đổ vỡ thị trường cao. Trong thị trường như vậy, niềm tin của nhà đầu tư về một sân chơi bình đẳng không còn nữa mà thay vào đó là tâm lý bất an, chán nản. Khi đó, việc nhà đầu tư rút vốn khỏi TTCK và chuyển nguồn vốn vào các kênh đầu tư khác hoặc ở TTCK các nước khác là điều tất yếu sẽ xảy ra. Ngoài ra, với môi trường kinh doanh không công bằng và thiếu minh bạch khó có thể đủ lực hấp dẫn nhà đầu tư nước ngoài đổ vốn vào kênh chứng khoán.

Năm 2001 Van Ness và các cộng sự đã xây dựng một mô hình để phân tích tác động của 14 yếu tố đến bất cân xứng thông tin. Trong đó mức độ bất cân xứng thông tin được đo lường bởi 5 mô hình khác nhau gồm mô hình của: Glosten và Harriss (1988); George, Kaul và Nimalendran (1991); Lin, Sanger và Booth (1995); Huang và Stoll (1997); Madhavan Richardson and Roomans (1997). Dựa trên bộ số liệu (4/1999-6/1999) của sàn NYSE kết quả thực nghiệm cho thấy, có 6 yếu tố tác động đến Bất cân xứng thông tin gồm: giá giao dịch, khối lượng giao dịch, độ lệch chuẩn của khối lượng giao dịch, phương sai của giá đúng của cổ phiếu, số lượng nhà đầu tư tổ chức và số lượng nhà phân tích đối với một cổ phiếu có ảnh hưởng đến mức độ bất cân xứng thông tin của TTCK. Năm 2014 Orleans Silva Martins và Edilson Paulo đã nghiên cứu về mối quan hệ giữa bất cân xứng thông tin trong giao dịch chứng khoán, đặc điểm kinh tế tài chính và quản trị doanh nghiệp của các công ty niêm yết trên TTCK Brazil năm 2010 và 2011. Cuối cùng, nghiên cứu dựa trên khung lý thuyết về sự bất cân xứng thông tin trong thị trường vốn để đo lường mức độ bất cân xứng dựa trên dữ liệu giao dịch chứng khoán trong ngày của 194 công ty. Kết quả chính đã chứng minh rằng sự bất cân xứng thông tin trong giao dịch chứng khoán có liên quan tích cực đến rủi ro, lợi nhuận và tính thanh khoản của cổ phiếu cũng như chi phí vốn cổ phần và quy mô của các công ty. Ngoài ra, sự bất cân xứng thông tin có liên quan tiêu cực đến lợi nhuận bất thường của cổ phiếu.

Ở Việt Nam nhóm tác giả chưa tìm thấy mô hình nào phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến bất cân xứng thông tin, ngoài các nghiên cứu áp dụng mô hình của Van Ness. Năm 2008 Nguyễn Trọng Hoài và Lê An Khang dùng mô hình của Van Ness và các cộng sự (2001) phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến mức độ bất cân xứng thông tin dựa trên bộ số liệu thu thập trên sàn HOSE năm 2007. Do không có đủ dữ liệu nên nhóm của Nguyễn Trọng Hoài chỉ đưa vào mô hình của Van Ness 9 yếu tố để phân tích, kết quả thu được có 4 yếu tố gồm: giá giao dịch trung bình của cổ phiếu, khối lượng giao dịch trung bình của cổ phiếu, giá trị thị trường của vốn cổ phần, giá trị thị trường trên giá trị sổ sách của công ty niêm yết có tác động đến mức độ bất cân xứng thông tin trên sàn HOSE. Kết quả hồi quy cũng chỉ ra công ty có giá trị thị trường càng lớn thì mức độ bất cân xứng thông tin càng nhỏ (phù hợp với TTCK Việt Nam), công ty có số lượng giao dịch càng lớn mức độ bất cân xứng thông tin càng lớn. Năm 2012 Nguyễn Ngọc Sơn sử dụng mô hình của Van Ness và các cộng sự (2001) phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến mức độ bất cân xứng thông tin với bộ số liệu thu thập năm 2011 trên sàn HOSE. Tác giả đưa vào mô hình 11 yếu tố, kết quả thu được trên sàn Hose có 7 yếu tố ảnh hưởng đến mức độ bất cân xứng thông tin gồm: giá giao dịch trung bình, khối lượng

giao dịch trung bình, độ lệch chuẩn của khối lượng giao dịch, phương sai của giá đúng (giá trung bình của giá đặt mua, giá đặt bán), độ lệch chuẩn của suất sinh lợi hàng ngày, tỷ trọng của tài sản vô hình đối với tổng tài sản của công ty, số lượng các nhà đầu tư tổ chức; trong đó có tới 6 yếu tố hệ số hồi quy mẫu có dấu ngược với kỳ vọng trong mô hình của Vannes. Kết quả nghiên cứu nhìn chung cho thấy các cổ phiếu được giao dịch với khối lượng lớn hoặc có giá thị trường lớn lại là các cổ phiếu chịu ảnh hưởng của bất cân xứng thông tin lớn nhất. Năm 2013 Ngô Thị Tú ứng dụng mô hình Van Ness và các cộng sự (2001) trên bộ số liệu giá chứng khoán năm 2012 để phân tích 14 yếu tố ảnh hưởng đến bất cân xứng thông tin trên sàn HOSE và thu được kết quả có 3 yếu tố ảnh hưởng đến mức độ bất cân xứng thông tin gồm: giá giao dịch trung bình, phương sai của giá đúng, độ lệch chuẩn của suất sinh lợi hàng ngày và dấu của hệ số hồi quy mẫu của cả 3 yếu tố đều đúng như dấu kỳ vọng. Kết quả chỉ ra những cổ phiếu có độ biến động giá càng lớn, độ biến động của suất sinh lợi càng thấp hoặc mức độ biến động của giá bình quân thấp là những cổ phiếu có thành phần bất cân xứng thông tin thấp.

2. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

• Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng mô hình của Van Ness và các cộng sự (2001). Theo Van Ness các yếu tố tác động lên bất cân xứng thông tin trên TTCK có thể chia thành 3 nhóm: *Nhóm 1* gồm các biến thông tin bất cân xứng: giá giao dịch trung bình hàng ngày, khối lượng giao dịch trung bình hàng ngày, độ lệch chuẩn của khối lượng giao dịch hàng ngày, phương sai của tỷ suất sinh lợi hàng ngày, độ lệch chuẩn của tỷ suất sinh lợi hàng ngày, đòn bẩy tài chính, sai số trong phân tích lợi nhuận dự báo, tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách, chi phí nghiên cứu phát triển, tài sản vô hình,... *Nhóm 2* gồm các biến đại diện cho các nhà đầu tư có lợi về mặt thông tin: số lượng nhà phân tích, phần trăm nắm giữ cổ phần của các nhà đầu tư tổ chức, số lượng các nhà đầu tư tổ chức. *Nhóm 3* gồm các biến khác: độ lớn của công ty, các biến giá đại diện cho các ngành mà công ty thuộc về.

Mô hình tổng quát của Van Ness và các cộng sự (2001) có dạng như sau:

$$LTC = \alpha_0 + \alpha_1 LANLYST + \alpha_2 LVOL + \alpha_3 LPRI + \alpha_4 LVAR + \alpha_5 LSIGR + \alpha_6 LSIGVOL + \alpha_7 ERRE + \alpha_8 DISP + \alpha_9 LEVG + \alpha_{10} LNINTAGTA + \alpha_{11} RDSALES + \alpha_{12} LNMB + \alpha_{13} LPINST + \alpha_{14} LINST + \varepsilon_{LTC}$$

$$LANLYST = \beta_0 + \beta_1 LTC + \beta_2 LVAR + \beta_3 LNMVE + \beta_4 LPRI + \beta_5 IND1 + \beta_6 IND2 + \beta_7 IND3 + \beta_8 IND4 + \beta_9 LPINST + \beta_{10} LINST + \varepsilon_{LANLYST}$$

$$LVOL = \gamma_0 + \gamma_1 LTC + \gamma_2 LANLYST + \gamma_3 LNMVE + \gamma_4 LINST + \gamma_5 LPINST + \varepsilon_{LVOL}$$

Trong đó:

- LTC = Ln(thành phần bất cân xứng thông tin/trung bình giá giao dịch).
- LANLYST = Ln(số lượng các nhà phân tích đối với một cổ phiếu).
- LVOL = Ln(volume), volume= khối lượng giao dịch trung bình.
- LPRI = Ln(price).
- LVAR = Ln(phương sai của giá giao dịch bình quân).
- LSIGR = Ln(độ lệch chuẩn của tỷ suất sinh lợi).

- LSIGVOL = Ln(độ lệch chuẩn của volume).
- ERRE = Ln(sai số dự báo về thu nhập trên mỗi cổ phiếu).
- DISP = Độ phân tán của thu nhập dự báo trên mỗi cổ phiếu.
- LEVG = Nợ/Tổng Tài sản: đòn bẩy tài chính.
- LNINTGTA = Ln(Tài sản vô hình/Tổng Tài sản).
- RDSALES = Chi phí nghiên cứu và phát triển/ tổng doanh thu.
- LNMB = Ln(giá trị thị trường/ giá trị sổ sách).
- LPINST = Ln(tỷ lệ phần trăm nắm giữ cổ phần trong công ty của các nhà đầu tư tổ chức).
- LINST = Ln(số lượng nhà đầu tư tổ chức).

Các hệ số trong mô hình được ước lượng bằng phương pháp Bình phương nhỏ nhất (OLS).

Mô hình của Van Ness và các cộng sự là mô hình khá tổng quát về các yếu tố ảnh hưởng đến bất cân xứng thông tin trên TTCK, do đó có thể áp dụng đối với TTCK Thành phố Hồ Chí Minh.

• **Dữ liệu nghiên cứu**

Theo nghiên cứu [3] công bố trên tạp chí tài chính doanh nghiệp của tác giả, việc sử dụng bộ dữ liệu của nhóm cổ phiếu VN100 có thể dùng để đánh giá cho toàn Sàn giao dịch chứng khoán Thành Phố Hồ Chí Minh [3]. Tuy nhiên nhóm nghiên cứu chỉ thu thập được 96 mã cổ phiếu trong đó cổ phiếu VN100 dữ liệu và bộ dữ liệu thu được gồm 20421 quan sát. Số liệu được xử lý ban đầu trên phần mềm excel, sau đó được phân tích trên phần mềm Eviews 8.0 (Nguồn dữ liệu được lấy từ trang web: <http://www.bvsc.com.vn/DownloadMSData>. và sàn giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh).

• **Phương pháp nghiên cứu.**

Bài viết sử dụng sử dụng phương pháp thống kê mô tả, đưa ra các đặc trưng cơ bản của các biến trong mô hình nghiên cứu.

Tiếp theo từ bộ dữ liệu thứ cấp thu thập được, trước hết tác giả tiến hành xử lý số liệu thu thập trên Excel để tạo ra giá trị cho các biến đưa vào phân tích trong mô hình hồi quy tuyến tính đa biến. Sử dụng phân tích tương quan để đánh giá mức độ tương quan giữa các biến độc lập với biến phụ thuộc và giữa các biến độc lập trong mô hình, là cơ sở để xem xét kết quả hồi quy của mô hình.

4.3 Kết quả và thảo luận

Theo Van Ness và các cộng sự (2001) các yếu tố tác động lên bất cân xứng thông tin trên TTCK chia thành 3 nhóm, tuy nhiên các kết quả nghiên cứu thực nghiệm trước đây cho thấy, chủ yếu các biến thuộc nhóm 1 có ảnh hưởng lên mức độ bất cân xứng thông tin của TTCK. Mặt khác, do việc thu thập dữ liệu trên sàn HOSE cho tất cả các biến thuộc 3 nhóm theo Van Ness đề xuất rất khó khăn. Do đó nghiên cứu chỉ tập trung phân tích tác động của các biến thuộc nhóm 1.

Xét mô hình sau:

$$LTC_i = \alpha_0 + \alpha_1 LPRI_i + \alpha_2 LVOL_i + \alpha_3 LSIGVOL_i + \alpha_4 LVAR_i + \alpha_5 LSIGR_i + \alpha_6 LEVG_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Trong đó:

- $LTC_i = \ln(ASC_i / \text{price})$, ASC_i là mức độ bất cân xứng thông tin của cổ phiếu i , price = trung bình giá đóng cửa hàng ngày của cổ phiếu i .

- $LVOL_i = \ln(\text{volume})$ với volume = khối lượng giao dịch trung bình hàng ngày của cổ phiếu i . Theo Van Ness và các cộng sự, cổ phiếu giao dịch càng ít thì vấn đề thông tin càng lớn. Tức là thông tin bất cân xứng càng cao khi số lượng giao dịch cổ phiếu càng ít, vì vậy kỳ vọng VOL nghịch biến với TC tức là hệ số mang dấu (-).

- $LSIGVOL_i = \ln(\text{độ lệch chuẩn của volume cổ phiếu } i)$. Biến này dùng để đo lường tính biến động của giá cổ phiếu nên được kỳ vọng mang dấu (+).

- $LPRI_i = \ln(\text{price})$. Giá đóng cửa là một đại diện cho tính biến động của cổ phiếu. Cổ phiếu càng có giá trị trên thị trường thì mức độ thu hút đối với các nhà đầu tư càng lớn và từ đó giúp cho sự lan tỏa thông tin càng tốt, nên biến này có dấu kỳ vọng là (-).

- $LVAR_i = \ln(\text{phương sai của giá bình quân của cổ phiếu } i)$. Biến này đo lường tính biến động của giá cổ phiếu nên được kỳ vọng mang dấu (+).

- $LSIGR_i = \ln(\text{độ lệch chuẩn của suất sinh lợi cổ phiếu } i)$. Theo Ness và các cộng sự, cổ phiếu có suất sinh lợi hàng ngày biến động càng lớn thì mức độ bất cân xứng thông tin càng cao và ngược lại. Vì vậy biến này có kỳ vọng mang dấu (+).

- $LEVG_i$ là đòn bẩy tài chính trung bình của công ty phát hành cổ phiếu i và được tính bằng tổng nợ/tổng Tài sản. Van Ness cho rằng các công ty càng sử dụng đòn bẩy tài chính lớn thì càng có sự biến động lớn trong thu nhập (tức là các công ty này sẽ có mức biến động của lãi/lỗ lớn hơn so với các công ty cùng đặc điểm nhưng sử dụng đòn bẩy thấp hơn). Việc biến động lớn về thu nhập, dự kiến càng khiến mang lại rủi ro cho các nhà đầu tư do hạn chế tiếp cận với các thông tin chính xác về ước lượng thu nhập của công ty, tức mức độ bất cân xứng sẽ càng tăng. Vì thế biến LEVG được kỳ vọng là mang dấu (+). Tuy vậy Van Ness cũng hi vọng rằng biến này không có ý nghĩa.

Bảng 1: Thống kê mô tả các biến sử dụng trong mô hình Van Ness của 96 mã

| STT | Biến | Trung bình | Lớn nhất | Nhỏ nhất | Độ lệch chuẩn |
|-----|--------|------------|----------|----------|---------------|
| 1 | PRI | 47.61534 | 246.02 | 2.71204 | 46.1844 |
| 2 | VOL | 130,679.7 | 836,270 | 269.614 | 176,076.3 |
| 3 | SIGVOL | 90,193.24 | 667,444 | 499.859 | 122,664.2 |
| 4 | VAR | 160.254 | 1564.1 | 0.09595 | 326.95 |
| 5 | SIGR | 0.026987 | 0.0596 | 0.00711 | 0.008428 |
| 6 | LEVG | 0.524843 | 2.1861 | 0.09897 | 0.276699 |

(Nguồn: kết quả phân tích số liệu của nhóm tác giả)

Bảng 1 cho thấy giá đóng cửa trung bình của các mã chứng khoán có sự chênh lệch lớn, mức giá đóng cửa trung bình lớn nhất gấp hơn 90 lần so với mức giá đóng cửa trung bình thấp nhất. Khối lượng giao dịch hàng ngày (VOL) biến động mạnh thể hiện

ở độ lệch chuẩn lớn 176,076.3, khối lượng giao dịch trung bình của 96 mã đạt ở mức 130,679.7 giao dịch và cũng có sự chênh lệch khá lớn giữa khối lượng giao dịch trung bình cao nhất và thấp nhất khoảng 567.000 giao dịch. Về đòn bẩy tài chính, mức trung bình của mẫu khoảng 52.48%, tức hơn một nửa giá trị tài sản của các công ty là do đi vay hoặc có liên quan đến khoản nợ phải trả. Môi trường quan giữa biến phụ thuộc với các biến độc lập và giữa các biến độc lập trong mô hình được mô tả trong bảng sau đây.

Bảng 2: Hệ số tương quan giữa các biến trong mô hình Van Ness

| | TC | PRI | VOL | SIGVOL | VAR | SIGR | EVG |
|--------|---------|---------|---------|---------|--------|-------|-----|
| TC | 1 | | | | | | |
| PRI | -0.7868 | 1 | | | | | |
| VOL | 0.131 | -0.1482 | 1 | | | | |
| SIGVOL | -0.0251 | -0.0661 | 0.9474 | 1 | | | |
| VAR | -0.4224 | 0.3787 | 0.1472 | 0.1428 | 1 | | |
| SIGR | 0.1161 | -0.0065 | 0.2966 | 0.2517 | 0.5036 | 1 | |
| EVG | -0.096 | 0.0556 | -0.3022 | -0.3311 | -0.04 | -0.08 | 1 |

(Nguồn: kết quả phân tích số liệu của nhóm tác giả)

Nhìn vào bảng 2 ta nhận thấy chỉ có 2 biến PRI và biến VAR là có tương quan nhiều đến biến phụ thuộc, các biến còn lại có mức tương quan khá thấp đặc biệt là SIGVOL và EVG. Hơn nữa giữa các biến độc lập mức tương quan khá thấp chỉ có duy nhất biến VOL và SIGVOL tương quan rất cao (0.9474) với tương quan thuận chiều. Do đó để mô hình không gặp hiện tượng đa cộng tuyến, nhóm nghiên cứu đề xuất bỏ biến SIGVOL ra khỏi mô hình. Việc bỏ đi biến SIGVOL phù hợp về cả mặt lý thuyết và kỹ thuật, giữa hai biến khối lượng giao dịch trung bình và độ lệch chuẩn của khối lượng giao dịch vì khối lượng giao dịch có mức ảnh hưởng đến bất cân xứng thông tin nhiều hơn, điều đó cũng được thể hiện qua hệ số tương quan của biến VOL với biến TC là 0.132 cao hơn nhiều so với hệ số tương quan của biến SIGVOL với biến TC là -0.0251. Trong các biến độc lập giá đóng cửa trung bình của cổ phiếu có tương quan chặt chẽ nhất với mức bất cân xứng thông tin (tương quan ngược chiều). Điều đó gợi ý giá của cổ phiếu càng cao thì mức độ bất cân xứng thông tin của cổ phiếu đó càng thấp. Hồi quy mô hình sau khi đã loại bỏ đi yếu tố đa cộng tuyến bằng cách bỏ đi biến SIGVOL với số liệu đã được xử lý, mô hình thu được có kết quả ban đầu gặp phải hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

Sau khi khắc phục khuyết tật của mô hình, nhóm nghiên cứu thu được bảng kết quả hồi quy như sau:

rõ cổ phiếu VN30 (VN30 là nhóm cổ phiếu Large cap).

Bảng 3: Kết quả hồi quy mô hình (1)

| Biến | VN100 | | Dấu kỳ vọng |
|------------|-----------|---------|-------------|
| | Hệ số | p-value | |
| α_0 | 0.151968 | 0.5053 | |
| LPRI | -0.947813 | 0.0000 | - |
| LVOL | 0.013869 | 0.0650 | - |
| LVAR | -0.020388 | 0.0892 | + |
| LSIGR | 0.140791 | 0.0056 | + |
| LEVG | -0.063959 | 0.0046 | + |
| R^2 | | | |

(Nguồn: kết quả phân tích số liệu của nhóm tác giả)

$$\widehat{LTC}_i = 0,151968 - 0,947813*LPRI_i + 0,013869*LVOL_i - 0,020388*LVAR_i + 0,141079*LSIGR_i - 0,063959*LEVG_i$$

- PRI: giá đóng cửa trung bình, có giá trị (-) như kỳ vọng. Hệ số ước lượng cho biết giá đóng cửa trung bình cứ tăng 1% thì bất cân xứng thông tin giảm 0,947813%. Điều này cho thấy cổ phiếu càng có giá trị trên thị trường thì mức độ thu hút đối với các nhà đầu tư càng lớn và từ đó giúp cho sự lan tỏa thông tin càng tốt. Các cổ phiếu Blue chip còn chịu ảnh hưởng mạnh hơn với yếu tố này.

- VOL: khối lượng giao dịch trung bình hàng ngày của cổ phiếu. Biến này mang dấu (+) (tại mức ý nghĩa 6,5%) là ngược với kỳ vọng. Kết quả này cũng giống với các nghiên cứu của Lê Trọng Hoài và Nguyễn Ngọc Sơn đã chỉ ra, các công ty có số lượng giao dịch càng lớn mức độ bất cân xứng thông tin càng lớn.

- VAR: đo mức độ biến động của giá bình quân. Hệ số của VAR mang dấu (-) trái với kỳ vọng, chứng tỏ rằng nếu một cổ phiếu có mức độ biến động của giá bình quân (giá đúng) càng thấp thì chi phí bất cân xứng thông tin càng cao. Tuy nhiên hệ số hồi quy có mức ý nghĩa 8,92% thì biến này cũng có thể coi là không có nhiều ý nghĩa thống kê.

- SIGR: độ lệch chuẩn của suất sinh lời mang dấu (+) như kỳ vọng. Suất sinh lời biến động càng lớn thì mức độ bất cân xứng thông tin càng cao. Cụ thể là độ lệch chuẩn của suất sinh lời cứ tăng 1% thì mức bất cân xứng thông tin trên rổ VN100 tăng 0,141079%.

- EVG là đòn bẩy tài chính, được tính bằng tổng nợ/ tổng tài sản được kỳ vọng là mang dấu (+), tức là vay vốn nhiều dẫn đến độ biến động lớn trong thu nhập, sẽ kéo theo rủi ro. Kết quả thu được lại cho ta hệ số có dấu (-) tức là tác động ngược, tuy nhiên hệ số tác động tới bất cân xứng thông tin của EVG là khá nhỏ (khoảng 0,06%), (khá thú vị là kết quả này đúng như Van Ness và cộng sự kì vọng). Điều này có thể giải thích là

việc xem xét tỷ lệ nợ giúp cho nhà đầu tư phân tích được khả năng của công ty trong việc đảm bảo thanh toán cho các chủ nợ và điều đó cũng có thể cho thấy được tình hình hoạt động của công ty theo chiều hướng tốt hơn hay xấu đi, hơn nữa các công ty lớn và đặc biệt các công ty sản xuất thường vay nợ nhiều, nhưng với uy tín cũng như quy mô của mình mà tạo được niềm tin cho nhà đầu tư, dẫn đến hệ số có dấu ngược với kỳ vọng.

4.5 Kết luận và hướng tiếp tục nghiên cứu

Trong giao dịch trên TTCK, các nhà đầu tư chủ yếu quan tâm đến giá và suất sinh lời của mỗi cổ phiếu, kết quả nghiên cứu trên sàn HOSE đã chỉ ra hai yếu tố này có tác động mạnh nhất đến mức độ bất cân xứng thông tin. Kết quả nghiên cứu còn cho thấy việc lựa chọn cổ phiếu của các nhà đầu tư đã có sự cân nhắc, tính toán mang tính chuyên nghiệp hơn đồng nghĩa với giảm tâm lý bầy đàn, thể hiện qua việc xem xét về tỷ lệ nợ cũng như các thông tin khác, dẫn đến yếu tố đòn bẩy tài chính lại có tác động ngược lên mức độ bất cân xứng thông tin. Phát hiện thú vị này có thể giải thích thêm bởi quy mô và giá trị giao dịch của các cổ phiếu trong nhóm cổ phiếu VN100 đã tạo uy tín đối với nhà đầu tư. Ngoài ra khối lượng giao dịch trung bình một ngày và độ biến động của giá bình quân cũng có ảnh hưởng đến bất cân xứng thông tin trên TTCK Thành phố Hồ Chí Minh.

Trong quá trình thực hiện nghiên cứu, việc thu thập thông tin giao dịch cổ phiếu trên TTCK và báo cáo tài chính với số lượng lớn các doanh nghiệp của nhóm gặp nhiều khó khăn, nên chưa đưa được nhiều biến độc lập vào mô hình và nhóm cũng chỉ mới nghiên cứu trên sàn HOSE. Mặt khác nhóm cũng chưa khảo sát được các nhóm cổ phiếu mang tính đặc thù như nhóm xây dựng, bất động sản, tài chính – ngân hàng, nhóm dầu khí, ... Do đó hướng nghiên cứu tiếp theo là có thể đánh giá mức độ bất cân xứng thông tin và phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến bất cân xứng thông tin trên các sàn giao dịch chứng khoán khác như: HNX, Upcom, OTC, và VnStockgame và mô hình nghiên cứu sẽ xét đến nhiều yếu tố hơn.

5. Tài liệu tham khảo

1. Đinh Văn Sơn và Nguyễn Thị Phương Liên (2009), *Thị trường chứng khoán*, NXB Thống kê.
2. Ngô Thị Tú (2013), *Các yếu tố ảnh hưởng đến mức độ bất cân xứng thông tin trên thị trường chứng khoán Việt Nam*. Luận văn Thạc sĩ Kinh tế.
3. Nguyễn Thị Hiền, Đàm Thị Thanh Huyền (2020), *Mức độ bất cân xứng thông tin trên sàn giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh*, Tạp chí Tài chính doanh nghiệp,
4. Nguyễn Trọng Hoài và Lê An Khang (2008), *Mô hình kinh tế lượng xác định mức độ thông tin bất cân xứng: Tình huống thị trường chứng khoán TP.HCM*, Tạp chí Công nghệ Ngân hàng, 28, 36-40.
5. Akerlof, G. A. (1970), *The Market for Lemons: Quality Uncertainty and the Market Mechanism*, Quarterly Journal of Economics, 84(3), 488-500.
6. Kim, S. H., and Ogden, J. P. (1996). *Determinants of the components of bid-ask spreads on stocks*, European Financial Management, 1(1), 127-145.
7. Lin, J., Sanger, G. C., and Booth, G. G. (1995), *Trade Size and Components of the Bid-Ask Spread*, The Review of Financial Studies Winter, 8(4), 1153-1183.
8. Ness, B.F.V., Ness, R.A.V, and R.A. Warr (2001), *How do well adverse selection components measure adverse selection*, Financial Management, Autumn 2001, 5 – 30.

ĐO LƯỜNG CHẤT LƯỢNG DỊCH VỤ MÔI GIỚI CHỨNG KHOÁN CỦA CÁC CÔNG TY TRÊN ĐỊA BÀN HÀ NỘI

ThS. Lê Ngọc Cường

Bộ môn Toán , Trường đại học Thương Mại

Tóm tắt

Bài viết đo lường chất lượng dịch vụ môi giới chứng khoán (MGCK) của các công ty chứng khoán (CTCK) trên địa bàn Hà Nội. Dựa vào một số nghiên cứu trong và ngoài nước, tác giả đưa ra mô hình nghiên cứu gồm 6 nhóm nhân tố tác động tới chất lượng dịch vụ MGCK tại các CTCK trên địa bàn TP. Hà Nội gồm: Phương tiện hữu hình, mức độ tin cậy, khả năng phản ứng, mức độ đảm bảo, sự đồng cảm, dịch vụ hỗ trợ. Tác giả xây dựng bảng câu hỏi với thang đo likert từ 1-5 và xử lý số liệu bằng phần mềm SPSS. Từ đó bài viết đưa ra mô hình hồi quy tuyến tính thể hiện mối quan hệ giữa các biến trong mô hình. Kết quả nghiên cứu cho thấy các giả thuyết đặt ra của mô hình đều được chấp nhận. Mô hình giải thích được khoảng 76,7% những biến động của chất lượng dịch vụ MGCK. Nghiên cứu còn một số hạn chế: dữ liệu thu thập được theo phương pháp thuận tiện nên chưa có sự đồng đều và ngẫu nhiên. Trong các nghiên cứu tiếp theo, ta nên phân tích số liệu dựa vào mô hình toán có cấu trúc (SEM) cũng như hiệu chỉnh lại các thang đo để nâng cao sự giải thích của mô hình. Từ đó, tác giả đề xuất một số giải pháp nhằm nâng cao chất lượng dịch vụ MGCK.

Từ khóa: Công ty chứng khoán, chất lượng dịch vụ, môi giới chứng khoán.

1. Đặt vấn đề

Cùng với sự phát triển không ngừng về quy mô của thị trường chứng khoán Việt Nam, là sự lớn mạnh của các tổ chức tài chính trung gian, đặc biệt là các CTCK. Sự trưởng thành của các CTCK Việt Nam không chỉ thể hiện về sự tăng trưởng số lượng về quy mô vốn mà còn thể hiện rõ nét qua phương thức hoạt động và sự đa dạng sản phẩm dịch vụ cung cấp cho khách hàng. Các CTCK cho thấy vai trò vô cùng quan trọng của mình đối với sự phát triển của nền kinh tế nói chung và của thị trường chứng khoán nói riêng.

Số lượng các CTCK bùng nổ đã đặt ra nhiều vấn đề còn tồn tại trong đó là chất lượng dịch vụ môi giới của các CTCK, đây là mảng nghiệp vụ rất quan trọng của các CTCK. Đặc biệt trong thời gian gần đây khi mà thị trường chứng khoán bất ổn, số lượng nhà đầu tư không còn gia tăng mạnh như trước kia nữa, vì vậy cạnh tranh thu hút khách hàng ngày càng khốc liệt. Những công ty có sức cạnh tranh yếu sẽ bị đào thải khỏi thị trường và một trong những biện pháp cạnh tranh, thu hút khách hàng tốt nhất và bền vững nhất hiện nay chính là cạnh tranh về chất lượng dịch vụ mà các CTCK cung cấp cho khách hàng, khiến cho khách hàng hài lòng nhất. Tuy nhiên việc nâng cao chất

lượng dịch vụ môi giới như thế nào? Đây là những yếu tố khiến khách hàng cảm thấy hài lòng nhất? nên tập trung vào cải tiến những yếu tố nào?... là những câu hỏi đặt ra cho các CTCK hiện nay.

2. Tổng quan nghiên cứu

Niveen El Saghier, Demyana Nathan (2013) thực hiện nghiên cứu “Service Quality Dimensions and Customers’ Satisfactions of Banks in Egypt”, nhằm đánh giá sự ảnh hưởng của chất lượng dịch vụ lên sự thỏa mãn của khách hàng tại các ngân hàng Ai Cập. Kết quả nghiên cứu cho thấy, có 4 yếu tố ảnh hưởng đến sự hài lòng của khách hàng, bao gồm: Độ tin cậy, Sự đáp ứng, Sự đồng cảm và Đảm bảo. Qua đó, giúp các ngân hàng cũng như các nhà quản lý có thêm hiểu biết về nhận thức của khách hàng cũng như về chất lượng dịch vụ ngân hàng, từ đó có phương hướng nhằm cải thiện sự hài lòng của họ.

Khalil Ahmed (2011) thực hiện đề tài “Online Service Quality and Customer Satisfaction: A case study of Bank Islam Malaysia Berhad” nhằm nghiên cứu chất lượng dịch vụ ngân hàng online và sự hài lòng của khách hàng tại ngân hàng Islam Malaysia Berhad. Kết quả cho thấy, các yếu tố Phương tiện hữu hình, Độ tin cậy, Sự đáp ứng, Sự đồng cảm có ảnh hưởng đến sự hài lòng của khách hàng đối với dịch vụ ngân hàng điện tử. Trong đó, Sự đồng cảm có ảnh hưởng mạnh nhất đến sự hài lòng của khách hàng. Kết quả nghiên cứu cũng cùng quan điểm với một số nghiên cứu trước như Mobarek (2007) và Nupur (2010).

Tại Việt Nam, đề tài của Nguyễn Thị Minh Nguyệt (2007), Phát triển dịch vụ chứng khoán của công ty chứng khoán ngân hàng Đầu tư và phát triển Việt Nam (BSC); Phan Thị Thanh Thủy (2009), Phát triển hoạt động môi giới chứng khoán của Công ty cổ phần chứng khoán An Bình (ABS). Tuy nhiên 2 bài nghiên cứu này vẫn chưa định lượng được rõ những nhân tố nào ảnh hưởng tới chất lượng môi giới chứng khoán, những nhân tố nào là quan trọng nhất. Hơn nữa bài nghiên cứu mới chỉ dừng lại nghiên cứu chất lượng dịch vụ môi giới tại 1 CTCK mà chưa nghiên cứu chung tại khu vực Hà Nội. Ngoài ra, còn một vài công trình nghiên cứu khác có đề cập đến hoạt động môi giới chứng khoán:

- TS. Bùi Thị Thanh Hương (2009), Môi giới và tư vấn đầu tư chứng khoán, Tạp chí Chứng khoán Việt Nam.

- Nguyễn Sơn (Số 2 tháng 6/2010), "10 hoạt động của thị trường chứng khoán Việt Nam và định hướng chiến lược giai đoạn 2011 - 2020", Tạp chí Kinh tế và dự báo, chuyên san "Tổng quan kinh tế - xã hội Việt Nam".

3. Mô hình, giả thuyết nghiên cứu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình, giả thuyết nghiên cứu

Mô hình chất lượng dịch vụ và thang đo các thành phần dựa trên cơ sở lý thuyết về chất lượng dịch vụ và thang đo Servqual của Parasuraman & ctg (1988) và bổ sung thêm thành phần Dịch vụ hỗ trợ vào trong mô hình nghiên cứu. Như vậy, mô hình nghiên cứu về chất lượng dịch vụ môi giới của công ty chứng khoán bao gồm 6 thành phần: Phương tiện hữu hình; Sự tin cậy; Khả năng phản ứng; Độ đảm bảo; Sự đồng cảm; Dịch vụ hỗ trợ.

Giả thuyết H1: “Phương tiện hữu hình” có tương quan cùng chiều với sự hài lòng đối với dịch vụ MGCK.

Giả thuyết H2: “Mức độ tin cậy” có tương quan cùng chiều với sự hài lòng đối với dịch vụ MGCK.

Giả thuyết H3: “Khả năng phản ứng” có tương quan cùng chiều với sự hài lòng đối với dịch vụ MGCK.

Giả thuyết H4: “Mức độ đảm bảo” có tương quan cùng chiều với sự hài lòng đối với dịch vụ MGCK.

Giả thuyết H5: “Sự đồng cảm” có tương quan cùng chiều với sự hài lòng đối với dịch vụ MGCK.

Giả thuyết H6: “Dịch vụ hỗ trợ” có tương quan cùng chiều với sự hài lòng đối với dịch vụ MGCK.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

3.2.1. Thang đo

Tất cả các thang đo các khái niệm nghiên cứu trong mô hình đều là thang đo đa biến, ngoại trừ thang đo Chất lượng dịch vụ MGCK được đo bằng 6 biến nội sinh. Các thang đo này sử dụng dạng Likert, 5 điểm với "1 - Hoàn toàn không đồng ý; 2 - Không đồng ý; 3 - Phân vân, không biết có đồng ý hay không (trung lập); 4 – Đồng ý; 5 - Hoàn toàn đồng ý".

3.2.2. Phương pháp lấy mẫu

Nghiên cứu này được tiến hành trên cơ sở lấy mẫu thuận tiện (phi xác suất), về kích cỡ mẫu, theo Bentler & Chou (1987) thì để phân tích thang đo trong phân tích nhân tố khám phá (EFA) và phân tích nhân tố khẳng định (CFA) đạt đủ độ tin cậy, kích cỡ mẫu tối thiểu gấp 5 lần số biến quan sát trong mô hình đo lường. Do đó, kích cỡ mẫu trong nghiên cứu này ít nhất đạt 125 (25×5) là đủ độ tin cậy để phân tích nhân tố. Các tập dữ liệu sau khi thu thập sẽ tiến hành làm sạch thông qua việc phân tích độ tin cậy thông qua thang đo Cronbach's Alpha. Sau đó để đánh giá chất lượng dịch vụ sẽ đưa vào phân tích EFA.

Trên địa bàn Hà Nội có khoảng hơn 60 công ty chứng khoán, tuy nhiên có gần một nửa trong số đó là các công ty chứng khoán không còn hoạt động hoặc hoạt động không hiệu quả, số công ty chứng khoán hoạt động môi giới hiệu quả chỉ khoảng hơn 20 công ty. Mặc dù tổng số tài khoản mở trên toàn thị trường chứng khoán Việt Nam lớn (hơn 1tr tài khoản) tuy nhiên số lượng tài khoản thực sự có giao dịch thường xuyên chỉ khoảng 97000 tài khoản, còn trên địa bàn Hà Nội khoảng hơn 40000 TK. Vì vậy trong điều kiện nguồn lực cho phép và vẫn đảm bảo được tính đại diện, tác giả sẽ chọn 10 công ty chứng khoán có thị phần môi giới lớn nhất thị trường, hoạt động hiệu quả nhất để khảo sát (chiếm khoảng 63% thị phần môi giới trên Hose năm 2015). Trong đó bao gồm 3 công ty chứng khoán có sở hữu vốn nhà nước gồm: công ty TNHH CK NH TMCP Ngoại Thương Việt Nam (chiếm 3,41% thị phần), Công ty cổ phần chứng khoán NH Công Thương Việt Nam (chiếm 1,7% thị phần), Công ty CP CK NH Đầu tư và Phát triển (chiếm 3,88% thị phần) và 7 công ty chứng khoán tư nhân nằm trong top chiếm thị phần môi giới dẫn đầu thị trường là Công ty cổ phần chứng khoán Sài Gòn (chiếm 13,07% thị phần), Công ty cổ phần chứng khoán VNDIRECT (chiếm 5,69% thị phần),

Công ty CP CK Sài Gòn- Hà Nội (chiếm 5,28% thị phần), Công ty CP CK TP HCM (chiếm 11,97% thị phần), Công ty cổ phần chứng khoán MB (4,82%), công ty CP CK Bản Việt (8,39%), công ty CP chứng khoán FPT (4,03%). Tại những công ty có thị phần môi giới lớn nhóm sẽ lấy mẫu nhiều hơn so với các công ty khác để đảm bảo độ tin cậy. Phiếu khảo sát sẽ được phát trực tiếp hoặc được gửi link google drive qua mạng cho những nhà đầu tư cá nhân thường xuyên giao dịch tại các công ty chứng khoán, những nhà đầu tư tham gia đầu tư trên sàn Upcom và sàn chứng khoán niêm yết HNX, HOSE đều được lựa chọn tham gia khảo sát.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Mô tả mẫu

Sau quá trình nghiên cứu khám phá, các nhân tố tác động đến chất lượng dịch vụ môi giới chứng khoán của các công ty chứng khoán tại Hà Nội được xác định. Nghiên cứu chính thức được tiến hành, với số lượng phiếu phát ra là 260 phiếu bằng cả hình thức trực tiếp và phiếu trực tuyến, số lượng phiếu thu về là 235 phiếu, sau quá trình làm sạch và phân loại còn 219 phiếu đủ điều kiện đưa vào xử lý qua phần mềm xử lý số liệu SPSS.

Bảng 1: Mô tả mẫu các công ty chứng khoán

| STT | Công ty | Số phiếu hợp lệ | Tỷ trọng |
|-----|--|-----------------|----------|
| 1 | Cty TNHH CK NH TMCP NT Việt Nam | 22 | 10% |
| 2 | Công ty Cổ phần Chứng khoán Ngân hàng Công thương VN | 18 | 8% |
| 3 | Công ty Cổ phần Chứng khoán Ngân hàng Đầu tư và Phát triển | 24 | 11% |
| 4 | Công ty Cổ phần Chứng khoán Sài Gòn | 32 | 15% |
| 5 | Công ty Cổ phần Chứng khoán VNDIRECT | 21 | 10% |
| 6 | Công ty Cổ phần Chứng khoán TP HCM | 30 | 14% |
| 7 | Công ty Cổ phần Chứng khoán Sài Gòn Hà Nội | 16 | 7% |
| 8 | Công ty Cổ phần Chứng khoán MB | 16 | 7% |
| 9 | Công ty Cổ phần Chứng khoán Bản Việt | 25 | 11% |
| 10 | Công ty Cổ phần Chứng khoán FPT | 15 | 7% |
| | Tổng | 219 | 100% |

(Nguồn: Tác giả tổng hợp)

4.2. Đánh giá độ tin cậy của thang đo

Bảng 2: Độ tin cậy của thang đo

| | Số biến quan sát | Độ tin cậy |
|-------------------------------------|---------------------|------------|
| Phương tiện hữu hình | 4 | 0,831 |
| Mức độ tin cậy chưa loại bỏ biến | 4 | 0,662 |
| Mức độ tin cậy loại bớt biến | 3 | 0,684 |
| Khả năng phản ứng chưa loại bỏ biến | 4 | 0,756 |
| Khả năng phản ứng loại bớt biến | 3 | 0,801 |
| Mức độ đảm bảo | 4 | 0,727 |
| Sự đồng cảm chưa loại bỏ biến | 5 | 0,683 |
| Sự đồng cảm loại bỏ biến | 4 | 0,718 |
| Dịch vụ hỗ trợ | 4 | 0,876 |

(Nguồn: Kết quả từ phần mềm SPSS)

Qua bảng 2 có thể thấy sau khi loại bỏ 3 biến, 22 biến quan sát này đều có hệ số tương quan biến tổng lớn hơn 0,3 (Hair & ctg, 1998), hệ số Cronbach's Alpha sau khi loại biến của các biến quan sát nhìn chung nhỏ hơn hệ số Cronbach's Alpha tổng và đều lớn hơn 0,6 (Hair & ctg, 1998) nên được chấp nhận. Do vậy, các thang đo của 6 nhóm nhân tố đủ độ tin cậy. Vì vậy, kết quả cho thấy, các thang đo phù hợp với chạy mô hình nhân tố khám phá EFA.

4.3. Phân tích nhân tố khám phá (EFA)

Phương pháp sử dụng là phương pháp rút trích các thành phần chính (Principal component) với phép quay nhân tố là Varimax. Việc phân tích nhân tố sẽ được tiến hành với toàn bộ các biến quan sát, sau đó sẽ loại bỏ từng biến có hệ số tải thấp.

Kết quả phân tích EFA đối với 6 biến quan sát cho thấy: 6 nhóm nhân tố Phương tiện hữu hình, sự tin cậy, khả năng phản ứng, độ đảm bảo, sự thấu cảm, dịch vụ hỗ trợ đều có tác động đến mức độ hài lòng của khách hàng khi sử dụng dịch vụ môi giới chứng khoán của các Công ty chứng khoán trên địa bàn Hà Nội. Các biến đều có trọng số lớn hơn 0,4 nên các biến quan sát đều quan trọng trong các trọng số, hệ số KMO=0,688>0,5 chứng tỏ EFA phù hợp với dữ liệu thu được

Bảng 3: Kết quả phân tích nhân tố khám phá EFA

| Ký hiệu | Nhân tố | Nhân tố | | | | | |
|---------|--|---------|------|------|------|------|------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| PU4 | Nhân viên môi giới luôn hướng dẫn, thông báo các bước đến kết quả trong quy trình thực hiện giao dịch. | .818 | | | | | |
| PU3 | Công ty luôn sẵn sàng cùng khách hàng xử lý các tình huống phát sinh. | .802 | | | | | |
| PU1 | Công ty luôn sẵn sàng cung cấp dịch vụ môi giới phù hợp với nhu cầu riêng của khách hàng. | .783 | | | | | |
| HT4 | Phí lưu ký chứng khoán hợp lý. | | .782 | | | | |
| HT1 | Các dịch vụ hỗ trợ tài chính đa dạng. | | .780 | | | | |
| HT2 | Mức phí cho mỗi giao dịch chứng hợp lý | | .771 | | | | |
| HT3 | Mức phí vay ký quỹ của công ty hợp lý. | | .767 | | | | |
| HH2 | Trang thiết bị hiện đại, luôn hoạt động tốt, ổn định. | | | .891 | | | |
| HH1 | Cơ sở vật chất khang trang, vị trí giao dịch và các phương thức giao dịch đa dạng, thuận tiện (đặt lệnh qua điện thoại, Fax...) | | | .855 | | | |
| HH3 | Trang phục và tác phong của nhân viên chuyên nghiệp | | | .824 | | | |
| HH4 | Tài liệu (tờ rơi, sách ngắ, ...) hoặc trang web của công ty cung cấp đầy đủ thông tin hữu ích cho khách hàng. Hành vi và thái độ của nhân viên công ty luôn khiến khách hàng tin tưởng | | | .796 | | | |
| DB1 | Hành vi và thái độ của nhân viên công ty luôn khiến khách hàng tin tưởng | | | | .856 | | |
| DB2 | Nhân viên môi giới có kiến thức chuyên môn vững để trả lời các câu hỏi của khách hàng. | | | | .816 | | |
| DB3 | Tài khoản giao dịch của khách hàng được mã hóa an toàn và được bảo vệ tránh đánh cắp thông tin. | | | | .632 | | |
| DB4 | Nhân viên luôn lịch sự và nhã nhặn khi tiếp xúc với khách hàng. | | | | .567 | | |
| TC2 | Sự tư vấn của nhân viên môi giới đối với nhà đầu tư là chính xác và đáng tin cậy | | | | | .884 | |
| TC1 | Cung cấp dịch vụ môi giới đúng như những thông tin giới thiệu, cam kết. | | | | | .818 | |
| TC3 | Công ty quan tâm đến thắc mắc, khó khăn trong quá trình giao dịch. Giải quyết khiếu nại cho KH nhanh chóng và thỏa đáng | | | | | .776 | |
| DC2 | Công ty chăm sóc khách hàng trước, trong và sau giao dịch | | | | | | .801 |
| DC5 | Nhân viên môi giới bố trí thời gian hẹn gặp, làm việc thuận tiện nhất cho khách hàng. | | | | | | .734 |
| DC1 | Công ty thể hiện sự quan tâm chân thành tới lợi ích của khách hàng, tìm cách thấu hiểu nhu cầu của khách hàng | | | | | | .711 |
| DC4 | Nhân viên môi giới thực sự thấu hiểu khách hàng muốn gì, nhu cầu như thế nào. | | | | | | .598 |

(Nguồn: Kết quả từ phần mềm SPSS)

4.4. Xem xét ma trận hệ số tương quan

Bảng 4: Ma trận tương quan giữa các yếu tố trong mô hình nghiên cứu

| | | CL | HH | TC | PU | DB | DC | HT |
|----|---------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| CL | Pearson Correlation | 1 | .326** | .177** | .716** | .648** | .127 | .323** |
| | Sig. (2-tailed) | | .000 | .009 | .000 | .000 | .062 | .000 |
| | N | 219 | 219 | 219 | 219 | 219 | 219 | .219 |
| HH | Pearson Correlation | .326** | 1 | -.145* | .157* | -.016 | -.143* | .300** |
| | Sig. (2-tailed) | .000 | | .034 | .021 | .816 | .036 | .000 |
| | N | 219 | 219 | 219 | 219 | 219 | 219 | .219 |
| TC | Pearson Correlation | .177** | -.145* | 1 | -.046 | .065 | .121 | .070 |
| | Sig. (2-tailed) | .009 | .034 | | .498 | .343 | .078 | .308 |
| | N | 219 | 219 | 219 | 219 | 219 | 219 | .219 |
| PU | Pearson Correlation | .716** | .157* | -.046 | 1 | .504** | -.052 | .104 |
| | Sig. (2-tailed) | .000 | .021 | .498 | | .000 | .445 | .128 |
| | N | 219 | 219 | 219 | 219 | 219 | 219 | .219 |
| DB | Pearson Correlation | .648** | -.016 | .065 | .504** | 1 | -.037 | .047 |
| | Sig. (2-tailed) | .000 | .816 | .343 | .000 | | .594 | .032 |
| | N | 219 | 219 | 219 | 219 | 219 | 219 | .219 |
| DC | Pearson Correlation | .127 | -.143* | .121 | -.052 | -.037 | 1 | .270** |
| | Sig. (2-tailed) | .062 | .036 | .078 | .445 | .594 | | .000 |
| | N | 219 | 219 | 219 | 219 | 219 | 219 | .219 |
| HT | Pearson Correlation | .323** | .30** | .070 | .104 | .032 | .270** | 1 |
| | Sig. (2-tailed) | .000 | .000 | .308 | .128 | .645 | .000 | |
| | N | 219 | 219 | 219 | 219 | 219 | 219 | .219 |

Nguồn: kết quả phân tích của tác giả bằng SPSS 20.0

Từ kết quả phân tích ma trận tương quan giữa các yếu tố trong mô hình nghiên cứu ta thấy có sự tương quan giữa CL và các biến độc lập trong mô hình nghiên cứu đều cao (hệ số tương quan thấp nhất cũng là 0.127). Hầu hết các giá trị Sig. đều nhỏ hơn 0.05, duy chỉ có yếu tố DC là 0.062 lớn hơn 0.05, tuy nhiên hệ số tương quan Pearson giữa DC và DC > 0, giá trị Sig. không lớn hơn nhiều so với 0.05 và ở bước phân tích tương quan này chỉ đánh giá một cách độc lập giữa 2 yếu tố với nhau thì có thể không đưa được vào phân tích hồi quy, tuy nhiên nếu xét chung các yếu tố với nhau thì vẫn có thể

xây ra sự tương quan, và trong bài nghiên cứu do mục tiêu là đánh giá chung các yếu tố ảnh hưởng tới chất lượng dịch vụ vì vậy tác giả vẫn đưa yếu tố DC vào chạy kiểm định mô hình. Như vậy sơ bộ ta có thể kết luận các biến độc lập này có thể đưa vào mô hình giải thích cho CL.

4.5. Phân tích hồi quy bội

➤ *Đánh giá độ phù hợp của mô hình hồi quy tuyến tính quy bội*

Bảng 5. Kết quả hồi quy bội tuyến tính (R^2)

Model Summary^b

| Model | R | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1 | .883 ^a | .778 | .767 | .15384 | 1.582 |

(Nguồn: kết quả phân tích của tác giả bằng SPSS 20.0)

Từ kết quả trên bảng 5 cho thấy hệ số R^2 hiệu chỉnh = 76,7% nghĩa là mô hình hồi quy tuyến tính vừa xây dựng phù hợp với tập dữ liệu là 76,7% hay nói cách khác là với tập dữ liệu thu thập được ta thấy trên 76,7% sự khác biệt của biến phụ thuộc được giải thích bởi 6 biến độc lập trong mô hình nghiên cứu.

➤ *Kiểm định giả thuyết về độ phù hợp của mô hình*

Hệ số R^2 trên bảng 5 mới chỉ cho biết sự phù hợp của mô hình hồi quy với tập dữ liệu mà chưa thể cho biết mô hình hồi quy vừa mới xây dựng có phù hợp với tổng thể nghiên cứu hay không. Do đó, để xem xét sự phù hợp của mô hình hồi quy vừa xây dựng với tổng thể nghiên cứu ta sử dụng kiểm định F với giả thuyết H_0 là $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0$. Nếu giả thuyết H_0 bị bác bỏ chúng ta kết luận là kết hợp của các biến hiện có trong mô hình có thể giải thích được thay đổi của biến phụ thuộc, điều này cùng có nghĩa là mô hình xây dựng phù hợp với tập dữ liệu.

Bảng 6. Kết quả phân tích ANOVA

ANOVA^a

| Model | Sum of Squares | Df | Mean Square | F | Sig. | |
|-------|----------------|--------|-------------|-------|---------|-------------------|
| 1 | Regression | 17.446 | 6 | 2.908 | 122.855 | .000 ^b |
| | Residual | 4.923 | 208 | .024 | | |
| | Total | 22.368 | 214 | | | |

(Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu nghiên cứu bằng SPSS 20.0)

Đại lượng thống kê F trong bảng phân tích phương sai (ANOVA) được dùng để kiểm định sự phù hợp của mô hình hồi quy với tổng thể. Ta thấy trong kết quả kiểm định này trong bảng 6 có mức ý nghĩa Sig. = 0,000 < 0,01 ($\alpha = 0,01$) nên bác bỏ giả thuyết H_0 , mô hình hồi quy bội vừa xây dựng là phù hợp với tổng thể nghiên cứu và có

thể được sử dụng. Như vậy ta có thể kết luận rằng mô hình hồi quy vừa sử dụng là phù hợp với tổng thể nghiên cứu và có hệ số R^2 hiệu chỉnh = 76,7% nghĩa là khoảng 76,7% sự khác biệt về chất lượng dịch vụ MGCK tại các công ty chứng khoán trên địa bàn Hà Nội được giải thích bởi 6 biến độc lập là Phương tiện hữu hình (HH), Mức độ tin cậy (TC), Khả năng phản ứng (PU), Mức độ đảm bảo (DB), Sự đồng cảm (DC), và Dịch vụ hỗ trợ (HT).

➤ *Kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến*

Trong nghiên cứu này, về mặt định lượng tác giả sử dụng hệ số nhân tử phóng đại phương sai (VIF - Variance inflation factor) để phát hiện xem có mối tương quan giữa các biến độc lập trong mô hình hồi quy bội tuyến tính hay không (đo lường đa cộng tuyến). Khi độ chấp nhận của biến (Tolerance) nhỏ thì VIF lớn, quy tắc là khi VIF vượt quá 10, đó là dấu hiệu của đa cộng tuyến (Hoàng Trọng & Chu Nguyễn Mộng Ngọc, 2008, tập 1, tr.252). Kết quả phân tích hệ số VIF như sau:

Bảng 7. Kết quả hồi quy theo phương pháp Enter

Coefficients^a

| Model | | Unstandardized Coefficients | | Standardized Coefficients | T | Sig. | Collinearity Statistics | |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|------|
| | | B | Std. Error | Beta | | | | B |
| 1 | (Constant) | .421 | .194 | | .299 | 1 | (Constant) | .058 |
| | HH | .186 | .025 | .203 | 7.419 | | HH | .186 |
| | TC | .211 | .017 | .225 | 12.301 | | TC | .211 |
| | PU | .175 | .032 | .192 | 5.531 | | PU | .175 |
| | DB | .169 | .016 | .187 | 10.572 | | DB | .169 |
| | DC | .132 | .030 | .144 | 4.238 | | DC | .132 |
| | HT | .114 | .029 | .127 | 3.509 | | HT | .114 |

(Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu nghiên cứu bằng SPSS 20.0)

Kết quả phân tích ở bảng 7 cho thấy hệ số VIF của mô hình đều nhỏ hơn 2 nên có thể kết luận rằng không có hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong mô hình hồi quy tuyến tính bội.

➤ *Kiểm định các giả thuyết của mô hình nghiên cứu*

Giả thuyết H₁: Yếu Phương tiện hữu hình (HH) có tương quan cùng chiều đến chất lượng dịch vụ môi giới tại các công ty chứng khoán khu vực Hà Nội. Để có được điều này ta xây dựng cặp giả thuyết sau: H₀: $\beta_1 \leq 0$; H₁: $\beta_1 > 0$. Giả thuyết này có t = 7.419 và Sig. = 0,000 < 0,05 (độ tin cậy lựa chọn) nên giả thuyết H₁ được chấp nhận.

Giả thuyết H₂: Yếu tố Mức độ tin cậy (TC) có có tương quan cùng chiều đến chất lượng dịch vụ môi giới tại các công ty chứng khoán khu vực Hà Nội. Để có được

điều này ta xây dựng cặp giả thuyết sau: $H_0: \beta_2 \leq 0$; $H_2: \beta_2 > 0$. Giả thuyết này có $t = 5.531$ và $\text{Sig.} = 0,000 < 0,05$ (độ tin cậy lựa chọn) nên giả thuyết H_2 được chấp nhận

Giả thuyết H_3 : Yếu tố Khả năng phản ứng (PU) có có tương quan cùng chiều đến chất lượng dịch vụ môi giới tại các công ty chứng khoán khu vực Hà Nội. Để có được điều này ta xây dựng cặp giả thuyết sau: $H_0: \beta_3 \leq 0$; $H_3: \beta_3 > 0$. Giả thuyết này có $t = 12.301$ và $\text{Sig.} = 0,000 < 0,05$ (độ tin cậy lựa chọn) nên giả thuyết H_3 được chấp nhận

Giả thuyết H_4 : Yếu tố Mức độ đảm bảo (DB) có có tương quan cùng chiều đến chất lượng dịch vụ môi giới tại các công ty chứng khoán khu vực Hà Nội. Để có được điều này ta xây dựng cặp giả thuyết sau: $H_0: \beta_4 \leq 0$; $H_4: \beta_4 > 0$. Giả thuyết này có $t = 10.572$ và $\text{Sig.} = 0,000 < 0,05$ (độ tin cậy lựa chọn) nên giả thuyết H_4 được chấp nhận.

Giả thuyết H_5 : Yếu tố Sự đồng cảm (DC) có có tương quan cùng chiều đến chất lượng dịch vụ môi giới tại các công ty chứng khoán khu vực Hà Nội. Để có được điều này ta xây dựng cặp giả thuyết sau: $H_0: \beta_5 \leq 0$; $H_5: \beta_5 > 0$. Giả thuyết này có $t = 4.238$ và $\text{Sig.} = 0,000 < 0,05$ (độ tin cậy lựa chọn) nên giả thuyết H_5 được chấp nhận.

Giả thuyết H_6 : Yếu tố Dịch vụ hỗ trợ (HT) có có tương quan cùng chiều đến chất lượng dịch vụ môi giới tại các công ty chứng khoán khu vực Hà Nội. Để có được điều này ta xây dựng cặp giả thuyết sau: $H_0: \beta_6 \leq 0$; $H_6: \beta_6 > 0$. Giả thuyết này có $t = 3.509$ và $\text{Sig.} = 0,001 < 0,05$ (độ tin cậy lựa chọn) nên giả thuyết H_6 được chấp nhận.

➤ *Kết luận về mô hình hồi quy tuyến tính bội*

Qua phân tích hồi quy bội tuyến tính giữa biến phụ thuộc là chất lượng dịch vụ môi giới của các công ty chứng khoán trên địa bàn Hà Nội với 6 biến độc lập là Phương tiện hữu hình (HH), Mức độ tin cậy (TC), Khả năng phản ứng (PU), Mức độ đảm bảo (DB), Sự đồng cảm (DC), và Dịch vụ hỗ trợ (HT) ta thấy 6 biến độc lập này giải thích được khoảng 76,7% sự khác biệt của biến phụ thuộc. Mô hình hồi quy có thể viết như sau:

$$CL = 0.203HH + 0.225TC + 0.192PU + 0.187DB + 0.144DC + 0.127HT$$

Mô hình hồi quy này có thể được viết thành như sau:

Chất lượng dịch vụ môi giới chứng khoán tại các công ty chứng khoán trên địa bàn Hà Nội = $0.203 * \text{Phương tiện hữu hình} + 0.225 * \text{Mức độ tin cậy} + 0.192 * \text{Khả năng phản ứng} + 0.187 * \text{Mức độ đảm bảo} + 0.144 * \text{Sự đồng cảm} + 0.127 * \text{Dịch vụ hỗ trợ}$

4.6. Thảo luận vấn đề nghiên cứu

Qua kết quả đánh giá mô hình bằng hồi quy bội tuyến tính cho thấy nhân tố Phương tiện hữu hình (HH) và Mức độ tin cậy (TC) có ảnh hưởng nhiều nhất đến chất lượng dịch vụ môi giới chứng khoán của các công ty chứng khoán trên địa bàn Hà Nội với hệ số β lần lượt là 0.203 và 0.225. Bên cạnh đó là một số yếu tố tác động tương đối mạnh đến chất lượng dịch vụ MGCK theo thứ tự giảm dần là khả năng phản ứng ($\beta = 0.192$), Mức độ đảm bảo ($\beta = 0.187$), Sự đồng cảm ($\beta = 0.144$) và Dịch vụ hỗ trợ ($\beta = 0.127$). 6 yếu tố này đều có hệ số β dương tức là khi 1 trong các yếu tố này tăng lên 1 đơn vị (các yếu tố khác giữ nguyên) thì chất lượng dịch vụ MGCK tăng lên tương ứng β đơn vị.

Một số giải pháp đề xuất

Thứ nhất, nâng cao chất lượng nguồn nhân lực cung cấp dịch vụ môi giới chứng khoán. Để làm được điều này, các công ty chứng khoán cần chú trọng khâu đào tạo nhân lực, có chính sách về lương, thưởng hợp lý để “giữ người”.

Thứ hai, tăng cường quảng bá, giới thiệu về sản phẩm và hình ảnh công ty chứng khoán thông qua tổ chức buổi hội thảo khách hàng định kỳ, đảm bảo thông tin nội bộ đáp ứng yêu cầu khách hàng.

Thứ ba, nâng cấp và đổi mới hệ thống thông tin nhằm tăng cường khả năng tiếp cận thị trường của nhà đầu tư cũng như nâng cao sự bảo mật tài khoản, thông tin khách hàng. Việc đầu tư tốt cho công nghệ thông tin là yếu tố quyết định đến năng lực bảo mật của công ty. Đối với một lĩnh vực nhạy cảm như chứng khoán, việc bảo mật thông tin khách hàng và mã hóa các tài khoản giao dịch là vô cùng quan trọng đặc biệt hiện nay khi tội phạm công nghệ cao ngày càng nguy hiểm.

Thứ tư, tăng cường công tác nghiên cứu thị trường để cung cấp sản phẩm đa dạng và phù hợp nhu cầu khách hàng. Thành lập những tổ nghiên cứu, phân tích thị trường mạnh để phân loại từng nhóm khách hàng có nhu cầu tương tự nhau, sau đó có lộ trình để lựa chọn và phát triển các sản phẩm cho từng nhóm đối tượng này.

Thứ năm, các công ty chứng khoán cần chú trọng đến khâu đầu tư cơ sở vật chất, hệ thống phần mềm giao dịch để cung ứng nhiều tiện ích hữu dụng cho khách hàng.

Thứ sáu, cung cấp dịch vụ tin cậy, ít sai sót, đảm bảo tính an toàn và xây dựng uy tín bền vững với khách hàng, để nâng cao chất lượng dịch vụ môi giới chứng khoán.

