

Mục lục

Covid-19 và tỷ suất sinh lời của cổ phiếu ngành ngân hàng ở Việt Nam	<i>Nguyễn Thị Thiệu Quang, Hà Xuân Thùy</i>	2
Nhà nước với việc xây dựng và tổ chức thực thi hệ thống chính sách pháp luật về an sinh xã hội ở Việt Nam giai đoạn 2011-2020: Thực trạng và vấn đề	<i>Vương Phương Hoa</i>	12
Ảnh hưởng của môi trường thông tin doanh nghiệp đối với dòng biến động thanh khoản cổ phiếu	<i>Đặng Tùng Lâm</i>	19
Ảnh hưởng của tín dụng công nghệ tài chính đến rủi ro tín dụng của ngân hàng: Bằng chứng thực nghiệm quốc tế	<i>Trần Hùng Sơn, Nguyễn Thị Hồng Vân</i>	29
Tác động của ô nhiễm không khí lên chi tiêu y tế ở Việt Nam	<i>Nguyễn Thị Phương</i>	37
Nghiên cứu hành vi sử dụng dịch vụ thanh toán di động ở Việt Nam: Sử dụng mô hình META-UTAUT	<i>Nguyễn Thị Thùy Vinh, Nguyễn Hồng Anh, Nguyễn Thanh Hiền Lương</i>	46
Vai trò của giấy chứng nhận quyền sử dụng đất nông nghiệp đối với quyết định đầu tư của các nông hộ Việt Nam	<i>Kiều Nguyệt Kim, Nguyễn Thị Minh</i>	57
Thu nhập phi nông nghiệp của hộ dân cư vùng đồng bằng Sông Cửu Long	<i>Nguyễn Tuấn Kiệt, Trịnh Công Đức, Từ Minh Lý</i>	68
Tiếp cận dịch vụ ngân hàng số của hộ kinh doanh du lịch cộng đồng ở Tây Bắc, Việt Nam	<i>Đỗ Xuân Luận, Trần Văn Quyết, Trần Văn Nguyễn, Lý Thị Thùy Dương</i>	78
Các nhân tố ảnh hưởng đến ý định khởi nghiệp của sinh viên Việt Nam: So sánh sự khác biệt giới tính và khối ngành	<i>Nguyễn Đình Toàn, Phạm Thị Huyền</i>	89

COVID-19 VÀ TỶ SUẤT SINH LỜI CỦA CỔ PHIẾU NGÀNH NGÂN HÀNG Ở VIỆT NAM

Nguyễn Thị Thiều Quang

Khoa Ngân hàng, trường Đại học Kinh tế - Đại học Đà Nẵng

Email: quangntt@due.edu.vn

Hà Xuân Thùy

Khoa Ngân hàng, trường Đại học Kinh tế - Đại học Đà Nẵng

Email: thuyhx@due.edu.vn

Mã bài: JED - 97

Ngày nhận: 15/02/2021

Ngày nhận bản sửa: 11/5/2021

Ngày duyệt đăng: 05/10/2021

Tóm tắt:

Nghiên cứu đánh giá tác động của COVID-19 đến thị trường chứng khoán Việt Nam thông qua phân tích tỷ suất sinh lời của các cổ phiếu của 15 ngân hàng niêm yết trên hai sàn giao dịch HSX và HNX. Sử dụng phương pháp nghiên cứu sự kiện, nghiên cứu cho thấy COVID-19 chỉ tác động mạnh đến tỷ suất sinh lời sau khi Việt Nam có ca nhiễm COVID-19 đầu tiên và khi COVID-19 được tuyên bố là đại dịch toàn cầu. Tuy nhiên, thị trường sẽ tự điều chỉnh tương ứng với các giai đoạn phát triển của đại dịch. Và do đó, giai đoạn có và không có COVID-19 không ảnh hưởng đến tỷ suất sinh lời của cổ phiếu. Mặc dù vậy, số ca nhiễm COVID-19 có tác động tiêu cực đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu; và việc thực hiện các biện pháp giãn cách xã hội của Chính phủ trong những giai đoạn cao điểm của dịch có tác động tích cực trong việc gia tăng niềm tin cho nhà đầu tư, và từ đó, làm tăng tỷ suất sinh lời cổ phiếu.

Từ khóa: Ngân hàng, COVID-19, phương pháp nghiên cứu sự kiện, tỷ suất sinh lời cổ phiếu.

Mã JEL: G14, G21, I10.

Covid-19 and banks' stock returns in Vietnam

Abstract:

This study investigates the COVID-19 impact on Vietnam's stock market by analyzing the stock returns of 15 banks listed on the Hochiminh and Hanoi stock exchanges. Employing the event study method, the results reveal that COVID-19 positively affects Vietnamese banks' stock returns when there is the first infected case in Vietnam and when COVID-19 is declared as a global pandemic. However, the market will correct itself over the development of the disease. Therefore, the period with and without COVID-19 has no significant impact on banks' stock returns in the longer term. Nevertheless, newly infected cases negatively influence stock returns. The findings also indicate that government measures such as social distancing, particularly in peak periods, are effective in improving the investors' confidence and have a positive effect on stock returns.

Keywords: Banking, COVID-19, event study, stock return.

JEL code: G14, G21, I10.

1. Giới thiệu

Năm 2020 là một năm nhiều biến động của thế giới do tác động của đại dịch COVID-19. COVID-19 không chỉ ảnh hưởng đến sức khỏe và các vấn đề xã hội, mà còn tác động nặng nề đến nền kinh tế và thị trường tài chính ở hầu hết các nước. Trong bối cảnh đó, nhiều nghiên cứu đã thực hiện để đánh giá tác động của COVID-19 đến thị trường chứng khoán và tìm thấy tác động tiêu cực của COVID-19 đến thị trường này (Ashraf, 2020; Phan & Narayan, 2020; Zhang & cộng sự, 2020). Anh & Gan (2020), Liu & cộng sự (2020) và He & cộng sự (2020) chỉ ra rằng tác động của COVID-19 đối với các ngành kinh tế là khác nhau. Với vai trò hấp thu những tác động tiêu cực từ cuộc khủng hoảng, một số nghiên cứu nhấn mạnh rằng ngành ngân hàng chịu tác động nặng nề hơn cả (Demirguc-Kunt & cộng sự, 2020). Mặc dù vậy, vẫn chưa có một nghiên

cứu nào đánh giá một cách đầy đủ tác động của COVID-19 đến ngành ngân hàng. Mặc dù Demircug-Kunt & cộng sự (2020) xem xét tác động của COVID-19 đối với ngành ngân hàng ở 53 nước, nghiên cứu tập trung đánh giá tác động của các đặc điểm ngân hàng đối với tỷ suất sinh lời bất thường và các biện pháp của chính phủ trong việc giảm các khó khăn tài chính. Hơn nữa, việc thực hiện nghiên cứu đa quốc gia bỏ qua những đặc thù của Việt Nam trong việc kiểm soát và khống chế dịch bệnh. Đặc biệt, khi Việt Nam là một trong số ít các nước có mức tổng sản phẩm quốc nội (GDP) ước tính năm 2020 tăng (vào khoảng 2,8%) (The World Bank, 2021). Do đó, việc đánh giá tác động của COVID-19 đến cổ phiếu ngành ngân hàng ở Việt Nam có thể đem lại những kết quả đáng suy ngẫm.

Các nghiên cứu trước đây đánh giá tác động của COVID-19 chủ yếu sử dụng phương pháp nghiên cứu sự kiện hoặc phương pháp hồi qui dữ liệu bảng tỷ suất sinh lời đối với các yếu tố của COVID-19 (Al-Awadhi & cộng sự, 2020; Ashraf, 2020; Anh & Gan, 2020; Liu & cộng sự, 2020; He & cộng sự, 2020). Tuy nhiên, mỗi phương pháp lại có những ưu, nhược điểm nhất định nên việc sử dụng từng phương pháp khó phản ánh một cách đầy đủ tác động của COVID-19. Do đó, nghiên cứu này kết hợp cả hai phương pháp để xem xét các phản ứng nhất thời của thị trường đối với dịch bệnh cũng như tác động của dịch bệnh đến cổ phiếu ngân hàng trong các khoảng thời gian dài hơn. Đặc biệt, đối với phương pháp nghiên cứu sự kiện, nghiên cứu xem xét các sự kiện khác nhau theo tiến trình của dịch bệnh thay vì chỉ lựa chọn 1 ngày sự kiện như các nghiên cứu trước đây.

Ngoài phần giới thiệu, các nội dung còn lại của bài báo gồm: Phần 2 nêu tổng quan về cơ sở lý thuyết của nghiên cứu; Phần 3 giới thiệu phương pháp nghiên cứu và dữ liệu; Phần 4 trình bày và phân tích kết quả nghiên cứu; Phần 5 đưa ra kết luận và một số hàm ý của nghiên cứu.

2. Tổng quan nghiên cứu

Theo lý thuyết tài chính hành vi, các sự kiện bất ngờ tác động đến các yếu tố tâm lý và hành vi của nhà đầu tư, từ đó tác động đến thị trường chứng khoán (Burns & cộng sự, 2012). Với sự bùng phát và lây lan mạnh mẽ của dịch COVID-19, ngày càng có nhiều nghiên cứu tập trung vào tác động của COVID-19 đến thị trường chứng khoán. Nhìn chung, các nghiên cứu về mối quan hệ giữa COVID-19 và thị trường chứng khoán có thể chia thành ba nhóm chính.

Nhóm thứ nhất, sử dụng các phương pháp thống kê tỷ suất sinh lời cổ phiếu và chỉ số cổ phiếu trong giai đoạn dịch bệnh. Trên cơ sở giảm giá cổ phiếu (tỷ suất sinh lời âm) và biến động mạnh của tỷ suất sinh lời, các nghiên cứu này kết luận rằng COVID-19 có tác động tiêu cực đối với thị trường chứng khoán (Phan & Narayan, 2020; Zhang & cộng sự, 2020).

Nhóm thứ hai sử dụng phương pháp nghiên cứu sự kiện với ngày sự kiện là các sự kiện có liên quan đến COVID-19 như ngày có ca nhiễm COVID-19 đầu tiên, ngày bắt đầu có sự quan tâm đến COVID-19, ngày thực hiện phong tỏa,... Cụ thể, nghiên cứu của Liu & cộng sự (2020) đối với 21 chỉ số chứng khoán của các nước chịu ảnh hưởng của COVID-19 cho thấy giá chứng khoán giảm mạnh ngay sau khi dịch bùng phát do dịch bệnh làm gia tăng các kỳ vọng bi quan về tỷ suất sinh lời và rủi ro trong tương lai. Nghiên cứu của Liu & cộng sự (2020) và He & cộng sự (2020) cũng chỉ ra rằng cổ phiếu các ngành vận tải giảm mạnh do dịch bệnh, nhưng các ngành y tế và Công nghệ thông tin lại hưởng lợi từ sự kiện này. Schoenfeld (2020) bổ sung thêm một số ngành chịu ảnh hưởng của COVID-19 ở Mỹ còn bao gồm ngành ô tô, năng lượng, máy móc, và dệt may. Tuy nhiên, những doanh nghiệp hoạt động trong lĩnh vực sản xuất thực phẩm, chăm sóc sức khỏe, dịch vụ truyền thông, và công nghiệp bán lẻ lại được lợi từ việc cổ phiếu tăng giá do các nhà đầu tư kỳ vọng về sự gia tăng nhu cầu đối với các sản phẩm, dịch vụ của các ngành này trong đại dịch.

Nhóm thứ ba sử dụng phương pháp hồi qui dữ liệu bảng. Điển hình là các nghiên cứu của Al-Awadhi & cộng sự (2020), Ashraf (2020), và Anh & Gan (2020). Theo đó, Al-Awadhi & cộng sự (2020) đánh giá tác động của số ca nhiễm và số ca tử vong do COVID-19 đối với tỷ suất sinh lời cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Trung Quốc giai đoạn tháng 01 đến tháng 03 năm 2020. Trong khi Ashraf (2020) thực hiện nghiên cứu trên 64 nước trên thế giới trong giai đoạn tháng 01 đến tháng 04 năm 2020 sử dụng chỉ số giá cổ phiếu. Cả hai nghiên cứu đều tìm thấy tác động tiêu cực của số ca nhiễm mới và số ca tử vong do COVID-19 đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu mặc dù tác động tiêu cực của số ca tử vong trong nghiên cứu của Ashraf (2020) là không đáng kể. Tại Việt Nam, Anh & Gan (2020) đánh giá tác động của việc phong tỏa do COVID-19 đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu của 723 doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn

tháng 01 đến tháng 05 năm 2020. Kết quả nghiên cứu cho thấy việc phong tỏa trong thời gian dịch bệnh có ảnh hưởng tích cực đến thị trường chứng khoán và các lĩnh vực khác nhau của nền kinh tế, đặc biệt là lĩnh vực tài chính.

Mặc dù số lượng đáng kể các nghiên cứu về tác động của dịch bệnh nói chung và COVID-19 nói riêng đối với doanh nghiệp, các nghiên cứu riêng trong lĩnh vực ngân hàng còn rất hạn chế. Nghiên cứu của Aldasoro & cộng sự (2020) đã chỉ ra tác động của COVID-19 có thể so sánh với cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008, thậm chí còn tệ hơn khi giá cổ phiếu của ngành ngân hàng giảm mạnh so với các ngành khác. Tuy nhiên, tác động này không đồng nhất giữa các quốc gia. Demircuc-Kunt & cộng sự (2020) thực hiện nghiên cứu trên các ngân hàng ở 53 nước và cho thấy giá cổ phiếu ngành ngân hàng giảm mạnh vào giai đoạn đầu của đại dịch và thấp hơn giá cổ phiếu của các doanh nghiệp khác trong nước cũng như các định chế tài chính phi ngân hàng. Nhóm tác giả giải thích tác động này do thị trường kỳ vọng rằng ngân hàng sẽ hấp thu những tác động tiêu cực từ cuộc khủng hoảng và chịu ảnh hưởng nhiều hơn các doanh nghiệp khác. Nghiên cứu cũng chỉ ra tác động không đồng nhất của các biện pháp can thiệp của chính phủ như hỗ trợ về thanh khoản, hỗ trợ các khoản vay của khách hàng, nới lỏng các chính sách tiền tệ... đến ngành ngân hàng ở các nước thành viên và không là thành viên của Ủy ban Basel, cũng như các nước đang phát triển và phát triển.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phương pháp nghiên cứu sự kiện

Nghiên cứu áp dụng phương pháp nghiên cứu sự kiện để đánh giá tác động trong ngắn hạn của COVID-19 đến tỷ suất sinh lời của cổ phiếu các ngân hàng ở Việt Nam bằng cách xem xét có tồn tại tỷ suất sinh lời bất thường trong giai đoạn COVID-19. Theo đó, nghiên cứu xác định các sự kiện gồm ngày Việt Nam có ca nhiễm đầu tiên vào 23 tháng 01 năm 2020 (sự kiện 1), ngày COVID-19 được Tổ chức Y tế Thế giới (WHO) tuyên bố là đại dịch toàn cầu vào ngày 11 tháng 03 năm 2020 (sự kiện 2) và ngày Việt Nam bùng phát dịch đợt 2 vào ngày 25 tháng 07 năm 2020 (sự kiện 3). Trên cơ sở đó, tác giả ước lượng tỷ suất sinh lời cổ phiếu của các ngân hàng trong trường hợp không có các sự kiện trên sử dụng mô hình thị trường (phương trình 1). Để đảm bảo việc ước lượng hiệu quả tỷ suất sinh lời bất thường, nhóm tác giả sử dụng cửa sổ ước lượng là 210 ngày đến 10 ngày trước ngày sự kiện tương tự Kim & cộng sự (2020). Phương trình ước lượng tỷ suất sinh lời cổ phiếu như sau:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Với R_{it} là tỷ suất sinh lời cổ phiếu i vào ngày t , được tính bằng phần trăm chênh lệch giá đóng cửa so với ngày hôm trước, R_{mt} là tỷ suất sinh lời thị trường vào ngày t , được xác định bằng chỉ số giá cổ phiếu VNIndex và HNX-Index đối với các cổ phiếu niêm yết lần lượt trên sàn giao dịch chứng khoán Hồ Chí Minh (HSX) và sàn giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX); α_i và β_i là các hệ số hồi qui; và ε_{it} là sai số ngẫu nhiên.

Các hệ số ước lượng từ phương trình (1) được dùng để ước lượng tỷ suất sinh lời cổ phiếu trong giai đoạn 10 ngày sau ngày xảy ra các sự kiện tương tự Liu & cộng sự (2020). Tỷ suất sinh lời bất thường (AR_{it}) đối với mỗi cổ phiếu được xác định như sau:

$$AR_{it} = R_{it} - ER_{it} \quad (2)$$

Trong đó, ER_{it} là tỷ suất sinh lời của cổ phiếu i vào ngày t sử dụng các hệ số ước lượng từ phương trình (1).

Do mục tiêu nghiên cứu là đánh giá tỷ suất sinh lời bất thường của ngành ngân hàng, nên nghiên cứu sử dụng chỉ tiêu tỷ suất sinh lời bất thường bình quân (AAR_t) được tính bình quân cho N ngân hàng ở Việt Nam. Cụ thể là:

$$AAR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{it} \quad (3)$$

Để xác định có tồn tại tỷ suất sinh lời bất thường của giá cổ phiếu của các ngân hàng do COVID-19 hay không, nghiên cứu thực hiện kiểm định t-test với giả thuyết H_0 là không có tỷ suất sinh lời bất thường trong vòng 10 ngày sau các ngày sự kiện liên quan đến COVID-19 ($AAR_t = 0$). Việc bác bỏ giả thuyết H_0 thể hiện rằng có tồn tại tỷ suất sinh lời bất thường đối với giá cổ phiếu ngành ngân hàng do COVID-19 (Campbell & cộng sự, 1997).

3.2. Phương pháp hồi qui dữ liệu bảng

COVID-19 diễn ra trong một khoảng thời gian tương đối dài, và việc xem xét tác động của COVID-19

thông qua 1 hoặc 1 số ngày sự kiện sẽ không phản ánh đầy đủ tác động của COVID-19. Do đó, nghiên cứu này sử dụng thêm phương pháp hồi qui dữ liệu bảng. Mô hình hồi qui dữ liệu bảng như sau:

$$R_{it} = \delta_i + \varphi \text{COVID}_t + \omega X_{i,t-1} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

Trong đó, COVID_t là vecto các yếu tố liên quan đến COVID-19; $X_{i,t-1}$ là các biến kiểm soát; δ_i là hằng số, φ và ω là vecto các hệ số hồi qui; và ϵ_{it} là sai số ngẫu nhiên.

Tương tự Al-Awadhi & cộng sự (2020), Ashraf (2020) và Anh & Gan (2020), nghiên cứu sử dụng số ca mắc mới COVID-19 (CASE), số ca tử vong tăng thêm do COVID-19 (DEATH) để đánh giá tác động của COVID-19. Bên cạnh đó, nghiên cứu cũng xem xét tác động của giai đoạn trước và sau khi có ca nhiễm COVID-19 đầu tiên (COVID), và giai đoạn trước và sau khi áp dụng các biện pháp giãn cách xã hội (DIS). Các biến kiểm soát gồm giá trị vốn hóa thị trường (MKT), giá trị thị trường trên giá trị sổ sách (MTB) và tỉ suất sinh lời của thị trường (R_m) tương tự các nghiên cứu trước đây (Sharpe, 1964; Fama & French, 2015; Al-Awadhi & cộng sự, 2020; Anh & Gan, 2020). Danh sách các biến và cách đo lường được thể hiện trong Bảng 1.

Vì dữ liệu nghiên cứu ở dạng bảng nên nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi qui mô hình sai số cố định (FEM) để ước lượng.

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu là dữ liệu hàng ngày được thu thập cho 15 cổ phiếu ngành ngân hàng được niêm yết trên hai sàn HNX và HSX giai đoạn từ ngày 01 tháng 01 năm 2018 đến ngày 31 tháng 12 năm 2020. Các dữ liệu liên quan đến cổ phiếu và các chỉ số VN-Index và HNX-Index được trích xuất từ cơ sở dữ liệu FinnPro. Các dữ liệu về COVID-19 được thu thập từ trang thông tin về dịch bệnh viêm đường hô hấp cấp COVID-19 của Bộ Y tế Việt Nam (Bộ Y tế, 2021). Thống kê và mô tả các biến được trình bày trong Bảng 1.

4. Kết quả và thảo luận

Bảng 1: Mô tả các biến

Các biến	Định nghĩa	Đo lường	Trung bình	Độ lệch chuẩn
R	Tỷ suất sinh lời cổ phiếu	$(P_{it} - P_{it-1})/P_{it-1}$	0,001	0,023
Các biến liên quan đến COVID-19				
COVID	Giai đoạn có và không có COVID-19	Biến giả, có giá trị 1 giai đoạn từ ngày 23 tháng 01 năm 2020 đến ngày 31 tháng 12 năm 2020, và 0 cho giai đoạn còn lại	0,319	0,466
DIS	Áp dụng biện pháp giãn cách xã hội	Biến giả, có giá trị 1 cho các giai đoạn áp dụng giãn cách xã hội (ngày 01 đến ngày 30 tháng 04 năm 2020 và ngày 26 tháng 07 đến ngày 04 tháng 09 năm 2020), 0 cho giai đoạn còn lại	0,065	0,246
CASE	Số ca nhiễm tăng thêm	$\text{CASE}_t - \text{CASE}_{t-1}$	1,459	5,154
DEATH	Số ca tử vong tăng thêm	$\text{DEATH}_t - \text{DEATH}_{t-1}$	0,030	0,253
Các biến kiểm soát (X)				
MKT	Giá trị vốn hóa thị trường	Ln (giá trị vốn hóa thị trường)	31,090	1,127
MTB	Hệ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường	Giá trị sổ sách/giá trị thị trường	1,321	0,821
R_m	Tỷ suất sinh lời thị trường	$(\text{Index}_t - \text{Index}_{t-1})/\text{Index}_{t-1}$	0,000	0,017

4.1. Phương pháp nghiên cứu sự kiện

Bảng 2 thể hiện tỉ suất sinh lời bất thường bình quân của cổ phiếu các ngân hàng trong 10 ngày sau các ngày sự kiện. Kết quả nghiên cứu cho thấy tồn tại tỉ suất sinh lời bất thường trong giai đoạn từ 2 đến 8 ngày sau ngày sự kiện 1 ($p\text{-value} < 0,01$). Hầu hết các giá trị tỷ suất sinh lời bất thường bình quân (AAR) đều dương thể hiện tác động tích cực của COVID-19 đến tỉ suất sinh lời cổ phiếu của các ngân hàng trong làn sóng COVID-19 thứ nhất. Tuy nhiên, tác động của COVID-19 đến tỉ suất sinh lời cổ phiếu ngân hàng sau khi COVID-19 được tuyên bố là đại dịch toàn cầu lại không rõ ràng. Các giá trị AAR chỉ có ý nghĩa thống kê trong các ngày thứ 3, 4, 7 và 9 sau ngày sự kiện. Và đến làn sóng COVID-19 thứ hai (sự kiện 3), tác động của COVID-19 đến tỉ suất sinh lời cổ phiếu là không đáng kể (AAR trong 10 ngày sau sự kiện 3 đều không có ý nghĩa thống kê).

Kết quả ở Bảng 2 không thể hiện được mức độ tác động của các sự kiện đến tỉ suất sinh lời cổ phiếu.

Bảng 2: Tỷ suất sinh lợi bất thường bình quân (AAR) của cổ phiếu các ngân hàng trong 10 ngày sau ngày sự kiện

t	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Làn sóng COVID-19 thứ nhất (Sự kiện 1)											
AAR	-0,003	0,002	0,010	0,022	0,012	0,014	-0,014	-0,008	0,012	0,004	0,000
t-statistic	-0,951	0,683	3,220	6,896	3,741	4,226	-4,337	-2,529	3,697	1,275	0,112
p-value	0,343	0,496	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,012	0,000	0,204	0,911
WHO tuyên bố COVID-19 là đại dịch (Sự kiện 2)											
AAR	-0,001	0,000	0,005	-0,015	0,015	0,005	-0,001	0,018	-0,004	0,011	-0,002
t-statistic	-0,339	-0,040	1,357	-4,270	4,503	1,495	-0,206	5,145	-1,066	3,286	-0,588
p-value	0,735	0,968	0,177	0,000	0,000	0,137	0,837	0,000	0,288	0,001	0,557
Làn sóng COVID-19 thứ hai (Sự kiện 3)											
AAR	-0,006	-0,002	0,010	-0,005	-0,006	-0,002	-0,001	-0,002	-0,006	-0,005	0,003
t-statistic	-1,159	-0,347	2,121	-1,053	-1,356	-0,448	-0,231	-0,360	-1,265	-0,986	0,593
p-value	0,248	0,729	0,035	0,294	0,177	0,655	0,817	0,719	0,207	0,325	0,554

Do đó, nghiên cứu tiếp tục đánh giá tỉ suất sinh lời bất thường bình quân tích lũy (CAAR) của các cửa sổ sự kiện trong vòng 10 ngày sau các ngày sự kiện với . Kết quả nghiên cứu ở Bảng 3 cho thấy tương tự như Bảng 2, tỉ suất sinh lời bất thường bắt đầu từ ngày 2 và kéo dài đến 10 ngày sau sự kiện 1 (CAAR dương và có ý nghĩa thống kê ở tất cả các cửa sổ sự kiện, trừ cửa sổ [0;1]) và không có tỉ suất sinh lời bất thường đến 10 ngày sau ngày sự kiện 3 (CAAR không có ý nghĩa thống kê ở tất cả các cửa sổ sự kiện). Trong khi đó, tác động của COVID-19 sau khi được tuyên bố là đại dịch toàn cầu chỉ thực sự rõ rệt từ ngày thứ 7 đến ngày thứ 10 sau ngày sự kiện.

Do tác động của mỗi sự kiện COVID-19 kéo dài đến 10 ngày sau ngày sự kiện, nghiên cứu tiếp tục xem

Bảng 3: Tỷ suất sinh lợi bất thường bình quân tích lũy của cổ phiếu các ngân hàng trong 10 ngày sau ngày sự kiện

Cửa sổ	[0;1]	[0;2]	[0;3]	[0;4]	[0;5]	[0;6]	[0;7]	[0;8]	[0;9]	[0;10]
Làn sóng COVID-19 thứ nhất (Sự kiện 1)										
CAAR	0,009	0,031	0,043	0,057	0,043	0,035	0,047	0,051	0,051	0,050
t-statistic	1,525	4,532	5,637	6,926	4,882	3,691	4,678	4,840	4,656	4,600
p-value	0,129	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
WHO tuyên bố COVID-19 là đại dịch (Sự kiện 2)										
CAAR	0,000	0,005	-0,009	0,006	0,011	0,011	0,030	0,027	0,039	0,035
t-statistic	0,082	0,751	-1,169	0,695	1,188	1,078	2,653	2,076	2,846	2,657
p-value	0,935	0,453	0,244	0,488	0,236	0,282	0,009	0,039	0,005	0,009
Làn sóng COVID-19 thứ hai (Sự kiện 3)										
CAAR	-0,007	0,003	-0,002	-0,009	-0,011	-0,012	-0,014	-0,020	-0,024	-0,021
t-statistic	-1,067	0,324	-0,230	-0,794	-0,904	-0,921	-0,984	-1,335	-1,567	-1,320
p-value	0,287	0,747	0,819	0,428	0,367	0,358	0,326	0,183	0,119	0,188

xét các cửa sổ sự kiện dài hơn. Kết quả nghiên cứu ở Bảng 4 khẳng định tác động tích cực của đợt COVID thứ nhất đến tỉ suất sinh lời cổ phiếu và tác động này duy trì đến 90 ngày sau ngày sự kiện. Tuy nhiên, tác động tích cực của COVID-19 sau khi COVID-19 được tuyên bố là đại dịch toàn cầu chỉ duy trì trong 10 ngày đầu, và tác động chuyển thành bất lợi sau đó. Tác động này kéo dài đến 80 ngày sau ngày sự kiện, thể hiện ở CAAR trong các cửa sổ sự kiện [0;20] đến [0;80] đều âm và có ý nghĩa thống kê. Kết quả ở Bảng 4

cũng khẳng định lại các kết quả ở Bảng 2 và 3 về việc tỉ suất sinh lời cổ phiếu ngành ngân hàng ở Việt Nam không bị ảnh hưởng bởi COVID-19 trong lần sóng COVID-19 thứ hai.

Như vậy, các kết quả nghiên cứu trên cho thấy tác động của COVID-19 đến tỉ suất sinh lời cổ phiếu thay đổi theo quá trình phát triển của dịch bệnh. Trong giai đoạn đầu của dịch vào tháng 01 năm 2020, mức độ ảnh hưởng của COVID-19 trong giai đoạn này còn chưa đáng kể, nên mặc dù tin tức về COVID-19 trong sự kiện 1 có thể xem là “tin xấu” nhưng thông tin này vẫn tốt hơn so với kỳ vọng của thị trường. Điều này phù hợp với nghiên cứu của Alfaro & cộng sự (2020) và lý giải vì sao sự kiện 1 lại tác động tích cực đến tỉ suất sinh lời của cổ phiếu. Trong sự kiện thứ 2, COVID-19 đã bắt đầu ảnh hưởng nặng nề đến nhiều nước. Trong khi đó, ở Việt Nam tình hình COVID-19 vẫn trong tầm kiểm soát nên thị trường vẫn còn lạc quan về tình hình dịch bệnh và tỉ suất sinh lời bất thường bình quân trong 10 ngày sau sự kiện 2 là dương. Tuy nhiên, khi COVID-19 bắt đầu diễn biến phức tạp sau đó buộc Chính phủ phải áp dụng các biện pháp giãn cách toàn xã hội, tỉ suất sinh lời bất thường bình quân chuyển thành âm trong giai đoạn sau này. Trong sự kiện 3, mặc dù COVID-19 xuất hiện trở lại và có chiều hướng xấu đi khi bắt đầu xuất hiện ca tử vong, các thông tin về COVID-19 đã không còn “mới” và “bất ngờ”, do đó, không có tỉ suất sinh lời bất thường sau ngày sự kiện 3 (Mishkin, 2004).

Bên cạnh đó, việc tỉ suất sinh lời thay đổi theo diễn biến của dịch bệnh, và việc tỉ suất sinh lời không còn bị ảnh hưởng khi có lần sóng COVID-19 thứ hai thể hiện sự tự điều chỉnh của thị trường, tương tự như nghiên cứu của Phan & Narayan (2020). Điều này được giải thích bởi De Bondt & Thaler (1987) về phản ứng quá mức của thị trường.

4.2. Phương pháp hồi qui dữ liệu bảng

Bảng 4: Tỷ suất sinh lợi bất thường bình quân tích lũy của cổ phiếu các ngân hàng trong các cửa sổ sự kiện khác nhau

t	Sự kiện 1			Sự kiện 2			Sự kiện 3		
	CAAR	t-statistic	p-value	CAAR	t-statistic	p-value	CAAR	t-statistic	p-value
[0;10]	0,051	4,656	0,000	0,035	2,657	0,009	-0,020	-1,260	0,209
[0;20]	0,091	5,917	0,000	-0,055	-3,284	0,001	-0,011	-0,510	0,611
[0;30]	0,106	5,398	0,000	-0,074	-3,619	0,000	-0,035	-1,266	0,207
[0;40]	0,104	4,469	0,000	-0,077	-3,110	0,002	-0,012	-0,350	0,726
[0;50]	0,056	2,249	0,026	-0,089	-2,995	0,003	0,019	0,482	0,631
[0;60]	0,047	1,744	0,083	-0,062	-1,750	0,082	0,011	0,243	0,808
[0;70]	0,063	2,096	0,037	-0,072	-1,777	0,077	-0,048	-0,840	0,402
[0;80]	0,063	1,887	0,061	-0,096	-2,039	0,043	-0,034	-0,537	0,592
[0;90]	0,096	2,535	0,012	-0,086	-1,566	0,119	-0,037	-0,499	0,618

Kết quả hồi qui ở Bảng 5 cho thấy việc sử dụng độc lập (cột 1 đến cột 4) hay đồng thời các biến liên quan đến COVID-19 trong mô hình (cột 5) không ảnh hưởng đến kết quả nghiên cứu. Hệ số ước lượng của biến COVID gần bằng 0 và không có ý nghĩa thống kê ở tất cả các mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%. Do đó, có thể kết luận rằng giai đoạn có hay không có COVID-19 không tác động đến tỉ suất sinh lời của cổ phiếu ngân hàng. Kết hợp với các kết quả ở Bảng 2, 3 và 4, kết quả này khẳng định lại hành vi phản ứng quá mức của thị trường trong giai đoạn đầu của dịch bệnh. Tuy nhiên, theo thời gian, khi các thông tin liên quan về dịch bệnh ngày càng nhiều và được phổ biến rộng rãi, thị trường sẽ dần điều chỉnh (Phan & Narayan, 2020).