Thứ bảy, công ty cần nghiên cứu, định giá sản phẩm thật kỹ lưỡng, cũng như cải tiến công nghệ, quy trình để giảm thiểu tối đa chi phí, từ đó hỗ trợ khách hàng tốt hơn. Ngoài ra, công ty cũng nên thường xuyên có các chương trình khuyến mại trong việc sử dụng dịch vụ môi giới cũng như có các chương trình tri ân những khách hàng Vip, khách hàng quan trọng có đóng góp lớn cho công ty như miễn phí, giảm phí để tạo sự hài lòng và nâng cao chất lượng dịch vụ môi giới.

Tài liệu tham khảo

- 1. Phương Hoàng Lan Hương (2004), Các giải pháp nâng cao năng lực cạnh tranh của các tổ chức cung ứng dịch vụ chứng khoán trong điều kiện hội nhập, Đề tài Nghiên cứu khoa học cấp Bộ, UBCKNN, Hà Nội.*
- 2. Lê Văn Tê, Trần Đắc Sinh, và Nguyễn Văn Hà (2005) Thị trường chứng khoán tại Việt Nam. Hà Nội, Nhà xuất bản thống kê*
- 3. Hoàng Trọng & Chu Nguyễn Mộng Ngọc (2005), Phân tích dữ liệu nghiên cứu với SPSS, Nhà xuất bản thống kê TP HCM.*
- 4. Ủy ban Chứng khoán Nhà nước (2021), Báo cáo tổng kết công tác 2020 và triển khai nhiệm vụ phát triển thị trường chứng khoán 2021*

CÁC YẾU TỐ NHẬN DIỆN CÔNG TY ZOMBIE: BẰNG CHỨNG TỪ CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN SÀN GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

TS. Vũ Thị Thu Hương

Bộ môn Toán, Đại học Thương mại

Tóm tắt

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu của 517 công ty phi tài chính niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Việt Nam, giai đoạn 2008-2019 để nghiên cứu về các yếu tố giúp nhận diện công ty Zombie. Trong đó, Zombie là các công ty có lợi nhuận từ hoạt động sản xuất kinh doanh âm, và có tỷ lệ bao phủ lãi suất nhỏ hơn 1 trong ba năm liên tiếp. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm trên mô hình Probit với số liệu mảng cho thấy: (i) một công ty là Zombie năm nay thì có nhiều nguy cơ là Zombie năm tiếp theo; (ii) lạm dụng đòn bẩy tài chính, tăng nợ trên vốn chủ sở hữu sẽ tăng khả năng trở thành Zombie; (iii) giảm vòng quay tổng tài sản là dấu hiệu tăng nguy cơ công ty trở thành Zombie; (iv) tăng trưởng dương trong tổng tài sản sẽ giảm khả năng trở thành Zombie; (v) ROA tăng trưởng dương cũng làm giảm khả năng trở thành Zombie; (vi) quy mô công ty nhỏ thì có nhiều khả năng công ty trở thành Zombie.

Từ khóa: công ty niêm yết; công ty Zombie; mô hình Probit; Việt Nam

1. Giới thiệu

Doanh nghiệp “xác sống” (hay công ty Zombie) là thuật ngữ nguyên thủy để chỉ những doanh nghiệp được xem là nguyên nhân đưa nước Nhật vào hai thập niên đình trệ kinh tế (Caballero và cộng sự, 2008). Đây là những doanh nghiệp yếu kém đáng lẽ phải bị đào thải bởi thị trường thì bằng cách này hay cách khác vẫn được hỗ trợ để tiếp tục tồn tại. Chúng không còn năng động hay sáng tạo, không thể thay đổi để thích ứng với môi trường mới và đặc biệt là không đóng góp gì vào sự phát triển của nền kinh tế, không tạo ra giá trị gia tăng cho xã hội. Từ năm 2000, nghiên cứu vấn đề này đã và đang thu hút sự quan tâm, nghiên cứu của các học giả cũng như các nhà quản lý và hoạch định chính sách tại nhiều quốc gia như Mỹ, Nhật Bản, Hàn Quốc, Trung Quốc, và EU, ... Xu hướng nghiên cứu vấn đề này lại được tiếp tục sau cuộc khủng hoảng tài chính 2008-2009 khi mức lãi suất toàn cầu giảm xuống mức thấp kỷ lục, một loạt các cuộc khủng hoảng hệ lụy kéo theo như khủng hoảng nợ công ở châu Âu, suy thoái kinh tế trên diện rộng ở hàng loạt quốc gia, khủng hoảng nợ xấu trong hệ thống ngân hàng của Trung Quốc hay Việt Nam... Theo báo cáo của Ngân hàng Thanh toán quốc tế (Bank for International Settlements – BIS, 2017), tổ chức có trụ sở tại Basel giám sát hoạt động của các ngân hàng trung ương trên thế giới tìm ra rằng từ giữa những năm 1980, việc lãi suất danh nghĩa giảm 10% gây ra 17% sự gia tăng (gấp 6 lần) số lượng các công ty Zombie, mặc dù trên thực tế con số này có thể cao hơn rất nhiều. Trong các nghiên cứu cho đến nay, chưa có sự thống nhất trong định nghĩa về doanh nghiệp “xác sống”, tuy nhiên các nhà khoa học và chính phủ của các quốc gia này cũng đã xây dựng những tiêu chí xác định doanh nghiệp “xác sống”. Theo đó, một doanh nghiệp không

thể trả nợ, làm ăn thua lỗ dài hạn (3 năm liên tiếp), hoặc doanh nghiệp có mức trả lãi các khoản vay thấp hơn ngưỡng xác định và có lợi nhuận năm sau thấp hơn so với năm trước được coi là doanh nghiệp xác sống (DNXS).

Ở góc độ nào đó, các công ty Zombie này làm cho nền kinh tế hoạt động không hiệu quả, cản trở sự tăng trưởng thậm chí có thể gây ra khủng hoảng cho nền kinh tế, hậu quả mà nền kinh tế sẽ phải gánh chịu rất lớn khi các công ty Zombie không được giải quyết triệt để, gây ra nợ xấu mang tính dây chuyền, lãng phí việc sử dụng tài nguyên Fukuda and Nakamura (2011) và Nakamura and Fukuda (2013) cho rằng thật không công bằng khi những doanh nghiệp “xác sống” không thể hoàn trả cả gốc và lãi, không đóng thuế trong khi các công ty khỏe mạnh hơn đóng thuế, trả nợ đầy đủ và còn phải cạnh tranh về giá. Số lượng lớn các doanh nghiệp hoạt động không hiệu quả, và được coi là những "xác sống", sẽ là cản trở đối với mục tiêu phát triển kinh tế dài hạn của đất nước.

Tại Việt Nam, đối với các công ty niêm yết trên 2 Sở giao dịch chứng khoán, đăng ký giao dịch trên Upcom, theo quy định của Nghị định 58/2012/NĐ-CP thì việc doanh nghiệp lỗ 3 năm liên tiếp thuộc diện hủy niêm yết. Tại sàn HOSE, tính từ 2014-8/2018, số doanh nghiệp bị hủy niêm yết là 74, số doanh nghiệp hủy niêm yết trên sàn HNX là 18. Bên cạnh đó, tính đến 12/7/2018, Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội cũng đưa ra cảnh báo đối với 98 mã cổ phiếu trên sàn Upcom. Trong hoạt động của nền kinh tế có một thống kê đáng chú ý nữa là doanh nghiệp vừa và nhỏ, thậm chí có thể là siêu nhỏ cũng đang hoạt động theo kiểu công ty Zombie. Theo thống kê của Bộ Kế hoạch và Đầu tư, trong 8 tháng năm 2018, cả nước có 41.660 doanh nghiệp tạm ngừng hoạt động hoặc chờ giải thể, tăng 45,9% so với cùng kỳ năm 2017; tính bình quân từ năm 2015-2017 bình quân một năm Việt Nam có khoảng 30.000 doanh nghiệp tạm ngừng hoạt động hoặc đang chờ giải thể.

Việc đưa ra tiêu chí xác định công ty Zombie và cảnh báo sớm tình trạng Zombie sẽ rất hữu ích không những đối với các nhà quản trị công ty mà còn đối với các nhà hoạch định chính sách.

Vấn đề đặt ra trong nghiên cứu này là xây dựng tiêu chí xác định công ty Zombie; xem xét thực trạng các công ty Zombie đang niêm yết trên hai sở giao dịch chứng khoán Việt Nam, giai đoạn 2008-2019 và xác định một số yếu tố giúp nhận diện và cảnh báo sớm nguy cơ các công ty trở thành Zombie.

2. Tổng quan nghiên cứu về công ty Zombie

2.1. Tiêu chí xác định công ty Zombie

Khái niệm doanh nghiệp “xác sống” (công ty Zombie) trong lĩnh vực kinh tế là một khái niệm tương đối mới, thuật ngữ này xuất hiện vào cuối những năm 1980, theo dòng lịch sử đến nay có nhiều quan điểm, nhiều khái niệm về doanh nghiệp “xác sống” trong các nghiên cứu khắp nơi trên thế giới (Jiang et al., 2017). Thuật ngữ doanh nghiệp “xác sống” trở nên phổ biến trong giới truyền thông trong suốt năm 2008 để chỉ những công ty nhận cứu trợ theo chương trình TARP (troubled asset relief program) của chính phủ Hoa Kỳ (Thomas, 2012).

Trong nghiên cứu của mình, Hoshi (2006) cho rằng các công ty xác sống là những công ty đang mất khả năng thanh toán và có rất ít hy vọng phục hồi nhưng lại tránh được sự thất bại nhờ nguồn vốn vay từ ngân hàng.

Tương tự, Mark Thomas (2010, 2012) nghiên cứu về các doanh nghiệp “xác sống” ở Anh và Mỹ, ông cho rằng doanh nghiệp “xác sống” là những doanh nghiệp chỉ đủ tiền mặt để chi trả cho các khoản lãi vay mà không thể trả được hết nợ. Các doanh nghiệp “xác sống” có thể có doanh thu, thu về tiền mặt nhưng không thể thu hút đủ đầu tư để trả các khoản nợ. Sau khi chi trả hết các chi phí cố định, chi phí biến đổi, các doanh nghiệp “xác sống” chỉ còn đủ tiền trả khoản lãi không lỗ của những khoản vay chứ không thể trả được phần gốc vay. Những doanh nghiệp này sẽ tồn tại một cách vật vờ, không có khả năng sinh lời, và sẽ trở thành gánh nặng cho nền kinh tế.

Một trong những nghiên cứu nổi tiếng về công ty Zombie của Caballero và cộng sự (2008) cho rằng: một công ty là Zombie nếu lãi suất thực tế đã trả trong năm thấp hơn mức lãi suất phi rủi ro giả định là $I_{i,t}^*$ được tính theo công thức:

$$I_{i,t}^* = r_t^{short} * B_{i,t-1}^{short} + \left(1/5 \sum_{j=0}^4 r_t^{long} \right) * B_{i,t-1}^{long} + \min(r_{t-4}^{cb}, \dots, r_t^{cb}) * Bond_{i,t-1}$$

trong đó:

$r_t^{short, long, cb}$ là mức lãi suất vay ngắn hạn/ dài hạn/ tại năm t

$B_{i,t}^{short, long}$ là khoản tiền vay ngân hàng ngắn hạn/ dài hạn, năm t

$Bond_{i,t-1}$ phát hành trái phiếu doanh nghiệp

Nếu $I_{i,t} < I_{i,t}^*$ doanh nghiệp được coi là Zombie, ở đó $I_{i,t}$ là lãi thực tế đã trả.

Tuy nhiên, Fukuda and Nakamura (2011) đã chỉ ra rằng: nếu chỉ đưa ra một tiêu chí trên thì sẽ có thể xác định sai các doanh nghiệp “xác sống”. Thứ nhất, trong nhiều trường hợp, một doanh nghiệp không phải xác sống cũng được hưởng chính sách lãi suất thấp so với thị trường, do đó, chỉ tiêu này có thể xác định một doanh nghiệp khỏe mạnh trở thành một doanh nghiệp “xác sống”. Thứ hai, có những giai đoạn khác nhau trong chu kỳ kinh tế, các doanh nghiệp “xác sống” không được hỗ trợ mà cũng phải chịu mức lãi suất hiện hành. Do đó, theo tiêu chí trên thì doanh nghiệp “xác sống” lại trở thành một doanh nghiệp không phải xác sống. Hai trường hợp trên được kiểm chứng trong giai đoạn khủng hoảng kinh tế ở Nhật Bản, do đó, Fukuda and Nakamura (2011) đã dựa vào nghiên cứu của Caballero và cộng sự (2008) để phát triển và bổ sung thêm tiêu chí xác định doanh nghiệp “xác sống”. Tiêu chí thứ nhất là *khả năng sinh lợi của doanh nghiệp*, theo tiêu chí này, thì các doanh nghiệp có thể trả với lãi suất thấp hơn lãi suất rủi ro giả định nhưng có lợi nhuận trước thuế dương thì sẽ không được xếp vào doanh nghiệp “xác sống”. Tiêu chí thứ hai là *tiêu chí cho vay mãi mãi*, tiêu chí cho biết các doanh nghiệp không có lợi nhuận, các khoản vay cao và vay nợ bên ngoài tăng lên sẽ được xác định là các doanh nghiệp “xác sống”. Theo đó, các doanh nghiệp này sẽ có thu nhập trước thuế thấp hơn khoản vay với lãi suất rủi ro giả định trong giai đoạn t; tổng số nợ bên ngoài vượt quá một nửa so với vốn chủ sở hữu trong giai đoạn t – 1 và tổng vay tăng lên trong giai đoạn t thì được gọi là các doanh nghiệp “xác sống” trong giai đoạn t.

Các nghiên cứu của Hoshi (2006), Imai (2016) và Urionabarrenetxea và cộng sự (2018) lại dựa vào một số chỉ tiêu từ báo cáo tài chính của các doanh nghiệp để xác định

doanh nghiệp “xác sống”. Chỉ tiêu chủ yếu dựa vào khả năng sinh lợi và mức vay của các doanh nghiệp, theo đó, các doanh nghiệp được coi là xác sống sẽ khác rất nhiều với các doanh nghiệp khỏe mạnh. Các doanh nghiệp “xác sống” bao gồm các doanh nghiệp có giá trị tài sản cầm cố âm mà vẫn tiếp tục giao dịch mặc dù không có vốn chủ sở hữu. Các doanh nghiệp có vốn chủ sở hữu âm đã mất toàn bộ giá trị tài sản ròng do thua lỗ trong nhiều năm. Về lý thuyết, các doanh nghiệp này nên được thanh lý nhưng thực tế nó vẫn có các giao dịch và tiếp tục kinh doanh do sự giúp đỡ của các chủ nợ. Tuy nhiên, nghiên cứu của Urionabarrenetxea và cộng sự (2018) lại chỉ ra rằng việc sử dụng tiêu chí khả năng đáp ứng các khoản thanh toán lãi suất của các doanh nghiệp “xác sống” là rất rõ ràng nhưng có thể dữ liệu là không có sẵn. Do đó, nghiên cứu này đã đưa ra chỉ tiêu về khả năng đáp ứng các yêu cầu thanh toán ngay lập tức hoặc các khoản vay ngắn hạn vì chỉ tiêu này được phản ánh trong bảng cân đối kế toán của doanh nghiệp.

Nghiên cứu trường hợp các doanh nghiệp “xác sống” tại Trung Quốc, Shen and Chen (2017) cũng dựa vào tiêu chí xác định một doanh nghiệp “xác sống” thông qua phương pháp của Caballero và cộng sự (2008); Fukuda and Nakamura (2011). Ông đưa ra các tiêu chí cụ thể để xác định một doanh nghiệp là xác sống, bao gồm: thứ nhất, doanh nghiệp đó có hệ số đòn bẩy (tỷ lệ vốn vay trên vốn sở hữu lớn hơn 50%; thứ hai, lợi nhuận thực tế hàng năm âm; thứ ba, nợ phải trả hàng năm của nó vượt quá số nợ báo cáo của năm trước đó.

Một số nghiên cứu gần đây về công ty Zombie tại các nước thuộc EU (Hallak và cộng sự, 2018; Adalet McGowan, Andrews and Millot, 2017) đã sử dụng tiêu chí xác định công ty Zombie dựa vào tỉ lệ bao phủ lãi suất và tuổi của công ty, theo đó một công ty là Zombie nếu có tỉ lệ bao phủ lãi suất (bằng lợi nhuận trước thuế và các khoản lãi vay đã tính khấu hao chia cho tiền lãi phải trả) nhỏ hơn 1 trong ba năm liên tiếp. Để loại bớt nguy cơ Zombie cho các công ty mới thành lập thì các nghiên cứu này có đưa thêm điều kiện về tuổi, đó là các công ty từ 10 tuổi trở lên, có tỉ lệ bao phủ lãi suất nhỏ hơn 1 trong ba năm hoặc năm năm liên tiếp.

Như vậy có thể thấy: các nghiên cứu về chủ đề này sử dụng các tiêu chí xác định công ty Zombie trong khá đa dạng và phong phú, tuy nhiên, các tiêu chí đều quan tâm đến khả năng thanh toán tiền lãi và lợi nhuận của công ty.

Trong nghiên cứu này, chúng tôi đưa ra tiêu chí xác định Zombie dựa trên các tiêu chí đã được sử dụng trong các nghiên cứu trước đây, đồng thời dựa vào sự hợp lý và sẵn có của dữ liệu từ báo cáo tài chính của các công ty niêm yết tại Việt Nam. Theo đó, *các công ty được xếp vào nhóm Zombie trong năm t nếu có: (i) tỉ lệ bao phủ lãi suất nhỏ hơn 1 trong ba năm liên tiếp $t-2$, $t-1$, t ; và (ii) có lợi nhuận từ hoạt động sản xuất kinh doanh âm trong năm t .*

2.2. Các yếu tố nhận diện công ty Zombie

Bên cạnh các nghiên cứu nhằm đưa ra các tiêu chí xác định Zombie, nhiều nghiên cứu còn quan tâm đến các yếu tố có thể đẩy một công ty thuộc nhóm khỏe mạnh trở thành Zombie hoặc kéo một công ty thoát khỏi trạng thái Zombie, các nghiên cứu này chủ yếu sử dụng nhóm mô hình Logit để xem xét các nhân tố ảnh hưởng đến xác suất để một công ty trở thành Zombie.

Nghiên cứu của T. Hoshi (2006) là một trong những nghiên cứu xuất hiện khá sớm và nghiên cứu khá toàn diện về các công ty Zombie tại Nhật Bản. Nghiên cứu này sử dụng mẫu gồm 63 công ty niêm yết tại Nhật Bản, giai đoạn 1997-2001. Tác giả đã xây dựng mô hình Probit để ước lượng các yếu tố ảnh hưởng đến xác suất để một doanh nghiệp bị xếp vào nhóm Zombie

Các biến ảnh hưởng đến xác suất một doanh nghiệp trở thành Zombie trong mô hình nghiên cứu này gồm có: (i) Lợi nhuận, đo bằng lợi nhuận sau thuế chia cho tổng tài sản; (ii) cấu trúc tài chính đo bằng tổng nợ trên tổng tài sản; (iii) Quy mô doanh nghiệp, đo bằng logarit tự nhiên của tổng tài sản và tổng số lao động của doanh nghiệp; (iv) Địa phương, là biến giả nhận giá trị bằng 1 nếu doanh nghiệp có trụ sở chính đặt tại một trong 6 thành phố lớn nhất của Nhật Bản, bằng 0 trong các trường hợp còn lại; (v) Ngành, là biến giả bao gồm 4 ngành: xây dựng, bất động sản, thương mại, dịch vụ được so sánh với ngành công nghiệp chế biến chế tạo.

Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng: (i) Các công ty Zombie được tìm thấy nhiều hơn trong các ngành ngoài ngành Công nghiệp chế biến chế tạo (CNCBCT) và có trụ sở chính đặt ở ngoài khu vực đô thị lớn; (ii) công ty Zombie có xu hướng có lợi nhuận thấp, tỷ số nợ trên tổng tài sản cao và có mức độ phụ thuộc cao vào các ngân hàng; (iii) Khi quy mô doanh nghiệp (quy mô vốn, quy mô lao động) nhỏ thì doanh nghiệp có nhiều khả năng trở thành công ty Zombie, nhưng khi quy mô doanh nghiệp đủ lớn thì ít có khả năng trở thành Zombie hơn.

Mặc dù các biến giải thích trong mô hình Probit mới dừng lại ở các biến liên quan đến đặc điểm của doanh nghiệp nhưng kết quả nghiên cứu này đã trở thành nguồn tài liệu tham khảo chính cho nhiều nghiên cứu về công ty Zombie được công bố sau đó.

Fukuda và Nakamura (2011) đã sử dụng tiêu chí của Caballero và cộng sự (2008) để xác định các công ty Zombie từ các công ty niêm yết tại Nhật Bản, giai đoạn 1995-2004, với mục đích nghiên cứu lý do tại sao các công ty Zombie phục hồi tại Nhật Bản. Nghiên cứu tập trung vào nhóm nhân tố tái cơ cấu doanh nghiệp, giúp công ty Zombie có khả năng hồi phục.

Nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy Logit đa thứ bậc, trong đó biến phụ thuộc nhận giá trị bằng 1 nếu công ty niêm yết là Zombie tại năm t , nhận giá trị bằng 2 nếu công ty không là Zombie vào năm t và nhận giá trị bằng 3 khi công ty dừng niêm yết giữa năm t . Nghiên cứu tập trung so sánh sự khác nhau giữa hai nhóm công ty nhận mã 1 và 2. Các biến giải thích gồm 3 nhóm:

Nhóm thứ nhất gồm các biến đo lường mức độ tái cấu trúc của các công ty Zombie như: (i) thay đổi về lao động; (ii) thay đổi về tài sản cố định; và (iii) không có tiền thưởng cho giám đốc điều hành là biến giả, nhận giá trị bằng 1 nếu công ty không trả tiền thưởng cho giám đốc điều hành mặc dù báo cáo lợi nhuận dương, và nhận giá trị 0 trong trường hợp còn lại.

Nhóm thứ hai gồm các biến tài chính mang tính chất định tính và không được công khai thông tin như: (i) thua lỗ đặc biệt, (ii) lợi nhuận đặc biệt.

Nhóm thứ ba gồm các biến về tài chính có liên quan đến nợ và vốn chủ sở hữu như: (i) tỷ số nợ trên tài sản cố định; (ii) khoản giảm nợ tích lũy là tổng tỷ lệ nợ được giảm trong 3 năm liên tiếp, trong đó tỷ lệ nợ được giảm mỗi năm bằng khoản nợ được giảm chia cho tổng giá trị nợ tồn đọng trong năm trước; (iii) giảm vốn, là biến giả, nhận

giá trị bằng 1 nếu doanh nghiệp giảm vốn trong thời kỳ t và bằng 0 trong trường hợp còn lại.

Ngoài ba nhóm biến về tài chính nói trên, nghiên cứu còn đưa vào mô hình hồi quy bốn biến phụ trợ bao gồm: (i) Số năm mà một công ty tiếp tục là Zombie; (ii) sự thay đổi trong tổng doanh thu; (iii) Biến giả xuất khẩu thuộc ngành CNCBCT, nhận giá trị bằng 1 nếu doanh nghiệp thuộc một trong 9 ngành CNCBCT có lợi thế xuất khẩu của Nhật Bản (dệt may, hóa chất, sắt và thép, kim loại màu, máy móc, thiết bị điện, ô tô và phụ tùng ô tô, thiết bị vận chuyển khác, dụng cụ chính xác) và nhận giá trị 0 trong trường hợp còn lại; (iv) biến giả năm nhằm đánh giá ảnh hưởng của khủng hoảng kinh tế trước và sau năm 2000.

Kết quả nghiên cứu của các tác giả cho thấy rằng: việc tái cơ cấu bao gồm cắt giảm nhân viên và bán tài sản cố định không hữu dụng là có dấu hiệu tích cực cho sự hồi sinh của các công ty gặp khó khăn. Ngoài ra, tăng lỗ đặc biệt hỗ trợ sự phục hồi của các công ty Zombie vì nó có thể đã cải thiện tính minh bạch kế toán của họ. Tuy nhiên, việc tăng lợi nhuận, đặc biệt thông qua việc bán tài sản gây bất lợi cho sự phục hồi của các công ty Zombie vì nó có thể trì hoãn quá trình tái cơ cấu. Không trả tiền thưởng giám đốc điều hành là không hiệu quả, bởi vì, điều đó không khuyến khích và làm giảm động lực làm việc của họ. Các hỗ trợ bên ngoài bao gồm giảm nợ và giảm vốn là những yếu tố quan trọng khác giúp cho sự phục hồi của các công ty Zombie. Ngoài ra, môi trường kinh tế vĩ mô thuận lợi trong những năm 2000 đã đóng một vai trò quan trọng trong việc nâng cao hiệu quả của doanh nghiệp tái cơ cấu.

Tiếp tục nghiên cứu về các công ty Zombie trong nền kinh tế Nhật Bản, Nakamura (2017) đã dựa trên khung nghiên cứu của Fukuda và Nakamura (2011) và Nakamura và Fukuda (2013), đồng thời cải tiến tiêu chí CHK bằng cách đưa thêm hai tiêu chí xác định Zombie, bao gồm: (i) Tiêu chí lợi nhuận: Doanh nghiệp không là Zombie nếu có mức lợi nhuận sau thuế và trả lãi cao hơn mức lãi suất phải trả; doanh nghiệp có đòn bẩy tài chính thấp, tức là có tổng số nợ ít hơn một phần năm tổng tài sản cố định không thuộc nhóm Zombie; (ii) Tiêu chí vay nợ (evergreen lending): theo tiêu chí này, doanh nghiệp không có lợi nhuận, sử dụng đòn bẩy tài chính cao, các khoản vay bên ngoài tăng thì thuộc nhóm công ty Zombie.

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu mảng không cân bằng của các công ty niêm yết tại Nhật Bản, giai đoạn 1995-2008. Ngoài các nhân tố đã chỉ ra trong mô hình hồi quy Logit đa thứ bậc của Fukuda và Nakamura (2011), nghiên cứu này còn bổ sung thêm nhóm biến điều khiển, bao gồm: (i) Quy mô lao động, đo bằng logarit tự nhiên của lao động; (ii) Quy mô tài sản, đo bằng logarit tự nhiên của tổng tài sản cố định; (iii) tuổi doanh nghiệp đo bằng logarit tự nhiên của số năm doanh nghiệp hoạt động tính từ khi mới thành lập đến thời điểm hiện tại.

Nghiên cứu này đã mở rộng và phát triển các nghiên cứu của T. Hoshi (2006) và Fukuda và Nakamura (2011) trên các phương diện: Cải tiến tiêu chí xác định công ty Zombie; bổ sung thêm các biến số trong mô hình hồi quy, mở rộng thời gian nghiên cứu. Tuy nhiên, các nghiên cứu này đều chỉ dừng ở việc xem xét các doanh nghiệp Niêm yết tại Nhật Bản.

Raphael và cộng sự (2017) cho rằng: nghiên cứu về các công ty Zombie tại Trung Quốc là chủ đề thu hút sự quan tâm của nhiều học giả và không thể phủ nhận rằng: Các công ty Zombie đã trở thành mối quan tâm chính ở Trung Quốc. Các tác giả đã sử dụng

dữ liệu khảo sát cấp doanh nghiệp giai đoạn 1998-2013 để đánh giá các yếu tố quyết định một doanh nghiệp là Zombie hay các yếu tố giúp nhận diện công ty Zombie, nghiên cứu này đã sử dụng mô hình Probit

$$Pr(zombie_{it} = 1) = \beta X_{it-1} + DInd + Dyear + Dreg + \varepsilon_{it}$$

Trong đó: i là chỉ số của quan sát - doanh nghiệp thứ i ; t là chỉ số thời gian, biểu thị năm t .

$Zombie_{it}$ là biến phụ thuộc, nhận giá trị bằng 1 nếu doanh nghiệp i là Zombie trong năm t theo các tiêu chí nghiên cứu và nhận giá trị bằng 0 trong các trường hợp còn lại;

$X_{i,t-1}$ là các biến giải thích, lấy trễ bậc nhất để tránh các vấn đề nội sinh trong mô hình hồi quy; Ind là biến giả ngành; $year$ là biến giả năm; reg là biến giả vùng/ địa phương.

Ngoài các biến giả, các biến giải thích X trong mô hình thực nghiệm gồm có: (i) chỉ số thị trường của tỉnh; (ii) sức mạnh của chính quyền địa phương (lấy logarit tự nhiên); (iii) tỷ trọng đặt cọc của ngân hàng Nhà nước (lấy logarit tự nhiên); (iv) Kinh tế thị trường; (v) Khoản hỗ trợ của chính phủ mà doanh nghiệp được nhận; (vi) Vùng phí Bắc và Đông Bắc; (vii) Ngành dư thừa; (viii) DN sở hữu nhà nước; (ix) Đòn bẩy tài chính doanh nghiệp; (x) Doanh thu trên tài sản cố định; (xi) Quy mô doanh nghiệp; (xii) tuổi doanh nghiệp; (xiii) Tăng trưởng doanh thu.

Kết quả nghiên cứu thực nghiệm cho thấy: các công ty Zombie có xu hướng kém hiệu quả hơn, tức là, họ có đòn bẩy tài chính cao hơn và lợi nhuận thấp hơn. Việc giảm tổng cầu (do tăng trưởng doanh thu trung bình trong ngành công nghiệp) sẽ góp phần làm gia tăng các công ty Zombie. Các công ty Zombie cũng phổ biến hơn trong các doanh nghiệp nhà nước và tập trung vào các ngành công nghiệp dư thừa và ở khu vực Bắc và Đông Bắc của Trung Quốc. Mức độ hỗ trợ của chính quyền địa phương (đo bằng số giờ mà chủ doanh nghiệp phải làm việc cùng các quan chức địa phương và khoản hỗ trợ trên tổng tài sản) sẽ làm gia tăng các công ty Zombie, các ngân hàng địa phương với các khoản cho vay tiếp sức cho các doanh nghiệp làm ăn thua lỗ, do vậy cũng có tác động làm gia tăng công ty Zombie.

Như vậy có thể thấy: các nghiên cứu thực nghiệm về công ty Zombie trên các công ty niêm yết là khá phong phú. Các nhân tố giúp nhận diện Zombie tập trung vào một số nhóm biến thuộc về: đặc điểm doanh nghiệp (tuổi, qui mô, loại hình doanh nghiệp), ngành, địa phương, cấu trúc vốn, lợi nhuận, đòn bẩy tài chính, tăng trưởng doanh thu.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Số liệu

Nghiên cứu sử dụng số liệu thứ cấp từ các công ty niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2008-2019, số liệu từ website www.vietdata.vn. (Dữ liệu dạng số được viết theo chuẩn quốc tế để thuận lợi khi sử dụng phần mềm STATA).

Sau khi tổng hợp, ghép nối và làm sạch dữ liệu, nhóm nghiên cứu có được một bộ số liệu mảng cân bằng của 517 công ty phi tài chính, niêm yết trong giai đoạn 2008-

2019 trên hai sàn giao dịch chứng khoán Việt Nam, bao gồm: 258 công ty niêm yết trên sàn HNX và 259 công ty niêm yết trên sàn HOSE.

Nghiên cứu thực nghiệm sử dụng số liệu trong giai đoạn 2010-2019, do dữ liệu các năm 2008, 2009 được dùng để xác định công ty Zombie năm 2010 theo tiêu chí sử dụng trong nghiên cứu. Các công ty được phân theo 13 nhóm ngành (theo cách phân nhóm ngành trên trang web <https://finance.vietstock.vn>) với số lượng cụ thể trong bảng 1. Theo đó, các công ty niêm yết thuộc nhóm ngành sản xuất công nghiệp chiếm tỷ lệ cao nhất là 34.24%, tiếp đến là nhóm ngành xây dựng và bất động sản, chiếm 26.31%.

Bảng 1. Mô tả mẫu nghiên cứu

| STT | Ngành | Sàn HNX | | Sàn HOSE | | Hai sàn | |
|----------------|---|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | | Tổng số | Tỷ lệ % | Tổng số | Tỷ lệ % | Tổng số | Tỷ lệ % |
| 1 | Sản xuất nông nghiệp | 0 | 0.00 | 5 | 1.93 | 5 | 0.97 |
| 2 | Khai khoáng | 14 | 5.43 | 9 | 3.47 | 23 | 4.45 |
| 3 | Tiện ích điện, nước, chất thải, khí đốt | 11 | 4.26 | 20 | 7.72 | 31 | 6.00 |
| 4 | Xây dựng và Bất động sản | 70 | 27.13 | 66 | 25.48 | 136 | 26.31 |
| 5 | Sản xuất công nghiệp | 80 | 31.01 | 97 | 37.45 | 177 | 34.24 |
| 6 | Bán buôn | 20 | 7.75 | 19 | 7.34 | 39 | 7.54 |
| 7 | Vận tải kho bãi | 20 | 7.75 | 22 | 8.49 | 42 | 8.12 |
| 8 | Công nghệ và thông tin | 23 | 8.91 | 4 | 1.54 | 27 | 5.22 |
| 9 | Dịch vụ chuyên môn KHCN | 8 | 3.10 | 1 | 0.39 | 9 | 1.74 |
| 10 | Dịch vụ hỗ trợ | 3 | 1.16 | 0 | 0.00 | 3 | 0.58 |
| 11 | Nghệ thuật vui chơi giải trí | 0 | 0.00 | 2 | 0.77 | 2 | 0.39 |
| 12 | Dịch vụ lưu trú ăn uống | 3 | 1.16 | 3 | 1.16 | 6 | 1.16 |
| 13 | Bán lẻ | 6 | 2.33 | 11 | 4.25 | 17 | 3.29 |
| Tổng số | | 258 | 100 | 259 | 100 | 517 | 100 |

Nguồn: Thống kê của tác giả

3.2. Các biến số và mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng tiêu chí các công ty thuộc nhóm Zombie trong năm t nếu có: (i) tỉ lệ bao phủ lãi suất nhỏ hơn 1 trong ba năm liên tiếp t-2, t-1, t; và (ii) có lợi nhuận từ hoạt động sản xuất kinh doanh âm trong năm t.

Các biến số sử dụng trong nghiên cứu được giải thích chi tiết trong bảng 2.

Bảng 2: Giải thích các biến

| Kí hiệu | Tên biến | Các xác định |
|----------------|--|---|
| <i>Zombie</i> | Công ty Zombie | Zombie nhận giá trị bằng 1 nếu công ty được xếp vào nhóm công ty Zombie theo các tiêu chí nghiên cứu sử dụng và nhận giá trị bằng 0 trong trường hợp còn lại. |
| <i>DTL</i> | Đòn bẩy tài chính | Tổng nợ trên vốn chủ sở hữu |
| <i>ATR</i> | Vòng quay tổng tài sản | Doanh thu thuần trên tổng tài sản |
| <i>G_ROA</i> | Tăng trưởng lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản | ROA năm t trừ đi ROA năm t-1, sau đó chia cho ROA năm t-1 |
| <i>G_ASSET</i> | Tăng trưởng tổng tài sản | Tổng tài sản năm t trừ đi tổng tài sản năm t-1, sau đó chia cho tổng tài sản năm t-1 |
| <i>SIZE</i> | Quy mô công ty | Loga Nepe của tài sản cố định |
| <i>SIZE2</i> | Bình phương của quy mô công ty | Bình phương của quy mô công ty |

Nguồn: Nghiên cứu của các tác giả

Mô hình nghiên cứu thực nghiệm

Nhóm nghiên cứu đã lựa chọn mô hình Probit với số liệu mảng để xác định các yếu tố giúp nhận diện công ty Zombie. Mô hình thực nghiệm như sau:

$$P(Zombie_{it} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 Zombie_{it-1} + \alpha_2 DTL_{it} + \alpha_3 ATR_{it} + \alpha_4 G_ROA_{it} + \alpha_5 G_ASSET_{it} + \alpha_6 SIZE_{it} + \alpha_7 SIZE2_{it} + u_{it} \quad (1)$$

Trong đó: i dùng để chỉ doanh nghiệp thứ i (i = 1, 2, ..., 517); t chỉ thời gian tại năm t (từ 2010 đến 2019).

Vế trái của mô hình (1) là xác suất để một công ty niêm yết trở thành công ty Zombie trong giai đoạn nghiên cứu.

Các biến giải thích và kỳ vọng dấu:

$Zombie_{it-1}$ là biến trễ của *Zombie*, được đưa vào mô hình để xem xét ảnh hưởng tình trạng công ty Zombie vào năm trước và để khắc phục hiện tượng nội sinh rong mô hình hồi quy, kỳ vọng có hệ số ước lượng α_1 mang dấu dương.

DTL_{it} đại diện cho đòn bẩy tài chính, giúp đánh giá về tình trạng tài chính, bao gồm khả năng đảm bảo trả nợ và rủi ro của công ty, kỳ vọng biến này có hệ số ước lượng α_2 mang dấu dương.

ATR_{it} là vòng quay tổng tài sản, cho biết hiệu quả sử dụng tài sản của công ty, biến này có kỳ vọng hệ số mang dấu âm.

G_ROA_{it} cho biết hiệu quả tài chính của công ty, kỳ vọng có hệ số mang dấu âm.

G_ASSET_{it} cho biết tốc độ tăng trong tổng tài sản của công ty, hay mức gia tăng trong tổng tài sản, có kỳ vọng hệ số mang dấu âm.

$SIZE_{it}$ và $SIZE2_{it}$ cho biết quy mô công ty và bình phương quy mô công ty theo tài sản cố định. Các biến này được đưa vào mô hình để xem xét mức độ ảnh hưởng và quy luật ảnh hưởng của quy mô đến khả năng công ty trở thành Zombie.

u_{it} là sai số ngẫu nhiên có trung bình bằng 0 và có phân phối chuẩn.

α_k là các hệ số hồi qui trong mô hình.

Phương pháp ước lượng

Ước lượng mô hình Probit theo số liệu mảng, với tác động ngẫu nhiên.

Phần mềm hỗ trợ: STATA, Excel.

4. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm

4.1. Tỷ lệ các công ty Zombie niêm yết tại Việt Nam

Sau khi sử dụng tiêu chí phân loại công ty thuộc nhóm Zombie trong các công ty niêm yết trong mẫu nghiên cứu, chúng tôi thực hiện các thống kê tỷ lệ Zombie theo từng nhóm ngành và theo thời gian.

Bảng 3. Tỷ lệ công ty Zombie theo từng năm, giai đoạn 2010-2019

| Năm | Sàn HNX | | | Sàn HOSE | | | Hai sàn HNX và HOSE | | |
|------|-----------------|--------|--------------|-----------------|--------|--------------|---------------------|--------|--------------|
| | Không Zombie | Zombie | Tỷ lệ (%) | Không Zombie | Zombie | Tỷ lệ (%) | Không Zombie | Zombie | Tỷ lệ (%) |
| 2010 | 255 | 3 | 1.16 | 254 | 5 | 1.93 | 509 | 8 | 1.55 |
| 2011 | 251 | 7 | 2.71 | 246 | 13 | 5.02 | 497 | 20 | 3.87 |
| 2012 | 238 | 20 | 7.75 | 237 | 22 | 8.49 | 475 | 42 | 8.12 |
| 2013 | 231 | 27 | 10.47 | 234 | 25 | 9.65 | 465 | 52 | 10.06 |
| 2014 | 241 | 17 | 6.59 | 240 | 19 | 7.34 | 481 | 36 | 6.96 |
| 2015 | 246 | 12 | 4.65 | 240 | 19 | 7.34 | 486 | 31 | 6.00 |
| 2016 | 243 | 15 | 5.81 | 247 | 12 | 4.63 | 490 | 27 | 5.22 |
| 2017 | 248 | 10 | 3.88 | 250 | 9 | 3.47 | 498 | 19 | 3.68 |
| 2018 | 242 | 16 | 6.20 | 242 | 17 | 6.56 | 484 | 33 | 6.38 |
| 2019 | 238 | 20 | 7.75 | 236 | 23 | 8.88 | 474 | 43 | 8.32 |

Nguồn: Thống kê của tác giả với phần mềm STATA

Kết quả thống kê cho thấy: các công ty Zombie chiếm trung bình 6.02% trong số 517 công ty niêm yết trong giai đoạn 2010-2019 tại Việt Nam. Năm 2010, tỷ lệ Zombie thấp nhất, chiếm 1.55%, có lẽ do các công ty chưa bị ảnh hưởng nhiều bởi khủng hoảng tài chính năm 2008. Sau đó tỷ lệ Zombie tăng dần, đến năm 2013 thì tỷ lệ công ty Zombie cao nhất và chiếm đến 10.06%, tỷ lệ này giảm dần vào các năm sau đó. Tỷ lệ này cũng khá phù hợp với tình hình kinh tế Việt Nam giai đoạn 2008-2019, khi đỉnh điểm các doanh nghiệp Việt Nam chịu ảnh hưởng từ cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu và khủng hoảng lãi suất trong nước, mà đỉnh cao vào các năm 2012-2013.

Bảng 4 cho biết cụ thể hơn về tỷ lệ công ty Zombie hàng năm, theo từng ngành. Theo đó, nhóm ngành Xây dựng và Bất động sản có tỷ lệ Zombie cao nhất, trung bình trong giai đoạn nghiên cứu chiếm tới 14.69%, kế tiếp là các công ty thuộc nhóm ngành Sản xuất công nghiệp có tỷ lệ Zombie chiếm 7.96%.

Bảng 4. Tỷ lệ công ty Zombie theo nhóm ngành, giai đoạn 2010-2019

| STT | Nhóm ngành | Sàn HNX | | Sàn HOSE | | Tổng hai sàn | |
|-----|---|---------|---------|----------|---------|--------------|---------|
| | | Zombie | Tỷ lệ % | Zombie | Tỷ lệ % | Zombie | Tỷ lệ % |
| 1 | Sản xuất nông nghiệp | 0 | 0.00 | 1 | 0.39 | 1 | 0.12 |
| 2 | Khai khoáng | 5 | 3.57 | 6 | 2.32 | 11 | 1.35 |
| 3 | Tiện ích điện, nước, chất thải, khí đốt | 4 | 3.64 | 5 | 1.93 | 9 | 1.10 |
| 4 | Xây dựng và Bất động sản | 63 | 9.00 | 57 | 22.01 | 120 | 14.69 |
| 5 | Sản xuất công nghiệp | 33 | 4.13 | 32 | 12.36 | 65 | 7.96 |
| 6 | Bán buôn | 13 | 6.50 | 22 | 8.49 | 35 | 4.28 |
| 7 | Vận tải kho bãi | 9 | 4.50 | 15 | 5.79 | 24 | 2.94 |
| 8 | Công nghệ và thông tin | 10 | 4.35 | 0 | 0.00 | 10 | 1.22 |
| 9 | Dịch vụ chuyên môn KHCN | 1 | 1.25 | 0 | 0.00 | 1 | 0.12 |
| 10 | Dịch vụ hỗ trợ | 5 | 16.67 | 0 | 0 | 5 | 0.61 |
| 11 | Nghệ thuật vui chơi giải trí | 0 | 0.00 | 5 | 1.93 | 5 | 0.61 |
| 12 | Dịch vụ lưu trú ăn uống | 2 | 6.67 | 4 | 1.54 | 6 | 0.73 |
| 13 | Bán lẻ | 2 | 3.33 | 17 | 6.56 | 19 | 2.33 |

Nguồn: Nghiên cứu của các tác giả

4.2. Các yếu tố giúp nhận diện công ty Zombie niêm yết tại Việt Nam

Bảng 5 trình bày kết quả ước lượng mô hình (1) theo 3 trường hợp: MH1 ước lượng với mẫu nhỏ gồm 218 các công ty niêm yết trên sàn HNX; MH2 ước lượng cho 219 công ty niêm yết trên sàn HOSE; và MH3 ước lượng trên toàn mẫu trong giai đoạn 2010-2019.

Các hệ số ước lượng của các biến tương ứng trong ba mô hình khá tương đồng về dấu và độ lớn cũng như mức ý nghĩa thống kê.

Trong MH3, ta có:

Biến trễ *Zombie(-1)* có hệ số $\alpha_1 = 1.1564 > 0$ và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho biết: Các công ty Zombie năm trước có nhiều khả năng tiếp tục là Zombie trong năm tiếp theo.

Biến *DTL* có hệ số mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê ở mức dưới 1%, cho biết: khi tăng nợ trên vốn chủ sở hữu mà công ty làm ăn không hiệu quả thì lợi nhuận không đủ trả tiền lãi, dẫn đến nguy cơ trở thành Zombie cao hơn. Kết quả này cũng tương đồng với kết luận của T.Hoshi (2006); Fukuda và Nakamura (2011) và Nakamura và Fukuda (2013), khi họ cho rằng Zombie có dấu hiệu cao hơn ở các công ty sử dụng đòn bẩy tài chính cao.

Bảng 5: Kết quả ước lượng mô hình (1)

| Các biến độc lập | MH1 | MH2 | MH3 |
|-------------------|------------|------------|------------|
| <i>Zombie(-1)</i> | 0.8649*** | 1.1564*** | 1.0595*** |
| P_value | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) |
| <i>DTL</i> | 0.0549** | 0.0461** | 0.0465*** |
| P_value | (0.0209) | (0.0335) | (0.0020) |
| <i>ATR</i> | -0.1079* | -0.1554** | -0.1477*** |
| P_value | (0.0669) | (0.0339) | (0.0009) |
| <i>G_ROA</i> | -0.1053*** | -0.0320*** | -0.0481*** |
| P_value | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) |
| <i>G_ASSET</i> | -0.0139*** | -0.0129*** | -0.0140*** |
| P_value | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) |
| <i>SIZE</i> | -0.0923** | -0.0468 | -0.0744*** |
| P_value | (0.0116) | (0.2559) | (0.0050) |
| <i>SIZE2</i> | 0.0016 | 0.0003 | 0.0013* |
| P_value | (0.1920) | (0.8001) | (0.0911) |
| Hằng số | -0.4928 | -0.7768 | -0.7445 |
| P_value | (0.5304) | (0.3790) | (0.1369) |

Nguồn: Kết quả
nghiên cứu của các tác giả với phần mềm STATA
(Kí hiệu ***; **; * cho biết mức ý nghĩa thống kê tương ứng là 1%; 5%; 10%)

Các biến *ATR*, *G_ROA*, *G_ASSET* đều có hệ số mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê mức 1%, cho thấy: Khi công ty làm ăn hiệu quả, tăng tỷ lệ doanh thu thuần trên tổng

tài sản, có tăng trưởng dương trong ROA và trong tổng tài sản thì sẽ giảm thiểu nguy cơ trở thành Zombie.

Trong MH3, Biến *SIZE* có hệ số mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% còn biến *SIZE2* có hệ số dương, mức ý nghĩa thống kê dưới 10%, điều đó cho thấy: khi quy mô doanh nghiệp (quy mô tài sản cố định) nhỏ thì doanh nghiệp có nhiều khả năng trở thành công ty Zombie, nhưng khi quy mô doanh nghiệp tăng lên đủ lớn thì ít có khả năng trở thành Zombie hơn. Tuy nhiên, chưa có bằng chứng cho thấy: các biến này có ảnh hưởng đến xác suất trở thành Zombie trong các mô hình MH1, MH2, khi ước lượng với mẫu nhỏ.

5. Kết luận

Nghiên cứu đã sử dụng số liệu mảng cân bằng gồm 517 công ty phi tài chính, niêm yết trên hai sàn chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2008-2019 để nghiên cứu tình trạng Zombie và các yếu tố giúp nhận diện công ty Zombie. Đây là một nghiên cứu với cách tiếp cận và cái nhìn khá mới mẻ về chủ đề này tại Việt Nam, nghiên cứu sử dụng tiêu chí xác định Zombie là các công ty có lợi nhuận từ hoạt động sản xuất kinh doanh âm và có tỷ lệ bao phủ lãi suất nhỏ hơn 1 trong ba năm liên tiếp. Kết quả nghiên cứu cho thấy: tỷ lệ Zombie trong các công ty niêm yết giai đoạn nghiên cứu chiếm trung bình là 6.02% và tỷ lệ Zombie cao nhất là 10.06% vào năm 2013 và Zombie tập trung nhiều nhất trong ngành Xây dựng và Bất động sản. Zombie tồn tại ít nhất trong các công ty thuộc nhóm ngành: *Sản xuất nông nghiệp* và *Dịch vụ chuyên môn, KHCN*.

Ngoài ra, kết quả ước lượng mô hình Probit với tác động ngẫu nhiên, theo số liệu mảng cho 517 công ty trong 10 năm (2010-2019) đã cho biết các yếu tố giúp nhận diện Zombie hay các yếu tố ảnh hưởng đến xác suất một công ty trở thành Zombie.

Với mức ý nghĩa 5%, có thể khẳng định các giả thuyết:

Giả thuyết H1: Một công ty trong tình trạng Zombie năm nay thì sẽ tăng thêm nguy cơ là Zombie trong năm tiếp theo.

Giả thuyết H2: Công ty tăng sử dụng đòn bẩy tài chính thì tăng nguy cơ trở thành Zombie.

Giả thuyết H3: Khi vòng quay tổng tài sản giảm thì khả năng công ty trở thành Zombie tăng.

Giả thuyết H4: ROA có mức tăng trưởng dương thì sẽ giảm nguy cơ công ty trở thành Zombie.

Giả thuyết H5: Khi tổng tài sản có mức tăng trưởng dương thì công ty giảm nguy cơ trở thành Zombie.

Giả thuyết H6: Công ty có quy mô nhỏ thì có nhiều khả năng trở thành Zombie, khi quy mô công ty đủ lớn thì ít có khả năng trở thành Zombie hơn.

Kết quả nghiên cứu là cơ sở giúp các nhà quản lý và các công ty, đặc biệt là các công ty niêm yết xây dựng kế hoạch, chiến lược sản xuất, kinh doanh để giảm thiểu nguy cơ trở thành Zombie, đồng thời đảm bảo sức khỏe cho công ty, góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế đất nước.

Tài liệu tham khảo

1. Andrews, D., McGowan, M. A. & Millot, V. (2017), Confronting the Zombies: Policies for productivity revival. OECD Publishing.
2. Caballero, R. J., Hoshi, T. & Kashyap, A. K. (2008), Zombie lending and depressed restructuring in Japan. *American Economic Review*, 98, 1943-77.
3. Dan Andrews và Filippes Petroulakis (2017), Breaking the shackles: Zombie firms, weak banks and depressed restructuring in Europe, *Economics department working paper* No. 1433, OECD.
4. Imai, K. (2016), A panel study of Zombie SMEs in Japan: Identification, borrowing and investment behavior. *Journal of the Japanese and International Economies*, 39, 91-107.
5. Fukuda, S.-i. & Nakamura, J.-i. (2011), Why Did ‘Zombie’ Firms Recover in Japan? *The World Economy*, 34, 1124-1137.
6. Jiang, X., Li, S. & Song, X. (2017), The mystery of Zombie enterprises – “stiff but deathless”. *China Journal of Accounting Research*, 10, 341-357.
7. Hallak Issam, Péter Harasztosi, and Sebastian Schich (2018), Fear the Walking Dead? Incidence and Effects of Zombie Firms in Europe, *EUR 29238 EN, Publications Office of the European Union*, Luxembourg, ISBN 978-92-79-85969-4, doi:10.2760/314636, JRC111915.
8. Hoshi, T. (2006), Economics of the living dead. *The Japanese Economic Review*, 57, 30-49.
9. Manuela Storz, Michael Koetter, Ralph Setzer, Andreas, Westpha (2017), Do we want these two to tango? On Zombie firms and stressed banks in Europe, *Working Paper Series, European Central Bank*. No 2104/ October 2017.
10. Mark Thomas (2010), *The Zombie Economy: Leadership In Times Of Uncertainty*, PA Consulting Group.
11. Müge Adalet McGowan, Dan Andrews and Valentine Millot (2017a), Insolvency Regimes, Zombie Firms and Capital Reallocation, *Economics department working papers*, No. 1399
12. Müge Adalet McGowan, Dan Andrews and Valentine Millot (2017b), The Walking Dead? Zombie Firms and Productivity Performance in OECD Countries, *Economics department working papers*, No. 1372.
<https://www.oecd.org/eco/The-Walking-Dead-Zombie-Firms-and-Productivity-Performance-in-OECD-Countries.pdf>
13. Nakamura and Fukuda (2013), What happened to “Zombie” firms in Japan? Reexamination for the lost two decades, *Global Journal of Economics*, 2(2), 1-18.
14. Nakamura, J.I, (2017), *Japanese Firms during the lost two decades. The Recovery of Zombie Firms and Entrenchment of Reputable Firms*, ISBN 978-4-431-55916-0, Springer.
15. Papworth, T. (2013), The Trading Dead: The Zombie firms plaguing Britain’s economy, and what to do about them. *Adam Smith Research Trust, England*.
16. Raphael Lam, Alfred Schipke, Yuyan Tan, and Zhibo Tan (2017), Resolving China’s Zombies: Tackling Debt and Raising Productivity, *IMF Working Paper*, WP/17/266.
17. Sara Urionabarrenetxea, Leire San-Jose, Jose-Luis Retolaza (2016), Negative equity companies in Europe: theory and evidence, *Business: Theory and Practice* 17(4), 307-316.
18. Shen, G. & Chen, B. (2017), Zombie firms and over-capacity in Chinese manufacturing. *China Economic Review*, 44, 327-342.
19. Urionabarrenetxea, S., Garcia-Merino, J. D., San-Jose, L. & Retolaza, J. L. (2018), Living with Zombie companies: Do we know where the threat lies? *European Management Journal*, 36, 408-420.

ỨNG DỤNG MÔ HÌNH ARCH PHÂN TÍCH SỰ BIẾN ĐỘNG CỦA CHỈ SỐ HNX- INDEX

Nguyễn Thị Hiền,
Bộ môn Toán, Đại học Thương mại

Tóm tắt

Việc nắm bắt thông tin trên các Sàn chứng khoán rất có ý nghĩa đối với các chủ thể tham gia thị trường, nhất là các nhà đầu tư chứng khoán. Vì vậy, việc nắm bắt được sự biến động trên các Sàn chứng khoán có một vai trò rất quan trọng. Sàn chứng khoán HNX (Ha Noi Stock Exchange) là sàn giao dịch lớn thứ 2 và đóng góp không nhỏ vào sự phát triển của Thị trường chứng khoán Việt Nam. Nắm bắt được sự biến động của chỉ số chứng khoán HNX_Index sẽ giúp cho việc định giá chứng khoán và quản trị rủi ro. Vì vậy, bài viết xin đưa ra một số phân tích về sự biến động của chỉ số HNX_Index dựa trên bộ số liệu giá đóng cửa hàng ngày của HNX_Index trong 10 năm gần đây, thời gian từ ngày 04/01/2010 đến ngày 31/12/2020. Việc phân tích được thực hiện bằng cách sử dụng các mô hình dữ liệu chuỗi thời gian: mô hình ARMA và mô hình ARCH.

Từ khóa: chỉ số HNX_Index, Sàn chứng khoán, mô hình ARCH

1. Giới thiệu vấn đề nghiên cứu

Thị trường chứng khoán (TTCK) ra đời là sản phẩm tất yếu, khách quan của nền kinh tế phát triển theo cơ chế thị trường. Trên thế giới nói chung và ở Việt Nam nói riêng, TTCK luôn là nơi hấp dẫn các tổ chức và cá nhân đầu tư bởi mức sinh lợi cao của nó. Một nhà đầu tư không chỉ quan tâm đến lợi nhuận, mà còn quan tâm đến rủi ro của việc đầu tư, cũng như mức độ biến thiên của rủi ro. Rủi ro ở đây được thể hiện qua độ dao động tỷ suất sinh lợi của chỉ số giá thị trường. Một thước đo đơn giản cho sự biến động trong tỷ suất sinh lợi là phương sai của nó thay đổi theo thời gian. Trong phân tích kinh tế lượng cổ điển ta thường giả thiết phương sai của sai số không đổi theo thời gian. Tuy nhiên, bất kỳ một chuỗi thời gian nào đều chịu ảnh hưởng ít nhiều của các tin tức tốt, xấu và nhà đầu tư trên thị trường đều ứng xử hành vi kiểu đám đông. Giả thiết phương sai sai số không đổi theo thời gian, thường không còn phù hợp. Vì thế, sẽ nảy sinh ý tưởng xem xét các dạng dữ liệu mà phương sai của nó phụ thuộc theo thời gian, ở đây là phụ thuộc vào các phương sai trong quá khứ.

TTCK có một số đặc điểm cơ bản sau: Thứ nhất hàng hóa của TTCK là các loại chứng khoán. Đó là những công cụ chuyển tải giá trị như cổ phiếu, trái phiếu, chứng chỉ quỹ đầu tư, chứng khoán phái sinh. Chứng khoán khác so với các loại hàng hóa thông thường là không có tính năng tác dụng và mục đích sử dụng riêng. Thứ hai, TTCK được đặc trưng bởi hình thức chuyển giao tài chính trực tiếp, những người có khả năng cung ứng vốn có thể điều chuyển vốn trực tiếp cho người cần vốn mà không cần thông qua các trung gian tài chính với tư cách là một chủ thể riêng biệt, độc lập. Thứ ba, hoạt động mua bán trên TTCK chủ yếu được thực hiện qua người môi giới, nhằm bảo vệ quyền lợi chính đáng cho nhà đầu tư và đảm bảo TTCK hoạt động đúng pháp luật, công bằng, công khai và hiệu quả. Thứ tư, TTCK gắn với thị trường cạnh tranh hoàn hảo. Không có sự áp đặt giá cả trên TTCK, giá cả ở đây được xác định dựa trên quan hệ cung cầu

của thị trường và phản ánh các thông tin có liên quan đến chứng khoán. Thứ năm, TTCK về cơ bản là thị trường liên tục. Sau khi các chứng khoán được phát hành trên thị trường sơ cấp, nó có thể được mua đi bán lại nhiều lần trên thị trường thứ cấp. TTCK đảm bảo cho những người đầu tư có thể chuyển các chứng khoán của họ nắm giữ thành tiền bất cứ lúc nào họ muốn.

Chỉ số chứng khoán là một giá trị thống kê phản ánh tình hình phát triển của TTCK và tình hình hoạt động của các công ty trên thị trường. Nếu các công ty làm ăn có lãi giá chứng khoán của các công ty đó tăng làm chỉ số chứng khoán tăng theo và ngược lại. Dựa vào chỉ số chứng khoán các nhà đầu tư có thể xác định được hiệu quả của một cổ phiếu hoặc một danh mục các chứng khoán để đầu tư vào. HNX_Index là chỉ số chứng khoán thể hiện xu hướng biến động giá của tất cả cổ phiếu niêm yết và giao dịch tại TTCK Hà Nội. Vì vậy việc phân tích

2. Tổng quan nghiên cứu

Năm 1982, Engle xây dựng mô hình ARCH dựa trên giả thiết phương sai của sai số tại một thời điểm phụ thuộc vào các sai số bình phương ở các giai đoạn trước. Nhờ đó mô hình này thành công trong việc giải thích những biến động của phương sai, mà chỉ sử dụng thông tin quá khứ của bản thân sai số [2]. Như vậy, mô hình ARCH được xây dựng để phân tích và dự báo phương sai có điều kiện thay đổi theo thời gian trong các chuỗi dữ liệu tài chính.

Ở TTCK Việt Nam, Sở giao dịch Chứng Khoán Hà Nội là một trong những Sàn chứng khoán lớn nhất. Vì vậy, độ rủi ro của việc đầu tư kinh doanh cổ phiếu trên Sàn chứng khoán HNX rất được quan tâm. HNX-Index là một chỉ số giá cổ phiếu được sử dụng để đánh giá về thị trường mã cổ phiếu tại Sàn chứng khoán HNX. Do đó, nghiên cứu ứng dụng các mô hình ARMA, ARCH để phân tích sự biến động của chỉ số HNX_Index trong giai đoạn 2010 – 2020.

Trên thế giới đã có các nghiên cứu sử dụng mô hình ARCH trong việc giải thích tính dễ biến động của TTCK, như nghiên cứu của Sohail Chand, Shahid Kamal và Imran Ali (2012) sử dụng mô hình ARCH, GARCH phân tích sự biến động của giá cổ phiếu MCB (Muslim Commercial Bank), nhóm tác giả đã xây dựng các mô hình ARMA khác nhau để ước lượng cho tỷ suất sinh lợi trung bình, dựa trên kết quả thu được và các tiêu chí AIC, SIC họ đã chọn ra mô hình ước lượng phù hợp nhất, ngoài ra kết quả còn thu được mô hình GARCH(1,1) là mô hình dự báo tốt nhất. Năm 2014 Erginbay Ugurlu, Eleftherios Thalassinos và Yusuf Muratoglu nghiên cứu độ biến động của TTCK Châu Âu bằng mô hình ARCH, các mô hình GARCH với bộ dữ liệu được chọn là giá đóng cửa hàng ngày trong các thị trường mới nổi như Bulgaria, Cộng hòa Séc, Hungary, Ba Lan và Thổ Nhĩ Kỳ trong giai đoạn 2001 - 2012, dữ liệu thu thập được từ Reuters. Kết quả bài báo chỉ ra các cú sốc có ảnh hưởng dai dẳng đến độ biến động của tỷ suất sinh lợi, và ảnh hưởng của các tin tức là bất cân xứng.

Ở Việt Nam, năm 2017, tác giả Phạm Chí Khoa đưa ra kết quả dự báo biến động giá chứng khoán qua mô hình ARCH – GARCH. Dựa trên các tiêu chí AIC, SIC nghiên cứu chọn mô hình ARMA(4,1) để ước lượng cho giá trị trung bình của tỷ suất sinh lợi và mô hình GARCH(1,1) ước lượng cho phương sai sai số có điều kiện. Nghiên cứu được thực hiện trên bộ số liệu thu thập trong giai đoạn 2006 - 2016. Kết quả chỉ ra tỷ suất sinh lợi trong quá khứ có vai trò quyết định tỷ suất sinh lợi hiện tại, tuy nhiên tác giả chưa chỉ ra được ảnh hưởng của rủi ro và các thông tin tốt, xấu đến tỷ suất sinh lợi

của VN_Index. Theo tìm hiểu của tác giả chưa có nghiên cứu nào ứng dụng mô hình ARCH phân tích sự biến động của HNX_Index.

3. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng phương pháp định lượng, dựa trên bộ số liệu thứ cấp kết hợp ứng dụng mô hình ARMA và ARCH để phân tích sự biến động của chỉ số HNX-Index. Trước tiên nghiên cứu ứng dụng mô hình ARMA để dự báo tỷ suất sinh lợi trung bình của HNX_index, sau đó áp dụng mô hình ARCH đánh giá sự tác động của các cú sốc trong quá khứ lên sự biến động của tỷ suất sinh lợi. Các mô hình được xây dựng theo quy trình hai bước, bước 1 xác định bậc của mô hình, bước 2 ước lượng mô hình bằng phương pháp hợp lý cực đại. Để xác định bậc trước tiên ta phải kiểm định tính dừng của chuỗi tỷ suất sinh lợi, sau đó lựa chọn mô hình ARMA phù hợp, rồi kiểm định hiệu ứng ARCH cho mô hình ước lượng được, từ đó xác định bậc của mô hình.

3.1 Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng chỉ số HNX_Index để đại diện cho Sàn chứng khoán HNX với chuỗi dữ liệu gồm giá đóng cửa hàng ngày của chỉ số HNX_Index trong giai đoạn 2010 – 2020. Đây là dữ liệu chuỗi thời gian gồm 2742 quan sát. Các phân tích được thực hiện trên phần mềm Eviews 8.0.

(Nguồn dữ liệu được lấy từ trang web: <https://s.cafef.vn/du-lieu/download.chn#data>)

3.2 Mô hình nghiên cứu

Biến động của chỉ số HNX_Index được ước tính dựa trên tỷ suất sinh lợi r_t với:

$$r_t = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right).$$

Trong đó P_t , P_{t-1} là giá đóng cửa của HNX_Index tương ứng tại thời điểm t , $t-1$.

Giá trị trung bình của tỷ suất sinh lợi r_t là: $\mu_t = E(r_t / F_{t-1})$.

Rủi ro ở đây là phương sai có điều kiện của tỷ suất sinh lợi và được xác định như sau: $\sigma_t^2 = \text{Var}(r_t / F_{t-1})$ (1).

Trong đó F_{t-1} là tập hợp thông tin có ở thời điểm $t-1$.

Để ước lượng cho tỷ suất sinh lợi trung bình, nghiên cứu sử dụng mô hình ARMA(p,q):

$$r_t = \mu_t + u_t \quad (2)$$

$$\mu_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{it} + \sum_{i=1}^p \phi_i \mu_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i u_{t-i} \quad (3)$$

Trong đó X_{it} là biến giải thích nào đó, u_t đặc trưng các cú sốc của tỷ suất sinh lợi một loại tài sản ở thời điểm t ; p , q là các số nguyên không âm được xác định dựa trên lược đồ tương quan chuỗi. Sau khi xác định p , q ta ước lượng các mô hình trung bình ARMA(p,q) bằng phương pháp Bình phương nhỏ nhất (OLS), rồi chọn ra một mô hình ước lượng phù hợp nhất. Sau đó tiến hành kiểm định hiệu ứng ARCH của mô hình.

Từ (1) và (2) ta có: $\sigma_t^2 = \text{Var}(r_t / F_{t-1}) = \text{Var}(u_t / F_{t-1})$.

- **Mô hình ARMA(p,q).**

Quá trình trung bình trượt MA(q)

Y_t là quá trình trung bình trượt bậc q, nếu Y_t có dạng:

$$Y_t = \mu + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \dots + \theta_q u_{t-q} \quad t=1, 2, \dots, n$$

Trong đó u_t : là nhiễu trắng, $E(u_t) = 0$, $\text{Var}(u_t) = \sigma^2$, $\text{cov}(u_t, u_{t+s}) = 0$, $s \neq 0$, với mọi t.

Hay $Y_t - \mu = (1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q) u_t$, $E(Y_t) = \mu$, L là toán tử trễ

Quá trình tự hồi quy AR(p)

Y_t là quá trình tự hồi quy bậc p, nếu Y_t có dạng:

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + u_t \quad t=1, 2, \dots, n$$

Trong đó u_t : là nhiễu trắng, $E(u_t) = 0$, $\text{Var}(u_t) = \sigma^2$, $\text{cov}(u_t, u_{t+s}) = 0$, $s \neq 0$, với mọi t.

Quá trình trung bình trượt tự hồi quy ARMA(p,q)

Y_t là quá trình trung bình trượt bậc q, tự hồi quy bậc p, nếu Y_t có dạng:

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \dots + \theta_q u_{t-q}$$

Trong đó u_t : là nhiễu trắng, $E(u_t) = 0$, $\text{Var}(u_t) = \sigma^2$, $\text{cov}(u_t, u_{t+s}) = 0$, $s \neq 0$, với mọi t.

- **Mô hình ARCH**

Mô hình ARCH do Engle đề xuất năm 1982. Mô hình này cho rằng phương sai của các sai số tại thời điểm t phụ thuộc vào các sai số bình phương ở các giai đoạn trước. Mô hình ARCH(p) có dạng:

$$r_t = \mu_t + u_t$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 u_{t-1}^2 + \gamma_2 u_{t-2}^2 + \dots + \gamma_p u_{t-p}^2 \quad (4)$$

Trong đó μ_t đại diện cho trung bình của tỷ suất sinh lợi r_t , σ_t^2 đại diện cho mức độ biến động của r_t còn u_t đại diện cho các “cú sốc” (shock) của tỷ suất sinh lợi một loại tài sản ở thời điểm t. Với $\gamma_0 > 0$; $\gamma_j \geq 0$ $j = 1, \dots, p$; $\varepsilon_t \sim \text{IID}$; $E(\varepsilon_t) = 0$; $\text{Var}(\varepsilon_t) = 1$. Thông thường ta hay giả thiết $u_t \sim N(0; \sigma_t^2)$ hoặc phân phối Student.

Để đưa ra dự báo cho phương sai của tỷ suất sinh lợi r_t bằng mô hình ARCH ta tiến hành theo quy trình 4 bước. Bước 1: Xác định bậc của mô hình ARCH; Bước 2: Ước lượng các tham số trong mô hình bằng phương pháp ước lượng hợp lý cực đại; Bước 3: Kiểm định hiệu ứng ARCH; Bước 4 đưa ra dự báo.

3.3 Kết quả nghiên cứu

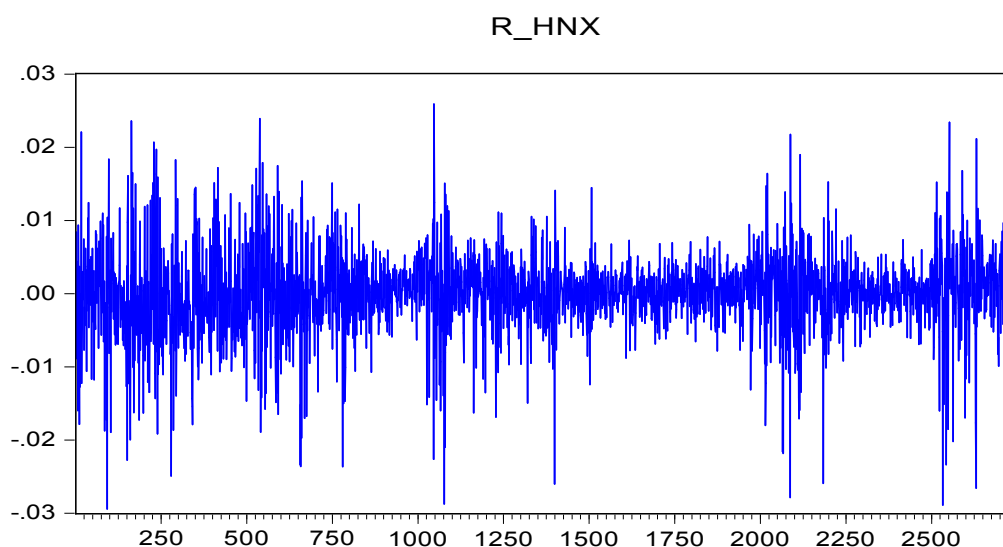
Thống kê mô tả tỷ suất sinh lợi của chỉ số HNX_Index được tổng hợp trong Bảng sau:

Bảng 1. Thống kê mô tả về chuỗi tỷ suất sinh lợi của HNX_Index theo ngày

| | |
|--------------|-----------|
| Mean | 0.0000299 |
| Maximum | 0.000220 |
| Minimum | 0.028964 |
| Std. Dev. | 0.005805 |
| Skewness | -0.372706 |
| Kurtosis | 6.390830 |
| Jarque-Bera | 1377.098 |
| Probability | 0.000000 |
| Observations | 2742 |

(Nguồn: kết quả phân tích số liệu của tác giả)

Giá trị trung bình của chuỗi tỷ suất sinh lợi dương, điều này cho thấy trung bình giá HNX_Index tăng trong khoảng thời gian quan sát. Hệ số bất cân xứng khác 0 và độ nhọn lớn hơn 3, điều này ngụ ý chuỗi tỷ suất sinh lợi không tuân theo quy luật phân phối chuẩn. Kết hợp với kiểm định Jarque-Bera có giá trị $p_value = 0.000000$ rất nhỏ, nên với mức ý nghĩa 1% có thể nói giả thuyết chuỗi tỷ suất sinh lợi r_t phân phối chuẩn đã bị bác bỏ. Tiếp theo ta vẽ biểu đồ minh họa sự thay đổi của tỷ suất sinh lợi theo thời gian.



Hình 1. Đồ thị chuỗi tỷ suất sinh lợi HNX_INDEX giai đoạn 2010 – 2020

(Nguồn: kết quả phân tích số liệu của tác giả)

Đồ thị chỉ ra chuỗi tỷ suất sinh lợi theo ngày của HNX_Index dao động với biên độ lớn xung quanh giá trị trung bình. Không chỉ thế những biến động ấy dường như kéo

dài qua một giai đoạn nhất định, khoảng thời gian biến động cao thấp có xu hướng nối tiếp, tức là có biến động theo cụm và những biến động này có vẻ tự tương quan với nhau. Trên bộ dữ liệu thu thập ta tính được phương sai của tỷ suất sinh lợi là 0.0000337. Nhưng phương sai theo cách tính đơn giản này không bàn đến dao động theo cụm, nó chỉ đơn thuần là phương sai không có điều kiện, không tính đến yếu tố lịch sử đã qua của các tỷ suất sinh lợi. Do đó ta sử dụng mô hình ARCH để đánh giá được độ biến động của tỷ suất sinh lợi của HNX_Index theo thời gian. Trước tiên ta kiểm tra tính dừng của chuỗi bằng phương pháp kiểm định Augmented Dickey-Fuller (ADF).

Bảng 2. Kết quả kiểm định tính dừng bằng kiểm định ADF

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -27.14105 | 0.0000 |

(Nguồn: kết quả phân tích số liệu của tác giả)

Vậy chuỗi HNX_Index là chuỗi dừng với mức ý nghĩa 1%.

Tiếp theo, ta tính toán khoảng tin cậy của hệ số tự tương quan ACF, sử dụng các hệ số tự tương quan ACF để chọn bậc q cho MA, hệ số tự tương quan riêng PACF để chọn bậc p cho AR. Vì HNX_Index là chuỗi dừng nên ta chọn p, q là những giá trị nằm ngoài khoảng tin cậy. Trong thực tế, khoảng tin cậy của hệ số tương quan xấp xỉ $\left(-\frac{2}{\sqrt{2742}}; \frac{2}{\sqrt{2742}}\right) \approx (-0.0382; 0.0382)$. Dựa vào lược đồ tự tương quan của chuỗi HNX_Index ta chọn ra các độ trễ p, q phù hợp.

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|-----------------|---------------------|----------------|--------------|---------------|--------------|
| | | 1 0.006 | 0.006 | 0.0830 | 0.773 |
| | | 2 0.064 | 0.064 | 11.177 | 0.004 |
| | | 3 0.060 | 0.060 | 21.109 | 0.000 |
| | | 4 0.013 | 0.008 | 21.542 | 0.000 |
| | | 5 0.017 | 0.009 | 22.331 | 0.000 |
| | | - | - | 6 0.023 | 0.028 |
| | | 7 0.012 | 0.010 | 24.162 | 0.001 |
| | | 8 0.013 | 0.015 | 24.656 | 0.002 |
| | | - | - | 9 0.011 | 0.010 |
| | | | | 25.016 | 0.003 |

| | | | | | | | | |
|--|--|--|--|----|-------|-------|--------|-------|
| | | | | 10 | 0.026 | 0.023 | 26.832 | 0.003 |
| | | | | 11 | 0.022 | 0.022 | 28.197 | 0.003 |
| | | | | 12 | 0.012 | 0.015 | 28.613 | 0.004 |
| | | | | 13 | 0.002 | 0.003 | 28.624 | 0.007 |
| | | | | 14 | 0.023 | 0.023 | 30.077 | 0.007 |
| | | | | 15 | 0.005 | 0.006 | 30.159 | 0.011 |

Hình 2. Lược đồ tương quan của chuỗi HNX_Index

(Nguồn: kết quả phân tích số liệu của tác giả)

Nhìn vào lược đồ Hình 2, ta chọn các độ trễ cho quá trình AR, MA p=q:2, 3.

Bảng 3. Kết quả ước lượng các mô hình ARMA

| <u>Mô hình</u> | <u>AR(2)</u> | <u>AR(3)</u> | <u>MA(2)</u> | <u>MA(3)</u> | <u>AIC</u> | <u>SIC</u> |
|------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|------------|------------|
| <u>ARMA(2,0)</u> | 0.06368*** | = | = | = | -7.473 | -7.470 |
| <u>ARMA(3,0)</u> | = | 0.06026*** | = | = | -7.473 | -7.460 |
| <u>ARMA(0,2)</u> | = | = | 0.06339*** | = | = | -7.462 |
| <u>ARMA(0,3)</u> | = | = | = | 0.0647*** | = | -7.461 |
| <u>ARMA(2,2)</u> | -2.2097 | = | 0.269 | = | -7.473 | -7.468 |
| <u>ARMA(2,3)</u> | 0.06298*** | = | = | 0.06377*** | -7.476 | -7.472 |
| <u>ARMA(3,2)</u> | = | 0.05944*** | 0.06602*** | = | -7.477 | -7.472 |
| <u>ARMA(3,3)</u> | = | -0.0531 | = | 0.1171 | -7.473 | -7.468 |

*: p_value<0.05; **: p_value<0.01; ***: p_value<0.001

(Nguồn: kết quả phân tích số liệu của tác giả)

Xét các mô hình ARMA ước lượng cho giá trị trung bình của tỷ suất sinh lợi, kết quả ước lượng thu được mô hình ARMA(3,2) là phù hợp nhất vì các hệ số trong mô hình đều có ý nghĩa thống kê 1% và có giá trị của hai tiêu chuẩn AIC, SIC nhỏ nhất.

Kiểm định hiệu ứng ARCH của mô hình ARMA(3,2) thu được kết quả, với mức ý nghĩa 5% mô hình có hiệu ứng ARCH tức là có phương sai sai số thay đổi theo thời gian, ta xác định được bậc của mô hình ARCH là 6.

Bảng 4. Kết quả kiểm định hiệu ứng ARCH 6 của mô hình ARMA(3, 2)

Heteroskedasticity Test: ARCH

| | | | |
|-------------|----------|-----------------|--------|
| F-statistic | 53.67950 | Prob. F(6,2726) | 0.0000 |
|-------------|----------|-----------------|--------|

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|--------|
| Obs*R-squared | 288.7842 | Prob. Chi-Square(6) | 0.0000 |
|---------------|----------|---------------------|--------|

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|-------------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 1.55E-05 | 1.71E-06 | 9.049537 | 0.0000 |
| RESID^2(-1) | 0.159514 | 0.019146 | 8.331313 | 0.0000 |
| RESID^2(-2) | 0.136878 | 0.019361 | 7.069891 | 0.0000 |
| RESID^2(-3) | 0.090800 | 0.019486 | 4.659755 | 0.0000 |
| RESID^2(-4) | 0.045710 | 0.019487 | 2.345632 | 0.0191 |
| RESID^2(-5) | 0.056037 | 0.019332 | 2.898703 | 0.0038 |
| RESID^2(-6) | 0.041902 | 0.019118 | 2.191793 | 0.0285 |
| RESID^2(-7) | 0.028403 | 0.019986 | 0.783269 | 0.3615 |

(Nguồn: kết quả phân tích số liệu của tác giả)

Dùng phương pháp ước lượng hợp lý cực đại ta thu được kết quả như sau:

Bảng 5. Kết quả hồi quy mô hình ARCH

| Dependent Variable: R_HNX Method: ML - ARCH | Coefficient |
|--|---------------|
| MA(2) | 0.043232** |
| Variance equation | |
| C | 0.00000801*** |
| Resid(-1)^2 | 0.178086*** |
| Resid(-2)^2 | 0.169621*** |

| | |
|---|-------------|
| Resid(-3)^2 | 0.17017*** |
| Resid(-4)^2 | 0.10805*** |
| Resid(-5)^2 | 0.119364*** |
| Resid(-6)^2 | 0.092566*** |
| *: p_value<0.05; **: p_value<0.01; ***: p_value<0.001 | |

(Nguồn: kết quả phân tích số liệu của tác giả)

Phương trình ước lượng cho trung bình của HNX_Index:

$$\hat{r}_t = 0,043232e_{t-2}.$$

Kết quả cho thấy với mức ý nghĩa 5% ta có thể nói cú sốc tại thời điểm t-2 giải thích 4.3232% sự thay đổi tỷ suất sinh lợi trung bình của VN_Index tại thời điểm t.

Phương trình hồi quy cho σ_t^2 :

$$\sigma_t^2 = 0.00000801 + 0.178086e_{t-1}^2 + 0.169621e_{t-2}^2 + 0.17017e_{t-3}^2 + 0.10805e_{t-4}^2 + 0.119364e_{t-5}^2 + 0.092566e_{t-6}^2.$$

Nhìn vào kết quả hồi quy ta thấy rõ phương sai của tỷ suất sinh lợi của HNX_Index tại thời điểm t phụ thuộc vào các cú sốc tại 6 thời điểm trước đó. Điều này chứng tỏ các cú sốc trong quá khứ có ảnh hưởng đến sự biến động tỷ suất sinh lợi của chỉ số HNX_Index. Các cú sốc càng gần với thời điểm t thì mức độ tác động đến biến động của tỷ suất sinh lợi của HNX_Index càng lớn.

4. Kết luận

Nghiên cứu chọn mô hình ARMA(3,2) và mô hình ARCH(6) để phân tích sự biến động chuỗi tỷ suất sinh lợi của chỉ số HNX_Index trong giai đoạn 2010 – 2020. Đây là dữ liệu chuỗi thời gian gồm 2742 quan sát. Kết quả nghiên cứu thu được mô hình ARCH(6) chỉ ra các cú sốc trong quá khứ có ảnh hưởng lớn đến tỷ suất sinh lợi của chỉ số HNX_Index ở hiện tại và hơn thế nữa các cú sốc có ảnh hưởng dai dẳng đến sự biến động của tỷ suất sinh lợi. Tuy nhiên mô hình ARCH bậc cao sử dụng nhiều độ trễ nên không hiệu quả trong việc đưa ra các dự báo, do đó một hướng nghiên cứu tiếp theo là lựa chọn mô hình GARCH và các mô hình GARCH mở rộng để có nhiều phân tích sâu hơn.

Tài liệu tham khảo

1. Nguyễn Thị Hiên (2019), *Ứng dụng mô hình ARCH – GARCH phân tích sự biến động của chỉ số VN_Index*, Tạp chí Khoa học Thương Mại, tháng 2.
2. Phạm Chí Khoa (2017), *Dự báo biến động giá chứng khoán qua mô hình Arch – Garch*, Tạp chí Tài chính, Kỳ 2, số 6, tr38-39.
3. Trần Sỹ Mạnh và Đỗ Khắc Hưởng (2013), *Đo lường sự dao động chỉ số chứng khoán VN_Index thông qua mô hình Garch*, Tạp chí Khoa học và đào tạo ngân hàng, số 130, tr42.
4. Vũ Duy Thắng (2011), *Các mô hình chuỗi thời gian tài chính*, Luận văn thạc sỹ khoa học, Đại học Khoa học tự nhiên – Đại học Quốc gia Hà Nội.
5. Engle, R. F. (1982), *Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation*, journal of the Econometric Society, 987-1007.
6. Karmakar, M. (2005), *Modeling conditional volatility of the Indian stock markets*, Vikalpa, 30, 21.
7. Erginbay Ugurlu , Eleftherios Thalassinos , Yusuf Muratoglu (2014), *Modeling Volatility in the Stock Markets using GARCH Models: European Emerging Economies and Turkey*, International Journal in Economics and Business Administration Volume II, Issue 3.
8. Sohail Chand, Shahid Kamal & Imran Ali (2012), *Modelling and volatility analysis of share prices using ARCH and GARCH models*, World Applied Sciences Journal, 19, 77-82.

THỰC TRẠNG CÔNG BỐ THÔNG TIN TRÁCH NHIỆM XÃ HỘI CỦA CÁC DOANH NGHIỆP NIÊM YẾT TRONG NHÓM VN100

Nguyễn Đức Minh

Bộ môn Toán, Đại học Thương mại

Tóm tắt

Trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp (CSR) đang trở thành mối quan tâm hàng đầu của nhiều doanh nghiệp trên thế giới, doanh nghiệp muốn tồn tại và phát triển bền vững cần phải có sự quan tâm và ứng xử đúng mức với các vấn đề có ảnh hưởng đến các đối tượng hữu quan như cộng đồng, đối tác, khách hàng, người lao động và cả đối với môi trường, từ đó tạo ra giá trị cho các cổ đông. Một công ty thành công trong việc thực hiện trách nhiệm xã hội có nghĩa là đã quan tâm và cân bằng được lợi ích của các đối tượng hữu quan trong hoạt động của mình. Bài viết này hy vọng đánh giá đúng về mức độ công bố thông tin của các doanh nghiệp niêm yết trong nhóm VN100 dựa trên văn bản mới nhất quy định về công bố thông tin trách nhiệm xã hội là thông tư 96/2020/TT-BTC.

Từ khóa: Thông tin trách nhiệm xã hội (TNXH), môi trường, lao động, phục vụ cộng đồng.

1. Mở đầu

Các chủ doanh nghiệp và nhà đầu tư nếu như trước đây chỉ quan tâm đến vấn đề lợi nhuận và làm thế nào để gia tăng giá trị của doanh nghiệp thì ngày nay, bên cạnh mục tiêu lợi nhuận trong quá trình hoạt động kinh doanh, các doanh nghiệp cần phải quan tâm đến các vấn đề về bảo vệ môi trường, bảo vệ lợi ích của người lao động và tham gia đóng góp tích cực cho cộng đồng địa phương.

Trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp (CSR) đang trở thành mối quan tâm hàng đầu của nhiều doanh nghiệp trên thế giới, các nhà quản trị quan tâm hơn đến các tác động xã hội và môi trường phát sinh hoạt động kinh doanh của đơn vị mình. Doanh nghiệp muốn tồn tại và phát triển bền vững cần phải có sự quan tâm và ứng xử đúng mức với các vấn đề có ảnh hưởng đến các đối tượng hữu quan như cộng đồng, đối tác, khách hàng, người lao động và cả đối với môi trường, từ đó tạo ra giá trị cho các cổ đông. CSR bao gồm các mối quan hệ giữa doanh nghiệp và xã hội và nó cũng bao gồm trách nhiệm vốn có của doanh nghiệp đối với xã hội, theo nghĩa rộng nhất, CSR được hiểu là bao gồm các đối tượng hữu quan, các nhóm lợi ích có sự quan tâm đối với quá trình hoạt động của doanh nghiệp. Một công ty thành công trong việc thực hiện trách nhiệm xã hội có nghĩa là đã quan tâm và cân bằng được lợi ích của các đối tượng hữu quan trong hoạt động của mình.

Đáp ứng mục tiêu đó, hệ thống báo cáo trách nhiệm xã hội mà cụ thể là kế toán trách nhiệm xã hội (SRA) sẽ có nhiệm vụ cung cấp thông tin, phản ánh quá trình hoạt

động của doanh nghiệp đến các đối tượng hữu quan làm cơ sở đánh giá cho hiệu quả hoạt động cũng như trách nhiệm của doanh nghiệp đối với xã hội.

Trong các nghiên cứu trước đây về thực trạng công bố thông tin của các doanh nghiệp Việt Nam niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam, bài viết của tác giả Hà Thị Thủy đăng trên tạp chí Phát triển và Hội Nhập năm 2019, đã có những đánh giá khái quát mức độ công bố thông tin TNXH của các doanh nghiệp; tuy nhiên các đánh giá này dựa trên các tiêu chí của Hướng dẫn báo cáo phát triển bền vững của tổ chức Sáng kiến báo cáo toàn cầu (Global Reporting Initiative – GRI) để áp dụng vào thông tư 155/2015/TT-BTC. Cách đánh giá này không hoàn toàn phù hợp với thực trạng ở Việt Nam cũng như không đúng tinh thần của thông tư 155 trước đây, nay là 96/2020/TT-BTC, là văn bản của nhà nước quy định về công bố thông tin trách nhiệm xã hội. Bên cạnh đó, trong thời gian qua các doanh nghiệp niêm yết đã dần nhận thức được vai trò, tầm quan trọng của công bố thông tin TNXH. Các doanh nghiệp niêm yết đã có ý thức hơn trong việc thực hiện TNXH và công bố thông tin TNXH. Đó là lý do tác giả thực hiện nghiên cứu này với hy vọng đánh giá đúng mức độ công bố thông tin của doanh nghiệp niêm yết trong nhóm VN100.

2. Kế toán TNXH và công bố thông tin TNXH trên thế giới

Kế toán trách nhiệm xã hội (Social Responsibility Accounting - SRA) được biết đến với những tên gọi khác nhau như Kế toán xã hội (Social Accounting – AC), kế toán phát triển bền vững (Sustainability Accounting - SA), kế toán xã hội và môi trường (Social and Environmental Accounting - SEA), kế toán xanh (Green Accounting - GA) ...

Việc sử dụng các thuật ngữ khác nhau này, phụ thuộc vào quá trình phát triển của lý luận về trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp, phụ thuộc vào tình hình kinh tế, chính trị, xã hội, môi trường của mỗi quốc gia và thế giới, phụ thuộc vào quan điểm của các nhà nghiên cứu, vào quan điểm của các tổ chức quốc tế v.v... Cụ thể, trong giai đoạn đầu của sự phát triển, kế toán trách nhiệm xã hội quan tâm, chú trọng đến những khía cạnh về môi trường, vì vậy thuật ngữ thường được các nhà nghiên cứu, các nhà quản trị sử dụng là kế toán xã hội và môi trường, và kế toán môi trường là một bộ phận của kế toán trách nhiệm xã hội. Trong giai đoạn hiện nay, các doanh nghiệp, các quốc gia và toàn thế giới quan tâm, chú trọng đến sự phát triển bền vững và đạt được mục tiêu phát triển bền vững thì thuật ngữ thường được sử dụng là kế toán phát triển bền vững (Huỳnh Đức Lộc, 2014, 2016).

SRA là một thuật ngữ rất rộng, không có một định nghĩa thống nhất chính thức nào được công bố. Cho tới những năm 1980, với sự quan tâm ngày càng tăng về trách nhiệm xã hội và môi trường, thuật ngữ "kế toán xã hội" đã được một số học giả mở rộng thành "kế toán xã hội và môi trường". Chẳng hạn, Grey et al. (1987, trang ix) đã xác định kế toán xã hội và môi trường như sau:

"... quá trình truyền đạt những ảnh hưởng xã hội và môi trường của hành động kinh tế của các tổ chức đến các nhóm lợi ích cụ thể trong xã hội và cho toàn xã hội nói chung. Như vậy nó mở rộng trách nhiệm giải trình của các tổ chức (đặc biệt là các công ty), ngoài vai trò truyền thống của hệ thống kế toán tài chính đối với chủ sở hữu, đặc biệt là các cổ đông. Việc mở rộng được xác định dựa trên giả định rằng các công ty có trách nhiệm thực thi rộng hơn so với chỉ đơn giản là để kiếm tiền cho các cổ đông."

Đây là định nghĩa được công nhận rộng rãi nhất và được trích dẫn trong rất nhiều các nghiên cứu trọng lĩnh vực này. Kế toán TNXH là cơ sở để doanh nghiệp ghi nhận các hoạt động liên quan đến TNXH và công bố thông tin TNXH.

3. Thực trạng công bố thông tin TNXH của các DNNY tại Việt Nam

Hiện nay tại Việt Nam, SRA chưa được phổ biến và quan tâm đúng mức. Cụ thể, trong hệ thống kế toán doanh nghiệp Việt Nam như các chuẩn mực kế toán, các quy định pháp lý liên quan đến chứng từ kế toán, tài khoản kế toán, báo cáo kế toán, phương pháp hạch toán... còn những khoảng trống rất lớn thông tin về SRA (Huỳnh Đức Long, 2016). Báo cáo về CSR đã được một số doanh nghiệp lớn thực hiện nhưng chủ yếu tập trung ở những doanh nghiệp lớn, có niêm yết trên sàn chứng khoán để đáp ứng theo yêu cầu công bố thông tin của các cơ quan chức năng, phần lớn các doanh nghiệp Việt Nam là doanh nghiệp vừa và nhỏ cũng có thực hiện một số loại báo cáo tùy theo các yêu cầu của các cơ quan quản lý như Tổng Cục Thống kê, Cơ quan thuế, Bộ Tài Nguyên Môi Trường...

Việc thực hiện SRA tại Việt Nam hiện nay là chưa bắt buộc do khuôn khổ các chuẩn mực và quy định về SRA còn có nhiều khoảng trống với quốc tế (Huỳnh Đức Long, 2016). Tuy nhiên, theo thông tư số 96/2020/TT-BTC ban hành ngày 16/11/2020 của Bộ Tài Chính về việc hướng dẫn công bố thông tin trên thị trường chứng khoán lại có đề cập đến một số nội dung về TNXH mà doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam cần phải công bố. Các nội dung này bao gồm môi trường, lao động và phục vụ cộng đồng. Cụ thể, các thông tin đã được chỉ rõ tại phụ lục IV, phần I, mục 4 và mục 5; phụ lục IV, phần II, mục 6; phụ lục IV, phần III, mục 6. Các chỉ tiêu này được tổng hợp theo bảng sau:

Bảng 1. Tổng hợp thông tin TNXH

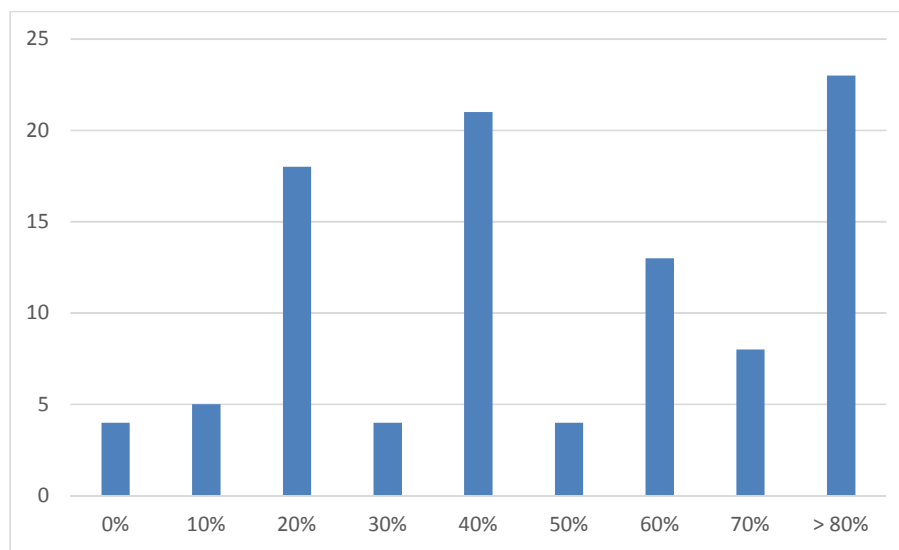
| Chỉ tiêu CBTT | Các thông tin công bố | |
|--|---|---|
| Chỉ tiêu CBTT liên quan đến môi trường | Quản lý nguồn nguyên vật liệu | Tổng lượng nguyên vật liệu được sử dụng để sản xuất |
| | | Tỉ lệ phần trăm nguyên vật liệu được tái chế được sử dụng để sản xuất |
| | Tiêu thụ năng lượng | Năng lượng tiêu thụ trực tiếp và gián tiếp |
| | | Năng lượng tiết kiệm được thông qua các sáng kiến sử dụng năng lượng hiệu quả |
| | | Các báo cáo sáng kiến tiết kiệm năng lượng |
| | Tiêu thụ nước | Nguồn cung cấp nước và lượng nước sử dụng |
| | | Tỷ lệ phần trăm và tổng lượng nước tái chế và tái sử dụng |
| | Tuân thủ pháp luật về bảo vệ môi trường | Số lần bị xử phạt vi phạm do không tuân thủ luật pháp và các quy định về môi trường |
| Tổng số tiền do bị xử phạt vi phạm do không tuân thủ luật pháp và các quy định về môi trường | | |
| Chỉ tiêu CBTT liên quan đến người lao động | Chính sách với người lao động | Số lượng lao động |
| | | Mức lương trung bình đối với người lao động |
| | | Chính sách lao động nhằm đảm bảo sức khỏe, an toàn và phúc lợi của người lao động |
| | Số giờ đào tạo trung bình mỗi năm | |

| | | |
|---|--|--|
| | Hoạt động đào tạo người lao động | Các chương trình phát triển kỹ năng và học tập liên tục để hỗ trợ người lao động |
| Chỉ tiêu CBTT liên quan đến cộng đồng, địa phương | Các hoạt động đầu tư cộng đồng và hoạt động phát triển cộng đồng | |

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ thông tư 96/2020/TT-BTC ban hành ngày 16/11/2020 của Bộ Tài Chính

Sau khi thu thập thông tin từ báo cáo thường niên năm 2019 của các công ty niêm yết trong nhóm VN100, tác giả tổng hợp lại dựa trên các yêu cầu công bố thông tin của thông tư 96/2020/TT-BTC theo từng khoản mục của bảng 1. Mức độ công bố thông tin tính theo phần trăm số điểm đạt được nhờ công bố thông tin theo mỗi khoản mục. Với mỗi khoản mục công bố, doanh nghiệp được 1 điểm, không công bố sẽ nhận 0 điểm. Từ số điểm công bố thông tin, chúng tôi tính được tỉ lệ % dựa trên 15 khoản mục công bố thông tin.

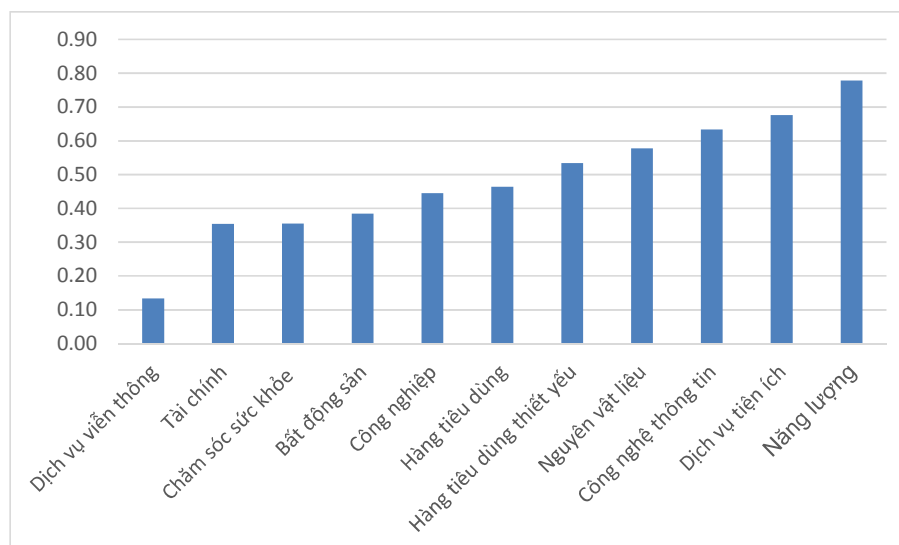
3.1. Mức độ công bố thông tin trách nhiệm xã hội nói chung



Hình 1. Tần suất công bố thông tin TNXH của DNNY trong nhóm VN100

Nguồn: Tính toán của tác giả

Kết quả từ hình 1 cho ta thấy phần trăm công bố thông tin TNXH của doanh nghiệp niêm yết trong nhóm VN100 theo thứ tự mức độ công bố thông tin tăng dần. Theo đó, trong 100 doanh nghiệp khảo sát thì có 4 doanh nghiệp không cung cấp bất kỳ thông tin nào liên quan đến TNXH cho các bên liên quan, và 23 doanh nghiệp công bố đầy đủ, tức là trên 80% so với yêu cầu. Như vậy so với kết quả nghiên cứu trước đây (Hà Thị Thủy, 2019) thì số doanh nghiệp có mức khai báo 0% đã giảm (từ 12 xuống 4) và số doanh nghiệp công bố đầy đủ thông tin (trên 80%) đã tăng lên, cụ thể là từ 12 lên 23.



Hình 2. Mức độ công bố thông tin TNXH của DNNY trong nhóm VN100

Nguồn: Tính toán của tác giả

Hình 2 cho thấy các doanh nghiệp thuộc lĩnh vực dịch vụ viễn thông có mức công bố thông tin thấp nhất (13%), thứ hai đến tài chính, chăm sóc sức khỏe và bất động sản, các doanh nghiệp còn lại đạt mức trung bình trở lên.

Bảng 2. Tần suất công bố thông tin theo chỉ tiêu

| Chỉ tiêu CBTT | Tần suất thông tin công bố |
|---|----------------------------|
| Chỉ tiêu CBTT liên quan đến môi trường | 32% |
| Chỉ tiêu CBTT liên quan đến người lao động | 65% |
| Chỉ tiêu CBTT liên quan đến cộng đồng, địa phương | 87% |

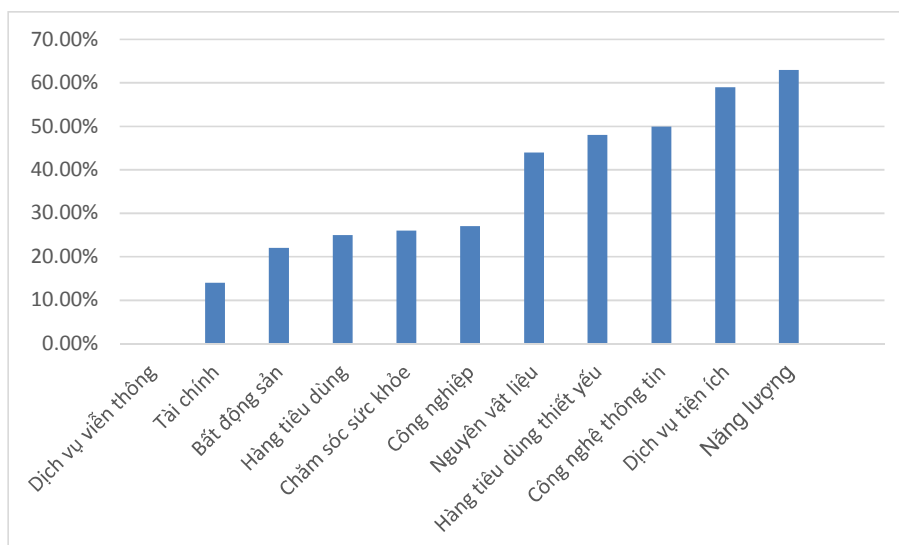
Nguồn: Tính toán của tác giả

Bảng 2 cũng cho thấy các doanh nghiệp công bố thông tin chủ yếu tập trung đến các hoạt động phục vụ cộng đồng, có chú ý đến CBTT về người lao động, tuy nhiên với chỉ tiêu môi trường thì còn thiếu nhiều.

3.2. Mức độ công bố thông tin theo chỉ tiêu CBTT với từng nhóm ngành.

Chỉ tiêu CBTT liên quan đến môi trường

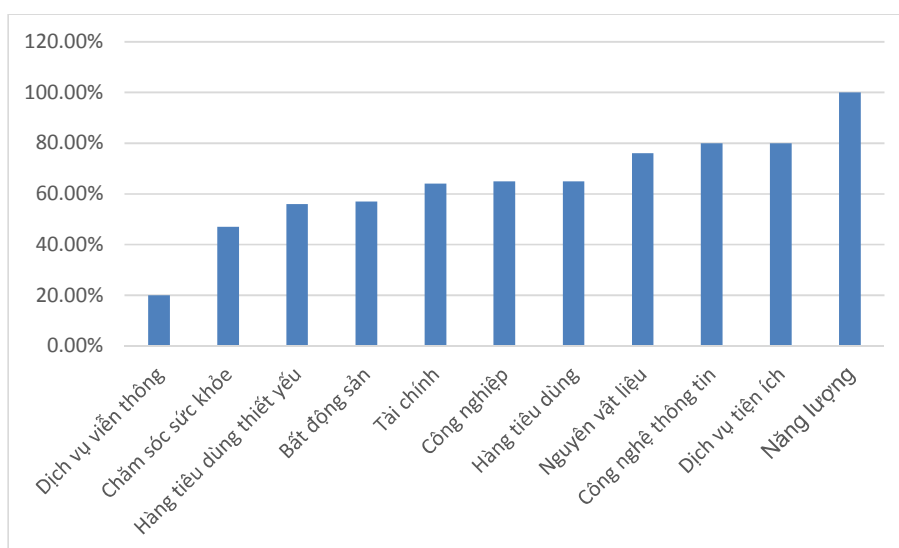
Hình 3 dưới đây hiển thị phần trăm công bố thông tin liên quan đến môi trường, đã được sắp xếp theo thứ tự tăng dần, ta thấy các doanh nghiệp trong lĩnh vực dịch vụ viễn thông, tài chính, bất động sản, hàng tiêu dùng, chăm sóc sức khỏe, công nghiệp là có mức độ công bố khá thấp; đặc biệt là dịch vụ viễn thông với 0% thông tin công bố. Các nhóm ngành còn lại có lượng thông tin công bố ở mức trung bình, trong đó cao nhất là các doanh nghiệp thuộc lĩnh vực năng lượng là 63%.



Hình 3. Mức độ CBTT liên quan đến môi trường

Nguồn: Tính toán của tác giả

Tương tự, hình 4 cho ta thấy mức độ công bố thông tin liên quan đến người lao động có mức trung bình cao hơn so với môi trường. Trừ nhóm ngành dịch vụ viễn thông đạt mức 20% là khá thấp, các nhóm ngành còn lại có mức độ công bố thông tin ở mức trung bình trở lên, đáng chú ý là các nhóm ngành công nghệ thông tin, dịch vụ tiện ích và đặc biệt là năng lượng có mức công bố thông tin cao ở mức 100%.

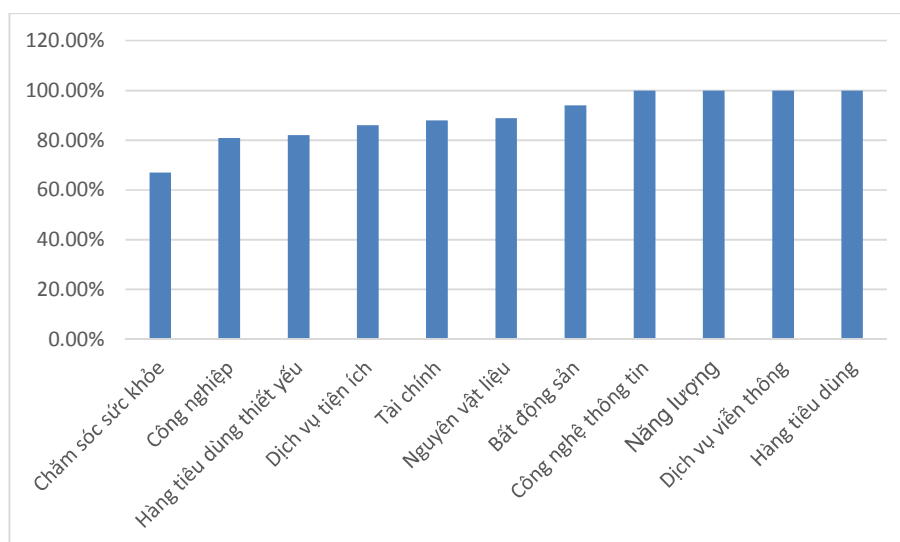


Hình 4. Mức độ CBTT liên quan đến người lao động

Nguồn: Tính toán của tác giả

Khác với hai nội dung công bố thông tin trước, chỉ tiêu liên quan đến cộng đồng, địa phương có mức trung bình khá cao (87%), với lĩnh vực chăm sóc sức khỏe thấp nhất cũng đạt mức 67%; các nhóm ngành công nghệ thông tin, năng lượng, dịch vụ viễn thông và hàng tiêu dùng đạt mức công bố 100%.

Tuy nhiên, mức trung bình mặc dù cao, nhưng tiêu chuẩn này chỉ có 1 khoản mục, phải chăng cũng dễ dàng cho doanh nghiệp trong việc thực hiện để khai báo thông tin?



Hình 5. Mức độ CBTT liên quan đến cộng đồng, địa phương

Nguồn: Tính toán của tác giả

Từ phân tích mức độ công bố thông tin theo từng chỉ tiêu, kết hợp phân tích chung, ta có thể một số nhận xét:

- Các nhóm ngành như chăm sóc sức khỏe, tài chính thuộc nhóm có mức công bố thấp, trong khi lĩnh vực năng lượng, dịch vụ tiện ích lại có mức trung bình cao. Điều này phải chăng do đặc thù lĩnh vực hoạt động mà các doanh nghiệp thuộc các lĩnh vực hoạt động này có mức công bố thông tin chênh lệch nhau?
- Trung bình mức độ công bố thông tin theo chỉ tiêu môi trường khá thấp, trong khi lại khá cao với chỉ tiêu về cộng đồng địa phương. Kết quả này cũng cho biết các doanh nghiệp niêm yết trong nhóm VN100 chủ yếu thể hiện TNXH qua hoạt động bề nổi như từ thiện, hỗ trợ học bổng..., trong khi những vấn đề liên quan đến môi trường như xử lý chất thải, sáng kiến tiết kiệm năng lượng, khí thải, ... lại ít được quan tâm.
- Chỉ tiêu về cộng đồng địa, phương chỉ có một khoản mục để công bố, dẫn đến doanh nghiệp không khó để đạt được mức công bố cao, so với tiêu chuẩn về môi trường có tới 9 khoản mục. Điều này liệu có làm cho doanh nghiệp có xu hướng tập trung vào hoạt động bề nổi vì “dễ” đạt điểm cao?

Những nhận xét trên đây sẽ là cơ sở cho những đề xuất đối với cơ quan quản lý nhà nước cũng như doanh nghiệp.

4. Đề xuất kiến nghị nhằm nâng cao mức độ công bố thông tin TNXH

Với cơ quan quản lý

- Cần có sự phân biệt các thông tin công bố theo đặc thù với từng nhóm ngành, nhờ đó giảm sự chênh lệch về công bố thông tin.

- Hoàn thiện hệ thống tiêu chuẩn đánh giá công bố thông tin TNXH phù hợp với tiêu chí của tổ chức Sáng kiến báo cáo toàn cầu (GRI).
- Tăng cường công tác tuyên truyền về trách nhiệm cũng như lợi ích của doanh nghiệp trong công bố thông tin TNXH.
- Có lộ trình để bắt buộc các doanh nghiệp báo cáo phát triển bền vững

Với doanh nghiệp

- Tích cực truyền thông tới nhân viên trong công ty nhằm nâng cao nhận thức về vai trò của các hoạt động TNXH đối với sự phát triển bền vững của doanh nghiệp.
- Có trang web riêng chuyên cung cấp thông tin TNXH.

Tài liệu tham khảo

1. Huỳnh Đức Lộng, 2016, Kế toán TNXH – Công cụ quan trọng phục vụ cho mục tiêu phát triển bền vững, tạp chí Công nghệ Ngân hàng, số 124, 07/2016, p. 57-64.
2. Hà Thị Thủy, 2019, Thực trạng công bố thông tin trách nhiệm xã hội (CSR) của các công ty niêm yết tại Việt Nam, tạp chí PHÁT TRIỂN & HỘI NHẬP, Số 46 (56) – Tháng 05 - 06/2019, p. 68-74.
3. Bộ Tài Chính, Thông tư số 96/2020/TT-BTC, hướng dẫn công bố thông tin trên thị trường chứng khoán, ban hành ngày 16/11/2020.
4. Freeman, (1984) “Strategic management: A stakeholder approach. Boston”: Pitman Publishing Inc., Boston.
5. Gray, R. H. (2009), “Is accounting for sustainability actually accounting for sustainability and how would we know? An exploration of narratives of organisations and the planet”, *Accounting, Organizations and Society*, Vol 35, P. 47-62.

DỰ BÁO GIÁ CHỨNG KHOÁN CỦA NGÂN HÀNG TMCP SÀI GÒN HÀ NỘI VỚI MÔ HÌNH ARIMA

ThS. Lê Văn Hùng

Khoa Hệ thống Thông tin Quản lý, Học viện Ngân hàng

Tóm tắt

Trong những năm gần đây bài toán dự báo tài chính ngày càng được nhiều người quan tâm trong bối cảnh phát triển kinh tế xã hội ở Việt Nam hiện nay. Việc đầu tư vào thị trường chứng khoán đòi hỏi nhiều kinh nghiệm và hiểu biết của các nhà đầu tư. Các kỹ thuật khai phá dữ liệu được áp dụng nhằm dự báo sự lên xuống của thị trường là gợi ý tốt giúp cho các nhà đầu tư có thể đưa ra quyết định giao dịch đúng đắn. Trong bài viết này, tôi trình bày mô hình dự báo ARIMA và thực hiện dự báo thử nghiệm cho giá chứng khoán của ngân hàng thương mại cổ phần Hà Nội Sài Gòn (SHB).

Từ khóa: dự báo, sai phân, tính dừng, ARIMA, chứng khoán, giao dịch, nhà đầu tư, AR, MA, SHB, ACF, PACF.

1. Mở đầu

Ra đời vào đầu năm 2000, thị trường chứng khoán Việt Nam đã trở thành một kênh đầu tư hết sức hấp dẫn đối với các nhà đầu tư, từ các tổ chức đầu tư chuyên nghiệp cho đến các nhà đầu tư cá nhân nghiệp dư nhỏ lẻ. Tuy nhiên, bên cạnh mức sinh lợi cao, đây cũng là hoạt động luôn tồn tại nhiều rủi ro tiềm ẩn bởi nhà đầu tư không phải lúc nào cũng dự đoán được chính xác xu hướng của giá cổ phiếu trong tương lai. Do đó, việc dự báo chính xác sự biến động giá của cổ phiếu để có một sách lược nhằm phục vụ cho công việc kinh doanh của các cá nhân, tổ chức hay hoạch định chiến lược của một quốc gia đã thu hút rất nhiều sự quan tâm của các nghiên cứu trong và ngoài nước.

Trong những năm gần đây, khai phá dữ liệu trong cơ sở dữ liệu đang là một xu hướng quan trọng của nền công nghệ thông tin thế giới. Khai phá dữ liệu có khả năng ứng dụng vào rất nhiều lớp bài toán thực tế khác nhau. Lĩnh vực tài chính nói chung và lĩnh vực chứng khoán nói riêng lưu trữ một dữ liệu khổng lồ, bao gồm thông tin các mã cổ phiếu, thông tin giao dịch và khối lượng giao dịch ròng, thông tin dữ liệu về khách hàng...

Có nhiều kỹ thuật để khai phá dữ liệu trong chứng khoán như mô hình cây quyết định, mô hình mạng neural, mô hình đa nhân tố BARRA, mô hình chuỗi thời gian, mô hình ARIMA... Trong bài viết này, tôi trình bày mô hình ARIMA để dự báo chứng khoán. Đây là một trong những mô hình dự báo tốt cho chứng khoán. Ngoài khả năng dự báo với độ chính xác cao, mô hình này còn có ưu điểm là mềm dẻo và thích nghi cao với môi trường, rất thích hợp cho bài toán dự báo với chuỗi dữ liệu thay đổi theo thời gian.

Các hệ thống chứng khoán thường là những hệ thống rất phức tạp vì vậy rất khó có thể dự đoán được dữ liệu của nó. Nó phụ thuộc vào rất nhiều yếu tố trong đó có những yếu tố không thể định lượng được như tâm lý, sự mù quáng của nhà đầu tư, ... Mặc dù vậy thị trường chứng khoán không phải là một quá trình ngẫu nhiên và nó có quy luật của nó, có thể dự đoán được. Việc tìm ra được xu hướng của thị trường chứng khoán nhằm đưa ra những gợi ý hỗ trợ tốt cho nhà đầu tư chứng khoán.

2. Mô hình ARIMA (AutoRegressive Integrate Moving Average)

2.1. Hàm tự tương quan ACF [6][8]

Hàm tự tương quan đo lường sự phụ thuộc tuyến tính giữa các cặp quan sát $y(t)$ và $y(t+k)$ ứng với thời đoạn $k = 1, 2, 3, \dots$ (k còn gọi là độ trễ). Với mỗi độ trễ k , hàm tự tương quan tại độ trễ k được xác định qua độ lệch giữa các biến ngẫu nhiên Y_t, Y_{t+k} so với các giá trị trung bình và được chuẩn hóa qua phương sai.

Giả thiết rằng các biến ngẫu nhiên trong chuỗi dừng thay đổi quanh giá trị trung bình μ với phương sai hằng số σ^2 . Khi đó, hàm tự tương quan tại các độ trễ khác nhau sẽ có giá trị khác nhau.

Trong thực tế, ta có thể ước lượng hàm tự tương quan tại độ trễ thứ k qua phép biến đổi trung bình của tất cả các cặp quan sát, phân biệt bằng các độ trễ k , với giá trị trung bình mẫu là μ . Khi đó, với mỗi chuỗi N điểm, giá trị r_k của hàm tự tương quan tại độ trễ thứ k được tính như sau:

$$r_k = \frac{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N-k} (y(t) - \mu)(y(t+k) - \mu)}{\sigma^2} \quad (1)$$

$$\mu = \frac{\sum_{t=1}^N y(t)}{N} \quad \text{và} \quad \sigma^2 = \frac{\sum_{t=1}^N (y(t) - \mu)^2}{N} \quad (2)$$

Nếu $r_k = 0$ thì không có sự tự tương quan.

2.2. Hàm tự tương quan từng phần PACF [1][4][5][6][7]

Song song với việc xác định hàm tự tương quan giữa các cặp $y(t)$ và $y(t+k)$ ta xác định hàm tự tương quan từng phần cũng có hiệu lực trong việc can thiệp đến các quan sát $y(t+1), \dots, y(t+k-1)$. Hàm tự tương quan từng phần tại độ trễ k C_{kk} được giải từ phương trình hồi quy:

$$y(t+k) = \sum_{i=1}^k C_{ki} \cdot y(t+k-i) + e(t) \quad (3)$$

Ở đây $e(t)$ là sai số ngẫu nhiên.

Giải phương trình (3) bằng phương pháp Durbin ta được:

$$C_{kk} = \frac{r_k - \sum_{j=1}^{k-1} C_{k-1,j} \cdot r_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} C_{k-1,j} \cdot r_j} \quad (4)$$

$$C_{kj} = C_{k-1,j} - C_{kk} \cdot C_{k-1,k-j} \quad (5)$$

Trong đó: $k = 2, 3, \dots$

$$j = 1, 2, \dots, k-1$$

$$C_{11} = r_1$$

$$\text{và } C_{22} = \frac{r_2 - r_1^2}{1 - r_1^2}$$

Hàm tự tương quan ACF và hàm tự tương quan từng phần PACF của chuỗi thời gian có đặc tính khác nhau. Hàm tự tương quan ACF đo mức độ phụ thuộc tuyến tính giữa các cặp quan sát. Hàm tự tương quan từng phần PACF đo mức độ phụ thuộc tuyến tính từng phần. ARIMA khai thác những điểm khác biệt này để xác định cấu trúc mô hình cho chuỗi thời gian.

2.3. Mô hình hồi quy AR(p) – AutoRegressive [1][6]

Căn cứ vào các số liệu quá khứ ở những chu kỳ trước thì $y(t)$ được tính theo mô hình AR(p) như sau:

$$y(t) = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \cdot y(t-i) + e(t) \quad (6)$$

Trong đó:

$y(t)$: quan sát dùng hiện tại

$y(t-1), y(t-2), \dots$: quan sát dùng quá khứ.

a_0, a_1, a_2, \dots : các tham số phân tích hồi quy.

$e(t)$: sai số dự báo ngẫu nhiên của giai đoạn hiện tại. Giá trị trung bình được mong đợi của $e(t)$ bằng 0.

$Y(t)$ là một hàm tuyến tính của những quan sát dùng quá khứ $y(t-1), y(t-2), \dots$. Nói cách khác khi sử dụng phân tích hồi quy $y(t)$ theo các giá trị chuỗi thời gian dùng có độ trễ, chúng ta sẽ được mô hình AR. Số quan sát dùng quá khứ sử dụng trong mô hình hàm tự tương quan là bậc p của mô hình AR. Chẳng hạn nếu ta sử dụng hai quan sát dùng quá khứ, ta có mô hình tương quan bậc hai AR(2).

Điều kiện dừng là tổng các tham số phân tích hồi quy nhỏ hơn 1:

$$a_1 + a_2 + \dots + a_p < 1 \quad (7)$$

2.4. Mô hình MA(q) - Moving Average [1][6]

Quan sát dùng hiện tại $y(t)$ là một hàm tuyến tính phụ thuộc các biến sai số dự báo quá khứ và hiện tại. Mô hình bình quân di động là một trung bình trọng số của những sai số mới nhất.

$$y(t) = b_0 + e(t) + \sum_{i=1}^q b_i \cdot e(t-i) \quad (8)$$

Trong đó :

$y(t)$: quan sát dừng hiện tại

b_0, b_1, b_2, \dots : giá trị trung bình của $y(t)$ và các hệ số bình quân di động.

q : số sai số quá khứ được dùng trong mô hình bình quân di động, nếu ta sử dụng hai sai số quá khứ thì sẽ có mô hình bình quân di động bậc 2 là MA(2).

Điều kiện cần là tổng các hệ số bình quân di động phải nhỏ hơn 1.

2.5. Sai phân I(d) [3][4][5][6]

Chuỗi dừng : Chuỗi thời gian được coi là dừng nếu như trung bình và phương sai của nó không đổi theo thời gian và giá trị của đồng phương sai giữa hai thời đoạn chỉ phụ thuộc vào khoảng cách và độ trễ về thời gian giữa hai thời đoạn này chứ không phụ thuộc vào thời điểm thực tế mà đồng phương sai được tính.

Sai phân chỉ sự khác nhau giữa giá trị hiện tại và giá trị trước đó. Phân tích sai phân nhằm làm cho ổn định giá trị trung bình của chuỗi dữ liệu, giúp cho việc chuyển đổi chuỗi thành một chuỗi dừng.

$$\text{Sai phân lần 1 (I(1)) : } z(t) = y(t) - y(t-1) \quad (9)$$

$$\text{Sai phân lần 2 (I(2)) : } h(t) = z(t) - z(t-1) \quad (10)$$

2.6. Mô hình ARIMA (p,q)

[1][2][3][7]

Mô hình ARMA(p,q): là mô hình hỗn hợp của AR và MA. Hàm tuyến tính bao gồm những quan sát dừng quá khứ và những sai số dự báo quá khứ và hiện tại:

$$y(t) = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \cdot y(t-i) + e(t) + \sum_{j=1}^q b_j \cdot e(t-j) \quad (11)$$

Đối với mô hình hỗn hợp thì dạng $(p,q) = (1,1)$ là phổ biến. Tuy nhiên, giá trị p và q được xem là những độ trễ cho ACF và PACF quan trọng sau cùng. Cả hai điều kiện bình quân di động và điều kiện dừng phải được thỏa mãn trong mô hình hỗn hợp ARMA.

Mô hình ARIMA(p,d,q): Do mô hình Box-Jenkins chỉ mô tả chuỗi dừng hoặc những chuỗi đã sai phân hóa, nên mô hình ARIMA(p,d,q) thể hiện những chuỗi dữ liệu không dừng, đã được sai phân (ở đây, d chỉ mức độ sai phân).

Khi chuỗi thời gian dừng được lựa chọn (hàm tự tương quan ACF giảm đột ngột hoặc giảm đều nhanh), chúng ta có thể chỉ ra một mô hình dự định bằng cách nghiên cứu xu hướng của hàm tự tương quan ACF và hàm tự tương quan từng phần PACF. Theo lý thuyết, nếu hàm tự tương quan ACF giảm đột biến và hàm tự tương quan từng phần PACF giảm mạnh thì chúng ta có mô hình tự tương quan. Nếu hàm tự tương quan ACF và hàm tự tương quan từng phần PACF đều giảm đột ngột thì chúng ta có mô hình hỗn hợp.

Về mặt lý thuyết, không có trường hợp hàm tự tương quan ACF và hàm tự tương quan từng phần cùng giảm đột ngột. Trong thực tế, hàm tự tương quan ACF và hàm tự tương quan từng phần PACF giảm đột biến khá nhanh. Trong trường hợp này, chúng ta nên phân biệt hàm nào giảm đột biến nhanh hơn, hàm còn lại được xem là giảm đều. Do đôi lúc sẽ có trường hợp giảm đột biến đồng thời khi quan sát biểu đồ hàm tự tương quan ACF và hàm tự tương quan từng phần PACF, biện pháp khắc phục là tìm vài dạng hàm dự định khác nhau cho chuỗi thời gian dừng. Sau đó, kiểm tra độ chính xác mô hình tốt nhất.

Mô hình ARIMA:

$$(1, 1, 1): y(t) - y(t-1) = a_0 + a_1.[y(t-1) - y(t-2)] + e(t) + b_1.e(t-1) \quad (12)$$

2.7. Các bước phát triển mô hình ARIMA [3]

Theo Box-Jenkins thì các bước phát triển mô hình ARIMA bao gồm:

- Xác định mô hình.
- Ước lượng tham số.
- Kiểm định độ chính xác.
- Dự báo.

3. Ứng dụng mô hình ARIMA dự báo chứng khoán của ngân hàng TMCP Sài Gòn Hà Nội

3.1. Dữ liệu đầu vào

Trong bài toán của chúng ta, dữ liệu chứng khoán được biết tới như một chuỗi thời gian đa dạng bởi có nhiều thuộc tính cùng được ghi tại một thời điểm nào đó. Với dữ liệu đang xét, các thuộc tính đó là : Priceopen, Pricehigh, Pricelow, Priceclose, Volume

- Priceopen : Giá cổ phiếu tại thời điểm mở cửa trong ngày.
- Pricehigh : Giá cổ phiếu cao nhất trong ngày
- Pricelow : Giá cổ phiếu thấp nhất trong ngày
- Priceclose : Giá cổ phiếu được niêm yết tại thời điểm đóng của sàn giao dịch
- Volume: Khối lượng giao dịch cổ phiếu (bán, mua) trong ngày.

Dữ liệu cho quá trình dự báo của SHB được thu thập tại trang web <https://www.cophieu68.vn/>. Dữ liệu để dùng cho dự báo của ngân hàng được lấy từ ngày 15/12/2020 đến ngày 24/03/2021.

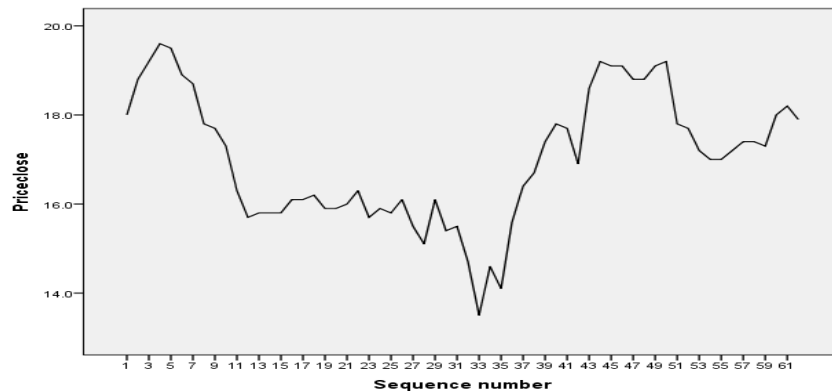
| Ma | Date | Priceopen | Pricehigh | Pricelow | Pricelose | Volume | |
|----|------|-----------|-----------|----------|-----------|--------|----------|
| 1 | SHB | 20210324 | 18.7 | 18.8 | 17.5 | 18.0 | 25709476 |
| 2 | SHB | 20210323 | 19.2 | 19.8 | 18.3 | 18.8 | 36743175 |
| 3 | SHB | 20210322 | 19.6 | 20.1 | 19.2 | 19.2 | 24949166 |
| 4 | SHB | 20210319 | 19.5 | 19.7 | 18.9 | 19.6 | 30978861 |
| 5 | SHB | 20210318 | 18.8 | 20.1 | 18.8 | 19.5 | 62469485 |
| 6 | SHB | 20210317 | 18.5 | 19.0 | 18.5 | 18.9 | 44962920 |
| 7 | SHB | 20210316 | 17.8 | 18.8 | 17.5 | 18.7 | 63266470 |
| 8 | SHB | 20210315 | 17.8 | 18.4 | 17.7 | 17.8 | 41311400 |
| 9 | SHB | 20210312 | 17.3 | 17.9 | 17.1 | 17.7 | 49120093 |
| 10 | SHB | 20210311 | 16.5 | 17.4 | 16.3 | 17.3 | 58166354 |
| 11 | SHB | 20210310 | 15.7 | 16.3 | 15.6 | 16.3 | 28895282 |
| 12 | SHB | 20210309 | 15.9 | 15.9 | 15.6 | 15.7 | 15174800 |
| 13 | SHB | 20210308 | 15.9 | 16.1 | 15.8 | 15.8 | 16097297 |
| 14 | SHB | 20210305 | 15.8 | 16.0 | 15.5 | 15.8 | 20150449 |
| 15 | SHB | 20210304 | 16.1 | 16.2 | 15.6 | 15.8 | 26952009 |
| 16 | SHB | 20210303 | 16.1 | 16.2 | 15.9 | 16.1 | 18926418 |
| 17 | SHB | 20210302 | 16.3 | 16.5 | 16.0 | 16.1 | 23396396 |
| 18 | SHB | 20210301 | 15.9 | 16.2 | 15.8 | 16.2 | 25488809 |
| 19 | SHB | 20210226 | 15.8 | 15.9 | 15.5 | 15.9 | 28661982 |
| 20 | SHB | 20210225 | 16.0 | 16.2 | 15.6 | 15.9 | 24986950 |
| 21 | SHB | 20210224 | 16.3 | 16.5 | 15.7 | 16.0 | 23352954 |

Hình 1 – Dữ liệu đầu vào của SHB

Trong khuôn khổ nghiên cứu của mình, tôi tập trung vào nghiên cứu giá đóng cửa (Pricelose) của công ty để từ đó dự báo giá đóng cửa trong các ngày kế tiếp.

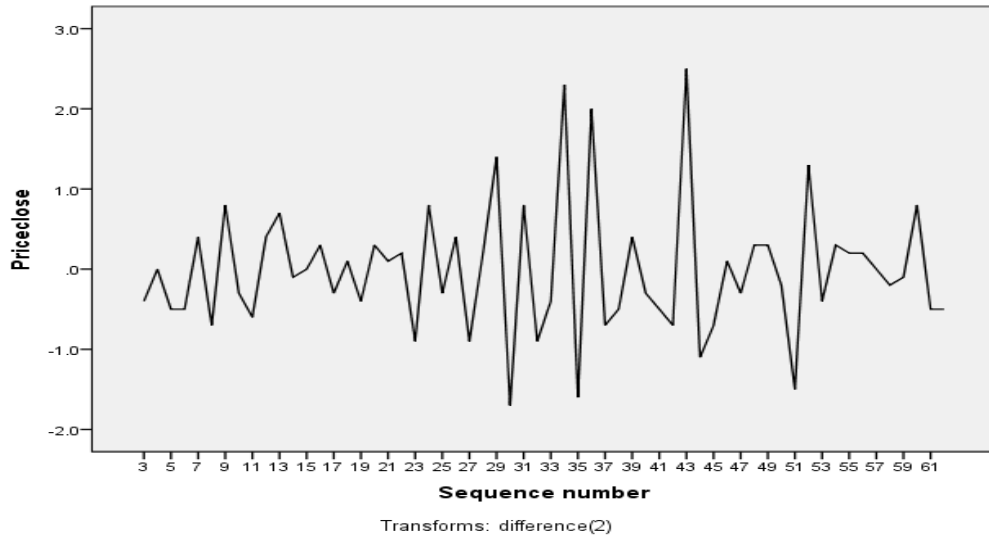
3.2. Kiểm định tính dừng của chuỗi Pricelose

Để kiểm định tính dừng của chuỗi Pricelose ta sử dụng chức năng **Analyze/Forecasting/Sequence Charts** ta có kết quả kiểm tra tính dừng của chuỗi Pricelose như hình 2. Như vậy là chuỗi Pricelose không ổn định. Cụ thể, trung bình của nó có xu hướng tăng hoặc giảm theo từng thời kỳ. Như vậy, ta có thể suy đoán rằng chuỗi Pricelose không dừng.



Hình 2 – Kết quả kiểm tra tính dừng của chuỗi Pricelose

Khi lấy sai phân bậc 1 của chuỗi thì chuỗi mới thu được cũng không dừng. Vì vậy ta thực hiện lấy sai phân bậc 2 của chuỗi Pricelose, thì ta thu được chuỗi mới, chuỗi này không rõ xu hướng và xoay quanh một giá trị trung bình nhất định (Hình 3). Nên chuỗi này đã dừng.



Hình 3 – Kết quả kiểm tra tính dừng của $d(\text{Priceclose})$

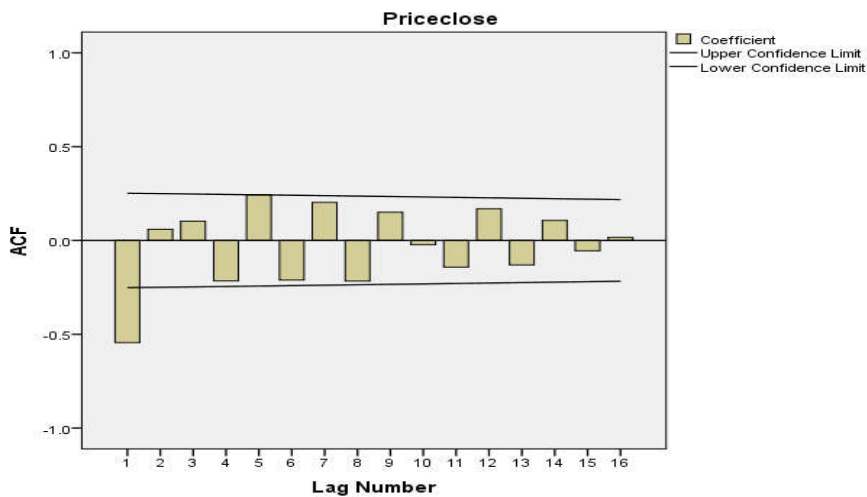
3.3. Xây dựng mô hình

Để xây dựng mô hình ARIMA chúng tôi sử dụng 62 quan sát từ ngày 15/12/2020 đến ngày 24/03/2021.

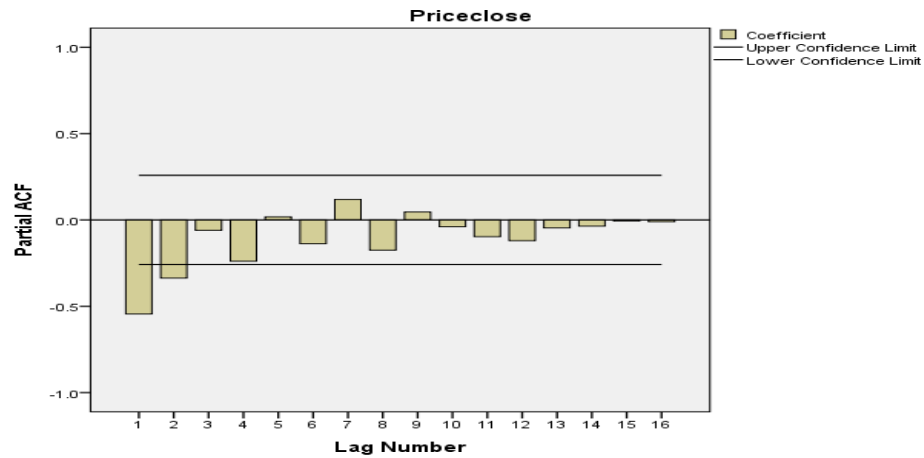
Bước 1: Nhận dạng mô hình (xác định các giá trị p , d , q)

Theo kết quả thu được về kiểm tra tính dừng của chuỗi Priceclose ở trên ta có thể thấy chuỗi sai phân bậc 2 của nó là chuỗi dừng. Vì vậy, ta chọn tham số $d=2$.

Cách xác định p , q bằng phần mềm SPSS: Chọn Analyze/Forecasting /Autocorrelations. Sau đó chuyển biến FDI sang ô Variables, click vào Difference, Autocorrelations và Partial autocorrelations thì ta thu được kết quả ở hình 4 và hình 5



Hình 4 – Kết quả ACF của mô hình

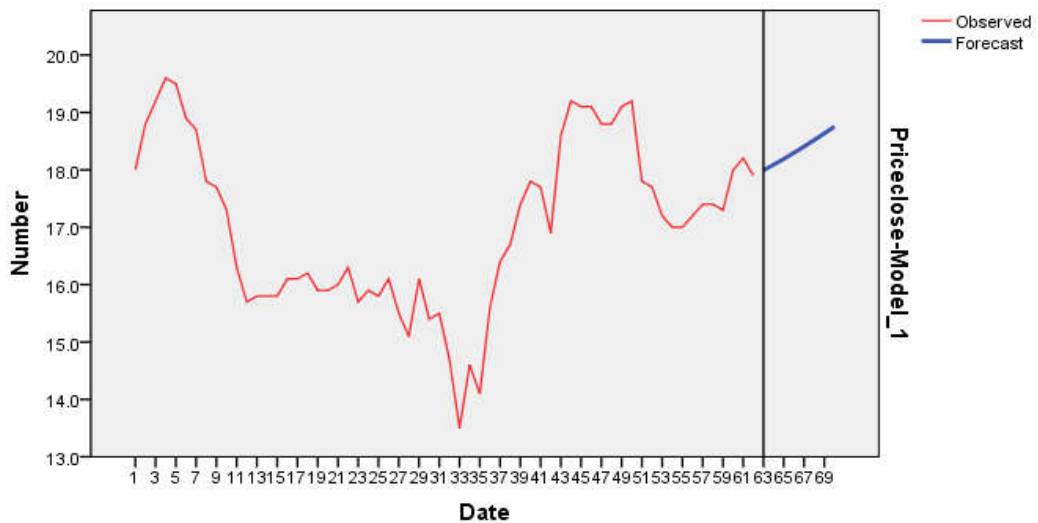


Hình 5 – Kết quả PACF của mô hình

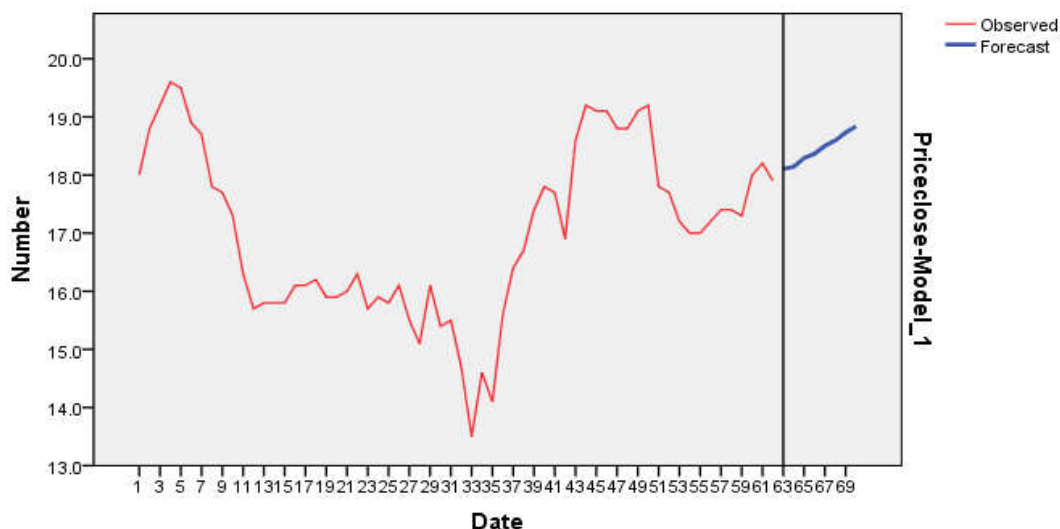
Dựa vào kết quả của ACF và PACF ta lựa chọn được $q=2$ và $p=1$ hoặc $p=2$. Như vậy ta có hai mô hình ARIMA có khả năng phù hợp là ARIMA(1,2,2) hoặc ARIMA(2,2,2).

Bước 2: Ước lượng

Sử dụng phần mềm SPSS để ước lượng các hệ số của các mô hình ARIMA(p,d,q) như đã nhận dạng ở trên. Chọn Analyze/Forecasting/Create Models thì thu được mô hình ARIMA(1,2,2) và ARIMA(2,2,2) như hình 6 và hình 7.



Hình 6 – Kết quả ước lượng với mô hình ARIMA(1,2,2)



Hình 7 – Kết quả ước lượng với mô hình ARIMA(2,2,2)

Theo kết quả thu được từ 2 mô hình ta thấy mô hình ARIMA(2,2,2) phù hợp hơn vì nó có giá trị BIC và RSME nhỏ hơn.

Bước 3: Thực hiện dự báo

Thực hiện dự báo bằng mô hình ARIMA(2,2,2) ta thu được kết quả ở hình 8.

| | | Forecast | | | | | | | |
|--------------------|----------|----------|------|------|------|------|------|------|------|
| Model | | 63 | 64 | 65 | 66 | 67 | 68 | 69 | 70 |
| Priceclose-Model_1 | Forecast | 18.0 | 18.1 | 18.2 | 18.3 | 18.4 | 18.5 | 18.6 | 18.8 |
| | UCL | 19.2 | 19.9 | 20.4 | 20.9 | 21.4 | 21.8 | 22.3 | 22.7 |
| | LCL | 16.8 | 16.3 | 16.0 | 15.7 | 15.4 | 15.2 | 15.0 | 14.8 |

For each model, forecasts start after the last non-missing in the range of the requested estimation period, and end at the last period for which non-missing values of all the predictors are available or at the end date of the requested forecast period, whichever is earlier.

Hình 8 – Bảng kết quả dự báo giá chứng khoán SHB trong 8 ngày tới

Sử dụng mô hình ARIMA(1,1,1) vừa xây dựng chúng ta có bảng kết quả dự báo như sau:

| Ngày | Giá thực tế | Giá dự báo | Sai số | Tỉ lệ % |
|------------|-------------|------------|--------|---------|
| 25/03/2021 | 17.8 | 18 | 0.2 | 1.12% |
| 26/03/2021 | 17.1 | 18.1 | 1.0 | 5.85% |
| 29/03/2021 | 19.5 | 18.2 | 1.3 | 6.67% |

Bảng 1-Kết quả dự báo của mô hình

Qua bảng 1 trên ta thấy kết quả dự đoán từ ngày 25/03/2021 tới 29/03/2021 khá chính xác so với kết quả thực tế của mã chứng khoán SHB. Như vậy, ta có thể nói mô hình ARIMA(2,2,2) dự đoán kết quả của mã chứng khoán SHB là khá tốt.

4. Kết luận

Kết quả dự báo cho thấy giá trị dự báo xấp xỉ so với giá trị thực tế là đáng tin cậy (độ tin cậy 95%). Điều này chứng tỏ độ tin cậy của mô hình dự báo là khá cao. Trong một vài phiên giao dịch do tác động của các yếu tố ngoại lai lớn như tâm lý nhà đầu tư, tác động của các thị trường chứng khoán khác, thông tin về sự thay đổi chính sách... sẽ làm cho sai số dự báo tăng cao hơn. Do đó kết quả của mô hình vẫn chỉ mang tính chất tham khảo nhiều hơn. Tuy nhiên có thể nói mô hình ARIMA là một mô hình tốt để dự báo trong ngắn hạn.

Tài liệu tham khảo

[1] Cao Hao Thi, Pham Phu, Pham Ngoc Thuy, *Application of ARIMA model for testing "serial independence" of stock prices at the HSEC*, The Joint 14th Annual PBFEA and 2006 Annual FeAT Conference, Taipei, Taiwan, July, 2006.

[2] Box G E P & Jenkins G M, *Time series analysis : Forecasting and control*, San Francisco, CA: Holden-day, 1970.

[3] Roy Batchelor, *Box-Jenkins Analysis*, Cass Business School, City of London

[4] <http://www.pstat.ucsb.edu/faculty/feldman/174-03/lectures/113.pdf>.

[5] http://adt.curtin.edu.au/theses/available/adt-WCU20030818.095457_unrestricted/07Chapter6.pdf

[6] <http://www.barigozzi.eu/ARIMA.pdf>

[7] Jamie Monogan, *ARIMA Estimation adapting Maximum Likelihood to the special Issues of Time Series*.

[8] http://en.wikipedia.org/wiki/Time_series

RỦI RO HỆ THỐNG TRONG GIÁ TRỊ CỔ PHIẾU CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

TS. Phạm Ngọc Hưng, Nguyễn Thị Hằng, Nguyễn Vân Nhi, Phạm Thị Lan
Đại học Kinh tế quốc dân

Tóm tắt

Bài viết thực hiện phân tích ảnh hưởng của các yếu tố nội tại trong một ngân hàng đến rủi ro hệ thống trong giá trị cổ phiếu của 7 ngân hàng thương mại trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 10 năm từ quý I năm 2011 đến quý II năm 2020. Sử dụng phương pháp phân tích số liệu mảng FEM, REM, bài viết đã chỉ ra những mối tác động cùng chiều của các biến ROA, EBITDA, OE, quy mô ngân hàng, đòn bẩy tài chính tới giá trị hệ số β – hệ số phản ánh rủi ro hệ thống của giá trị một tài sản. Từ đó đưa ra một số khuyến nghị nhằm ổn định các nhân tố kiểm soát rủi ro hệ thống, tránh gây hậu quả bất lợi cho nền kinh tế.

Từ khóa: *Rủi ro hệ thống, hệ số β , ROA, EBITDA, OE, quy mô ngân hàng, đòn bẩy tài chính*

1. Giới thiệu

Theo nghiên cứu của Công ty đánh giá tín dụng bảo hiểm A.M.Best (Mỹ) công bố năm 2015, mức độ rủi ro của nền kinh tế và hệ thống tài chính Việt Nam luôn ở mức cao. Nguyên nhân là do cơ cấu kinh tế Việt Nam hiện nay còn nhiều bất cập, cơ sở hạ tầng chưa đáp ứng tiêu chuẩn, chính sách tiền tệ còn hạn hẹp, luôn ở thế bị động, tỷ lệ nợ xấu tồn tại trong hệ thống ngân hàng còn lớn. Do vậy, nền kinh tế nói chung cũng như TTCK nói riêng sẽ phải đối mặt với những thách thức cũng như các rủi ro hệ thống tiềm ẩn.

Thời gian qua, hệ thống NHTM tại Việt Nam đã có sự phát triển nhanh chóng, phức tạp cả về quy mô lẫn cấu trúc, với các hoạt động tài chính đan xen giữa các khu vực ngân hàng, chứng khoán và bảo hiểm. Điều này khiến cho các NHTM liên kết chặt chẽ hơn, không chỉ giới hạn trong hệ thống NHTM Việt Nam mà còn với mạng lưới hệ thống NHTM bên ngoài. Trong bối cảnh Việt Nam ngày càng hội nhập sâu, đặc biệt là khi ASEAN chính thức thúc đẩy quá trình hội nhập tài chính khu vực bằng việc thông qua khuôn khổ hội nhập ngân hàng. Ranh giới hoạt động của một ngân hàng ngày nay không chỉ gói gọn trong phạm vi một quốc gia mà đã phát triển xuyên biên giới, mở rộng mạng lưới cũng như các mối liên kết ra toàn cầu. Sự đổ vỡ của một ngân hàng hay một định chế tài chính có thể kéo theo sự đổ vỡ của cả hệ thống và lan truyền ra cả khu vực, vì chỉ cần một ngân hàng phải tuyên bố phá sản, ngay lập tức sẽ gây ra cơ chế lan truyền cho cả hệ thống ngân hàng thông qua những liên kết chặt chẽ giữa các ngân hàng. Theo Kaufman và Scott (2003), hệ thống ngân hàng có tính chất dễ vỡ (Fragility) nhưng không tự động chuyển sang đổ vỡ (Breakage). Nếu có một hệ thống giám sát hữu hiệu, một cơ chế quản lý an toàn và hiệu quả sẽ có thể ngăn chặn sự đổ vỡ của các ngân hàng. Do vậy, việc tìm hiểu hiện trạng về rủi ro hệ thống của các ngân hàng Việt Nam để kịp thời đưa ra những gợi ý chính sách nhằm giảm thiểu rủi ro hệ thống bằng cách gián tiếp điều chỉnh các nhân tố này là điều cần thiết.

Trên thế giới đã có nhiều nghiên cứu phân tích về tác động của các nhân tố nội tại của doanh nghiệp tới rủi ro hệ thống tới các tổ chức tài chính trong đó có các ngân hàng. Phần lớn các nghiên cứu tập trung phân tích mối quan hệ giữa biến phụ thuộc (hệ số β) và biến giải thích như chỉ số DFL, DOL (KH Chung, 1989); tỷ lệ vốn/vốn chủ sở hữu, vốn vay/tổng tài sản, dự phòng rủi ro (Nor Hayati Ahmad và các cộng sự, 2007); tỷ lệ nợ/vốn chủ sở hữu, tỷ lệ tăng trưởng các khoản vay (Vicentle Salas và cộng sự, 2002). Các công trình nghiên cứu tại Việt Nam tuy đã chỉ ra được những nhân tố quan trọng có ảnh hưởng tới rủi ro hệ thống nhưng cũng bị giới hạn về quy mô và thời gian nghiên cứu.

Theo đó, nhóm nghiên cứu thực hiện bài nghiên cứu này với mục tiêu chính là xác định một số yếu tố ảnh hưởng đến hệ số β (hệ số đo lường rủi ro hệ thống) của giá trị cổ phiếu một số ngân hàng tại Việt Nam. Nghiên cứu hi vọng sẽ góp phần bổ sung thêm góc nhìn thực nghiệm cho các lý thuyết tài chính liên quan đến rủi ro hệ thống từ các ngân hàng. Đồng thời nghiên cứu cũng khắc phục các hạn chế của các nghiên cứu trước khi có xem xét đến các đặc thù riêng của ngân hàng thông qua việc ứng dụng mô hình phân tích số liệu mảng và kiểm định các khuyết tật mô hình, qua đó đảm bảo được tính phù hợp tốt nhất cho các phân tích.

2. Cơ sở lý thuyết và phương pháp nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

2.1.1. Khái niệm rủi ro hệ thống và hệ số β

Rủi ro hệ thống (systematic risk) là các yếu tố tác động lên tất cả các công ty trên thị trường, và tất cả các công ty đều bị chi phối bởi rủi ro hệ thống, nhà đầu tư không thể đa dạng hoá để giảm thiểu rủi ro hệ thống. Do đó, rủi ro này còn được gọi là rủi ro không thể đa dạng hoá (non-diversifiable risks). Rủi ro hệ thống bao gồm: rủi ro thị trường, rủi ro lãi suất, rủi ro sức mua và rủi ro chính trị.

Loại rủi ro này là sự không chắc chắn thuộc về toàn bộ thị trường hoặc toàn bộ phân khúc thị trường nào đó. Ví dụ, nói đến rủi ro hệ thống trên thị trường chứng khoán thường được biểu hiện với sự biến động trong giá trị của cổ phiếu toàn thị trường.

Hệ số β là một trong những tham số quan trọng phản ánh rủi ro hệ thống của tài sản do các tổ chức tài chính chuyên nghiệp cung cấp. Hệ số này đo lường mức độ nhạy cảm của lợi suất tài sản i đối với các biến động của thị trường (Hoàng Đình Tuấn 2010, giáo trình “Mô hình phân tích và định giá tài sản tài chính”, NXB Khoa học và Kỹ thuật, trg. 149), cụ thể là đo lường độ nhạy giữa tỷ suất sinh lợi trên chứng khoán i đối với tỷ suất lợi tức trên chỉ số thị trường. Do đó, β được dùng đo lường mức độ biến động hay còn gọi là thước đo rủi ro của một chứng khoán trong tương quan với danh mục thị trường theo công thức sau:

$$\beta = \frac{Cov(i, m)}{\sigma_m^2}$$

Trong đó, $Cov(i, m)$ là hiệp phương sai giữa tỷ suất sinh lợi chứng khoán i và tỷ suất sinh lợi của thị trường, σ_m^2 là phương sai của tỷ suất sinh lợi thị trường.

Hệ số β cho ta biết khuynh hướng và mức độ biến động của một chứng khoán nào đó đối với sự biến động của thị trường. Nếu chứng khoán có β bằng 1, có nghĩa là giá chứng khoán đó sẽ di chuyển cùng bước đi với thị trường. Nếu chứng khoán có β nhỏ hơn 1, có nghĩa là chứng khoán đó sẽ có mức thay đổi ít hơn mức thay đổi của thị trường.

trường. Và nếu β lớn hơn 1 thì giá chứng khoán sẽ thay đổi nhiều hơn mức dao động của thị trường.

William Sharpe (1963) đã đưa ra “mô hình chỉ số đơn” đề cập đến mối quan hệ tuyến tính giữa tỷ suất lợi tức tài sản và tỷ suất lợi tức chỉ số thị trường để làm cơ sở tính toán danh mục đầu tư có hiệu quả. Đối với mô hình chỉ số đơn, những giả thiết cần có là: (1) Có 2 nguồn ảnh hưởng đến sự biến động của lợi tức chứng khoán là các nhân tố vĩ mô và nhân tố thuộc về chính bản thân công ty; (2) Các nhân tố thuộc về công ty thì độc lập giữa các công ty; (3) Có một chỉ số nào đó đại diện cho ảnh hưởng của tất cả các nhân tố vĩ mô. Theo đó, tỷ suất lợi tức thực nhận trên chứng khoán i được thể hiện theo mô hình chỉ số đơn: $R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + \varepsilon_i$.

Trong đó: R_i là tỷ suất lợi tức của chứng khoán i , α_i là phần tỷ suất lợi tức kỳ vọng độc lập với thị trường, R_m là tỷ suất lợi tức trên một chỉ số thị trường chứng khoán nào đó, ε_i là phần tỷ suất lợi tức không kỳ vọng độc lập với thị trường (ε_i là biến ngẫu nhiên, $E(\varepsilon_i) = 0$, ε_i không tương quan với ε_j).

β_i là hệ số đo lường độ nhạy giữa tỷ suất sinh lợi trên chứng khoán i đối với tỷ suất lợi tức trên chỉ số thị trường. Có thể ước lượng hệ số β_i bằng cách thực hiện ước lượng bình phương bé nhất (OLS) trong khoảng thời gian đủ lớn giữa lợi tức của chứng khoán i và thị trường. Mô hình SIM giúp làm đơn giản hoá số lượng và loại dữ liệu đầu vào cần thiết cho danh mục đầu tư.

Ở Việt Nam, cho đến nay đã có một số nghiên cứu ứng dụng mô hình SIM để đo lường rủi ro hệ thống của các tài sản. Nguyễn Ngọc Vũ (2010) trong bài viết “Tính toán hệ số β của một số công ty niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX)”, đã ứng dụng mô hình SIM để tính hệ số β cho 43 công ty niêm yết tại Sàn giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX), góp phần cung cấp thông tin cho các nhà đầu tư tham khảo khi ra quyết định đầu tư sao cho có hiệu quả nhất. Mô hình SIM cũng được Phạm Tiến Minh, Bùi Huy Hải Bích, Nguyễn Thị Thu Thảo (2017) sử dụng để đo lường hệ số β của 64 doanh nghiệp ngành công nghiệp trong nghiên cứu “Tác động của các yếu tố tài chính lên rủi ro hệ thống – Nghiên cứu trong nhóm ngành công nghiệp tại thị trường chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh”.

2.1.2. Các nghiên cứu liên quan đến các nhân tố tác động đến rủi ro hệ thống

Trong phạm vi bài nghiên cứu này, nhóm nghiên cứu chỉ tập trung xác định một số yếu tố kinh tế vi mô ảnh hưởng đến hệ số β . Cụ thể về kết quả của các nghiên cứu được tổng hợp ở sau đây:

2.1.2.1. Khả năng sinh lợi

Khả năng sinh lợi ROA gọi là tỷ số lợi nhuận trên tài sản. Đây là một chỉ số thể hiện tương quan giữa mức sinh lợi của một doanh nghiệp so với chính tài sản của nó. ROA đo lường hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp; thể hiện tính hiệu quả của quá trình tổ chức, quản lý hoạt động sản xuất kinh doanh mà không quan tâm đến cấu trúc tài chính. ROA càng cao thì chứng tỏ doanh nghiệp hoạt động càng hiệu quả.

Trên thế giới cũng có nhiều nghiên cứu về mối quan hệ giữa tỷ số ROA và các vấn đề liên quan đến thị trường chứng khoán, trong đó có vấn đề rủi ro hệ thống. Nghiên cứu của D. E. Logue, L. J. Merville (1972) cho thấy khả năng sinh lợi được xác định có

tác động âm đến rủi ro hệ thống, doanh nghiệp có khả năng sinh lợi cao sẽ giảm khả năng có các bất ổn về tài chính, có nhiều nguồn lực để đối phó và giảm thiểu sự ảnh hưởng đối với các biến động bên ngoài, qua đó sẽ giảm được rủi ro hệ thống. Kết quả này cũng tương đồng với Tandelilin (1997) khi nghiên cứu trên thị trường chứng khoán Indonesia và của Chun & Ramasamy (1989) trên thị trường chứng khoán Malaysia. Đây đều là những thị trường mới nổi trong những năm thập niên 90 của thế kỷ trước. Như vậy nếu doanh nghiệp quản lý và sử dụng tài sản một cách hiệu quả, gia tăng được khả năng sinh lợi trên nguồn tài sản này thì thị trường sẽ đón nhận như một tín hiệu tốt và rủi ro hệ thống sẽ giảm.

2.1.2.2. Hiệu quả kinh doanh

Hiệu quả kinh doanh (Operation Efficiency – OE) là một đại lượng đo lường hiệu quả lợi nhuận kiếm được từ hoạt động. Hiệu quả kinh doanh càng lớn thì lợi nhuận của một công ty hoặc một khoản đầu tư càng cao. Nó được xác định bằng tỷ lệ giá trị tổng doanh thu trên tổng giá trị tài sản của doanh nghiệp.

Chính vì thế, có rất nhiều nghiên cứu thực nghiệm về mối liên hệ giữa hiệu quả kinh doanh và rủi ro hệ thống. Khi tìm hiểu các nghiên cứu về mối liên hệ này, bài báo lâu nhất vào năm 1972 của D. E. Logue, L. J. Merville cho thấy rằng hiệu quả kinh doanh có tác động âm đến rủi ro hệ thống, doanh nghiệp quản lý tốt và sử dụng hiệu quả các tài sản để tạo ra doanh thu cao, giảm thiểu khả năng thất bại thì kết quả sẽ giảm rủi ro hệ thống tương ứng. Sau đó, Ahmed Belkaoui cũng đưa ra kết quả tương tự về tác động ngược chiều của OE đối với rủi ro hệ thống vào năm 1978. Nabaraj Adhikari (2015) dựa vào kết quả phân tích hồi quy đưa ra kết luận OE tác động âm đến rủi ro hệ thống. Gần đây nhất, năm 2017, trong bài báo của Phạm Tiến Minh và cộng sự một lần nữa khẳng định lại kết quả đó. Như vậy, hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp càng tốt, sẽ tạo ra một tín hiệu tốt cho thị trường, rủi ro hệ thống của doanh nghiệp cũng sẽ giảm.

2.1.2.3. Quy mô doanh nghiệp

Quy mô doanh nghiệp là một yếu tố quan trọng thường được xem xét trong các bài nghiên cứu trong lĩnh vực tài chính. Trên thế giới, tổng tài sản được xem như một thước đo chính để đo quy mô một doanh nghiệp.

Nhìn chung, các ngân hàng có quy mô lớn sẽ có tiềm lực mạnh hơn cả về tài chính và về nhân lực nên có khả năng đa dạng hóa lĩnh vực kinh doanh, đa dạng trong việc cung cấp các sản phẩm tín dụng và phi tín dụng. Các ngân hàng này có dòng tiền ổn định, và đặc biệt, khả năng phá sản thấp hơn các ngân hàng có quy mô nhỏ.

Các bằng chứng thực nghiệm trên thế giới về sự tác động của quy mô doanh nghiệp đến rủi ro hệ thống có cả 3 trường hợp. Thứ nhất, Fatemi (1984, Goldberg & Heflin (1995) cho rằng đa dạng hóa làm giảm rủi ro hệ thống của công ty. Thứ 2, Lê Trương Niệm và Bùi Hữu Phước (2020) nghiên cứu trên TTCK Việt Nam, sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian từ năm 2011 đến 2019 với mã cổ phiếu của 240 công ty được niêm

yết đưa ra kết luận quy mô tác động cùng chiều đến rủi ro hệ thống. Kết quả này là tương đồng với nghiên cứu của Reeb & cộng sự (1998), Olibe & cộng sự (2008) và Krapl (2015). Ngược lại, R.Bowman (1979) nghiên cứu về mối quan hệ lý thuyết giữa rủi ro hệ thống và tài chính (kế toán) đưa ra kết luận không có mối quan hệ giữa quy mô và rủi ro hệ thống.

2.1.2.4. Đòn bẩy tài chính

Đây là khái niệm chỉ mức độ nợ và tác động của nợ trong cơ cấu nguồn vốn kinh doanh của doanh nghiệp. Mục đích của hệ số là xác định mức độ thành công của công ty khi sử dụng nguồn vốn bên ngoài tăng hiệu quả số vốn tự có để tạo ra lợi nhuận. Trên thế giới có một số nhóm chỉ số đòn bẩy tài chính quan trọng như tỷ lệ giữa tổng nợ và tổng tài sản, tỷ suất lợi nhuận vốn chủ sở hữu (ROE),... Trong bài nghiên cứu này, đòn bẩy tài chính được xác định qua tỷ lệ tổng nợ và vốn chủ sở hữu.

Về đòn bẩy tài chính, lý thuyết cấu trúc vốn của Modigliani & Miller (1963) cho rằng việc duy trì một tỷ lệ đòn bẩy cao giúp ngân hàng tạo ra lá chắn thuế. Nguyên nhân là do chi phí lãi vay được tính vào chi phí hợp lý của doanh nghiệp, dẫn đến lợi nhuận trước thuế giảm, và kết quả là giảm được thuế thu nhập doanh nghiệp phải nộp. Cả hai ông xem đó là lí do tại sao ngân hàng, hay doanh nghiệp thường sử dụng nhiều nợ để gia tăng giá trị cho mình. Tuy nhiên, áp lực trả lãi và nợ tăng khi đòn bẩy tài chính tăng cao có thể dẫn đến khả năng phá sản tăng làm tăng rủi ro hệ thống. Hamada (1972) cũng đã chỉ ra mối tương quan thuận chiều giữa rủi ro hệ thống của một cổ phiếu phổ thông với đòn bẩy tài chính công ty.

2.1.2.5. Chỉ số EBITDA

Bên cạnh chỉ số EBIT, EBITDA cũng là một chỉ số được các tổ chức tài chính nói chung cũng như các ngân hàng thương mại nói riêng sử dụng để phân tích hiệu quả của hoạt động kinh doanh. Bằng việc loại bỏ các yếu tố khấu hao, lãi vay, thuế, EBITDA cho phép nhà đầu tư tập trung hơn vào lợi nhuận thực tế và hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp. Vì loại trừ nhiều yếu tố chi phí của doanh nghiệp, thường thì EBITDA cho ra một con số tuyệt đối lớn hơn rất nhiều so với EBIT hay lợi nhuận thuần. Điều này khiến nhiều doanh nghiệp sử dụng chỉ tiêu này để đánh bóng hình ảnh, tạo ra 1 con số kế toán tương đối đẹp về khả năng sinh lời có thể khiến nhiều nhà đầu tư lầm tưởng về hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Điều này đặt ra những giả thuyết về ý định đầu tư của những nhà đầu tư khó tính khi không xem trọng ý nghĩa của chỉ số EBITDA, từ đó dẫn tới mối quan hệ ngược chiều của chỉ số EBITDA với vấn đề rủi ro của cổ phiếu trên thị trường.

Tuy vậy, trên thế giới cũng đã có nhiều nghiên cứu về mối quan hệ tích cực của chỉ số EBITDA và các vấn đề liên quan đến thị trường chứng khoán, trong đó có vấn đề rủi ro hệ thống. D.Cormier và cộng sự (2017) đã chỉ ra rằng việc đưa ra chỉ số EBITDA cho phép các nhà đầu tư có đánh giá tốt hơn về thu nhập của chứng khoán và dự đoán

một cách rõ ràng hơn dòng tiền trong tương lai, mặt khác nghiên cứu cũng đưa ra bằng chứng về mối quan hệ tích cực giữa thu nhập và giá cổ phiếu cũng như dòng tiền trong tương lai của các công ty báo cáo về chỉ số EBITDA. Từ đó có thể đưa ra một nhận định về một mối quan hệ cùng chiều giữa độ lớn của EBITDA và mức độ rủi ro của cổ phiếu trên thị trường.

2.2. Phương pháp nghiên cứu

Dựa trên khung lý thuyết và các nghiên cứu khác trước đó, nhóm nghiên cứu đưa ra các biến nghiên cứu được tổng hợp trong bảng 2.1.

| STT | Biến (ký hiệu) | Cách tính | Tác động | Tham khảo |
|-----|--------------------------|---|----------|--|
| 1 | Quy mô ngân hàng (SIZE) | Logarit cơ số tự nhiên của TTS | +/- | - Fatemi (1984) - Michel & Shaked (1986) - Goldberg & Heflin (1995) - Lê Trương Niệm và Bùi Hữu Phước (2020) - R.Bowman (1979) |
| 2 | Khả năng sinh lợi (ROA) | Lợi nhuận sau thuế/TTS | - | - D.E.Logue, L.J. Merville (1972) - Tandelilin (1997) - S.Chun, M. Ramasamy (1989) |
| 3 | Chỉ số EBITDA biên | Lợi nhuận trước thuế, khấu hao/ Doanh thu thuần | +/- | - D.Cormier và cộng sự (2017) - Timo Leivo (2012) |
| 4 | Đòn bẩy tài chính (LEV) | Nợ/Vốn CSH | + | - Lý thuyết cấu trúc vốn của Modigliani & Miller (1963) - Hamada (1972) |
| 5 | Hiệu quả kinh doanh (OE) | Tổng doanh thu/TTS | - | - D.E.Logue, L.J. Merville (1972) - Nabaraj Adhikari (2015) - Phạm Minh Tiến, Bùi Huy Hải Bích, Nguyễn Thị Thu Thảo, (2017). |

Bảng 2. 1. Tổng hợp một số yếu tố có ảnh hưởng đến rủi ro hệ thống

2.2.1. Mô hình nghiên cứu

Đối với mô hình hồi quy dữ liệu mảng, ba phương pháp được sử dụng phổ biến là: (1) Mô hình ước lượng bình phương nhỏ nhất (Pooled OLS); (2) Mô hình ảnh hưởng cố định (Fixed Effect Model - FEM); và (3) Mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên (Random Effect Model - REM). Ở đây, nhóm nghiên cứu đề xuất mô hình nghiên cứu như sau:

$$\beta_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SIZE_{it} + \alpha_2 ROA_{it} + \alpha_3 EBITDA_{it} + \alpha_4 LEV_{it} + \alpha_5 OE_{it} + e_{it} \quad (1)$$

Biến phụ thuộc β_{it} : Đo lường rủi ro hệ thống của cổ phiếu ngân hàng i được quan sát tại thời điểm t.

Biến độc lập:

$SIZE_{it}$: Quy mô ngân hàng i tại thời điểm t

ROA_{it} : Tỷ suất lợi nhuận trên tài sản của ngân hàng i tại thời điểm t

LEV_{it} : Tỷ số nợ trên vốn chủ sở hữu của ngân hàng i tại thời điểm t

OE_{it} : Tỷ số tổng doanh thu trên tổng tài sản của ngân hàng i tại thời điểm t

$EBITDA_{it}$: Tỷ số lợi nhuận trước thuế, khấu hao, lãi vay trên doanh thu thuần của ngân hàng i tại thời điểm t

Tuy nhiên, mô hình OLS lại xem xét cổ phiếu của các ngân hàng là đồng nhất, tất cả các quan sát được nhóm chung lại bất kể có sự khác biệt giữa các ngân hàng hay không. Điều này thường không phản ánh đúng thực tế vì mỗi ngân hàng là một thực thể có những đặc thù riêng có thể ảnh hưởng đến hàm mục tiêu (như đặc trưng riêng về quản trị, về văn hóa ngân hàng). Như vậy mô hình OLS có thể dẫn đến các ước lượng bị sai lệch khi không xét đến các tác động riêng biệt này. Với mô hình REM và FEM, ta có thể kiểm soát được các tác động riêng biệt này, cụ thể như sau:

$$\beta_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SIZE_{it} + \alpha_2 ROA_{it} + \alpha_3 EBITDA_{it} + \alpha_4 LEV_{it} + \alpha_5 OE_{it} + u_i + e_{it} \quad (2)$$

(Với u_i đại diện cho các tác động riêng biệt và không thay đổi theo thời gian ảnh hưởng tới cổ phiếu ngân hàng i)

Điểm khác biệt chính giữa OLS và hai mô hình FEM và REM là sự tồn tại của chỉ số u_i . Trong khi OLS không xem xét yếu tố này thì REM và FEM cho phép và kiểm soát sự tồn tại của nó. Tuy nhiên, giữa FEM và REM cũng có sự khác biệt khi xem xét u_i ở những góc độ khác nhau, cả hai đều thừa nhận sự tồn tại của u_i , nhưng nếu các tác động riêng biệt này có tương quan với các biến độc lập thì phương pháp phù hợp nhất là FEM, ngược lại nếu u_i không có tương quan với biến độc lập ($u_i \sim (0, \sigma^2)$) thì REM là phù hợp hơn.

2.2.2. Thu thập và xử lý số liệu

2.2.2.1. Mẫu nghiên cứu:

Ở Việt Nam tính đến nay, có 17 NHTM đã lên sàn. Tuy nhiên mới chỉ có 7 ngân hàng TMCP đã có thời gian lên sàn trên 10 năm. Do đó, bộ số liệu sử dụng để kiểm định mô hình là số liệu dạng bảng cân đối của 7 ngân hàng thương mại theo quý gồm 266 quan sát, được thu thập và xử lý từ dữ liệu lịch sử giá của cổ phiếu, bảng cân đối kế toán và kết quả kinh doanh của 7 ngân hàng TMCP được niêm yết trên thị trường chứng

khoán Việt Nam trong 10 năm từ quý I năm 2011 đến quý II năm 2020 (không có đủ số liệu quý III và quý IV năm 2020) bao gồm: Ngân hàng TMCP Á Châu (ACB), Ngân hàng TMCP Công Thương Việt Nam (CTG), Ngân hàng TMCP Xuất Nhập Khẩu Việt Nam (EIB), Ngân hàng TMCP Quốc Dân (NVB), Ngân hàng TMCP Sài Gòn – Hà Nội (SHB), Ngân hàng TMCP Sài Gòn Thương Tín (STB) và Ngân hàng TMCP Ngoại thương Việt Nam (VCB). Các biến nhóm nghiên cứu đều được lấy từ nguồn số liệu của trang cophieu68.vn.

2.2.2.2. Xử lý số liệu:

Để đo lường rủi ro hệ thống của cổ phiếu ngân hàng i (hệ số β_i), nhóm nghiên cứu sử dụng mô hình chỉ số đơn (SIM) đã được thực hiện ở các nghiên cứu trước đó, cụ thể như sau: $R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + \varepsilon_i$. Trong đó: α_i là phần tỷ suất lợi tức độc lập với thị trường; R_i, R_m lần lượt là suất sinh lợi theo ngày của cổ phiếu ngân hàng i và của thị trường. Suất sinh lợi được tính theo công thức $R = \frac{P_1 - P_0}{P_0}$, với P_1 và P_0 lần lượt là giá đóng cửa đã được điều chỉnh tại phiên giao dịch đang xét và phiên giao dịch trước đó của cổ phiếu ngân hàng i (cho R_i) và chỉ số VN-Index (cho R_m).

Hệ số β_i được nhóm nghiên cứu tính toán bằng hàm Slope trong Microsoft Excel.

3. Kết quả và thảo luận

3.1. Kết quả

3.1.1. Thống kê mô tả và ma trận tương quan

Kết quả thống kê mô tả, đo lường đặc trưng của các biến nghiên cứu được thể hiện ở bảng 3.1. Giá trị β trung bình là 0.652 cho thấy cổ phiếu các ngân hàng trong nghiên cứu có rủi ro hệ thống trung bình thấp hơn thị trường.

| Tên biến | Số quan sát | Giá trị trung bình | Độ lệch chuẩn | Giá trị nhỏ nhất | Giá trị lớn nhất |
|----------|-------------|--------------------|---------------|------------------|------------------|
| Beta | 266 | 0.652 | 0.629 | -2.202 | 2.143 |
| SIZE | 266 | 19.242 | 0.980 | 16.856 | 20.939 |
| ROA | 266 | 0.179 | 0.205 | -1.645 | 0.963 |
| EBITDA | 266 | 0.887 | 0.498 | -0.390 | 2.220 |
| LEV | 266 | 12.793 | 3.706 | 1 | 21.910 |
| OE | 266 | 1.977 | 0.646 | 1.177 | 7.889 |

Bảng 3. 1. Thống kê mô tả các biến

Ma trận tương quan ở bảng 3.2 cho thấy hệ số tương quan giữa các biến không cao, các hệ số đều dưới 0.6, do vậy hiện tượng đa cộng tuyến ít có khả năng xảy ra.

| | | | | | |
|--------|------------|---------|------------|------------|----|
| | SIZE | ROA | EBITDA | LEV | OE |
| SIZE | 1 | | | | |
| ROA | 0.3091*** | 1 | | | |
| EBITDA | 0.5968*** | 0.1034* | 1 | | |
| LEV | 0.3234*** | -0.0467 | 0.3874*** | 1 | |
| OE | -0.3397*** | -0.0853 | -0.2368*** | -0.2564*** | 1 |

Bảng 3. 2. Ma trận tương quan giữa các biến

3.1.2. Kết quả kiểm định mô hình

Kết quả kiểm định và hồi quy của các mô hình được trình bày ở bảng 3.3.

| Biến phụ thuộc: Beta (β_{it}) | | | | |
|---------------------------------------|-------------------|-----------|-----------|-----------|
| | Mô hình ước lượng | | | Hệ số VIF |
| | OLS | FEM | REM | |
| SIZE | 0.1231*** | -0.0151 | 0.1231*** | 1.84 |
| ROA | 0.3425** | 0.3027* | 0.3425** | 1.12 |
| EBITDA | 0.5467*** | 0.4681*** | 0.5467*** | 1.68 |
| LEV | -0.0129 | -0.0042 | -0.0129 | 1.14 |
| OE | 0.1801*** | 0.1276** | 0.1801*** | 1.15 |
| Kiểm định F | 22.02*** | 1.2 | | |
| Wald | | | 115.09*** | |
| LM | 0.00*** | | | |
| Hausman | | | 6.79*** | |
| Wooldridge | | | 0.22*** | |

Mức ý nghĩa: ***1%, **5%, *10%

Bảng 3. 3. Kết quả hồi quy của các mô hình

Các kiểm định F và Wald có ý nghĩa thống kê, cho thấy tổng thể các biến sử dụng trong mô hình là hợp lý. So sánh hai mô hình ước lượng REM và FEM, kiểm định Hausman chưa bác bỏ H_0 cho thấy sự tồn tại của các tác động riêng biệt và không có tương quan với biến độc lập. Do đó mô hình ước lượng ngẫu nhiên (REM) là phù hợp nhất.

Xem xét tiếp các kiểm định khuyết tật mô hình: Kiểm định đa cộng tuyến với các hệ số VIF nhỏ hơn 2 cho thấy mô hình không có hiện tượng đa cộng tuyến; kiểm định LM chưa bác bỏ H_0 , cho thấy mô hình không bị khuyết tật phương sai sai số thay đổi; kiểm định Wooldridge cũng cho kết quả chưa bác bỏ H_0 , có thể kết luận mô hình không bị hiện tượng tự tương quan. Vậy mô hình REM được sử dụng là hợp lý.

3.2. Thảo luận kết quả

Các kết quả kiểm nghiệm mô hình nghiên cứu đưa đến cho chúng ta những kết luận cụ thể như sau: Các biến thể hiện quy mô ngân hàng (SIZE), khả năng sinh lợi (ROA), chỉ số EBITDA và hiệu quả kinh doanh (OE) đều có tác động dương tới hệ số β đo lường rủi ro hệ thống của các cổ phiếu 7 ngân hàng TMCP tại Việt Nam. Tuy nhiên, mô hình nghiên cứu chưa cho thấy có sự ảnh hưởng của yếu tố đòn bẩy tài chính (LEV) tới hệ số β của các cổ phiếu này.

Đối với quy mô ngân hàng, kết quả thực nghiệm cũng tương đồng với kết quả của Lê Trương Niệm và Bùi Hữu Phước (2020) nghiên cứu trên TTCK Việt Nam, sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian từ năm 2011 đến 2019 với mã cổ phiếu của 240 công ty được niêm yết, cũng phù hợp với môi trường kinh doanh trong nước có nhiều biến động những năm vừa qua. Khi ngân hàng mở rộng quy mô, đa dạng hóa các ngành kinh doanh, sẽ đồng thời gia tăng mức độ rủi ro hệ thống. Ngân hàng có mức độ đa dạng hóa càng cao thì rủi ro hệ thống càng lớn. Mặc dù việc tăng trưởng về quy mô có thể tùy thuộc vào chiến lược của mỗi ngân hàng trong cạnh tranh mở rộng thị phần, nhưng mặt khác, khi tăng quy mô, sẽ gây áp lực đối với các ngân hàng phải đảm bảo mức lợi nhuận hợp lý và con đường mà các ngân hàng thương mại đều hướng đến là tăng trưởng cho vay, tín dụng bằng mọi giá khi lợi nhuận chủ yếu của các ngân hàng tại Việt Nam là từ tín dụng. Điều này dễ dẫn đến chất lượng tài sản suy giảm và tác động trực tiếp đến lợi nhuận, hiệu quả trên vốn. Từ đó làm tăng rủi ro hệ thống của cổ phiếu các ngân hàng.

Với số liệu được sử dụng trong bài nghiên cứu này cho thấy khả năng sinh lợi ROA của 7 ngân hàng có sự biến động mạnh, đồng thời hiệu quả kinh doanh OE có xu hướng giảm những quý gần đây sẽ khiến các nhà đầu tư nghi ngờ về tính xác thực của 2 chỉ tiêu này. Vậy nên, dù khả năng sinh lời và hiệu quả kinh doanh của các ngân hàng tăng, thị trường vẫn sẽ đón nhận nó như một tín hiệu xấu. Từ đó làm tăng rủi ro hệ thống của cổ phiếu các ngân hàng.

Kết quả nghiên cứu cũng chỉ ra rằng, chỉ số EBITDA có ảnh hưởng cùng chiều với rủi ro hệ thống, với hệ số ước lượng khá lớn (0.5467), có ý nghĩa thống kê. Trên thực tế, chỉ số EBITDA rất dễ bị ảnh hưởng bởi những mánh khéo kế toán nhằm tạo ra chỉ số EBITDA cao và cho thấy lợi nhuận của ngân hàng là cao, từ đó dễ dàng thuyết phục các nhà đầu tư đầu tư cho cổ phiếu của ngân hàng, làm tăng rủi ro hệ thống của cổ phiếu các ngân hàng.

Yếu tố đòn bẩy tài chính tuy có tác động âm tới rủi ro hệ thống, nhưng trong bài nghiên cứu này hệ số ước lượng lại không có ý nghĩa thống kê. Lý giải cho ảnh hưởng ngược chiều này là vì: Trong những năm qua, trước những văn bản qui định của Chính phủ, cơ quan quản lý, Ngân hàng Nhà nước về yêu cầu tăng vốn điều lệ tối thiểu đối với các ngân hàng TMCP, các ngân hàng đã phải chạy đua nhằm đáp ứng được yêu cầu về vốn tối thiểu theo luật định là 3.000 tỷ (theo Thông tư 13/2010-TT/NHNN liên quan đến tỷ lệ an toàn vốn tối thiểu). Việc gia tăng vốn chủ sở hữu (làm giảm hệ số đòn bẩy tài chính) cũng nhằm đảm bảo năng lực tài chính, giữ thị phần trước sự cạnh tranh của các ngân hàng nước ngoài thâm nhập vào thị trường Việt Nam. Hệ quả trực tiếp là gây ra tình trạng tăng trưởng nóng và bất hợp lý đối với tín dụng các ngân hàng. Từ đó làm rủi ro hệ thống của cổ phiếu các ngân hàng cũng sẽ tăng.

4. Kết luận

Bài nghiên cứu chỉ ra tác động của các yếu tố nội tại các ngân hàng thương mại đến rủi ro hệ thống giá trị cổ phiếu các ngân hàng trên thị trường chứng khoán. Bài viết chỉ ra tác động dương của các biến thể hiện quy mô ngân hàng (SIZE), khả năng sinh lợi (ROA), chỉ số EBITDA và hiệu quả kinh doanh (OE) tới hệ số β đo lường rủi ro hệ thống của các cổ phiếu 7 ngân hàng TMCP tại Việt Nam. Nghiên cứu chỉ dừng lại ở mối liên hệ giữa các biến tài chính và rủi ro hệ thống. Tuy nhiên một nhóm các yếu tố khác cũng có thể nên được xem xét khi nói tới vấn đề rủi ro hệ thống đó là các biến kinh tế vĩ mô như lạm phát, GDP, lãi suất. Đồng thời, do điều kiện dữ liệu hạn chế, trong bài nghiên cứu dù đã chỉ ra được mối liên hệ của yếu tố đòn bẩy tài chính (LEV) tới rủi ro hệ thống trong lý thuyết nhưng trong nghiên cứu thực nghiệm vẫn chưa chỉ ra được mối liên quan này. Do vậy, các vấn đề này xem như định hướng cho các bài nghiên cứu tiếp theo.

Tài liệu tham khảo

Tiếng Việt:

1. Hoàng Đình Tuấn 2010, *Giáo trình Mô hình phân tích và định giá tài sản tài chính*, NXB Khoa học và Kỹ thuật, trg. 149.
2. Nguyễn Ngọc Vũ (2010), “Tính toán hệ số Beta của một số công ty niêm yết tại sàn giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX)”, *Tạp chí khoa học và công nghệ Đà Nẵng*, số 2(37), 170-175.
3. Phạm Tiến Minh, Bùi Huy Hải Bích, Nguyễn Thị Thu Thảo (2017). “Tác động của các yếu tố tài chính lên rủi ro hệ thống – Nghiên cứu trong nhóm ngành công nghiệp tại thị trường chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh”, *Science and Technology Development Journal*, vol 20, No. Q4-2017.

Tiếng Anh:

1. Alim. Fatemi (1984), “Shareholder Benefits from Corporate International Diversification”, *The Journal Of Finance*, Vol. XXXIX, No. 5, pp 1325-1344.
2. D. E. Logue, L. J. Merville (1972), “Financial policy and market expectations”, *Financial Management*, vol. 1, no. 2, pp. 37-44.
3. Denis Cormier, Samira Demaria, Michel Magnan (2017), “Beyond earnings: do EBITDA reporting and governance matter for market participants?”, *Managerial Finance*, Vol 43 Iss 2, pp. 193-211.
4. Frederick R. Macaulay (1938), “Some Theoretical Problems Suggested by the Movements of Interest Rates, Bond Yields and Stock Prices in the United States since 1856”, *NBER*, Vol. 33, No. 203, pp. 609-612.
5. R. G. Bowman (1979), “The theoretical relationship between systematic risk and financial (accounting) variables”, *The Journal of Finance*, vol. 34, no. 3, pp. 617-630.
6. Robert S. Hamada (1972), “The Effect of the Firm's Capital Structure on the Systematic Risk of Common Stocks”, *The Journal of Finance*, Vol. 27, No. 2, Papers and Proceedings of the Thirtieth Annual Meeting of the American Finance Association, New Orleans, Louisiana, December 27- 29, 1971 (May, 1972), pp. 435-452.
7. S. Chun, M. Ramasamy (1989), “Accounting variables as determinants of systematic risk in Malaysian common stocks”, *Asia Pacific Journal of Management*, vol. 6, no. 2, pp. 339-350.
8. Tandelilin (1997), “Determinants of Systematic Risk: The Experience of Some Indonesian Common Stock”, *Kelola*, Vol. 6 (IV).
9. William F. Sharpe (1963). “A Simplified Model for Portfolio Analysis”, *Management Science*, Vol. 9, No. 2.

SỬ DỤNG MÔ HÌNH CAMELS TRONG PHÂN TÍCH BÁO CÁO TÀI CHÍNH NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI NGHIÊN CỨU TẠI NGÂN HÀNG TMCP VIỆT NAM THỊNH VƯỢNG

TS. Nguyễn Minh Phương

Học viện Ngân hàng

Tóm tắt

Mô hình Camels bao gồm các tiêu chí phân tích một ngân hàng thương mại khá toàn diện như Vốn, Chất lượng tài sản, Quản trị, Khả năng sinh lời, Thanh khoản, Độ nhạy cảm. Để hiểu được báo cáo tài chính (BCTC) ngân hàng thương mại (NHTM), nếu chỉ nhìn vào những con số được công bố, người đọc có thể bị choáng ngợp, lúng túng, mất phương hướng. Với mục tiêu đưa các dữ liệu vào tính toán các tỉ số cần thiết theo các tiêu chí phù hợp, mô hình Camels đã giúp người phân tích biến các con số vô hồn trở nên biết nói, có ý nghĩa, có thể hiểu được. Từ đây, những người quan tâm tới BCTC sẽ nắm được điểm mạnh, điểm yếu trong hoạt động kinh doanh ngân hàng và có những quyết định phù hợp.

Từ khoá: Báo cáo tài chính, Camels, VP Bank.

1. Đặt vấn đề

Bài viết trình bày kết quả sử dụng mô hình Camels trong phân tích báo cáo tài chính NHTM, lấy ví dụ điển hình tại ngân hàng TMCP Việt Nam Thịnh Vượng (VP Bank). Việc phân tích BCTC có ý nghĩa quan trọng đối với nhiều bên liên quan, như nhà đầu tư, người gửi tiền, cơ quan chủ quản, cơ quan quản lý, các đối tác trong kinh doanh, cơ quan thuế mà cụ thể như giúp (i) Đánh giá đúng thực chất kết quả hoạt động kinh doanh của ngân hàng trong quá khứ, phát hiện kịp thời những thiếu sót, những nhân tố làm giảm kết quả hoạt động kinh doanh và có biện pháp chủ động xử lý. (ii) Nhận biết và dự đoán trước các loại rủi ro có thể xảy ra trong quá trình hoạt động nhằm chủ động đưa ra các biện pháp phòng ngừa (iii) Định hướng các quyết định của ban lãnh đạo ngân hàng nhằm đảm bảo mối quan hệ hài hoà giữa các mục tiêu lợi nhuận, rủi ro và an toàn.

Có rất nhiều phương pháp phân tích báo cáo tài chính như: phương pháp so sánh, phương pháp liên hệ đối chiếu, hương pháp phân tích nhân tố, phương pháp đồ thị, phương pháp biểu đồ, phương pháp toán tài chính...tuy nhiên, sử dụng mô hình Camels giúp nhà phân tích có một phương pháp hệ thống, logic, phân tích gần như đầy đủ các khía cạnh kinh tế của một ngân hàng.