Tương tự, hệ số ước lượng của DIS dương nhưng không có ý nghĩa thống kê cho thấy việc thực hiện các biện pháp giãn cách xã hội của chính phủ trong hai đợt dịch có tác động tích cực nhưng không đáng kể đến tỉ suất sinh lời cổ phiếu ngân hàng ở Việt Nam. Kết quả này ngược với nghiên cứu của Anh & Gan (2020). Tuy nhiên, nghiên cứu của Anh & Gan (2020) thực hiện cho giai đoạn COVID-19 thứ nhất và chỉ xem xét biện pháp giãn cách toàn xã hội.

Tương tự Al-Awadhi & cộng sự (2020), Ashraf (2020) và Anh & Gan (2020), nghiên cứu cũng chỉ ra rằng số ca nhiễm COVID-19 có tác động tiêu cực đến tỉ suất sinh lời cổ phiếu, thể hiện bằng hệ số âm và có ý nghĩa thống kê của biến CASE. Điều này thể hiện vai trò của số ca nhiễm mới có thể được xem như chỉ báo về mức độ nghiêm trọng của dịch bệnh. Số ca nhiễm mới càng tăng phản ánh dịch bệnh càng trở nên nghiêm trọng, từ đó ảnh hưởng tiêu cực đến kỳ vọng của nhà đầu tư về dòng tiền trong tương lai và làm giảm tỉ suất

sinh lời của cổ phiếu. Tuy nhiên, hệ số ước lượng của biến DEATH không có ý nghĩa thống kê. Do đó, không có đủ bằng chứng kết luận về tác động của số ca tử vong tăng thêm (DEATH) đến tỉ suất sinh lời cổ phiếu ngành ngân hàng. Điều này có thể do Việt Nam thực hiện tương đối tốt công tác kiểm soát dịch, dẫn đến số ca tử vong thấp, trung bình chỉ 0,03 ca mới/ngày. Bên cạnh đó, do số ca tử vong tăng thêm thấp và ít biến động nên khó tìm thấy ý nghĩa thống kê của biến DEATH đối với tỉ suất sinh lời của cổ phiếu ngành ngân hàng. Một nguyên nhân khác là do COVID-19 có khả năng gây tử vong cao nên các nhà đầu tư có thể đã dự đoán trước biến động bất lợi của thị trường khi có thông tin xác nhận về số ca nhiễm (Ashraf, 2020).

Liên quan đến các đặc điểm riêng của ngân hàng, các biến MTB và MKT đều có hệ số ước lượng âm và có ý nghĩa thống kê, tương tự như các nghiên cứu trước đây (Al-Awadhi & cộng sự, 2020; Anh & Gan, 2020; Ashraf, 2020). Hệ số ước lượng của R_m thể hiện rủi ro thị trường của cổ phiếu ngành ngân hàng dương và nhỏ hơn 1 cho thấy các cổ phiếu ngành ngân hàng biến động cùng chiều và mức biến động ít hơn so với thị trường.

4.3. Kiểm định bổ sung

Bảng 5: Kết quả hồi qui mô hình sai số cố định (FEM)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
COVID	0,001 (0,001)				0,001 (0,001)
DIS		0,002 (0,001)			0,003 (0,002)
CASE			-0,000* (0,000)		-0,000*** (0,000)
DEATH				0,000 (0,000)	-0,000 (0,001)
MTB _{t-1}	-0,001* (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001** (0,001)
MKT _{t-1}	-0,004*** (0,001)	-0,003** (0,001)	-0,003* (0,002)	-0,003** (0,002)	-0,003** (0,001)
R_m	0,481** (0,224)	0,479* (0,225)	0,481** (0,224)	0,481** (0,224)	0,479* (0,225)
Hằng số	0,122*** (0,036)	0,105** (0,045)	0,104** (0,047)	0,107** (0,047)	0,106** (0,043)
Số quan sát	11064	11064	11064	11064	11064
R squared	0,144	0,145	0,144	0,144	0,145

Ghi chú: Sai số chuẩn mạnh được báo cáo trong ngoặc. *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%.

Để đảm bảo tính tin cậy của các kết quả nghiên cứu, nghiên cứu thực hiện thêm một số các kiểm định bổ sung đối với phương trình (4). Cụ thể là:

(1) Thay thế biến COVID bằng biến COVID1 để đánh giá tác động của giai đoạn có và không có COVID-19. Biến COVID1 có giá trị 1 trong những giai đoạn có ca nhiễm mới COVID-19 và 0 cho các giai đoạn còn lại.

(2) Thay thế biến DIS bằng biến TOT_DIS (có giá trị 1 cho giai đoạn giãn cách toàn xã hội theo chỉ thị 16/CT-Ttg và 0 cho giai đoạn còn lại) và biến PAR_DIS (có giá trị 1 cho giai đoạn giãn cách xã hội đối với 1 số địa phương theo chỉ thị 19/CT-Ttg và 0 cho giai đoạn còn lại) để đánh giá đầy đủ hơn tác động của các biện pháp giãn cách xã hội đến tỉ suất sinh lời cổ phiếu.

(3) Ước lượng phương trình (4) với hai biến TOT_DIS và PAR_DIS bằng mô hình hồi qui sai số ngẫu nhiên (REM) để so sánh với nghiên cứu của Anh & Gan (2020).

(4) Xem xét mối quan hệ tương tác giữa việc áp dụng biện pháp giãn cách xã hội (DIS) đối với công tác kiểm soát dịch (CASE) bằng cách thêm biến tương tác DISxCASE.

(5) Sử dụng tốc độ tăng trưởng số ca nhiễm (GCASE) và tốc độ tăng trưởng số ca tử vong (GDEATH) thay cho số ca nhiễm mới COVID-19 (CASE) và số ca tử vong tăng thêm (DEATH).

(6) Kiểm định riêng biệt đối với lần lượt biến CASE và DEATH trong mô hình (4) để xem xét việc không có ý nghĩa thống kê của biến DEATH có phải do tự tương quan với biến CASE trong mô hình hay không.

Kết quả các kiểm định bổ sung thể hiện ở Bảng 6 tương tự như Bảng 5. Do đó, các kết quả nghiên cứu là đáng tin cậy và phù hợp. Bên cạnh đó, kết quả ở cột (3) Bảng 6 cho thấy mặc dù hệ số ước lượng biến TOT_DIS dương và có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 5%, tương tự nghiên cứu của Anh & Gan (2020), nhưng kiểm định Hausman có p-value < 0,05. Do đó, kết quả ước lượng bằng mô hình FEM phù hợp hơn REM. Đặc biệt, kết quả ở cột (4) Bảng 6 cho thấy việc áp dụng biện pháp giãn cách xã hội trong những giai đoạn cao điểm của dịch (số ca tăng) là phù hợp và có tác dụng tích cực trong việc gia tăng niềm tin cho nhà đầu tư và từ đó, làm tăng tỉ suất sinh lời cổ phiếu.

Bảng 6: Kết quả kiểm định bổ sung

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
COVID		0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)
COVID 1	0,001 (0,001)						
DIS	0,003* (0,002)			0,001 (0,002)	0,002 (0,002)	0,003 (0,002)	0,002 (0,002)
PAR_DIS		0,001 (0,001)	0,001 (0,001)				
TOT_DIS		0,009 (0,005)	0,009** (0,005)				
CASE	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)		-0,000*** (0,000)	
DIS x CASE				0,000*** (0,000)			
DEATH	-0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)			-0,001 (0,001)
GCASE					-0,007* (0,004)		
GDEATH					-0,006 (0,007)		
MTB _{T-1}	-0,003 (0,002)	-0,003** (0,001)	0,000 (0,000)	-0,003** (0,001)	-0,004** (0,001)	-0,003** (0,001)	-0,003** (0,001)
MKT _{t-1}	-0,002** (0,001)	-0,001** (0,001)	-0,001 (0,000)	-0,001** (0,001)	-0,001* (0,001)	-0,001** (0,001)	-0,001* (0,001)
R _M	0,478* (0,225)	0,475* (0,225)	0,475** (0,225)	0,478* (0,225)	0,479* (0,225)	0,479* (0,225)	0,480* (0,225)
Hằng số	0,081 (0,049)	0,098** (0,043)	0,000 (0,007)	0,100** (0,045)	0,114** (0,043)	0,106** (0,043)	0,109** (0,042)
Số quan sát	11064	11064	11064	11064	11064	11064	11064
R squared	0,145	0,147	0,146	0,146	0,145	0,145	0,145

Ghi chú: Sai số chuẩn mạnh được báo cáo trong ngoặc. *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%.

5. Kết luận

Nghiên cứu đánh giá tác động của COVID-19 đến thị trường chứng khoán Việt Nam thông qua phân tích tỷ suất sinh lời của các cổ phiếu ngành ngân hàng. Sử dụng dữ liệu giá hàng ngày của các cổ phiếu của 15 ngân hàng niêm yết trên hai sàn giao dịch HSX và HNX giai đoạn từ ngày 01 tháng 01 năm 2018 đến ngày 31 tháng 12 năm 2020 thông qua phương pháp nghiên cứu sự kiện và phương pháp hồi qui dữ liệu bảng, nghiên cứu đi đến một số kết luận quan trọng.

Thứ nhất, sử dụng phương pháp nghiên cứu sự kiện, nghiên cứu tìm thấy sự tồn tại của tỉ suất sinh lời bất thường trong giai đoạn từ 2 đến 8 ngày sau khi Việt Nam có ca nhiễm COVID-19 đầu tiên và tiếp tục duy trì

đến 90 ngày sau đó. Tuy nhiên, tác động này lại không rõ ràng sau khi COVID-19 được tuyên bố là đại dịch toàn cầu và chỉ thực sự rõ rệt từ ngày thứ 7 đến ngày thứ 10 sau đó. Hơn nữa, COVID-19 bắt đầu ảnh hưởng bất lợi đến sự lạc quan của nhà đầu tư đối với thị trường và tác động tiêu cực đến tỉ suất sinh lời của cổ phiếu trong 80 ngày sau đó. Và đến làn sóng COVID-19 thứ hai, tác động của COVID-19 đến tỉ suất sinh lời cổ phiếu là không đáng kể. Như vậy, có thể thấy thị trường đã có sự tự điều chỉnh tương ứng với các giai đoạn phát triển của đại dịch. COVID-19 chỉ tác động mạnh đến tỷ suất sinh lợi trong làn sóng thứ nhất và khi trở thành đại dịch toàn cầu do nó tạo ra sự kiện bất ngờ và không mong muốn đối với thị trường.

Thứ hai, nghiên cứu tác động trong dài hạn hơn của COVID-19 đến tỉ suất sinh lời cổ phiếu bằng mô hình hồi qui sai số cố định cho thấy không có sự khác biệt về tỉ suất sinh lời của cổ phiếu ngành ngân hàng trong giai đoạn có và không có COVID-19. Tuy nhiên, số ca nhiễm COVID-19 có tác động tiêu cực đến tỉ suất sinh lợi cổ phiếu và việc thực hiện các biện pháp giãn cách xã hội của Chính phủ trong hai đợt dịch trong những giai đoạn cao điểm của dịch có tác động tích cực trong việc gia tăng niềm tin cho nhà đầu tư; và từ đó, làm tăng tỉ suất sinh lợi cổ phiếu. Các kiểm định bổ sung xem xét việc sử dụng các cách đo lường khác nhau cho các yếu tố liên quan đến COVID-19 đều khẳng định kết quả nghiên cứu là phù hợp và đáng tin cậy.

Kết quả nghiên cứu hàm ý rằng các nhà đầu tư có thể tận dụng những biến động bất thường trong ngắn hạn của thị trường để gia tăng lợi nhuận của danh mục đầu tư. Tuy nhiên, đối với những trường hợp danh mục đầu tư bị ảnh hưởng bất lợi, chiến lược “chờ và xem” sẽ hiệu quả bởi vì thị trường sẽ dần phục hồi. Bên cạnh đó, việc triển khai quyết liệt các biện pháp chống dịch của Chính phủ cũng là cơ sở để các nhà đầu tư có thêm niềm tin vào thị trường, từ đó đảm bảo sự ổn định của thị trường chứng khoán, tạo tiền đề cho sự phát triển của nền kinh tế.

Lời thừa nhận/ cảm ơn: Nghiên cứu này là sản phẩm của đề tài cấp cơ sở “Tác động của COVID-19 đến tỷ suất sinh lợi của cổ phiếu các ngân hàng niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam”, mã số: T2021-04-06 do Trường Đại học Kinh tế - Đại học Đà Nẵng quản lý.

Tài liệu tham khảo

- Al-Awadhi, A.M., Al-Saifi, K., Al-Awadhi, A. & Alhamadi, S. (2020), ‘Death và contagious infectious diseases: Impact of the COVID-19 virus on stock market returns’, *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 27, 10032-10036.
- Aldasoro, I., Fender, I., Hardy, B. & Tarashev, N. (2020), ‘Effects of Covid-19 on the banking sector: the market’s assessment’, *BIS Bullentin*, 12, 1-7.
- Alfaro, L., Chari, A., Greenl, A.N. & Schott, P.K. (2020), ‘Aggregate and firm-level stock returns during pvaemics, in real time’, *NBER Working Papers 26950*, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Anh, D.L.T. & Gan, C. (2020), ‘The impact of the COVID-19 lockdown on stock market performance: evidence from Vietnam’, *Journal of Economic Studies*, 48 (4), 836-851.
- Ashraf, B.N. (2020), ‘Stock markets’ reaction to COVID-19: cases or fatalities?’, *Research in International Business và Finance*, 54, 10124-10129.
- Bộ Y tế (2021), *Trang tin về dịch bệnh viêm đường hô hấp cấp COVID-19*, truy cập ngày 31 tháng 03 năm 2021, từ <<https://ncov.moh.gov.vn>>.
- Burns, W.J., Peters, E. & Slovic, P. (2012), ‘Risk perception và the economic crisis: A longitudinal study of the trajectory of perceived risk’, *Risk Analysis: An International Journal*, 32(4), 659-677.
- Campbell, J.Y., Lo, A.W. & MacKinlay, A.C. (1997), ‘Event-study analysis’, *The Econometrics of Financial Markets*, 1, 149-180.
- De Bondt, W.F. & Thaler, R.H. (1987), ‘Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality’, *The Journal of finance*, 42(3), 557-581.
- Demirguc-Kunt, A., Pedraza, A. & Ruiz-Ortega, C. (2020), ‘Banking sector performance during the covid-19 crisis’, *Policy Research Working Paper No. 9363*, World Bank, Washington.
- Fama, E.F. & French, K.R. (2015), ‘A five-factor asset pricing model’, *Journal of financial economics*, 116(1), 1-22.

-
- He, P., Sun, Y., Zhang, Y. & Li, T. (2020), 'COVID-19's impact on stock prices across different sectors - An event study based on the Chinese stock market', *Emerging Markets Finance and Trade*, 56(10), 2198-2212.
- Kim, J., Kim, J., Lee, S.K. & Tang, L.R. (2020), 'Effects of epidemic disease outbreaks on financial performance of restaurants: Event study method approach', *Journal of Hospitality and Tourism Management*, 43, 32-41.
- Liu, H., Wang, Y., He, D. & Wang, C. (2020), 'Short term response of Chinese stock markets to the outbreak of COVID-19', *Applied Economics*, 1-14.
- Mishkin, F.S. (2004), *The economics of money, banking, and financial markets*, 7th edition, The United States of America, Pearson.
- Phan, D.H.B. & Narayan, P.K. (2020), 'Country responses và the reaction of the stock market to COVID-19 - A preliminary exposition', *Emerging Markets Finance and Trade*, 56(10), 2138-2150.
- Schoenfeld, J. (2020), *The invisible business risk of the COVID-19 pandemic*, retrieved on August 1st 2021, from <<https://voxeu.org/article/invisible-business-risk-covid-19-pandemic>>.
- Sharpe, W.F. (1964), 'Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk', *The journal of finance*, 19(3), 425-442.
- The World Bank (2021), *The World Bank In Vietnam – Overview*, retrieved on August 1st 2021, from <<https://www.worldbank.org/en/country/vietnam/overview>>.
- Zhang, D., Hu, M. & Ji, Q. (2020), 'Financial markets under the global pandemic of COVID-19', *Finance Research Letters*, 36, 10152-10158.

NHÀ NƯỚC VỚI VIỆC XÂY DỰNG VÀ TỔ CHỨC THỰC THI HỆ THỐNG CHÍNH SÁCH PHÁP LUẬT VỀ AN SINH XÃ HỘI Ở VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 2011-2020: THỰC TRẠNG VÀ VẤN ĐỀ

Vương Phương Hoa

Khoa Lý luận chính trị, Trường Đại học Kinh tế, Đại học Đà Nẵng

Email: hoavp@due.edu.vn

Mã bài: JED - 365

Ngày nhận: 01/08/2021

Ngày nhận bản sửa: 13/09/2021

Ngày duyệt đăng: 05/10/2021

Tóm tắt:

Trên cơ sở khái quát thực trạng xây dựng và tổ chức thực thi hệ thống chính sách pháp luật về an sinh xã hội theo các chức năng cơ bản của nó là phòng ngừa rủi ro, giảm thiểu rủi ro và khắc phục rủi ro trong những năm 2011-2020, bài viết chỉ ra những kết quả và tác động của việc xây dựng, hoàn thiện và tổ chức thực thi hệ thống chính sách pháp luật đến việc thực hiện các mục tiêu theo chức năng của hệ thống an sinh xã hội. Đồng thời, bài viết nhấn mạnh những vấn đề đang đặt ra nhằm tăng cường vai trò nhà nước trong việc xây dựng và tổ chức thực thi hệ thống chính sách an sinh xã hội hiện nay như: cần khắc phục sự chậm trễ trong ban hành một số văn bản hướng dẫn thi hành chính sách pháp luật về an sinh xã hội; khắc phục sự trùng chéo hoặc chưa phù hợp với điều kiện cụ thể của một số văn bản chính sách; tăng cường tính bền vững của chính sách bảo hiểm xã hội; đảm bảo các nguồn lực thực hiện các mục tiêu chính sách, cũng như khắc phục những hạn chế trong tổ chức thực thi hệ thống chính sách pháp luật về an sinh xã hội ở nước ta.

Từ khóa: Xây dựng và tổ chức thực thi chính sách, an sinh xã hội, vai trò nhà nước.

Mã JEL: A13.

The State with the formulation and implementation of the system of the social security law policies in Vietnam in the period 2011-2020: Current situations and issues

Abstract:

Based on an overview of the reality of developing and organizing the implementation of the system of social security law policies according to its basic functions of risk prevention, risk mitigation, and risk overcoming in 2011-2020, this study points out the results and impacts of the development, improvement, and implementation of the legal policy system on the realization of the functional objectives of the social security system. Concurrently, the research highlights the problems posed in order to strengthen the state's role in the development and implementation of the current system of social security policies. For instance, there is a need to overcome the delay in issuing documents guiding the implementation of the social security law policies; surmount overlapping or unsuitability for specific conditions of some policies; strengthen the sustainability of social insurance policies; ensure resources to realize the policy objectives, and overcome the limitations in the implementation of the system of social security law policies.

Keywords: Formulation and implementation of policies, social security, State role.

JEL code: A13.

1. Đặt vấn đề

An sinh xã hội và vai trò nhà nước trong việc đảm bảo an sinh xã hội là vấn đề quan trọng trong sự phát triển kinh tế - xã hội của mỗi quốc gia nói chung, trong phát triển kinh tế thị trường định hướng xã hội chủ nghĩa ở Việt Nam nói riêng. Việc nhà nước đảm bảo an sinh xã hội cho người dân là vấn đề then chốt trong việc thực hiện chức năng bình đẳng, công bằng trong nền kinh tế thị trường hiện đại. Cũng chính vì tầm quan trọng trên, nên vấn đề này thu hút sự quan tâm đặc biệt của các nhà nghiên cứu trên thế giới cũng như Việt Nam về an sinh xã hội và vai trò nhà nước đối với đảm bảo an sinh xã hội.

Ở Việt Nam, trong giai đoạn đầu của công cuộc đổi mới, với các chức năng chiến lược là phòng ngừa rủi ro, giảm thiểu rủi ro, khắc phục rủi ro, mô hình hệ thống an sinh xã hội được thiết kế với 5 trụ cột là bảo hiểm xã hội, bảo hiểm y tế, bảo hiểm thất nghiệp, cứu trợ xã hội; trợ giúp và ưu đãi xã hội (Mai Ngọc Cường, 2009; Bùi Sỹ Lợi, 2020).

Theo đà phát triển của đất nước, thực hiện mục tiêu tăng trưởng nhanh và phát triển bền vững, mô hình an sinh xã hội ở nước ta chuyển dần sang mô hình hệ thống an sinh xã hội toàn dân. Mặc dù vẫn thực hiện ba chức năng chiến lược trên đây, nhưng các chức năng của an sinh xã hội được bổ sung và ngày càng hoàn thiện bởi nhiều chính sách cụ thể. Chức năng phòng ngừa rủi ro của an sinh xã hội được bổ sung và cụ thể bởi các biện pháp chính sách như chương trình tạo việc làm, đảm bảo thu nhập, giảm nghèo và cung ứng các dịch vụ xã hội cơ bản cho người dân. Chức năng giảm thiểu rủi ro được thực hiện thông qua các biện pháp chính sách như bảo hiểm xã hội bắt buộc, bảo hiểm xã hội tự nguyện, bảo hiểm y tế, bảo hiểm thất nghiệp, bảo hiểm hưu trí bổ sung. Chức năng giảm thiểu rủi ro được thực hiện thông qua các biện pháp chính sách ưu đãi xã hội, trợ giúp xã hội thường xuyên và đột xuất, chăm sóc tại cơ sở bảo trợ xã hội và hỗ trợ tại cộng đồng, hỗ trợ tiền mặt (Bùi Sỹ Lợi, 2020).

Vấn đề đảm bảo an sinh xã hội gắn liền với vai trò nhà nước. Các nghiên cứu cũng đã đề cập nhiều tới vấn đề này. Chiến lược an sinh xã hội Việt Nam thời kỳ 2011-2020 của Bộ Lao động - Thương binh và Xã hội khẳng định “An sinh xã hội là một hệ thống các chính sách và chương trình do Nhà nước, các đối tác xã hội thực hiện” (Bùi Sỹ Lợi, 2020). Nhiều nghiên cứu cũng đã chỉ ra, để thực thi chính sách an sinh xã hội, Nhà nước phải xây dựng, tổ chức thực thi và kiểm tra giám sát việc thực hiện hệ thống chính sách luật pháp về an sinh xã hội. Điều này được thể hiện ở những mức độ khác nhau trong các công trình nghiên cứu của các tác giả như Nguyễn Hữu Dũng (2008), Bùi Sỹ Lợi (2018a,b; 2020), Mai Ngọc Cường (2009, 2014), Nguyễn Thị Lan Hương (2008, 2012), Nguyễn Hải Hữu (2007, 2008), Võ Thị Hoa (2012)... Trong các công trình nghiên cứu đó, ở mức độ khác nhau đều đã khẳng định việc xây dựng và tổ chức triển khai thực thi hệ thống chính sách pháp luật an sinh xã hội là vấn đề quan trọng hàng đầu để thực hiện vai trò của Nhà nước đối với đảm bảo an sinh xã hội cho người dân.

Dựa trên cơ sở tổng hợp các nghiên cứu có liên quan trong lĩnh vực an sinh xã hội và vai trò Nhà nước đối với đảm bảo an sinh xã hội cho người dân và dựa trên kết quả nghiên cứu của đề tài “*Vận dụng lý luận về vai trò Nhà nước đối với thị trường của Paul A. Samuelson trong nền kinh tế thị trường định hướng xã hội chủ nghĩa ở Việt Nam hiện nay*” (Vương Phương Hoa, 2021), bài viết khái quát thực trạng vai trò Nhà nước đối với việc xây dựng và tổ chức thực thi hệ thống chính sách pháp luật về an sinh xã hội theo các chức năng cơ bản của nó là phòng ngừa rủi ro, giảm thiểu rủi ro và khắc phục rủi ro trong những năm 2011-2020, chỉ ra những kết quả, những đóng góp, cũng như những bất cập hiện nay. Với hàm ý định hướng cho việc hoàn thiện hệ thống chính sách pháp luật về an sinh xã hội ở Việt Nam, bài viết cũng góp phần nâng cao vai trò Nhà nước trong việc thực hiện công bằng xã hội trong giai đoạn tới.

2. Thực trạng vai trò Nhà nước đối với xây dựng và tổ chức thực thi hệ thống chính sách pháp luật về an sinh xã hội ở Việt Nam giai đoạn 2011-2020

Trong những năm 2011-2020, trên cơ sở Hiến pháp năm 2013, hệ thống chính sách luật pháp về an sinh xã hội ở nước ta ngày càng được sửa đổi, bổ sung và tổ chức thực thi trong cuộc sống theo hướng thực hiện ngày càng đầy đủ hơn các chức năng của nó.

2.1. Khái quát thực trạng xây dựng và tổ chức thực thi các chính sách pháp luật về an sinh xã hội ở Việt Nam giai đoạn 2011-2020

2.1.1. Thực trạng xây dựng và tổ chức thực thi các chính sách pháp luật thực hiện chức năng phòng ngừa rủi ro của an sinh xã hội

Trong những năm 2011-2020, hệ thống chính sách pháp luật về phòng ngừa rủi ro được Nhà nước (Chính phủ) xây dựng và ban hành chia thành hai nhóm chính: nhóm chính sách chung và nhóm chính sách

đặc thù.

Nhóm chính sách chung gồm các chính sách bộ phận cơ bản như: tín dụng; hỗ trợ sản xuất, đất sản xuất và trồng rừng; dạy nghề và tạo việc làm; nhà ở và nước sinh hoạt; giáo dục - đào tạo; y tế và chăm sóc sức khỏe; trợ giúp pháp lý và hỗ trợ thông tin.

Nhóm chính sách đặc thù, chủ yếu được thực hiện trong hai chương trình lớn tác động đến giảm nghèo là Chương trình phát triển kinh tế - xã hội các xã đặc biệt khó khăn vùng dân tộc thiểu số và miền núi và Chương trình hỗ trợ giảm nghèo nhanh và bền vững đối với 61 huyện nghèo.

Trên cơ sở đó, Chính phủ và các Bộ, ngành đã ban hành nhiều văn bản quy phạm pháp luật quy định chính sách, pháp luật theo chức năng quản lý nhà nước, theo lĩnh vực và đối tượng... Các quy định này cùng với quy định trong các đạo luật có liên quan đã tạo thành hệ thống chính sách đa chiều, với nhiều cơ chế, thủ tục, quy trình thực hiện việc hỗ trợ cho người nghèo, các nhóm đối tượng và địa bàn khó khăn, giúp cho chức năng phòng ngừa rủi ro về an sinh xã hội được thực hiện.

Cho đến trước tháng 10 năm 2016, nước ta có khoảng trên 70 văn bản dưới luật liên quan đến chính sách giảm nghèo còn hiệu lực được thể hiện trong 02 Nghị quyết của Chính phủ, 10 Nghị định, hơn 30 Quyết định của Thủ tướng Chính phủ và khoảng hơn 30 Thông tư, Thông tư liên tịch của các Bộ, ngành. Trong đó, có 17 chính sách về hỗ trợ phát triển cơ sở hạ tầng, 33 chính sách về hỗ trợ phát triển sản xuất, 14 chính sách về hỗ trợ phát triển sinh kế và 41 chính sách về hỗ trợ nâng cao các mặt đời sống. Từ tháng 10 năm 2016 đến hết năm 2018, đã ban hành thêm 8 Nghị định Chính phủ, 25 Quyết định của Thủ tướng Chính phủ và 23 Thông tư của các bộ và Thông tư liên bộ để hướng dẫn triển khai thực thi các chính sách pháp luật về giảm nghèo, việc làm và cung ứng dịch vụ xã hội cơ bản tối thiểu cho người dân (Bùi Sỹ Lợi, 2020).

Trên cơ sở các văn bản pháp luật được ban hành, các cơ quan quản lý nhà nước và đội ngũ làm công tác giảm nghèo, việc làm, cung ứng các dịch vụ xã hội cơ bản tối thiểu đã chú trọng đến tổ chức triển khai thực hiện chính sách, pháp luật trong xã hội, cộng đồng dân cư và trực tiếp với người nghèo. Các hình thức tuyên truyền, phổ biến chính sách pháp luật khá đa dạng đã giúp cho người dân tiếp cận được với các thông tin chính sách ngày càng tốt hơn. Cùng với các cơ quan quản lý nhà nước, Mặt trận Tổ quốc, các tổ chức chính trị xã hội, đoàn thể, các tổ chức xã hội, tổ chức phi chính phủ,... đã tham gia tích cực vào các cuộc vận động, thực hiện các dự án, xây dựng các mô hình thí điểm như Chương trình cung cấp dịch vụ viễn thông công ích (2006-2010), cung ứng dịch vụ bưu chính công ích, Chương trình mục tiêu quốc gia đưa thông tin về cơ sở miền núi, vùng sâu, vùng xa, biên giới, hải đảo (2012-2015),... tạo điều kiện và góp phần thúc đẩy công tác tuyên truyền, phổ biến chính sách, pháp luật về giảm nghèo, việc làm và cung ứng dịch vụ xã hội cơ bản tối thiểu ngày càng tốt hơn cho các đối tượng thụ hưởng chính sách.

2.1.2. Thực trạng xây dựng và tổ chức thực thi các chính sách pháp luật thực hiện chức năng giảm thiểu rủi ro

Việc ban hành Luật Bảo hiểm xã hội (có hiệu lực từ ngày 1 tháng 7 năm 2007) và Luật Bảo hiểm y tế (có hiệu lực từ ngày 1 tháng 7 năm 2009) đã đánh dấu bước tiến mới ở tầm cao hơn và chuyên sâu hơn về cải cách chính sách bảo hiểm xã hội và bảo hiểm y tế ở Việt Nam trong giai đoạn 2011-2020.

Kể từ khi Luật Bảo hiểm xã hội và Luật Bảo hiểm y tế có hiệu lực đến nay, Chính phủ, Thủ tướng Chính phủ và các Bộ, Ngành liên quan đã xây dựng và ban hành nhiều văn bản quy phạm pháp luật quy định chi tiết và hướng dẫn thực hiện Luật, các văn bản chủ đạo. Chỉ tính từ năm 2016 đến 2018, đã có 54 văn bản pháp quy về bảo hiểm xã hội và bảo hiểm y tế được xây dựng và ban hành đưa vào cuộc sống, trong đó có 2 Nghị quyết của Chính phủ, 18 Nghị định của Chính phủ, 1 Quyết định của Thủ tướng Chính phủ, 33 Thông tư của các Bộ và Liên bộ liên quan đến hướng dẫn thi hành Luật Bảo hiểm xã hội, bảo hiểm thất nghiệp và bảo hiểm y tế (Bùi Sỹ Lợi, 2020). Hệ thống các văn bản pháp quy về bảo hiểm xã hội, bảo hiểm y tế đã góp phần tăng cường thực hiện chức năng giảm thiểu rủi ro của hệ thống chính sách pháp luật về an sinh xã hội.

2.1.3. Thực trạng xây dựng và tổ chức thực thi các chính sách pháp luật về khắc phục rủi ro

Chức năng khắc phục rủi ro được thực hiện thông qua chính sách ưu đãi xã hội, trợ giúp xã hội thường xuyên và trợ giúp xã hội đột xuất.

Trên cơ sở Hiến Pháp năm 1992, năm 1994, Nhà nước ta đã ban hành Pháp lệnh Ưu đãi người hoạt động cách mạng, liệt sĩ và gia đình liệt sĩ, thương binh, bệnh binh, người hoạt động kháng chiến, người có công giúp đỡ cách mạng (Pháp lệnh ưu đãi năm 1994). Những năm 1998 và năm 2000, Pháp lệnh ưu đãi năm 1994 được sửa đổi cho phù hợp với điều kiện mới và quá trình cải cách hành chính. Năm 2005, Nhà nước ban hành Pháp lệnh Ưu đãi người có công với cách mạng thay thế Pháp lệnh ưu đãi năm 1994 và được sửa

đổi, bổ sung vào năm 2012. Cùng với Pháp lệnh ưu đãi người có công với cách mạng, đến nay đã có khoảng trên 100 văn bản được ban hành bởi các cơ quan hành chính nhà nước dưới các dạng Nghị định, Quyết định, Thông tư... tạo hành lang pháp lý để thực hiện chính sách pháp luật ưu đãi người có công với cách mạng.

Chính sách pháp luật về trợ giúp thường xuyên có bốn loại là đối với người cao tuổi, đối với người khuyết tật, đối với trẻ em có hoàn cảnh đặc biệt khó khăn, và hỗ trợ tiền điện cho hộ nghèo.

Trên cơ sở Luật về Người cao tuổi năm 2009, đến năm 2015, Chính phủ đã ban hành 04 Nghị định, Thủ tướng Chính phủ ban hành 03 quyết định, các bộ ban hành 10 thông tư, các địa phương ban hành nhiều văn bản theo thẩm quyền để thực hiện các chế độ, chính sách đối với người cao tuổi. Chương trình hành động quốc gia về người cao tuổi Việt Nam giai đoạn 2012-2020 với 9 chỉ tiêu cụ thể đến năm 2015 và 8 chỉ tiêu cụ thể đến năm 2020 được phê duyệt (Bùi Sỹ Lợi, 2020). Chính sách, pháp luật về người cao tuổi đã được lồng ghép vào các chương trình, kế hoạch phát triển kinh tế - xã hội hàng năm và 5 năm để triển khai thực hiện.

Trên cơ sở Luật Người khuyết tật năm 2010, đến năm 2015 Chính phủ đã ban hành 05 nghị định, Thủ tướng Chính phủ ban hành 06 quyết định, các bộ, ngành có liên quan đã ban hành 21 quyết định, thông tư, thông tư liên tịch. Về cơ bản, các văn bản quy phạm pháp luật về người khuyết tật tương đối đầy đủ, nội dung phù hợp với Luật Người khuyết tật, đảm bảo cho Luật Người khuyết tật đi vào cuộc sống. Trên cơ sở đó, các cấp ủy, chính quyền địa phương đã ban hành văn bản để tổ chức thực hiện, cụ thể hóa chế độ, chính sách đối với Người khuyết tật phù hợp với tình hình thực tiễn ở địa phương. Chỉ tính riêng ba năm 2016-2018, đã ban hành 3 Nghị định của Chính phủ, 8 quyết định của Thủ tướng Chính phủ và 9 thông tư của Bộ Lao động, Thương binh và Xã hội về trợ giúp xã hội người khuyết tật (Bùi Sỹ Lợi, 2020).

Chính sách đối với trẻ em có hoàn cảnh đặc biệt khó khăn, từ năm 2010 đến 2015, Chính phủ và các Bộ đã ban hành 01 Nghị định, 01 quyết định và 03 thông tư liên quan đến chính sách trợ giúp đối với trẻ em có hoàn cảnh đặc biệt khó khăn như: trẻ mồ côi bị bỏ rơi không có người nuôi dưỡng, gia đình nhận nuôi trẻ mồ côi, người đơn thân nuôi con nhỏ, trợ cấp giáo dục cho trẻ em đi học trong danh sách nghèo, trợ cấp giáo dục trung học cho trẻ em dân tộc và trẻ em nghèo dân tộc kinh đang theo học trung học (Bùi Sỹ Lợi, 2020)

Ngoài ra còn có các văn bản chính sách hỗ trợ tiền điện đối với hộ nghèo, trợ cấp giành cho người nhiễm HIV và AIDS không thể lao động, không nhận được các khoản trợ cấp khác và có trong danh sách nghèo.

Công tác tuyên truyền chính sách pháp luật trợ giúp thường xuyên ngày càng được chú trọng, thực hiện dưới nhiều hình thức như lồng ghép với sinh hoạt của thôn, ấp, bản, tổ dân phố và các nhóm dân cư; có sự tham gia tích cực, hiệu quả của Mặt trận Tổ quốc, Hội Người cao tuổi, các tổ chức đoàn thể có liên quan... Nhờ đó, nhận thức xã hội về công tác trợ giúp người cao tuổi, người khuyết tật, trẻ em có hoàn cảnh đặc biệt khó khăn có những thay đổi tích cực, chuyển từ quan điểm nhân đạo sang quan điểm nhân văn, nâng cao trách nhiệm Nhà nước, xã hội trong việc tạo cơ hội hòa nhập, bảo đảm quyền cho đối tượng thụ hưởng.

2.2. Những kết quả chủ yếu về vai trò Nhà nước trong xây dựng và tổ chức thực hiện chính sách pháp luật về an sinh xã hội

Thứ nhất, các văn bản về an sinh xã hội được ban hành phù hợp với Hiến pháp, Luật và Nghị quyết Quốc hội, về cơ bản đáp ứng yêu cầu hướng dẫn triển khai thực thi chính sách pháp luật về an sinh xã hội ở các cấp, các ngành, các địa phương.

Hàng năm hệ thống văn bản quy phạm pháp luật do Chính phủ, các bộ ngành về an sinh xã hội được ban hành khá toàn diện, bao phủ được các chức năng thực hiện của hệ thống an sinh xã hội và phù hợp với Hiến pháp, Luật và các Nghị quyết của Quốc hội. Thống kê chưa đầy đủ trong ba năm 2016-2018, chỉ tính các văn bản dưới hình thức Nghị quyết, Nghị định Chính phủ, quyết định của Thủ tướng Chính phủ và Thông tư hướng dẫn của các bộ ngành đã có 150 văn bản pháp luật về an sinh xã hội được ban hành (Bảng 1). Các văn bản này góp phần tổ chức triển khai thực hiện chính sách pháp luật về an sinh xã hội của đất nước ngày càng có hiệu quả hơn.

Thứ hai, các chính sách pháp luật về phòng ngừa rủi ro, nhất là trong lĩnh vực giảm nghèo và việc làm thường xuyên, hai năm một lần, được đánh giá, tổng kết, sửa đổi, bổ sung phù hợp với từng giai đoạn phát triển kinh tế - xã hội của đất nước, đáp ứng sự linh hoạt trong việc tiếp cận cho người nghèo, vùng nghèo, từng bước hướng tới mục tiêu giảm nghèo bền vững theo phương pháp tiếp cận đa chiều, gắn với việc thực hiện mục tiêu thiên niên kỷ.

Chính sách hỗ trợ tạo việc làm đã góp phần quan trọng bảo đảm hơn 77% dân số từ 15 tuổi trở lên có việc làm. Trong 10 năm 2011-2020, mỗi năm nước ta tạo thêm khoảng 1,6 triệu lao động có việc làm mới trong nền kinh tế, đưa đi lao động nước ngoài từ 80 đến 130 ngàn người, luôn duy trì được tỷ lệ thất nghiệp ở mức

Bảng 1: Số lượng văn bản hướng dẫn thực hiện chính sách pháp luật an sinh xã hội ban hành giai đoạn 2016-2018

STT	Hình thức văn bản	Phòng ngừa rủi ro		Giảm thiểu rủi ro	Khắc phục rủi ro (trợ giúp xã hội)	Tổng số
		Giảm nghèo	Việc làm và dịch vụ xã hội cơ bản tối thiểu			
1	Nghị định	4	6	18	4	32
2	Quyết định Thủ tướng Chính phủ	22	7	1	9	39
3	Nghị quyết Chính phủ	1		2		3
4	Thông tư bộ và Liên bộ	17	15	33	11	76
	Tổng	44	28	54	24	150

Nguồn: Bùi Sỹ Lợi (2020).

thấp (từ 2% - 3%). Nhờ có việc làm, thu nhập bình quân của người lao động được cải thiện, tăng bình quân 8,7%/năm trong giai đoạn 2013-2018 (Bùi Sỹ Lợi, 2020; Lê Tấn Dũng, 2021).

Các quy định về tín dụng, bảo hiểm y tế, miễn giảm học phí, hỗ trợ nhà ở được thực hiện khá tốt, có hiệu quả, tác động trên diện rộng, giảm sự trông chờ, ỷ lại và góp phần tích cực vào quá trình chủ động thoát nghèo của các hộ nghèo. Cùng với đó, công tác tuyên truyền, phổ biến chính sách, pháp luật đã tác động tích cực giúp người nghèo hiểu được các chế độ, chính sách liên quan đến mình, nâng cao nhận thức và chủ động cải thiện cuộc sống của bản thân, cùng với sự hỗ trợ của chính quyền cơ sở, các tổ chức và cộng đồng dân cư, góp phần triển khai có hiệu quả mục tiêu kinh tế - xã hội gắn với giảm nghèo. Nhờ đó, tỷ lệ hộ nghèo giảm nhanh từ 11,76% năm 2011 (theo chuẩn nghèo giai đoạn 2011-2015) xuống còn 3,75% năm 2019 (theo chuẩn nghèo giai đoạn 2016-2020), bình quân mỗi năm giảm hơn 1,3% (Lê Tấn Dũng, 2021).

Hệ thống các dịch vụ xã hội cơ bản, thiết yếu được chú trọng đầu tư, phát triển, tạo điều kiện thuận lợi cho người dân tiếp cận và thụ hưởng các thành tựu về giáo dục, y tế, nhà ở, nước sạch và thông tin ngày càng tốt hơn, cải thiện cuộc sống và góp phần thực hiện chức năng phòng ngừa của an sinh xã hội tốt hơn.

Thứ ba, chính sách bảo hiểm xã hội, bảo hiểm y tế được bổ sung, sửa đổi đã mở rộng cơ hội tham gia, thụ hưởng của người dân. Đến nay, về cơ bản đã có đầy đủ văn bản quy định về chính sách bảo hiểm xã hội để thực hiện quyền và trách nhiệm của các bên tham gia bảo hiểm xã hội, các chế độ bảo hiểm xã hội đã góp phần ổn định đời sống của người lao động trong quá trình lao động và nghỉ hưu hoặc khi gặp rủi ro, quy định rõ trách nhiệm của người sử dụng lao động và nghĩa vụ của người lao động, khắc phục một bước tính bình quân nhưng vẫn đảm bảo tính xã hội thông qua việc điều tiết, chia sẻ rủi ro. Chính sách bảo hiểm thất nghiệp ra đời đã bảo vệ được người lao động trong trường hợp bị mất việc làm nên đã nhanh chóng đi vào cuộc sống, có tác động tích cực đến người lao động, người sử dụng lao động, góp phần đảm bảo an sinh xã hội, ổn định chính trị, trật tự - an toàn xã hội. Luật Bảo hiểm y tế được đánh giá là một trong những đạo luật được triển khai tương đối kịp thời, đáp ứng yêu cầu của cuộc sống. Công tác phổ biến tuyên truyền chính sách, luật pháp về bảo hiểm xã hội, bảo hiểm thất nghiệp, bảo hiểm y tế ngày càng được tăng cường. Nhờ đó, tỷ lệ tham gia bảo hiểm xã hội, bảo hiểm thất nghiệp, bảo hiểm y tế ngày càng tăng. Năm 2011 có 19,72% lực lượng lao động tham gia bảo hiểm xã hội thì năm 2019 tăng lên 32%; bảo hiểm xã hội tự nguyện đến hết năm 2019 đã tăng lên 545 nghìn người. Tỷ lệ lực lượng lao động trong độ tuổi tham gia bảo hiểm thất nghiệp tăng từ 17,1% năm 2011 lên trên 27% năm 2019. Cả nước có 85,39 triệu người tham gia bảo hiểm y tế, chiếm 90% dân số năm 2019 (Bùi Sỹ Lợi, 2020; Lê Tấn Dũng, 2021). Từ ngày 01 tháng 07 năm 2021 hàng loạt chính sách mới về bảo hiểm y tế có hiệu lực: đối tượng tham gia bảo hiểm y tế hộ gia đình được mở rộng, thêm nhiều người được cấp thẻ bảo hiểm y tế miễn phí... Điều đó sẽ tiếp tục làm tăng tỷ lệ bao phủ bảo hiểm y tế, góp phần thực hiện mục tiêu bảo hiểm y tế toàn dân nhanh chóng được thực hiện.

Thứ tư, việc ban hành và tổ chức thực thi chính sách pháp luật về người cao tuổi, người khuyết tật đã tạo ra những chuyển biến tích cực đối với cuộc sống của người cao tuổi, người khuyết tật. Với vai trò chủ đạo của Nhà nước, hoạt động chăm sóc người cao tuổi, trợ giúp người khuyết tật đã thu hút sự quan tâm, phát huy trách nhiệm của các cấp, các ngành, các tổ chức, cá nhân, cộng đồng dân cư tới mọi mặt đời sống của người cao tuổi, người khuyết tật; từng bước cải thiện đời sống người cao tuổi, giảm dần những rào cản; cải thiện một bước việc đáp ứng các nhu cầu, quyền lợi chính đáng và tạo động lực để người khuyết tật phát huy năng lực của mình, vươn lên hòa nhập, đóng góp cho xã hội và trợ giúp thiết thực đối với người cùng hoàn cảnh.

Kết quả thực hiện chính sách pháp luật về khắc phục rủi ro đã làm tăng số người hưởng chế độ trợ cấp xã hội hằng tháng bằng tiền mặt, từ gần 1,7 triệu người năm 2011, chiếm 1,9% dân số lên hơn 2,9 triệu người năm 2019, chiếm 3% dân số (Lê Tấn Dũng, 2021). Chính sách trợ giúp xã hội đột xuất hỗ trợ kịp thời người dân bị rủi ro do thiên tai bão lụt, hạn hán, rét đậm, rét hại, hỗ trợ khắc phục khó khăn do đại dịch Covid 19... Các cơ sở trợ giúp xã hội công lập và ngoài công lập đã cơ bản đáp ứng nhu cầu nuôi dưỡng, chăm sóc đối tượng bảo trợ xã hội. Hiện nay, cả nước có 425 cơ sở trợ giúp xã hội, trong đó có 191 cơ sở công lập và 234 cơ sở ngoài công lập, đang thực hiện nuôi dưỡng, chăm sóc hơn 41 nghìn người (Lê Tấn Dũng, 2021).

3. Những vấn đề đặt ra về tăng cường vai trò Nhà nước đối với việc xây dựng và tổ chức thực thi chính sách pháp luật về an sinh xã hội

Bên cạnh những kết quả đạt được trên đây, việc xây dựng và tổ chức thực thi hệ thống chính sách pháp luật về an sinh xã hội đang còn nhiều bất cập, đòi hỏi phải tiếp tục hoàn thiện để chính sách pháp luật về an sinh xã hội đạt kết quả cao hơn trong giai đoạn tới.

Thứ nhất, vẫn còn tình trạng ban hành chậm các văn bản hướng dẫn thi hành chính sách pháp luật về an sinh xã hội. Chẳng hạn, trong lĩnh vực giảm nghèo, những năm 2016-2018 có tới 6/11 thông tư hướng dẫn thi hành các Nghị định của Chính phủ, quyết định của Thủ tướng Chính phủ ban hành chậm từ 9-13 tháng (Bùi Sỹ Lợi, 2020). Ở mức độ ít hơn nhưng trong lĩnh vực bảo hiểm xã hội, bảo hiểm y tế cũng có tình trạng tương tự. Điều đó ảnh hưởng tới việc triển khai thực hiện chính sách, pháp luật trong thực tiễn.

Thứ hai, việc ban hành văn bản chính sách, pháp luật về phòng ngừa rủi ro không những có tình trạng chậm, mà còn trùng chéo, chưa phù hợp với điều kiện cụ thể, thiếu sự tham gia của cộng đồng. Tình trạng trùng lặp về nội dung, địa bàn, nguồn lực đầu tư và đối tượng thụ hưởng trong các văn bản chính sách pháp luật vẫn chưa được khắc phục, tích hợp kịp thời. Chẳng hạn, Báo cáo kết quả giám sát chuyên đề tại phiên họp thứ 37 của Hội đồng Dân tộc của Quốc hội cho thấy trong rà soát, tích hợp chính sách giảm nghèo vẫn còn sự trùng hợp 05 văn bản liên quan đến giáo dục và trợ giúp pháp lý, 03 văn bản bãi bỏ liên quan đến giảm nghèo (Hồ Hương, 2019). Một số chính sách chưa được phân hóa phù hợp với địa bàn, đối tượng, quy trình xây dựng chính sách chủ yếu theo phương thức từ trên xuống, chưa huy động được khả năng tham gia rộng rãi của cộng đồng, của người nghèo nên chưa thật phù hợp với điều kiện cụ thể. Một số văn bản hướng dẫn còn thiếu cụ thể, thiếu đồng bộ với các văn bản quy phạm pháp luật khác, gây ra những khó khăn, vướng mắc trong công tác quản lý nhà nước cũng như tổ chức thực thi pháp luật. Điều đó dẫn đến kết quả giảm nghèo chưa bền vững, bất bình đẳng tuyệt đối giữa người giàu và người nghèo có xu hướng gia tăng; chênh lệch phát triển giữa các vùng, nhóm dân cư chưa được thu hẹp. Tỷ lệ hộ nghèo tập trung cao ở nhóm dân tộc thiểu số.

Thứ ba, mặc dù chính sách bảo hiểm xã hội đã được hoàn thiện, tuy nhiên vẫn chưa thể hiện tính bền vững. Một số quy định của luật chưa cụ thể dẫn đến thiếu sự thống nhất trong thi hành luật với từng đối tượng. Hệ thống văn bản pháp quy về bảo hiểm y tế vẫn còn những bất cập như: chính sách hỗ trợ với các đối tượng lao động, cách thức, quyền lợi tham gia, quy định mức hưởng bảo hiểm y tế, các chế tài đối với các hành vi vi phạm pháp luật về bảo hiểm xã hội chưa được quy định cụ thể và chưa đủ sức răn đe, công tác quản lý quỹ bảo hiểm y tế vẫn còn nhiều vấn đề cần hoàn thiện... Hậu quả là mức độ bao phủ của hệ thống an sinh xã hội chưa cao, đối tượng còn hẹp. Tỷ lệ lực lượng lao động tham gia bảo hiểm xã hội, đặc biệt là bảo hiểm xã hội tự nguyện còn thấp do các giải pháp mở rộng đối tượng chưa thật sự hiệu quả. Chất lượng dịch vụ khám chữa bệnh bằng thẻ bảo hiểm y tế, quy mô và chất lượng cung cấp dịch vụ xã hội cơ bản chưa cao, nhất là tại các vùng nông thôn, miền núi, vùng đồng bào dân tộc thiểu số.

Thứ tư, nguồn lực thực hiện chính sách an sinh xã hội còn hạn hẹp. Mức hỗ trợ còn thấp, chưa bảo đảm nhu cầu sinh hoạt tối thiểu, trong khi một số đối tượng thụ hưởng còn chưa chủ động, ỷ lại vào chính sách của Nhà nước. Chưa phát huy hết tiềm năng tham gia của người dân, doanh nghiệp vào thực thi chính sách an sinh xã hội.

Thứ năm, tổ chức thực hiện chính sách an sinh xã hội còn những bất cập. Công tác tuyên truyền, phổ biến chính sách pháp luật an sinh xã hội ở một số địa phương chưa được quan tâm đúng mức, nhất là các chính sách pháp luật đối với người cao tuổi, người khuyết tật, việc chỉ đạo triển khai luật còn chậm, vẫn còn tình trạng xem thực thi chính sách pháp luật an sinh xã hội là nhiệm vụ riêng của ngành Lao động, Thương binh và Xã hội, của các tổ chức Hội, là hoạt động phong trào, hoạt động từ thiện. Hình thức thông tin, tuyên truyền, phổ biến ở một số nơi chưa linh hoạt. Tài liệu dành cho người dân, nhất là đồng bào dân tộc thiểu số còn hạn chế; vẫn còn tình trạng người dân chưa biết rõ hoặc không hiểu biết đầy đủ các chính sách cụ thể

đối với mình và địa bàn sinh sống, dẫn đến còn nhiều thắc mắc của người dân; một số nơi việc nắm bắt, cập nhật chế độ chính sách chưa kịp thời. Quá trình rà soát các đối tượng thụ hưởng và thẩm định xét duyệt còn tình trạng nể nang, thiếu dân chủ, công khai, đặc biệt là đối tượng hộ nghèo. Đội ngũ cán bộ làm công tác lao động, thương binh và xã hội nhất là ở cấp xã không ổn định, thường xuyên thay đổi vị trí công tác, chuyên môn nghiệp vụ không đúng chuyên ngành, kiêm nhiệm nhưng không được đào tạo, bồi dưỡng để thực hiện các chế độ chính sách an sinh xã hội. Một số nơi chưa nghiêm túc chấp hành các quy định của pháp luật về an sinh xã hội như sổ doanh nghiệp còn nợ bảo hiểm xã hội, bảo hiểm y tế, bảo hiểm thất nghiệp của người lao động còn nhiều nhưng việc xử lý chưa đúng mức và kịp thời.

Tài liệu tham khảo

- Bùi Sỹ Lợi (2018a), 'Giải pháp hoàn thiện chính sách bảo hiểm xã hội, bảo hiểm y tế', *Tạp chí Tài chính*, Tháng 12(kì 2), 121-124.
- Bùi Sỹ Lợi (2018b), 'Giải pháp nâng cao hiệu lực, hiệu quả giám sát chính sách an sinh xã hội về bảo hiểm xã hội, bảo hiểm y tế', *Tạp chí Bảo hiểm xã hội*, Tháng 7(kì 2), 7-9.
- Bùi Sỹ Lợi (2020), *Nâng cao hiệu quả giám sát của cơ quan dân cử đối với việc thực thi chính sách, pháp luật về an sinh xã hội ở Việt Nam*, nhà xuất bản Chính trị Quốc gia Sự thật, Hà Nội.
- Hồ Hương (2019), *Những tồn tại, hạn chế trong công tác ban hành văn bản tổ chức thực hiện chương trình mục tiêu quốc gia giảm nghèo bền vững*, truy cập lần cuối ngày 10 tháng 09 năm 2019, từ <<https://quochoi.vn/UserControls/Publishing/News/BinhLuan/pFormPrint.aspx?UrlListProcess=/content/tintuc/Lists/News&ItemID=41778>>.
- Lê Tấn Dũng (2021), *Việt Nam hướng đến xây dựng một hệ thống an sinh xã hội bền vững*, truy cập lần cuối ngày 06 tháng 01 năm 2021, từ <<https://www.tapchicongsan.org.vn/media-story/-/assetpublisher/V8hnp4dK31Gf/content/viet-nam-huong-den-xay-dung-mot-he-thong-an-sinh-xa-hoi-ben-vung>>.
- Mai Ngọc Cường (2009), *Xây dựng và hoàn thiện hệ thống chính sách an sinh xã hội ở Việt Nam*, Nhà xuất bản Chính trị Quốc gia, Hà Nội.
- Mai Ngọc Cường (2014), 'Nhà nước với việc mở rộng phạm vi bao phủ bảo hiểm xã hội tự nguyện', *Tạp chí Kinh tế và phát triển*, 208(II), 36-40.
- Nguyễn Hải Hữu (2007), 'Cơ sở lý luận và thực tiễn hoàn thiện cơ chế, mô hình tổ chức thực hiện chính sách bảo hiểm xã hội', Đề tài cấp Bộ mã số CT2007-01-01, Bộ Lao động, Thương binh và Xã hội.
- Nguyễn Hải Hữu (2008), 'Cơ sở lý luận và thực tiễn xây dựng Luật người khuyết tật', Đề tài cấp Bộ Mã số CB 2008-03-02, Bộ Lao động, Thương binh và Xã hội.
- Nguyễn Hữu Dũng (2008), *Phát triển kinh tế thị trường định hướng xã hội chủ nghĩa và thực hiện chính sách an sinh xã hội ở nước ta*, truy cập lần cuối ngày 06 tháng 01 năm 2021, từ <<https://www.tapchicongsan.org.vn/kinh-te/-/2018/751/phot-trien-kinh-te-thi-truong-dinh-huong-xa-hoi-chu-nghia-va-thuc-hien-chinh-sach-an-sinh-xa-hoi-o-nuoc-ta.aspx#!>>.
- Nguyễn Thị Lan Hương (2008), 'Xây dựng bộ chỉ số theo dõi đánh giá hoạt động của Hệ thống bảo hiểm xã hội, bảo trợ xã hội và xóa đói giảm nghèo', Đề tài cấp bộ mã số 2008-03-05, Bộ Lao động, Thương binh và Xã hội.
- Nguyễn Thị Lan Hương (2012), *An sinh xã hội ở Việt Nam hướng tới 2020*, nhà xuất bản Chính trị Quốc gia, Hà Nội.
- Võ Thị Hoa (2012), *Vai trò của nhà nước đối với việc thực hiện công bằng xã hội trong điều kiện kinh tế thị trường ở nước ta hiện nay*, nhà xuất bản Chính trị Quốc gia, Hà Nội.
- Vương Phương Hoa (2021), 'Vận dụng lý luận về vai trò nhà nước đối với thị trường của Paul A. Samuelson trong nền kinh tế thị trường định hướng xã hội chủ nghĩa ở Việt Nam hiện nay', Đề tài Khoa học và Công nghệ cấp cơ sở năm 2021 - mã số T2021-04-10, Trường Đại học Kinh tế, Đại học Đà Nẵng.

ẢNH HƯỞNG CỦA MÔI TRƯỜNG THÔNG TIN DOANH NGHIỆP ĐỐI VỚI ĐỒNG BIẾN ĐỘNG THANH KHOẢN CỔ PHIẾU

Đặng Tùng Lâm

Trường Đại học Kinh tế, Đại học Đà Nẵng

Email: dangtclam@due.edu.vn

Mã bài: JED - 106

Ngày nhận: 13/04/2021

Ngày nhận bản sửa: 11/06/2021

Ngày duyệt đăng: 24/09/2021

Tóm tắt:

Bài viết này nghiên cứu ảnh hưởng của môi trường thông tin doanh nghiệp đối với đồng biến động thanh khoản cổ phiếu. Sử dụng dữ liệu của các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán của 35 quốc gia, kết quả từ nghiên cứu cho thấy môi trường thông tin doanh nghiệp có tương quan nghịch với đồng biến động thanh khoản cổ phiếu. Kết quả này ủng hộ cho quan điểm rằng khi môi trường thông tin của doanh nghiệp minh bạch, nhà đầu tư sẽ có xu hướng giao dịch trên các cổ phiếu đơn lẻ, thay vì theo rổ cổ phiếu để phân tán rủi ro, dẫn đến thanh khoản cổ phiếu ít đồng biến động với thị trường.

Từ khóa: Môi trường thông tin doanh nghiệp, thanh khoản cổ phiếu, đồng biến động thanh khoản.

Mã JEL: G14, G15, G18

The effect of firm information environment on stock liquidity commonality

Abstract:

This study investigates the effect of firm information environment on commonality in stock liquidity. Using a comprehensive data set for firms listed on stock exchanges across 35 countries, we find that firm information environment is negatively associated with stock liquidity commonality. This result lends support to the view that when firm information environment is transparent, investors would tend to trade in individual stocks, rather than in baskets to diversify risk, lowering commonality in stock liquidity.

Keywords: Firm information environment, stock liquidity, commonality in liquidity

JEL code: G14, G15, G18

1. Giới thiệu

Thanh khoản cổ phiếu đề cập đến sự “dễ dàng” khi giao dịch một cổ phiếu (Amihud & cộng sự, 2005). Sự dễ dàng này được hiểu là tương ứng với một khối lượng giao dịch được xác định, giao dịch sẽ không có tác động lớn đến giá, không mất nhiều thời gian để có thể khớp lệnh thành công cho khối lượng giao dịch đó. Khi các yêu cầu này không được đáp ứng, những người giao dịch phải gánh chịu thêm một chi phí để có thể thực hiện các lệnh mua, bán của mình, và đây là chi phí thanh khoản. Đồng biến động thanh khoản cổ phiếu đề cập đến xu hướng theo đó thanh khoản của các cổ phiếu biến động đồng thời với nhau và tạo nên rủi ro thanh khoản hệ thống (Chordia & cộng sự, 2000; Brockman & cộng sự, 2009).

Chức năng quan trọng của thị trường chứng khoán là thực hiện phân bổ vốn trong nền kinh tế, theo đó các dòng vốn phải được hướng đến những nơi sử dụng hiệu quả (hiệu quả phân bổ - allocative efficiency), từ đó đóng vai trò quan trọng trong việc thúc đẩy tăng trưởng và phát triển kinh tế (Tobin, 1984; Levine & Zervos, 1998). Chức năng này chỉ có thể được thực hiện tốt khi thị trường là hiệu quả, được phản ánh qua “hiệu quả hoạt động” (operational efficiency), theo đó giao dịch trên thị trường được thực hiện với chi phí thấp nhất (thị trường có tính thanh khoản cao và rủi ro thanh khoản thấp), và “hiệu quả thông tin” (informational

efficiency), theo đó giá cổ phiếu phải phản ánh những thông tin liên quan đến giá trị của doanh nghiệp.

Thanh khoản và đồng biến động thanh khoản (hay rủi ro thanh khoản hệ thống) là những nhân tố quan trọng có ảnh hưởng đến việc thực hiện chức năng của thị trường tài chính. Một thị trường có thanh khoản tốt và rủi ro thanh khoản thấp sẽ thúc đẩy hoạt động giao dịch, đặc biệt là giao dịch dựa trên thông tin, do vậy cải thiện thêm tính thông tin của giá cổ phiếu (Dow & Gorton, 1997; Subrahmanyam & Titman, 2001). Thêm vào đó, một thị trường có tính thanh khoản cao và rủi ro thanh khoản thấp có thể tạo sức ép cho việc thực hành các nguyên tắc quản trị công ty trong các doanh nghiệp (Edmans & Manso, 2011).

Mục đích của bài này là nghiên cứu ảnh hưởng của môi trường thông tin doanh nghiệp đối với đồng biến động thanh khoản cổ phiếu, một chỉ dấu quan trọng phản ánh hiệu quả thị trường tài chính, sử dụng dữ liệu các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán của 35 quốc gia. Cho đến nay, nghiên cứu trên thế giới chủ yếu được thực hiện ở một số quốc gia đơn lẻ, rất ít công trình nghiên cứu về ảnh hưởng của môi trường thông tin doanh nghiệp đến đồng biến động thanh khoản cổ phiếu được thực hiện trên bình diện quốc tế.¹ Sự khác nhau về cấu trúc vi mô thị trường, đặc điểm thể chế và môi trường thông tin giữa các quốc gia có thể dẫn đến mối quan hệ giữa môi trường thông tin doanh nghiệp và đồng biến động thanh khoản cổ phiếu sẽ khác nhau, thậm chí không tồn tại, trên các quốc gia khác nhau.

2. Cơ sở lý thuyết

Môi trường thông tin doanh nghiệp là những cơ chế qua đó thông tin của doanh nghiệp trực tiếp hoặc gián tiếp được cung cấp đến thị trường (Frankel & Li, 2004; Jin & Myers, 2006). Môi trường thông tin doanh nghiệp bao gồm cơ chế bên trong (ví dụ: công bố thông tin bắt buộc theo luật định hoặc công bố thông tin tự nguyện của chính các doanh nghiệp, mức độ phức tạp của cấu trúc tổ chức doanh nghiệp, chuẩn mực báo cáo tài chính được áp dụng...) và cơ chế bên ngoài (ví dụ: các nhà phân tích, các công ty kiểm toán, truyền thông đại chúng, các nhà đầu tư tổ chức chuyên nghiệp...). Cơ chế thông tin bên trong và bên ngoài doanh nghiệp có thể thay thế cho nhau (Verrecchia, 1982; Diamond, 1985) hoặc bổ sung cho nhau (Kim & Verrecchia, 1991; McNichols & Trueman, 1994) để tạo nên chất lượng môi trường thông tin của doanh nghiệp. Hiệu quả của mỗi cơ chế thông tin trong việc giảm bất cân xứng thông tin trên thị trường phụ thuộc vào lợi ích và chi phí của việc sản xuất thông tin mà những chủ thể tạo ra cơ chế đó có thể nhận được hoặc gánh chịu (Frankel & Li, 2004). Lợi ích và chi phí của việc thu thập và sản xuất thông tin của mỗi cơ chế đến lượt lại phụ thuộc vào cả những nhân tố đặc thù doanh nghiệp và môi trường thể chế quốc gia ở đó doanh nghiệp đang hoạt động (Veldkamp, 2006; Burgstahler & cộng sự, 2006; Chan & Hameed, 2006; Dang & cộng sự, 2015). Do vậy, vai trò thông tin của mỗi cơ chế sẽ khác nhau giữa các doanh nghiệp cũng như giữa các quốc gia.

Lý thuyết cấu trúc vi mô của thị trường chứng khoán chứng minh rằng thanh khoản cổ phiếu chịu ảnh hưởng của bất cân xứng thông tin (Copeland & Galai, 1983; Kyle, 1985; Glosten & Milgrom, 1985). Theo lý thuyết của những học giả này, khi bất cân xứng thông tin trên thị trường gia tăng, những người tham gia giao dịch đang trong tình huống bất lợi về thông tin sẽ đặt giá chào mua (bid prices) hay giá chào bán (ask prices) theo xu hướng làm tăng chênh lệch giá chào bán và chào mua (bid-ask spread) để đề phòng trường hợp thua thiệt. Điều này gia tăng áp lực giá và làm giảm đi thanh khoản của thị trường. Nghiên cứu cũng chứng minh rằng đồng biến động thanh khoản chịu tác động của bất cân xứng thông tin.² Khi bất cân xứng thông tin trên thị trường gia tăng, nhà đầu tư sẽ có xu hướng giao dịch theo rổ cổ phiếu để phân tán rủi ro, thay vì các cổ phiếu đơn lẻ, và điều này tạo ra đồng biến động cao của thanh khoản cổ phiếu (Kamara & cộng sự, 2008; Karolyi & cộng sự, 2012). Xu hướng ngược lại diễn ra khi môi trường thông tin doanh nghiệp minh bạch.