2. Giới thiệu mô hình Camels

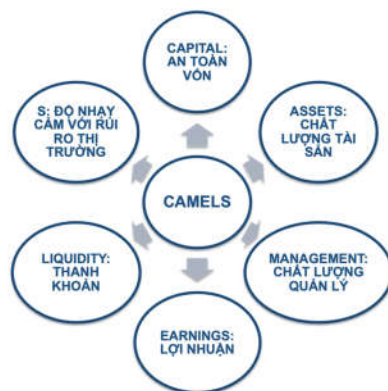
Hệ thống đánh giá CAMELS do Cục Quản lý các tổ hợp tín dụng Hoa Kỳ xây dựng và được thông qua năm 1987. Sau khủng hoảng kinh tế Châu Á 1997, hệ thống CAMELS được IMF và WB khuyến nghị áp dụng ở các nước bị khủng hoảng như một trong các biện pháp để tái thiết khu vực tài chính. Mục đích chính của CAMELS bắt nguồn từ mong muốn cung cấp công cụ phân tích cho nhà quản lý để giám sát các tổ chức tài chính thông qua việc đánh giá toàn diện hoạt động của một NHTM.

Sau khi phân tích, các số liệu sẽ được đưa vào các thang đo từ 1-5 để giúp các nhà quản lý có cái nhìn bao quát nhất về tình hình hoạt động kinh doanh của ngân hàng.

Dựa theo nghiên cứu của tác giả Wirnkar A.D và Tanko M. trong bài nghiên cứu “Camel and the Bank performance: Evaluation: the way forward” năm 2008, việc sử dụng mô hình Camel trong phân tích đánh giá thông qua 5 tiêu chí cơ bản: mức độ an toàn vốn (Capital Adequacy), chất lượng tài sản (Asset Quality), năng lực quản lý (Management Soundness), lợi nhuận (Earnings and Profitability), Thanh khoản (Liquidity). Bên cạnh đó, nghiên cứu năm 2010 của hai nhà nghiên cứu Mihir Dash và Annyesha Das với đề tài “A CAMELS analysis of the Indian Banking Industry” đã bổ sung thêm yếu tố mức độ nhạy cảm với rủi ro thị trường (Sensitivity to market risk) trong việc nghiên cứu hiệu quả hoạt động kinh doanh của các NHTM.

Ở Việt Nam, mô hình Camels được áp dụng vào phân tích đánh giá hiệu quả hoạt động của NHTM từ khi ban hành quy chế xếp loại các tổ chức tín dụng Việt Nam theo quyết định số 292/1998/QĐ-NHNN5. Từ năm 2008, Camels đã chính thức được áp dụng nhằm đánh giá, xếp loại NHTM Cổ phần theo quyết định số 06/2008/QĐ-NHNN ngày 12/3/2008 (Trịnh, 2014).

Bài viết sau đây tập trung làm rõ việc áp dụng mô hình CAMELS để phân tích BCTC một NHTM như thế nào. Việc xếp loại tổ chức tín dụng căn cứ vào kết quả sau phân tích sẽ được làm rõ trong các công trình nghiên cứu khác.



Trong đó, từng tiêu chí được làm rõ như sau:

Bảng 1: Tổng hợp các nội dung của mô hình Camels

| Tiêu chí | Ý nghĩa của tiêu chí | Bộ tỷ số đề xuất áp dụng phân tích | Nguồn số liệu |
|----------------------|--|---|--|
| 1. Capital | <i>Là lượng vốn CSH của NH sẵn có để hỗ trợ hoạt động kinh doanh của NH, bù đắp rủi ro (tổn thất ngoài dự kiến)</i> | <ol style="list-style-type: none"> 1. Tỷ lệ an toàn vốn tối thiểu CAR 2. Hệ số đòn bẩy tài chính L (leverage) 3. Hệ số tạo vốn nội bộ ICG (Internal Capital Generation) 4. Vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản... | Báo cáo tài chính Báo cáo thường niên |
| 2. Assets | Chất lượng tài sản là tiêu chí quan trọng bởi nếu chất lượng tài sản thấp sẽ ảnh hưởng đến: <ul style="list-style-type: none"> ▪ An toàn vốn ▪ Hiệu quả kinh doanh ▪ Thanh khoản của NH... | <ol style="list-style-type: none"> 1. Tỷ lệ nợ quá hạn 2. Tỷ lệ nợ xấu 3. Chi phí dự phòng trên tổng dư nợ 4. Dự phòng rủi ro trên tổng dư nợ 5. Tỷ lệ xóa nợ 6. Tỷ lệ thu lãi | Báo cáo tài chính |
| 3. Management | Đóng vai trò quan trọng trong hoạt động ngân hàng bởi Các quyết định của người quản lý sẽ ảnh hưởng trực tiếp đến những yếu tố: <ul style="list-style-type: none"> ▪ Chất lượng và mức độ tăng trưởng tài sản ▪ Lợi nhuận ▪ Thanh khoản.. | <ul style="list-style-type: none"> ▪ Các kỹ năng quản trị ▪ Cấu trúc lãnh đạo ▪ Chất lượng sở hữu ▪ Cấu trúc và chính sách QTRR ▪ Mô hình kinh doanh ▪ Rủi ro can thiệp bên ngoài ▪ Quản trị công ty ▪ .. | Thuyết minh báo cáo tài chính |
| 4. Earnings | Là yếu tố quan trọng nhất để đánh giá công tác quản lý thành công hay thất bại; Là điều kiện để có thể tăng vốn và thu hút thêm đầu tư vốn; Tăng khả năng bù đắp cho các khoản cho vay bị tổn thất và trích lập dự phòng đầy đủ. | <ol style="list-style-type: none"> 1. Tăng trưởng của thu nhập và chi phí 2. ROA 3. ROE 4. NIM | Báo cáo tài chính |

| | | | |
|-----------------------|---|---|-------------------|
| 5. Liquidity | <p>Có ý nghĩa đặc biệt quan trọng vì nó cần thiết để đáp ứng nhu cầu:</p> <ul style="list-style-type: none"> ▪ Cho vay mới mà không cần phải thu nợ vay trong hạn hoặc thanh lý các khoản đầu tư có kỳ hạn. ▪ Đáp ứng hoàn hảo mọi biến động hàng ngày, đặc biệt vào mùa vụ về nhu cầu rút tiền. ▪ Tác động đến lòng tin của người gửi tiền. | <ol style="list-style-type: none"> 1. Nhóm tỉ số thanh khoản tài sản. 2. Nhóm tỉ số thanh khoản liên quan giữa tài sản và nợ. 3. Nhóm tỉ số thanh khoản tài trợ. | Báo cáo tài chính |
| 6. Sensitivity | <ul style="list-style-type: none"> ▪ Đo lường tác động của thay đổi <ul style="list-style-type: none"> ➢ Lãi suất và ➢ Tỉ giá đến lợi nhuận và VCSH | <ol style="list-style-type: none"> 1. Bảng phân tích kỳ định lại LS của TS/NV 2. Mô hình thời lượng 3. VAR lãi suất | Báo cáo tài chính |

(Nguồn: Tác giả tổng hợp)

3. Sử dụng mô hình Camels trong phân tích báo cáo tài chính NHTM – nghiên cứu tại ngân hàng TMCP Việt Nam Thịnh Vượng – VP Bank

Việc sử dụng mô hình Camels vào phân tích BCTC NHTM CP VP Bank được thực hiện đối với BCTC hai năm gần nhất (2018-2019) do tới ngày 26-3-2021 Ngân hàng mới công bố BCTC năm 2020. (VP Bank, 2021). Tác giả tiến hành phân tích sơ bộ BCTC VCB trên các tiêu chí của mô hình như sau (riêng tiêu chí Sensitivity sẽ được trình bày ở một nghiên cứu khác, đồng thời tác giả sẽ tập trung sử dụng kết quả tính toán để phân tích, việc tính toán để ra các kết quả này đã được thực hiện cẩn thận trên công cụ excel hoặc tham chiếu từ các công bố của VP Bank).

3.1. Capital:

Bảng 2: Tiêu chí Vốn

| Chỉ tiêu | Năm 2018 | Năm 2019 | Theo quy định/thông lệ tốt |
|---|----------|----------|----------------------------|
| 1. Tỷ lệ an toàn vốn tối thiểu CAR hợp nhất | 11.2% | 11.09% | $\geq 8\%$ |
| 2. Hệ số đòn bẩy tài chính | 8.3 | 7,95 | Trung bình 12.5 |
| 3. Hệ số tạo vốn nội bộ ICG | 17.55% | 30.3% | $> 12\%$ |
| 4. Vốn CSH/Tổng TS | 10.74% | 11.19% | 4-6% |

(Nguồn: Tác giả tính toán)

Đánh giá:

- Hệ số CAR = VTC/Tổng TSCR. Nguồn số liệu từ báo cáo thường niên VP Bank. Chỉ tiêu này phản ánh mức độ đủ vốn của NH trên cơ sở giá trị vốn tự có và mức độ rủi ro trong hoạt động của NH. Năm 2019, CAR đạt 11.09% , không biến động nhiều so với 2018 (11.2%) -> đáp ứng quy định của NHNN quy định trong thông tư 41/2016/TT-NHNN là tối thiểu bằng 8%
- Hệ số đòn bẩy tài chính = tổng NPT/VCSH. Nguồn số liệu từ bảng cân đối kế toán của BCTC Kiểm toán 2019
 - Chỉ tiêu này là thước đo mức độ nợ trên VCSH, cho biết khả năng huy động vốn của NH lớn hơn bao nhiêu lần so với vốn chủ, thể hiện mức độ phụ thuộc vào nguồn vốn bên ngoài
 - Năm 2019, đạt 7,95 lần và giảm so với 2018 (8.3 lần) thể hiện NH có xu hướng ít phụ thuộc vào nguồn vốn huy động, có khả năng tự chủ tài chính.
- ICG = LN chưa phân phối/ Vốn cấp 1. Nguồn số liệu từ thuyết minh báo cáo tài chính và Bảng cân đối kế toán cho thấy:
 - Năm 2019 đạt 30.3%, cao hơn so với 2018 là 17.55%, luôn cao hơn mức thông lệ 12% trong 2 năm 2018 và 2019. Do lợi nhuận giữ lại năm 2019 cao hơn và Vốn cấp 1 có tăng nhẹ nhưng tốc độ tăng của vốn cấp 1 thấp hơn LN giữ lại.
 - Hệ số này càng cao càng tốt.
- VSCH/tổng TS. Nguồn số liệu từ bảng cân đối của BCTC Kiểm toán
 - Năm 2019 đạt 11.19%, có tăng nhẹ so với 2018 (10.74%), cao hơn so với thông lệ là 4-6%.
 - Chỉ tiêu phản ánh NH có khả năng tự chủ tài chính tốt.

3.2. Assets:

Bảng 3: Tiêu chí Chất lượng tài sản

| Chỉ tiêu | 2018 | 2019 |
|---|-------------|-------------|
| Tỷ lệ nợ quá hạn | 8.76 | 8.18 |
| Tỷ lệ nợ xấu | 3.50 | 3.42 |
| Tỷ lệ nợ nhóm 5/tổng dư nợ | 0.84 | 0.79 |
| Tỷ lệ nợ nhóm 2/tổng dư nợ | 5.26 | 4.76 |
| Dự phòng rủi ro tín dụng/tổng dư nợ | 1.61 | 1.59 |
| Chi phí dự phòng rủi ro tín dụng/tổng dư nợ bq | 5.56 | 5.71 |
| Tỷ lệ cho vay trung hạn/tổng dư nợ | 44.90 | 43.12 |
| Tỷ lệ cho vay hộ kinh doanh, cá nhân | 57.89 | 58.90 |
| Tỷ lệ cho vay công ty cổ phần (ngoại trừ công ty cổ phần có vốn góp Nhà nước trên 50%) | 23.41 | 24.00 |
| Tỷ lệ dư nợ tín dụng/tổng tài sản | 67.55 | 67.10 |
| Tỷ lệ chứng khoán kinh doanh và chứng khoán đầu tư | 17.36 | 18.64 |
| Tỷ suất đầu tư CKKD | 4.03 | 9.93 |
| Tỷ suất đầu tư CKĐT | 7.11 | 5.32 |
| Tỷ lệ tài sản có khác/tổng tài sản | 5.37 | 6.82 |
| Tỷ lệ thu lãi | 98.79 | 97.05 |
| Tỷ lệ dự phòng giảm giá đầu tư dài hạn | 16.23 | 31.09 |
| Tỷ lệ dự phòng giảm giá chứng khoán đầu tư, chứng khoán kinh doanh/số dư chứng khoán đầu tư, chứng khoán kinh doanh | 0.56 | 0.22 |
| Tỷ lệ lãi và phí phải thu/tổng tài sản | 1.37 | 1.60 |

(Nguồn: Tác giả tính toán)

Đánh giá:

1. Chất lượng tín dụng

Tỷ lệ nợ quá hạn thể hiện mức độ cho vay của Ngân hàng đối với khách hàng có khả năng hoàn trả thấp. Tỷ lệ nợ quá hạn năm 2019 là 8,18%, so với năm 2018 là 8,76% có xu hướng giảm về tỷ trọng, tuy nhiên, khi xét trên dư nợ thì nợ quá hạn 2019 tăng hơn 1.601 tỷ đồng tương ứng với tăng 8,24% so với năm 2018.

Tỷ lệ nợ xấu phản ánh các khoản cho vay của Ngân hàng được đánh giá là có khả năng tổn thất một phần hoặc toàn bộ gốc và lãi, tỷ lệ này cũng cần được kiểm soát và duy trì càng thấp càng tốt. Ngân hàng Nhà nước cũng quy định tỷ lệ nợ xấu dưới 3% để đảm bảo chất lượng cho các khoản vay cũng như an toàn vốn cho hệ thống Ngân hàng. Với VP Bank, tỉ lệ nợ xấu năm 2019 là 3,42%, giảm nhẹ so với 2018 là 3,5% hiện đang vi phạm quy định của NHNN. Tỷ lệ nợ nhóm 3 tăng 29,18% lên 1.230,736 tỷ đồng. Nợ nhóm 4 giảm 22,49% xuống 380,363 tỷ đồng. Nợ nhóm 5 tăng 9,75% lên 181,106 tỷ đồng. Tương tự, dư nợ các nhóm nợ xấu hầu hết tăng nhưng tốc độ tăng của tổng dư nợ nhanh hơn nên khiến tỷ lệ nợ xấu trong năm 2019 thấp hơn so với năm 2018.

2. Nguồn lực bù đắp RRTD

Chi phí dự phòng rủi ro/Tổng dư nợ bình quân năm 2019 (5,71%) có xu hướng tăng so với năm 2018 (5,56%) là do Chi phí dự phòng RRTD có tốc độ tăng nhanh hơn tốc độ tăng của tổng dư nợ bình quân.

Dự phòng rủi ro/tổng dư nợ năm 2019 (1,58%) có xu hướng giảm so với năm 2018 (1,6%), cả dự phòng RRTD và tổng dư nợ đều có xu hướng tăng nhưng tốc độ tăng của dự phòng rủi ro chậm hơn tốc độ tăng của tổng dư nợ.

3. Chất lượng các khoản đầu tư

- Tỷ suất đầu tư Chứng khoán kinh doanh: tỷ suất đầu tư CKKD năm 2019 có xu hướng tăng so với năm 2018 từ 4,03% lên 9,93%. Tỷ suất này tăng lên là do Ngân hàng đã giảm giá trị CKKD trong danh mục tài sản, cùng với đó, việc thu lãi từ CKKD không phải là mục đích chính mà là mua đi bán nhằm hưởng chênh lệch giá; Ngân hàng giảm giá trị CKKD có thể là do nhận thấy việc tự doanh với CKKD không đem lại lợi nhuận như mong đợi hoặc có những dự báo cần bán đi để thu từ chênh lệch giá.
- Tỷ suất đầu tư CKĐT có xu hướng giảm từ 7,11% xuống 5,32% trong năm 2019, nguyên nhân là do lãi thu từ CKĐT giảm 103,706 tỷ tương đương giảm 2,75% và giá trị đầu tư vào CKĐT tăng lên 15.899,146 tỷ đồng tương ứng tăng 30,01%.

3.3. Management:

Để bảo đảm hoạt động an toàn, hiệu quả, bảo vệ, quản lý, sử dụng an toàn, hiệu quả tài sản, nguồn lực, đồng thời bảo đảm cho các thông tin tài chính và thông tin quản lý đầy

đủ, kịp thời, trung thực và hợp lý, cũng như bảo đảm tuân thủ pháp luật và các quy chế, quy trình, quy định nội bộ, VPBank thiết lập và duy trì Hệ thống Kiểm soát nội bộ theo đúng yêu cầu, qui định Pháp luật và chuẩn mực quốc tế tốt nhất về Hệ thống kiểm soát nội bộ và quản trị rủi ro.

Trách nhiệm giám sát cấp cao được giao cho Hội đồng quản trị, Tổng Giám đốc, Ban Kiểm soát. HĐQT và TGD có các Ủy ban và Hội đồng hỗ trợ thực hiện chức năng giám sát đối với từng hoạt động, bao gồm:

- **Hệ thống Kiểm soát nội bộ (“KSNB”):** Kiểm soát tất cả các hoạt động, quy trình nghiệp vụ và các bộ phận của VPBank nhằm đảm bảo tuân thủ pháp luật, kiểm soát xung đột lợi ích, phát hiện và xử lý vi phạm, nâng cao nhận thức của các cá nhân, bộ phận. **Hệ thống kiểm soát nội bộ tại VPBank được thiết lập, xây dựng dựa trên nền tảng, chuẩn mực quản trị rủi ro hiệu quả với ba tầng bảo vệ độc lập và kiểm soát lẫn nhau, bao gồm:**
 - **Tuyên bảo vệ thứ nhất: với trách nhiệm nhận dạng,** kiểm soát và giảm thiểu rủi ro phát sinh hàng ngày tại VPBank, báo cáo kịp thời, đầy đủ khi phát hiện các rủi ro phát sinh. *Đơn vị thực hiện:* (i) Các đơn vị kinh doanh (ĐVKD): Khối Khách hàng cá nhân (RB), Khối Khách hàng doanh nghiệp lớn và đầu tư (CIB), Khối Khách hàng doanh nghiệp (CMB), Khối Khách hàng Doanh nghiệp vừa và nhỏ (SME), Khối Tín dụng tiêu thương (HBB), Trung tâm Định chế tài chính và Ngân hàng giao dịch (FITB), Khối Thị trường tài chính (FM), Khối Dịch vụ Ngân hàng Công nghệ số (DBS) và các ĐVKD khác được VPBank thành lập; (ii) Các Đơn vị vận hành – hỗ trợ: Khối Tín dụng (CM), Khối Vận hành (OPS), Khối Công nghệ thông tin (IT), Trung tâm Chiến lược và Quản lý dự án (SPM), Trung tâm Phân tích kinh doanh (BIC), Trung tâm Truyền thông và tiếp thị (Marcom), Khối Quản trị nguồn nhân lực (HR), Khối Tài chính (FIN) và các Đơn vị khác có chức năng vận hành, hỗ trợ được VPBank thành lập.
 - **Tuyên bảo vệ thứ hai:** Xây dựng chính sách quản lý rủi ro, quy định nội bộ về quản trị rủi ro, đo lường theo dõi rủi ro và tuân thủ quy định pháp luật. *Đơn vị thực hiện:* Khối QTRR, Khối Pháp chế và Kiểm soát tuân thủ (“PC&KSTT”).
 - **Tuyên bảo vệ thứ ba:** Kiểm toán nội bộ đối với trụ sở chính, chi nhánh, các đơn vị phụ thuộc khác của VPBank và thực hiện các nhiệm vụ khác theo quy định pháp luật. *Đơn vị thực hiện:* Khối KTNB. KTNB của VPBank thực hiện kiểm tra, đánh giá độc lập, khách quan về hệ thống KSNB, đánh giá độc lập về tính thích hợp và sự tuân thủ quy định, chính sách nội bộ, thủ tục, quy trình đã được thiết lập trong VPBank; đưa ra kiến nghị nhằm nâng cao hiệu quả; theo dõi, đánh giá việc thực hiện các kiến nghị của BKS với HĐQT, TGD, các cá nhân, bộ phận tại trụ sở chính, chi nhánh và đơn vị phụ thuộc khác của VPBank.

- **Quản lý rủi ro (“QLRR”):** QLRR tại VPBank đảm bảo quản lý các rủi ro trọng yếu, nhận dạng, đo lường rủi ro thường xuyên để phòng ngừa, hạn chế tổn thất, kiểm soát trạng thái rủi ro nhằm tuân thủ hạn mức rủi ro và đảm bảo quyết định có rủi ro phù hợp với chính sách quản lý rủi ro và hạn mức rủi ro.
- **Đánh giá nội bộ về mức đủ vốn (“ĐGVNB”):** VPBank thực hiện kiểm tra sức chịu đựng về vốn, lập kế hoạch vốn, rà soát định kỳ quy trình đánh giá và báo cáo nội bộ về mức đủ vốn nhằm đảm bảo tuân thủ quy định về tỷ lệ an toàn vốn, duy trì tỷ lệ an toàn vốn và tạo cơ sở cho việc xây dựng, điều chỉnh kế hoạch kinh doanh của VPBank.

Với cơ cấu quản trị tổ chức như trên, năm 2020, VP được tạp chí The Asian Banker bình chọn và trao giải thưởng quốc tế về “Quản trị rủi ro thanh khoản tốt nhất”

3.4. Earnings

Bảng 4: Tiêu chí Khả năng sinh lời

| Báo cáo Kết quả kinh doanh hợp nhất năm tài chính | | | |
|--|-----------------------|------------------------------|------------------------------|
| | 2019/ 2018 | Tỉ trọng 2018 | Tỉ trọng 2019 |
| Thu nhập lãi và các khoản thu nhập tương tự | 24% | 130% | 137% |
| Chi phí lãi và các chi phí tương tự | 23% | -50% | -53% |
| Thu nhập lãi thuần | 24% | 79% | 84% |
| Thu nhập từ hoạt động dịch vụ | 44% | 12% | 15% |
| Chi phí hoạt động dịch vụ | 22% | -7% | -7% |
| Lãi thuần từ hoạt động dịch vụ | 73% | 5% | 8% |
| (Lỗ)/Lãi thuần từ hoạt động kinh doanh ngoại hối | -109% | 0% | -1% |
| Lãi thuần từ mua bán chứng khoán kinh doanh | -601% | 0% | 1% |
| (Lỗ)/Lãi thuần từ mua bán chứng khoán đầu tư | 221% | 1% | 2% |
| Thu nhập từ hoạt động khác | -50% | 17% | 7% |
| Chi phí hoạt động khác | -3% | -2% | -2% |

| | | | |
|---|------|------|------|
| Lãi/(lỗ) thuần từ hoạt động khác | -57% | 15% | 6% |
| Thu nhập từ góp vốn, mua cổ phần | 212% | 0% | 0% |
| TỔNG THU NHẬP HOẠT ĐỘNG | 17% | 100% | 100% |
| TỔNG CHI PHÍ HOẠT ĐỘNG | 16% | | |
| Lợi nhuận thuần từ hoạt động kinh doanh trước chi phí dự phòng rủi ro tín dụng | 17% | | |
| Chi phí dự phòng rủi ro tín dụng | 22% | | |
| Tổng lợi nhuận trước thuế | 12% | | |

(Nguồn: Tác giả tính toán)

Từ bảng số liệu trên, có thể thấy Thu nhập lãi thuần có sự tăng trưởng tốt (+24%) so với năm 2018. Qua các năm, Thu nhập lãi thuần vẫn chiếm tỷ trọng lớn trong tổng nguồn thu hợp nhất. Lãi thuần từ hoạt động dịch vụ có sự đột biến khi tăng trưởng 73% mà nguyên nhân cơ bản là, trong đó doanh thu từ phí dịch vụ chủ yếu hưởng lợi từ các hoạt động kinh doanh thẻ, hợp tác bán bảo hiểm và dịch vụ thanh toán.. Hoạt động kinh doanh ngoại hối có hai năm lỗ liên tiếp nhưng chỉ chiếm tỉ trọng nhỏ trong tổng thu nhập hoạt động.

Lợi nhuận trước thuế tăng lên qua các năm một cách đều đặn và không thấy sự đột biến lớn, tuy nhiên tốc độ tăng năm 2019/2018 thì có phần thấp hơn một chút so với mức độ tăng 2018/2017

Bảng 5: Tổng hợp các tiêu chí về khả năng sinh lời so sánh với trung bình ngành

| | 2018 | 2019 | Trung bình ngành |
|-----|-------------|-------------|-------------------------|
| ROA | 2.45% | 2.36% | 0.7%-1.59% |
| ROE | 23% | 21% | 9.06%-15.29% |
| NIM | 9.1% | 9.7% | 3.20% |

(Nguồn: Tác giả tính toán)

Năm 2018: ROA của VP Bank cao thứ 2 ngành ngân hàng, chỉ sau Techcombank. Thậm chí sang tới năm 2019 dù ROA có thấp hơn năm trước (do lợi nhuận sau thuế tăng nhưng tốc độ chậm hơn so với sự gia tăng của tổng tài sản dẫn đến ROA giảm đi) nhưng đã tiến lên mức cao nhất thị trường với 2.36%, chứng tỏ khả năng tạo ra lợi nhuận cao khi

sử dụng VCSH. Nhìn chung, lợi nhuận tăng trưởng mạnh trong khi chi phí hoạt động được kiểm soát đã giúp VP Bank duy trì được vị thế là một ngân hàng có ROE, ROA cao nhất nhì hệ thống. Biên độ lãi ròng cho biết ngân hàng thực sự được hưởng chênh lệch lãi suất rất cao trong quá trình huy động và đầu tư. NIM tăng qua hai năm là tín hiệu tốt.

3.5. Liquidity:

Bảng 6: Tiêu chí khả năng thanh khoản

| Phân tích trạng thái ngân quỹ | | | | |
|---|---------------|-------------|--------------------|--------|
| Chi tiêu | Năm tài chính | | Tốc độ tăng trưởng | |
| | 2018 | 2019 | 2018 | 2019 |
| Tiền và các khoản tương đương tiền | 32.262.414 | 22.967.586 | 125,6% | 89,4% |
| Tổng lượng tiền gửi | 225.082.322 | 264.817.557 | 134,9% | 158,8% |
| Tổng tài sản | 323.291.119 | 377.204.126 | 116,4% | 135,8% |
| Tiền và các khoản tương đương tiền/ Tổng lượng tiền gửi | 14,3% | 8,67% | | |
| Tiền và các khoản tương đương tiền/ Tổng tài sản | 9,98% | 6,09% | | |
| Dư nợ tín dụng/ Tổng tiền gửi | 98,61% | 97,12% | | |

(Nguồn: Tác giả tính toán)

- *Tỷ lệ Tiền và các khoản tương đương tiền/Tổng lượng tiền gửi* : cho biết tỷ lệ tiền mặt hiện có trong tay ngân hàng có đáp ứng đủ nhu cầu rút tiền của khách hàng. Tỷ lệ này giảm dần qua các năm cho thấy khả năng thanh khoản của ngân hàng giảm. Đặc biệt năm 2019 giảm xuống gần một nửa còn 8,67% < 15% theo quy định. Tỷ lệ này giảm do Tiền và tương đương tiền giảm trong khi Tổng lượng tiền gửi tăng vọt. Cụ thể: (i) Tiền và tương đương tiền năm 2018 tăng 25,6% so với năm 2017, nhưng lại năm 2019 lại giảm mạnh (10,6%) so với năm 2017. (ii) Tổng lượng tiền gửi lại tăng đều qua các năm, năm 2018 tăng 34,9% so với năm 2017 và năm 2019 tăng 58,8% so với 2017.
- *Tỷ lệ tiền và các khoản tương đương tiền/Tổng tài sản*: cho biết tỷ trọng Tài sản có tính lỏng cao trong Tổng tài sản. Tỷ lệ này có tăng vào năm 2018 nhưng không đáng kể và năm 2019 giảm mạnh xuống còn 6,09% (giảm 3,15%) so với năm 2017. Tỷ lệ này giảm cũng do Tiền giảm và Tổng tài sản tăng.
- Mặc dù dư nợ tín dụng và tổng tiền gửi của ngân hàng đều tăng nhưng tỉ lệ *Dư nợ/Tổng tiền gửi* lại giảm dần qua các năm. Cụ thể:

- Đối với dư nợ, năm 2018 dư nợ tăng 21.51% so với năm 2017. Năm 2019 dư nợ tăng khoảng 40,8% so với năm 2017.

- Đối với Tổng tiền gửi: Năm 2018 tăng khoảng 35 % so với 2017 và năm 2019 tăng 58,8% so với năm 2017.

Theo thông tư 22/2019/TT-NHNN thì tỉ lệ dư nợ so với tổng tiền gửi đối với các NHTM cổ phần là dưới 80%. Ở đây ta thấy, tỉ lệ này qua 2 năm của VPBank lần lượt là 98.61% và 97.12% là cao hơn rất nhiều so với quy định pháp luật. Ngân hàng sẽ có nguy cơ gặp vấn đề thanh khoản trong tương hợp khách hàng rút tiền.

4. Bàn luận:

Thứ nhất: Qua bộ chỉ số về vốn, có thể thấy rằng NH này đáp ứng quy định về vốn và có sự chủ động trong nguồn vốn của mình để hỗ trợ HĐKD và bù đắp tổn thất ngoài dự kiến. Ngân hàng có khả năng tăng vốn một cách bền vững từ lợi nhuận chưa phân phối.

Thứ hai:

So với tỷ lệ nợ xấu toàn ngành ngân hàng trong năm 2019 ở mức 1,89%, nợ xấu của VPBank đang nằm trong diện cao nhất hệ thống (3.42%) và vượt quá mức quy định của NHNN là 3%.

Đây là một dấu hiệu tiêu cực, bởi chất lượng tài sản thấp sẽ gây ra mức tổn thất tín dụng lớn cho ngân hàng, khả năng mất vốn, khả năng thanh khoản của ngân hàng trong tương lai, thậm chí tương lai rất gần sẽ bị ảnh hưởng. Nguyên nhân chủ yếu của vấn đề nằm ở hoạt động tín dụng tiêu dùng của công ty tài chính FECredit thuộc ngân hàng trong thời gian qua, với tỉ lệ nợ xấu riêng của công ty này là 6%. Hoạt động của FECredit đẩy mạnh cho vay tiền mặt giúp VP Bank nhanh chóng chiếm lĩnh thị phần và hưởng mức lãi suất cho vay cao, nhưng mặt khác đang gia tăng nhanh mức độ rủi ro tín dụng, do đây là các khoản vay kỳ hạn dài và không xác định được mục đích sử dụng.

Với rủi ro tín dụng đang hiện diện rất rõ ở ngân hàng, tức là ngân hàng sẽ phải tăng cường trích lập dự phòng rủi ro và tăng sử dụng dự phòng để xoá nợ trong những năm tới, khi quy mô tín dụng tăng lên cùng với việc mở rộng cho vay tín chấp. Trích lập dự phòng cao hơn sẽ làm giảm lợi nhuận của VPBank và hạn chế khả năng tăng trưởng của ngân hàng trong dài hạn.

Ngân hàng cần quyết liệt hơn nữa trong việc thu hồi các khoản nợ, đẩy nhanh tiến độ xử lý TSDB để bù đắp cho những khoản cho vay; cần siết chặt hơn nữa quy trình tín dụng, cần chú trọng hơn vào việc đánh giá phẩm chất, uy tín của khách hàng để tránh những khách hàng, doanh nghiệp không đủ khả năng, sức khỏe tài chính, giảm thiểu rủi ro cho Ngân hàng.

Ngoài ra, tỷ suất đầu tư vào giấy tờ có giá giảm do Ngân hàng giảm giá trị các khoản đầu tư cũng như do nguồn thu từ các tài sản này không cao, việc kinh doanh chưa hiệu quả.

Thứ ba: Bên cạnh những tín hiệu rất tích cực như Management, Earnings thuộc top tốt nhất, cao nhất trong hệ thống, thì vấn đề về thanh khoản Liquidity của Ngân hàng cũng cần hết sức được lưu ý. Việc các chỉ tiêu thanh khoản cao hơn quy định của NHNN đang cho thấy ngân hàng sẽ có khả năng gặp vấn đề an ninh thanh khoản nếu có tình huống khách hàng rút tiền hàng loạt. Bởi vậy, ngân hàng cần thực hiện chính sách quản trị rủi ro thanh khoản một cách nghiêm túc, bài bản bằng việc cơ cấu lại tài sản nợ, tài sản có cho phù hợp.

5. Kết luận

Thông qua việc phân tích các tỉ số tài chính một cách có hệ thống theo mô hình Camels, dần dần, những con số tưởng như khô cứng, vô hồn trên BCTC đã trở nên biết nói, và nói khá nhiều cho người phân tích những vấn đề, những câu chuyện ẩn giấu đằng sau đó. Mặc dù không thể phủ nhận kết quả kinh doanh cực kỳ ấn tượng của ngân hàng về khả năng sinh lời, khả năng quản trị, nhưng lưu ý rằng, hiện nay các con số trên BCTC đang được hạch toán theo nguyên tắc dự thu (tức là được ghi nhận vào thu nhập ngay cả khi chưa thu được tiền) nên nếu việc phân loại tài sản tài chính chưa theo chuẩn mực quốc tế thì cần phải rất lưu tâm tới vấn đề doanh thu “ảo”. Ngoài ra, việc đánh giá tổn thất tín dụng như hiện nay chưa theo IFRS cũng sẽ gây ra nhiều khe hở, khiến cho việc trích lập dự phòng rủi ro tín dụng có thể chưa đầy đủ, dẫn đến lợi nhuận của ngân hàng tốt hơn thực tế rất nhiều.

Với VP Bank, việc phân tích các tỉ số tài chính trong mô hình Camels giúp người đọc thấy được những mặt tích cực trong hoạt động của ngân hàng, nhưng bên cạnh đó, nhiều rủi ro trọng yếu tại thời điểm phân tích cũng đã lộ diện, cần sự quan tâm khắc phục của ban lãnh đạo ngân hàng, sự quản lý chặt chẽ, sát sao của các cơ quan chủ quản, nhằm khoanh vùng rủi ro, khống chế rủi ro sớm nhất có thể.

Tài liệu tham khảo

- Trịnh, T. (2014). Đánh giá hiệu quả hoạt động kinh doanh của NHTM CP Ngoại thương Việt Nam theo mô hình Camels, Luận văn thạc sĩ kinh tế, Đại học Kinh tế TP HCM.
- VP Bank. (2021) <https://www.vpbank.com.vn/quan-he-nha-dau-tu#FinancialReport>
- Ngân hàng nhà nước Việt Nam. (2019). Thông tư 22/2019/TT-NHNN: “Quy định các giới hạn, tỷ lệ bảo đảm an toàn trong hoạt động của ngân hàng, chi nhánh ngân hàng nước ngoài”
- Ngân hàng nhà nước Việt Nam. (2016). Thông tư 41/2016/TT-NHNN: “Quy định tỷ lệ an toàn vốn đối với ngân hàng, chi nhánh ngân hàng nước ngoài”

Phần IV

ỨNG DỤNG CÔNG NGHỆ KỸ THUẬT SỐ TRONG NGHIÊN CỨU KINH TẾ VÀ CÁC VẤN ĐỀ KHÁC LIÊN QUAN

PHÂN TÍCH BAO DỮ LIỆU (DEA) VỚI R

ThS. Lê Văn Tuấn

Bộ môn Toán, Đại học Thương mại

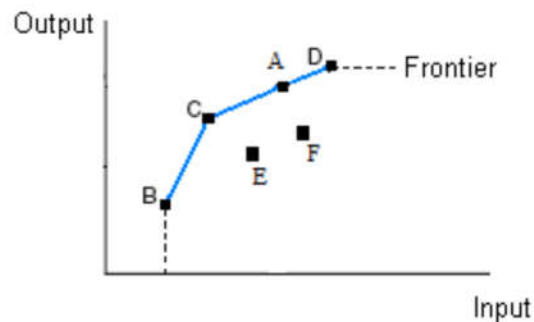
Tóm tắt

Bài viết giới thiệu về phương pháp phân tích bao dữ liệu (DEA) và cơ sở toán học của phương pháp. Bên cạnh đó, bài viết cung cấp các câu lệnh thực hiện phương pháp DEA trên phần mềm R.

Từ khóa: DEA, phân tích bao dữ liệu, phần mềm R, rDEA

1. Giới thiệu phương pháp phân tích bao dữ liệu (DEA)

Phương pháp phân tích bao dữ liệu (Data Envelopment Analysis - DEA) ra đời từ năm 1978, khởi nguồn từ nghiên cứu của Charnes, Cooper và Rhodes, tuy nhiên nó lại có xuất phát điểm từ trước đó hơn 20 năm. Năm 1957, Farrell đưa ra ý tưởng áp dụng đường giới hạn khả năng sản xuất (Production Possibility Frontier – PPF) làm tiêu chí đánh giá hiệu quả (tương đối) giữa các đơn vị (Decision Making Units - DMU, chẳng hạn: công ty, đại lý, trường học,...) trong cùng một ngành; theo đó các đơn vị đạt đến mức giới hạn sẽ được coi là hiệu quả (hơn) và các đơn vị không đạt đến đường PPF sẽ bị coi là kém hiệu quả (hơn các đơn vị kia). Đối với các DMU hiệu quả, vì chúng nằm trên đường giới hạn, nên điểm hiệu quả kỹ thuật (technical efficiency score, gọi tắt là TE) của chúng bằng 1. Đối với các DMU kém hiệu quả (nằm trong đường giới hạn), điểm hiệu quả của chúng sẽ nhỏ hơn 1.



Hình 1. Đường giới hạn khả năng sản xuất

Hiệu quả được tính toán từ đầu ra (outputs) thu được tương ứng với đầu vào (inputs) cho trước. Hình trên minh họa cho trường hợp đơn giản nhất, các đơn vị chỉ có 1 đầu ra và 1 đầu vào. Các đơn vị A, B, C, D là hiệu quả; các đơn vị E, F là không hiệu quả (vì có thể giảm đầu vào nhưng vẫn đạt được đầu ra như trước).

Phương pháp DEA áp dụng bài toán tối ưu hóa tuyến tính phi tham số để xây dựng đường PPF dựa trên số liệu đã biết về một nhóm các đơn vị nhất định và tính toán điểm hiệu quả cho các đơn vị đó. Để minh họa, ta sẽ xét một ví dụ sau.

Ví dụ¹⁰. Một chuỗi cửa hàng bán lẻ có 6 cửa hàng A, B, C, D, E, F; tại mỗi cửa hàng có 2 đầu vào: số nhân viên và lượng thời gian quản lý (trong tuần), và 2 đầu ra: số quần áo bán được và số phụ tùng bán được (trong tuần). Dữ liệu được cho trong bảng sau.

Bảng 1. Dữ liệu hàng hóa

| Cuahang | Nhanvien | Thoigian | Quanao | Phutung |
|---------|----------|----------|--------|---------|
| A | 51 | 38 | 169 | 119 |
| B | 60 | 45 | 243 | 167 |
| C | 43 | 33 | 173 | 158 |
| D | 53 | 43 | 216 | 138 |
| E | 43 | 38 | 155 | 161 |
| F | 44 | 35 | 169 | 157 |

Độ hiệu quả tại mỗi cửa hàng là:

$$\text{Điểm hiệu quả} = \frac{(u_1 * \text{So quan ao}) + (u_2 * \text{So phu tung})}{(v_1 * \text{So nhan vien}) + (v_2 * \text{Luong thoi gian})}$$

Với u_1, u_2 và v_1, v_2 tương ứng là trọng số của các đầu ra và đầu vào (có thể xem là giá/giá thành).

Vì có 6 đơn vị, nên vấn đề trở thành giải 6 bài toán tối ưu, tại mỗi đơn vị cần tối đa hóa hiệu quả với ràng buộc là hiệu quả của các đơn vị khác (với cùng trọng số) không vượt quá 1. Ví dụ với cửa hàng A sẽ là:

Hàm mục tiêu:

$$\text{Maximize } \frac{(169 \times u_1) + (119 \times u_2)}{(51 \times v_1) + (38 \times v_2)}$$

Các ràng buộc:

$$\frac{(243 \times u_1) + (167 \times u_2)}{(60 \times v_1) + (45 \times v_2)} \leq 1; \quad \frac{(173 \times u_1) + (158 \times u_2)}{(43 \times v_1) + (33 \times v_2)} \leq 1$$

$$\frac{(216 \times u_1) + (138 \times u_2)}{(53 \times v_1) + (43 \times v_2)} \leq 1; \quad \frac{(155 \times u_1) + (161 \times u_2)}{(43 \times v_1) + (38 \times v_2)} \leq 1$$

$$\frac{(169 \times u_1) + (157 \times u_2)}{(44 \times v_1) + (35 \times v_2)} \leq 1;$$

$$u_1, u_2, v_1, v_2 \geq 0$$

¹⁰ Tham khảo trong [1]

Để đưa về bài toán quy hoạch tuyến tính, ta cố định mẫu số của hàm mục tiêu bằng 1, bài toán trở thành:

Hàm mục tiêu:

$$\text{Maximize}(169 \times u_1) + (119 \times u_2)$$

Các ràng buộc:

$$\begin{aligned} (169 \times u_1) + (119 \times u_2) - (60 \times v_1) + (45 \times v_2) &\leq 0 \\ (173 \times u_1) + (158 \times u_2) - (43 \times v_1) + (33 \times v_2) &\leq 0 \\ (216 \times u_1) + (138 \times u_2) - (53 \times v_1) + (43 \times v_2) &\leq 0 \\ (155 \times u_1) + (161 \times u_2) - (43 \times v_1) + (38 \times v_2) &\leq 0 \\ (169 \times u_1) + (157 \times u_2) - (44 \times v_1) + (35 \times v_2) &\leq 0 \\ (51 \times v_1) + (38 \times v_2) &= 1 \\ u_1, u_2, v_1, v_2 &\geq 0 \end{aligned}$$

Bài toán tổng quát. Cho N đơn vị, mỗi đơn vị có s đầu vào và m đầu ra. Dữ liệu được cho trong ma trận đầu vào $X = (x_{ij})$ và đầu ra $Y = (y_{ij})$. Tìm các bộ trọng số đầu vào (v_1, \dots, v_s) và đầu ra (u_1, \dots, u_m) thỏa mãn N bài toán tối ưu. Chẳng hạn tại đơn vị j_0 , bài toán sẽ là:

Hàm mục tiêu:

$$\text{Maximize } \theta_{j_0} = \frac{\sum_{i=1}^m u_i y_{i,j_0}}{\sum_{i=1}^s v_i x_{i,j_0}}$$

Các ràng buộc:

$$\frac{\sum_{i=1}^m u_i y_{i,j}}{\sum_{i=1}^s v_i x_{i,j}} \leq 1 \quad \forall j = 1, \dots, j_0, \dots, N$$

$$u_i \geq 0 \quad \forall i = 1, m; v_i \geq 0 \quad \forall i = 1, s$$

Giá trị θ_{j_0} được gọi là điểm hiệu quả (efficiency score).

Bài toán trên có thể đưa về bài toán quy hoạch tuyến tính tương ứng là:

Hàm mục tiêu:

$$\text{Maximize } \sum_{i=1}^m u_i y_{i,j_0}$$

Các ràng buộc:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^m u_i y_{i,j} - \sum_{i=1}^s v_i x_{i,j} &\leq 0 \quad \forall j = 1, \dots, j_0, \dots, N \\ \sum_{i=1}^s v_i x_{i,j_0} &= 1 \end{aligned}$$

$$u_i \geq 0 \quad \forall i = 1, m; v_i \geq 0 \quad \forall i = 1, s$$

2. Giới thiệu phần mềm R và gói lệnh rDEA

Hiện nay, có khá nhiều phần mềm cho phép ước lượng hiệu quả kỹ thuật theo phương pháp DEA, bao gồm cả phần mềm thương mại (phải mua, ví dụ như DEA Frontier, DEA-Excel-Solver Pro) lẫn phần mềm miễn phí (như DEAP, DEAOS,...). VDEA là tiện ích dùng ngôn ngữ tiếng Việt cho excel được phát triển bởi tác giả Ngô Đăng Thành (xem [3]). Bên cạnh đó, các thư viện miễn phí rDEA, lpSolve, Benchmarking, FEAR của phần mềm R cũng cho phép thực hiện các phân tích tương tự các phần mềm trên.

2.1. Phần mềm R

R là phần mềm (cũng gọi là ngôn ngữ lập trình R) để phân tích dữ liệu được xây dựng bởi Ross Ihaka và Robert Gentleman tại The University of Auckland, New Zealand, tiếp tục được phát triển bởi nhóm R Development Core Team. Phần lớn các kỹ thuật phân tích trong kinh doanh đều được R hỗ trợ: từ Thống kê đến Học máy hay các kỹ thuật Tối ưu hóa. Bằng chứng cho sức mạnh của R đó là những giải thưởng và sự tán dương từ những tạp chí hay cộng đồng uy tín trên thế giới như New York Times, Forbes, Intelligent, Enterprise, InfoWorld và The Register; cũng như được tích hợp phát triển bởi các tập đoàn công nghệ hàng đầu như Microsoft, Google, IBM, Oracle, Amazon-AWS.

Các lí do chính nên sử dụng R trong học thuật cũng như thực tiễn là: Miễn phí (và mã nguồn mở); Phần mềm mạnh nhất trong các phần mềm miễn phí; Cạnh tranh (thậm chí vượt trội) so với các phần mềm thương mại¹¹; Đã sử dụng nhiều trong thực tiễn; Chạy được trên nhiều hệ điều hành.

Download và cài đặt trên Windows (R có cả phiên bản trên Linux và (Mac) OS X)

- Truy cập vào trang chủ: <http://www.r-project.org/>, click vào [CRAN](#) (dưới chữ Download ở cột bên trái), sẽ đến trang CRAN Mirrors, click vào một link (ví dụ của Thailand), click tiếp [Download R for Windows](#), click tiếp [install R for the first time](#), click tiếp Download R *.*.* for Windows sẽ download được file R-*. *.*.*-win.exe (*. *.*.* chỉ version tại thời điểm download).
- Cài đặt như các phần mềm khác.

Thư viện (gói lệnh) của R hỗ trợ phương pháp DEA.

- rDEA

Cài đặt thư viện:

- Tại cửa sổ lệnh của R gõ: `install.packages("rDEA")`

Sử dụng thư viện:

- Mỗi lần chạy R, tại cửa sổ lệnh gõ: `library(rDEA)`

2.2. Gói lệnh rDEA

¹¹ http://stanfordphd.com/Statistical_Software.html

rDEA là gói lệnh/thư viện ứng dụng cho phân tích bao dữ liệu trên R, ưu điểm của nó là khả năng ước tính điểm số DEA một cách mạnh mẽ trong cả hai trường hợp có/không có các biến môi trường và thực hiện các bài kiểm tra tỷ lệ lợi nhuận. Gói lệnh được xây dựng bởi Jaak Simm và Galina Besstremyannaya, phiên bản được công bố vào 6/2/2020 là 1.2-6.

Các chức năng của gói lệnh gồm có (xem [2]):

- `dea`: Ước tính điểm hiệu quả kỹ thuật (mô hình DEA định hướng đầu vào và đầu ra) và hiệu quả chi phí điểm (DEA tối thiểu hóa chi phí).
- `dea.env.robust`: Ước tính điểm hiệu quả được điều chỉnh sai lệch trong các mô hình DEA định hướng đầu vào và đầu ra với các biến môi trường (ngoại sinh).
- `dea.robust`: Thực hiện hiệu chỉnh sai lệch về điểm hiệu quả kỹ thuật của Simar và Wilson (1998) trong đầu vào và các mô hình DEA định hướng đầu ra.
- `hospitals`: Bộ dữ liệu hành chính cho các biến tài chính và các đặc điểm được lựa chọn của công chúng địa phương tại các bệnh viện ở Nhật Bản.
- `multi_glpk_solve_LP`: Giao diện R mức cao với Bộ lập trình tuyến tính GNU (GLPK) để giải quyết nhiều bài toán tuyến tính cũng như các bài toán lập trình tuyến tính nguyên hỗn hợp (MILP). Giải quyết nhiều vấn đề cùng lúc và cho phép tránh chi phí giao tiếp R, tối quan trọng khi giải quyết nhiều bài toán nhỏ.
- `rts.test`: Các kiểm định lợi nhuận trên quy mô trong các mô hình DEA định hướng đầu vào và đầu ra

3. Thực hành ứng dụng

Phần này sẽ trình bày các câu lệnh trên R để minh họa phương pháp DEA giải *Ví dụ* ở mục 1.

```

library(rDEA)

data<-read.csv("D:\\data\\dea\\stores.csv", header=TRUE)
data #### Xem dữ liệu
Cuahang Nhanvien Thoigian Quanao Phutung
1   A   51   38  169  119
2   B   60   45  243  167
3   C   43   33  173  158
4   D   53   43  216  138
5   E   43   38  155  161
6   F   44   35  169  157
#### Chạy DEA
inp = data[c('Nhanvien', 'Thoigian')]
out = data[c('Quanao', 'Phutung')]
model = dea(XREF=inp, YREF=out, X=inp, Y=out, model="input",
RTS="constant")
model$thetaOpt #### Xem kết quả

```

[1] 0.8254374 1.0000000 1.0000000 1.0000000 1.0000000 0.9685549

Như vậy, ta thấy các cửa hàng hiệu quả là B, C, D, E; các cửa hàng không hiệu quả là A, F.

4. Kết luận

Bài viết đã giới thiệu sơ lược ý tưởng của phương pháp phân tích bao dữ liệu, đồng thời minh họa thực hành ứng dụng trên phần mềm R (với thư viện rDEA) để tính điểm hiệu quả. Có nhiều hướng đề có thể nâng cấp chất lượng bài viết, đó là:

- Hiện tại, bài viết mới sử dụng chức năng dea của thư viện rDEA, có thể sử dụng các chức năng khác để áp dụng cho bài toán với biến ngoại sinh.
- Bài viết đang sử dụng bộ số liệu ví dụ đơn giản, có thể áp dụng các tính toán này cho bộ dữ liệu thực tế, từ đó có được những khuyến cáo hữu ích đến các đơn vị, công ty,... nhằm nâng cao hiệu quả sản xuất.

Phương pháp phân tích bao dữ liệu có ý nghĩa cao trong phân tích kinh tế, tuy nhiên, thực chất nó chính là bài toán quy hoạch tuyến tính (được giảng dạy trong học phần Các phương pháp Toán kinh tế của trường Đại học Thương mại). Vì vậy, các tác giả đề xuất giới thiệu phương pháp bao dữ liệu cùng với thực hành trên phần mềm R khi giảng dạy các học phần Kinh tế vi mô, Các phương pháp Toán kinh tế, Các phương pháp phân tích định lượng trong quản lý kinh tế (cao học) tại trường Đại học Thương mại.

Tài liệu tham khảo

1. Bhaskarjit Sarmah. *Introduction to Data Envelopment Analysis in R*. <https://medium.com/analytics-vidhya/introduction-to-data-envelopment-analysis-in-r-773745549d6a>
2. Jaak Simm và Galina Besstremyannaya. *rDEA: Robust Data Envelopment Analysis (DEA) for R*. <https://cran.r-project.org/web/packages/rDEA/rDEA.pdf>
3. Ngô Đăng Thành. *Hướng dẫn sử dụng phương pháp Phân tích bao dữ liệu trong Excel: Vietnamese DEA add-in for Excel (phiên bản 2.0)*. <https://www.readcube.com/articles/10.2139%2Fssrn.2577136>

SỬ DỤNG MẠNG NƠ-RON NHÂN TẠO NHIỀU TẦNG ĐỂ DỰ BÁO GIÁ NHÀ Ở

ThS. Lê Thị Thu Giang
Bộ môn Toán, Đại học Thương mại

Tóm tắt

Mục đích chính của bài này là giới thiệu về mô hình mạng nơ-ron nhiều tầng và cách áp dụng nó vào bài toán dự báo phân loại giá nhà với bộ số liệu giả định được lấy từ trang web <https://www.kaggle.com>. Tác giả đã thử nghiệm bộ số liệu đó với 3 mô hình mạng nơ-ron khác nhau. Kết quả cho thấy các mô hình đều hoạt động tốt với độ chính xác trên tập kiểm tra khoảng 80%, trong đó mô hình có sử dụng tới tham số hiệu chỉnh cho kết quả ổn định hơn so với hai mô hình còn lại.

Từ khóa: mạng nơ-ron, mạng nơ-ron đa tầng, dự báo, dự báo giá nhà

1. Mở đầu

Trong những năm gần đây, Học máy (Machine learning) đã trở thành một cách tiếp cận rất hiệu quả cho bài toán trong kinh tế, xã hội như: nhận dạng chữ viết tay, nhận dạng ngôn ngữ tự nhiên, gợi ý tìm kiếm trong mua-bán hàng hóa, dự báo giá cổ phiếu, giá bất động sản,...

Trong số các thuật toán Học máy, mạng nơ-ron nhân tạo (ANN) được biết đến là một phương pháp rất hiệu quả vì nó có thể xấp xỉ được các lớp hàm phức tạp, phi tuyến ([1-4]) nhờ vào khả năng học và tổng quát hóa của nó. Về cơ bản, một mạng nơ-ron nhân tạo bao gồm các nơ-ron đầu vào (như các khớp thần kinh), được nhân với các trọng số, chính là cường độ của các tín hiệu tương ứng, và sau đó được tính bằng một hàm toán học xác định sự kích hoạt của nơ-ron (activation function). Một hàm khác (có thể là hàm đồng nhất) sẽ tính toán đầu ra của tế bào thần kinh nhân tạo.

Cấu trúc của một mạng nơ-ron nhân tạo sẽ gồm các thành phần sau đây:

Các lớp: Ngoài lớp đầu vào (input layer) và lớp đầu ra (output layer), trong một mạng nơ-ron nhân tạo có thể có một hoặc nhiều lớp ẩn trung gian (hidden layers), những mạng nơ-ron như vậy được gọi là mạng nơ-ron đa tầng. Khi đó, mỗi đầu ra của lớp trước chính là đầu vào của lớp liền sau nó.

Các nút: Mỗi điểm tròn trong hình 1 được gọi là một nút. Trong một lớp thường có nhiều nút và đầu ra lớp trước chính là các nút của lớp sau. Với bài toán dự báo giá, đầu ra ở lớp cuối (output) chỉ có một nút duy nhất, chính là giá trị dự đoán.

Trọng số và hệ số điều chỉnh: Nếu mạng nơ-ron có L lớp thì tương ứng với nó sẽ có L ma trận trọng số. Ta kí hiệu W^l là ma trận trọng số tại lớp thứ l , các thành phần của ma trận trọng số của lớp này là $w_{ij}^l, i =$. Như vậy, với mô hình mạng nơ-ron nhân tạo, số lượng tham số mô hình là rất lớn, chúng ta cần phải tìm ra tất cả các giá trị trọng số w_{ij} nói trên.

Hàm kích hoạt (activation function): Đầu ra tại lớp thứ l , $l \geq 2$, được tính theo công thức:

$$a^l = f(W^l a^{l-1} + b^l)$$

Trong đó, f là một hàm kích hoạt tại lớp thứ l . a^{l-1} và b^l là các đầu ra thu được từ lớp thứ $l - 1$. Thông thường, ta dùng một trong số các hàm phi tuyến sau đây làm hàm kích hoạt.

- Hàm Sigmoid: $f(x) = \frac{1}{1+e^{-x}}$
- Hàm Tanh: $\tanh(x) = \frac{e^x - e^{-x}}{e^x + e^{-x}}$
- Hàm ReLU: $f(x) = \max(x, 0)$

Hàm Sigmoid và hàm Tanh đều là các hàm đối xứng, đơn điệu tăng và có đầu ra tiến tới 1 khi đầu vào rất lớn. Nếu như hàm Sigmoid chỉ nhận giá trị dương thì hàm Tanh lấy các giá trị trong khoảng $[-1, 1]$. Ưu điểm của các hàm này là cho đạo hàm rất đẹp và mô tả khá tốt những mô hình với biến đầu ra có dạng nhị phân hoặc các biểu diễn xác suất. Tuy nhiên, một nhược điểm rất dễ nhận thấy là khi đầu vào có giá trị tuyệt đối lớn, đạo hàm của hai loại hàm này rất gần với không. Điều này có nghĩa là các trọng số tương ứng với thành phần đang xét gần như không được cập nhật gần như không được cập, hay còn gọi là hiện tượng “Vanishing Gradient”. Gần đây, hàm ReLU (Rectified Linear Unit) được sử dụng rộng rãi vì tính đơn giản và hiệu quả của nó. Khi sử dụng hàm này trong các mạng nơ-ron đa tầng, tốc độ hội tụ cao hơn nhiều so với việc dùng hàm Tanh hay Sigmoid. Mặc dù hàm ReLU có nhược điểm là có đạo hàm bằng 0 với các giá trị âm, nhưng thực nghiệm cho thấy rằng, nhược điểm này có thể được khắc phục bằng cách tăng số nút ẩn.

Có rất nhiều nghiên cứu đã được đưa ra cho thấy tính hiệu quả của ANNs trong dự báo giá nhà ở trong hơn 20 năm qua ([5-8]). Trong bài này, tác giả sẽ sử dụng ba mô hình mạng nơ-ron để phân loại giá nhà ở mức trên hay dưới mức trung bình dựa vào các yếu tố gắn với ngôi nhà đó như: diện tích nhà, diện tích nhà để xe, số phòng và các tiện ích khác.

2. Phương pháp xây dựng mô hình

2.1. Thuật toán Lan truyền ngược (Backpropagation)

Kí hiệu X, Y là cặp dữ liệu huấn luyện, W, b là ma trận bao gồm tất cả các trọng số ở L lớp (mỗi cột là bộ trọng số W^l tương ứng với lớp thứ l). Khi đó, quá trình lan truyền thuận (forward propagation) được thực hiện qua phép lặp sau

- Khởi tạo $a^0 := x$
- $z^l := W^l a^{l-1} + b^l, l = 1, \dots, L$
- $a^l := f^l(z^l)$
- $\hat{y} := a^L$

Hàm số biểu diễn sai số giữa kết quả tính toán bằng mô hình với kết quả thực tế được gọi là hàm mất mát ký hiệu $L(W, b, X, Y)$. Có nhiều cách xây dựng hàm mất mát. Một trong những

cách thiết lập hàm mất mát thông dụng nhất là ta lấy trung bình bình phương sai số giữa kết quả tính toán với kết quả thực tế của dữ liệu đầu vào (MSE-mean square error):

$$L(W, b, X, Y) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \|y_n - a_n^L\|_2^2$$

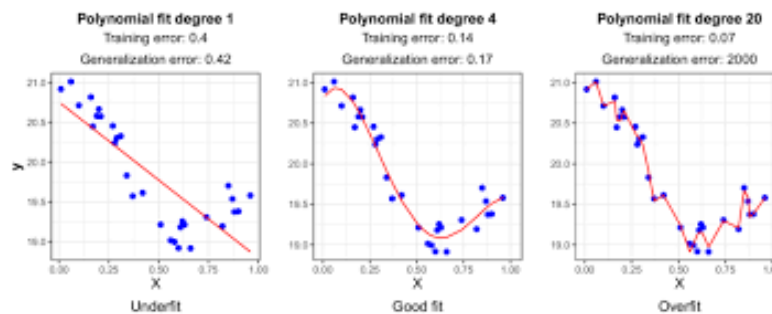
Trong đó, a_n^L là giá trị tại x_n một hàm hợp của L hàm kích hoạt dạng $f(W^l a^{l-1} + b^l)$, nó cũng là giá trị xấp xỉ của y_n qua mô hình.

Thuật toán backpropagation (Rumelhart và McClelland, 1986) được dùng trong feed-forward ANNs. Các tế bào thần kinh nhân tạo được tổ chức thành các lớp và gửi tín hiệu của chúng về phía trước, sau đó các sai số được truyền ngược lại. Ý tưởng của thuật toán truyền ngược (backpropagation) là giảm sai số này bằng cách thay đổi các trọng số cho đến khi ANNs học được từ dữ liệu đào tạo. Người ta có thể giảm sai số bằng cách thử với các bộ tham số khác nhau và chọn ra một bộ tham số để đạt mức sai số mong muốn. Tuy nhiên, khối lượng tính toán sẽ rất lớn và đòi hỏi tính toán hết sức phức tạp.

Cách tốt nhất để làm giảm sai số là huấn luyện mô hình sao cho sai số càng gần với giá trị bé nhất của hàm mất mát càng tốt. Do đó, để tìm ra bộ trọng số phù hợp, ta sẽ giải gần đúng bài toán tối ưu đó. Có nhiều thuật toán đưa ra để giải bài toán tối ưu này như Gradient Descent, Adam, RMSprop, Adadelta, ... các thuật toán này đều đã được lập trình sẵn để ta có thể sử dụng khi áp dụng mô hình ANN. Ý tưởng chung của các thuật toán tối ưu là ta cập nhật bộ trọng số sao cho sai số được sau mỗi bước lặp cho tới khi đạt được sai số mong muốn hoặc khi sai số gần như không đổi.

2.2. Hiệu chỉnh thuật toán tối ưu

Trong quá trình tối ưu hóa để giảm thiểu sai số, chúng ta thường gặp hiện tượng “quá khớp” (overfitting). Đó là hiện tượng thuật toán tìm ra nghiệm có sai số quá nhỏ, dẫn đến nghiệm đó có thiên hướng mô tả dữ liệu huấn luyện hơn là mô tả nghiệm tổng thể.



Hình 1: Hiện tượng "overfitting" trong Machine Learning

Để tránh hiện tượng này, ta có thể sử dụng các kỹ thuật hiệu chỉnh khi giải gần đúng bài toán tối ưu. Cách đơn giản nhất là ta đưa ra mức sai số và giới hạn số bước lặp của mỗi thuật toán. Ngoài ra, một cách rất hay dùng là ta thêm thành phần hiệu chỉnh dạng L_1 và L_2 vào hàm mất mát (Loss function) để tối ưu hóa hàm chi phí (Cost function), cụ thể:

$$C(w) = L(w) + \frac{1}{2N} \|W\|^2 \quad (L_2)$$

$$C(w) = L(w) + \frac{1}{2N} \|W\| \quad (L_1)$$

Cách làm này sẽ khiến cho bài toán tối ưu trở nên ổn định, có nghĩa là nghiệm tối ưu đó là duy nhất và sai số của nghiệm xấp xỉ so với sai số đầu vào của dữ liệu.