Ở khía cạnh thực nghiệm, Jeffrey Ng (2011) nghiên cứu các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Mỹ và thấy rằng thanh khoản cổ phiếu có xu hướng đồng biến động thấp khi các doanh nghiệp có môi trường thông tin minh bạch (được thể hiện qua thước đo chất lượng lợi nhuận, chất lượng biến động tích và số lượng nhà phân tích thực hiện phân tích doanh nghiệp). Trên bình diện quốc tế, Deng & cộng sự (2018) nghiên cứu trên mẫu 39 quốc gia và thấy rằng trong các doanh nghiệp với mức độ sở hữu cao của nhà đầu tư nước ngoài, môi trường thông tin có xu hướng minh bạch hơn (bất cân xứng thông tin thấp hơn), và do vậy thanh khoản cổ phiếu ít có xu hướng đồng biến động với biến động chung của thị trường. Sử dụng dữ liệu từ 40 quốc gia, Vo & cộng sự (2021) cung cấp minh chứng rằng thanh khoản cổ phiếu có xu hướng đồng biến động thấp hơn trong các doanh nghiệp với mức độ cao sở hữu của nhà đầu tư tổ chức.

Các nghiên cứu thực nghiệm cũng cho thấy rằng khả năng thu thập, sản xuất và cung cấp thông tin doanh

nghiệp đến thị trường phụ thuộc vào đặc điểm thể chế của quốc gia ở đó doanh nghiệp hoạt động. Một quốc gia với thể chế yếu, ít có sự bảo vệ cho lợi ích của nhà đầu tư, môi trường thông tin kém minh bạch sẽ có nhiều rào cản trong việc tiếp cận thông tin (Fox & cộng sự, 2003; Jin & Myers, 2006; Dang & cộng sự, 2015). Trong các quốc gia đó, thông tin được tạo ra bởi các cơ chế thông tin thường không có nhiều giá trị và nhà đầu tư không có nhiều động lực để thu thập, phân tích thông tin (Morck & cộng sự, 2000; Jin & Myers, 2006). Thêm vào đó, sự phát triển của một thị trường tài chính cũng không thể độc lập với môi trường thể chế quốc gia (La Porta & cộng sự, 1998; Levine, 2002). Điều này đặt ra giả thuyết rằng quan hệ giữa môi trường thông tin doanh nghiệp và đồng biến động thanh khoản cổ phiếu sẽ khác nhau giữa các quốc gia. Cho đến nay, đây vẫn là một câu hỏi bỏ ngỏ, có rất ít nghiên cứu mang tính chất hệ thống về vấn đề này được thực hiện trên thế giới, và chưa có một nghiên cứu nào về mối quan hệ giữa môi trường thông tin doanh nghiệp và đồng biến động thanh khoản cổ phiếu được ghi nhận thực hiện tại Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Nguồn dữ liệu

Dữ liệu trong nghiên cứu này được thu thập từ nhiều nguồn khác nhau. Cụ thể, dữ liệu giá cổ phiếu được thu thập từ Datastream; Dữ liệu kế toán được sử dụng để đo lường các biến kiểm soát được thu thập từ cơ sở dữ liệu Worldscope; Dữ liệu số lượng các nhà phân tích thực hiện phân tích doanh nghiệp được thu thập từ Institutional Brokers' Estimate System (I/B/E/S); Dữ liệu lựa chọn sử dụng kiểm toán Big4 của doanh nghiệp được thu thập từ Compustat Global và Worldscope.³ Dữ liệu kinh tế vĩ mô của các quốc gia được thu thập từ World Development Indicators của World Bank. Mẫu nghiên cứu bao gồm các doanh nghiệp có thể thu thập được dữ liệu để đo lường các biến và được niêm yết trên sở giao dịch chứng khoán ở 35 quốc gia trong khoảng thời gian từ 2005-2016.

3.2. Đo lường các biến

Đồng biến động thanh khoản cổ phiếu (LIQCOM)

Đồng biến động thanh khoản cổ phiếu (LIQCOM) được ước lượng dựa trên phương pháp của Chordia & cộng sự (2000) và Dang & cộng sự (2015). Cụ thể, đồng biến động thanh khoản cổ phiếu của doanh nghiệp i được xác định dựa vào giá trị R^2 từ mô hình hồi quy sau:

$$\Delta Liq_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \Delta Liq_{M,t-1} + \beta_2 \Delta Liq_{M,t} + \beta_3 \Delta Liq_{M,t+1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Trong đó:

$\Delta Liq_{i,t}$ là chênh lệch tỷ lệ của thanh khoản cổ phiếu i tuần t so với tuần $t-1$.

$\Delta Liq_{M,t}$ là chênh lệch tỷ lệ của thanh khoản thị trường tuần t so với tuần $t-1$. Danh mục thị trường được xác định bao gồm toàn bộ cổ phiếu niêm yết. Hồi quy (1) được thực hiện cho mỗi năm trong khoảng thời gian mẫu.

Thanh khoản cổ phiếu trong nghiên cứu này được đo lường dựa trên thước đo tác động giá được đề xuất bởi Amihud (2002). Cụ thể, thanh khoản cổ phiếu i vào ngày t được đo lường như sau:

$$AMIHUD_{i,t} = |R_{i,t}| / V_{i,t} \quad (2)$$

Trong đó: $AMIHUD_{i,t}$ là biến đo lường thanh khoản cổ phiếu i vào ngày t ; $|R_{i,t}|$ là giá trị tuyệt đối của tỷ suất sinh lợi cổ phiếu i vào ngày t ; $V_{i,t}$ là giá trị giao dịch cổ phiếu i vào ngày t . Thanh khoản cổ phiếu tuần được xác định bằng giá trị bình quân của thanh khoản cổ phiếu ngày trong tuần đó.

Bởi vì giá trị R^2 bị giới hạn giữa 0 và 1, tác giả biến đổi logistic giá trị R^2 để tạo ra một đo lường thích hợp trong phân tích hồi quy theo phương pháp phân tích đồng biến động thanh khoản cổ phiếu của Karolyi & cộng sự (2012) như sau:

$$LIQCOM_i = \log \left(\frac{R_i^2}{1-R_i^2} \right) \quad (3)$$

Môi trường thông tin doanh nghiệp (FIE)

Môi trường thông tin doanh nghiệp là những cơ chế qua đó thông tin của doanh nghiệp trực tiếp hoặc gián tiếp được cung cấp đến thị trường (Frankel & Li, 2004; Jin & Myers, 2006). Hiệu quả của mỗi cơ chế thông tin trong việc giảm bất cân xứng thông tin trên thị trường phụ thuộc vào lợi ích và chi phí của việc sản xuất thông tin mà những chủ thể tạo ra cơ chế đó có thể nhận được hoặc gánh chịu (Frankel & Li, 2004). Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng số lượng các nhà phân tích thực hiện phân tích doanh nghiệp (ANA) và lựa

chọn sử dụng kiểm toán Big4 của doanh nghiệp (*BIG4*) như là các thước đo môi trường thông tin doanh nghiệp. Nghiên cứu trước cho thấy rằng các nhà phân tích thực hiện phân tích doanh nghiệp đóng vai trò quan trọng trong việc cung cấp thông tin của doanh nghiệp cho thị trường và làm giảm đi tình trạng bất cân xứng thông tin (Roulstone, 2003; Barth & Hutton, 2004; Bowen & cộng sự, 2008). Nghiên cứu trước cũng cho thấy các doanh nghiệp được kiểm toán bởi các công ty kiểm toán thuộc Big4 thường minh bạch hơn và có các báo cáo tài chính với chất lượng tốt hơn, do vậy ít có tình trạng bất cân xứng thông tin (Bushman & cộng sự, 2004; Behn & cộng sự, 2008). Biến *ANA* được xác định bằng logarit tự nhiên của 1 cộng với số lượng các nhà phân tích thực hiện phân tích doanh nghiệp; Biến *BIG4* là một biến giả nhận giá trị 1 nếu doanh nghiệp được kiểm toán bởi công ty kiểm toán thuộc Big4, hoặc bằng 0 nếu ngược lại.

Biến kiểm soát (*CONTROLS*)

Dựa trên các nghiên cứu trước (Jeffrey Ng, 2011; Deng & cộng sự, 2018) tác giả kiểm soát trong mô hình hồi quy những biến đặc thù doanh nghiệp và môi trường kinh tế vĩ mô nhằm loại bỏ khả năng tác động chi phối của những nhân tố này đến quan hệ giữa môi trường thông tin doanh nghiệp và dòng biến động thanh khoản cổ phiếu. Biến kiểm soát bao gồm: quy mô doanh nghiệp (*MV*), sở hữu của hội đồng quản trị và ban điều hành doanh nghiệp (*CH*), doanh nghiệp được chọn vào rổ tính chỉ số Morgan Stanley Capital International (*MSCI*), hệ số giá trị sổ sách trên giá thị trường của cổ phiếu (*BM*), doanh nghiệp có niêm yết cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Mỹ (*ADR*), tỷ suất sinh lợi năm (*RET*), tính bất ổn định của tỷ suất sinh lợi (*STD*), giá đóng cửa cuối năm của cổ phiếu (*PRICE*), giá trị vốn hóa thị trường chứng khoán so với GDP (*MVGDP*), tín dụng dành cho khu vực tư nhân so với GDP (*CREDITGDP*), tỷ lệ tăng trưởng năm của GDP (*GGDP*). Định nghĩa và cách tính các biến được trình bày ở Bảng 1.

Bảng 1: Định nghĩa các biến được sử dụng trong nghiên cứu

Biến	Ký hiệu biến	Định nghĩa biến	Nguồn dữ liệu
A. Biến đặc thù doanh nghiệp			
(i) Thanh khoản và dòng biến động thanh khoản			
Thanh khoản cổ phiếu	<i>AMIHUD</i>	Giá trị tuyệt đối của tỷ suất sinh lợi ngày của cổ phiếu chia cho giá trị giao dịch cổ phiếu trong ngày đó.	Datastream
Dòng biến động thanh khoản cổ phiếu	<i>LIQCOM</i>	Biến đổi logistic giá trị R^2 , trong đó giá trị R^2 được ước lượng từ hồi quy chênh lệch tỷ lệ thanh khoản tuần của cổ phiếu trên chênh lệch tỷ lệ thanh khoản tuần của thị trường. Thanh khoản tuần của cổ phiếu được xác định bằng giá trị bình quân của thanh khoản ngày của cổ phiếu trong tuần đó.	Datastream
(ii) Thước đo môi trường thông tin doanh nghiệp			
Lựa chọn sử dụng kiểm toán Big4 của doanh nghiệp	<i>BIG4</i>	Biến giả nhận giá trị 1 nếu doanh nghiệp được kiểm toán bởi công ty kiểm toán thuộc Big4, hoặc bằng 0 nếu ngược lại.	Compustat Global và Worldscope
Số lượng các nhà phân tích thực hiện phân tích doanh nghiệp	<i>ANA</i>	Logarit tự nhiên của 1 cộng với số lượng các nhà phân tích thực hiện phân tích doanh nghiệp.	I/B/E/S
(iii) Biến kiểm soát đặc thù doanh nghiệp			
Quy mô doanh nghiệp	<i>MV</i>	Logarit tự nhiên của giá trị vốn hóa thị trường của doanh nghiệp.	Worldscope
Sở hữu của hội đồng quản trị và ban điều hành doanh nghiệp	<i>CH</i>	Tỷ lệ số lượng cổ phiếu được nắm giữ bởi thành viên hội đồng quản trị và ban điều hành doanh nghiệp trên tổng số cổ phiếu đang lưu hành của doanh nghiệp vào thời điểm cuối năm của năm đang được tính.	Worldscope
Doanh nghiệp được chọn vào rổ tính chỉ số MSCI	<i>MSCI</i>	Biến giả nhận giá trị 1 nếu doanh nghiệp được đưa vào rổ chỉ số Morgan Stanley Capital International.	Worldscope
Hệ số giá trị sổ sách trên giá thị trường của cổ phiếu	<i>BM</i>	Logarit tự nhiên của tỷ số giá trị sổ sách trên giá thị trường của cổ phiếu doanh nghiệp.	Worldscope
Niêm yết trên thị trường chứng khoán Mỹ	<i>ADR</i>	Biến giả nhận giá trị 1 nếu doanh nghiệp có niêm yết cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Mỹ.	Worldscope
Tỷ suất sinh lợi năm	<i>RET</i>	Tỷ suất sinh lợi năm của cổ phiếu.	Datastream
Tính bất ổn định của tỷ suất sinh lợi	<i>STD</i>	Độ lệch chuẩn của tỷ suất sinh lợi tuần của cổ phiếu trong năm đang được tính.	Datastream
Giá đóng cửa của cổ phiếu	<i>PRICE</i>	Logarit tự nhiên của giá đóng cửa của cổ phiếu vào thời điểm cuối năm trước so với năm đang được tính.	Datastream
B. Biến kinh tế vĩ mô			
Giá trị vốn hóa thị trường chứng khoán so với GDP	<i>MVGDP</i>	Logarit tự nhiên của giá trị vốn hóa thị trường chứng khoán so với GDP.	World Development Indicators
Tín dụng dành cho khu vực tư nhân so với GDP	<i>CREDITGDP</i>	Logarit tự nhiên của tỷ lệ tín dụng dành cho khu vực tư nhân so với GDP.	World Development Indicators
Tăng trưởng GDP	<i>GGDP</i>	Tỷ lệ tăng trưởng năm của GDP.	World Development Indicators

Ngoại trừ các biến giả và các biến đã được biến đổi logarit tự nhiên, quan sát của các biến còn lại được biến đổi (winsorized) ở phân vị 1% và phân vị 99% trong phân phối mẫu của mỗi biến để hạn chế ảnh hưởng của những quan sát ngoại lai (outliers).

3.3. Mô hình phân tích

Tác giả thực hiện phân tích ảnh hưởng của môi trường thông tin doanh nghiệp đối với dòng biến động thanh khoản cổ phiếu dựa trên mô hình hồi quy với dữ liệu bảng như sau:

$$LIQCOM_{i,t} = \alpha + \beta FIE_{i,t-1} + \sum \gamma CONTROLS_{i(j),t-1} + \vartheta_C + \theta_I + \delta_Y + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Trong đó, $LIQCOM_i$ là biến đo lường dòng biến động thanh khoản cổ phiếu của doanh nghiệp i , được định nghĩa ở mục 3.2; FIE_i là thước đo môi trường thông tin của doanh nghiệp i , được đo lường bởi *ANA* hoặc *BIG4* như được trình bày ở mục 3.2; $CONTROLS_{ij}$ là các biến kiểm soát đặc thù doanh nghiệp i (hoặc biến

kinh tế vĩ mô của quốc gia j ở đó doanh nghiệp i hoạt động), được trình bày ở mục 3.2. Mô hình (4) cũng bao gồm hiệu ứng quốc gia (θ_j), hiệu ứng ngành (θ_i) và hiệu ứng năm (δ_y) nhằm kiểm soát tác động chi phối của quốc gia, ngành và năm đối với quan hệ giữa môi trường thông tin doanh nghiệp và đồng biến động thanh khoản cổ phiếu. Tất cả các biến độc lập được đưa vào mô hình (4) với giá trị trễ nhằm hạn chế ảnh hưởng theo chiều ngược lại (reverse causality) từ đồng biến động thanh khoản cổ phiếu. Sai số chuẩn robust được sử dụng để giải quyết hiện tượng phương sai không đồng nhất và được ước lượng theo cụm mỗi doanh nghiệp (*firm-level clustering*) để giải quyết vấn đề tự tương quan khi tính giá trị thống kê t (Petersen, 2009).

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả và ma trận tương quan

Bảng 2 trình bày thống kê mô tả của các biến được sử dụng trong nghiên cứu cho toàn bộ 35 quốc gia mẫu. Trung bình, khoảng 12,1% biến động trong năm của thanh khoản cổ phiếu doanh nghiệp là do ảnh hưởng của biến động thanh khoản chung thị trường ($R^2=12,1\%$). Khoảng gần $\frac{1}{2}$ công ty trong mẫu trung bình có sử dụng kiểm toán Big4 ($=0,480$), và mỗi doanh nghiệp có xấp xỉ 1,4 nhà phân tích ($=e^{(0,881)}-1$) thực hiện phân tích doanh nghiệp trong khoảng thời gian mẫu. Bảng 3 trình bày ma trận hệ số tương quan Pearson giữa các biến được sử dụng trong phân tích hồi quy. Nhìn chung, tương quan giữa các biến độc lập là thấp, do vậy hạn chế khả năng xảy ra đa cộng tuyến trong các phân tích hồi quy.⁴

Bảng 2: Thống kê mô tả các biến

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Phân vị 90%	Giá trị trung vị	Phân vị 10%
R^2	144671	0,121	0,109	0,266	0,088	0,021
<i>LIQCOM</i>	144671	-2,406	1,149	-1,015	-2,338	-3,862
<i>BIG4</i>	144671	0,480	0,500	1,000	0,000	0,000
<i>ANA</i>	144671	0,881	0,978	2,435	0,693	0,000
<i>MV</i>	144671	12,032	2,069	14,806	11,897	9,480
<i>CH</i>	144671	0,311	0,278	0,705	0,288	0,000
<i>MSCI</i>	144671	0,522	0,500	1,000	1,000	0,000
<i>BM</i>	144671	-0,389	0,929	0,717	-0,352	-1,524
<i>ADR</i>	144671	0,027	0,163	0,000	0,000	0,000
<i>RET</i>	144671	0,042	0,659	0,773	0,081	-0,740
<i>STD</i>	144671	0,487	0,371	0,847	0,401	0,195
<i>PRICE</i>	144671	0,801	2,280	3,560	0,863	-2,207
<i>MVGDP</i>	144671	1,103	0,753	1,777	0,979	0,415
<i>CREDGDP</i>	144671	1,337	0,467	1,931	1,284	0,836
<i>GGDP</i>	144671	0,035	0,031	0,089	0,029	0,003

Nguồn: Tính toán của tác giả.

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

Biến	<i>LIQCOM</i>	<i>BIG4</i>	<i>ANA</i>	<i>MV</i>	<i>CH</i>	<i>MSCI</i>	<i>BM</i>	<i>ADR</i>	<i>RET</i>	<i>STD</i>	<i>PRICE</i>	<i>MVGDP</i>	<i>CREDGDP</i>	<i>GGDP</i>
<i>LIQCOM</i>	1,000													
<i>BIG4</i>	-0,099	1,000												
<i>ANA</i>	-0,100	0,301	1,000											
<i>MV</i>	0,036	0,275	0,695	1,000										
<i>CH</i>	-0,065	0,065	0,021	0,030	1,000									
<i>MSCI</i>	0,091	0,164	0,465	0,647	0,009	1,000								
<i>BM</i>	-0,036	-0,044	-0,215	-0,361	0,044	-0,157	1,000							
<i>ADR</i>	-0,045	0,087	0,191	0,201	-0,033	0,102	-0,062	1,000						
<i>RET</i>	0,052	-0,047	0,001	0,139	0,037	0,079	-0,195	0,000	1,000					
<i>STD</i>	0,032	-0,143	-0,172	-0,280	-0,023	-0,149	-0,033	-0,021	0,107	1,000				
<i>PRICE</i>	-0,038	0,146	0,413	0,570	-0,056	0,292	-0,253	0,085	0,196	-0,287	1,000			
<i>MVGDP</i>	-0,018	0,235	0,025	0,014	0,130	-0,029	-0,047	-0,015	0,105	0,040	-0,190	1,000		
<i>CREDGDP</i>	-0,013	0,111	0,154	0,206	-0,102	0,122	-0,004	-0,038	-0,050	-0,132	0,262	0,183	1,000	
<i>GGDP</i>	0,201	-0,108	-0,162	-0,009	-0,010	0,074	-0,158	-0,022	0,078	0,029	-0,243	0,159	-0,393	1,000

Nguồn: Tính toán của tác giả

4.2. Kết quả thực nghiệm

Kết quả hồi quy của mô hình (4) được trình bày trong Bảng 4. Cột (1) và (2) trình bày kết quả hồi quy cho toàn bộ quốc gia trong mẫu nghiên cứu, cột (3) và (4) cho nhóm quốc gia đang phát triển, cột (5) và

(6) cho nhóm quốc gia phát triển. Kết quả cho thấy môi trường thông tin doanh nghiệp có mối tương quan nghịch với đồng biến động thanh khoản cổ phiếu. Kết quả là nhất quán trên cả hai thước đo môi trường thông tin doanh nghiệp (*BIG4* và *ANA*) và trên toàn bộ ba nhóm quốc gia mẫu. Cụ thể, ước lượng hệ số của thước đo môi trường thông tin doanh nghiệp *BIG4* cho ba nhóm quốc gia tương ứng là -0,043 (*t-stat*=-6,15), -0,021 (*t-stat*=-1,67), -0,037 (*t-stat*=-4,48), và *ANA* là -0,024 (*t-stat*=-5,55), -0,070 (*t-stat*=-7,88), -0,012 (*t-stat*=-2,07), cho thấy rằng khi môi trường thông tin doanh nghiệp càng minh bạch, được phản ánh qua doanh nghiệp được kiểm toán bởi các công ty kiểm toán thuộc Big4 hoặc doanh nghiệp nhận được sự chú ý nhiều hơn của các nhà phân tích, thanh khoản cổ phiếu có xu hướng ít đồng biến động với thị trường.

Bảng 4: Môi trường thông tin doanh nghiệp và đồng biến động thanh khoản cổ phiếu

Biến	Toàn bộ các quốc gia		Quốc gia đang phát triển		Quốc gia phát triển	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>BIG4</i>	-0,043*** (-6,15)		-0,021* (-1,67)		-0,037*** (-4,48)	
<i>ANA</i>		-0,024*** (-5,55)		-0,070*** (-7,88)		-0,012** (-2,07)
<i>MV</i>	-0,007*** (-2,91)	-0,004 (-1,35)	-0,008* (-1,71)	0,002 (0,37)	-0,010*** (-3,42)	-0,008** (-2,09)
<i>CH</i>	0,013 (1,13)	0,005 (0,40)	-0,027 (-1,47)	-0,035* (-1,88)	0,041*** (2,88)	0,038*** (2,70)
<i>MSCI</i>	0,080*** (10,41)	0,081*** (10,49)	0,050*** (3,91)	0,057*** (4,44)	0,101*** (10,51)	0,101*** (10,35)
<i>BM</i>	0,002 (0,64)	0,002 (0,64)	0,021*** (3,14)	0,022*** (3,20)	0,001 (0,31)	0,001 (0,12)
<i>ADR</i>	-0,029 (-1,53)	-0,026 (-1,41)	-0,111*** (-3,07)	-0,104*** (-2,88)	0,001 (0,03)	0,001 (0,07)
<i>RET</i>	0,035*** (6,11)	0,034*** (5,92)	0,009 (0,84)	0,005 (0,48)	0,028*** (4,05)	0,027*** (3,85)
<i>STD</i>	0,082*** (9,18)	0,084*** (9,67)	0,082*** (5,53)	0,082*** (5,54)	0,070*** (6,43)	0,074*** (6,79)
<i>PRICE</i>	-0,027*** (-10,36)	-0,027*** (-10,99)	-0,027*** (-5,39)	-0,026*** (-5,33)	-0,029*** (-9,51)	-0,029*** (-10,06)
<i>MVGDP</i>	0,162*** (15,24)	0,161*** (15,04)	0,757*** (30,08)	0,754*** (29,96)	-0,053*** (-3,86)	-0,058*** (-4,12)
<i>CREDGDP</i>	-0,003 (-0,19)	0,001 (0,09)	-0,189*** (-4,63)	-0,189*** (-4,65)	-0,116*** (-5,85)	-0,097*** (-4,99)
<i>GGDP</i>	-0,312 (-1,52)	-0,353* (-1,78)	0,676*** (2,65)	0,687*** (2,70)	-1,591*** (-4,52)	-1,541*** (-4,39)
Kiểm soát hiệu ứng	CIY	CIY	CIY	CIY	CIY	CIY
Số quan sát	144.097	144.097	47.285	47.285	96.812	96.812
Adj. R ²	15,4%	15,4%	25,6%	25,7%	5,8%	5,8%

Ghi chú: C: Hiệu ứng quốc gia; I: Hiệu ứng ngành; Y: Hiệu ứng năm; *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 10%, 5%, và 1%.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Kết quả phân tích ở Bảng 4 cho thấy môi trường thông tin doanh nghiệp có tương quan nghịch với đồng biến động thanh khoản cổ phiếu sau khi đã kiểm soát những biến đặc thù doanh nghiệp, hiệu ứng quốc gia, hiệu ứng ngành và hiệu ứng năm có thể tác động chi phối đến quan hệ giữa môi trường thông tin doanh nghiệp và đồng biến động thanh khoản cổ phiếu. Kết quả này có thể được diễn giải như một minh chứng ủng hộ cho quan điểm rằng khi môi trường thông tin của doanh nghiệp minh bạch, nhà đầu tư dễ dàng tiếp cận thông tin của doanh nghiệp hơn và thanh khoản cổ phiếu có xu hướng ít đồng biến động với thị trường. Tuy nhiên, một số vấn đề nội sinh tiềm tàng có thể ảnh hưởng đến độ tin cậy của kết quả ở trên.

Thứ nhất, có khả năng rằng một nhân tố nào đó thuộc đặc thù doanh nghiệp không thay đổi (hoặc ít thay đổi) theo thời gian nhưng không thể quan sát và có tác động chi phối đến quan hệ giữa môi trường thông tin doanh nghiệp và đồng biến động thanh khoản cổ phiếu. Để giải quyết khả năng này, tác giả kiểm soát thêm hiệu ứng cố định doanh nghiệp (F) trong mô hình hồi quy. Thứ hai, bằng cách sử dụng giá trị trễ của biến độc lập trong mô hình hồi quy, tác giả đã hạn chế khả năng tác động theo chiều ngược lại (reverse causality) từ đồng biến động thanh khoản cổ phiếu đến môi trường thông tin doanh nghiệp. Tuy nhiên, tác động theo chiều ngược lại từ đồng biến động thanh khoản cổ phiếu đến môi trường thông tin doanh nghiệp vẫn có thể

xảy ra nếu như đồng biến động thanh khoản có sự tự tương quan cao theo thời gian. Để giải quyết vấn đề này, tác giả kiểm soát thêm biến trễ đồng biến động thanh khoản trong mô hình hồi quy và ước lượng mô hình này bằng cách sử dụng ước lượng System-GMM được áp dụng cho mô hình dữ liệu bảng động (SysGMM). Các kết quả phân tích tính bền vững này được trình bày ở Bảng 5. Kết quả cho thấy giá trị ước lượng hệ số của các thước đo môi trường thông tin doanh nghiệp (*BIG4* và *ANA*) là âm và ý nghĩa thống kê, cho thấy môi trường thông tin doanh nghiệp tác động nghịch chiều đến đồng biến động thanh khoản cổ phiếu.

Bảng 5: Kiểm định độ tin cậy của kết quả

Biến	Hiệu ứng cố định		SysGMM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>BIG4</i>	-0,052*** (-5,50)		-0,028** (-2,05)	
<i>ANA</i>		-0,023*** (-3,94)		-0,061*** (-5,66)
<i>MV</i>	0,012 (1,54)	0,135*** (20,35)	-0,008** (-2,50)	-0,017*** (-4,22)
<i>CH</i>	0,035 (1,64)	-0,001 (-0,05)	-0,002 (-0,13)	-0,191*** (-13,23)
<i>MSCI</i>			0,078*** (8,59)	0,229*** (21,29)
<i>BM</i>	0,001 (0,19)	0,066*** (9,70)	0,001 (0,19)	-0,006 (-1,29)
<i>ADR</i>	0,149*** (2,68)	0,075 (1,38)	-0,028 (-1,28)	-0,251*** (-10,61)
<i>RET</i>	0,029*** (4,42)	0,058*** (10,43)	0,034*** (5,10)	0,063*** (9,35)
<i>STD</i>	0,056*** (5,21)	0,077*** (7,51)	0,037*** (3,24)	0,031*** (2,71)
<i>PRICE</i>	-0,004 (-0,52)	-0,034*** (-4,93)	-0,026*** (-8,16)	-0,027*** (-11,24)
<i>MVGDP</i>	0,140*** (12,26)	0,268*** (29,12)	0,134*** (10,32)	-0,098*** (-16,40)
<i>CREDGDP</i>	-0,005 (-0,26)	0,024 (1,28)	-0,016 (-0,75)	0,162*** (15,67)
<i>GGDP</i>	-0,227 (-1,06)	-0,252 (-1,50)	0,007 (0,03)	6,384*** (31,39)
<i>Lag-LIQCOM</i>			0,039*** (9,57)	0,038*** (9,06)
Kiểm soát hiệu ứng	FY	FY	CIY	CIY
Số quan sát	144.671	144.671	128.422	128.422
Kiểm định AR(1) (p-value)			0,000	0,000
Kiểm định AR(2) (p-value)			0,654	0,253
Kiểm định Hansen (p-value)			0,718	0,927
Adj. R ²	18,6%	16,9%		

Nguồn: Tính toán của tác giả

Ghi chú: F: Hiệu ứng cố định doanh nghiệp; C: Hiệu ứng quốc gia; I: Hiệu ứng ngành; Y: Hiệu ứng năm;

*, **, *** thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 10%, 5%, và 1%.

5. Kết luận

Trong bài này, tác giả nghiên cứu ảnh hưởng của môi trường thông tin doanh nghiệp đối với đồng biến động thanh khoản cổ phiếu. Sử dụng dữ liệu các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán ở 35 quốc gia trong khoảng thời gian từ 2005-2016, kết quả nghiên cứu cho thấy môi trường thông tin doanh nghiệp có quan hệ nghịch chiều với đồng biến động thanh khoản cổ phiếu. Kết quả này ủng hộ cho quan

điểm rằng khi môi trường thông tin của doanh nghiệp minh bạch, thanh khoản cổ phiếu ít biến động theo xu hướng chung của thị trường và điều này tạo ra đồng biến động thấp của thanh khoản cổ phiếu.

Nghiên cứu này có ý nghĩa quan trọng cả về mặt học thuật và thực tiễn. Thứ nhất, về mặt học thuật, nghiên cứu làm rõ mối quan hệ giữa môi trường thông tin doanh nghiệp và đồng biến động thanh khoản cổ phiếu trên thị trường quốc tế, qua đó cung cấp thêm tri thức mới về vai trò của môi trường thông tin doanh nghiệp đối với sự phát triển của thị trường tài chính. Các nghiên cứu trên thế giới, cho đến nay, chủ yếu tập trung trên các nhân tố riêng lẻ có ảnh hưởng đến đồng biến động thanh khoản,⁵ và rất ít nghiên cứu xem xét trực tiếp vai trò của môi trường thông tin doanh nghiệp. Nghiên cứu của chúng tôi góp phần mở rộng và làm rõ thêm tác động của các cơ chế thông tin cụ thể đối với đồng biến động thanh khoản.

Thứ hai, về mặt thực tiễn, nghiên cứu của chúng tôi có hàm ý quan trọng đối với những nhà hoạch định chính sách và doanh nghiệp. Mặc dù minh bạch thông tin là một yêu cầu quan trọng đối với quản trị doanh nghiệp, xung đột lợi ích giữa những người điều hành doanh nghiệp và cổ đông luôn dẫn đến khả năng doanh nghiệp sẽ trở nên ít minh bạch với thị trường. Do vậy, bên cạnh việc hoàn thiện môi trường thể chế để đảm bảo quyền lợi của nhà đầu tư và doanh nghiệp, các chính sách quản lý, ở cả tầm quốc gia và góc độ doanh nghiệp, cần chú trọng đến việc cải thiện môi trường thông tin của doanh nghiệp. Đây không chỉ là đòi hỏi đối với các công ty niêm yết mà còn là yêu cầu cấp thiết đối thị trường chứng khoán. Sự minh bạch của doanh nghiệp sẽ tạo niềm tin cho nhà đầu tư, cho phép nhà đầu tư dễ dàng tiếp cận thông tin doanh nghiệp để ra quyết định, giảm thiểu các rủi ro trong quá trình đầu tư. Khi đó, thị trường chứng khoán mới thật sự là một kênh thu hút và dẫn vốn hiệu quả trong nền kinh tế.

Ghi chú:

1. Sử dụng sai số trong dự báo của các nhà phân tích như một thước đo môi trường thông tin doanh nghiệp, Moshirian & cộng sự (2017) thấy rằng thanh khoản cổ phiếu có xu hướng đồng biến động cao ở các quốc gia có môi trường thông tin kém minh bạch. Ngược lại, nghiên cứu của chúng tôi sử dụng thước đo lựa chọn kiểm toán Big4 và mức độ chú ý đối với doanh nghiệp của các nhà phân tích. Bởi vì môi trường thông tin doanh nghiệp bao gồm nhiều cơ chế khác nhau (với vai trò thông tin khác nhau). Nghiên cứu của chúng tôi góp phần mở rộng và làm rõ thêm tác động của các cơ chế thông tin cụ thể đối với đồng biến động thanh khoản.

2. Về lý thuyết, đồng biến động thanh khoản có thể chịu ảnh hưởng bởi các nhân tố từ cả 2 nguồn cung và cầu thanh khoản (Karolyi & cộng sự, 2012). Quan điểm phía cung cho rằng giới hạn đối với việc tiếp cận nguồn tài trợ của những người cung cấp thanh khoản là nguyên nhân đưa đến đồng biến động thanh khoản, và giới hạn này chịu ảnh hưởng của các nhân tố như sự bất ổn định của thị trường, mức độ phát triển thị trường tài chính của một quốc gia. Ngược lại, quan điểm phía cầu thanh khoản tranh luận rằng đồng biến động thanh khoản chịu ảnh hưởng bởi hành vi giao dịch tương quan của nhà đầu tư, động cơ giao dịch cổ phiếu đơn lẻ, môi trường thông tin của doanh nghiệp và thể chế quốc gia ở đó doanh nghiệp hoạt động. Trong phạm vi nghiên cứu của bài này, tác giả chỉ xem xét vai trò của môi trường thông tin doanh nghiệp.

3. Kiểm toán Big4 đề cập đến 4 công ty kiểm toán hàng đầu thế giới, bao gồm Deloitte, Ernst & Young, KPMG và PricewaterhouseCoopers.

4. Đa cộng tuyến không phải là vấn đề nghiêm trọng nếu hệ số tương quan giữa hai biến độc lập nhỏ hơn 0,8 (Gujarati, 2003).

5. Ngoại trừ Karolyi & cộng sự (2012), sử dụng dữ liệu góc độ quốc gia, và Moshirian & cộng sự (2017), sử dụng dữ liệu góc độ doanh nghiệp, xem xét cả 2 nguồn ảnh hưởng từ phía cung và cầu thanh khoản.

Tài liệu tham khảo

- Amihud, Y. (2002), 'Illiquidity and stock returns: Cross-section and time series effects', *Journal of Financial Markets*, 5, 31-56.
- Amihud, Y., Mendelson, H. & Pedersen, L.H. (2005), 'Liquidity and asset prices', *Foundations and Trends in Finance*, 1, 269-364.

-
- Barth, M. & Hutton, A. (2004), 'Analyst earnings forecast revisions and the pricing of accruals', *Review of Accounting Studies*, 9, 59-96.
- Behn, B.K., Choi, J.-H. & Kang, T. (2008), 'Audit quality and properties of analyst earnings forecasts', *Accounting Review*, 83, 327-349.
- Bowen, R., Chen, X. & Cheng, Q. (2008), 'Analyst coverage and the cost of raising equity capital: Evidence from underpricing of seasoned equity offerings', *Contemporary Accounting Research*, 25, 657-699.
- Brockman, P., Chung, D.Y. & Pérignon, C. (2009), 'Commonality in liquidity: A global perspective', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44, 851-882.
- Burgstahler, D.C., Hail, L. & Leuz, C. (2006), 'The importance of reporting incentives: Earnings management in European private and public firms', *Accounting Review*, 81, 983-1016.
- Bushman, R.M., Piotroski, J.D. & Smith, A.J. (2004), 'What determines corporate transparency?' *Journal of Accounting Research*, 42, 207-252.
- Chan, K. & Hameed, A. (2006), 'Stock price synchronicity and analyst coverage in emerging markets', *Journal of Financial Economics*, 80, 115-147.
- Chordia, T., Roll, R. & Subramanyam, A. (2000), 'Commonality in liquidity', *Journal of Financial Economics*, 56, 3-28.
- Copeland, T.E. & Galai, D. (1983), 'Information effects of the bid-ask spread', *Journal of Finance*, 38, 1457-1469.
- Dang, T.L., Moshirian, F. & Zhang, B. (2015), 'Commonality in news around the world', *Journal of Financial Economics*, 116, 82-110.
- Deng, B., Li, Z. & Li, Y. (2018), 'Foreign institutional ownership and liquidity commonality around the world', *Journal of Corporate Finance*, 51, 20-49.
- Diamond, D.W. (1985), 'Optimal release of information by firms', *Journal of Finance*, 40, 828-862.
- Dow, J. & Gorton, G. (1997), 'Stock market efficiency and economic efficiency: Is there a connection?' *Journal of Finance*, 52, 1087-1129.
- Edmans, A. & Manso, G. (2011), 'Governance through trading and intervention: A theory of multiple blockholders', *Review of Financial Studies*, 24, 2395-2428.
- Fox, M.B., Morck, R., Yeung, B. & Durnev, A. (2003), 'Law, share price accuracy, and economic performance: the new evidence', *Michigan Law Review*, 102, 331-386.
- Frankel, R. & Li, X. (2004), 'Characteristics of a firm's information environment and the information asymmetry between insiders and outsiders', *Journal of Accounting and Economics*, 37, 229-259.
- Glosten, L.R. & Milgrom, P.R. (1985), 'Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders', *Journal of Financial Economics*, 14, 71-100.
- Gujarati, D.N. (2003), *Basic Econometrics*, 4th Ed., McGRAW-HILL.
- Jeffrey Ng (2011), 'The effect of information quality on liquidity risk', *Journal of Accounting and Economics*, 52, 126-143.
- Jin, L. & Myers, S. (2006), 'R² around the world: New theory and new tests', *Journal of Finance*, 79, 257-292.
- Kamara, A., Lou, X. & Sadka, R. (2008), 'The divergence of liquidity commonality in the cross-section of stocks', *Journal of Financial Economics*, 89, 444-466.
- Karolyi, G. A., Lee, K.-H. & van Dijk, M. A. (2012), 'Understanding commonality in liquidity around the world', *Journal of Financial Economics*, 105, 82-112.
- Kim, O. & Verrecchia, R.E. (1991), 'Market reaction to anticipated announcements', *Journal of Financial Economics*, 30, 273-309.
- Kyle, A. (1985), 'Continuous auctions and insider trading', *Econometrica*, 53, 1315-1335.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. & Vishny, R.W. (1998), 'Law and finance', *Journal of Political Economy*, 106, 1113-1155.
-

-
- Levine, R. & Zervos, S. (1998), 'Stock Markets, Banks, and Economic Growth', *American Economic Review*, 88, 537-558.
- Levine, R. (2002), 'Bank-based or market-based financial systems: which is better?', *Journal of Financial Intermediation*, 11, 398-428.
- McNichols, M. & Trueman, B. (1994), 'Public disclosure, private information collection, and short-term trading', *Journal of Accounting and Economics*, 17, 69-94.
- Morck, R., Yeung, B. & Yu, W. (2000), 'The information content of stock market: why do emerging markets have synchronous stock price movements?', *Journal of Financial Economics*, 58, 215-260.
- Moshirian, F., Qian, X., Wee, C.K.G. & Zhang, B. (2017), 'The determinants and pricing of liquidity commonality around the world', *Journal of Financial Markets*, 33, 22-41.
- Petersen, M.A. (2009), 'Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches', *Review of Financial Studies*, 22, 435-480.
- Roulstone, D.T. (2003), 'Analyst following and market liquidity', *Contemporary Accounting Research*, 20, 551-578.
- Subrahmanyam, A. & Titman, S. (2001), 'Feedback from stock prices to cash flows', *Journal of Finance*, 56, 2389-2413.
- Tobin, J. (1984), 'On the efficiency of the financial system', *Lloyd's Bank Review*, 153, 1-15.
- Veldkamp, L.L. (2006), 'Information markets and comovement of asset prices', *Review of Economic Studies*, 73, 823-845.
- Verrecchia, R. (1982), 'Information acquisition in a noisy rational expectations economy', *Econometrica*, 50, 1415-1430.
- Vo, T.T.A., Dang, T.L., Dang, M. & Hoang, V.A. (2021), 'Institutional ownership and commonality in liquidity', *Research in International Business and Finance*, 57, 101422.

ẢNH HƯỞNG CỦA TÍN DỤNG CÔNG NGHỆ TÀI CHÍNH ĐẾN RỦI RO TÍN DỤNG CỦA NGÂN HÀNG: BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM QUỐC TẾ

Trần Hùng Sơn

Trường Đại học Kinh tế - Luật, Đại học Quốc gia thành phố Hồ Chí Minh

Email: sonth@uel.edu.vn

Nguyễn Thị Hồng Vân

Trường Đại học Kinh tế - Luật, Đại học Quốc gia thành phố Hồ Chí Minh

Email: vannth@uel.edu.vn

Mã bài: JED - 010221

Ngày nhận: 01/02/2021

Ngày nhận bản sửa: 13/05/2021

Ngày duyệt đăng: 15/10/2021

Tóm tắt

Mục tiêu của nghiên cứu này nhằm phân tích tác động của tín dụng từ công nghệ tài chính đến rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng của 72 quốc gia trong giai đoạn 2013-2018. Kết quả nghiên cứu cho thấy tín dụng từ công nghệ tài chính làm giảm rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng các nước thông qua việc giảm tỷ lệ nợ xấu của hệ thống ngân hàng. Từ kết quả nghiên cứu này, bài viết khuyến nghị một số hàm ý chính sách.

Từ khóa: Công nghệ tài chính, rủi ro tín dụng, hệ thống ngân hàng

Mã JEL: G20, G28

Impact of fintech credit on bank credit risk: international evidence

Abstract

Using the aggregate dataset of 72 countries from 2013 to 2018, this paper empirically tests the effect of fintech credit on bank credit risk. The results show that fintech credit on average decreases bank credit risk via reducing bank non-performing loans. Finally, policy implications are discussed based on the findings of the research.

Keywords: Fintech, credit risk, banking system

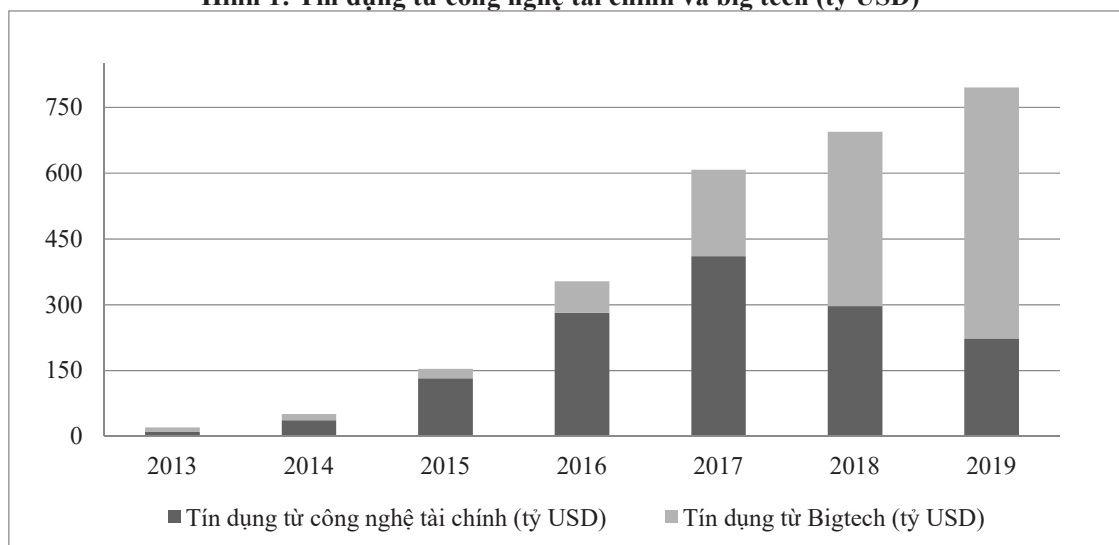
JEL code: G20, G28

1. Giới thiệu

Trong khoảng một thập niên trở lại đây, công nghệ tài chính đã có sự phát triển mạnh mẽ và đóng góp đáng kể vào hoạt động của thị trường tài chính. Mặc dù các ngân hàng, hiệp hội tín dụng và các tổ chức cho vay truyền thống khác vẫn là nguồn cung cấp tài chính chủ yếu cho các công ty và hộ gia đình ở hầu hết các nền kinh tế, các trung gian tài chính mới đã xuất hiện gần đây, đặc biệt, các mô hình cho vay kỹ thuật số như cho vay ngang hàng (P2P)/cho vay trên các nền tảng internet đã phát triển ở nhiều nền kinh tế (Cornelli & cộng sự, 2020). Dữ liệu thống kê từ Ngân hàng thanh toán quốc tế cho thấy quy mô tín dụng của công nghệ tài chính đã đạt mức 298 tỷ USD vào năm 2018, trong khi đó tín dụng từ big tech là 397 tỷ USD (Cornelli & cộng sự, 2020). Đây là một mức tăng đáng kể từ năm 2013, khi mà tín dụng từ công nghệ tài chính và big tech lần lượt là 9,9 tỷ USD và 10,6 tỷ USD. Ước tính trong năm 2019, tín dụng từ công nghệ tài chính và big tech lần lượt là 223 tỷ USD và 572 tỷ USD.

Sự phát triển của công nghệ tài chính đã có những tác động đến hệ thống ngân hàng truyền thống ở các hoạt động như cho vay, hiệu quả hoạt động, mức độ chấp nhận rủi ro nhưng đồng thời cũng thúc đẩy đổi mới sáng tạo và chuyển đổi các tổ chức này (An & Rau, 2019; Cheng & Qu, 2020; de Roure & cộng sự (2018); Guo & Shen, 2016; Qiao & cộng sự, 2018; Phan & cộng sự, 2020; Wang & cộng sự, 2020). Ngoài ra, với quy mô gia tăng của hoạt động cung cấp tín dụng từ công nghệ tài chính, nhiều nghiên cứu đã tập trung vào tác động của hoạt động cho vay ngang hàng đến ổn định tài chính (Boot, 2016; Philippon, 2016; Braggion &

Hình 1: Tín dụng từ công nghệ tài chính và big tech (tỷ USD)



Nguồn: Cornelli & cộng sự (2020).

cộng sự, 2018; Vives, 2017). Mặc dù sự xuất hiện của những đổi mới sáng tạo trong ngành tài chính, nhưng sự hiểu biết về các hoạt động và ảnh hưởng của công nghệ tài chính trong hệ thống tài chính vẫn còn ít (Li & cộng sự 2017; Phan & cộng sự, 2020).

Hệ thống ngân hàng đóng vai trò quan trọng trong việc phân bổ các nguồn tài chính giữa người đi vay và người cho vay. Sự ổn định của hệ thống ngân hàng được coi là một nhân tố thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, đặc biệt là ở các nền kinh tế kém phát triển (Levine, 1997). Nợ xấu của hệ thống ngân hàng cũng có thể là nguyên nhân gây ra khủng hoảng tài chính (Park, 2012; Tran & cộng sự, 2020). Hơn nữa, các nghiên cứu về các yếu tố ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng thông qua nợ xấu của ngân hàng vẫn cần tiếp tục hoàn thiện (Manz, 2019; Naili & Lahrichi, 2020).

Do vậy mục tiêu của nghiên cứu này nhằm phân tích ảnh hưởng của công nghệ tài chính thông qua hoạt động tín dụng đến rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng các quốc gia trên thế giới. Từ các phân tích ảnh hưởng của công nghệ tài chính đến rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng, nghiên cứu này sẽ có đóng góp vào nghiên cứu thực nghiệm những tác động của công nghệ tài chính đối với hệ thống ngân hàng trên toàn cầu, mà theo Li & cộng sự (2017) và Phan & cộng sự (2020) thì những hiểu biết này vẫn còn ít. Ngoài ra, các nghiên cứu trước chủ yếu tập trung vào các quốc gia riêng lẻ chẳng hạn như Trung Quốc và Indonesia (xem thêm Phan & cộng sự, 2020; Wang & cộng sự, 2020). Nghiên cứu này sử dụng mẫu nghiên cứu lớn hơn, bao gồm 72 quốc gia có các hoạt động tín dụng của công nghệ tài chính trong giai đoạn 2013-2018.

2. Tổng quan các nghiên cứu có liên quan

Thuật ngữ “công nghệ tài chính” (fintech) dùng để mô tả các đổi mới sáng tạo tài chính do công nghệ mang lại, giúp tạo ra các mô hình kinh doanh, ứng dụng, quy trình và sản phẩm mới có ảnh hưởng đáng kể đối với thị trường tài chính và các tổ chức tài chính cũng như việc cung cấp các dịch vụ tài chính (Financial Stability Board, 2017; International Organization of Securities Commissions, 2017). Sự phát triển của công nghệ tài chính đã nhận được nhiều sự quan tâm của các nhà nghiên cứu. Các nhà nghiên cứu tin rằng công nghệ tài chính sẽ ngày càng phát triển, tạo nên những mô hình kinh doanh mới (Gomber & cộng sự, 2017). Nhưng hơn hết, sự quan tâm của các nhà nghiên cứu tập trung vào các tác động của công nghệ tài chính.

Sự phát triển của công nghệ tài chính có ảnh hưởng rất lớn đến hoạt động kinh doanh truyền thống của ngân hàng thương mại, đặc biệt trong lĩnh vực thanh toán và cho vay tiêu dùng. Các công ty công nghệ tài chính với lợi thế về công nghệ, đã chiếm phần lớn thị phần cho vay thế chấp nhà ở, tiêu dùng, và các khoản vay rủi ro cao của ngân hàng thương mại (Buchak & cộng sự, 2018). Nhờ vào lợi thế công nghệ và dữ liệu tài chính, các công ty công nghệ tài chính cung cấp các khoản vay cho người đi vay có uy tín cao hơn, ít rủi ro tín dụng hơn so với khách hàng của hệ thống ngân hàng mờ (shadow banking system) (Berg & cộng sự, 2019). Đồng thời, các công ty công nghệ tài chính cung cấp quy trình cho vay, thích ứng với các cú sốc kinh tế, và có khả năng tái cấp vốn nhanh hơn so với mô hình ngân hàng truyền thống (Fuster & cộng sự, 2019).

Công nghệ tài chính cũng tác động mạnh mẽ đến các hoạt động thanh toán của các ngân hàng thương mại.

Theo lý thuyết bất cân xứng thông tin, các ngân hàng thương mại, với vai trò là trung gian tài chính và lợi thế dựa trên thông tin đã mang lại cho các ngân hàng thương mại những lợi thế dài hạn và duy nhất, giảm bớt tình trạng bất cân xứng thông tin ở một mức độ nhất định (Kelly, 2016). Tuy nhiên, công nghệ tài chính đã làm giảm những lợi thế này. Theo đó, với sự hỗ trợ của điện toán đám mây và các công nghệ khác việc lưu trữ và quản lý dữ liệu khách hàng hiệu quả hơn, do đó giảm thiểu tình trạng bất cân xứng thông tin tốt hơn, đồng thời có thể thực hiện thanh toán và quyết toán thuận tiện, hiệu quả hơn so với các phương pháp truyền thống (Kelly, 2016).

Các nghiên cứu thực nghiệm về tác động của công nghệ tài chính đến hệ thống ngân hàng truyền thống ở các hoạt động như cho vay, hiệu quả hoạt động, mức độ chấp nhận rủi ro nhưng đồng thời cũng thúc đẩy đổi mới sáng tạo và chuyển đổi các tổ chức này (Cheng & Qu, 2020; de Roure & cộng sự (2018); Guo & Shen, 2016; Qiao & cộng sự, 2018; Phan & cộng sự, 2020; Wang & cộng sự, 2020; Zhilai, 2015).

de Roure & cộng sự (2018) nghiên cứu về ảnh hưởng của chi phí tuân thủ đến quy mô và chất lượng các khoản vay của ngân hàng và các nền tảng cho vay ngang hàng (P2P). Khi chi phí tăng lên, các khoản vay có chất lượng thấp hơn của các ngân hàng sẽ được giải phóng. Nếu hệ thống ngân hàng hấp thụ được các khoản cho vay chất lượng thấp đó thì khối lượng cho vay và chất lượng cho vay của hệ thống ngân hàng là không thay đổi. Tuy nhiên, nếu hệ thống ngân hàng không có khả năng giải quyết các khoản cho vay chất lượng thấp đó thì các nền tảng P2P sẽ tiếp nhận các khoản cho vay này. Do đó, hệ thống ngân hàng an toàn hơn với khối lượng cho vay ít hơn và các nền tảng P2P quản lý các khoản vay có chất lượng thấp này.

Công nghệ tài chính thúc đẩy sự phát triển và đổi mới đối với hệ thống tài chính. Tuy nhiên, sự phát triển nhanh chóng của mô hình công nghệ tài chính cũng làm tăng chi phí tài chính, tăng thêm rủi ro cho ngân hàng thương mại, đồng thời tác động lớn đến cấu trúc cho vay, tài sản cũng như tăng cạnh tranh đối với hoạt động thanh toán của ngân hàng thương mại (Zhilai, 2015).

Guo & Shen (2016) cho thấy công nghệ tài chính thông qua tài chính internet tác động đến mức độ chấp nhận rủi ro của các ngân hàng thương mại tại Trung Quốc theo xu hướng hình chữ U (đi xuống sau đó đi lên). Nói cách khác, lúc đầu, tài chính Internet mang lại lợi ích cho ngân hàng thương mại vì nó giảm chi phí quản lý và chấp nhận rủi ro, nhưng sau đó, nó sẽ làm tăng chi phí vốn và tăng khả năng chấp nhận rủi ro của ngân hàng thương mại. Nghiên cứu của Wang & cộng sự (2020) cũng cho thấy sự phát triển của công nghệ tài chính làm gia tăng việc chấp nhận rủi ro của các ngân hàng nói chung và tồn tại mối liên hệ chữ U giữa phát triển của công nghệ tài chính với việc chấp nhận rủi ro của ngân hàng.

Phan & cộng sự (2020) đã phân tích ảnh hưởng của tăng trưởng của các công ty công nghệ tài chính đến khả năng sinh lời của các ngân hàng tại Indonesia. Kết quả cho thấy tăng trưởng của các công ty công nghệ tài chính làm giảm khả năng sinh lời của các ngân hàng tại Indonesia.

Công nghệ tài chính cũng tác động đến rủi ro tín dụng ở hai khía cạnh tích cực lẫn tiêu cực. Đối với tác động tiêu cực, công nghệ tài chính mang đến rủi ro công nghệ, chẳng hạn như rủi ro bảo mật dữ liệu, rủi ro bảo vệ quyền riêng tư, rủi ro bảo mật giao dịch, rủi ro định danh, v.v., điều này có thể làm tăng rủi ro tín dụng ngân hàng. Ngoài ra, công nghệ tài chính có thể làm tăng rủi ro pháp lý. Mặc dù công nghệ tài chính đã phát triển và được ứng dụng nhiều trong lĩnh vực ngân hàng, nhưng hoạt động giám sát liên quan đến công nghệ tài chính lại phát triển chậm. Điều này dẫn đến việc các ngân hàng có thể lợi dụng tình trạng chênh lệch pháp lý để tham gia vào các hoạt động có rủi ro cao thông qua công nghệ tài chính, và do đó làm tăng rủi ro tín dụng ngân hàng (Cheng & Qu, 2020).

Ngược lại, ngân hàng thương mại có thể giảm rủi ro tín dụng thông qua công nghệ tài chính (Cheng & Qu, 2020). Thứ nhất, dựa trên hiệu ứng lan tỏa, sự trợ giúp của các công nghệ mới như công nghệ blockchain và công nghệ điện toán đám mây, ngân hàng thương mại sẽ quản lý cơ sở dữ liệu theo thời gian thực và có hệ thống quản lý các vấn đề liên quan đến phân mảnh dữ liệu và phân tán tài nguyên, từ đó giúp cải thiện hiệu quả quản lý rủi ro của ngân hàng và làm giảm rủi ro tín dụng (Blalock & Gertler, 2008; Newman & cộng sự, 2015). Thứ hai, ngân hàng cải thiện quản trị nội bộ và kiểm soát nội bộ và do đó giảm rủi ro tín dụng ngân hàng. Cuối cùng, công nghệ tài chính có thể cải thiện mô hình kinh doanh của các ngân hàng và tăng sự đa dạng hóa ngân hàng, do đó giảm rủi ro tín dụng ngân hàng (Demirgüç-Kunt & Huizinga, 2010).

Từ tổng quan các nghiên cứu trước, tác giả đưa ra hai giả thuyết để kiểm định tác động của công nghệ tài chính thông qua hoạt động tín dụng đến rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng các quốc gia trên thế giới.

Giả thuyết 1A: Công nghệ tài chính làm giảm rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng.

Giả thuyết 1B: Công nghệ tài chính làm tăng rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu này là dữ liệu từ Ngân hàng thanh toán quốc tế (BIS) về tín dụng được cung cấp bởi công nghệ tài chính của 72 quốc gia trên thế giới trong giai đoạn 2013 – 2018 (Cornelli & cộng sự, 2020). Theo Cornelli & cộng sự (2020), tín dụng từ công nghệ tài chính bao gồm tín dụng từ các hoạt động cho vay ngang hàng, cho vay cá nhân và doanh nghiệp của tất cả các mô hình kinh doanh được xem là công nghệ tài chính. Các hoạt động huy động vốn cộng đồng đối với vốn chủ sở hữu, từ thiện và nhận quà tri ân, chia sẻ lợi nhuận, vốn từ bất động sản, tài trợ lưu trữ không được xem là hoạt động tín dụng của công nghệ tài chính. Ngoài ra, các dữ liệu khác trong nghiên cứu được lấy từ nguồn dữ liệu WDI của World Bank.

Đối với các dữ liệu, tác giả xử lý các giá trị ngoại lai (outliers) của các biến bằng phương pháp winsorization, theo đó, thay thế các giá trị ngoại lai cận trên và cận dưới bằng các giá trị ở phân vị 5% và 95% (Adams & cộng sự, 2019).

3.2. Mô hình nghiên cứu

Để kiểm định giả thuyết nghiên cứu đặt ra, tác giả đưa ra mô hình nghiên cứu như sau:

$$y_{it} = \alpha + \alpha_1 (Fintech)_{it-1} + \gamma B_{i,t-1} + \delta C_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó biến phụ thuộc y_{it} là rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng thương mại ở quốc gia i tại thời điểm t . Rủi ro tín dụng của ngân hàng được đo lường bằng tỷ lệ nợ xấu trên tổng dư nợ - NPL (Cheng & Qu, 2020; Louzis & cộng sự, 2012; Tran & cộng sự, 2020) và được thu thập từ dữ liệu của WDI của World Bank.

$Fintech_{it-1}$ là biến đại diện cho tín dụng từ công nghệ tài chính, được đo lường bằng logarithm tự nhiên của tín dụng từ công nghệ tài chính bình quân đầu người (USD) tại quốc gia i tại thời điểm $t - 1$ (Cornelli & cộng sự, 2020).

$B_{(i,t-1)}$ và $C_{(i,t-1)}$ là các biến kiểm soát thể hiện đặc tính của hệ thống ngân hàng thương mại và các biến vĩ mô ở quốc gia i tại thời điểm $t - 1$ và được thu thập từ dữ liệu của WDI của World Bank. Dựa trên các nghiên cứu trước của Cheng & Qu (2020), Marcucci & Quagliarello (2009), Louzis & cộng sự (2012), Manz (2019), Naili & Lahrichi (2020), Park (2012) và Tran & cộng sự (2020), các biến kiểm soát được lựa chọn bao gồm:

ROA : khả năng sinh lời của hệ thống ngân hàng thương mại, đo lường bằng tỷ lệ lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản;

LIQ : thanh khoản của hệ thống ngân hàng thương mại, đo lường bằng tỷ lệ tài sản thanh khoản trên tổng tài sản của hệ thống ngân hàng thương mại;

CAP : tỷ lệ vốn của ngân hàng/tổng tài sản của hệ thống ngân hàng thương mại;

HHC : tỷ lệ chi tiêu của hộ gia đình trên GDP;

GDP : tỷ lệ tăng trưởng kinh tế hằng năm của các quốc gia trong mẫu nghiên cứu;

INF : tỷ lệ lạm phát hằng năm của các quốc gia trong mẫu nghiên cứu.

3.3. Phương pháp ước lượng

Để ước lượng mô hình (1), tác giả sử dụng phương pháp ước lượng hồi quy dữ liệu bảng Pooled OLS và

Bảng 1: Tóm tắt các biến trong mô hình nghiên cứu

Ký hiệu	Biến	Đo lường
Fintech	Tín dụng từ công nghệ tài chính	Logarithm tự nhiên của tín dụng từ công nghệ tài chính bình quân đầu người (USD)
ROA	Khả năng sinh lời	Tỷ lệ lợi nhuận sau thuế/tổng tài sản
LIQ	Tỷ lệ thanh khoản	Tỷ lệ tài sản thanh khoản/tổng tài sản
CAP	Vốn của ngân hàng	Tỷ lệ vốn chủ sở hữu và các quỹ của ngân hàng/tổng tài sản
HHC	Chi tiêu của hộ gia đình	Tỷ lệ chi tiêu của hộ gia đình/GDP
GDP	Tăng trưởng kinh tế	Tỷ lệ tăng trưởng kinh tế hằng năm
INF	Lạm phát	Tỷ lệ lạm phát hằng năm

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

kiểm soát phương sai thay đổi trong dữ liệu bảng (robust standard errors). Việc lựa chọn phương pháp ước lượng Pooled OLS phù hợp với các nghiên cứu về công nghệ tài chính (xem thêm Cornelli & cộng sự, 2020). Ngoài ra, để tránh vấn đề nội sinh biến phụ thuộc và biến giải thích trong năm t , tác giả sử dụng độ trễ bậc 1 đối với các biến giải thích (năm $t-1$). Đây là phương pháp phổ biến được sử dụng trong các nghiên cứu trước để xử lý vấn đề nội sinh của mô hình (xem Bellemare & cộng sự, 2017).

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2 trình bày số liệu thống kê mô tả các biến sử dụng trong mô hình hồi quy. Tất cả các biến đều có giá trị trung bình và độ lệch chuẩn dương. Tỷ lệ nợ xấu trên tổng dư nợ của hệ thống ngân hàng các quốc gia có giá trị trung bình là hơn 4,6%. Đối với các chỉ tiêu công nghệ tài chính là Fintech (logarith tự nhiên của tín dụng cung cấp từ công nghệ tài chính bình quân đầu người) có giá trị trung bình là -0,934 tương ứng là 0,393 USD/người.

Bảng 2: Thống kê mô tả

	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
NPL	427	4,617	3,917	0,695	14,612
Fintech	432	-0,934	2,703	-7,196	4,813
ROA	428	1,518	1,041	0,255	4,193
LIQ	275	17,053	10,346	1,840	35,983
CAP	394	9,770	2,891	5,401	14,931
HHC	431	60,903	12,003	39,590	85,073
GDP	420	3,291	2,089	-0,484	7,584
INF	420	3,261	2,974	0,190	11,543

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 3 trình bày hệ số tương quan của các biến trong mô hình. Hệ số tương quan của các biến trong mô hình đều ở mức thấp, cao nhất là 0,551, điều này cho thấy đa cộng tuyến giữa các biến trong mô hình là chấp nhận được.¹

Bảng 3: Hệ số tương quan các biến trong mô hình

	NPL	Fintech	ROA	LIQ	CAP	HHC	GDP	INF
NPL	1							
Fintech	-0,335	1						
ROA	0,410	-0,258	1					
LIQ	0,148	-0,140	0,224	1				
CAP	0,271	-0,064	0,551	0,092	1			
HHC	0,298	-0,184	0,339	0,260	0,400	1		
GDP	0,009	-0,236	0,351	0,143	0,227	0,174	1	
INF	0,485	-0,409	0,519	0,237	0,212	0,282	0,057	1

Nguồn: Tính toán của tác giả.

4.2. Kết quả ước lượng và thảo luận

Kết quả ước lượng ở cột 1 Bảng 4 cho thấy, công nghệ tài chính có tác động làm giảm rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng của các quốc gia trên thế giới. Kết quả này có thể giải thích như sau: khi ngân hàng từ chối các khoản cho vay có chất lượng thấp và các công ty công nghệ tài chính sẵn sàng cung cấp các khoản vay này, do đó hệ thống ngân hàng sẽ an toàn hơn và các công ty công nghệ tài chính sẽ xử lý các khoản vay có chất lượng thấp này. Ngoài ra, cùng với sự phát triển của công nghệ tài chính, hệ thống ngân hàng có thể hợp tác và tận dụng công nghệ của các công ty công nghệ tài chính đối với hoạt động cho vay của mình,

do đó sẽ giảm được rủi ro tín dụng. Kết quả phù hợp với nghiên cứu của Cheng & Qu (2020) và một phần nghiên cứu của Guo & Shen (2016) và Qiao & cộng sự (2018). Tuy nhiên, kết quả này ngược với nghiên cứu của Wang & cộng sự (2020). Như vậy, kết quả này ủng hộ cho giả thuyết nghiên cứu 1A, theo đó công nghệ tài chính làm giảm rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng của các quốc gia trên thế giới. Ngoài ra, tác giả cũng kiểm định liệu có tồn tại mối quan hệ phi tuyến giữa tín dụng từ công nghệ tài chính với rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng hay không, kết quả cho thấy không tồn tại quan hệ phi tuyến.²

Đối với các biến kiểm soát. Kết quả ước lượng cho thấy, thanh khoản (LIQ) của ngân hàng tỷ lệ nghịch với rủi ro tín dụng ngân hàng với mức ý nghĩa 10%. Theo đó ngân hàng có khả năng thanh khoản càng cao thì ngân hàng càng có mức độ lành mạnh cao (Tran & cộng sự, 2020).

Chỉ tiêu của hộ gia đình (HHC) là một nhân tố ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng của ngân hàng và có tác động là gia tăng nợ xấu của ngân hàng (Park, 2012; Tran & cộng sự, 2020). Tăng trưởng kinh tế (GDP) có tương quan âm với rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng ở mức ý nghĩa 5%, theo đó, khi kinh tế tăng trưởng, khả năng trả nợ của người đi vay sẽ tăng lên và làm giảm nợ xấu của ngân hàng (Louzis & cộng sự, 2012).