3. các kết quả thực nghiệm

3.1. Mô tả dữ liệu

Trong phần này, tác giả đã sử dụng bộ số liệu gồm 12 cột và 1460 dòng trên trang web <https://www.kaggle.com/c/zillow-prize-1/data> để dự báo nhà trên hay dưới giá trung bình dựa trên 10 yếu tố gắn với ngôi nhà đó, bao gồm: diện tích lô đất, chất lượng tổng thể, tình trạng tổng thể (chấm theo thang điểm từ 1 đến 10), tổng diện tích tầng hầm, số lượng phòng tắm, số phòng ngủ, tổng số phòng, số lượng lò sưởi, diện tích nhà để xe.

Dữ liệu có dạng như sau:

| No | table | of | figures | entries | found.: | | | | | |
|---------|-------------|-------------|-------------|----------|----------|------------|------------|------------|------------|-------|
| LotArea | OverallQual | OverallCond | TotalBsmtSF | FullBath | HalfBath | BedroomAbv | TotRmsAbvC | Fireplaces | GarageArea | Price |
| 8450 | 7 | 5 | 856 | 2 | 1 | 3 | 8 | 0 | 548 | 1 |
| 9600 | 6 | 8 | 1262 | 2 | 0 | 3 | 6 | 1 | 460 | 1 |
| 11250 | 7 | 5 | 920 | 2 | 1 | 3 | 6 | 1 | 608 | 1 |
| 9550 | 7 | 5 | 756 | 1 | 0 | 3 | 7 | 1 | 642 | 0 |
| 14260 | 8 | 5 | 1145 | 2 | 1 | 4 | 9 | 1 | 836 | 1 |
| 14115 | 5 | 5 | 796 | 1 | 1 | 1 | 5 | 0 | 480 | 0 |
| 10084 | 8 | 5 | 1686 | 2 | 0 | 3 | 7 | 1 | 636 | 1 |

Bảng 1: Thông tin liên quan và mức giá của một số ngôi nhà trong bảng dữ liệu

Cột cuối cùng là kết quả đánh giá giá nhà ở dưới (kết quả là 0) hay trên mức trung bình (kết quả bằng 1). Từ bảng dữ liệu, ra có thể thấy các thông số có độ chênh lệch rất lớn, dễ dẫn đến khó khăn trong tính toán các trọng số mô hình. Vì vậy, để đồng nhất dữ liệu tính toán, chúng ta cần thực hiện bước chuẩn hóa dữ liệu. Trong bài này, tác giả đã sử dụng Min-max scaler để đưa các dữ liệu về đoạn [0, 1]. Trong đó,

$$x_{scaled} = \frac{x - x_{min}}{x_{max} - x_{min}}$$

Tác giả dùng 70% dữ liệu cho tập huấn luyện và 30% còn lại cho tập kiểm tra.

3.2. Kết quả thực nghiệm

Các kết quả được kiểm chứng trên 3 mô hình:

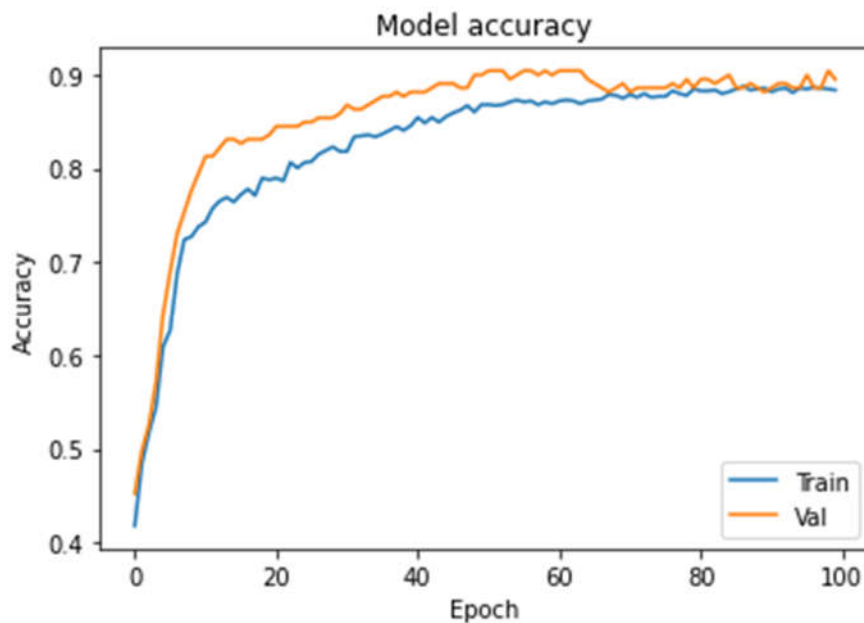
- Mô hình 1: Mạng Nơ-ron gồm 3 tầng, ở hai tầng đầu ta hàm kích hoạt là hàm ReLU. Tầng cuối sử dụng hàm Sigmoid. Số lượng nơ-ron trong mỗi tầng không kể tầng output là 32.
- Mô hình 2: Mạng nơ-ron 5 tầng với 4 tầng với hàm kích hoạt ReLU và 1 tầng cuối sử dụng hàm Sigmoid. Số lượng nơ-ron trong mỗi tầng (trừ tầng output) là 1000.

- Mô hình 3: Mạng nơ-ron như mô hình 2 nhưng sử dụng hiệu chỉnh L_2 với tham số hiệu chỉnh 0,01

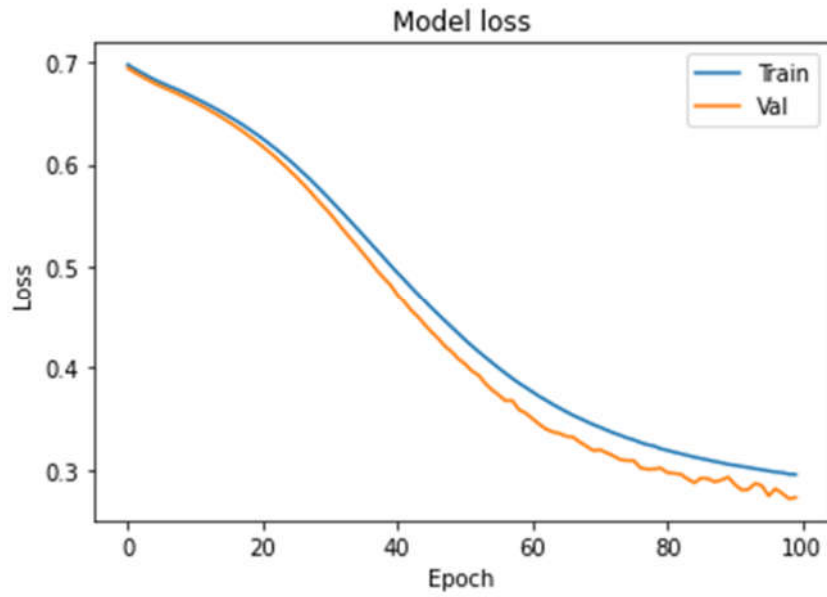
Ở cả ba mô hình, tác giả sử dụng thuật toán Adam để giải gần đúng bài toán tối ưu. Dưới đây là các kết quả thực nghiệm từ ba mô hình nêu trên.

| Mô hình | Tốc độ | Sai số tập huấn luyện | Độ chính xác trên tập kiểm tra (%) |
|-----------|-------------|-----------------------|------------------------------------|
| Mô hình 1 | 0s 2ms/step | loss: 0.2845 | accuracy: 0.8858 |
| Mô hình 2 | 0s 7ms/step | loss: 0.3780 | accuracy: 0.8904 |
| Mô hình 3 | 0s 9ms/step | loss: 0.4247 | accuracy: 0.8904 |

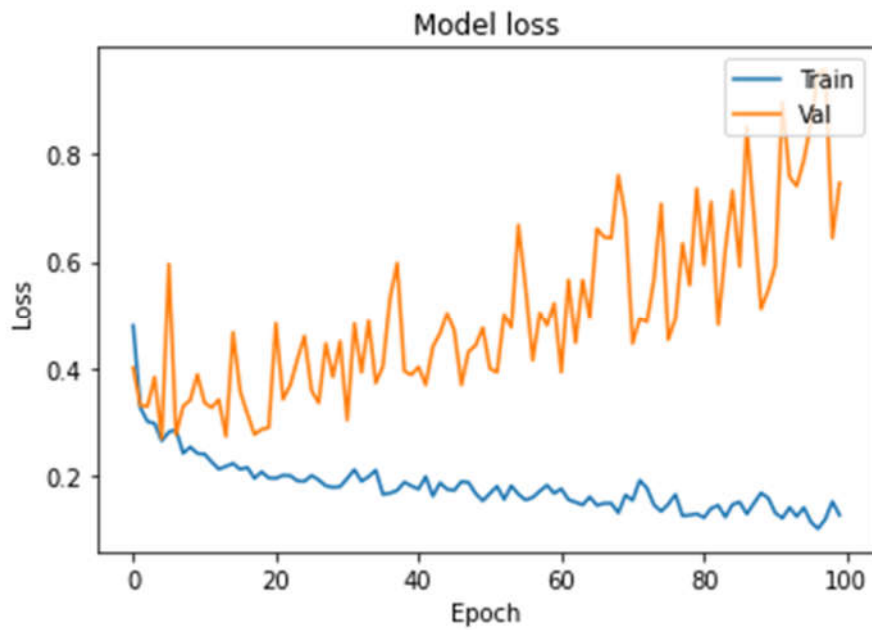
Bảng 2: Đánh giá tốc độ, sai số và độ chính xác của các mô hình



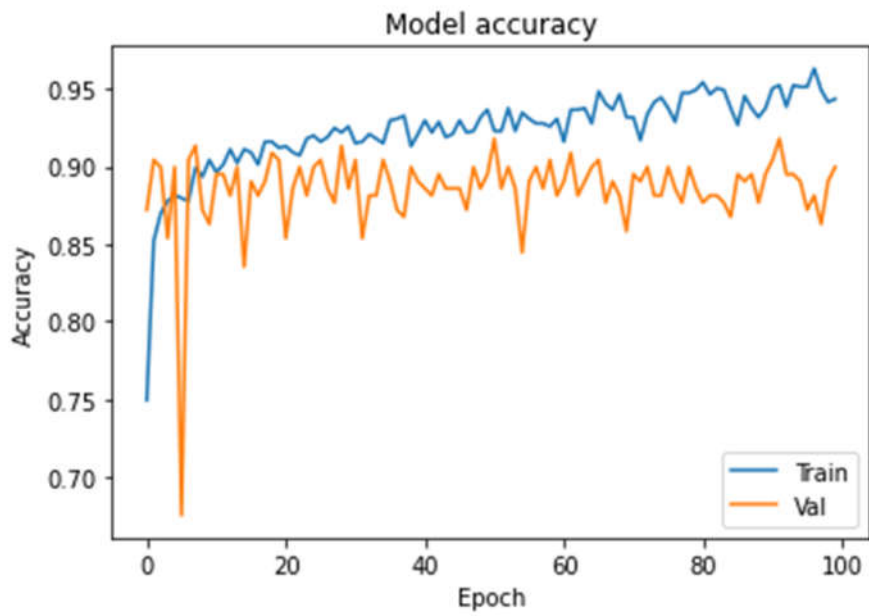
Hình 2: Độ chính xác trên tập huấn luyện và tập kiểm tra theo số bước lặp của mô hình 1



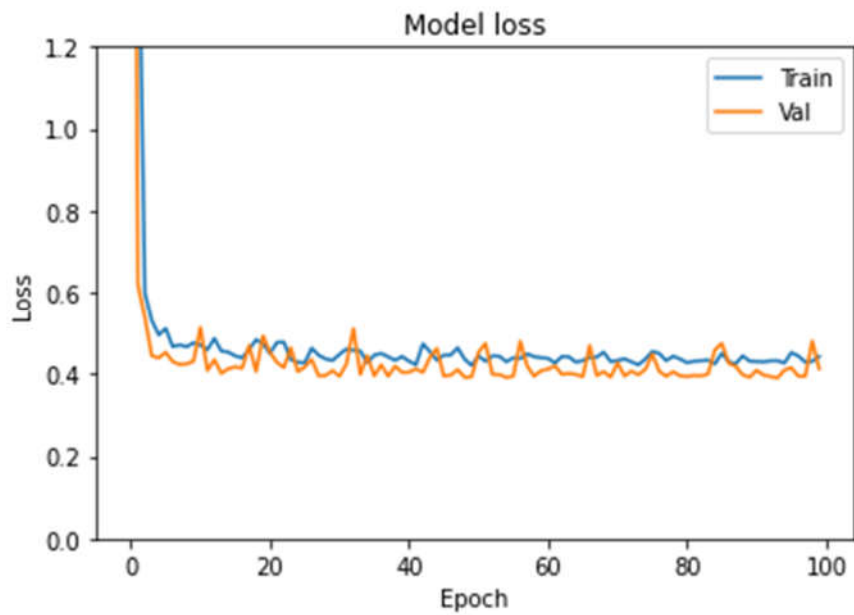
Hình 3: Sai số trên tập huấn luyện và tập kiểm tra theo số bước lặp của mô hình 1



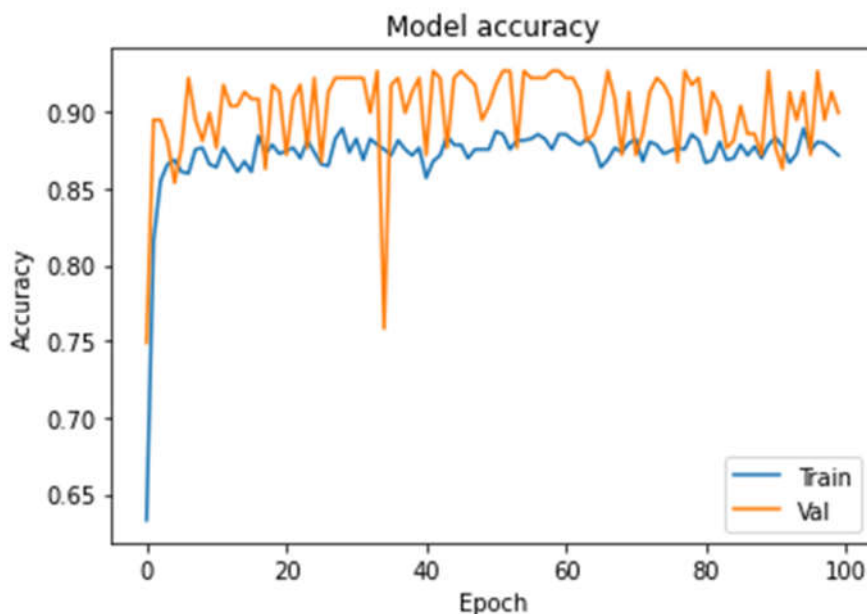
Hình 4: Sai số trên tập huấn luyện và tập kiểm tra theo số bước lặp của mô hình 2



Hình 5: Độ chính xác trên tập huấn luyện và tập kiểm tra theo số bước lặp của mô hình 2



Hình 6: Sai số trên tập huấn luyện và tập kiểm tra theo số bước lặp của mô hình 3



Hình 7: Độ chính xác trên tập huấn luyện và tập kiểm tra theo số bước lặp của mô hình 3

Từ các kết quả trên ta có thể thấy mô hình 1 cho sai số trên tập huấn luyện thấp nhất, tức là mô hình phù hợp nhất trên tập huấn luyện. Tuy nhiên, khi đem mô hình này áp dụng vào tập kiểm tra thì độ chính xác đạt được lại không cao bằng hai mô hình còn lại, mặc dù sai số trên tập huấn luyện của mô hình 2 và mô hình 3 cao hơn.

Mô hình 2 và mô hình 3 mặc dù có độ chính xác gần như nhau, nhưng từ đồ thị ta có thể thấy mô hình 2 không ổn định, bởi vì khi các bước lặp tăng lên, theo lý thuyết, sai số phải giảm đi nhưng mô hình 2 cho thấy điều ngược lại. Điều này được giải thích do tính không ổn định của mô hình khiến sai số tích lũy tăng nhanh hơn so với tốc độ giảm của sai số mô hình.

Mô hình 3 cho kết quả tốt hơn cả với độ chính xác cao (89,04%) và sai số giảm khi số bước lặp tăng. Việc sử dụng thành phần hiệu chỉnh từ mô hình 2 đã khiến mô hình có sai số cao ở những bước lặp đầu nhưng sau đó giảm nhanh chóng và mô hình trở nên ổn định ở các bước lặp sau đó.

4. Kết luận

Trong bài này tác giả đã đưa ra một số kiến thức khái quát về mạng nơ-ron và ứng dụng của nó, từ đó cho kết quả cụ thể trên một bộ số liệu giả định để giải quyết bài toán phân loại giá nhà ở. Do mục tiêu của bài báo chủ yếu là giới thiệu phương pháp ứng dụng mô hình mạng nơ-ron nhiều tầng để dự báo giá nhà nên các biến trong mô hình còn đơn giản, chưa đưa vào một số yếu tố quan trọng tác động đến giá nhà như: lạm phát kinh tế, thuế, vị trí địa lý,... Trong tương lai, tác giả hy vọng sẽ phát triển chủ đề này với bộ

số liệu thực về giá nhà ở tại Việt Nam và có nhiều phân tích kinh tế chặt chẽ hơn để có thể đưa ra những kết quả mang tính thực tiễn cao.

Tài liệu tham khảo

- [1]. P. Zhang, W. Ma, and T. Zhang, "Application of Artificial Neural Network to Predict Real Estate Investment in Qingdao," In Y. Zhang (ed.), *Future Communication, Computing, Control and Management*, vol.1, pp.213-219, Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2012.
- [2]. F. Chu and L. P. Wang, "Applications of support vector machines to cancer classification with microarray data," *International Journal of Neural Systems*, vol.15, no.6, pp.475-484, 2005. [3]. N. Zhou and L. P. Wang, "Effective selection of informative SNPs and classification on the HapMap genotype data," *BMC Bioinformatics*, 8:484, 2007.
- [4]. L. P. Wang, "Learning and retrieving spatio-temporal sequences with any static associative neural network," *IEEE Trans. Circuit and Systems-II: Analog and Digital Signal Processing*, vol. 45, no.6, pp. 729-738, June, 1998.
- [5]. L. P. Wang, F. Chu, and W. Xie, "Accurate cancer classification using expressions of very few genes," *IEEE-ACM Trans. Computational Biology and Bioinformatics*, vol.4, no.1, pp. 40-53, Jan.-March, 2007.
- [6]. V. Limsombunchai, "House Price Prediction: Hedonic Price Model vs. Artificial Neural Network," 2004 New Zealand Agriculture and Resource Economics Society (NZARES) Conference, Blenheim, New Zealand, June 25 – June 26, 2004.
- [7]. V. Limsombunchai, C. Gan, M. Lee, "House Price Prediction: Hedonic Price Model vs. Artificial Neural Network," *American Journal of Applied Sciences*, vol.1, pp.193-201, 2004.
- [8]. A. Khalafallah, "Neural network based model for predicting housing market performance," *Tsinghua Science and Technology*, vol.13, no.S1, pp.325 – 328, 2008.
- [17]. N. Nguyen and A. Cripps, "Predicting Housing Value: A Comparison of Multiple Regression Analysis and Artificial Neural Networks," *Journal of Real Estate Research*, vol.22, no.3, pp.313-336, 2001., 7(10), pp.1080- 1089, 2011.

ỨNG DỤNG MẠNG NƠ-RON TÍCH CHẬP TRONG CÔNG NGHỆ HỌC SÂU XÂY DỰNG MÔ HÌNH PHÂN LOẠI RÁC THẢI TỰ ĐỘNG

*Th.S Nguyễn Thanh Tuấn, Hà Minh Đức, Đinh Thị Hà Phương, Nguyễn Sơn Tùng,
Khoa Toán Kinh Tế, Đại học Kinh Tế Quốc Dân*

Tóm tắt

Việc quản lý chất thải trong môi trường đô thị đã và đang trở thành một vấn đề phức tạp do lượng rác thải sinh hoạt không được phân loại ngày càng gia tăng. Sự phát triển vượt bậc của các kỹ thuật học sâu đã giúp thị giác máy tính đạt được những thành tựu nhất định trong lĩnh vực Nhận dạng ảnh, trong đó có bài toán nhận dạng và phân loại rác thải. Trong bài viết này, rác thải được phân thành ba loại chính: rác thải tái chế (nhựa, giấy, thủy tinh-kim loại), rác thải hữu cơ và rác thải không tái chế. Mô hình của nhóm nghiên cứu đạt độ dự đoán chính xác 87.50% trên tập dữ liệu thử nghiệm. Việc phân loại rác thải tự động sẽ giúp giảm thiểu một số các vấn đề phức tạp như năng suất phân loại, hạn chế tình trạng chất thải tái chế trộn lẫn với chất thải không tái chế. Mô hình phân loại rác thải tự động cũng là một giải pháp thân thiện hơn với người dùng vì họ sẽ không phải lo lắng về việc vứt rác vào đúng khoang phân loại. Nghiên cứu này trình bày việc ứng dụng mạng nơ-ron tích chập - một kỹ thuật hiệu quả trong công nghệ học sâu để giải quyết vấn đề thực tế của quản lý chất thải thông minh: phân loại rác thải tại nguồn nhằm hỗ trợ các nhiệm vụ tái chế tiếp theo.

Từ khóa: phân loại rác thải, học sâu, mạng nơ-ron tích chập, học chuyển giao, ResNet

1. Đặt vấn đề

Theo báo cáo của Ngân hàng Thế giới, mỗi năm có gần 4 tỷ tấn rác thải ra trên toàn cầu. Lượng rác thải chiếm tỉ trọng lớn chủ yếu bắt nguồn từ đô thị và được dự đoán sẽ tăng 70% vào năm 2025. Với sự gia tăng số lượng các ngành công nghiệp ở khu vực đô thị, việc xử lý chất thải tái chế, bao gồm giấy, nhựa, kim loại, thủy tinh, rác thải hữu cơ và rác thải vô cơ đang thực sự trở thành một vấn đề bức thiết của toàn xã hội. Theo báo cáo của Viện Toàn cầu McKinsey (MGI), công bố ngày 12/09/2018 tại Diễn đàn Kinh tế Thế giới (WEF) ở Hà Nội, Việt Nam nằm trong số 18 nền kinh tế được đánh giá là "đạt hiệu quả vượt trội hơn" trong vòng 50 năm qua. Song chính quá trình tăng trưởng kinh tế và công nghiệp hóa nhanh của Việt Nam một phần cũng dẫn đến những vấn đề bức thiết về môi trường, gây nên những tác động tiêu cực ngày một gia tăng đối với hệ sinh thái và tài nguyên thiên nhiên. Đô thị hóa, tăng trưởng kinh tế và bùng nổ dân số đang đặt ra những thách thức ngày một lớn hơn về xử lý ô nhiễm và quản lý chất thải. Hiện nay, phương pháp chính để quản lý chất thải là chôn lấp tại các hố rác. Phương pháp này không đem lại hiệu quả cao, tốn kém tài nguyên, gây ô nhiễm môi trường tự nhiên, ảnh hưởng tiêu cực đến sức khỏe của những người dân sống gần bãi rác cũng như những công nhân thu gom phế liệu. Một cách quản lý chất thải khác là đốt rác nhưng phương pháp này có thể gây ô nhiễm không khí nặng nề, ngoài ra, một số chất độc hại từ chất thải phát tán vào không khí còn có thể gây ung thư. Do đó cần phải phân tách

chất thải thành các thành phần khác nhau có thể được tái chế bằng các cách khác nhau, từ đó góp phần bảo vệ môi trường và sức khỏe con người.

Hiện nay quy trình tái chế đòi hỏi các cơ sở tái chế phải phân loại rác thải theo cách thủ công. Do đó, việc phân loại rác thải đã thu hút nhiều nhà nghiên cứu ứng dụng thị giác máy tính để giải quyết bài toán này. Việc ứng dụng công nghệ học sâu trong lĩnh vực phân loại rác thải có tiềm năng làm nhà máy tái chế rác hoạt động hiệu quả hơn. Điều này sẽ không chỉ đem đến những tác động tích cực tới môi trường mà còn hiệu quả về mặt kinh tế. Gần đây, Salimi et al. (2018) [1] đã phát triển một robot thùng rác có thể phát hiện và phân loại rác thành rác hữu cơ và không hữu cơ. Robot này sẽ đi đến những nơi công cộng để quét và xử lý thùng rác tự động. Trong khi đó, Y. Chu et al. (2018) [2] đã giới thiệu một hệ thống mạng nơ-ron học sâu để tự động phân loại rác thải của các hộ gia đình ở khu vực đô thị. Mô hình này sử dụng thuật toán dựa trên mạng nơ-ron tích chập để trích xuất các đặc trưng từ dữ liệu và phương pháp perceptron nhiều lớp (MLP) để hợp nhất đặc trưng ảnh và các thông tin đặc trưng khác để phân loại chất thải vào một trong hai nhóm có thể tái chế hoặc những chất thải khác. M. Yang và G. Thung đã phát hành tập dữ liệu TrashNet (2016) [3], thường được sử dụng để đánh giá các mô hình phân loại rác. Tuy nhiên, những mô hình này không hiệu quả trong trường hợp lớp chứa nhiều đối tượng. Do đó, hiệu suất của các mô hình trên tập dữ liệu này vẫn cần được cải thiện. Hơn nữa, các phương pháp này cũng cần được xác minh trên những bộ dữ liệu liên quan khác, cụ thể trong nghiên cứu này là rác thải sinh hoạt, thu được từ địa điểm công cộng và các hộ gia đình tại Việt Nam. Nghiên cứu này xây dựng Neu-bin, một mô hình dựa trên mạng nơ-ron tích chập đã được huấn luyện có tên là ResNet-50. Những đóng góp chính của nghiên cứu này như sau:

- (1) Nghiên cứu lần đầu tiên thu thập 2137 hình ảnh rác thải thuộc năm lớp khác nhau để tạo bộ dữ liệu Viet-trash. Với bản chất dữ liệu và mục đích nghiên cứu hướng tới các giải pháp góp phần bảo vệ môi trường và hỗ trợ nguồn cung phù hợp cho các nhà máy tái chế, dữ liệu được phân thành ba nhóm chính, trong đó:
 - *Nhóm 1. Rác thải tái chế:* do phạm vi nghiên cứu giới hạn trong rác thải sinh hoạt tại các hộ gia đình và khu vực công cộng tại thành phố Hà Nội nên nhóm 1 sẽ tập trung chủ yếu vào ba loại rác chính gồm giấy, nhựa và thủy tinh - kim loại. Nhóm nghiên cứu quyết định hợp nhất thủy tinh và kim loại thành một nhóm do mức độ phổ biến của hai loại này tại các hộ gia đình và khu vực tập trung đông người như công viên, trường học, công sở,... là thấp hơn nhiều so với hai loại còn lại. Bên cạnh đó, việc hợp nhất hai loại rác thủy tinh và kim loại thành một nhóm còn nhằm mục đích tiết kiệm không gian và đơn giản hóa thiết kế các khoang chứa rác của mô hình trong giai đoạn sau.
 - *Nhóm 2. Rác thải hữu cơ:* tập trung phần lớn vào các thực phẩm thừa hoặc quá hạn sử dụng. Ví dụ như vỏ quýt, hạt nhãn, thịt bị ôi thiu,...
 - *Nhóm 3. Rác thải không tái chế:* gồm các loại rác thải không thể tái chế hoặc mất rất nhiều thời gian, công sức, tài nguyên để tái chế như túi nilon, thủy tinh vỡ, tàn thuốc lá,...
- (2) Nghiên cứu đã đề xuất mô hình Neu-bin với độ chính xác cao 87.50% và chỉ ra rằng phương pháp của chúng tôi rất khả quan và hiệu quả hơn so với các phương pháp hiện đại khác.

Phần còn lại của nghiên cứu này được tổ chức như sau. Phần 2 trình bày một số công trình nghiên cứu liên quan đã được tiến hành về phân loại chất thải. Phần 3 trình bày kiến trúc của mô hình học sâu và các kỹ thuật trọng tâm liên quan. Phần 4 thống kê chi tiết về bộ dữ liệu thu thập để huấn luyện mô hình và trình bày kết quả nghiên cứu, bên cạnh đó tiến hành so sánh hiệu quả của mô hình so với các mạng nơ-ron tích chập phổ biến khác. Phần 5 đưa ra kết luận và trình bày một số định hướng trong tương lai.

2. Công trình nghiên cứu liên quan

Phân loại hình ảnh đã trở thành một lĩnh vực nghiên cứu chính nhờ sự phát hành các bộ dữ liệu lớn công khai, chẳng hạn như ImageNet [4]. Tốc độ gia tăng dữ liệu cũng những bộ dữ liệu lớn có sẵn đã dẫn đến sự phát triển mạnh mẽ của các mô hình mạng nơ-ron. Gần đây, các phương pháp tiếp cận thị giác máy tính đã bắt đầu được sử dụng để khoanh vùng, nhận diện và phân loại rác thải trên đường phố. Điều này cho phép thiết bị làm sạch đường phố tìm thấy những khu vực có nhiều chất thải nhất và tập trung vào việc làm sạch những khu vực đó. Ngoài ra, các phương pháp tiếp cận thị giác máy tính cũng đã được áp dụng cho robot làm sạch nhằm xác định và phát hiện loại chất thải mà robot sắp lau trên sàn. Phương pháp này cũng có thể được áp dụng ở quy mô đô thị lớn hơn, hỗ trợ cơ quan quản lý chất thải địa phương. Trong bài báo này, nhóm nghiên cứu tập trung xây dựng mô hình mạng nơ-ron phân loại hình ảnh, áp dụng cho bài toán phân loại rác thải thực tế.

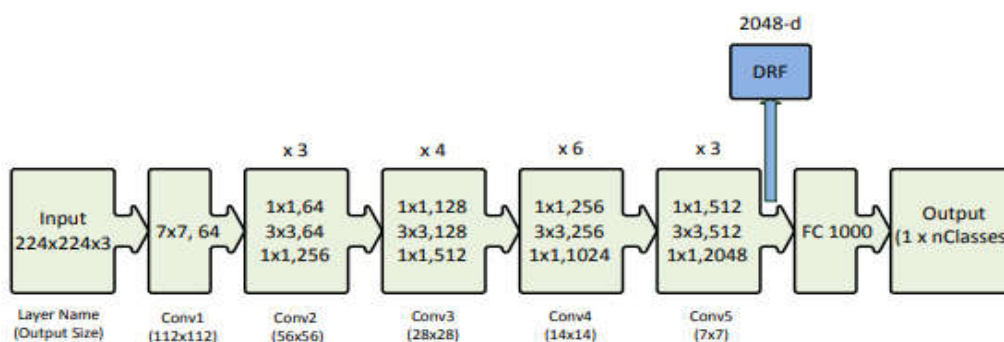
Năm 2016, M. Yang và G. Thung đã phát hành tập dữ liệu TrashNet gồm 6 lớp: thủy tinh, giấy, bìa cứng, nhựa, kim loại và các vật liệu khác. Hiện nay, một số nghiên cứu quốc tế liên quan đến vấn đề phân loại rác thải sử dụng bộ dữ liệu TrashNet nhằm đánh giá các phương pháp tiếp cận đề xuất. Thứ nhất, Aral et al. (2018) [5] đã sử dụng các mô hình học chuyển giao (Transfer Learning) bắt nguồn từ một số mô hình mạng nơ-ron tích chập (Convolutional Neural Network - CNN) phổ biến về phân loại hình ảnh bao gồm DenseNet121, DenseNet169, InceptionResnetV2, MobileNet và Xception để phân loại rác thải trên bộ dữ liệu TrashNet. Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả đã sử dụng 70% tập dữ liệu TrashNet để huấn luyện, 13% để xác thực và 17% để kiểm tra. Theo kết quả, mô hình học chuyển giao của DenseNet-121 cho thấy độ chính xác tốt nhất với 95%. Thứ hai, Bircanoglu et al. (2018) [6] đã phát triển một mô hình mạng nơ-ron tích chập có trọng lượng nhẹ là RecycleNet cho tính năng phân loại của thùng rác. Mặc dù chỉ đạt độ chính xác 81% trên bộ dữ liệu TrashNet với 70% dữ liệu cho việc huấn luyện, 13% để xác thực và 17% để kiểm tra, RecycleNet đã giảm đáng kể độ phức tạp của mô hình bằng cách giảm số lượng tham số từ bảy triệu tham số xuống còn ba triệu tham số. Do đó, RecycleNet là một mô hình nhẹ, tương thích với một số hệ thống hạn chế các thiết bị phần cứng. Gần đây nhất, V. Ruiz et al. (2019) [7] đã đánh giá việc

sử dụng một số mô hình mạng nơ-ron tích chập bao gồm VGG, Inception và ResNet để áp dụng cho cơ chế phân loại rác thải tự động. Kết quả hoạt động tốt nhất thu được bằng cách sử dụng kiến trúc dựa trên mạng ResNet với độ chính xác 88,66%. Trong số các mô hình mạng nơ-ron tích chập như ImageNet, VGG, ResNet và DenseNet ở trên, nghiên cứu này cho thấy rằng ResNet là mô hình tốt nhất cho việc học chuyển giao để phân loại rác thải. Nghiên cứu này đã phát triển mạng nơ-ron tích chập dựa trên mạng ResNet và điều chỉnh các tham số phù hợp với dữ liệu thực tế và phù hợp với mục đích phân loại rác thải dựa theo ý nghĩa môi trường.

3. Kiến trúc mô hình

3.1 Mạng Residual Network 50 (ResNet-50)

Ý tưởng trọng tâm của Residual Network là mỗi lớp được thêm vào nên có một thành phần là hàm số đồng nhất. Điều này có nghĩa rằng, nếu ta huấn luyện lớp mới được thêm vào thành một ánh xạ đồng nhất $f(x) = x$ thì mô hình mới sẽ hiệu quả ít nhất bằng mô hình ban đầu. Vì lớp được thêm vào có thể khớp dữ liệu huấn luyện tốt hơn, dẫn đến sai số huấn luyện nhỏ hơn. Tốt hơn nữa, hàm số đồng nhất nên là hàm đơn giản nhất trong một lớp thay vì hàm null $f(x) = 0$. Để đảm bảo việc tăng thêm các lớp sẽ gia tăng khả năng biểu diễn của mạng, các lớp hàm lớn hơn phải chứa các lớp nhỏ hơn. Mô hình ResNet-50 là một biến thể của mô hình ResNet có 48 lớp tích chập cùng với 1 lớp gộp max và 1 lớp gộp trung bình. ResNet-50 có 3.8×10^9 phép toán dấu chấm động. Trong mạng nơ-ron tích chập, lớp phức hợp (convolutional layer) chuyển đổi hình ảnh được nhập bằng cách sử dụng một chuỗi các bộ lọc có kích thước 3×3 , trích chọn các đặc trưng cụ thể từ dữ liệu đầu vào. Mô hình đề xuất của nhóm được xây dựng từ mô hình ResNet-50 đã được huấn luyện từ trước, dựa trên bộ dữ liệu ImageNet với kích thước 256×256 và được phân loại thành 1000 nhãn.



Hình 1. Kiến trúc mạng ResNet-50

Nguồn: Mahmood et al., 2020 [9]

3.2 Học chuyển giao (Transfer Learning)

Học chuyển giao là một lĩnh vực nghiên cứu trong học máy, tập trung vào việc lưu trữ kiến thức thu được trong khi giải quyết một vấn đề và áp dụng nó vào một vấn đề khác nhưng có liên quan. Lý thuyết về học chuyển giao đã được Lorien Pratt thực nghiệm và sau đó viết lại dưới dạng một lý thuyết toán học vào năm 1998 [8]. Transfer Learning đã hiện thực hóa ý tưởng về chuyển giao tri thức giữa các mô hình như giữa

con người với nhau. Cụ thể, một mô hình đã có khả năng tận dụng lại các tri thức được huấn luyện trước đó (pretrained-model) và điều chỉnh, cải thiện theo tác vụ phân loại cụ thể của mô hình. Nhóm nghiên cứu đã tận dụng kiến thức từ các mô hình được đào tạo cho nhiệm vụ phân loại hình ảnh chung trên bộ dữ liệu ImageNet. Học chuyển giao cung cấp một số lợi ích rõ rệt cho quá trình huấn luyện mô hình, chẳng hạn như cải thiện hiệu suất cơ bản, tiết kiệm chi phí huấn luyện, giúp mô hình với lượng dữ liệu nhỏ hoạt động hiệu quả hơn, tăng tốc độ phát triển mô hình tổng thể so với việc xây dựng mô hình từ đầu. Điều này đặc biệt quan trọng trong học sâu, khi mà việc đào tạo mô hình có thể rất tốn thời gian và tài nguyên. Khi nhiệm vụ khởi điểm (hay còn gọi là nhiệm vụ nguồn) và mục tiêu có cùng phân phối (distribution) hoặc trong cùng một miền (domain) nhưng các nhiệm vụ thực hiện là khác nhau, điều này được gọi là học chuyển giao quy nạp (inductive transfer learning). Trong bài viết này, nhóm nghiên cứu tập trung vào phương pháp học chuyển giao quy nạp, trong đó mô hình được đào tạo trên cùng một nguồn và phân phối đích, nhưng thực hiện một nhiệm vụ khác là phân loại hình ảnh rác thải.

Nghiên cứu sử dụng kỹ thuật tinh chỉnh, một hình thức học chuyển giao phổ biến. Trong tinh chỉnh, trọng số của một vài các lớp mạng (layers) được cập nhật và đào tạo như các lớp kết nối đầy đủ (fully connected layers) tại phần cuối của mô hình, cho nhiệm vụ phân loại (FC Classifier). Do đó, phương pháp này tốn nhiều tài nguyên hơn một chút do quá trình đào tạo một số lớp trước đó. Với phương pháp học chuyển giao, mạng nơ-ron học sâu được phân lớp với các lớp ban đầu lưu giữ những đặc trưng cơ bản nhất của hình ảnh, chẳng hạn như các cạnh, viền bao quanh và các lớp sau đó trích xuất được nhiều chi tiết cụ thể hơn về hình ảnh vật thể. Dựa trên cơ sở đó, nhóm nghiên cứu có thể đóng băng một số khối và cập nhật những khối cuối cùng của mạng. Cụ thể, chúng tôi đóng băng (freeze) bốn lớp đầu tiên, bên cạnh đó tinh chỉnh hai khối cuối cùng cho phù hợp với nhiệm vụ phân loại hình ảnh rác thải. Điều này cho phép chúng tôi sử dụng kiến thức về kiến trúc mạng tổng thể và sử dụng các trạng thái của nó làm điểm khởi đầu cho bước đào tạo lại, từ đó đạt hiệu suất tốt hơn trong thời gian ngắn hơn. Một trong những vấn đề khi cập nhật mô hình bằng cách sử dụng tinh chỉnh là tham số tại các lớp trong chế độ không đóng băng phải được cập nhật để giải quyết vấn đề mới. Khi có một nhiệm vụ mới, thuật toán tạo ra một mạng nơ-ron mới và chia sẻ những đặc trưng đại diện giữa các nhiệm vụ. Tuy nhiên, cách tiếp cận này không thực sự phù hợp do hạn chế về không gian và độ phức tạp như số lượng mạng tuyến tính với số lượng các nhiệm vụ mới cần học.

Mỗi mạng nơ-ron đều bao gồm rất nhiều lớp (layers), sau khi huấn luyện mỗi lớp sẽ được điều chỉnh để phát hiện các đặc trưng cụ thể trong dữ liệu đầu vào. Chẳng hạn, theo Hình 2, trong một mạng nơ-ron tích chập có nhiệm vụ phân loại hình ảnh thì những lớp đầu tiên sẽ phát hiện những đặc trưng tổng quát như cạnh, góc, đường tròn, hay các mảng màu sắc. Khi đi sâu vào mạng, các lớp sẽ bắt đầu nhận diện được những thứ cụ thể hơn như khuôn mặt, mắt, và toàn bộ vật thể. Tóm lại, những lớp đầu trong mạng nơ-ron phát hiện các đặc tính tổng quát, trong khi những lớp sâu hơn nhận diện ra những đặc trưng cụ thể.



Hình 2: Quá trình trích xuất đặc trưng từ dữ liệu của mô hình

Nguồn: M. D. Zeiler, R. Fergus, 2013 [10]

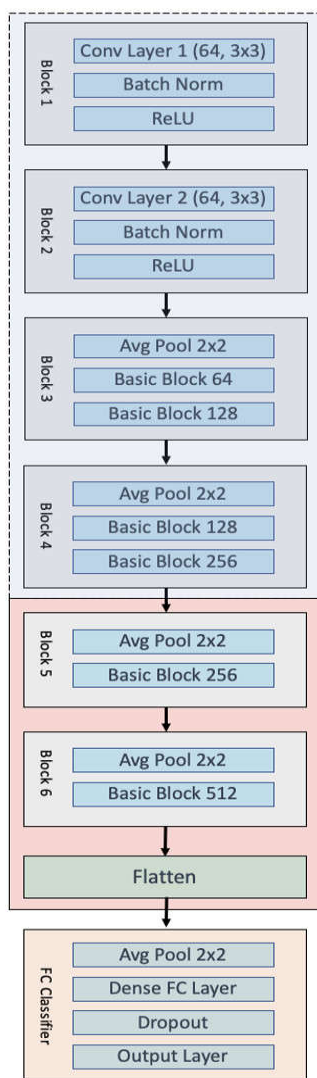
Khi thực hiện học chuyển giao, nhóm nghiên cứu chúng tôi đã đóng băng (freeze) các lớp đầu tiên của mô hình ResNet-50. Đây là những lớp có tác dụng phát hiện những đặc trưng tổng quan thường thấy trên tất cả các mạng. Sau đó, các lớp sâu hơn được hoàn thiện bằng cách tinh chỉnh với chính dữ liệu thu thập được và thêm các lớp mới để phân loại các danh mục (class) mới có trong bộ dữ liệu huấn luyện. Khi có sự khác biệt đáng kể giữa nguồn và đích, hoặc tập dữ liệu huấn luyện có ít đặc trưng cụ thể, chúng tôi sẽ phải giải phóng (unfreeze) tương đối lớp trong mô hình pre-trained (mô hình huấn luyện từ trước). Tiếp theo đó, chúng tôi thêm lớp phân loại mới và tinh chỉnh các lớp không bị đóng băng bằng các dữ liệu mới. Trong trường hợp có sự khác biệt đáng kể giữa các mô hình huấn luyện nguồn và đích, cần giải phóng và đào tạo lại toàn bộ mạng nơ-ron. Quá trình này có tên là “full model fine-tuning” hay “tinh chỉnh toàn bộ mô hình”, loại hình học chuyển giao này cần đòi hỏi số lượng lớn dữ liệu huấn luyện.

Mạng cơ sở của giai đoạn trước được sử dụng như một bộ giải nén tính năng bằng cách đóng băng các lớp dưới của mạng và chỉ cập nhật trọng số của các lớp trên cùng. Khi hàm mất mát (loss function) bắt đầu ổn định và mạng tiến đến mức độ chính xác cao với các lớp mới nằm trên cùng, những lớp còn lại của mạng dần được giải phóng (unfreeze). Cụ thể, trước hết nhóm nghiên cứu giải phóng lớp trên cùng vì lớp này chứa ít đặc trưng tổng quát nhất và cập nhật trọng số. Tiếp theo, chúng tôi giải phóng các lớp cấp thấp hơn và lặp lại bằng cách sử dụng kiến thức đã cập nhật tỷ lệ, cho đến khi tinh chỉnh tất cả các lớp với sự hội tụ ở cuối mạng. Quá trình xây dựng mô hình Neu-bin phân loại rác gồm 2 giai đoạn:

- *Giai đoạn 1:* Do các lớp của mô hình pre-trained đã được huấn luyện trên bộ dữ liệu ImageNet, nhóm đã tiến hành đóng băng (freeze) các lớp của mô hình ResNet-50 và chỉ cập nhật trọng số (weight) của các lớp được thêm vào. Khi hàm mất mát (loss function) bắt đầu ổn định và mạng đạt đến mức độ chính xác tương đối cao với những lớp được thêm vào, nhóm chuyển tiếp đến giai đoạn 2.
- *Giai đoạn 2:* Ở giai đoạn này, nhóm giải thoát (unfreeze) một số lớp cuối cùng của mô hình pre-trained và tiếp tục thực hiện quá trình huấn luyện với những lớp này cùng với các lớp điều chỉnh mới được thêm vào.

3.3. Mô hình Neu-bin

Neu-bin được hình thành thông qua việc đóng băng những lớp đầu tiên của mạng ResNet-50 (Hình 3) với mục đích phát hiện những đặc trưng tổng quan của ảnh. Sau đó nhóm thêm vào một lớp Average Pooling (lớp gộp trung bình) nhằm giảm bớt số lượng tham số của hình ảnh nhưng vẫn giữ lại được những đặc trưng quan trọng. Theo sau là một lớp Fully connected để kết nối toàn bộ các unit của lớp trước với các unit của lớp hiện tại và một lớp Dropout với nhiệm vụ là hạn chế hiện tượng quá khớp (overfitting) cho mô hình. Overfitting xảy ra khi mô hình quá phức tạp để mô phỏng dữ liệu huấn luyện, và việc chứa quá nhiều tham số đã vô tình trích xuất một số biến thể còn lại (nhiều) như thể biến thể đó đại diện cho cấu trúc mô hình. Và cuối cùng lớp output cũng là một lớp Fully connected với số unit là 5 tương đương với 5 nhãn của Neu-bin với hàm kích hoạt là Softmax – được dùng cho phân loại vật thể thuộc nhiều lớp. Quá trình huấn luyện được thực hiện như trên.

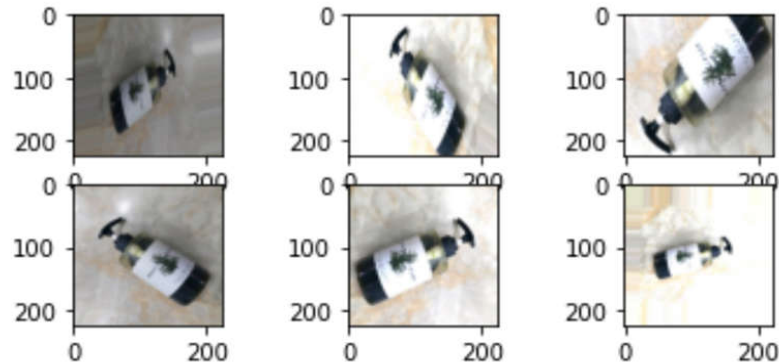


Hình 3: Mô hình Neu-bin được tinh chỉnh từ ResNet-50

Nguồn: Nhóm tác giả xây dựng

3.4. Tăng cường dữ liệu (Data Augmentation)

Tăng cường dữ liệu là kỹ thuật phổ biến được sử dụng để gia tăng lượng dữ liệu huấn luyện dựa theo dữ liệu đã có và áp dụng một số phép biến đổi hình ảnh như phóng to, thu nhỏ, cắt ngẫu nhiên và xoay để tạo ra một tập hợp các hình ảnh bổ sung mới. Tính ngẫu nhiên của quá trình này giúp mô hình không phải trang bị quá nhiều dữ liệu đào tạo địa phương, tiết kiệm thời gian và công sức thu thập dữ liệu. Cụ thể, chúng tôi sử dụng lớp ImageDataGenerator1 từ thư viện Keras thuộc ngôn ngữ lập trình Python. Lớp ImageDataGenerator1 cung cấp một số phép biến đổi tạo hình ảnh mới, chẳng hạn như phóng to, xoay, cắt, lấp đầy các điểm ảnh (pixel) mới bằng khung bao quanh gần nhất,...



Hình 4. Dữ liệu mới sinh ra từ kỹ thuật tăng cường dữ liệu

Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện

4. Phương pháp nghiên cứu

4.1. Bộ dữ liệu nghiên cứu

Bộ dữ liệu của nhóm gồm 4664 ảnh được kết hợp từ những dữ liệu đã được chọn lọc từ Trashnet và Viet-trash. Đầu tiên là Trashnet, bộ dữ liệu mở bao gồm 6 nhãn: Nhựa, Giấy, Kim Loại, Thủy tinh, Bìa và Các chất thải khác.

Bảng 1: Thống kê bộ dữ liệu Trashnet

Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện

| Số thứ tự | Nhãn | Số lượng ảnh |
|-----------|--------------------|--------------|
| 1 | Nhựa | 482 |
| 2 | Giấy | 594 |
| 3 | Kim loại | 410 |
| 4 | Thủy Tinh | 501 |
| 5 | Bìa | 403 |
| 6 | Các chất thải khác | 137 |
| | Tổng cộng | 2527 |

Bộ dữ liệu gốc có dung lượng 3.5 GB với 2527 ảnh đã được điều chỉnh kích thước xuống 512×384 với ba kênh màu RGB (Red, Green, Blue). Tất cả vật thể trong ảnh đều được chụp ở nền trơn dưới ánh sáng vừa đủ. Thống kê về dữ liệu theo các nhãn được trình bày ở Bảng 1, và một số ví dụ của mỗi nhãn trong bộ dữ liệu được minh họa ở Hình 5



Hình 5: Một số ví dụ trong bộ dữ liệu Trashnet

Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện

Ngoài ra, nhóm còn tự thu thập thêm ảnh chất thải và xây dựng bộ dữ liệu Viet-trash, đại diện cho hình ảnh rác thải thực tế ở Việt Nam.

Bảng 2: Thống kê bộ dữ liệu Viet-trash

Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện

| Số thứ tự | Nhãn | Vật thể | Số lượng ảnh |
|-----------|----------------------|---|--------------|
| 1 | Nhựa | Chai nhựa, hộp nhựa, bút, vật dụng sinh hoạt bằng nhựa, ... | 523 |
| 2 | Giấy & Bìa | Báo, bìa cứng, tờ rơi, vỏ hộp, phong thư, ... | 527 |
| 3 | Kim loại & Thủy tinh | Chai thủy tinh, lon nước, vật liệu xây dựng, chìa khóa, ... | 526 |
| 4 | Chất thải hữu cơ | Hoa quả, rau củ, lá cây, các loại hạt, ... | 311 |
| 5 | Chất thải khác | Khẩu trang, vỏ bánh kẹo, túi nilông, hộp xốp, giấy ăn, ... | 250 |
| | Tổng cộng | | 2137 |

Bộ dữ liệu này bao gồm ba nhãn chính là chất thải Tái chế, chất thải Hữu cơ và chất thải Khác. Trong đó chất thải Tái chế bao gồm ba nhãn là Nhựa, Giấy-Bìa, Kim loại-Thủy tinh. 2137 ảnh trong bộ dữ liệu Viet-trash được chụp bởi camera từ các thiết bị điện thoại thông minh tại các địa điểm công cộng và hộ gia đình tại thành phố Hà Nội. Thống kê về bộ dữ liệu Viet-trash được trình bày ở Bảng 2, và hình ảnh minh họa về bộ dữ liệu được trình bày ở Hình 6.



Hình 6: Bộ dữ liệu Viet-trash

Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện

Để thực hiện quá trình huấn luyện, nhóm chia bộ dữ liệu thử nghiệm bao gồm cả Trashnet và Viet-trash với tỉ lệ 60% sử dụng để huấn luyện, 20% để xác thực và 20% để kiểm tra.

4.2. Công cụ nghiên cứu

- CPU: Intel Core I7
- GPU: AMD Radeon Pro 5300M 4GB
- Ngôn ngữ lập trình: Python 3.8
- Môi trường lập trình: Google Colab
- Các thư viện chính: OpenCV, Tensorflow, Keras, Sklearn, Numpy, Pandas, Matplotlib
- Các thông số huấn luyện:
 - + Tốc độ học tập:
 - Giai đoạn 1: Thuật toán tối ưu RMSprop với tốc độ học $\alpha = 0.0001$
 - Giai đoạn 2: Thuật toán tối ưu Adam với tốc độ học $\alpha = 0.00001$
 - + Batch size : 32
 - + Epochs: 20 epochs mỗi giai đoạn

5. Kết quả

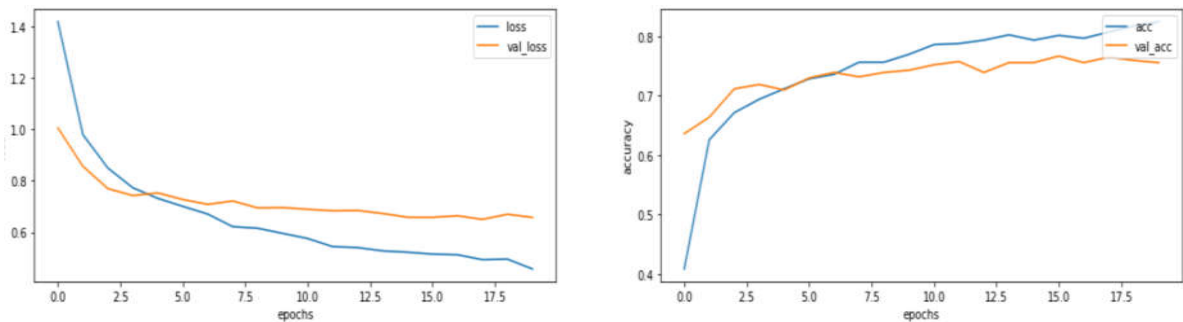
5.1. Độ chính xác phân loại

Bảng 3: Độ chính xác và kích thước của các mô hình pre-trained

Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện

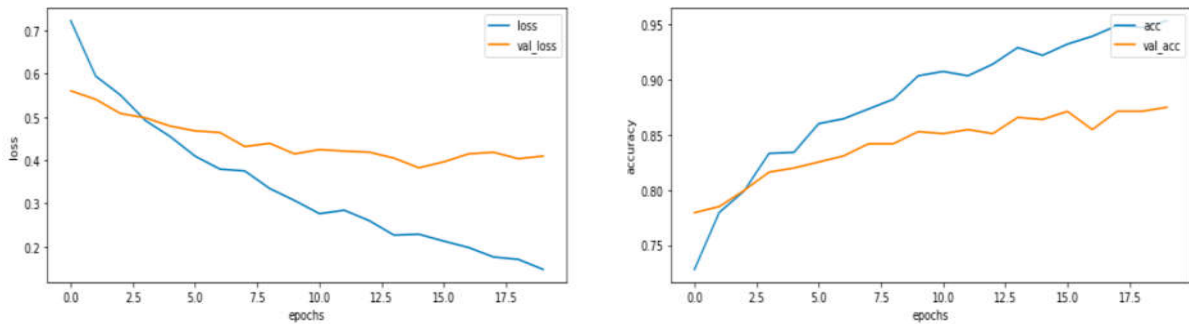
| Mô hình | Độ chính xác (%) | Số lượng tham số |
|-------------|------------------|------------------|
| ResNet50 | 87.50 | 23,696,261 |
| DenseNet121 | 86.50 | 7,103,429 |
| MobileNetV2 | 83.40 | 2,340,293 |
| VGG16 | 82.30 | 14,747,845 |
| InceptionV3 | 82.50 | 21,934,245 |

Bảng 3 cho thấy độ chính xác và số lượng tham số tham gia vào quá trình huấn luyện của một số mô hình pre-trained hiện đại phổ biến như ResNet-50, DenseNet-121, MobileNet-V2, VGG-16 và InceptionV3 sau khi thực hiện huấn luyện trên bộ dữ liệu Viet-trash. Trong quá trình huấn luyện, tất cả các mô hình trên đều đã được điều chỉnh với các tham số phù hợp để đưa ra kết quả tối ưu. Có thể thấy, ResNet-50 cho ra tỉ lệ dự đoán chính xác cao nhất với 87.50% trên tập dữ liệu kiểm nghiệm, nhiều hơn 1.00% so với mô hình pre-trained có tỉ lệ chính xác cao thứ hai là DenseNet-121 với 86.50%, và nhiều hơn 5.20% so với mô hình đưa ra tỉ lệ chính xác thấp nhất là VGG16 với 82.30%. DenseNet-121 có tỷ lệ dự đoán chính xác thấp hơn ResNet-50, tuy nhiên so với ResNet-50 kích thước của DenseNet-121 lại nhỏ hơn nhiều khi tổng tham số của DenseNet-121 chỉ bằng xấp xỉ 0.3 tổng tham số của ResNet50. Tuy vậy, mục tiêu của nhóm là xây dựng mô hình Neu-bin có độ chính xác cao nhất dựa trên bộ dữ liệu thử nghiệm. Chính vì thế, nhóm đã quyết định sử dụng mô hình pre-trained ResNet-50 trong quá trình huấn luyện mô hình.



Hình 7: Hàm mất mát và tỉ lệ dự đoán chính xác trước khi tinh chỉnh

Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện

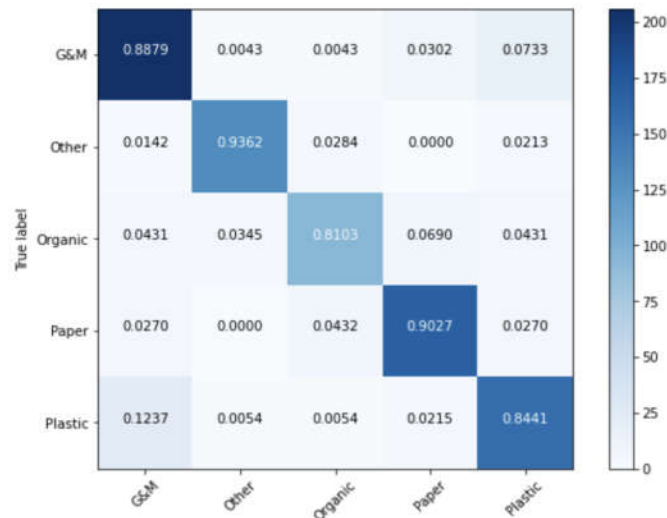


Hình 8: Hàm mất mát và tỉ lệ dự đoán chính xác sau khi tinh chỉnh

Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện

Hình 8 biểu diễn hàm mất mát và tỷ lệ dự đoán chính xác qua 20 epochs khi mà chỉ các lớp thêm vào được huấn luyện trong khi tất cả các lớp còn lại đều đang đóng băng. Có thể thấy độ sụt giảm của hàm mất mát trên tập huấn luyện lẫn trên tập kiểm nghiệm là khá lớn và tương đồng nhau. Tình hình cũng tương tự như bên phía tỉ lệ dự đoán chính xác, tỉ lệ tăng sau mỗi epochs trên tập huấn luyện lớn hơn không đáng kể so với tập kiểm nghiệm, tuy nhiên tỉ lệ phân loại rác chính xác sau 20 epochs vẫn còn khá thấp, trung bình khoảng 75% ở tập huấn luyện và 72% ở tập kiểm nghiệm. Sau khi giải phóng một số lớp cuối cùng của mô hình pre-trained và tiếp tục thực hiện huấn luyện, hàm mất mát trên tập dữ liệu huấn luyện và tập dữ liệu kiểm nghiệm vẫn tiếp tục giảm nhưng với tốc độ chậm hơn. Trong khi đó, tỉ lệ dự đoán chính xác lại tăng khá mạnh trên cả tập huấn luyện lẫn tập kiểm nghiệm, từ trung bình 75% lên 92% trên tập huấn luyện và 72% lên 84% ở tập kiểm nghiệm.

5.2. Ma trận Confusion phân loại



Hình 9: Ma trận Confusion của mô hình Neu-bin

Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện

Hình 9 biểu diễn ma trận confusion của mô hình Neu-bin trên tập dữ liệu thử nghiệm với trục ngang là nhãn dự đoán bởi mạng, còn trục đứng là nhãn thực của vật thể mà mô hình đưa ra dự đoán. Các tỉ lệ dự đoán tập trung đi theo một đường chéo từ góc trái trên xuống góc phải dưới của ma trận, và cũng chính là kết quả của mô hình. Nhãn có tỉ lệ dự đoán chính xác cao nhất bởi mô hình là chất thải Khác với 93.62% và thấp nhất là

Chất thải hữu cơ với kết quả là 81.03% . Trung bình, Neu-bin đạt được tỉ lệ chính xác tương đối khả quan lên đến khoảng 87.50%. Tuy nhiên, vẫn còn một số nhãn bị dự đoán nhầm lẫn trong ma trận. Chất thải bị dự đoán sai nhiều nhất là Kim loại-Thủy tinh mà nhãn thực là Nhựa với tỉ lệ là 12.37%. Điều này có thể được giải thích là do sự giống nhau về hình thức giữa một số vật cụ thể như chai nhựa và chai thủy tinh hay bởi dữ liệu chưa đủ lớn để mô hình có thể học đầy đủ các đặc trưng cụ thể từ những vật thể có hình thức giống nhau này, do đó dẫn đến sai lệch trong kết quả dự đoán của mô hình.

6. Kết luận

Hệ thống thu gom và xử lý rác thải thủ công như hiện tại ở Việt Nam tiềm ẩn những rủi ro cho môi trường, gây ảnh hưởng tiêu cực đến cả sức khỏe người lao động cũng như lãng phí tài nguyên và nguồn lực. Do đó, việc phân loại rác thải sinh hoạt ngay tại hộ gia đình trước khi xử lý sẽ khắc phục đáng kể những rủi ro ở trên. Nhóm nghiên cứu đã đề xuất mô hình phân loại rác thải tự động Neu-bin có thể tách các thành phần chất thải khác nhau bằng công nghệ học sâu. Hệ thống này có thể được sử dụng để tự động phân loại chất thải, ngăn ngừa tình trạng rác thải trộn lẫn và hỗ trợ giảm thiểu sự can thiệp của con người. Từ kết quả, khi thử nghiệm với tập dữ liệu Viet-trash, mô hình đề xuất có độ chính xác là 87.50%. Nghiên cứu này của nhóm được thực hiện nhằm đề xuất một giải pháp phân loại đơn giản, hiệu quả, thân thiện với người dùng và phù hợp với quy trình xử lý chất thải tại Việt Nam. Về phương hướng phát triển, trong tương lai, nhóm sẽ tiếp tục thu thập thêm dữ liệu ảnh rác thải để tăng tính tổng quát cho bộ dữ liệu, thử nghiệm tinh chỉnh mô hình để cải thiện độ chính xác cùng với đó là giảm thời gian tính toán và đưa vào áp dụng trong thực tế.