Bảng 4: Kết quả ước lượng

	NPL		LLP	
	(1)		(2)	
	Hệ số	Thống kê t	Hệ số	Thống kê t
Fintech	-0,250***	-4,00	-15,998***	-3,36
ROA	-0,294	-0,91	-36,443*	-1,70
LIQ	-0,062*	-1,77	-7,378**	-2,11
CAP	0,112	0,67	6,044	0,43
HHC	0,212**	2,16	12,992**	2,07
GDP	-0,253**	-2,45	-9,186	-1,55
INF	0,048	0,64	7,562	1,36
CONSTANT	-10,984*	-1,83	-692,178*	-1,84
Hiệu ứng cố định quốc gia	Có		Có	
Hiệu ứng cố định năm	Có		Có	
Số quan sát	210		191	
R ²	0,931		0,926	

Chú thích: *, ** và *** lần lượt tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%. Trong mô hình đã kiểm soát hiệu ứng cố định quốc gia và hiệu ứng cố định năm.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

4.3. Kiểm định tính vững của mô hình

Để kiểm định tính vững của mô hình (robustness check), chúng tôi sử dụng chỉ tiêu tỷ lệ dự phòng rủi ro cho vay trên tổng dư nợ (LLP) đại diện cho rủi ro tín dụng (Park, 2012). Giả sử rằng dự phòng rủi ro cho vay đối với các khoản nợ xấu tương đương với khối lượng các khoản nợ xấu, khi một nền kinh tế có khối lượng nợ xấu cao hơn dự kiến sẽ gia tăng thêm LLP. Tuy nhiên, vì dữ liệu về tỷ lệ này không có sẵn trực tiếp từ WDI, nên tác giả tính toán chỉ tiêu này thông qua việc nhân tỷ lệ dự phòng rủi ro cho vay/nợ xấu với tỷ lệ nợ xấu/tổng dư nợ từ dữ liệu của WDI. Kết quả ước lượng cho thấy, công nghệ tài chính làm giảm tỷ lệ dự phòng rủi ro cho vay/tổng dư nợ, nghĩa là làm giảm rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng các quốc gia trên thế giới (Cột 2 Bảng 4). Trong khi đó, tất cả các biến kiểm soát đều cho thấy các dấu kỳ vọng ngoài trừ biến CAP, GDP và INF không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này một lần nữa khẳng định tính vững của mô hình nghiên cứu và ủng hộ giả thuyết nghiên cứu 1A.

5. Kết luận

Trong khoảng một thập niên trở lại đây, công nghệ tài chính đã phát triển mạnh mẽ trên toàn cầu. Nghiên cứu này nhằm trả lời cho câu hỏi công nghệ tài chính tác động như thế nào đến rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng các quốc gia trên thế giới có sự xuất hiện của công nghệ tài chính. Với dữ liệu nghiên cứu từ Ngân hàng thanh toán quốc tế về tín dụng được cung cấp bởi công nghệ tài chính của 72 quốc gia trên thế giới trong giai đoạn 2013 – 2018, nghiên cứu đã cho thấy hoạt động của công nghệ tài chính trong lĩnh vực tín dụng có tác động làm giảm rủi ro tín dụng thông qua giảm tỷ lệ nợ xấu cũng như tỷ lệ dự phòng rủi ro cho vay của hệ thống ngân hàng các quốc gia trên thế giới. Kết quả này cho thấy khi ngân hàng từ chối các khoản cho vay có chất lượng thấp và các công ty công nghệ tài chính sẵn sàng cung cấp các khoản vay này,

do đó hệ thống ngân hàng sẽ an toàn hơn và các công ty công nghệ tài chính sẽ xử lý các khoản vay có chất lượng thấp này. Ngoài ra, cùng với sự phát triển của công nghệ tài chính, hệ thống ngân hàng có thể hợp tác và tận dụng công nghệ của các công ty công nghệ tài chính cho hoạt động cho vay của mình, do đó sẽ giảm được rủi ro tín dụng.

Từ kết quả nghiên cứu này, một số hàm ý chính sách được phác thảo như sau:

Thứ nhất, các ngân hàng thương mại nên tích cực tìm kiếm hợp tác sâu rộng với các doanh nghiệp công nghệ tài chính, sử dụng lợi thế quy mô kinh doanh của mình để tăng cường đổi mới hoạt động không chỉ trong lĩnh vực tín dụng mà sang các hoạt động khác như thanh toán, quản lý tài chính, bán hàng, tích hợp các nguồn lực, xây dựng hệ sinh thái ngành tài chính chuyên nghiệp và toàn diện.

Thứ hai, phát huy hết khả năng ứng dụng của các công nghệ mới nổi như dữ liệu lớn, điện toán đám mây, blockchain và trí tuệ nhân tạo trong kiểm soát rủi ro và tăng cường khả năng quản lý rủi ro.

Thứ ba, các cơ quan quản lý cần đẩy nhanh việc cải thiện hệ thống quản lý và cải cách cơ chế, tối ưu hóa các công cụ quản lý và cung cấp một môi trường thể chế cho sự phát triển tổng hợp và cộng sinh giữa công nghệ tài chính và các ngân hàng thương mại truyền thống.

Cuối cùng, để tránh vấn đề nội sinh biến phụ thuộc và biến giải thích trong năm t , nghiên cứu sử dụng độ trễ bậc 1 đối với các biến giải thích (năm $t-1$), tuy nhiên vấn đề nội sinh theo chiều ngược giữa biến phụ thuộc và biến giải thích có thể xảy ra mà nghiên cứu chưa giải quyết được, và đây cũng là hạn chế của nghiên cứu này.

Ghi chú:

1. Tác giả không trình bày kết quả kiểm định đa cộng tuyến (VIF) trong bài, tuy nhiên kết quả có thể cung cấp theo yêu cầu.
2. Tác giả không trình bày kết quả ước lượng ở đây, tuy nhiên kết quả ước lượng có thể cung cấp theo yêu cầu.

Tài liệu tham khảo

- Adams, J., Hayunga, D., Mansi, S., Reeb, D., Verardi, V. (2019), 'Identifying and treating outliers in finance', *Financial Management*, 48(2), 345–384.
- An, J. F., and R. Rau. (2019), 'Finance, Technology and Disruption', *The European Journal of Finance*, 2, 1–12.
- Bellemare, Marc F., Thomas B. Pepinsky, and Takaaki Masaki. (2017), 'Lagged Explanatory Variables and the Estimation of Causal Effects', *Journal of Politics*, 79(3), 949–63.
- Berg, T., V. Burg, A. Gombović, & M. Puri (2019), 'On the rise of Fintechs – credit scoring using digital footprints', Working paper.
- Blalock, G., Gertler, P.J. (2008), 'Welfare gains from foreign direct investment through technology transfer to local suppliers', *Journal of International Economics*, 74(2), 402–421.
- Boot, A.W.A. (2016), 'Understanding the future of banking: scale & scope economies, and fintech'. In: Demirgüç-Kunt, A., Evanoff, D.D., Kaufmann, G. (eds.), *The Future of Large Internationally Active Banks*, *World Scientific Studies in International Economics*, 55, 429–448.
- Braggion, F., Manconi, A. & Zhu, H. (2018), 'Is FinTech a Threat to Financial Stability? Evidence from Peer-to-Peer Lending in China', November 10, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2957411>.
- Buchak G, Matvos G, Piskorski T, Seru A. (2018), 'FinTech, regulatory arbitrage, and the rise of shadow banks', *Journal of Financial Economics*, 130, 453–83.
- Cheng, M & Qu, Y. (2020), 'Does bank FinTech reduce credit risk? Evidence from China', *Pacific-Basin Finance Journal*, 63(C), 101398.
- Cornelli, G., J. Frost, L. Gambacorta, R. Rau, R. Wardrop & T. Ziegler. (2020), 'Fintech and Big Tech Credit: A New Database', BIS Working Paper No 887.
- de Roure, C., Pelizzon, L., Thakor, A. V. (2018), 'P2P lenders versus banks: Cream skimming or bottom fishing?' SSRN Working paper.
- Demirgüç-Kunt, A., Huizinga, H. (2010), 'Bank activity and funding strategies: the impact on risk and returns', *Journal of International Economics*, 98(3), 626–650.
- Financial Stability Board. (2017), 'Financial stability implications from FinTech', FSB research. <https://www.fsb>.

org/2017/06/financialstability-implications-from-FinTech.

- Fuster, A., Plosser, M., Schnabl, P., Vickery, J. (2019), 'The role of technology in mortgage lending', *Review of Financial Studies*, 32(5), 1854–1899.
- Gomber, P., Koch, J.A., Siering, M. (2017), 'Digital finance and FinTech: current research and future research directions', *Journal of Business and Economics* 87(2017), 537–580.
- Guo, P. & Shen, Y. (2016), 'The impact of internet finance on commercial banks' risk taking: evidence from China', *China Finance and Economic Review*, 4(1), 16-35.
- Guo, P., Shen, Y. (2016), 'The impact of internet finance on commercial banks' risk taking: evidence from China', *China Finance and Economic Review*, 4(1), 16-35.
- International Organization of Securities Commissions. (2017), *IOSCO research report on Financial Technologies*, IOSCO research. <https://www.iosco.org/library/pubdocs/pdf/IOSCOPD554.pdf>.
- Kelly, B., H. Lustig, and S. V. Nieuwerburgh. (2016), 'Too-systemic-to-fail: What option markets imply about sector-wide government guarantees', *American Economic Review*, 106(6), 1278-1319.
- Levine R. (1997), 'Financial development and economic growth: Views and agenda', *Journal of Economic Literature*, 35(2), 688-726.
- Li, Y., R. Spigt, & L. Swinkels. (2017), 'The Impact of FinTech Start-ups on Incumbent Retail Banks' Share Price', *Financial Innovations*, 3(26), 1–16.
- Louzis, D., Vouldis, A. T., & Metaxas, V. L. (2012), 'Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: a comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios', *Journal of Banking & Finance*, 36(4), 1012–1027.
- Manz, F. (2019), 'Determinants of non-performing loans: What do we know? A systematic review and avenues for future research', *Management Review Quarterly*, 69(4), 351-389.
- Marcucci, J., & M. Quagliariello. (2009), 'Asymmetric Effects of the Business Cycle on Bank Credit Risk', *Journal of Banking and Finance*, 33(9), 1624–1635.
- Naili, M., & Lahrichi, Y. (2020), 'The determinants of banks' credit risk: Review of the literature and future research agenda', *International Journal of Finance & Economics*, 25(3), 1–27.
- Newman, C., Rand, J., Talbot, T., Tarp, F. (2015), 'Technology transfers, foreign investment and productivity spillovers', *European Economics Review*, 76(2015), 168–187.
- Park, J. (2012), 'Corruption, soundness of the banking sector, and economic growth: A cross-country study' *Journal of International Money and Finance*, 31(5), 907–929.
- Phan, D. H. B., P. K. Narayan, & R. E. Rahman. (2020), 'Do Financial Technology Firms Influence Bank Performance?', *Pacific-Basin Finance Journal*, 62(2020), 101210.
- Philippon, T. (2016), 'The fintech opportunity', NBER Working Paper No. 22476, 1–24.
- Qiao, H., Chen, M., & Xia, Y. (2018), 'The Effects of the Sharing Economy How Does Internet Finance Influence Commercial Bank Risk Preferences?' *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(13), 3013–3029.
- Tran, H. S., Nguyen, T. Liem & Nguyen, V. K. (2020), 'Corruption, nonperforming loans, and economic growth: International evidence', *Cogent Business & Management*, 7(1), 1735691.
- Vives, X., (2017), 'The impact of fintech on banking', *European Economy*, 2017.2, 97–105.
- Wang, R., Liu, J., Luo, H. (2020), 'Fintech development and bank risk taking in China', *The European Journal of Finance*, 27(3), 1-22.
- Zhilai. Z. (2015), 'The influence of Internet finance of commercial banks—based on the perspective of the influence of "Internet +" on the retail industry', *Financial Economics* 5:34–43.

TÁC ĐỘNG CỦA Ô NHIỄM KHÔNG KHÍ LÊN CHI TIÊU Y TẾ Ở VIỆT NAM

Nguyễn Thị Phương

Khoa Kinh tế - Quản lý, Trường Đại học Thăng Long

Email: phuongnguyen295@gmail.com

Mã bài: JED - 100920

Ngày nhận: 10/9/2020

Ngày nhận bản sửa: 21/10/2020

Ngày duyệt đăng: 05/7/2021

Tóm tắt:

Nghiên cứu xem xét mức chi tiêu y tế tại Việt Nam từ năm 2010 đến năm 2016 đồng thời đánh giá ảnh hưởng của ô nhiễm môi trường lên cầu y tế của các cá nhân trong điều tra khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam (VHLSS). Kết quả trước tiên chỉ ra chi tiêu y tế trung bình của các cá nhân tăng từ 1,36 triệu đồng năm 2010 lên 2,76 triệu đồng năm 2016. Mức chi tiêu y tế của các hộ gia đình trong giai đoạn nghiên cứu chiếm khoảng 3-4% tổng thu nhập của các hộ. Thứ hai, nghiên cứu tìm thấy rằng việc mua bảo hiểm y tế làm gia tăng chi tiêu y tế của người mua. Thứ ba, ô nhiễm không khí tác động nghiêm trọng đối với sức khỏe cộng đồng và gây thiệt hại thu nhập quốc dân khoảng 3,1% trong giai đoạn nghiên cứu.

Từ khóa: Cầu y tế, chi tiêu y tế, bảo hiểm y tế, ô nhiễm không khí.

Mã JEL: F64, G22, I11, I13, K32.

The Effect of Air Pollution on Health Expenditure in Vietnam

Abstract:

The study examined the level of health expenditure in Vietnam from 2010 to 2016 and assessed the effects of environmental pollution on health demand of individuals in Vietnam Household Living Standard Survey. Firstly, the result indicated that the average health expenditure of individuals increased from 1.36 million VND in 2010 to 2.76 million VND in 2016. Health expenditure of households in the study period accounted for 3-4% of total income of households. Secondly, the research found that buying health insurance increased the health expenditure of buyers. Thirdly, air pollution had serious effect on public health and reduced Gross National Income by 3.1% during the research period.

Keywords: Health demand, health expenditure, health insurance, environmental pollution.

JEL code: F64, G22, I11, I13, K32.

1. Giới thiệu

Sức khỏe là một khía cạnh quan trọng của vốn con người, tác động tích cực đến đầu ra kinh tế ở cả cấp độ vi mô và vĩ mô. Sức khỏe tốt hơn có thể giúp cá nhân nâng cao được hiệu quả làm việc và năng suất lao động, từ đó gia tăng thu nhập cho bản thân cá nhân và cuối cùng là gia tăng tổng sản phẩm xã hội nói chung. Với các yếu tố khác không đổi thì tình trạng sức khỏe của một cá nhân có thể được nâng cao bằng việc sử dụng các dịch vụ chăm sóc sức khỏe. Tuy nhiên do vấn đề thông tin không hoàn hảo trong thị trường chăm sóc sức khỏe, các bệnh nhân có thể gặp rủi ro trong tiêu dùng hàng hóa này như sử dụng dịch vụ kém chất lượng. Đó cũng chính là một trong những lý do mà nhà nước can thiệp vào thị trường chăm sóc sức khỏe thông qua việc cung ứng dịch vụ chăm sóc sức khỏe như bệnh viện công, bảo hiểm y tế toàn dân hoặc thông qua cơ chế luật pháp quản lý dịch vụ chăm sóc sức khỏe. Chăm sóc sức khỏe là một hàng hóa đặc biệt và cầu về hàng hóa này cũng chịu tác động của nhiều nhân tố khác nhau, trong đó có các nhân tố về kinh tế, xã hội, nhân khẩu học và các đặc điểm của từng hộ gia đình. Khi cầu chăm sóc sức khỏe được đáp ứng sẽ nâng cao được sức khỏe của người dân và chất lượng cuộc sống tốt hơn.

Ở Việt Nam, nhiều chính sách cải cách về y tế được thực hiện trong vài năm gần đây dẫn đến chất lượng dịch vụ y tế đã có cải tiến vượt bậc về chất lượng cùng sự xuất hiện ngày càng nhiều của các tổ chức y tế tư nhân và bán tư nhân bên cạnh cơ sở y tế công lập. Sức khỏe của người dân Việt Nam được cải thiện đáng kể và đây cũng là yếu tố quan trọng góp phần nâng cao năng lực sản xuất và tăng trưởng kinh tế trong những năm qua. Tuy nhiên, đặc thù của Việt Nam là một nước đang phát triển với thu nhập bình quân đầu người còn thấp, trình độ phát triển xã hội chưa đồng đều dẫn đến việc tiếp cận với chăm sóc y tế còn gặp nhiều rào cản. Ngoài ra, tình trạng môi trường ở Việt Nam từ nguồn nước, không khí, thức ăn, tiếng ồn hay đất đai đang bị ô nhiễm ở mức báo động, đe dọa trực tiếp đến sức khỏe con người và lan rộng trong nhiều khía cạnh sinh hoạt đời sống. Các nhà khoa học chỉ ra rằng một trong số các nguyên nhân dẫn đến tình trạng ung thư ngày càng tăng chính là do môi trường sống ngày càng xuống cấp trầm trọng (Anh Tuấn, 2017). Số người mắc bệnh ung thư, bệnh nghề nghiệp, ảnh hưởng đến thần kinh và chức năng của tuyến nội tiết, con cái bị dị tật bẩm sinh ngày một tăng. Điều này gia tăng áp lực chi tiêu y tế cho các hộ gia đình. Khí hậu nhiệt đới gió mùa ẩm cũng thuận lợi cho sự phát triển nhiều nguồn bệnh, cùng với vấn đề già hóa dân số cũng làm gia tăng đáng kể cầu về dịch vụ y tế ở nước ta. Cầu về y tế là một nội dung quan trọng đang được nghiên cứu trong giai đoạn hiện nay, tuy nhiên các nghiên cứu thực nghiệm đánh giá tác động của ô nhiễm không khí tới chi tiêu y tế là hạn chế.

Từ các lý do đề cập ở trên, chúng tôi tiến hành một nghiên cứu thực nghiệm lượng hóa ảnh hưởng của ô nhiễm không khí lên chi tiêu y tế của các cá nhân hiện nay. Điều này được xem là một yêu cầu vô cùng quan trọng khi vấn đề cải thiện sức khỏe con người là vấn đề nóng đang được cả xã hội quan tâm. Bài viết được bố cục thành 5 phần. Phần tiếp theo sẽ trình bày cơ sở lý thuyết. Phương pháp nghiên cứu được trình bày trong phần 3. Phần 4 phân tích và thảo luận các kết quả thu được từ nghiên cứu này. Phần cuối đưa ra kết luận và các khuyến nghị giải pháp.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Cơ sở lý thuyết cho nghiên cứu

Kinh tế y tế giả định rằng các cá nhân có thu nhập nhất định để chi cho bảo vệ sức khỏe và các hoạt động tiêu dùng khác. Các cá nhân nhận được lợi ích từ việc tiêu dùng cả dịch vụ y tế và các hàng hóa khác (Santerre & Neun, 2010). Mô hình cầu sức khỏe của Grossman (1972) cho rằng người tiêu dùng với mục tiêu tối đa hóa lợi ích với ràng buộc về ngân sách. Các dịch vụ y tế đã được đưa vào hàm lợi ích một cách gián tiếp thông qua vốn sức khỏe. Trong mô hình này, chăm sóc sức khỏe là một hàng hóa tiêu dùng vì cá nhân thu được lợi ích từ việc khỏe mạnh, điều đó cho phép một cá nhân tham gia các hoạt động kinh tế và do đó tạo ra thu nhập cho họ. Theo Grossman (1972), một cá nhân kế thừa một kho sức khỏe ban đầu và sức khỏe này sẽ giảm dần theo độ tuổi và có thể được phục hồi bằng cách đầu tư mới. Cá nhân do đó sẽ yêu cầu chăm sóc sức khỏe để tăng cường khỏe mạnh miễn là chi phí đầu tư cận biên trong sức khỏe thấp hơn tỷ lệ lợi nhuận cận biên. Cầu chăm sóc sức khỏe sẽ tiếp tục cho đến khi đạt được trạng thái cân bằng (chi phí cận biên của khoản đầu tư bằng lợi nhuận cận biên).

2.2. Bằng chứng thực nghiệm

Có rất nhiều nghiên cứu trên thế giới đề cập đến các yếu tố ảnh hưởng đến cầu về chăm sóc y tế. Ảnh hưởng của thông tin bất đối xứng trong chăm sóc sức khỏe đến chi tiêu cho y tế lần đầu được Pauly (1968) đề cập, phân tích bằng cách sử dụng 2 cấp độ khác nhau. Thứ nhất, người tiêu dùng không chắc chắn về số lượng và loại dịch vụ y tế cần thiết mà họ cần tham khảo ý kiến bác sĩ là người có nhiều thông tin về vấn đề này nhất. Điều này làm giảm đáng kể quyền của người tiêu dùng đối với việc quyết định tiêu dùng dịch vụ y tế của họ. Thứ hai, bảo hiểm y tế, một công cụ cho tài trợ chi phí y tế là cần thiết để giảm số tiền mà người bệnh phải thanh toán bằng tiền túi của mình. Tuy nhiên, các khoản thanh toán của bên thứ ba (bảo hiểm) có thể làm tăng cầu về dịch vụ y tế. Bởi vì bảo hiểm làm giảm giá chăm sóc sức khỏe, bệnh nhân có thể tiếp tục cầu dịch vụ y tế miễn là lợi ích cận biên lớn hơn chi phí cận biên và trong trường hợp này người tiêu dùng sẽ yêu cầu chăm sóc nhiều hơn nếu họ mua bảo hiểm (Koc, 2004). Hiệu quả của bảo hiểm tới chăm sóc y tế cũng có thể được phân tích thông qua tác động thay thế và tác động thu nhập do bảo hiểm như là một hình thức làm giảm chi phí y tế mà người bệnh phải trả cho các nhà cung cấp. Theo hiệu ứng thay thế, chi phí chăm sóc y tế do bảo hiểm khiến người tiêu dùng phải mua thêm dịch vụ y tế và cầu về y tế cao hơn (Santerre & Neun, 2010).

Nghiên cứu của Lépine & Nestour (2008) cho thấy tình trạng kinh tế hộ gia đình và chất lượng chăm sóc sức khỏe là các nhân tố quan trọng tác động tới xác suất tìm kiếm dịch vụ điều trị từ các trung tâm y tế có

chất lượng. Bên cạnh đó, ô nhiễm không khí ảnh hưởng đến sức khỏe cũng được đề cập đến trong nhiều nghiên cứu. Khi gặp các vấn đề về sức khỏe, người dân phải đi thăm khám nhiều hơn nên chi tiêu y tế gia tăng. Abdullah & cộng sự (2016) xem xét chất lượng môi trường và yếu tố kinh tế xã hội cho chi tiêu y tế tại Malaysia. Nghiên cứu cho thấy tổng sản phẩm quốc nội, các yếu tố ô nhiễm môi trường gia tăng chi tiêu y tế trong thời gian dài ở Malaysia. Nghiên cứu của Mehta & cộng sự (2011) cũng chỉ ra chất lượng không khí có ảnh hưởng tới sức khỏe trẻ em ở Việt Nam. Kết quả cho thấy tiếp xúc với không khí ô nhiễm làm tăng số lượng trẻ nhập viện trong mùa khô vì viêm nhiễm đường hô hấp. Raeissi & cộng sự (2018) chỉ ra rằng ô nhiễm không khí là tác nhân quan trọng nhất làm tăng chi tiêu y tế ở Iran.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình lý thuyết

Theo Grossman (1972), các cá nhân tối đa hóa lợi ích của họ đối với sức khỏe và các mặt hàng khác có yếu tố thị trường và phi thị trường. Các yếu tố thị trường bao gồm sự sẵn có của các dịch vụ chăm sóc sức khỏe và giá cả, bảo hiểm và thu nhập hộ gia đình. Các yếu tố phi thị trường bao gồm đặc điểm của hộ gia đình, địa điểm hoặc khoảng cách tới bệnh viện và các đặc điểm cá nhân như tuổi tác, giáo dục, tình trạng sức khỏe và nhận thức mà họ có về chất lượng dịch vụ y tế (Ajakaiye & Mwabu, 2007; Jowett & cộng sự, 2004). Giả sử rằng chăm sóc sức khỏe là một hàng hóa tiêu dùng, người tiêu dùng tối đa hóa lợi ích được biểu thị bằng:

$$MaxU = U(H, Z, X, Y) \quad (1)$$

trong đó U là lợi ích có được từ việc tiêu dùng các hàng hóa khác nhau; H là hàm sản xuất sức khỏe; Z là các yếu tố đầu vào sức khỏe như chăm sóc sức khỏe, X đại diện cho tất cả hàng hóa và dịch vụ khác và Y là hàng hóa sức khỏe liên quan mang lại lợi ích cho người bệnh và cải thiện tình trạng sức khỏe. Hàm lợi ích được tối đa hóa theo các phương trình sau:

$$H = H(Z, I, S, C, A, h_s, P_h, N_o) \quad (2)$$

$$\text{Với ràng buộc: } B = XP_x + YP_y + ZP_z \quad (3)$$

Trong phương trình (2), Z được định nghĩa như trong phương trình (1) và I là đặc điểm của hộ gia đình bao gồm bảo hiểm; S là biến số nhân khẩu học xã hội bao gồm tuổi tác, giới tính và giáo dục; C là đặc điểm cộng đồng bao gồm khoảng cách đến cơ sở y tế; A là tài sản hộ gia đình; h_s là quy mô của hộ gia đình; P_h là giá của việc chăm sóc sức khỏe trong khi N_o là các đặc điểm không quan sát được của hộ gia đình. Trong ràng buộc ở phương trình (3), B là thu nhập ngoại sinh và P_x , P_y và P_z lần lượt là giá của hàng hóa trung tính với sức khỏe (như quần áo), hàng hóa tiêu dùng có liên quan đến sức khỏe Z (chẳng hạn như chăm sóc sức khỏe) và hàng hóa đầu tư cho sức khỏe như tập thể dục. Giải quyết vấn đề tối đa hóa lợi ích sinh ra một hàm cầu cho chăm sóc sức khỏe được xác định như sau:

$$D_h = f(I, B, A, S, C, h_s, P_h, N_o) \quad (4)$$

Trong đó D_h đề cập đến nhu cầu chăm sóc sức khỏe; I là bảo hiểm y tế; B là ngân sách hoặc thu nhập; A đại diện cho giá trị của tài sản hộ gia đình và S là viết tắt của các biến nhân khẩu học; C đại diện cho các đặc điểm cộng đồng bao gồm khoảng cách đến cơ sở y tế; h_s là thành phần hộ gia đình; P_h là giá chăm sóc sức khỏe và N_o là đặc điểm hộ gia đình không thể quan sát được.

3.2. Mô hình ước lượng

Nghiên cứu này xuất phát từ mô hình lý thuyết của Grossman (1972), cùng với độ sẵn có của dữ liệu, nghiên cứu bổ sung thêm yếu tố ô nhiễm môi trường ảnh hưởng đến chi tiêu y tế của các hộ gia đình ở Việt Nam. Mô hình được đề xuất như sau:

$$D_h = f(X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}, X_{4t}, X_{5t}, X_{6t}, X_{7t}, X_{8t}) \quad (5)$$

Trong đó:

D_h : chi tiêu cho y tế của các cá nhân cho điều trị nội trú và ngoại trú đại diện cho cầu về y tế. Chi tiêu y tế không bao gồm mua bảo hiểm y tế.

X_{1t} : việc mua bảo hiểm y tế của cá nhân, nhận giá trị = 1 nếu cá nhân mua bảo hiểm và = 0 nếu không mua.

X_{2t} : tần suất điều trị nội trú và ngoại trú.

X_{3t} : mức chi tiêu hàng hóa bình quân của các cá nhân trong hộ gia đình theo năm.

X_{4t} : biến tương tác giữa trình độ học vấn và mức thu nhập của thành viên trong gia đình (học vấn * thu

nhập). Trình độ học vấn = 1 nếu có bằng tiểu học, = 2 nếu có bằng THCS và THPT, = 3 nếu học nghề, =4 nếu có bằng cấp cao hơn THPT).

X_{5t} : nơi cư trú (biến giả nhận giá trị =1 nếu ở thành phố và =0 nếu ở nông thôn).

X_{6t} : giới tính các thành viên (biến giả nhận giá trị =1 nếu là nữ giới và =0 nếu là nam giới)

X_{7t} : tuổi các thành viên.

X_{8t} : tỷ lệ mức thiệt hại khí thải ở Việt Nam đến tổng thu nhập quốc dân (GNI) theo thời gian, đại diện cho mức độ ô nhiễm môi trường.

3.3. Mô tả dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu từ cuộc điều tra khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam (VHLSS) được tiến hành 2 năm một lần của Tổng cục thống kê từ năm 2010 đến 2016. Dữ liệu gồm những nội dung chủ yếu phản ánh mức sống của các hộ gia đình trên cả nước và những điều kiện kinh tế xã hội cơ bản (đặc điểm của xã/phường...) có tác động đến mức sống của người dân nơi họ sinh sống. Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu hộ gia đình mà không kèm theo dữ liệu cấp xã/phường nên đây là điểm hạn chế khi áp dụng mô hình nghiên cứu. Dữ liệu hộ gia đình bao gồm một số đặc điểm về nhân khẩu học của các thành viên trong hộ, thu nhập của hộ gia đình, tình trạng bảo hiểm, chi tiêu hộ gia đình, trình độ học vấn, trình độ chuyên môn kỹ thuật của từng thành viên hộ gia đình, tình trạng ốm đau, bệnh tật và khám chữa bệnh nội trú, ngoại trú cũng như sử dụng các dịch vụ y tế khác có thể có tác động đến việc sử dụng các dịch vụ chăm sóc sức khỏe. Chi phí khám chữa bệnh và thu nhập đã được giảm phát về năm 2010 để loại bỏ yếu tố lạm phát. Dữ liệu về môi trường của các quốc gia được Ngân hàng thế giới điều tra bao gồm khoảng 10 vấn đề chính và trong đó dữ liệu được khai thác phổ biến ở Việt Nam từ năm 1990. Tỷ lệ mức thiệt hại khí thải (CO_2 ; $\text{PM}_{2.5}$; NO ; NO_2 ; CH_4 và các loại khí thải khác) ảnh hưởng đến tổng thu nhập quốc dân của Việt Nam có sẵn trong dữ liệu này và được sử dụng để đại diện cho mức độ ô nhiễm môi trường, sau đó được bổ sung vào bộ điều tra khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam theo từng năm từ 2010 đến 2016.

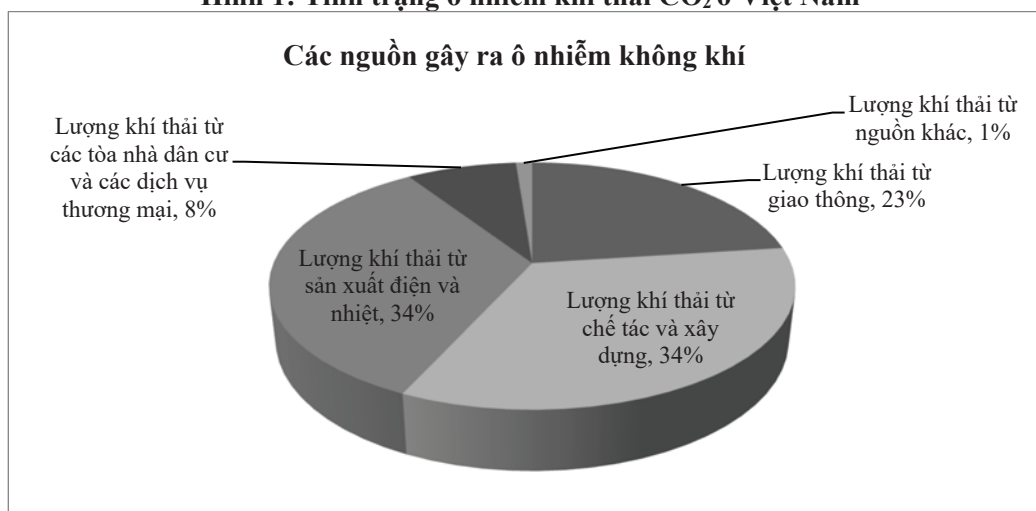
4. Phân tích và thảo luận kết quả nghiên cứu

4.1. Thực trạng mức độ ô nhiễm không khí và chỉ tiêu y tế tại Việt Nam

Trong những năm qua, với xu thế đổi mới và hội nhập, Việt Nam là điểm sáng về phát triển kinh tế trong khu vực Đông Nam Á. Tuy nhiên, Việt Nam đang phải đối mặt với rất nhiều thách thức, trong đó có vấn đề ô nhiễm môi trường. Ô nhiễm môi trường được xem là một trong những tác nhân hàng đầu có tác động tiêu cực đối với sức khỏe cộng đồng, đặc biệt tập trung ở các đô thị phát triển, các khu, cụm công nghiệp. Do ảnh hưởng của các yếu tố khí hậu và thời tiết (bao gồm chế độ bức xạ, nhiệt độ, lượng mưa), tình trạng ô nhiễm môi trường, đặc biệt ô nhiễm không khí ở nước ta đang ảnh hưởng nghiêm trọng đối với sức khỏe người dân và gia tăng đáng kể áp lực lên chi phí y tế của các hộ gia đình hiện nay. Hoạt động xây dựng, cải tạo và xây mới các khu chung cư, khu đô thị, sửa chữa cầu đường, nhà ở, vận chuyển vật liệu và phế thải xây dựng diễn ra ở khắp nơi, làm phát tán khói bụi vào môi trường không khí xung quanh. Trong các loại khí thải gây ô nhiễm, khí CO_2 có vai trò gây hiệu ứng nhà kính hàng đầu, được mô tả như là “chất gây ô nhiễm không khí tồi tệ nhất”. Hàng tỷ tấn CO_2 được phát thải hàng năm, con số này ngày càng tăng qua hoạt động đốt các nhiên liệu hóa thạch.

Hình 1 cho thấy các nguồn chính gây ra ô nhiễm không khí bao gồm: khí thải CO_2 từ giao thông (23%); khí thải CO_2 từ ngành chế biến, chế tạo và xây dựng (34%); khí thải CO_2 từ sản xuất điện và nhiệt (34%); khí thải CO_2 từ các tòa nhà dân cư và dịch vụ thương mại (8%) và các nguồn khác (1%). Trong đó, lượng khí thải CO_2 nhiều nhất đến từ ngành chế tác và xây dựng và lượng khí thải từ sản xuất điện năng và nhiệt năng. Ngành chế biến, chế tạo được coi là trụ cột chính của nền kinh tế với mức tiêu thụ nhiên liệu cũng như lượng khí thải ra môi trường rất lớn. Hoạt động tái chế cũng tạo sức ép đáng kể lên môi trường và phổ biến ở khu vực miền Bắc. Ngành xây dựng gây áp lực môi trường không khí chủ yếu do các đơn vị thi công chưa thực hiện đầy đủ và nghiêm ngặt các biện pháp bảo vệ môi trường tại công trường xây dựng. Hoạt động dân sinh tập trung ở khu vực nông thôn, nơi nguyên liệu đun nấu và sản xuất vẫn chủ yếu dựa vào nhiên liệu hóa thạch, củi và các chất thải chưa được kiểm soát cũng như việc sử dụng năng lượng của các doanh nghiệp là nguyên nhân gây ra mức khí thải từ sản xuất điện năng và nhiệt năng tăng cao. Lượng khí thải CO_2 đến từ giao thông chiếm một tỷ lệ không nhỏ ở mức 23% do số lượng phương tiện giao thông gia tăng mạnh mẽ qua các năm góp phần suy giảm đáng kể chất lượng môi trường không khí. Do áp lực từ quá trình đô thị hóa, lượng khí thải CO_2 từ các tòa nhà dân cư và dịch vụ thương mại cũng gây ra ô nhiễm không khí, chiếm tỷ lệ 8%. Ngành chăn nuôi với quy mô và số lượng tăng nhanh chóng làm phát sinh các loại khí thải

Hình 1: Tình trạng ô nhiễm khí thải CO₂ ở Việt Nam

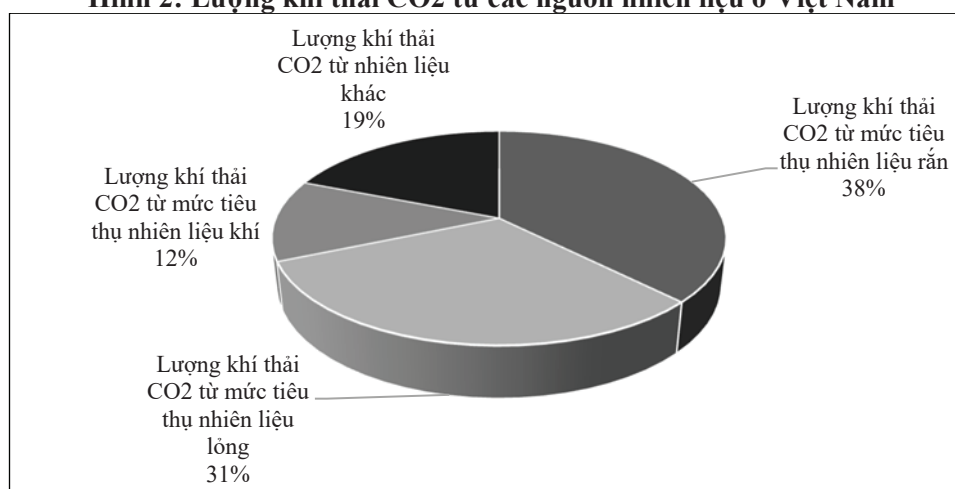


Nguồn: Ngân hàng Thế giới (2010-2016).

độc hại. Lĩnh vực trồng trọt cũng gây ra vấn đề môi trường do tăng lượng phân bón hóa học, thuốc bảo vệ thực vật và lượng chất thải sau thu hoạch (gồm rơm rạ, cây khô) thiếu kiểm soát. Lượng khí thải CO₂ chiếm 1% đến từ các nguồn này.

Hình 2 cho thấy rằng tiêu thụ nhiên liệu rắn, lỏng và khí tạo ra lượng khí thải CO₂ chủ yếu ở Việt Nam với mức trên 80%, còn lại là từ nguồn nhiên liệu khác (19%). Trong số các nguồn nhiên liệu này thì lượng khí thải CO₂ từ nhiên liệu rắn chiếm tỷ lệ cao nhất (38%), tiếp theo là nhiên liệu lỏng (31%) và nhiên liệu khí (12%). Sở dĩ nhiên liệu rắn tạo ra lượng khí thải CO₂ cao nhất vì các ngành công nghiệp sử dụng chủ yếu than đá và các loại gỗ được đốt để lấy nhiệt. Than đá cung cấp khoảng một phần tư năng lượng cơ bản của thế giới và là nguồn năng lượng lớn nhất để sản xuất điện trong các nhà máy. Nhiên liệu lỏng tạo khí thải CO₂ đến từ quá trình đốt nhiên liệu động cơ giao thông. Đây là nguồn gây ô nhiễm lớn đối với không khí đặc biệt ở khu vực đô thị. Nếu xét trên từng phương tiện thì nồng độ ô nhiễm tương đối nhỏ nhưng nếu mật độ giao thông lớn và quy hoạch địa hình, đường sá không tốt thì sẽ gây ô nhiễm nặng cho hai bên đường. Khí thiên nhiên được sử dụng nhiều làm nhiên liệu đầu vào cho ngành chế biến hóa chất. Ngoài ra, nếu là một nhiên liệu gia dụng, nó được đốt trong các bếp ga, lò ga để nấu nướng, sấy khô. Nếu là một nhiên liệu công nghiệp, khí thiên nhiên được đốt trong các lò gạch, gốm, lò cao sản xuất xi măng, lò đốt các tua-bin nhiệt điện để phát điện cũng như các lò nấu thủy tinh, lò luyện kim loại và chế biến thực phẩm.

Hình 2: Lượng khí thải CO₂ từ các nguồn nhiên liệu ở Việt Nam



Nguồn: Ngân hàng Thế giới (2010-2016).

Bảng 1: Khí thải gây ô nhiễm môi trường của Việt Nam và một số quốc gia khác

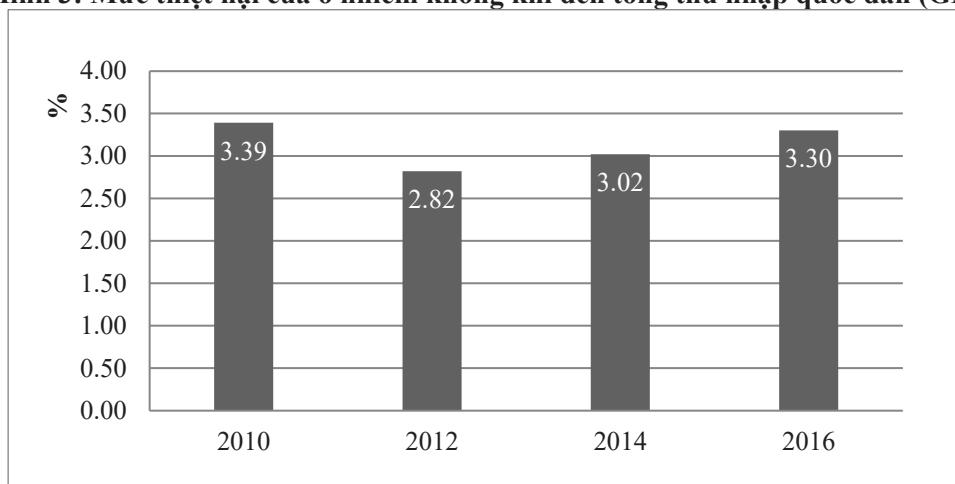
Khí thải	Việt Nam	Thái Lan	Trung Quốc	Ấn Độ
PM2.5 (microgram/m ³)	39,36	29,83	62,91	91,70
NO _x (tương đương nghìn tấn CO ₂)	34.156,07	30.530,66	568.731,43	236.945,50
CH ₄ (tương đương nghìn tấn CO ₂)	112.450,37	105.455,11	1.697.274,87	628.937,96
Các loại khí nhà kính khác (HFC, CFC and SF ₆) (% thay đổi từ năm 1990)	115,64	227,55	306,14	243,27
Tổng phát thải khí nhà kính (tương đương nghìn tấn CO ₂)	291.583,16	430.983,94	11.900.927,07	2.867.732,50

Nguồn: Ngân hàng Thế giới (2010-2016).

Ngoài khí CO₂ gây hiệu ứng nhà kính hàng đầu thì các chất ô nhiễm khác phát thải trong không khí bao gồm: Sulfur oxit (SO_x); Oxit nitơ (NO_x); Carbon monoxit (CO); Các hạt mịn (PM); Chlorofluorocarbons (CFCs). Bảng 1 so sánh thông tin một số loại khí thải gây ô nhiễm môi trường điển hình của Việt Nam và một số các quốc gia khác ở khu vực châu Á có tình trạng ô nhiễm không khí nặng nhất thế giới.

Bảng 1 cho thấy Trung Quốc và Ấn Độ có mức ô nhiễm khí thải rất cao so với Việt Nam và Thái Lan trong giai đoạn 2010-2016. Để đổi lấy sự tăng trưởng kinh tế thần kỳ, Trung Quốc phải trả cái giá không nhỏ là ô nhiễm môi trường. Trung Quốc có nồng độ khí thải NO_x; CH₄ và tổng phát thải khí nhà kính đứng đầu trong 4 quốc gia. Tổng phát thải khí nhà kính ở Trung Quốc gấp 4 lần Ấn Độ và vài chục lần so với Việt Nam và Thái Lan. Trong khi đó, nồng độ bụi mịn (PM2.5) ở Ấn Độ ở mức cao nhất, gấp rưỡi Trung Quốc; gấp 2,5 đến 3 lần so với Việt Nam và Thái Lan. Chính phủ nước này thường xuyên phải ban bố tình trạng khẩn cấp đối với sức khỏe người dân tại các thành phố lớn khi nồng độ khói bụi đã vượt mức nguy hiểm nhiều lần. Ô nhiễm không khí cũng đã trở thành vấn đề nhức nhối của Đông Nam Á khi các thành phố lớn như Bangkok, Jakarta, Hà Nội thường xuyên nằm trong tình trạng “báo động đỏ”. Việt Nam có nồng độ khí thải gây ô nhiễm môi trường tương tự như Thái Lan. Tăng trưởng kinh tế đã khiến Thái Lan và Việt Nam là các quốc gia trong khu vực Đông Nam Á phải đối mặt với ô nhiễm không khí ở mức độ cao.

Hình 3 cho thấy mức thiệt hại ô nhiễm không khí đến tổng thu nhập quốc dân GNI rất cao, mức 3,39% năm 2010, giảm năm 2012 và có xu hướng tăng trở lại từ 2,82% năm 2012 lên 3,3% năm 2016. Trung bình cả giai đoạn, mức thiệt hại của ô nhiễm không khí đến GNI là 3,1%. Ô nhiễm không khí rõ ràng đang ở mức báo động tại các khu đô thị, khu công nghiệp và thành phố lớn. Điều này góp phần tạo ra sự khác biệt rõ rệt đến mức chi tiêu y tế các hộ gia đình giữa khu vực nông thôn và thành thị.

Hình 3: Mức thiệt hại của ô nhiễm không khí đến tổng thu nhập quốc dân (GNI)

Nguồn: Ngân hàng Thế giới (2010-2016).

Bảng 2: Chi tiêu y tế của các hộ gia đình ở Việt Nam giai đoạn 2010-2016

Mức chi tiêu y tế trung bình hộ gia đình /năm	Thành thị	Nông thôn	Cả nước	Đơn vị: nghìn đồng	
				Thu nhập bình quân hộ gia đình/năm	Chi tiêu y tế cá nhân trung bình/năm
2010	3804,26	2757,24	3043,55	74.528	1385
2012	4983,74	3285,79	3764,94	105.225	1940
2014	5557,76	4260,75	4642,65	126.456	2350
2016	5854,43	4397,22	4831,71	148.260	2760

Nguồn: Tổng cục thống kê (2010-2016).

Kết quả bảng 2 cho thấy mức chi tiêu y tế trung bình của hộ gia đình tại Việt Nam ở thành thị và nông thôn có xu hướng tăng đáng kể từ năm 2010 đến năm 2016. Chi phí khám chữa bệnh tại thành thị cao hơn nông thôn do thu nhập, trình độ giáo dục cũng như khả năng tiếp cận với dịch vụ y tế tốt hơn. Tại khu vực thành thị, trung bình một hộ gia đình chi tiêu cho y tế 3,8 triệu đồng năm 2010 thì đến năm 2016, chi phí y tế là 5,9 triệu đồng. Trong khi đó, tại khu vực nông thôn con số này là 2,8 triệu đồng năm 2010 tăng lên 4,4 triệu đồng năm 2016. Mức chi phí cho y tế cho cả nước tăng gấp hơn 1,5 lần trong vòng 6 năm từ 3,04 triệu đồng năm 2010 lên 4,83 triệu đồng năm 2016. Theo kết quả khảo sát mức sống dân cư trong giai đoạn 2010-2016, chi phí bình quân 1 người khám chữa bệnh năm 2012 là 1,94 triệu đồng, cao gấp 1,4 lần so với năm 2010. Năm 2014 con số này tăng lên 2,35 triệu đồng. Năm 2016, chi phí khám chữa bệnh trung bình của một cá nhân tăng gấp đôi so với năm 2010 ở mức 2,76 triệu đồng.

Trong khi đó, thu nhập trung bình hộ gia đình ở Việt Nam tăng đáng kể từ khoảng 74 triệu năm 2010 lên gấp đôi là 148 triệu đồng năm 2016. Đời sống tốt hơn cũng là lý do khiến người dân sẵn sàng chi tiêu nhiều hơn cho các dịch vụ y tế. Mức chi tiêu y tế trong giai đoạn này chiếm khoảng 3-4% tổng thu nhập của các hộ gia đình. Ngân hàng Thế giới năm 2018 đánh giá mức chi phí y tế hiện tại của Việt Nam vào khoảng 6% GDP và có thể duy trì tăng ổn định trong vòng hai thập kỷ tới.

4.2. Đánh giá tác động của bảo hiểm y tế và các yếu tố môi trường lên cầu y tế tại Việt Nam

Bằng kiểm định Hausman, kết quả từ bảng 3 chỉ định mô hình số liệu mảng với tác động cố định cùng với hệ số của các biến trong mô hình đều có ý nghĩa cao ở mức 1%. Kết quả của biến X_1 đại diện việc mua bảo hiểm y tế của cá nhân dương phản ánh rằng việc mua bảo hiểm y tế gia tăng chi tiêu y tế của người mua bảo hiểm. Nguyên nhân có thể đến từ tâm lý e ngại đến bệnh viện của người bệnh đặc biệt ở vùng nông thôn. Khi không may gặp rủi ro về sức khỏe, rất nhiều người chỉ đến các phòng khám hoặc các bác sĩ tư với trình độ chuyên môn hạn chế. Khi bệnh trở nên nặng hơn, người bệnh mới sử dụng bảo hiểm y tế để đến các cơ sở khám chữa bệnh uy tín thì chi phí y tế lại trở nên vô cùng đắt đỏ. Ngoài ra, chi tiêu y tế ngoài khám chữa bệnh còn bao gồm nâng cao sức khỏe và phòng tránh bệnh tật. Tại các thành phố lớn với mức thu nhập cao, nhiều người còn quan tâm tới gói dịch vụ chăm sóc sức khỏe riêng bên cạnh bảo hiểm y tế để giảm thiểu rủi ro về sức khỏe trong tương lai. Điều này cũng góp phần gia tăng chi tiêu y tế của cá nhân. Kết quả này cũng có điểm tương đồng với nghiên cứu của Santerre & Neun (2010). Bởi vì bảo hiểm y tế làm giảm giá chăm sóc sức khỏe, bệnh nhân có thể tiếp tục cầu dịch vụ y tế miễn là lợi ích cận biên lớn hơn chi phí cận biên và trong trường hợp này người tiêu dùng sẽ yêu cầu chăm sóc nhiều hơn nếu họ mua bảo hiểm.

Kết quả của các hệ số biến X_2 và X_3 dương ủng hộ việc nếu tần suất điều trị nội trú và ngoại trú của người dân tăng lên cùng với mức chi tiêu cho hàng hóa và dịch khác tăng lên thì chi cho dịch vụ y tế sẽ cao hơn. Hệ số của biến tương tác giữa trình độ học vấn và mức thu nhập của thành viên trong gia đình X_4 dương cho thấy sự hiểu biết xã hội của cá nhân cần đi kèm mức thu nhập cao thì chi tiêu cho y tế sẽ nhiều hơn so với những người có trình độ học vấn cao mà mức thu nhập thấp hoặc những người có trình độ học vấn và thu nhập thấp. Rõ ràng, thu nhập vẫn là yếu tố tiên quyết ảnh hưởng đến chi tiêu sức khỏe và hàng hóa dịch vụ của các cá nhân. Dấu của biến nơi cư trú X_5 dương cho biết chi tiêu y tế tại khu vực thành thị đang cao hơn nông thôn. Kết quả này phù hợp với phân tích mức chi tiêu y tế theo khu vực tại bảng 2. Biến giới tính

Bảng 3: Ảnh hưởng của bảo hiểm y tế và yếu tố môi trường lên cầu y tế tại Việt Nam

	Mô hình tác động cố định (FE)	Mô hình tác động ngẫu nhiên (RE)
Các biến độc lập	Hệ số	Hệ số
X_1	197,23*** (58,40)	92,02*** (26,12)
X_2	96,48*** (47,24)	81,08*** (24,39)
X_3	0,03*** (0,00)	0,04*** (0,00)
X_4	0,001*** (0,00)	0,001 (0,00)
X_5	993,70** (396,50)	-11,76 (28,71)
X_6	316,34*** (120,61)	44,55 (29,93)
X_7	20,12*** (2,644)	22,76*** (0,58)
X_8	79,72*** (27,10)	89,10*** (18,92)
Số quan sát	145467	145467
Hausman Test	P-value=0,00< α =0,05	

*Chú thích: Sai số tiêu chuẩn đã được hiệu chỉnh trong ngoặc đơn; ***: mức ý nghĩa 1%; **: mức ý nghĩa 5%; *: mức ý nghĩa 10%*

Nguồn: Ước lượng của các tác giả.

X_6 dương phản ánh mức chi tiêu y tế của nữ giới đang nhiều hơn nam giới. Khác với nam giới, nữ giới cần được chăm sóc sức khỏe sinh sản. Ngoài ra, tuổi thọ trung bình của phụ nữ cao hơn so với nam giới. Do đó, việc giữ gìn sức khỏe để có thể trang trải cho các chi phí y tế là những mối quan tâm hàng đầu đối với phụ nữ. Biến tuổi thành viên X_7 chỉ ra rằng người càng cao tuổi thì mức chi tiêu y tế càng lớn. Theo các đánh giá gần đây, người cao tuổi ở Việt Nam có chi phí y tế cao gấp 7-10 lần người trẻ. Việt Nam nằm trong danh sách các nước có tốc độ già hóa dân số nhanh nhất với tỉ lệ người trên 60 tuổi ngày càng gia tăng. Người già thường dễ mắc các bệnh như tăng huyết áp, đái tháo đường, ung thư, suy giảm nhận thức, rối loạn vận động, lú lẫn, trầm cảm, tai biến...có thể phải điều trị suốt đời cũng như tăng nguy cơ tàn phế.

Biến X_8 thể hiện mức thiệt hại khí thải ở Việt Nam ảnh hưởng đến tổng thu nhập quốc dân mang dấu dương. Kết quả này chỉ ra khi mức độ ô nhiễm không khí cao, chi tiêu y tế của người dân càng lớn. Ô nhiễm không khí không chỉ là vấn đề nóng tập trung ở các đô thị phát triển, các khu, cụm công nghiệp mà đã trở thành mối quan tâm của toàn xã hội. Ô nhiễm không khí được xem là một trong những tác nhân hàng đầu có nguy cơ tác động nghiêm trọng đối với sức khỏe cộng đồng như đẩy nhanh quá trình lão hóa, suy giảm chức năng hô hấp, gây các bệnh hen suyễn, ho, viêm mũi, viêm họng, viêm phế quản, viêm phổi, tim mạch (Mehta & cộng sự, 2011). Điều này gia tăng áp lực chi tiêu y tế cho các hộ gia đình ở Việt Nam. Kết quả nghiên cứu này cũng tương tự như nghiên cứu của Raeissi & cộng sự (2018).

5. Kết luận và khuyến nghị giải pháp

5.1. Kết luận

Các kết quả phân tích ở trên đã cho thấy ba điểm quan trọng. Thứ nhất, chi phí dành cho y tế của các hộ gia đình trong mẫu điều tra tăng từ 3,04 triệu đồng năm 2010 lên 4,83 triệu đồng năm 2016. Chi phí khám chữa bệnh tại thành thị cao hơn nông thôn do thu nhập, trình độ giáo dục cũng như khả năng tiếp cận với dịch vụ y tế tốt hơn. Mức chi tiêu y tế trong giai đoạn này chiếm khoảng 3-4% tổng thu nhập của các hộ gia đình. Chi phí bình quân 1 người có khám chữa bệnh năm 2010 là 1,36 triệu đồng tăng lên gấp đôi là 2,76 triệu đồng năm 2016. Thứ hai, nghiên cứu tìm thấy ảnh hưởng của việc mua bảo hiểm y tế gia tăng chi tiêu y tế. Bảo hiểm y tế làm giảm giá chăm sóc sức khỏe có thể khiến người tiêu dùng yêu cầu chăm sóc nhiều hơn miễn là lợi ích cận biên lớn hơn chi phí cận biên. Thứ ba, ô nhiễm không khí được xem là một trong những tác nhân hàng đầu tác động nghiêm trọng đối với sức khỏe cộng đồng và gây thiệt hại thu nhập quốc

dân khoảng 3,1% trong giai đoạn nghiên cứu. Một số biến khác đại diện cho đặc điểm của hộ gia đình (việc khám nội trú/ngoại trú, chỉ tiêu bình quân của cá nhân của hộ, thu nhập) và nhân khẩu học (học vấn, nơi cư trú, giới tính, tuổi tác) cũng tác động đến chi tiêu y tế.

5.2. Khuyến nghị giải pháp

Như vậy, để giảm chi tiêu y tế trong tương lai cần có sự vào cuộc của rất nhiều bộ, ban ngành và địa phương. Để hướng tới bảo hiểm y tế toàn dân, chính sách bảo hiểm y tế cần phải nghiên cứu kỹ càng để bảo hiểm y tế thực sự bảo đảm quyền lợi cho người tham gia. Bộ Y tế cần cải thiện chất lượng dịch vụ thăm khám chữa bệnh của các cơ sở chăm sóc, chữa bệnh từ trung ương tới địa phương đồng thời cần đẩy mạnh triển khai ứng dụng công nghệ thông tin trong quản lý khám chữa bệnh và cải cách thủ tục hành chính; bảo đảm công khai, minh bạch trong cung ứng dịch vụ y tế, trong giám định chi phí và thanh toán bảo hiểm y tế và góp phần tăng độ chính xác và hiệu quả trong quản lý Nhà nước về bảo hiểm y tế. Bộ Tài nguyên và Môi trường cần phối hợp với Bộ Giao thông vận tải tiếp tục hoàn thiện hành lang pháp lý về bảo vệ môi trường, thắt chặt tiêu chuẩn khí thải từ các phương tiện giao thông đường bộ và tăng cường chất lượng phương tiện giao thông công cộng, thử nghiệm nhiên liệu sạch thân thiện với môi trường tại một số đô thị. Bộ Kế hoạch và Đầu tư cần kiểm soát các nguồn phát thải từ hoạt động sản xuất công nghiệp, chú trọng đầu tư công nghệ xử lý khí thải phù hợp với từng loại hình sản xuất; ưu đãi, hỗ trợ hoạt động bảo vệ môi trường trong sản xuất kinh doanh; tiết kiệm năng lượng, giảm phát thải các loại khí nhà kính và đẩy mạnh triển khai nhóm giải pháp xanh (tăng trưởng xanh, phát triển phát thải các bon thấp, chi trả dịch vụ môi trường). Các địa phương đặc biệt tại các thành phố lớn cần xây dựng các chương trình, kế hoạch và triển khai giải quyết hiệu quả vấn đề ô nhiễm không khí tại các đô thị.

Tài liệu tham khảo

- Abdullah, H., Azam, M & Zakariya, S. (2016), 'The impact of environment quality on public health expenditure in Malaysia', *Asia Pacific Journal of Advanced Business and Social Studies*, 2 (2), 365-379.
- Ajakaiye, O. & Mwabu, G. (2007), *The demand for reproductive health services: an application of control function approach*, AERC Working Paper Series, Nairobi.
- Anh Tuấn (2017), Ô nhiễm không khí: Nguyên nhân hàng đầu gây ung thư, truy cập ngày 13 tháng 1 năm 2019, từ <<https://moitruong.com.vn/moi-truong-cuoc-song/moi-truong-suc-khoe/o-nhiem-khong-khi-nguyen-nhan-hang-dau-gay-ung-thu-17585.htm>>.
- Grossman (1972), 'On the Concept of Health Capital and the Demand for Health', *The Journal of Political Economy*, 80 (2), 223-255.
- Jowett, M., Deolalikar, A., & Martinsson, P. (2004), 'Health Insurance and Treatment Seeking Behavior: Evidence from a Low-Income Country', *Health Economics*, 13, 845-857.
- Koç (2004), 'The productivity of health care and health production functions', *Health Economics*, 13 (8), 739-747.
- Lépine, A. & Nestour, A. (2008), *Health care utilization in rural Senegal: the factors before the extension of health insurance to farmers*, Research Paper, International Labour Office.
- Mehta, S., Long H. Ngo, Do Van Dzung, Aaron Cohen, T. Q. Thach, Vu Xuan Dan, Nguyen Dinh Tuan, Le Truong Giang (2011), 'Air pollution and admissions for acute lower respiratory infections in young children of Ho Chi Minh City', *Air Quality, Atmosphere & Health*, 6(1), 167-179.
- Pauly, M. (1968), 'The Economics of Moral Hazard: Comment', *American Economic Review*, 58 (3), 531-537
- Raeissi, P., Harati-Khalilabad T, Rezapour A, Hashemi SY, Mousavi A, Khodabakhshzadeh S. (2018), 'Effects of Air Pollution on Public and Private Health Expenditures in Iran: A Time Series Study (1972-2014)', *Journal of Preventive Medicine and Public Health*, 51(3), 140-147.
- Santerre, R. & Neun, S. (2010), *Health Economics: Theories, Insights, and Industry Studies*, Cengage Publishing, USA.

NGHIÊN CỨU HÀNH VI SỬ DỤNG DỊCH VỤ THANH TOÁN DI ĐỘNG Ở VIỆT NAM: SỬ DỤNG MÔ HÌNH META-UTAUT

Nguyễn Thị Thùy Vinh

Trường Đại học Ngoại thương

Email: vinhntt@ftu.edu.vn

Nguyễn Hồng Anh

Sinh viên Trường Đại học Ngoại thương

Email: k56.1715520005@ftu.edu.vn

Nguyễn Thanh Hiền Lương

Trung tâm nghiên cứu Chính sách và Phát triển (DEPOCEN)

Email: hienluong@depocen.org

Mã bài: JED - 193

Ngày nhận bài: 01/06/2021

Ngày nhận bài sửa: 21/07/2021

Ngày duyệt đăng: 03/08/2021

Tóm tắt:

Nghiên cứu này tìm hiểu về các yếu tố ảnh hưởng đến quyết định sử dụng dịch vụ thanh toán di động của người tiêu dùng Việt Nam, khi thị trường thanh toán di động đang phát triển mạnh, thông qua một mô hình mới được đề xuất là meta-UTAUT. Khảo sát được thực hiện với 231 người tiêu dùng và giả thuyết được kiểm định bằng mô hình phương trình cấu trúc (SEM). Kết quả cho thấy kỳ vọng hiệu quả và ý định sử dụng có tác động tích cực đến hành vi sử dụng. Ý định sử dụng được giải thích bởi thái độ và điều kiện thuận lợi. Nghiên cứu này đã kiểm tra lại mô hình mới meta-UTAUT, đồng thời đề xuất giải pháp nhằm phát triển thị trường thanh toán di động ở Việt Nam.

Từ khóa: Dịch vụ thanh toán di động, hành vi sử dụng, meta-UTAUT.

Mã JEL: M1

Understanding mobile payment adoption in Vietnam: using the meta-UTAUT model

Abstract:

Our paper investigates the factors influencing consumers' decision to use mobile payment services in Vietnam, where mobile payment services are growing in popularity, by empirically examining the newly-proposed model meta-UTAUT. We conducted a survey among 231 Vietnamese consumers and used the structural equation model (SEM) for hypothesis testing. We found that performance expectancy and behavioral intention are significant predictors of use behavior. Moreover, intention to use is significantly influenced by attitude and facilitating conditions. This study empirically tested the new model meta-UTAUT as well as promote the development of mobile payment in Vietnam.

Key words: Meta-UTAUT, mobile payment methods, user behavior.

JEL code: M1

1. Đặt vấn đề

Thanh toán di động đã trở thành hình thức thanh toán hữu ích cho người tiêu dùng và đến nay, thị trường thanh toán di động vẫn đang phát triển mạnh khi chúng đang được sử dụng bởi 79% người dân trên thế giới theo một khảo sát của Mastercard (Barkha Patel, 2020). Việt Nam cũng không ngoại lệ với tốc độ tăng trưởng giá trị của thị trường thanh toán di động khoảng 125% trong năm 2020 (Minh Hoàng, 2020) và được dự báo tăng 400% vào năm 2025 (Minh, 2020). Với sự xuất hiện của Đại dịch Covid 19, thị trường thanh toán di động càng có nhiều động lực để phát triển mạnh mẽ cho thấy sự cần thiết phải có những nghiên cứu về vấn đề sử dụng dịch vụ. Mặc dù đã có nhiều bài nghiên cứu ở các nước phát triển xem xét hành vi sử dụng dịch vụ thanh toán di động (Flavian & cộng sự, 2020; Jung & cộng sự, 2020) nhưng ở Việt Nam vẫn chưa thực sự được chú trọng. Để duy trì được tốc độ tăng trưởng nhanh và bền vững cũng như cạnh tranh được với các nhà cung cấp dịch vụ nước ngoài trong bối cảnh hội nhập kinh tế ngày càng sâu của Việt Nam thì nghiên cứu hành vi sử dụng dịch vụ thanh toán di động thực sự là cần thiết.

Nghiên cứu được thực hiện dựa trên mô hình lý thuyết mới về chấp nhận và sử dụng công nghệ mới meta - UTAUT, được phát triển từ 8 mô hình cổ điển. Qua nghiên cứu thực chứng về hành vi sử dụng dịch vụ thanh toán di động tại Việt Nam, một số giải pháp nhằm phát triển thị trường thanh toán di động ở Việt Nam đã được đề xuất.