Tài liệu tham khảo

- [1] I. B. S. Salimi Dewantara and I. K. Wibowo, “*Visual-based trash detection and classification system for smart trash bin robot*” in *Proc. ES-KCIC*, 2018, pp. 378–383
- [2] Y. Chu, C. Huang, X. Xie, B. Tan, S. Kamal, and X. Xiong, “*Multilayer hybrid deep-learning method for waste classification and recycling*”, *Comput. Intell. Neurosci.*, 2018
- [3] M. Yang and G. Thung, “*Classification of trash for recyclability status*” *Mach. Learn.*, Stanford, CA, USA, Project Rep. CS229, 2016
- [4] Deng, J. et al., 2009. “*Imagenet: A large-scale hierarchical image database*”. In *2009 IEEE conference on computer vision and pattern recognition*. pp. 248–255
- [5] R. A. Aral, S. R. Keskin, M. Kaya, and M. Haciomeroglu, “*Classification of trashnet dataset based on deep learning models*” in *Proc. BigData*, Dec. 2018, pp. 2058–2062
- [6] C. Bircanoglu, M. Atay, F. Beser, O. Genc, and M. A. Kizrak, “*RecycleNet: Intelligent waste sorting using deep neural networks*” in *Proc. INISTA*, 2018, pp. 1–7
- [7] V. Ruiz, Á. Sánchez, J. F. Vélez, and B. Raducanu, “*Automatic image-based waste classification*” in *Proc. IWINAC*, vol. 2, 2019, pp. 422
- [8] S. Thrun, L. Pratt, “*Learning to learn: Introduction and overview*”, 1998
- [9] Mahmood, Ospina, Bennamoun, M. An, S. Soheli et al., (2020). “*Automatic Hierarchical Classification of Kelps Using Deep Residual Features*”, *Sensors*, 20(2), 447
- [10] M. D. Zeiler and R. Fergus, “*Visualizing and Understanding Convolutional Networks*”, Cornell University, 2013

ỨNG DỤNG CÔNG NGHỆ HỌC SÂU (DEEP LEARNING) PHÁT HIỆN NGƯỜI KHÔNG ĐEO KHẨU TRANG NHẪM PHÒNG CHỐNG COVID-19

*Th.S Nguyễn Thanh Tuấn, Nguyễn Ngọc Long, Nguyễn Thu Thảo,
Dương Thị Thu Phương, Trần Huyền Trang, Hà Long Giang,
Đại học Kinh tế quốc dân*

Tóm tắt

Đại dịch Covid-19 bắt đầu xuất hiện từ tháng 12 năm 2019, với tâm dịch đầu tiên được ghi nhận là thành phố Vũ Hán thuộc tỉnh Hồ Bắc của miền Trung Trung Quốc. Cho đến ngày 16 tháng 3 năm 2021 trên toàn thế giới đã có tổng số ca mắc lên đến hơn 120 triệu người và Việt Nam nói riêng có hơn 2 nghìn ca mắc Covid-19. Những biện pháp hiệu quả nhất mà các quốc gia sử dụng để phòng chống đại dịch là đeo khẩu trang, khử khuẩn và giãn cách xã hội. Đeo khẩu trang là cần thiết, đặc biệt là những người có nguy cơ lây lan vì bệnh lây qua việc tiếp xúc trực tiếp và không có triệu chứng ngay.

Với mục đích giảm thiểu thiệt hại xuống mức thấp nhất, chúng tôi đưa ra đề tài nghiên cứu sử dụng phương pháp học sâu để nhận biết được đối tượng có chấp hành đeo khẩu trang theo quy định phòng chống dịch hay không một cách nhanh nhất và tối ưu nhất. Chúng tôi đề xuất mô hình NEU-MASK để xác định xem người có đeo khẩu trang hay không. Phương pháp này có độ chính xác lên đến 99.41% , bên cạnh đó chúng tôi còn sử dụng OpenVINO để tăng tốc độ xử lý lên đến 50 FPS (Frame Per Second) và có thể triển khai được trong thực tế. Từ đó thực hiện nhiệm vụ phân biệt đối tượng có đeo khẩu trang hay không chính xác và nhanh chóng. Sau khi xác định được những đối tượng không tuân thủ hệ thống sẽ gửi thông tin để xử lý những đối tượng trên. Từ đó giảm thiểu được tỷ lệ lây lan của dịch bệnh một cách chủ động.

Từ khóa: Covid-19, khẩu trang, deep learning, NEU-MASK

1. Giới thiệu

Đại dịch Covid-19 bắt đầu xuất hiện từ cuối tháng 12 năm 2019 với tâm dịch đầu tiên là thành phố Vũ Hán của Trung Quốc và lan rộng ra hầu hết các quốc gia trên thế giới. Tính đến ngày 16 tháng 3 năm 2021, cả thế giới có hơn 120,176,364 người nhiễm bệnh với ba quốc gia có số ca nhiễm nhiều nhất là Mỹ, Ấn Độ và Brazil [1]. Số ca nhiễm vẫn không ngừng tăng lên mỗi ngày, gây ảnh hưởng thiệt hại to lớn về tính mạng con người, tình hình kinh tế chính trị của mỗi quốc gia,... Các nhà chức trách của mỗi quốc gia đã ra quyết định như phong tỏa khu vực có ổ dịch, đóng cửa trường học chuyển sang hình thức học online, giãn cách xã hội, người dân phải giữ khoảng cách khi tiếp xúc với người xung quanh và đặc biệt bắt buộc đeo khẩu trang khi ở nơi công cộng, nơi tập trung đông người. Việc đeo khẩu trang là điều cần thiết để tránh lây bệnh từ tiếp xúc gần với những người có nguy cơ nhiễm bệnh hay những người đã nhiễm bệnh mà chưa có triệu chứng ngay. Tại Việt Nam, không đeo khẩu nơi công cộng, nơi tập trung đông người có thể chịu mức phạt lên tới 2 triệu đồng mỗi lần vi phạm.

Nhận thấy tầm quan trọng của việc đeo khẩu trang và sức ảnh hưởng của nó, chúng tôi đưa ra đề tài nghiên cứu sử dụng phương pháp học sâu với mô hình NEU-MASK để nhận biết đối tượng có chấp hành quy định đeo khẩu trang hay không thông qua camera

giám sát. Sau khi xác định được đối tượng không tuân thủ, hệ thống sẽ lưu lại thông tin để các cơ quan chức năng có thể xử lý kịp thời. Phương pháp này có độ chính xác lên đến 99.41% cùng tốc độ xử lý lên đến 50 FPS nhờ sử dụng bộ công cụ OpenVINO và đã sẵn sàng triển khai trong thực tế. Mô hình này có thể giúp giảm thiểu tối đa việc lây lan dịch bệnh một cách chủ động. Đề tài nghiên cứu này với mục đích mang lại giá trị cho cộng đồng, không chỉ có thể áp dụng tại trường đại học Kinh tế quốc dân mà có thể áp dụng tại các doanh nghiệp có quy mô vừa và nhỏ khác.

2. Tổng quan các nghiên cứu trước

Trước đây, trên thế giới đã có những nghiên cứu về phát hiện đeo khẩu trang. Tuy nhiên, họ mới chỉ tập trung vào độ chính xác của mô hình mà chưa chú ý đến tốc độ xử lý. Điểm hạn chế này đã khiến các dự án khó đưa vào sử dụng trong thực tế.

Theo nghiên cứu phát hiện khẩu trang của nhóm tác giả Arjya Das, Mohammad Wasif Ansari và Rohini Basak sử dụng hai bộ dữ liệu [2]. Bộ dữ liệu thứ nhất bao gồm 690 hình đeo khẩu trang và 686 hình không đeo khẩu trang. Bộ dữ liệu thứ 2 là tập dữ liệu bao gồm cả ảnh đeo và không đeo khẩu trang (835 hình ảnh). Họ sử dụng thư viện mã nguồn mở OpenCV để dự đoán khuôn mặt. Tác giả đã xây dựng mô hình của 2 lớp Conv2d kernel 3x3 với số lượng lần lượt là 200, 100 sau đó là lớp Flatten tiếp theo là 2 lớp Dense với số Neuron đầu ra lần lượt là 64,2. Mô hình nghiên cứu của ba tác giả có độ chính xác của tập dữ liệu 1 là 95,77% và dữ liệu 2 là 94,58%.

Sau đó, một dự án cũng nghiên cứu về vấn đề phát hiện người có đeo khẩu trang hay không của tác giả người Bangladesh là Md. Rafiuzzaman Bhuiyan cùng các cộng sự của mình đạt độ chính xác 96% và 17 FPS [3]. Họ sử dụng 650 hình ảnh bao gồm cả đeo khẩu trang và không đeo khẩu trang. Ở đây nhóm tác giả sử dụng thư viện mã nguồn mở là YOLOv3.

Các tác giả của những nghiên cứu trên vẫn sử dụng phương pháp phát hiện khuôn mặt phổ biến, chưa có sự đổi mới và sáng tạo nhằm cải biến độ chính xác của mô hình hay tốc độ xử lý. Không chỉ vậy, tập dữ liệu để huấn luyện mô hình của các bài nghiên cứu trên còn quá ít, không có tính đa dạng dẫn đến xảy ra sai lệch khi nhận diện khuôn mặt. Mô hình NEU-MASK của chúng tôi được đưa ra nhằm giải quyết những vấn đề trên, với những đóng góp chính:

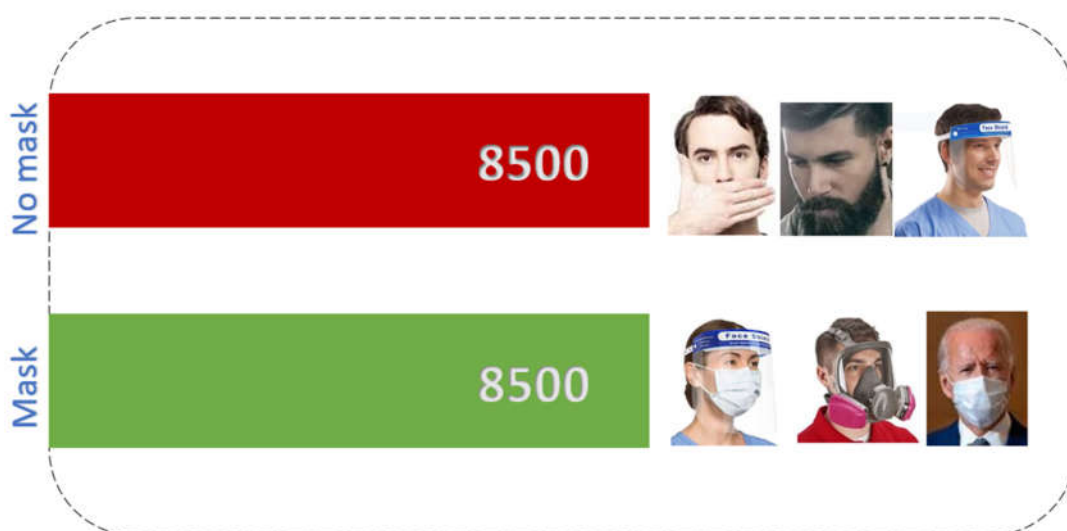
- Cung cấp tập dữ liệu lớn và đa dạng hơn.
- Mô hình có độ chính xác cao, 99.41%.
- Mô hình nhận dạng được là không đeo khẩu trang với các trường hợp cho tay lên che mặt.
- Tốc độ xử lý đạt 50 FPS và sẵn sàng triển khai trong thực tế.

3. Dữ liệu

Tập dữ liệu được sử dụng để đào tạo mô hình là sự kết hợp bởi nhiều nguồn hình ảnh khác nhau. Chủ yếu tập dữ liệu được thu thập trên các nền tảng mạng xã hội lớn như Facebook, Twitter hay các công cụ tìm kiếm nổi bật như Google, Bing, Baidu,... Bên cạnh đó, chúng tôi có một số lượng lớn ảnh được thu thập từ xưởng may 10 với hình ảnh các công nhân đeo khẩu trang được chụp ở nhiều góc độ khác nhau. Không chỉ vậy, nhằm nâng cao tính đa dạng và tăng độ chính xác cho mô hình dự đoán, bộ dữ liệu thu thập hình ảnh với sự khác nhau về quốc gia, độ tuổi, giới tính, góc chụp. Để tránh các

rủi ro sai lệch, chúng tôi đã tìm kiếm và thu thập thêm các hình ảnh người không đeo khẩu trang nhưng lại dùng tay che miệng, hay có râu quai nón để đưa vào tập dữ liệu hình ảnh không đeo khẩu trang.

Từ tập dữ liệu ban đầu chứa rất nhiều hình ảnh bị lặp lại và lộn xộn, chúng tôi đã làm sạch dữ liệu, tiếp đến dùng phương pháp “ultra - lightweight face detection” [4] để cắt ra khuôn mặt người từ hình ảnh ban đầu, sau đó gán nhãn dữ liệu thủ công. Việc làm sạch dữ liệu theo phương pháp thủ công đã loại bỏ các hình ảnh bị hỏng ra khỏi tập dữ liệu, giảm thiểu tối đa các tác động bất lợi khỏi mô hình dự đoán. Bên cạnh đó chúng tôi có sử dụng thêm bộ dữ liệu bao gồm 4095 bức ảnh với 2165 ảnh đeo khẩu trang và 1930 bức ảnh không đeo khẩu trang [5]. Cuối cùng, một tập dữ liệu gồm 2 lớp trong đó có 8500 hình ảnh với nhãn “no mask” và 8500 hình ảnh còn lại có nhãn “mask”. Sự phân bố giữa hai lớp được hiển thị theo hình 1.



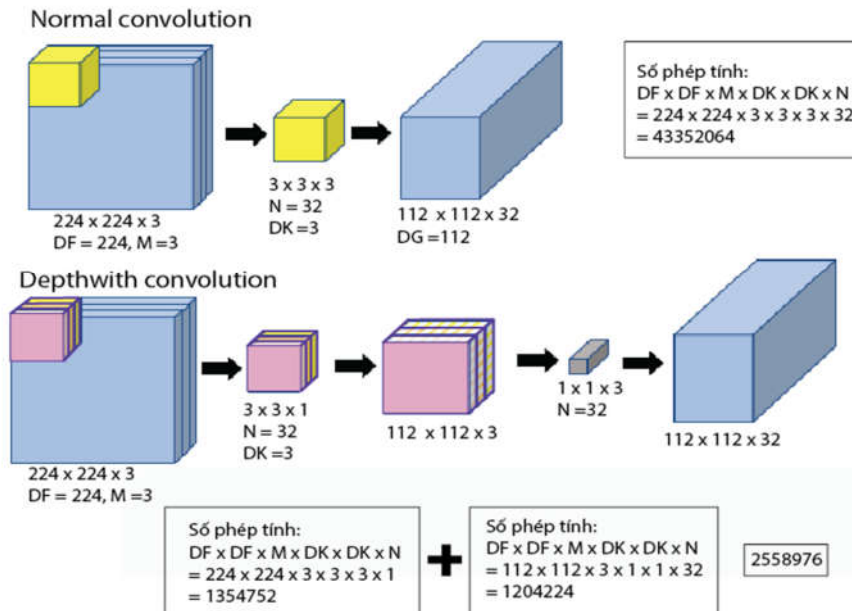
Hình 1: Trực quan hóa tập dữ liệu

Nguồn: Nhóm tác giả xây dựng

4. Phương án đề xuất

Mô hình MobileNet [6] được đề xuất vào năm 2017 đến từ nhóm tác giả của Google. Điểm cải tiến của mô hình là sử dụng một cách tính tích chập có tên Depthwise Separable Convolution để giảm kích thước mô hình và giảm độ phức tạp tính toán. Mô hình MobileNet có ít tham số hơn nên kích thước của mô hình sẽ nhỏ hơn và thời gian tính toán, dự đoán sẽ nhanh hơn. Bên cạnh đó mô hình có ít phép tính cộng trừ nhân chia hơn nên độ phức tạp sẽ nhỏ hơn. Khi so sánh với các mô hình khác thì MobileNet nhẹ hơn và chạy nhanh hơn tuy nhiên độ chính xác thì không giảm đáng kể. Do đó, mô hình sẽ hữu ích khi chạy các ứng dụng trên di động và các thiết bị nhúng.

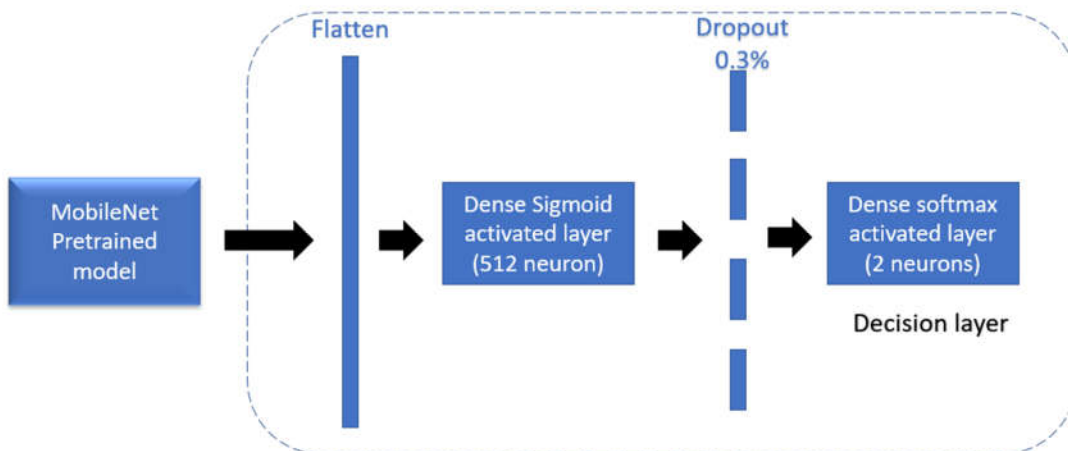
Kiến trúc của MobileNet:



Hình 2: Depthwise Separable Convolution

Nguồn: Nhóm tác giả xây dựng

Chúng tôi sử dụng MobileNet làm mô hình cơ sở cho NEU-MASK. Sau đó Flatten đầu ra của mô hình MobileNet thành dạng vector để cho vào lớp Dense trong Neural Network. Sau đó chúng tôi sử dụng lớp Dense với 512 nơ-ron với hàm kích hoạt Sigmoid. Cuối cùng, chúng tôi sử dụng lớp Dense với một nơ-ron với hàm kích hoạt Softmax để phân loại xem ảnh đầu vào có đeo khẩu trang hay không. Ở giữa hai lớp Dense thì chúng tôi có sử dụng một lớp Dropout với tỉ lệ $p=0.3\%$ để giúp mô hình tránh overfitting.



Hình 3: Kiến trúc NEU-MASK

Nguồn: Nhóm tác giả xây dựng

Trong kiến trúc của NEU-MASK, trọng số của mô hình MobileNet đã được huấn luyện sẵn trên tập dữ liệu ImageNet [7]. Các lớp của mô hình MobileNet được đóng băng lại với mục đích giữ lại được các thuộc tính đã học được từ tập ImageNet và chúng tôi chỉ cho mô hình học và chỉnh sửa hệ số của các lớp mới được thêm vào.

Ngoài ra, chúng tôi còn sử dụng bộ công cụ OpenVINO [8], một bộ công cụ miễn phí hỗ trợ tối ưu hóa mô hình học sâu từ một khuôn khổ và triển khai sử dụng công cụ suy luận trên phần cứng của Intel để tăng tốc độ dự đoán của mô hình.

5. Kết quả

5.1. Phương pháp nghiên cứu:

5.1.1 Accuracy

Độ chính xác là tỉ lệ giữa số điểm được dự đoán đúng và tổng số điểm trong tập dữ liệu kiểm thử.

5.1.2 Precision và Recall

Với bài toán phân loại mà tập dữ liệu của các lớp là chênh lệch nhau rất nhiều, Precision và Recall thường được sử dụng để đánh giá.

| | | Actual | |
|---------|--------------|---------------------|---------------------|
| | | Positive (1) | Negative (0) |
| Predict | Positive (1) | True Positive (TP) | False Positive (FP) |
| | Negative (0) | False Negative (FN) | True Negative (TN) |

Precision được định nghĩa là tỉ lệ số điểm true positive trong số những điểm được phân loại là *positive* (TP + FP).

$$Precision = \frac{TP}{TP + FP}$$

Recall được định nghĩa là tỉ lệ số điểm true positive trong số những điểm thực sự là *positive* (TP + FN).

$$Recall = \frac{TP}{TP + FN}$$

Precision cao đồng nghĩa với việc độ chính xác của các điểm tìm được là cao. Recall cao đồng nghĩa với việc tỷ lệ bỏ sót các điểm thực sự *positive* là thấp.

5.1.3.F1-Score

Là trung bình điều hòa của precision và recall (giả sử rằng hai đại lượng này khác không) với công thức:

$$F_1 = 2 \frac{precision \cdot recall}{precision + recall}$$

Có giá trị trong khoảng (0,1]

Chỉ số F1 càng cao, bộ phân lớp càng tốt.

5.2. Kết quả và đánh giá mô hình

Đầu tiên chúng tôi thử nghiệm các mô hình khác nhau để đánh giá độ chính xác trong bài toán phân loại đeo khẩu trang hay không.

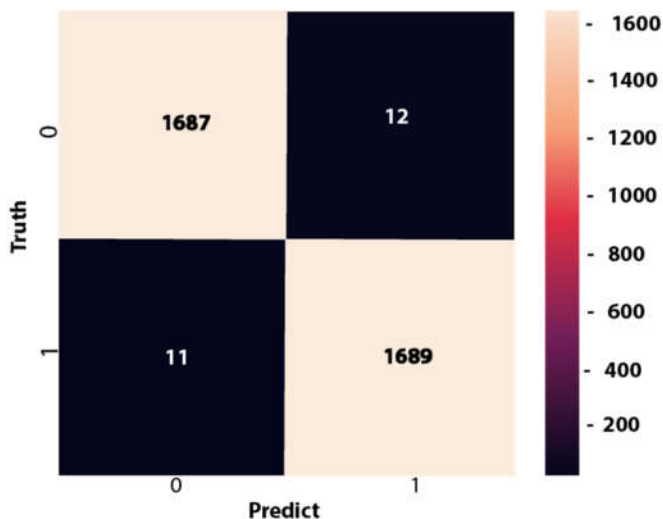
Bảng 1: Kết quả thử nghiệm các mô hình

| Tên model | Độ chính xác | Kích thước | FPS |
|---------------------|--------------|------------|-----|
| 1.Xception | 99.41% | 88MB | 2.7 |
| 2.ResNet50 | 99.47% | 98MB | 2.1 |
| 3.ResNet101 | 99.47% | 171MB | 1.8 |
| 4.ResNet152 | 99.76% | 232MB | 1.4 |
| 5.ResNet50V2 | 99.73% | 98MB | 2.1 |
| 6.ResNet101V2 | 99.67% | 171MB | 1.8 |
| 7.ResNet152V2 | 99.70% | 232MB | 1.4 |
| 8.InceptionV3 | 99.35% | 91MB | 2.2 |
| 9.InceptionResNetV2 | 99.58% | 215MB | 1.6 |
| 10.MobileNet | 99.41% | 16MB | 8.2 |
| 11.MobileNetV2 | 95,82% | 14MB | 8.6 |
| 12.DenseNet121 | 99.05% | 33MB | 5.2 |
| 13. DenseNet169 | 99.00% | 57MB | 4.1 |
| 14. DenseNet201 | 99.26% | 80MB | 3.0 |
| 15.NASNetMobile | 98.39% | 23MB | 7.7 |
| 16.NASNetLarge | 99.41% | 343MB | 1.1 |

Nguồn: Nhóm tác giả tự tính toán và đo đạc

Từ kết quả trên ta thấy mô hình Resnet152 cho độ chính xác tốt nhất với 99,76% nhưng vì mô hình quá nặng với lượng tham số lớn nên để sử dụng trong bài toán thực tế là không khả thi. Do đó chúng tôi cần đánh đổi độ chính xác để lấy tốc độ. Mô hình MobileNetV2 là mô hình nhẹ nhất với kích thước 14MB, tuy nhiên độ chính xác chỉ là

95.82%. Thế nên chúng tôi sẽ lựa chọn mô hình MobileNet với kích thước 16 MB và độ chính xác là 99,41% để dùng trong kiến trúc của NEU-MASK. Đây là confusion matrix của mô hình:



Hình 4: Confusion matrix

Nguồn: Nhóm tác giả tự tính toán và đo đạc

| | precision | recall | f1-score | support |
|--------------|-----------|--------|----------|---------|
| 0 | 0.99 | 0.99 | 0.99 | 1700 |
| 1 | 0.99 | 0.99 | 0.99 | 1700 |
| accuracy | | | 0.99 | 3400 |
| macro avg | 0.99 | 0.99 | 0.99 | 3400 |
| weighted avg | 0.99 | 0.99 | 0.99 | 3400 |

Hình 5: Các số liệu đánh giá bổ sung

Nguồn: Nhóm tác giả tự tính toán và đo đạc

Tuy nhiên mô hình NEU-MASK hiện tại chỉ có tốc độ 8 FPS, nên chúng tôi đã sử dụng thư viện OpenVino để tăng tốc độ xử lý và tính toán. Dưới đây là đánh giá sử dụng OpenVino:

Bảng 2: Tốc độ xử lý của thiết bị

| | CPU | GPU | CPU & GPU |
|-----------------|---------------|---------------|---------------|
| FPS | 32,03 - 35,59 | 47,58 - 49,99 | 43,47 - 44,31 |
| Thời gian xử lý | 0.031 - 0.028 | 0.021 - 0.020 | 0.023 - 0.022 |

Nguồn: Nhóm tác giả tự tính toán và đo đạc

Có thể thấy là tốc độ xử lý đã được tăng lên đáng kể, từ 8 FPS lên đến 32 FPS khi chạy trên CPU và 49 FPS khi chạy trên GPU.

6. Kết luận

Với tình hình đại dịch Covid-19 vẫn đang diễn biến ngày càng phức tạp như hiện nay, đề tài nghiên cứu của chúng tôi mong muốn hỗ trợ, góp phần vào xây dựng chiến lược và biện pháp để đẩy lùi dịch bệnh: sử dụng khẩu trang nhằm mục đích chống lây lan virus Corona cho Việt Nam nói riêng và các nước trên thế giới nói chung. Bằng việc sử dụng phương pháp học sâu, đề tài nghiên cứu này có tác dụng giúp các bộ máy và trung tâm quản lý nhận biết đối tượng đã tuân thủ quy định đeo khẩu trang hay chưa, hạn chế tối đa tỷ lệ lây lan của dịch bệnh. Hơn thế nữa, đề tài nghiên cứu cũng góp một phần lớn trong việc hỗ trợ cộng đồng, không chỉ tại trường đại học Kinh tế quốc dân mà còn có thể áp dụng cho các cơ quan làm việc, khu vực công cộng hay doanh nghiệp có quy mô vừa và nhỏ khác. Không chỉ vậy, qua nghiên cứu này, vấn đề tối ưu về thời gian cũng như tự động hóa việc nhận biết trong việc kiểm soát dịch bệnh cũng được cải thiện một cách đáng kể, đảm bảo độ chính xác và tin cậy với 99,41%. Hy vọng rằng đề tài nghiên cứu áp dụng những công nghệ mới của chúng tôi sẽ là một bước tiến mới trong công cuộc chống lại sự lây lan đại dịch với mong muốn dịch bệnh sẽ được kiểm soát chặt chẽ hơn trong tương lai.

Tài Liệu Tham Khảo

- [1] “TRANG CHỦ - Bộ Y Tế - Trang Tin về Dịch Bệnh Viêm Đường Hô Hấp Cấp COVID-19.” moh.gov.vn, 2020, ncov.moh.gov.vn/.
- [2] Das, Arjya, et al. “Covid-19 Face Mask Detection Using TensorFlow, Keras and OpenCV.” 2020 IEEE 17th India Council International Conference (INDICON), 10 Dec. 2020, 10.1109/indicon49873.2020.9342585.
- [3] Bhuiyan, M. R., et al. “A Deep Learning Based Assistive System to Classify COVID-19 Face Mask for Human Safety with YOLOv3.” IEEE Xplore, 1 July 2020, ieeexplore.ieee.org/abstract/document/9225384. Accessed 18 Mar. 2021.
- [4] linzai. “Linzaer/Ultra-Light-Fast-Generic-Face-Detector-1MB.” GitHub, 17 Mar. 2021, github.com/Linzaer/Ultra-Light-Fast-Generic-Face-Detector-1MB. Accessed 18 Mar. 2021.
- [5] Deb, Chandrika. “Chandrikadeb7/Face-Mask-Detection.” GitHub, 15 Nov. 2020, github.com/chandrikadeb7/Face-Mask-Detection.
- [6] Howard, Andrew G, et al. “MobileNets: Efficient Convolutional Neural Networks for Mobile Vision Applications.” ArXiv.org, 2017, arxiv.org/abs/1704.04861.
- [7] Deng, J. et al., 2009. Imagenet: A large-scale hierarchical image database. In 2009 IEEE conference on computer vision and pattern recognition. pp. 248–255.
- [8] “Opencvtoolkit/Opencvino.” GitHub, 18 Mar. 2021, github.com/opencvtoolkit/opencvino. Accessed 18 Mar. 2021.

THUẬT TOÁN KHAI PHÁ TẬP MỤC THƯỜNG XUYÊN TRONG CƠ SỞ DỮ LIỆU LỚN THÔNG QUA MẪU ĐẠI DIỆN

Nguyễn Hưng Long

Khoa Hệ thống thông tin kinh tế và Thương mại điện tử, Đại học Thương mại

Nguyễn Minh Hoàng

Khoa Toán - Cơ - Tin học, Đại học Khoa học Tự nhiên, Đại học Quốc gia Hà Nội

Tóm tắt

Bài viết đề xuất thuật toán RSFPGrowth khai phá tập mục thường xuyên trong cơ sở dữ liệu lớn thông qua mẫu đại diện. Thuật toán RSFPGrowth cho phép thay vì tìm tập tất cả các tập mục thường xuyên trong cơ sở dữ liệu lớn bằng cách tìm tập chứa hầu hết các tập mục thường xuyên từ tập mẫu đại diện các giao tác. Bởi vì khi cỡ mẫu n cần lấy cho tập mẫu sẽ tăng chậm so với cỡ tổng thể nên độ hiệu quả của việc khai phá tập mục thường xuyên thông qua lấy mẫu đại diện các giao tác sẽ càng cao khi kích thước của cơ sở dữ liệu ban đầu càng lớn.

Từ khóa: Khai phá dữ liệu, tập mục thường xuyên, cơ sở dữ liệu, mẫu đại diện, FP-Growth

1. Mở đầu

Trong những năm gần đây, khai phá dữ liệu (KPD) đã trở thành đề tài thu hút sự quan tâm của nhiều nhà nghiên cứu và đã được ứng dụng thành công trong mọi mặt của đời sống - xã hội. Khai phá dữ liệu được định nghĩa là quá trình trích lọc không tầm thường những thông tin hữu ích chưa biết từ các cơ sở dữ liệu (CSDL) lớn (có chứa đến hàng vạn, triệu các giao tác).

Khai phá tập mục thường xuyên (TMTX) được biết đến như là bài toán con của bài toán khai phá dữ liệu và đã được giới thiệu lần đầu tiên vào năm 1993 bởi Agrawal R. và Srikant R. [5, 6], thuộc Trung tâm nghiên cứu Almaden của IBM (Mỹ), nhằm phân tích CSDL bán hàng tại siêu thị. Qua quá trình phân tích sẽ giúp cho nhà phân tích lựa chọn các phương án tốt nhất trong hoạt động kinh doanh của siêu thị. Để giải quyết bài toán này, các tác giả đề xuất thuật toán Apriori. Tại hội nghị quốc tế về khai phá dữ liệu vào tháng 12 năm 2006 đã đánh giá thuật toán Apriori đứng trong *top 10 thuật toán khai phá dữ liệu* [9]. Hiện đã có nhiều nghiên cứu, xây dựng các thuật toán khai phá TMTX được dựa trên thuật toán Apriori (gọi là các thuật toán kiểu Apriori). Thuật toán Apriori và các thuật toán kiểu Apriori có hai nhược điểm lớn: Phải sinh ra khối lượng khổng lồ các tập ứng viên và duyệt CSDL giao tác nhiều lần.

TMTX là công cụ hiệu quả để khai phá các luật kết hợp (association rule), tập mục đóng (closed itemset), tập mục tuần tự (sequential itemset), các phụ thuộc hàm (functional dependencies), ...

Để khắc phục hạn chế của thuật toán Apriori, Han J. và cộng sự [7, 8] tại Trường Đại học Simon Fraser (Canada) đã đề xuất thuật toán FP-growth. Thuật toán FP-growth khai phá TMTX được xây dựng dựa trên những kỹ thuật cơ bản sau: (1) Nén toàn bộ CSDL giao tác lên một cấu trúc cây, gọi là cây FP-tree, nhờ đó giảm chi phí cho số lần duyệt CSDL giao tác trong quá trình khai phá. (2) Dùng phương pháp chia để trị (divide-

and-conquer), bằng cách trong quá trình xây dựng và khai phá dữ liệu được chia làm thành các bài toán nhỏ hơn, theo nghĩa xây dựng các cây FP-tree có điều kiện và khai phá các TMTX trên các cây FP-tree có điều kiện đã được tạo ra. Do vậy, quá trình khai phá cây được phát triển dần các mẫu mà không sinh ra nhiều các tập mục ứng viên và nó sẽ làm giảm khối lượng thời gian tính toán. Quá trình khai phá TMTX được thực hiện theo hai pha: Pha xây dựng cây FP-tree và pha khai phá cây FP-tree bằng thuật toán FP-growth.

Mặc dù thuật toán FP-growth có những ưu điểm (về tổ chức dữ liệu, bộ nhớ, thời gian tính toán) hơn thuật toán Apriori nhưng đối với CSDL giao tác lớn cần khai phá sẽ không hiệu quả.

Để có thể áp dụng thuật toán FP-growth trên các CSDL kích thước lớn, trong bài viết này chúng tôi trình bày một phương pháp tiếp cận xấp xỉ. Thay vì tìm tập TMTX trong CSDL cần khai phá, ta sẽ tìm tập chứa hầu hết các tập mục từ CSDL mẫu đại diện. Độ hiệu quả của việc khai phá thông qua lấy mẫu sẽ càng cao khi kích thước của CSDL ban đầu càng lớn, bởi vì cỡ mẫu n cần lấy tăng chậm so với cỡ tổng thể.

Nội dung tiếp theo của bài viết là như sau: Mục 2 giới thiệu về mô hình bài toán và thuật toán FP-Growth khai phá TMTX trong CSDL giao tác; Mục 3 trình bày phương pháp tiếp cận xấp xỉ: khai phá TMTX thông qua khai phá mẫu đại diện và cuối cùng là kết luận.

2. Khai phá tập mục thường xuyên trong csdl giao tác và thuật toán fp-growth

2.1. Bài toán khai phá tập mục thường xuyên trong CSDL giao tác [5, 6]

Định nghĩa 1. Cho $I = \{i_1, i_2, \dots, i_n\}$ là tập các phần tử. Mỗi phần tử trong I được gọi là một mục (item). Một tập con $X \subseteq I$ được gọi là một tập mục (itemset). Số phần tử trong X kí hiệu là $\text{Card}(X)$. Nếu $\text{Card}(X) = k$, ($k \in \mathbb{Z}$) thì X được gọi là k -tập mục. Nếu $\text{Card}(X)=1$ thì X là 1-tập mục hay còn được gọi là mục đơn.

Để đơn giản, thay vì viết k -tập mục $\{i_1, i_2, \dots, i_k\}$ đôi khi ta viết $i_1 i_2 \dots i_k$. Chẳng hạn, tập mục $\{a, b, c\}$ được viết ngắn gọn là abc .

Định nghĩa 2. Một giao tác (transaction) là một bộ $T = \langle TID \ D \ X \rangle$, với TID là định danh giao tác (transaction identifier) duy nhất và $X \subseteq I$ là một tập mục. Giao tác T gọi là chứa tập mục Y nếu $Y \subseteq T$.

Định nghĩa 3. CSDL giao tác (transaction database) là một tập các giao tác $TDB = \{T_1, T_2, \dots, T_m\}$.

Biểu diễn CSDL giao tác ngang : CSDL là một tập các giao tác. Trong đó, mỗi giao tác bao gồm một định danh (thứ tự) TID và một danh sách các mục.

Ví dụ. Trong Bảng 1 dưới đây là biểu diễn ngang của CSDL giao tác.

Bảng 1. Biểu diễn ngang của CSDL giao tác

| TID | Tập các mục |
|-----|-------------|
| T1 | abcdef |
| T2 | bcefh |
| T3 | acdefgh |

Định nghĩa 4. Cho $I = \{i_1, i_2, \dots, i_n\}$ là tập các mục và tập mục $X \subseteq I$. Ta gọi độ hỗ trợ (support) của X trong CSDL giao tác DT được ký hiệu $\text{supp}(X)$, là tỷ lệ phần trăm các giao tác trong DT chứa X , tức là:

$$\text{supp}(X) = \frac{\text{card}(\{T \in DT | X \subseteq T\})}{\text{card}(DT)}$$

Với $\text{card}(DT)$ là số các giao tác của DT .

Ta có: $0 \leq \text{supp}(X) \leq 1, \forall X \subseteq I$.

Định nghĩa 5. Cho tập mục $X \subseteq I$ và ngưỡng độ hỗ trợ tối thiểu minsupp (minimum support) được xác định bởi người dùng, $0 < \text{minsupp} \leq 1$. Nếu $\text{supp}(X) \geq \text{minsupp}$ thì X được gọi là TMTX (frequent itemset) với độ hỗ trợ tối thiểu minsupp , hay ta nói X thỏa minsupp , trường hợp ngược lại ta nói X là tập không thường xuyên (infrequent itemset), hay ta nói X không thỏa minsupp .

2.2. Thuật toán FP-growth

Nội dung thuật toán FP-growth [7, 8] với ý tưởng chính như sau:

- Nén toàn bộ các giao tác lên một cấu trúc cây, gọi là cây FP-tree, nhờ đó giảm chi phí cho số lần duyệt CSDL giao tác. Mỗi nút trong cây FP-tree có một mục, các nút chúng được sắp xếp để tiện cho việc chèn các giao tác lên cây và các nút xuất hiện thường xuyên dễ dàng chia sẻ với các nút ít xuất hiện hơn, đồng thời các nút không thường xuyên sẽ bị sớm loại bỏ mà không làm ảnh hưởng kết quả khai phá. Bước này chỉ cần duyệt CSDL giao tác một lần.

- Áp dụng phương pháp chia để trị (divide and conquer). Quá trình khai phá dữ liệu được chia làm thành các phần việc nhỏ hơn, ở đó tiến hành xây dựng các cây FP-tree có điều kiện và khai phá các TMTX trên các cây FP-tree có điều kiện đã được tạo ra. Do vậy, quá trình khai phá cây được phát triển dần các mẫu mà không sinh ra nhiều tập mục ứng viên và đồng thời sẽ làm giảm khối lượng tính toán. Bước xây dựng cây FP-tree chỉ cần duyệt thêm một lần trên CSDL giao tác.

- Quá trình khai phá thực hiện theo hai pha chính: (1) Xây dựng cấu trúc cây FP-tree; (2) Khai phá cây FP-tree bởi thuật toán FP-growth.

3. Khai phá tập mục thường xuyên thông qua mẫu đại diện

Thuật toán FP-growth có ưu điểm hơn thuật toán Apriori [7], nhưng nếu khai thác trên các CSDL lớn thì thuật toán FP-growth sẽ không hiệu quả. Để áp dụng thuật toán FP-growth trên các CSDL lớn chúng tôi đề nghị phương pháp tiếp cận xấp xỉ. Thay vì tìm tập tất cả các TMTX trong CSDL cần khai phá, ta sẽ tìm tập chứa hầu hết các tập mục này từ CSDL mẫu đại diện [1, 2, 3]

Trên thực tế các đối tượng cùng loại mà các nhà thống kê quan tâm nghiên cứu được gọi là tổng thể. Tổng thể thường bao gồm một số lượng lớn, có khi rất lớn các đối tượng. Nghiên cứu toàn bộ đối tượng trong tổng thể là việc làm khó khăn hoặc không thể thực hiện được, chưa kể là có khi không có nghĩa. Vì vậy người ta thường dùng phương pháp chọn mẫu, tức là từ một tổng thể có N đối tượng (N được gọi là kích thước của tổng thể) rút ra n đối tượng (n được gọi là kích thước mẫu), tiến hành nghiên cứu trên mẫu đó rồi căn cứ vào kết quả thu được mà suy rộng ra cho tổng thể. Các kết quả suy rộng này không thể tránh khỏi những sai lệch. Độ lớn của các sai lệch phụ thuộc

vào hai yếu tố cơ bản là phương pháp chọn mẫu và kích thước mẫu. Vì vậy, vấn đề quan trọng là làm sao đảm bảo cho mẫu phải phản ánh đúng đắn cấu trúc của tổng thể, tức là mẫu phải mang tính đại diện để cho sai lệch do chọn mẫu càng nhỏ càng tốt. Kích thước mẫu càng lớn, thì tính đại diện của mẫu càng cao, tuy nhiên khi đó chi phí cũng sẽ càng lớn [1, 2, 3].

Trong thực hành, tùy vào tình huống cụ thể, người ta có thể áp dụng những phương pháp chọn mẫu khác nhau. Mỗi phương pháp đều có ưu điểm và nhược điểm riêng. Có một số phương pháp chọn mẫu sau: Chọn mẫu ngẫu nhiên đơn giản (Simple Random Sampling); Chọn mẫu ngẫu nhiên phân vùng (Stratified Random Sampling); Chọn mẫu có hệ thống (Systematic Sampling); ... [1, 2, 3]

Để chọn mẫu khai phá dữ liệu, người ta thường sử dụng phương pháp chọn mẫu ngẫu nhiên đơn giản (không hoàn lại), vì những lý do sau: (1) Dễ mô phỏng và cài đặt. (2) Việc chọn mẫu ngẫu nhiên đơn giản có thể mô phỏng và thực hiện bằng cách sử dụng các thuật toán (hàm) tạo số ngẫu nhiên. (3) Ước lượng tỷ lệ dựa trên mẫu ngẫu nhiên đơn giản là ước lượng không chệch. (4) Không cần có bất kỳ một thông tin tiên nghiệm nào về quần thể [1, 2, 3].

3.1. Xác định cỡ mẫu trong cơ sở dữ liệu giao tác

Tư tưởng chính của thuật toán là như sau: Trước tiên, từ CSDL giao tác ban đầu, chọn một mẫu ngẫu nhiên đơn giản các giao tác. Sau đó, áp dụng thuật toán FP-growth [7, 8] khai phá TMTX trên CSDL mẫu. Trong [1, 4] đã phân tích, chỉ ra việc chọn mẫu ngẫu nhiên đơn giản như dưới đây:

Xác định cỡ mẫu

Giả sử CSDL DT bao gồm N giao tác, trong đó có SC(DT,X) giao tác chứa tập mục X. Khi đó xác suất để một giao tác chứa X là $p = \text{sup}(X) = \text{SC}(DT,X)/N$.

Ký hiệu S là mẫu gồm n giao tác được chọn lần lượt bằng phương pháp chọn ngẫu nhiên không hoàn lại từ DT.

Gọi SC(S,X) là số giao tác trong S chứa tập mục X. Khi đó SC(S,X) tuân theo luật phân phối siêu bội với hàm xác suất:

$$\Pr(\text{SC}(S,X) = k) = \frac{C_{Np}^k C_{N-Np}^{n-k}}{C_N^n}, k = 0, 1, \dots, n \quad (1)$$

Giá trị kỳ vọng, phương sai của SC(S,X) lần lượt là [1]:

$$E(\text{SC}(S,X)) = n \quad (2)$$

$$V(\text{SC}(S,X)) = \left(1 - \frac{n-1}{N-1}\right) np(1-p) \approx \left(1 - \frac{n}{N}\right) np(1-p) \quad (3)$$

Với mẫu cỡ n, người ta thường lấy $\hat{p} = \text{SC}(S,X)/n$ làm giá trị ước lượng cho xác suất p (tức support(DT,X)). Từ (2) và (3) suy ra:

$$E(\hat{p}) = p \quad (4)$$

$$V(\hat{p}) = \left(1 - \frac{n-1}{N-1}\right) \frac{p(1-p)}{n} \approx \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{p(1-p)}{n} \quad (5)$$

Vì $E(\hat{p}) = p$, \hat{p} là một ước lượng không chệch của p.

Trong [1] đã chứng minh được rằng, khi n đủ lớn ($n \geq 30$), đại lượng ngẫu nhiên chuẩn hóa

$$Z = \frac{p - \hat{p}}{\sqrt{\left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{p(1-p)}{n}}} \quad (6)$$

sẽ có phân phối tiệm cận phân phối chuẩn chuẩn tắc $\mathcal{N}(0,1)$ với hàm phân phối:

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad (7)$$

Giả sử với sai số tuyệt đối d và xác suất rủi ro α cho trước, ta muốn ước lượng xác suất p bằng \hat{p} sao cho

$$Pr(|p - \hat{p}| < d) = 1 - \alpha \quad (8)$$

Ký hiệu $z_{1-\alpha/2}$ là phân vị mức $1 - \alpha/2$ của đại lượng Z có phân phối (3.7), nghĩa là $z_{1-\alpha/2}$ là giá trị thỏa mãn hệ thức:

$$Pr\left(Z < z_{1-\alpha/2}\right) = 1 - \frac{\alpha}{2} \quad (9)$$

Khi đó

$$Pr\left(|Z| < z_{1-\alpha/2}\right) = 1 - \alpha \quad (10)$$

Kết hợp các hệ thức (6), (8) và (9) suy ra, nếu muốn ước lượng p với sai số tuyệt đối d và xác suất rủi ro α cho trước thì cỡ mẫu n phải thỏa hệ thức:

$$d = z_{1-\alpha/2} \sqrt{\left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{p(1-p)}{n}} \quad (11)$$

Hay
$$n = \frac{Np(1-p)z_{1-\alpha/2}^2}{p(1-p)z_{1-\alpha/2}^2 + d^2N} \quad (12)$$

Trong công thức (11), p là giá trị chưa biết, cần ước lượng. Tuy vậy, vì tích $p(1-p)$ đạt cực đại là $1/4$ khi $p=1/2$, ta có thể lấy

$$n = \max_{0 \leq p \leq 1} \frac{Np(1-p)z_{1-\alpha/2}^2}{p(1-p)z_{1-\alpha/2}^2 + d^2N} = \frac{Nz_{1-\alpha/2}^2}{4d^2N + z_{1-\alpha/2}^2} \quad (13)$$

Do cỡ mẫu là số nguyên, nên lấy

$$n = \left\lceil \frac{Nz_{1-\alpha/2}^2}{4d^2N + z_{1-\alpha/2}^2} \right\rceil \quad (14)$$

3.2. Thuật toán khai phá TMTX trong CSDL giao tác thông qua mẫu đại diện

3.2.1. Ý tưởng chính

Với cỡ mẫu n xác định theo (14), việc lấy mẫu S từ CSDL giao tác DT được tiến hành như sau:

- Đánh số thứ tự tất cả các giao tác trong DT.
- Tạo n số nguyên ngẫu nhiên khác nhau trong khoảng $[1, N]$,
- Lấy CSDL mẫu S là tập n giao tác có số thứ tự là các số nguyên ngẫu nhiên đã tạo được.

Trong thực hành, sai số tuyệt đối d và rủi ro α thường được chọn tương ứng là 0.05 và 0.01.

3.2.2. Thuật toán RSFPGrowth

Bảng 2. Bảng các kí hiệu trong thuật toán RSFPGrowth

| Ký hiệu | Ý nghĩa |
|----------|--|
| DT | CSDL giao tác ban đầu |
| minsupp | Độ hỗ trợ tối thiểu |
| Z | Phân vị mức $1 - \alpha/2$ của phân phối chuẩn chuẩn tắc (tức là giá trị $z_{1-\alpha/2}$ của $\mathcal{N}(0,1)$) |
| α | Độ rủi ro |
| d | Cận trên của sai số |
| N | Tổng số giao tác trong CSDL ban đầu |
| n | Cỡ mẫu |
| S | Tập các giao tác được chọn vào mẫu |

Nội dung thuật toán RSFPGrowth khai phá TMTX trên CSDL mẫu như sau:

Input: CSDL DT, tổng số giao tác N trong CSDL giao tác, cỡ mẫu n, hai ngưỡng hỗ trợ minsupp, cận trên của sai số d, độ rủi ro α .

Output: Tập các TMTX.

Method: Thuật toán RSFPGrowth

- 1) **if** $n \geq 30$
- 2)
- 3) {
- 4) $z = \text{Calculate}(\alpha)$;
- 5) $n = \left\lceil \left\lfloor \frac{Nz^2}{4d^2N + z^2} \right\rfloor \right\rceil$
- 6) **for** ($i = 1$; $i \leq n$; $i++$) **do**
- 7) $a(i) = \text{GenRandom}(N)$;
- 8) **sort**(a);
- 9) **for each** transaction T_i in DT ($i = 1, 2, \dots, N$) **do**
- 10) **if** ($i = a[i]$) **then** $S = S \cup T_i$;
- 11) **execute** FP-Growth;
- 12) }
- 13) **else**
- 14) **execute** FP-Growth;

15) end.

Các thủ tục trong RSFPGrowth là như sau:

Calculate(α): Tính $z = z_{1-\alpha/2}$ là phân vị mức $\alpha/2$ của phân phối chuẩn tắc $\mathcal{N}(0,1)$.

GenRandom(N): Tạo số nguyên ngẫu nhiên trong khoảng từ 1 đến N.

sort(a): Sắp xếp các phần tử của mảng a theo thứ tự giá trị tăng dần.

execute FP-Growth: Thực hiện thủ tục FPGrowth trên CSDL mẫu S.

3.2.3. Ví dụ

Để đơn giản cho quá trình xử lý tính toán của ví dụ. Trong ví dụ này chúng tôi giả sử có một CSDL lớn và sau khi chọn mẫu xong, đánh số định danh các giao tác ta được CSDL giao tác gồm 10 giao tác như trong bảng 3 dưới đây:

Bảng 3. Bảng CSDL giao tác

| TID | Tập các mục |
|-----|-------------|
| 1 | a c d e f |
| 2 | b c f |
| 3 | a b c d e |
| 4 | d e f |
| 5 | a d e |
| 6 | a b c e |
| 7 | c d e f |
| 8 | a b c d e |
| 9 | a c e |
| 10 | a c d e |

Hãy tìm TMTX từ CSDL giao tác trên với ngưỡng độ hỗ trợ tối thiểu $\text{minsupp}=5$.

Quá trình thực hiện thuật toán FP-growth được mô tả như hai pha dưới đây.

Pha 1: Xây dựng cây FP-tree.

Ý tưởng chính: Duyệt một lần CSDL giao tác để tính độ hỗ trợ của các mục đơn, loại bỏ các mục đơn không thỏa mãn ngưỡng độ hỗ trợ tối thiểu minsupp . Tiếp đến, duyệt lại một lần CSDL giao tác, loại bỏ các mục không thường xuyên trong các giao tác và sắp xếp các mục theo thứ tự giảm dần của độ hỗ trợ, sau đó chèn lần lượt các giao tác lên cây FP-tree.

Duyệt CSDL lần thứ nhất, tính độ hỗ trợ của các mục đơn, ta có:

$SC(a) = 7$; $SC(b) = 8$; $SC(c) = 6$; $SC(d) = 2$; $SC(e) = 3$.

Mục “d” bị loại do không thỏa $\text{minsupp}=3$. Vậy $L = \{a, b, c, e\}$.

Sắp xếp các mục theo thứ tự giảm dần của độ hỗ trợ được bảng 4:

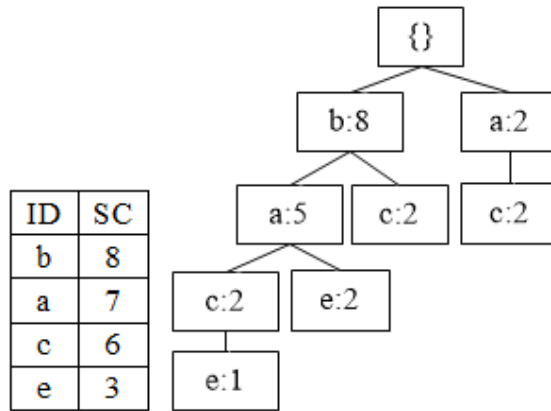
Bảng 4. Các mục đơn sau khi đã sắp xếp giảm dần theo độ hỗ trợ

| Các mục | SC |
|---------|----|
| b | 8 |
| a | 7 |
| c | 6 |
| e | 3 |
| d | 2 |

Duyệt CSDL giao tác lần thứ hai, loại bỏ các mục không thường xuyên trong các giao tác và sắp xếp lại các mục theo thứ tự giảm dần của độ hỗ trợ ta được bảng 8. Chèn các giao tác Bảng lên cây FP-tree, ta thu được cây bởi hình 1.

Bảng 5. Sắp xếp các 1-tập mục thường xuyên theo thứ tự giảm dần

| TID | Tập các mục |
|-----|-------------|
| 1 | b a e |
| 2 | b a c e |
| 3 | b c |
| 4 | b a |
| 5 | a c |
| 6 | b c |
| 7 | a c |
| 8 | b |
| 9 | b a c |
| 10 | b a e |



Hình 8. Cây FP-tree sau khi chèn các giao tác của bảng 6

Pha 2: Khai phá cây FP-tree bởi thuật toán FP-growth.

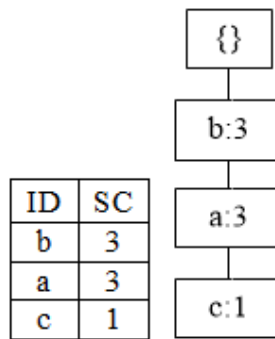
Ý tưởng chính: Xét trong bảng đầu mục của cây FP-tree lần lượt các mục từ dưới lên, với mỗi mục xây dựng cây điều kiện, khai phá cây điều kiện cho mục này, loại bỏ cây điều kiện sau khi khai phá xong. Xây dựng, khai phá và loại bỏ cây điều kiện cho mục tiếp theo. Quá trình sẽ kết thúc sau khi xét tất cả các mục trong bảng đầu mục.

Qui trình thực hiện xây dựng, khai phá cây FP-tree xét lần lượt các mục “e”, “c”, “a”, “b” (theo thứ từ dưới lên trong bảng đầu mục).

- Xây dựng và khai phá cây điều kiện của “e”:

CSDL điều kiện của “e” bao gồm các nhánh tiền tố {bac: 1; ba: 2}.

Từ CSDL điều kiện ta có cây FP-tree cho mục “e” trong hình 2



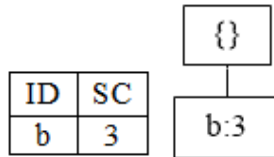
Hình 2. Cây FP-tree(e)

Từ bảng đầu mục ta có 2-tập mục ứng viên xuất hiện cùng với “e” và độ hỗ trợ tương ứng là {ae: 3; be: 3; ce: 1}. Tập mục “ce” không thỏa minsupp.

Nhập “ae” và “be” vào L, ta được $L = \{a, b, c, e, ae, be\}$.

Tiếp tục khai phá bằng cách phát triển dần 2-tập mục “ae” và “be”.

Khai phá cây điều kiện của “ae”, có một 3-tập mục ứng viên “bae” với độ hỗ trợ 3 thỏa minsupp.



Hình 3. Cây FP-tree(ae)

Khai phá cây điều kiện của “be”, thu được cây rỗng.

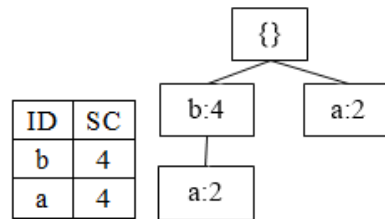
Vậy ta thu được $L = \{a, b, c, d, e, ae, be, bae\}$.

Xóa tất cả các nút “e” trên cây FP-tree và cây điều kiện của “e”.

- Xây dựng và khai phá cây điều kiện của “c”:

CSDL điều kiện của “c” bao gồm các nhánh tiền tố $\{ba: 2; b: 2, a: 2\}$.

Từ CSDL điều kiện ta có cây FP-tree cho mục “c” trong hình 4.



Hình 4. Cây FP-tree(c)

Từ bảng đầu mục ta có các 2-tập mục ứng viên xuất hiện cùng với “c” và độ hỗ trợ tương ứng là $\langle ac: 4; bc: 4 \rangle$, đều thỏa minsupp được nhập vào L.

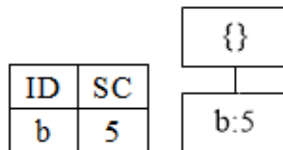
Tiếp tục khai phá cây điều kiện của “ac”, thu được một 3-tập mục “bac” với độ hỗ trợ là 2, không thỏa minsupp, khai phá cây điều kiện của “bc” ta thu được cây rỗng.

Vậy ta được $L = \{a, b, c, e, ae, be, bae, ac, bc\}$.

Xóa tất cả các nút “c” trên cây FP-tree và cây điều kiện của “c”.

- Xây dựng và khai phá cây điều kiện của “a”:

CSDL của “a” có một nhánh tiền tố $\{b: 5\}$. Ta có cây FP-tree cho mục “a” như hình 5.



Hình 5. Cây FP-tree(a)

Dễ thấy chỉ có một 2-tập mục ứng viên “ba” với độ hỗ trợ là 5, thỏa mãn minsupp. Khai phá cây điều kiện của tập mục “ba” được cây rỗng.

Vậy ta được $L = \{a, b, c, e, ae, be, bae, ac, bc, ba\}$.

Xóa tất cả các nút “a” trên cây FP-tree và cây điều kiện của “a”.

- Xây dựng và khai phá cây điều kiện của “b”:

Ta thu được cây rỗng.

Cuối cùng ta thu được TMTX cùng với độ hỗ trợ như sau:

$$L = \{a: 7, b: 8, c: 6, e: 3, ae: 3, be: 3, bae: 3, ac: 4, bc: 4, ba: 5\}.$$

Kết luận

Trong bài viết này chúng tôi đề xuất thuật toán RSFPGrowth khai phá TMTX trong CSDL lớn thông qua mẫu đại diện. RSFPGrowth cho phép thay vì tìm tập tất cả các TMTX trong CSDL lớn bằng cách tìm tập chứa hầu hết các TMTX từ tập mẫu đại diện các giao tác. Độ hiệu quả của việc khai phá thông qua lấy mẫu sẽ càng cao khi kích thước của CSDL ban đầu càng lớn, bởi vì cỡ mẫu n cần lấy tăng chậm so với cỡ tổng thể.

Thuật toán RSFPGrowth là công cụ hiệu quả để khai phá các luật kết hợp (association rule), tập mục đóng (closed itemset), tập mục tuần tự (sequential itemset), các phụ thuộc hàm (functional dependencies), ...

Thuật toán RSFPGrowth có thể áp dụng cho các bài toán khác nhau trong thực tiễn như: phân tích đầu tư chứng khoán, phân tích giỏ hàng của siêu thị, phân tích các dòng kích hoạt web, ...

Tài liệu tham khảo

- [1] Trần Tuấn Điệp, Lý Hoàng Tú (2003). *Giáo trình lý thuyết xác suất và thống kê toán học*, NXB Giao thông Vận tải, Hà Nội.
- [2] Trần Doán Phú (2008), *Lý thuyết xác suất và Thống kê toán*, NXB Thống kê.
- [3] Đặng Hùng Thắng (2009), *Thống kê và ứng dụng*, NXB Giáo dục
- [4] Nguyễn Hưng Long (2012), Khai phá tập mục thường xuyên thông qua mẫu đại diện, *Kỷ yếu Hội thảo quốc gia lần thứ XV, Một số vấn đề chọn lọc của Công nghệ thông tin và truyền thông – Hà Nội, 03-04/12/2012*.
- [5] Aggarwal, C. In C. Aggarwal (Ed.) (2007), *Data Streams: Models and algorithms*. Springer,
- [6] Agrawal R., Srikant, R., (1994), Fast Algorithms for Mining Association Rules. In: *20th Int. Conf. on Very Large Data Bases (VLDB)*, pp. 487–499.
- [7] Han J., and Kamber M. (2000), *Data Mining: Concepts and Techniques*, Morgan Kanufmann.
- [8] Han J., Pei J., Yin Y., Mao R., (2004), Mining frequent patterns without candidate generation: a frequent-pattern tree approach, *Data Mining and Knowledge Discovery* 8, pp. 53–87,.
- [9] Wu X, Kumar V., Ross Q. J., Ghosh J., Yang Q., Motoda H., McLachlan G. J., Angus Ng., Liu B., Yu P. S., Zhou Z. H., Steinbach M., Hand D. J., Steinberg D., (2008), Top 10 algorithm in data mining, *Knowledge and Information Systems*, pp. 1-37.

ĐO LƯỜNG CHẤT LƯỢNG DỊCH VỤ CỦA CÔNG TY TNHH XÂY DỰNG KIẾN TRÚC NHÀ TA VỚI KHÁCH HÀNG CÁ NHÂN TẠI KHU VỰC HÀ NỘI VÀ MỘT SỐ TỈNH THÀNH LÂN CẬN

Ths. Lê Văn Hùng, Ths. Nguyễn Thanh Thủy, Ths. Lê Thanh Phúc
Khoa Hệ thống Thông tin Quản lý – Học viện Ngân hàng

Tóm tắt

Chất lượng dịch vụ luôn là mối quan tâm hàng đầu của các nhà quản trị doanh nghiệp. Tuy nhiên, thực tế quản trị trong các doanh nghiệp cho thấy việc đánh giá, giám sát và đo lường chất lượng dịch vụ một cách thường xuyên, đảm bảo không sai sót trong cung cấp dịch vụ, đặc biệt là đối với các giao diện dịch vụ thực luôn là vấn đề thách thức. Trong bài nghiên cứu này, tôi dựa trên tập khách hàng cá nhân ở Hà Nội, Hòa Bình, Bắc Ninh, Vĩnh Phúc và Hà Nam từ năm 2016-2019 của công ty TNHH Xây dựng Kiến trúc Nhà ta để đo lường chất lượng các dịch vụ mà công ty cung ứng, đề từ đó đưa ra các khuyến nghị giúp cải thiện chất lượng dịch vụ cho công ty.

Từ khóa: chất lượng dịch vụ, tin cậy, khoảng cách, đo lường, SERVQUAL, sự hài lòng khách hàng.

1. Mở đầu

Trong hai thập kỷ qua, bối cảnh kinh doanh đã thay đổi đáng kể. Sự trao đổi, chia sẻ thông tin diễn ra nhanh chóng, thuận tiện hơn trước hỗ trợ tích cực cho việc duy trì mối quan hệ rộng khắp với các đối tác thương mại và mạng lưới khách hàng. Bên cạnh đó, sức ép từ thị trường cạnh tranh gay gắt buộc doanh nghiệp phải thay đổi sản phẩm, dịch vụ một cách linh hoạt và hiệu quả; đồng thời phải chú trọng giới thiệu sản phẩm, dịch vụ mới nhằm đáp ứng nhanh chóng nhu cầu khách hàng. Chất lượng dịch vụ được xem là phương thức tiếp cận quan trọng trong quản lý kinh doanh nhằm đảm bảo sự hài lòng của khách hàng, đồng thời giúp tăng khả năng cạnh tranh và hiệu quả của ngành (Arun Kumar G., Manjunath S. J. và Naveen Kumar H., 2012).

Theo Hiệp hội Chất lượng Hoa Kỳ (ASQ), chất lượng là toàn bộ các tính năng và đặc điểm mà một sản phẩm hay dịch vụ đem lại nhằm đáp ứng những nhu cầu đặt ra từ khách hàng. Parasuraman và cộng sự (1985) cho rằng chất lượng dịch vụ là khoảng cách giữa sự mong đợi của khách hàng và nhận thức của họ khi đã sử dụng qua dịch vụ. Theo quan điểm của Philip Kotler và cộng sự (2005), chất lượng dịch vụ được định nghĩa là khả năng của một dịch vụ bao gồm độ bền tổng thể, độ tin cậy, độ chính xác, sự dễ vận hành, dễ sửa chữa và các thuộc tính có giá trị khác để thực hiện các chức năng của nó. Ngoài ra, do môi trường văn hóa khác nhau, người tiêu dùng ở mỗi quốc gia khác nhau có thể có nhận thức khác nhau về chất lượng dịch vụ ở mỗi loại hình dịch vụ khác nhau (Malhotra và cộng sự, 2005; Nguyễn Thị Mai Trang, 2006).

Trong bối cảnh nghiên cứu hiện nay, đánh giá chất lượng dịch vụ là vấn đề thu hút rất nhiều sự quan tâm của giới nghiên cứu cũng như doanh nghiệp. Kể từ thập niên 1980, các nhà khoa học đã bắt đầu nghiên cứu cơ sở lý thuyết và đề xuất một số mô hình

thực chứng (empirical model) về đánh giá chất lượng dịch vụ. Điển hình là các đề xuất của Gronroos (1984), Parasuraman và cộng sự (1985). Từ sau năm 1990 và trong thập kỷ đầu của thế kỷ XXI, các nhà khoa học như Cronin và Taylor (1992), Sweeney và cộng sự (1997), Dabholkar và cộng sự (2000) đã phát triển các khung phân tích đánh giá chất lượng dịch vụ với nhiều yếu tố cấu thành khác nhau, ứng dụng trong các lĩnh vực chất lượng dịch vụ khác nhau.

Công ty TNHH *Xây dựng Kiến trúc Nhà ta* là công ty non trẻ được thành lập từ năm 2016, có trụ sở chính tại số 15, xóm Cầu, Hữu Hòa, Thành Trì, Hà Nội. Công ty cung cấp cho khách hàng các dịch vụ tư vấn, thiết kế nhà và nội thất nhà ở, cung cấp các sản phẩm nội thất đồ gỗ, gỗ công nghiệp, bàn trà và sofa. Trong bài nghiên cứu này, tôi nghiên cứu khám phá các thành phần chất lượng dịch vụ của công ty, xây dựng và kiểm định mô hình về mối quan hệ giữa chất lượng dịch vụ, sự thỏa mãn, và lòng trung thành của khách hàng cá nhân ở Hà Nội và một số tỉnh thành lân cận. Từ đó đưa ra các khuyến nghị cần thiết để công ty có thể cải tiến chất lượng dịch vụ của mình.

2. Cơ sở lý thuyết và mô hình nghiên cứu

2.1. Chất lượng dịch vụ

Chất lượng dịch vụ (CLDV) là một phạm trù rộng và có rất nhiều định nghĩa khác nhau tùy thuộc vào từng loại dịch vụ, nhưng bản chất của chất lượng dịch vụ nói chung được xem là những gì mà khách hàng cảm nhận được. Mỗi khách hàng có nhận thức và nhu cầu cá nhân khác nhau nên cảm nhận về chất lượng dịch vụ cũng khác nhau.

- Theo Joseph Juran & Frank Gryna “Chất lượng là sự phù hợp đối với nhu cầu”.
- Theo Armand Feigenbaum (1945) “Chất lượng là quyết định của khách hàng dựa trên kinh nghiệm thực tế đối với sản phẩm hoặc dịch vụ, được đo lường dựa trên những yêu cầu của khách hàng- những yêu cầu này có thể được nêu ra hoặc không nêu ra, được ý thức hoặc đơn giản chỉ là cảm nhận, hoàn toàn chủ quan hoặc mang tính chuyên môn – và luôn đại diện cho mục tiêu động trong một thị trường cạnh tranh”.
- Theo American Society for Quality “Chất lượng thể hiện sự vượt trội của hàng hóa và dịch vụ, đặc biệt đạt đến mức độ mà người ta có thể thỏa mãn mọi nhu cầu và làm hài lòng khách hàng”.
- Theo quan điểm của Gronroos (1984) cho rằng, chất lượng dịch vụ được đánh giá trên hai khía cạnh: chất lượng kỹ thuật và chất lượng kỹ năng. Chất lượng kỹ thuật liên quan đến những gì được phục vụ còn chất lượng chức năng nói lên chúng được phục vụ như thế nào.
- Theo quan điểm của Philip Kotler và cộng sự (2005), chất lượng dịch vụ được định nghĩa là khả năng của một dịch vụ bao gồm độ bền tổng thể, độ tin cậy, độ chính xác, sự dễ vận hành, dễ sửa chữa và các thuộc tính có giá trị khác để thực hiện các chức năng của nó. Ngoài ra, do môi trường văn hóa khác nhau, người tiêu dùng ở mỗi quốc gia khác nhau có thể có nhận thức khác nhau về chất lượng dịch vụ ở mỗi loại hình dịch vụ khác nhau (Malhotra và cộng sự, 2005; Nguyễn Thị Mai Trang, 2006).

Như vậy, dù được phát biểu dưới dạng nào thì điểm chung thống nhất là chất lượng dịch vụ được cấu thành từ nhiều yếu tố (biến số) tổng hợp mà không thể chỉ dùng

một biến số cụ thể để trực tiếp đo lường nó. Do vậy việc chi tiết hóa các yếu tố cấu thành chất lượng dịch vụ là việc làm cần thiết đặt nền tảng cho việc xác định các biến số tổng hợp và các biến số chi tiết để đo lường chất lượng dịch vụ.

2.2. Mô hình khoảng cách chất lượng dịch vụ của Parasuraman và cộng sự (1985)

Trên cơ sở mô hình CLDV của Gronroos (1984), Parasuraman & ctg (1985) (SQ2) cũng đã tiến hành xây dựng mô hình chất lượng khoảng cách giữa người tiêu dùng và nhà cung cấp ở các cấp độ khác nhau.

Mô hình đưa ra 5 khoảng cách CLDV:

- *Khoảng cách 1 (GAP1)*: Khoảng cách giữa sự mong đợi thật sự của khách hàng và sự nhận thức của nhà quản lý dịch vụ về điều đó. Nếu khoảng cách này lớn tức là nhà quản lý chưa nắm rõ được khách hàng mong đợi gì. Vì vậy, hiểu chính xác khách hàng mong đợi gì là bước đầu tiên và là quan trọng nhất trong việc cung cấp có chất lượng đối với một dịch vụ.
- *Khoảng cách 2 (GAP2)*: Khoảng cách giữa nhận thức của công ty về kỳ vọng của khách hàng với các tiêu chuẩn chất lượng dịch vụ.
- *Khoảng cách 3 (KC3)*: Khoảng cách giữa tiêu chuẩn dịch vụ với dịch vụ thực tế cung cấp cho khách hàng.
- *Khoảng cách 4 (KC4)*: Khoảng cách giữa chất lượng dịch vụ thực tế cung cấp và chất lượng dịch vụ đã thông tin tới khách hàng.
- *Khoảng cách 5 (KC5)*: Khoảng cách giữa dịch vụ khách hàng nhận được và kỳ vọng của khách hàng về dịch vụ.

Đến năm 1988, mô hình này được đặt tên là mô hình SERVQUAL, dùng để đánh giá cảm nhận của khách hàng về chất lượng dịch vụ và bộ thang đo SERVQUAL rút bớt 10 đặc tính chất lượng dịch vụ thành 5 đặc tính chất lượng dịch vụ:

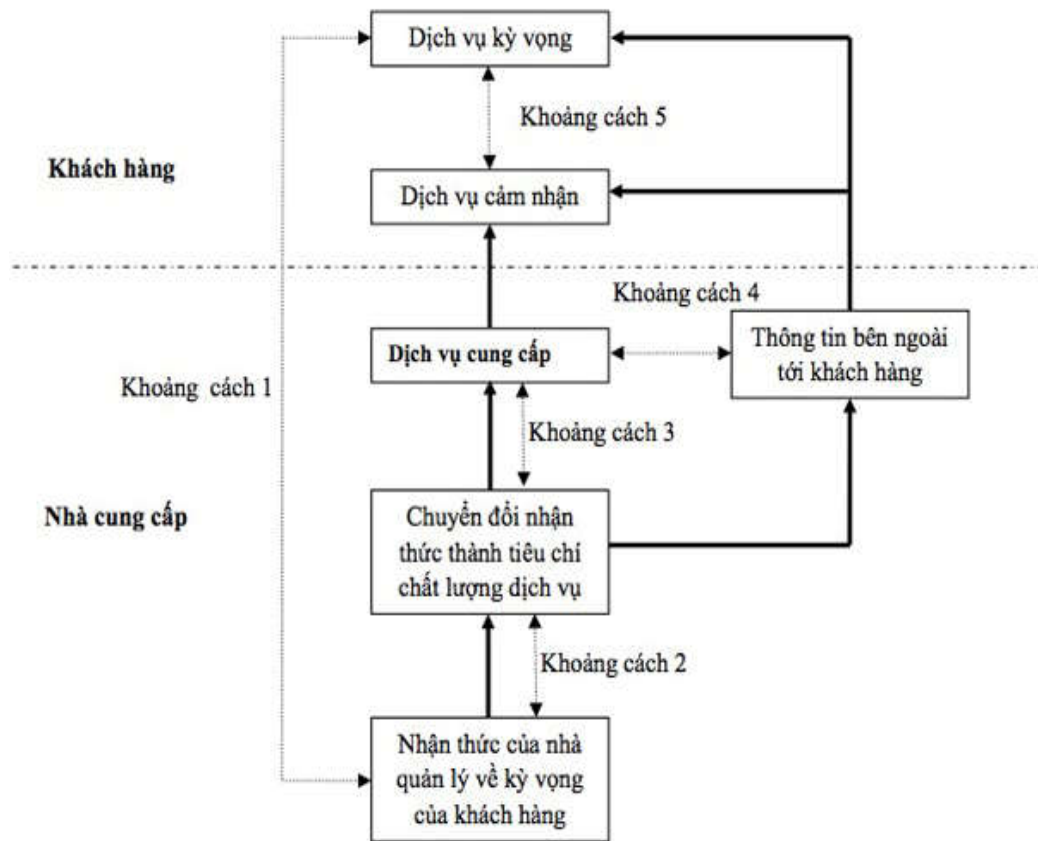
(1) *Tin cậy*: Thể hiện khả năng thực hiện dịch vụ phù hợp và đúng hạn ngay lần đầu;

(2) *Đáp ứng*: Thể hiện sự sẵn lòng của nhân viên phục vụ nhằm cung cấp dịch vụ kịp thời cho khách hàng;

(3) *Năng lực phục vụ*: Thể hiện trình độ chuyên môn và cung cách phục vụ lịch sự, niềm nở với khách hàng;

(4) *Đồng cảm*: Thể hiện sự quan tâm chăm sóc đến từng cá nhân khách hàng;

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



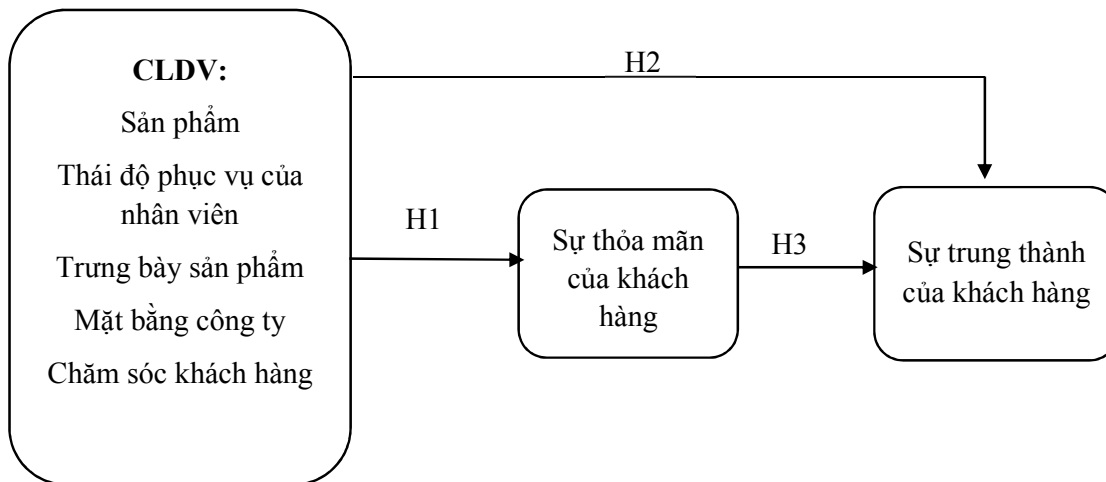
Hình 1 - Mô hình khoảng cách chất lượng dịch vụ

Nguồn: Parasuraman và cộng sự (1985)

2.3. Mô hình nghiên cứu và các giả thuyết

Kế thừa từ các kết quả nghiên cứu trước, đặc biệt là kế thừa bộ thang đo SERQUAL từ nghiên cứu của Parasuraman và cộng sự, tôi đề xuất mô hình nghiên cứu và các giả thuyết tại hình 2. Mô hình này biểu diễn các mối quan hệ giữa chất lượng dịch vụ, sự thỏa mãn, và lòng trung thành của khách hàng đối với công ty TNHH Xây dựng Kiến trúc Nhà ta với các giả thuyết:

- H1: Có mối quan hệ cùng chiều giữa CLDV của công ty và sự thỏa mãn đối với dịch vụ của công ty.
- H2: Có mối quan hệ cùng chiều giữa chất lượng dịch vụ và lòng trung thành đối với dịch vụ của công ty.
- H3: Có mối quan hệ cùng chiều giữa sự thỏa mãn và lòng trung thành đối với dịch vụ của công ty.



Hình 2 – Mô hình nghiên cứu CLDV công ty TNHH Xây dựng Kiến trúc Nhà ta

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Thang đo

Tất cả các thang đo các khái niệm nghiên cứu trong mô hình đều là thang đo đa biến, ngoại trừ thang đo khái niệm sự thỏa mãn được đo bằng một biến. Các thang đo này sử dụng dạng Likert, năm điểm với 1: hoàn toàn phản đối và 5: hoàn toàn đồng ý. Thang đo CLDV bao gồm năm thành phần: Sản phẩm (SP), thái độ phục vụ của nhân viên (TDPV), Trưng bày sản phẩm (TBSP), mặt bằng công ty (MB), và chăm sóc khách hàng (CSKH). Thang đo thành phần “sản phẩm” được đo lường bằng ba biến quan sát với nội dung đề cập đến sản phẩm mới mới, đầy đủ, và nhiều loại sản phẩm để chọn lựa. Thang đo thành phần “thái độ phục vụ của nhân viên” được đo lường bằng năm biến quan sát và tập trung vào thái độ phục vụ tận tình, thân thiện, và lịch sự của nhân viên. Thang đo thành phần “Trưng bày sản phẩm” được đo lường bằng năm biến quan sát với nội dung như ánh sáng, bảng chỉ dẫn sản phẩm và hệ thống máy tính tiên hiện đại. Thang đo “mặt bằng công ty” được đo lường bằng bốn biến quan sát và nội dung đề cập đến không gian rộng rãi và thoải mái trong công ty cũng như bãi giữ xe. Thành phần cuối cùng của thang đo CLDV là “chăm sóc khách hàng”, đo lường bằng hai biến quan sát và nội dung đề cập đến thời gian bảo hành và thái độ bảo hành. Thang đo mức độ cảm nhận về sự thỏa mãn tổng quát (SAT) được đo lường bằng một biến quan sát để khám phá về cảm nhận chung của khách hàng đối với công ty. Cuối cùng, thang đo “lòng trung thành của khách hàng” (TTKH) được đo lường bằng ba biến quan sát.

3.2. Mẫu số liệu

Trong nghiên cứu này, tôi sử dụng kỹ thuật phỏng vấn trực tiếp bằng bảng câu hỏi chi tiết với khách hàng (từ 25 tuổi trở lên). Mẫu được chọn theo phương pháp phân tầng và không theo tỉ lệ với kích thước $n = 350$. Sau khi thu thập và kiểm tra, 32 bảng bị loại do có quá nhiều ô trống. Vì vậy, kích thước mẫu cuối cùng là $n = 318$. Trong mẫu có 50.9% khách hàng có độ tuổi từ 25 -40, và 47.8% khách hàng có độ tuổi từ 41 tuổi trở lên. Về thu nhập, 69.8% khách hàng có thu nhập dưới 5 triệu và từ 5 đến 10 triệu

đồng/ tháng và 30.2% khách hàng có thu nhập từ 10 triệu đến dưới hoặc 20 triệu đồng/tháng.

3.3. Kết quả nghiên cứu

Các thang đo khái niệm nghiên cứu trước tiên được đánh giá bằng hệ số tin cậy Cronbach alpha và tiếp tục được kiểm định (độ tin cậy tổng hợp, tính đơn nguyên, giá trị hội tụ, và giá trị phân biệt) thông qua phương pháp phân tích nhân tố khẳng định CFA (Confirmatory Factor Analysis). Phương pháp phân tích mô hình cấu trúc tuyến tính SEM (Structural Equation Modeling) được sử dụng để kiểm định mô hình lý thuyết cùng với các giả thuyết. Phương pháp ước lượng là maximum likelihood. Phương pháp phân tích đa nhóm trong SEM cũng được sử dụng để xem xét sự khác biệt giữa các nhóm (tuổi và thu nhập) đối với các mối quan hệ giữa CLDV, SAT, và TTKH.

Phân tích Cronbach alpha (xem Bảng 1) cho thấy một số biến bị loại do tương quan biến-tổng quá nhỏ (<0.30). Do đó, một biến quan sát trong thành phần (TBSP) bị loại, hai biến quan sát trong (MB) bị loại, và một biến quan sát trong thành phần (CSKH) bị loại. Sau khi loại các biến không đạt yêu cầu về tương quan biến tổng, thang đo của các thành phần chất lượng dịch vụ của công ty và lòng trung thành của khách hàng đều thỏa mãn yêu cầu về độ tin cậy Cronbach alpha (từ 0.78 đến .91).

| Khái niệm | Thành phần | Số biến quan sát | Độ tin cậy | | Phương sai trích (%) | Giá trị |
|----------------------------|------------|------------------|------------|----------|----------------------|-------------|
| | | | Cronbach | Tổng hợp | | |
| CLDV | SP | 3 | 0.82 | 0.83 | 0.62 | Đạt yêu cầu |
| | TDNV | 5 | 0.88 | 0.88 | 0.60 | |
| | TBSP | 5 | 0.8 | 0.8 | 0.45 | |
| | MB | 4 | 0.85 | 0.86 | 0.60 | |
| | CSKH | 2 | 0.78 | 0.79 | 0.65 | |
| Sự thỏa mãn | | 1 | - | - | 0.92 | |
| Trung thành của khách hàng | | 3 | 0.91 | 0.91 | 0.77 | |

Bảng 1 – Bảng tóm tắt kết quả kiểm định thang đo

Kết quả CFA cho thấy mô hình đo lường đạt được độ tương thích với thị trường: $\chi^2 [210] = 432.67$ ($p < .001$), CFI = .939, TLI = .926, và RMSEA = .058. Như vậy, năm thành phần của thang đo chất lượng dịch vụ của công ty và lòng trung thành của khách hàng đạt tính đơn nguyên.

Kết quả SEM cho thấy mô hình lý thuyết cũng đạt được độ tương thích với dữ liệu thị trường của công ty: $\chi^2 [223] = 462.868$ ($p < .001$, CFI = .934, TLI = .925, RMSEA = .058. Chất lượng dịch vụ có ảnh hưởng rất mạnh đến sự thỏa mãn (H1: $\gamma = .59$, $p < .001$) và tương đối đối với lòng trung thành của khách hàng (H2: $\gamma = .29$, $p < .001$).

.05). Cuối cùng, sự thỏa mãn có tác động tương đối đến lòng trung thành của khách hàng đối với công ty (H3: $\beta = .26$, $p < .001$). Cả ba giả thuyết đều chấp nhận và có ý nghĩa thống kê ($p < .05$). Hệ số xác định R² của lòng trung thành và sự thỏa mãn tương ứng là 0.24 và 0.36.

| Giả thuyết | | | Ước lượng | s.e. | c.r. | p |
|----------------|--------|------|-----------|------|-------|-------|
| H ₁ | CLDV → | SAT | 1.652 | .227 | 7.273 | 0.000 |
| H ₂ | CLDV → | TTKH | .219 | .067 | 3.271 | 0.001 |
| H ₃ | SAT → | TTKH | .700 | .208 | 3.368 | 0.000 |

Bảng 2 - Kết quả kiểm định mối quan hệ nhân quả giữa các khái niệm trong mô hình nghiên cứu

❖ *So sánh nhóm theo tuổi*

Có hai nhóm tuổi được sử dụng để so sánh: nhóm trẻ (25 đến 40 tuổi) và nhóm trung niên (trên 40 tuổi). Phương pháp khả biến (tất cả các thông số trong hai mô hình không bị ràng buộc) và phương pháp bất biến từng phần (các trọng số hồi quy được ràng buộc bằng nhau giữa hai nhóm). Kết quả phân tích SEM cho thấy sự khác biệt giữa hai mô hình không có ý nghĩa ($p = .546$) (xem Bảng 3). Do đó, ta chọn mô hình bất biến từng phần. Nghĩa là tuổi tác không làm thay đổi mối quan hệ giữa (1) chất lượng dịch vụ với sự thỏa mãn, (2) chất lượng dịch vụ với lòng trung thành, (3) sự thỏa mãn và lòng trung thành.

| Mô hình | χ^2 | df | P | NFI | RFI | IFI | TLI |
|--------------------|----------|-----|------|------|-------|------|------|
| Bất biến từng phần | 778.232 | 449 | .000 | .814 | .790 | .912 | .899 |
| Khả biến | 776.103 | 446 | .000 | .814 | .789 | .912 | .898 |
| Giá trị khác biệt | 2.129 | 3 | .546 | .000 | 0.001 | .000 | .001 |

Bảng 3 - Sự khác biệt các chỉ tiêu tương thích

❖ *So sánh nhóm theo thu nhập*

Tương tự như phân tích nhóm theo tuổi tác, ta cũng có hai nhóm: nhóm thu nhập trung bình (dưới 5 triệu – dưới 10 triệu đồng/ tháng) và nhóm có thu nhập cao (10 triệu đồng - 20 triệu đồng/ tháng). Kết quả kiểm định nhóm khả biến và bất biến từng phần của hai nhóm thu nhập trung bình và cao được trình bày trong Bảng 4. Do mức khác biệt của hai mô hình này cũng không có ý nghĩa ($p = .808$), ta chọn mô hình bất biến từng phần. Có nghĩa là thu nhập không làm thay đổi các mối quan hệ giữa (1) chất lượng dịch vụ và sự thỏa mãn, (2) chất lượng dịch vụ với lòng trung thành, (3) sự thỏa mãn và lòng trung thành.

| Mô hình | χ^2 | df | P | NFI | RFI | IFI | TLI |
|--------------------|----------|-----|------|-------|-------|------|-------|
| Bất biến từng phần | 760.632 | 449 | .000 | .822 | .799 | .918 | .907 |
| Khả biến | 759.544 | 446 | .000 | .822 | .798 | .918 | .905 |
| Giá trị khác biệt | 972 | 3 | .808 | 0.000 | 0.001 | .000 | 0.002 |

Bảng 4 - Sự khác biệt các chỉ tiêu tương thích

4. Khuyến nghị

Kết quả nghiên cứu cho thấy CLDV bao gồm năm thành phần: Sản phẩm, thái độ phục vụ của nhân viên, Trưng bày sản phẩm, Mặt bằng công ty và Chăm sóc khách hàng. Kết quả cũng chỉ ra rằng nếu tăng chất lượng dịch vụ thì sẽ làm tăng mức độ thỏa mãn của khách hàng. Khách hàng sẽ trung thành với công ty khi họ thỏa mãn với dịch vụ và sản phẩm mà công ty cung cấp. Để tăng cường chất lượng dịch vụ công ty, công ty nên chú ý đến năm thành phần của chất lượng dịch vụ, đó là: Sản phẩm, thái độ phục vụ của nhân viên, Trưng bày sản phẩm, Mặt bằng công ty và Chăm sóc khách hàng. Công ty phải lưu ý những yếu tố này khi hoạch định và thực hiện chiến lược marketing. Trưng bày sản phẩm trong công ty phải dễ tìm và có bảng hướng dẫn nơi để rõ ràng, sản phẩm bài trí phải logic và đẹp mắt. Nghiên cứu này cũng báo một tín hiệu về nhu cầu tập huấn nhân viên. Vì thái độ và hành vi của nhân viên phục vụ ảnh hưởng trực tiếp đến cảm nhận của khách hàng về chất lượng dịch vụ của công ty. Do đó, đào tạo nhân viên nên được thực hiện và duy trì thường xuyên, đặc biệt là kiến thức về sản phẩm, cung cách phục vụ tận tình, lịch sự, và nhanh chóng cho khách hàng.

Tài liệu tham khảo

- [1] Bitner, M.J, Evaluating service encounters: *the effects of physical surroundings and employee responses*, Journal of Marketing. 54 (2): 69–81., (1990).
- [2] Cronin, J. J., Taylor, S. A., “*Measuring service quality: a reexamination and extension*”, Journal of Marketing, 6 (1992), 55-68.
- [3] Kotler Philip, Wong Veronica, Saunders John, Armstrong Gary, *Principles of Marketing* (4th European edition), Prentice Hall (2005).
- [4] Parasuraman, A., Zeithaml, V. A., Berry, L. L., “*A conceptual model of service quality and its implications for future research*”, Journal of Marketing, 49 (3) (1985), 41-50.
- [5] Nguyễn Thị Mai Trang, “*Chất lượng dịch vụ, sự thỏa mãn và lòng trung thành của khách hàng siêu thị tại Thành phố Hồ Chí Minh*”, Tạp chí Phát triển Khoa học và Công nghệ, 9 (10) 2006), 57-70.
- [6] Parasuraman, A., L. L. Berry, & V. A. Zeithaml, *Refinement and Reassessment of the SERVQUAL Scale*, Journal of Retailing, 67 (4): 420-450., (1991).
- [7] Mehta, S. C., A. K. Lalwani, & S. L. Han, *Service Quality in Retailing: Relative Efficiency of Alternative Measurement Scales for Different Product-Service Environments*, International Journal of Retail & Distribution Management, 28 (2): 62-72., (2000).
- [8] Lehtinen, U & J. R. Lehtinen, *Service Quality: A Study of Quality Dimensions*, Working Paper, Service Management Institute, Helsinki, Finland., (1982).
- [9] Herbig, P., Genestre, A, *An examination of the cross-cultural differences in service quality: the example of Mexico and the USA*, Journal of Consumer Marketing, Vol. 1 (1):15-22., (1996).
- [10] Gronroos, C, *A Service Quality Model and Its Marketing Implications*, European Journal of Marketing, 18 (4): 36-44., (1984).

ƯỚC LƯỢNG HIỆU QUẢ KỸ THUẬT BẰNG PHƯƠNG PHÁP PHÂN TÍCH BIÊN NGẪU NHIÊN

Hoàng Thị Thu Hà
Bộ môn Toán, Đại học Thương mại

Tóm tắt

Ngày nay có nhiều phương pháp được sử dụng để ước lượng tính hiệu quả trong sản xuất, kinh doanh của các doanh nghiệp. Một trong các phương pháp phổ biến là phương pháp phân tích biên ngẫu nhiên (SFA). Trong bài viết này, tác giả đã dựa vào một số tài liệu kinh điển cũng như các bài nghiên cứu gần đây để đưa ra các khái niệm về hiệu quả kỹ thuật, phân tích biên, các mô hình giới hạn sản xuất và phương pháp ước lượng hiệu quả kỹ thuật bằng SFA.

Từ khóa: Hàm sản xuất Cobb-Douglas, hàm Translog, hàm sản xuất, hiệu quả kỹ thuật, phân tích biên ngẫu nhiên.

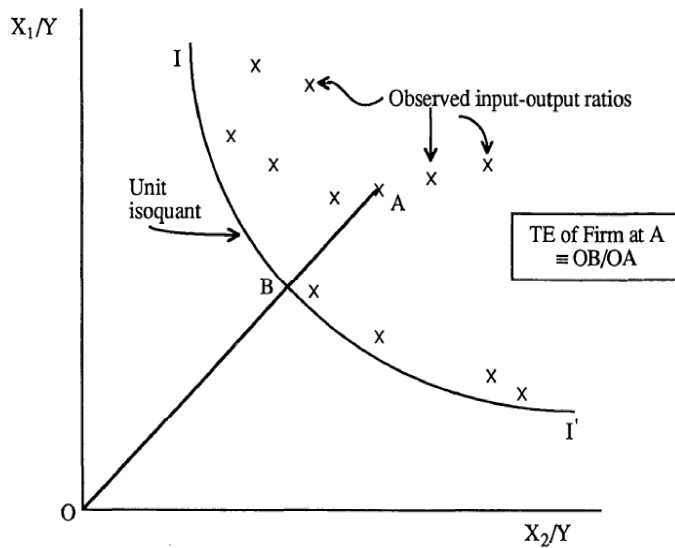
1. Giới thiệu

Trong lý thuyết kinh tế vi mô, người ta chú trọng vào giải quyết hai bài toán để mang lại lợi nhuận tối đa. Thứ nhất, từ nhóm các yếu tố đầu vào định sẵn, làm thế nào để một hãng có thể tối đa hóa sản lượng đầu ra. Ngược lại, từ nhóm các yếu tố đầu ra định sẵn, làm thế nào để tối thiểu hóa các yếu tố đầu vào. Để giải quyết hai bài toán trên, cho tới tận cuối thập niên 60, hầu hết các nghiên cứu thực nghiệm mới chỉ sử dụng phương pháp bình phương nhỏ nhất truyền thống để ước lượng các hàm sản xuất được biểu diễn dưới dạng mô hình kinh tế lượng. Tuy nhiên, một hàm sản xuất được ước lượng theo phương pháp trên cũng chỉ mô tả được mối quan hệ thông thường giữa đầu vào và đầu ra, và nó không phản ánh được mức sản lượng đầu ra tối đa với một lượng đầu vào cho trước. Từ vấn đề trên, Farrell (1957) đề xuất cách tiếp cận phi tham số để ước lượng ba loại hiệu quả sản xuất (hiệu quả kỹ thuật, hiệu quả phân bổ, và hiệu quả giá cả). Với giả định hàm sản xuất có dạng Cobb-Douglas, Aigner và cộng sự (1968) đã sử dụng phương pháp tiếp cận tham số để xác định sự đóng góp của từng nhân tố đầu vào trong quá trình sản xuất. Tuy vậy, một điều vô cùng quan trọng là phải xác định được phân phối của sai số ngẫu nhiên trong cách tiếp cận này.

Phân tích biên ngẫu nhiên (SFA) là một phương pháp rất phổ biến để ước lượng hiệu quả được đề xuất bởi Aigner và cộng sự (1977), Battese và Corra (1977), và Meeusen và van Den Broeck (1977). Phương pháp này được phát triển từ ý tưởng cho rằng có một số yếu tố khiến các đơn vị ra quyết định không nằm trên đường biên hiệu quả và không hoàn toàn chịu sự kiểm soát bởi các đơn vị này. Tuy nhiên, SFA cũng có những hạn chế [3]. Một trong những hạn chế đó là giả định rằng các ngành đều sử dụng một loại công nghệ và cùng đường biên sản xuất. Vì thế, sự khác biệt trong sản xuất của các ngành chủ yếu là do vấn đề con người trong quản lý hoặc do sự khác biệt về công nghệ. Aigner và cộng sự (1977) và Meeusen và cộng sự (1977) đã lập luận rằng, có thể có một số nhân tố phi kỹ thuật mang tính ngẫu nhiên tác động đến mức sản lượng, ví dụ chính sách của nhà nước và địa phương, và yếu tố thời tiết. Do vậy, SFA cho phép các hàm sản xuất khi xây dựng đường biên hiệu quả có xét đến sự tồn tại của các sai số. Các sai số này bao gồm hai phần, trong đó một phần mô tả sai số ngẫu nhiên (v), đại diện cho các nhân tố có tác động đến biến phụ thuộc nhưng không thể quan sát được, tuân theo một phân phối đối xứng, thường là phân phối chuẩn, và phần còn lại đại diện cho tính phi hiệu quả kỹ thuật (u) tuân theo một phân phối bất đối xứng, thường là phân phối bán chuẩn (Berger và Humphrey, 1997). Aigner và cộng sự (1977) và Stevenson (1980) giả định rằng u tuân theo quy luật phân phối chuẩn cụt, trong khi v tuân theo quy luật phân phối chuẩn đối xứng. Trong bài viết của Meeusen và cộng sự (1977), u được coi là tuân theo phân phối mũ.

Afriat (1972) coi nhiều được phân phối dưới dạng beta hai tham số, trong khi Richmond (1974) lại áp dụng phân phối gamma một tham số. Greene (1990) gợi ý áp dụng phân phối gamma hai tham số cho u . Như vậy, có rất nhiều giả định về nhiễu ngẫu nhiên. Do đó, để kiểm định sự phù hợp của nhiễu ngẫu nhiên, Lee (1983) đề xuất phương pháp số nhân Lagrange.

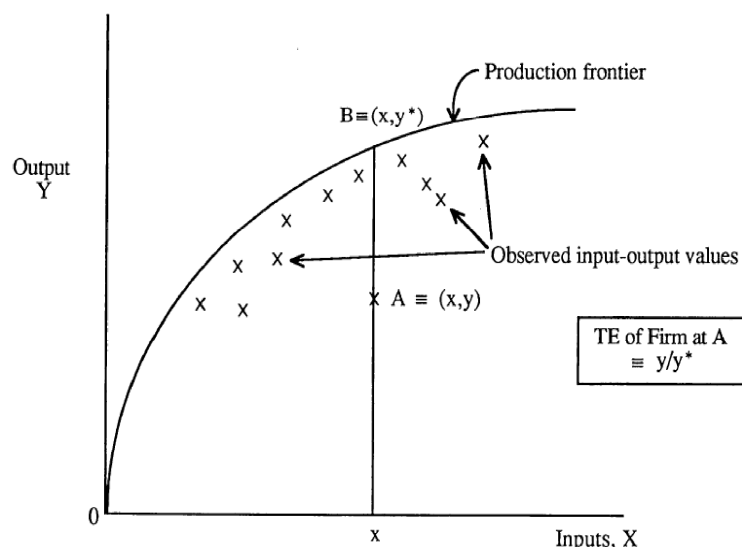
Khi sử dụng các phương pháp tham số để ước tính hiệu quả kỹ thuật, đầu tiên người ta sẽ cân nhắc lựa chọn dạng hàm sản xuất phù hợp. Có nhiều dạng hàm sản xuất đã được đề xuất, trong đó hàm loga siêu việt (hàm Translog) thường được lựa chọn vì những ưu điểm của nó so với hàm Cobb-Douglas và được sử dụng phổ biến nhất trong các nghiên cứu về hiệu quả của doanh nghiệp (Kumbhakar và Lovell, 2003; Weill, 2013). So với các dạng hàm khác, hàm Translog được đánh giá là linh hoạt hơn vì nó không đòi hỏi quá nhiều ràng buộc về khả năng thay thế giữa các yếu tố sản xuất, do đó nó cho phép xác định được tính hiệu quả theo quy mô ở các mức sản lượng khác nhau. Ngoài ra, hàm Translog có thể áp đặt các ràng buộc về tham số (điều kiện đồng nhất) để đảm bảo rằng mô hình ước lượng tuân thủ các đặc tính lý thuyết của hàm sản xuất. Hàm Translog cung cấp mô hình hiệu quả kỹ thuật biên có dạng như sau.



Hình 1: Hiệu quả kỹ thuật của các doanh nghiệp trong không gian đầu vào tương đối.

Hình 1 mô tả tình huống một hãng sử dụng 2 đầu vào là X_1, X_2 để sản xuất đầu ra Y , sao cho các điểm được định nghĩa bởi tỉ lệ đầu vào trên đầu ra $\left(\frac{X_1}{Y}, \frac{X_2}{Y}\right)$ nằm bên trên đường đẳng lượng II' . Đường đẳng lượng II' đi qua các điểm là các tỉ lệ trên kết hợp với cách sử dụng hiệu quả nhất các đầu vào để sản xuất đầu ra. Độ lệch của các tỉ lệ đầu ra trên mỗi đơn vị đầu vào quan sát được so với đường đẳng lượng được xem như có liên quan tới tính phi hiệu quả kỹ thuật của hãng. Farrell (1957) định nghĩa tỉ lệ $\frac{OB}{OA}$ là hiệu quả kỹ thuật của hãng với các tỉ lệ đầu vào trên mỗi đơn vị đầu ra tại điểm A. Farrell (1957) cho rằng đường đẳng lượng hiệu quả được ước lượng bởi các phương pháp mô hình là đường lồi luôn nằm dưới mọi tỉ lệ đầu ra trên 1 đơn vị đầu vào quan sát được.

Một trình bày tổng quát hơn về khái niệm của hàm sản xuất (hay giới hạn sản xuất) của Farrell được mô tả trong hình 2 đề cập đến các giá trị đầu ra và đầu vào ban đầu. Trục hoành đại diện cho véc tơ đầu vào X , trục tung đại diện cho sản lượng sản xuất Y . Các điểm (x, y) quan sát được nằm bên dưới đường giới hạn sản xuất, giả sử rằng các hãng không thu được sản lượng tối đa ứng với các đầu vào tương ứng, với năng lực kỹ thuật có sẵn. Hiệu quả kỹ thuật của hãng tại điểm A (sản xuất đầu ra y với đầu vào x) có giá trị là $\frac{y}{y^*}$, với y^* là sản lượng giới hạn với mức đầu vào x tại điểm B.



Hình 2: Hiệu quả kỹ thuật của các doanh nghiệp trong không gian đầu vào- đầu ra.

Sự tồn tại tính phi hiệu quả kỹ thuật của các hãng khi tiến hành sản xuất là chủ đề gây nhiều tranh cãi trong kinh tế. Chẳng hạn như, Muller (1974, p. 731) đã phát biểu: "Vai trò phi vật lý của đầu vào ít được biết đến, đặc biệt là thông tin và hiểu biết những yếu tố ảnh hưởng đến khả năng sản xuất của hãng khi sử dụng đầy đủ nhóm công nghệ sẵn có của họ... Điều này cho thấy khái niệm giới hạn sản xuất chỉ là tương đối và phi thực tế. Một khi tất cả các đầu vào được tính đến, sự khác biệt về sản lượng sẽ biến mất trừ các nhiễu ngẫu nhiên. Trong trường hợp này hàm giới hạn sản xuất và hàm trung bình là như nhau. Hai hàm này chỉ khác nhau nếu những đầu vào có ý nghĩa bị loại ra khi ước lượng". Upton (1979) cũng đề cao các bài toán quan trọng có liên quan tới phân tích hàm sản xuất theo kinh nghiệm. Tuy nhiên, mặc dù có nhiều phản bác, nhưng mô hình kinh tế lượng của hàm giới hạn sản xuất vẫn cung cấp nhiều điều hữu ích về kỹ thuật thực hành tốt nhất và hiệu quả sản xuất của các hãng có thể được so sánh.

2. Một số mô hình giới hạn sản xuất

Các mô hình giới hạn sản xuất được đề cập đến trong mục này sẽ dùng để ước lượng hiệu quả kỹ thuật bằng phương pháp SFA bao gồm các mô hình giới hạn sản xuất tất định và các mô hình giới hạn sản xuất ngẫu nhiên. Để thuận tiện cho việc trình bày, trong các mô hình này, ta quy ước sản lượng đầu ra Y là biến phụ thuộc, được biểu diễn dưới dạng hàm chưa biết của véc tơ X gồm các yếu tố đầu vào và hàm của các biến ngẫu nhiên và các sai số ngẫu nhiên không quan sát được.

2.1. Mô hình giới hạn sản xuất tất định

Mô hình giới hạn sản xuất tất định được định nghĩa như sau:

$$Y_i = f(X_i; \beta) \cdot e^{-u_i}, \quad i = \overline{1, n}, \quad (1)$$

trong đó, Y_i là mức sản lượng đầu ra có thể của hãng thứ i , $f(X_i; \beta)$ là hàm thích hợp (ví dụ hàm Cobb-Douglas hoặc Translog) của véc tơ các đầu vào của hãng i với véc tơ tham số không biết β , u_i là biến ngẫu nhiên không âm đại diện cho các nhân tố đặc biệt có đóng góp vào quá trình sản xuất của hãng i nhưng không thu được hiệu quả sản xuất tối đa, n là số hãng trong cuộc khảo sát. Biến

ngẫu nhiên không âm u_i trong mô hình 1 liên quan đến sự kém hiệu quả kỹ thuật của hãng và hiển nhiên e^{-u_i} nhận giá trị trong đoạn $[0; 1]$. Vì vậy, sản lượng có thể Y bị chặn trên bởi đại lượng phi ngẫu nhiên $f(X_i; \beta)$. Do đó, mô hình 1 được gọi là hàm giới hạn sản xuất tất định. Bất đẳng thức:

$$Y_i \leq f(X_i; \beta), \quad i = \overline{1, n}, \quad (2)$$

lần đầu được đưa ra bởi Aigner và Chu (1968) trong mô hình Cobb-Douglas.

Mô hình giới hạn sản xuất 1 lần đầu được giới thiệu bởi Afriat (1972, p. 576). Sau đó, Richmond (1974) đã xem xét mô hình dưới giả thiết U có phân phối gamma với các tham số $r = n$ và $A = 1$. Schmidt (1976) cho rằng các ước lượng hợp lý cực đại đối với các tham số β trong mô hình có thể thu được từ các kỹ thuật quy hoạch tuyến tính hoặc toàn phương nếu các biến ngẫu nhiên có phân phối mũ hoặc nửa chuẩn tương ứng.

Hiệu quả kỹ thuật (kí hiệu là TE) của một hãng cho trước được xác định là nhân tố mà mức sản lượng của hãng ít hơn sản lượng giới hạn của nó. Cho biết mô hình giới hạn sản xuất tất định 1, sản lượng giới hạn của hãng i là $Y^* = f(X_i; \beta)$, do đó hiệu quả kỹ thuật TE_i của hãng thứ i là [1]:

$$TE_i = \frac{Y_i}{Y_i^*} = \frac{f(X_i; \beta) \cdot e^{-u_i}}{f(X_i; \beta)} = e^{-u_i}. \quad (3)$$

Hiệu quả kỹ thuật cho từng hãng trong trường hợp hàm giới hạn sản xuất là tất định được dự đoán bằng việc tính tỉ lệ sản lượng quan sát được với sản lượng giới hạn được ước lượng được tương ứng, tức là:

$$\hat{TE}_i = \frac{Y_i}{f(X_i; \hat{\beta})}, \quad (4)$$

trong đó $\hat{\beta}$ thu được từ phương pháp ước lượng bình phương nhỏ nhất khi hồi quy mô hình $Y^* = f(X_i; \beta)$.

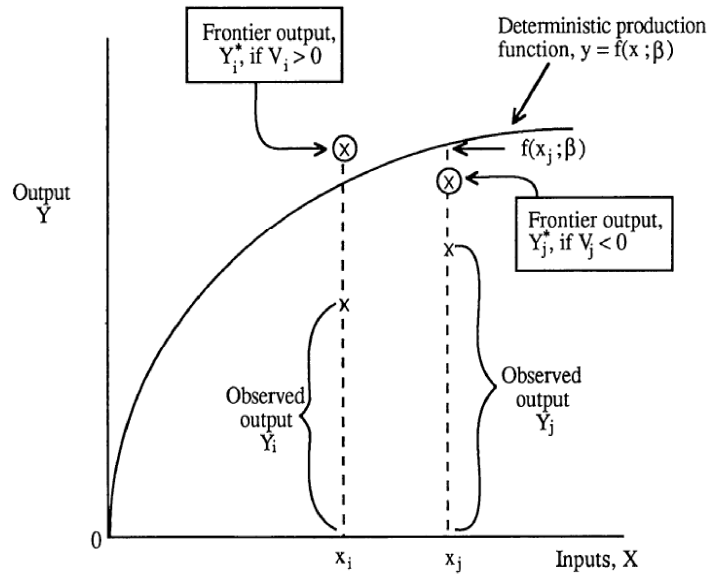
Nếu các biến ngẫu nhiên u_i trong mô hình 1 có phân phối mũ hoặc phân phối nửa chuẩn thì kết luận về các tham số β không thể thu được từ các ước lượng hợp lý cực đại vì các giả thiết cơ bản không thỏa mãn. Greene (1980) đã đưa ra các điều kiện cần cho phân phối của u_i mà các ước lượng hợp lý cực đại có tính chất tiệm cận đúng dựa vào kích thước mẫu lớn để thu được các tham số β . Greene (1980) đã chứng tỏ rằng nếu u_i độc lập và có cùng phân phối gamma với các tham số $r > 2$, $\lambda > 0$ các điều kiện cơ bản sẽ được thỏa mãn.

2.2. Mô hình giới hạn sản xuất ngẫu nhiên

Mô hình giới hạn sản xuất ngẫu nhiên được định nghĩa như sau:

$$Y_i = f(X_i; \beta) \cdot e^{v_i - u_i}, \quad i = \overline{1, n}, \quad (5)$$

trong đó v là sai số ngẫu nhiên có kì vọng bằng 0, đại diện cho các yếu tố ngẫu nhiên không nằm trong sự kiểm soát của hãng như sai số đo lường trong sản xuất, thời tiết, hoạt động công nghiệp,... Mô hình giới hạn sản xuất ngẫu nhiên được giới thiệu độc lập bởi Aigner, Lovell và Schmidt (1977) và Meeusen và Van den Broeck (1977). Trong mô hình, sản lượng sản xuất có thể Y bị chặn trên bởi đại lượng ngẫu nhiên $f(X_i; \beta) \cdot e^{v_i}$. Do đó mô hình 5 được gọi là mô hình giới hạn sản xuất ngẫu nhiên. Các sai số ngẫu nhiên v_i , $i = \overline{1, n}$ là các biến ngẫu nhiên độc lập và cùng phân phối $N(0, \sigma_v^2)$, v_i độc lập với u_i , trong đó u_i có phân phối chuẩn cụt không âm $N(0, \sigma_u^2)$ (hay là phân phối nửa chuẩn) hoặc phân phối mũ. Meeusen và Van den Broeck (1977) chỉ xét trường hợp u_i có phân phối mũ (tức là phân phối gamma với $r = 1$ và $A > 0$) và lưu ý rằng mô hình không hạn



Hình 3: Hàm giới hạn sản xuất ngẫu nhiên.

chế như mô hình mà u_i có phân phối gamma 1 tham số (tức là phân phối gamma với $r = n$ và $A = 1$) được đề xuất bởi Richmond (1974).

Cấu trúc bản của mô hình giới hạn sản xuất ngẫu nhiên 5 được mô tả trong hình 3, ở đây xét đến hoạt động sản xuất của 2 hãng i và j . Hãng i sử dụng các giá trị đầu vào X_i và thu được đầu ra Y_i nhưng giá trị giới hạn Y_i^* vượt quá giá trị nằm trên hàm sản xuất tất định $f(X_i; \beta)$ bởi vì hoạt động sản xuất của hãng i gắn với các điều kiện thuận lợi làm cho sai số ngẫu nhiên v_i dương. Tuy nhiên, hãng j sử dụng các giá trị đầu vào X_j và thu được đầu ra Y_j nhưng giá trị giới hạn Y_j^* thấp hơn so với giá trị nằm trên hàm sản xuất tất định $f(X_j; \beta)$ bởi vì hoạt động sản xuất gắn với các điều kiện không thuận lợi khiến cho sai số ngẫu nhiên v_j âm. Trong cả 2 trường hợp, các mức sản lượng quan sát được đều thấp hơn các giá trị giới hạn tương ứng, nhưng các giá trị giới hạn không quan sát được sẽ dao động xung quanh hàm sản xuất tất định.

Xét các giả thiết của mô hình giới hạn sản xuất ngẫu nhiên 5, suy luận về các tham số của mô hình có thể dựa trên các ước lượng hợp lý cực đại tối đa bởi vì các điều kiện cơ bản đều thỏa mãn. Aigner, Lovell và Schmidt (1977) cho rằng các ước lượng hợp lý cực đại của các tham số trong mô hình có tính chất $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ và $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$. Thay vì sử dụng tham số không âm λ , Battese và Carra

(1977) xét tham số $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$ nhận giá trị trong đoạn $[0; 1]$.

Hiệu quả kỹ thuật của một hãng riêng lẻ được định nghĩa theo tỉ lệ sản lượng sản lượng đầu ra quan sát được với tỉ lệ sản lượng đầu ra tối đa tương ứng với cùng mức đầu vào mà hãng sử dụng. Vì vậy, hiệu quả kỹ thuật của hãng trong trường hợp hàm giới hạn sản xuất ngẫu nhiên giống với hàm giới hạn sản xuất tất định:

$$TE_i = \frac{Y_i}{Y_i^*} = \frac{f(X_i; \beta) \cdot e^{v_i - u_i}}{f(X_i; \beta) \cdot e^{v_i}} = e^{-u_i}.$$

Mặc dù hiệu quả kỹ thuật của một hãng kết hợp với các mô hình giới hạn sản xuất ngẫu nhiên và tất định là như nhau, nhưng chú ý rằng chúng có giá trị khác nhau trong 2 mô hình. Trong hình 3 rõ ràng là hiệu quả của hãng j trong mô hình giới hạn sản xuất ngẫu nhiên lớn hơn trong mô hình giới

hạn sản xuất tất định, tức là $\frac{Y_j}{Y_j^*} > \frac{Y_j}{f(X_j; \beta)}$. Nghĩa là, hãng j được đánh giá là trong các điều kiện bất lợi liên quan đến hoạt động sản xuất của hãng (tức là, v_j) hiệu quả kỹ thuật hơn so với nếu sản lượng của hãng được đánh giá tương đối với giá trị tối đa liên quan đến giá trị của hàm giới hạn sản xuất tất định, $f(X_j; \beta)$. Tuy nhiên, với 1 tập dữ liệu cho trước, các giá hiệu quả kỹ thuật thu được từ mô hình giới hạn sản xuất tất định sẽ thấp hơn thu được từ mô hình giới hạn sản xuất ngẫu nhiên bởi vì mô hình giới hạn sản xuất tất định sẽ được ước lượng để mà không có giá trị đầu ra nào vượt qua nó.

Giá trị dự báo của hiệu quả kỹ thuật của từng hãng riêng lẻ trong mô hình 5 là $TE_i = e^{-u_i}$ được xem là không thể tính được cho tới khi xuất hiện bài báo của Jondrow, Lovell, Materov và Schmidt (1982). Bài báo này tập trung vào phân phối điều kiện của biến ngẫu nhiên u_i , cho rằng giá trị của biến ngẫu nhiên $\epsilon_i = v_i - u_i$ là quan sát được. Jondrow et al. (1982) cho rằng u_i được dự đoán bằng kì vọng có điều kiện $E(u_i | \epsilon_i)$. Kì vọng này được tính trong trường hợp u_i có phân phối mũ và phân phối nửa chuẩn. Jondrow et al. (1982) đã sử dụng $1 - E(u_i | \epsilon_i)$ là giá trị dự báo cho tính không hiệu quả của hãng i . Tuy nhiên, trong mô hình 5, Battese và Coelli (1988) đã chỉ ra rằng hiệu quả kỹ thuật của hãng i , $TE_i = e^{-u_i}$ được dự báo tốt nhất khi sử dụng kì vọng có điều kiện của e^{-u_i} với giá trị của ϵ_i cho trước. Kết quả sau cùng được tính trên mô hình giới hạn sản xuất ngẫu nhiên tổng quát với dữ liệu mảng và mô hình Stevenson (1980) cho u_i .

2.3. Một số mô hình giới hạn sản xuất ngẫu nhiên đặc biệt

2.3.1. Hàm Cobb-Douglas

Theo [2], mô hình Cobb-Douglas có dạng sau:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot \ln I_{ik} + v_i - u_i. \quad (6)$$

Trong đó, Y_i là sản lượng đầu ra của hãng i ; I_{ik} là lượng yếu tố đầu vào thứ k của hãng i ; $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_K$ là các tham số phải được ước lượng; v_i đại diện cho các yếu tố xảy ra nhưng không quan sát được; u_i đại diện cho tính không hiệu quả kỹ thuật.

Mô hình giới hạn sản xuất cũng ước lượng các tham số phương sai của các sai số chắc chắn, như là phương sai tổng của sai số của mô hình (σ^2).

Kí hiệu $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$. Nếu λ dần tới 0 thì σ_v rất lớn hoặc σ_u gần 0. Trái lại, khi σ_v gần 0 thì λ sẽ rất lớn và sai số 1 phía trở nên chi phối các biến động ngẫu nhiên của mô hình. Ngoài ra, tham số tỉ lệ các phương sai $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$ thể hiện mức độ không hiệu quả của mô hình giới hạn sản xuất, tham số này nhận giá trị trong đoạn $[0; 1]$.

2.3.2. Hàm Translog

Hàm Translog (hàm sản xuất siêu việt) xuất hiện khi các nghiên cứu liên quan tới định nghĩa các dạng thức mới của hàm sản xuất và xấp xỉ hàm sản xuất có độ co giãn của thay thế đầu vào không thay đổi (CES). Thực tế, [4] dạng ban đầu của hàm Translog được đề xuất bởi J. Kmenta (1967) từ việc xấp xỉ hàm sản xuất CES với chuỗi Taylor bậc hai khi độ co giãn thay thế tiến tới giá trị thống nhất:

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln K + \beta_2 \cdot \ln L + \beta_3 \cdot \ln^2 \frac{K}{L}. \quad (7)$$

Năm 1971, Grilichs và Ringstad đề xuất các dạng mới của hàm sản xuất. Hàm đầu tiên thu được nhờ giả thiết hàm sản xuất Cobb-Douglas có quy mô sản xuất không đổi ($\alpha + \beta = 1$). Do đó, nó

có dạng sau:

$$\ln \frac{Y}{L} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln \frac{K}{L} + \beta_2 \cdot \ln^2 \frac{K}{L}. \quad (8)$$

Lưu ý rằng, hàm trên là một hàm bậc hai của $\ln \frac{K}{L}$. Hàm thứ hai được định nghĩa khi các điều kiện về tham số trong hàm Kmenta để kiểm định các giả thiết về tính đồng nhất được nói lỏng. Hàm đó có dạng sau:

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln K + \beta_2 \cdot \ln L + \beta_3 \cdot \ln^2 K + \beta_4 \cdot \ln^2 L + \beta_5 \cdot \ln K \cdot L. \quad (9)$$

Năm 1971, Sargant cũng sử dụng hàm sản xuất tương tự như trên và gọi là hàm logarit bậc 2. Dạng tổng quát của hàm Translog là

$$\ln Y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot \ln I_{ik} + \sum_{k=1}^K \sum_{t=1}^K \gamma_{kt} \cdot \ln I_{ik} \cdot \ln I_{it} + v_i - u_i. \quad (10)$$

3. Ước lượng hiệu quả kỹ thuật bằng phương pháp phân tích biên ngẫu nhiên

Để ước lượng hiệu quả kỹ thuật bằng phương pháp SFA, ta tiến hành theo các bước sau:

- Lựa chọn hàm Cobb-Douglas hay hàm Translog

Với mức ý nghĩa 5%, kiểm định giả thuyết:

H_0 : Mô hình (1) Cobb-Douglas phù hợp hơn.

H_1 : Mô hình (2) Translog phù hợp hơn.

Để kiểm định giả thuyết trên, ta đi ước lượng hai mô hình bằng phương pháp biên ngẫu nhiên thu được các chỉ số $LH1$ và $LH2$ tương ứng (log likelihood). Từ đó tính được chỉ số LR :

$$LR = -2(LH1 - LH2). \quad (11)$$

So sánh LR với $\chi_{0,95}^{2(3)}$. Nếu $LR > \chi_{0,95}^{2(3)}$ thì bác bỏ H_0 , tức là mô hình (2) phù hợp hơn.

- Lựa chọn phương pháp ước lượng

Thông thường phương pháp được dùng để ước lượng biên ngẫu nhiên là phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS) hoặc ước lượng hợp lý tối đa (MLE). Phương pháp MLE được sử dụng khi giả thiết rằng phân phối của sai số ngẫu nhiên đã hoàn toàn xác định. Battese và Coelli (1992) đã cho rằng hàm sản xuất biên ngẫu nhiên có sai số ngẫu nhiên tuân theo phân phối chuẩn cụt.

- Ước lượng TE trong mô hình sản xuất biên ngẫu nhiên tổng quát.

Mô hình sản xuất biên ngẫu nhiên dạng tổng quát:

$$Y_i = f(I_i, \beta) \cdot e^{V_i - U_i}. \quad (12)$$

Từ đó suy ra hiệu quả kỹ thuật được tính bởi công thức:

$$TE = \frac{Y_i}{f(I_i, \beta) \cdot e^{V_i}}. \quad (13)$$

Từ công thức 13, để ước lượng TE , cần phải tính được sai số không quan sát được U_i . Theo [5], biểu thức tổng quát để tính U_i là:

$$E(U_i|\epsilon_i) = U_i^* + \sigma^* \frac{\varnothing(-\frac{U_i^*}{\sigma^*})}{\Phi(\frac{U_i^*}{\sigma^*})}. \quad (14)$$

Trong đó, U_i^* , σ^* phụ thuộc vào phân phối của U_i ; $\varnothing(\cdot)$ là hàm mật độ chuẩn hóa; $\Phi(\cdot)$ là hàm phân phối tích lũy chuẩn hóa.

Bảng 1: Công thức tính U_i^* , σ^*

| Phân phối của U_i | Phân phối mũ | Phân phối nửa chuẩn | Phân phối chuẩn cắt |
|---------------------|---|---|--|
| U_i^* | $-\epsilon_i - \frac{\sigma_v^2}{\sigma_u}$ | $-\epsilon_i \cdot \frac{\sigma_v^2}{\sigma_u}$ | $\frac{-\epsilon_i \cdot \sigma_u^2 + u \cdot \sigma_v^2}{\sigma^2}$ |
| σ^* | σ_v | $\frac{\sigma_u \cdot \sigma_v}{\sigma}$ | $\frac{\sigma_u \cdot \sigma_v}{\sigma}$ |

Trong đó, $\epsilon_i = V_i - U_i$; $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ là phương sai tổng các sai số của mô hình.

4. Kết luận

Trong kinh tế lượng cổ điển, người ta cho rằng các yếu tố bên ngoài đóng góp vào nhiễu ngẫu nhiên vẫn tồn tại. Vì vậy, một phương pháp tiếp cận kinh tế lượng mới khả thi luôn được mong đợi để làm cơ sở cho các nghiên cứu tiếp theo về các yếu tố quyết định đến sự thay đổi của hiệu quả kỹ thuật. Bên cạnh đó, nhà nghiên cứu phải lựa chọn hàm giới hạn sản xuất và đưa ra giả thiết về phân phối của sai số ngẫu nhiên đại diện cho mức độ kém hiệu quả của doanh nghiệp. Để chỉ ra sai lầm trong các lựa chọn, ta có thể dùng các kiểm định như kiểm định tỉ lệ, kiểm định Wald). Để ước lượng điểm hiệu quả kỹ thuật, người ta sử dụng phương pháp SFA dựa trên hàm Cobb-Douglas hoặc Translog. Phương pháp phân tích biên giới ngẫu nhiên có thể là một công cụ hữu ích để ước tính hiệu quả kỹ thuật của mỗi hãng bằng cách bao gồm cả ảnh hưởng của thời gian. Tuy nhiên, hiệu quả kỹ thuật điểm số thu được từ ước tính biên ngẫu nhiên có tác động phần nào tới chính sách, ý nghĩa và mục đích quản lý. Ngoài ra chúng ta cũng nên phân tích các yếu tố dẫn tới sự kém hiệu quả kỹ thuật chẳng hạn như mức độ áp lực cạnh tranh, hình thức sở hữu, các đặc điểm quản lý khác nhau, đặc điểm mạng lưới và sản xuất các chỉ tiêu chất lượng của đầu vào hoặc đầu ra của các doanh nghiệp.

Tài liệu

- [1] A. Bezat. Estimation of technical efficiency by application of the sfa method for panel data. *Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie. Problemy Rolnictwa Światowego*, 11(3), 2011.
- [2] C. Cornwell and P. Schmidt. Stochastic frontier analysis and efficiency estimation. In *The Econometrics of Panel Data*, pages 697–726. Springer, 2008.
- [3] N. K. Minh. Phân tích so sánh về hiệu quả của các ngành sản xuất ở hà nội và thành phố hồ chí minh, 2005.

- [4] F.-M. Pavelescu et al. Some aspects of the translog production function estimation. *Romanian Journal of Economics*, 32(1):41, 2011.
- [5] J. C. Trujillo and W. J. Iglesias. Measurement of the technical efficiency of small pineapple farmers in santander, colombia: a stochastic frontier approach. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 51:s049–s062, 2013.