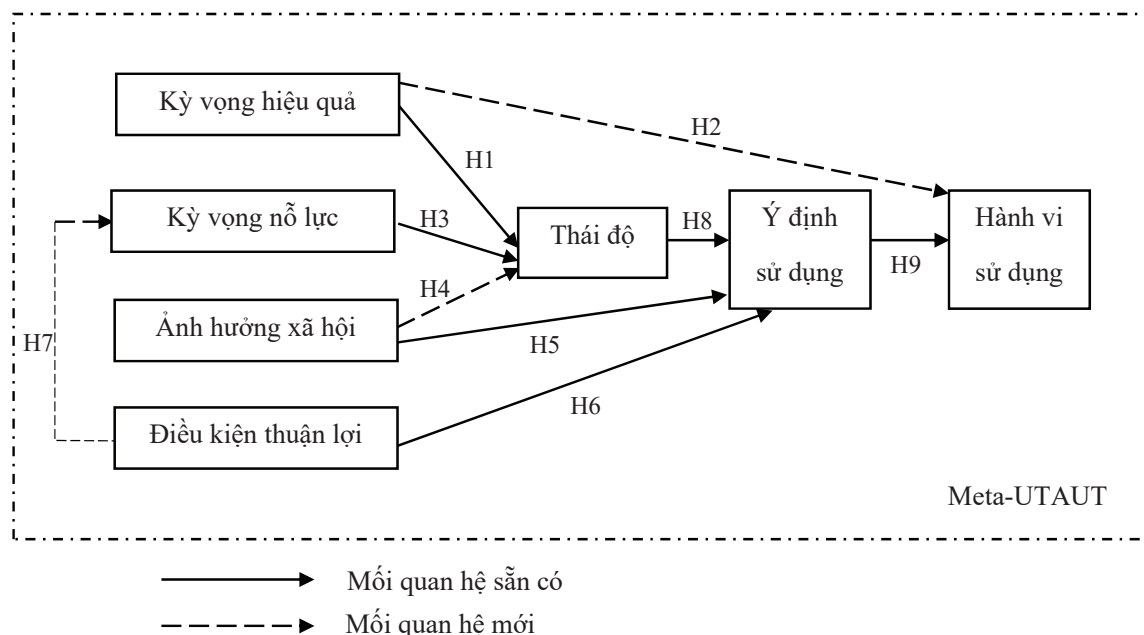
2. Mô hình chấp nhận và sử dụng công nghệ mới (meta-UTAUT) và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Mô hình chấp nhận và sử dụng công nghệ mới (meta-UTAUT)

Với sự phát triển mạnh mẽ của công nghệ thông tin, việc sử dụng công nghệ đang trở thành lĩnh vực nghiên cứu rất phát triển (Venkatesh & cộng sự, 2012). Các mô hình khác nhau cũng được áp dụng để nghiên cứu chủ đề này, trong đó, hai mô hình phổ biến nhất là mô hình chấp nhận công nghệ (TAM) (Davis & cộng sự, 1989) và mô hình chấp nhận và sử dụng công nghệ toàn diện (UTAUT) (Venkatesh & cộng sự, 2003). Tuy nhiên, mô hình TAM chỉ cung cấp các thông tin chung về ý kiến của từng cá nhân do mô hình này giả định việc sử dụng công nghệ của các cá nhân là như nhau (Venkatesh & cộng sự, 2003). Mô hình UTAUT của Venkatesh & cộng sự (2003) đã phần nào giải quyết những hạn chế trên nhưng mô hình này chưa chú ý đến các biến điều tiết và còn thiếu “tính cá nhân” khi được phát triển trong bối cảnh một tổ chức. Kể cả khi Venkatesh & cộng sự (2012) đã đề xuất ra mô hình UTAUT2 để phân tích sự chấp nhận công nghệ của người tiêu dùng, mô hình này không có biến “thái độ” - một biến quan trọng đối với sự chấp nhận và sử dụng công nghệ.

Nhận thấy những hạn chế đó, Dwivedi & cộng sự (2019) đã xây dựng mô hình chấp nhận và sử dụng công nghệ mới meta-UTAUT với dữ liệu từ 162 nghiên cứu sử dụng mô hình UTAUT. Theo đó, các tác giả đã loại

Hình 1: Mô hình nghiên cứu đề xuất



đi 4 biến điều tiết trong mô hình UTAUT và bổ sung mối quan hệ giữa điều kiện thuận lợi và ý định sử dụng theo kết quả của Ajzen (1991). Sau đó, các tác giả tiếp tục bổ sung biến thái độ và chứng minh đây là một biến trung gian có ý nghĩa quan trọng để giải thích sự chấp nhận công nghệ của người dùng. Từ đó, mô hình meta-UTAUT ra đời với các biến số: kỳ vọng hiệu quả, kỳ vọng nỗ lực, ảnh hưởng xã hội, điều kiện thuận lợi, ý định sử dụng, hành vi sử dụng (được kế thừa từ mô hình UTAUT gốc) và thái độ (được kế thừa từ mô hình TAM). Vì meta-UTAUT là một mô hình mới được đề xuất nên mới chỉ có nghiên cứu của Patil & cộng sự (2020) kiểm tra thực nghiệm đối qua hành vi sử dụng thanh toán điện tử của 491 người dùng tại Ấn Độ.

Các biến giải thích cho hành vi sử dụng công nghệ trong mô hình meta-UTAUT đơn giản hơn so với mô hình UTAUT. Đồng thời, mô hình cũng bổ sung biến thái độ vào mô hình UTAUT gốc do thái độ đã được chứng minh là có tác động đến sự chấp nhận và sử dụng công nghệ, đặc biệt là trong giai đoạn đầu sử dụng các loại công nghệ thông tin (Dwivedi & cộng sự, 2019). Do đó, để đóng góp vào các nghiên cứu thực nghiệm mô hình này, đồng thời kiểm tra lại vai trò của biến thái độ đối với hành vi sử dụng công nghệ, nghiên cứu đã lựa chọn mô hình meta-UTAUT làm mô hình khung để xây dựng nghiên cứu về hành vi sử dụng dịch vụ thanh toán di động của người tiêu dùng tại thị trường đang phát triển như Việt Nam.

2.2. Xây dựng giả thuyết nghiên cứu

Hình 1 mô tả mô hình nghiên cứu cùng với 9 giả thuyết được đề xuất.

2.2.1. Kỳ vọng hiệu quả

Kỳ vọng hiệu quả (PE) là mức độ tin tưởng của một người về việc sử dụng một công nghệ sẽ đem lại lợi ích trong các hoạt động của họ (Venkatesh & cộng sự, 2003). Nhiều bài nghiên cứu đã chứng minh tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê của kỳ vọng hiệu quả đến thái độ người dùng tại các nước như Tây Ban Nha (Flavian & cộng sự, 2020), Mỹ (Jung & cộng sự, 2020), hay Ấn Độ (Chawla & Joshi, 2019). Bên cạnh đó, mối quan hệ này trong bối cảnh là các dịch vụ khác nhau như Internet Banking (Ahmad & cộng sự, 2020), thanh toán không tiếp xúc (Bailey & cộng sự, 2019), hay ví điện tử (Chawla & Joshi, 2019) cũng đã được nghiên cứu. Từ đó, các giả thuyết sau được đề xuất:

H1: Kỳ vọng hiệu quả sẽ có ảnh hưởng tích cực đến thái độ của người tiêu dùng về việc sử dụng dịch vụ thanh toán di động.

Việc nhận được nhiều lợi ích hơn khi sử dụng dịch vụ thanh toán di động có thể dẫn tới khả năng sử dụng dịch vụ của một cá nhân. Hầu hết các bài nghiên cứu chỉ dừng lại ở ý định sử dụng (Flavian & cộng sự, 2020; Jung & cộng sự, 2020), còn hành vi sử dụng thường không được đề cập vì các chỉ số đo lường của khái niệm này khá đa dạng (Patil & cộng sự, 2020). Tuy nhiên, Patil & cộng sự (2020) đã chứng minh được mối quan hệ tích cực giữa kỳ vọng hiệu quả và hành vi sử dụng, do đó, nhóm đề xuất giả thuyết H2.

H2: Kỳ vọng hiệu quả sẽ ảnh hưởng tích cực đến hành vi sử dụng dịch vụ thanh toán di động của người tiêu dùng.

2.2.2. Kỳ vọng nỗ lực

Kỳ vọng nỗ lực (EE) là mức độ dễ dàng mà một cá nhân kỳ vọng khi sử dụng một hệ thống (Venkatesh & cộng sự, 2003). Cho đến nay, có rất nhiều nghiên cứu (ví dụ, Bailey & cộng sự, 2019; Humbani & Wiese, 2019; Wiese & Humbani, 2019) đã xác nhận tác động có ý nghĩa thống kê của kỳ vọng nỗ lực lên thái độ khi sử dụng thanh toán di động. Tác động này cũng đã được chứng minh trong một nghiên cứu về công nghệ thanh toán không chạm của Bailey & cộng sự (2019). Do thái độ của người tiêu dùng sẽ chịu ảnh hưởng của cả sự hữu ích và mức độ dễ dàng sử dụng, nghiên cứu này đưa ra giả thuyết:

H3: Kỳ vọng nỗ lực sẽ ảnh hưởng tích cực đến thái độ sử dụng dịch vụ thanh toán di động của người tiêu dùng.

2.2.3. Ảnh hưởng xã hội

Ảnh hưởng xã hội (SI) là mức độ một người cho rằng những người quan trọng với họ tin rằng họ nên sử dụng công nghệ mới (Venkatesh & cộng sự, 2003). Tuy nhiên, hầu hết các nghiên cứu trước đều tập trung vào mối quan hệ giữa ảnh hưởng xã hội và ý định sử dụng (Bailey & cộng sự, 2019; Park & cộng sự, 2018), rất ít bài đề cập đến tác động của ảnh hưởng xã hội đến thái độ (Flavian & cộng sự, 2020). Tuy nhiên, Flavian & cộng sự (2020) đã nói rằng khi những người xung quanh quan tâm đến loại dịch vụ thanh toán di động nào, người đó cũng sẽ có thái độ tích cực đối với loại dịch vụ đó. Do đó, giả thuyết sau được đề xuất:

H4: Ảnh hưởng xã hội sẽ ảnh hưởng tích cực đến thái độ sử dụng dịch vụ thanh toán di động của người

tiêu dùng.

Một số nghiên cứu đã xác nhận tác động của ảnh hưởng xã hội đến ý định sử dụng (Jung & cộng sự, 2020; Park & cộng sự, 2018), tuy nhiên, mối quan hệ này đôi khi còn yếu (Patil & cộng sự, 2020) hay không có ý nghĩa thống kê (Shankar & cộng sự, 2018). Khi phân tích về ý định sử dụng Internet Banking ở Nhật Bản, Matsuo & cộng sự (2018) nhận thấy ảnh hưởng xã hội có tác động lên khách hàng không có kinh nghiệm mạnh hơn với khách hàng có kinh nghiệm. Ở Việt Nam, vì thị trường thanh toán di động mới bắt đầu phát triển mạnh, nhóm cho rằng kênh thông tin từ người thân và bạn bè vẫn có tác động đến quyết định sử dụng. Vì thế, nhóm đề xuất giả thuyết tiếp theo:

H5: Ảnh hưởng xã hội sẽ ảnh hưởng tích cực đến ý định sử dụng dịch vụ thanh toán di động của người tiêu dùng.

2.2.4. Điều kiện thuận lợi

Điều kiện thuận lợi (FC) là mức độ tin tưởng của người tiêu dùng về việc cơ sở kỹ thuật tồn tại để hỗ trợ họ sử dụng bất kỳ loại công nghệ nào (Venkatesh & cộng sự, 2003). Tác động của điều kiện thuận lợi lên ý định sử dụng cũng được chứng minh là có ý nghĩa thống kê trong các nghiên cứu trước đây (Chawla & Joshi, 2019; Patil & cộng sự, 2020). Ví dụ, Humbani & Wiese (2019) nhận thấy điều kiện thuận lợi là một trong số những tác nhân mạnh mẽ nhất đối với ý định sử dụng của 416 người tiêu dùng ở Nam Phi. Do đó, nghiên cứu này đề xuất giả thuyết:

H6: Điều kiện thuận lợi sẽ ảnh hưởng tích cực đến ý định sử dụng dịch vụ thanh toán di động của người tiêu dùng.

Ngoài ra, các nghiên cứu trước còn chỉ ra điều kiện thuận lợi cũng có ảnh hưởng tích cực có ý nghĩa thống kê đến kỳ vọng nỗ lực (ví dụ, Humbani & Wiese, 2019; Jung & cộng sự, 2020). Patil & cộng sự (2020) thậm chí còn phát hiện ảnh hưởng của điều kiện thuận lợi đối với kỳ vọng nỗ lực là mạnh nhất trong mô hình meta-UTAUT khi phân tích 471 khách hàng ở Ấn Độ. Do đó, bài nghiên cứu này đề xuất giả thuyết:

H7: Điều kiện thuận lợi sẽ ảnh hưởng tích cực đến kỳ vọng nỗ lực.

2.2.5. Thái độ

Thái độ (AT) là mức độ mà một cá nhân phản ứng với công nghệ (Davis & cộng sự, 1989). Park & cộng sự (2019) hay Wiese & Humbani (2019) đã chứng minh được sự quan trọng của thái độ đối với ý định sử dụng dịch vụ thanh toán di động của khách hàng. Tác động này đã được chứng minh ở các quốc gia đang phát triển như Ấn Độ (Chawla & Joshi, 2019), Pakistan (Ahmad & cộng sự, 2020) hay Nam Phi (Wiese & Humbani, 2019), và ở các quốc gia đã phát triển như Mỹ (Bailey & cộng sự, 2019) hay Tây Ban Nha (Flavian & cộng sự, 2020). Từ đó, giả thuyết sau được đề xuất:

H8: Thái độ về việc sử dụng dịch vụ thanh toán di động sẽ ảnh hưởng tích cực đến ý định sử dụng dịch vụ đó của người tiêu dùng.

2.2.6. Ý định sử dụng

Ý định sử dụng (BI) là mức độ sẵn sàng và nỗ lực của người tiêu dùng khi sử dụng công nghệ. Đa số các bài nghiên cứu hiện có (Bailey & cộng sự, 2019; Chawla & Joshi, 2019) đều chọn ý định sử dụng làm biến kết quả cuối cùng thay vì hành vi sử dụng. Mặc dù hành vi sử dụng có rất nhiều yếu tố đo lường khác nhau, dẫn đến sự không nhất quán (Patil & cộng sự, 2020), một số bài nghiên cứu vẫn thu thập phản hồi dựa trên tần suất sử dụng công nghệ (Venkatesh & cộng sự, 2012) hay thang đo Likert (Sivathanu, 2019). Kết quả là, ý định sử dụng có tác động mạnh mẽ trực tiếp, làm tăng hành vi sử dụng (Dwivedi & cộng sự, 2011). Nhận thấy sự thiếu hụt các bài nghiên cứu về hành vi sử dụng các dịch vụ thanh toán di động, nghiên cứu này đề xuất giả thuyết:

H9: Ý định sử dụng dịch vụ thanh toán di động sẽ ảnh hưởng tích cực đến hành vi sử dụng của người tiêu dùng.

3. Phương pháp nghiên cứu

Nhóm nghiên cứu đã sử dụng phương pháp nghiên cứu tại bàn: nghiên cứu các tài liệu trước đó để tìm ra mô hình lý thuyết phù hợp và phát triển bảng hỏi, đồng thời sử dụng phương pháp điều tra khảo sát để thu thập dữ liệu cho phân tích định lượng.

3.1. Thang đo và thiết kế phiếu điều tra

Bảng 1: Thang đo chính thức

Khái niệm	Tên mã hóa	Thang đo chính thức	Nguồn tham khảo
Hành vi sử dụng	UB1	Tôi có sử dụng dịch vụ thanh toán di động.	Venkatesh & cộng sự (2012)
	UB3	Tôi sử dụng dịch vụ thanh toán di động để thực hiện các giao dịch.	
Ý định sử dụng	BI2	Tôi dự định sử dụng các dịch vụ thanh toán di động khi mua hàng trong tương lai.	Davis & cộng sự (1989)
	BI3	Tôi có kế hoạch dùng các dịch vụ thanh toán di động khi mua hàng.	
Thái độ	AT2	Sử dụng dịch vụ thanh toán di động là một lựa chọn khôn ngoan.	
	AT3	Tôi thấy thoải mái khi sử dụng dịch vụ thanh toán di động.	
	AT4	Tôi thích sử dụng dịch vụ thanh toán di động.	
Kỳ vọng hiệu quả	PE1	Việc sử dụng dịch vụ thanh toán di động giúp tôi thực hiện các giao dịch nhanh hơn.	Venkatesh & cộng sự (2012)
	PE2	Việc sử dụng dịch vụ thanh toán di động giúp tăng hiệu suất cá nhân của tôi.	
	PE3	Việc sử dụng dịch vụ thanh toán di động giúp tôi dễ dàng thực hiện các giao dịch hơn.	
Kỳ vọng nỗ lực	EE2	Giao diện của các dịch vụ thanh toán di động rõ ràng và dễ hiểu.	
	EE4	Tôi có thể sử dụng linh hoạt các dịch vụ thanh toán di động.	
	EE5	Tôi có thể dễ dàng yêu cầu các dịch vụ thanh toán di động thực hiện các tác vụ mà tôi mong muốn.	
Ảnh hưởng xã hội	SI1	Những người xung quanh tôi mà sử dụng dịch vụ thanh toán di động thì có uy tín hơn những người không sử dụng.	
	SI4	Những người ảnh hưởng đến hành vi của tôi nghĩ rằng tôi nên dùng dịch vụ thanh toán di động.	
	SI5	Những người quan trọng với tôi nghĩ rằng tôi nên sử dụng dịch vụ thanh toán di động.	
Điều kiện thuận lợi	FC1	Tôi có nguồn lực cần thiết để sử dụng dịch vụ thanh toán di động.	
	FC2	Tôi có kiến thức cần thiết để sử dụng dịch vụ thanh toán di động.	
	FC4	Dịch vụ thanh toán di động tương thích với các công nghệ khác mà tôi sử dụng	

Để phù hợp với mô hình meta-UTAUT, nhóm quyết định sử dụng các thang đo gốc của mô hình TAM và UTAUT2 đã được sử dụng phổ biến trong nghiên cứu sự chấp nhận và sử dụng công nghệ (Bailey & cộng sự, 2019; Chawla & Joshi, 2019). Trong đó, thang đo cho các biến thái độ và ý định sử dụng được tham khảo từ mô hình TAM, và thang đo cho các biến còn lại được tham khảo từ mô hình UTAUT2 mở rộng. Các biến tiềm ẩn sẽ được đo lường theo thang điểm Likert 5 điểm từ 1 (= “Hoàn toàn không đồng ý”) tới 5 (= “Hoàn toàn đồng ý”).

Bảng khảo sát được thiết kế với 2 phần: câu hỏi liên quan đến hành vi sử dụng dịch vụ thanh toán di động và câu hỏi nhân khẩu học. Trước khi khảo sát chính thức, khảo sát thử nghiệm đã được thực hiện để điều chỉnh thành thang đo chính thức (Bảng 1) nhằm đảm bảo tính dễ hiểu của bảng hỏi và độ tin cậy của các thang đo.

3.2. Phương pháp thu thập số liệu

Phương pháp chọn mẫu thuận tiện được lựa chọn và thực hiện trực tuyến do bối cảnh dịch bệnh Covid-19 và đồng thời để tiết kiệm chi phí. Tuy nhiên, để đảm bảo cả những người không có Internet cũng có thể tham gia khảo sát, sau khi Việt Nam chấm dứt giãn cách xã hội, nhóm đã bắt đầu phân phối thêm khảo sát trên giấy theo gợi ý từ nghiên cứu của Patil & cộng sự (2020).

3.3. Phương pháp phân tích số liệu

Sau khi thu thập và làm sạch dữ liệu, phương pháp mô hình phương trình cấu trúc (SEM) được sử dụng để phân tích số liệu. SEM là một công cụ phân tích đa biến để kiểm tra và phân tích các mối quan hệ của các biến với nhiều hồi quy, cung cấp thống kê nhất quán và tính toán sai số đo lường với các biến quan sát (Iacobucci, 2009). Do đó, SEM được ưu tiên sử dụng cho các nghiên cứu thử nghiệm lý thuyết bao gồm cả những nghiên cứu về việc chấp nhận và sử dụng công nghệ.

Theo Anderson & Gerbing (1988), kỹ thuật SEM bao gồm hai bước: (i) phân tích khẳng định nhân tố để đánh giá mô hình đo lường và (ii) phân tích sơ đồ đường của mô hình cấu trúc để kiểm tra các giả thuyết nghiên cứu. Trong đó, phương pháp phân tích khẳng định nhân tố (CFA) được thực hiện để kiểm tra lại mối quan hệ sẵn có giữa các biến trong mô hình đo lường, sau đó tính toán các trọng số và ý nghĩa thống kê trong phân tích mô hình cấu trúc để kiểm định các giả thuyết nghiên cứu.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2: Thống kê mô tả của mẫu khảo sát

Biến	Nhóm	Tần suất	Phần trăm (%)	Phần trăm (%) cộng dồn
Tuổi	Dưới 25 tuổi	140	60,6	60,6
	25-39 tuổi	57	24,7	85,3
	40-54 tuổi	30	13	98,3
	Trên 54 tuổi	4	1,7	100
Giới tính	Nam	78	33,8	33,8
	Nữ	153	66,2	100
Nghề nghiệp	Nhân viên khu vực tư nhân	55	23,8	23,8
	Nhân viên khu vực công	34	14,7	38,5
	Đã nghỉ hưu	4	1,7	40,2
	Tự kinh doanh	7	3	43,2
	Sinh viên	119	51,5	94,7
	Thất nghiệp	12	5,3	100
Hệ điều hành	Android	103	44,6	44,6
	IOS	128	55,4	100
Thời gian sử dụng	Dưới 1 năm	29	12,6	12,6
	1-5 năm	170	73,6	86,2
	6-10 năm	27	11,7	97,9
	Trên 10 năm	29	2,1	100

Nguồn: Tổng hợp qua phần mềm SPSS.

Điều tra chính thức đã thu về 231 phiếu trả lời đủ điều kiện để phân tích. Do nghiên cứu này yêu cầu người tham gia trả lời khảo sát nên có thể sẽ gặp vấn đề thiên lệch do phương pháp (CMB) (Podsakoff & cộng sự, 2003). Vì vậy, nhóm thực hiện kiểm định phân tích đơn nhân tố của Harman và thấy rằng giá trị phương sai là 43,603%, thấp hơn 50%, tức là nghiên cứu này không gặp vấn đề thiên lệch (Malhotra & cộng sự, 2006).

Thống kê về nhân khẩu học của nhóm khảo sát được thể hiện qua bảng 2. Phần lớn người được điều tra đều dưới 40 tuổi (85,3%). Theo một thống kê vào cuối năm 2020, đa số người ở độ tuổi đi làm ở Việt Nam đang sử dụng phương thức thanh toán di động, với hơn 80% nằm trong khoảng từ 18-34 tuổi và tỷ lệ này đang tăng mạnh ở nữ giới (Hải Đăng, 2020). Vì thế, mẫu nghiên cứu tương đối đại diện cho nhóm đối tượng chính sử dụng dịch vụ thanh toán di động ở Việt Nam. Nhóm khảo sát phân hóa với tỷ lệ nữ giới (66,2%) cao hơn nam giới (33,8%) và nhóm sinh viên chiếm 51,5%. Không có sự khác biệt quá lớn giữa tỷ lệ sử dụng hai hệ điều hành, Android (44,6%) và IOS (55,4%). Hầu hết những người được hỏi (86,2%) đã sử dụng thanh toán di động dưới 5 năm.

4.2. Kết quả phân tích mô hình đo lường

Phân tích nhân tố khẳng định kiểm tra mô hình đo lường bằng cách kiểm định giá trị hội tụ, tính phân biệt, và tính nhất quán nội bộ của các khái niệm (Slade & cộng sự, 2015). Đầu tiên, để kiểm định giá trị hội tụ của biến tiềm ẩn, hệ số tải chuẩn hóa, độ tin cậy tổng hợp, và phương sai trung bình được trích sẽ được xác định (Bảng 3). Hệ số tải (FL) của tất cả khái niệm đều cao hơn giới hạn là 0,5 (Gefen & cộng sự, 2000) và độ tin cậy tổng hợp (CR) của các khái niệm ẩn đều cao hơn 0,7 (Hair & cộng sự, 1992), cho thấy tính nhất quán bên trong khái niệm. Giá trị phương sai trung bình được trích (AVE) cũng cao hơn mức cần đạt là 0,5 (Fornell & Larcker, 1981), cho thấy các biến tiềm ẩn đều thỏa mãn điều kiện về giá trị hội tụ.

Bảng 3: Phân tích yếu tố khẳng định

Khái niệm	FL	CR	AVE
Hành vi sử dụng (UB)		0,917	0,846
UB1	0,950		
UB3	0,889		
Ý định sử dụng (BI)		0,923	0,856
BI2	0,896		
BI3	0,954		
Kỳ vọng hiệu quả (PE)		0,922	0,798
PE1	0,948		
PE2	0,784		
PE3	0,939		
Kỳ vọng nỗ lực (EE)		0,891	0,731
EE2	0,845		
EE4	0,867		
EE5	0,853		
Ảnh hưởng xã hội (SI)		0,890	0,734
SI1	0,669		
SI4	0,948		
SI5	0,925		
Thái độ (AT)		0,916	0,784
AT2	0,844		
AT3	0,932		
AT4	0,694		
Điều kiện thuận lợi (FC)		0,879	0,846
FC1	0,883		
FC2	0,932		
FC4	0,694		

Ghi chú: FL = Hệ số tải, AVE = Phương sai trung bình được trích, CR = Độ tin cậy tổng hợp.

Nguồn: Tổng hợp qua phần mềm AMOS.

Tiếp theo, tính phân biệt của các khái niệm được kiểm tra (Bảng 4). Kết quả cho thấy, căn bậc hai của AVE của mỗi biến luôn lớn hơn bất kỳ giá trị tương quan nào của biến đó với các biến còn lại. Do đó, các biến tiềm ẩn trong nghiên cứu này có giá trị phân biệt.

Bảng 4: Tính phân biệt

Khái niệm	CR	AVE	UB	BI	AT	PE	EE	SI	FC
UB	0,917	0,846	0,92						
BI	0,923	0,856	,486**	0,93					
AT	0,916	0,784	,501**	,370**	0,89				
PE	0,922	0,798	,507**	,494**	,683**	0,89			
EE	0,891	0,731	,490**	,308**	,655**	,640**	0,85		
SI	0,89	0,734	-,072	,003	,091	-,079	-,013	0,86	
FC	0,879	0,849	,479**	,373**	,637**	,700**	,705**	-,029	0,92

Ghi chú: AVE được in đậm trên hàng chéo, *p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01

Nguồn: Tổng hợp qua phần mềm AMOS.

Nhìn chung, mô hình đo lường có chỉ số phù hợp tốt (Bảng 5). Cho dù RMSEA nên nhỏ hơn 0,08, giá trị nhỏ hơn 0,1 vẫn có thể chấp nhận được (Kenny & cộng sự, 2014). Tương tự, AGFI trên 0,8 cho thấy sự phù hợp tốt, cao hơn một chút so với giá trị của bài (0,797), thể hiện rằng mô hình đo lường vẫn phù hợp một cách chấp nhận được.

Bảng 5: Độ phù hợp của mô hình

Mức độ phù hợp	Giá trị chấp nhận	Mô hình đo lường	Mô hình cấu trúc
CMIN/DF	CMIN/DF < 3	2,927	2,819
GFI	GFI > 0,8	0,855	0,864
AGFI	AGFI > 0,8	0,797	0,798
CFI	CFI > 0,9	0,931	0,939
PNFI	PNFI > 0,6	0,715	0,68
RMSEA	RMSEA < 0,08	0,092	0,089
SRMR	SRMR < 0,08	0,0485	0,0392
TLI	TLI > 0,9	0,913	0,918
IFI	IFI > 0,9	0,931	0,939

Nguồn: Tổng hợp qua phần mềm AMOS.

4.3. Kết quả phân tích mô hình cấu trúc

Các giả thuyết đã được kiểm tra trong SEM bằng phần mềm AMOS. Với mô hình cấu trúc phù hợp, mối quan hệ giữa các khái niệm sẽ được tiến hành phân tích.

Kết quả Bảng 6 cho thấy, thái độ được giải thích bởi ba yếu tố: kỳ vọng hiệu quả (0,515***), kỳ vọng nỗ lực (0,367***) và ảnh hưởng xã hội (0,152***), giải thích hơn 66% sự biến thiên của thái độ. Theo đó, kỳ vọng hiệu quả có tác động mạnh nhất lên thái độ trong nghiên cứu này, khẳng định vai trò quan trọng của nó trong việc hình thành thái độ tích cực của người tiêu dùng. Theo các kết quả nghiên cứu đi trước (Humbani & Wiese, 2019; Wiese & Humbani, 2019), kỳ vọng nỗ lực cũng là một nhân tố quan trọng đối với thái độ của người tiêu dùng, và việc họ cảm thấy dễ dàng sử dụng một loại dịch vụ thanh toán di động sẽ giúp họ hình thành thái độ tích cực với loại dịch vụ đó. Kết quả của nghiên cứu này cũng chứng minh được tác động dương có ý nghĩa thống kê của kỳ vọng nỗ lực đối với thái độ của người dùng. Ngoài ra, tương đồng với kết quả nghiên cứu của Patil & cộng sự (2020), nhóm nhận thấy điều kiện thuận lợi là một yếu tố dự báo tích cực đối với kỳ vọng nỗ lực (0,837***) (yếu tố này giải thích khoảng 70% sự biến thiên của khái niệm này), đồng thời gián tiếp tác động lên thái độ. Điều này phù hợp với mẫu nghiên cứu của bài, vì những đối tượng khảo sát đều đã từng sử dụng dịch vụ thanh toán di động, chứng tỏ họ có đủ điều kiện thuận lợi, từ đó cảm thấy dễ dàng hơn khi sử dụng dịch vụ và có thái độ tích cực hơn. Hơn nữa, theo giả thuyết H4, mặc dù không có tác động trực tiếp đến ý định sử dụng, ảnh hưởng xã hội lại có ảnh hưởng gián tiếp đến ý định sử dụng thông qua thái độ, đây cũng là một mối quan hệ mới đã được đề xuất trong mô hình.

Trong mô hình nghiên cứu, ý định sử dụng được giải thích bởi thái độ, ảnh hưởng xã hội và điều kiện

Bảng 6: Kiểm định giả thuyết

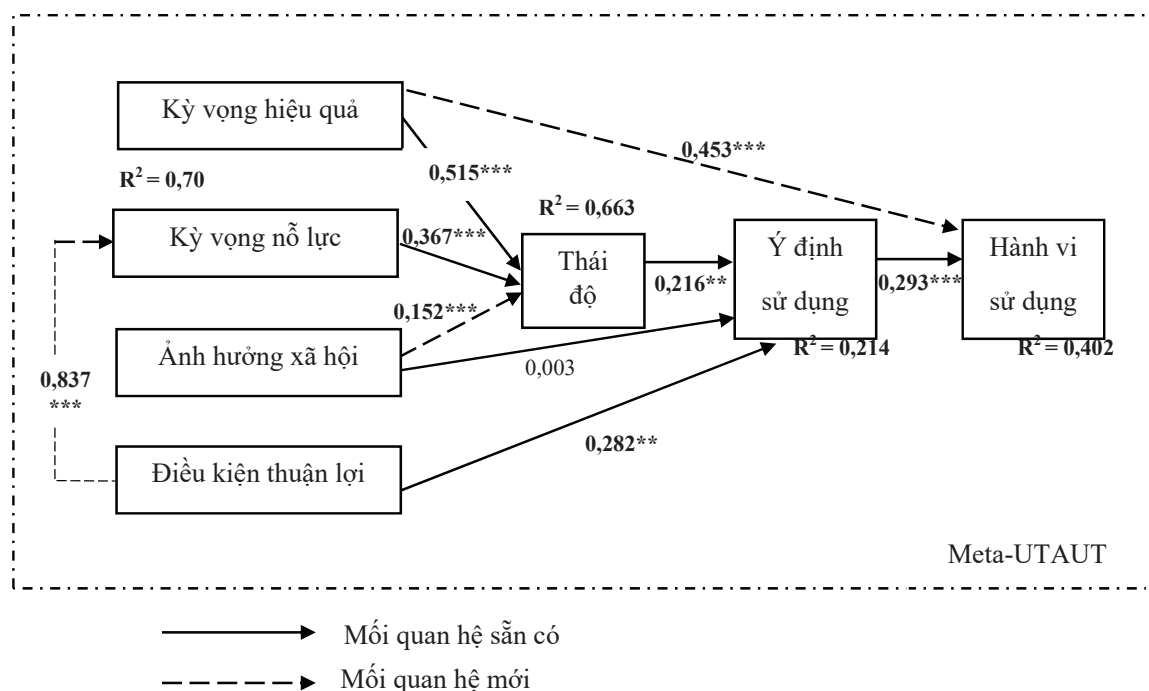
Giả thuyết	Mối quan hệ	Trọng số tác động	Chấp nhận hay bác bỏ?
H1	Kỳ vọng hiệu quả → Thái độ	0,515***	Chấp nhận
H2	Kỳ vọng hiệu quả → Hành vi sử dụng	0,453***	Chấp nhận
H3	Kỳ vọng nỗ lực → Thái độ	0,367***	Chấp nhận
H4	Ảnh hưởng xã hội → Thái độ	0,152***	Chấp nhận
H5	Ảnh hưởng xã hội → Ý định sử dụng	0,003	Bác bỏ
H6	Điều kiện thuận lợi → Ý định sử dụng	0,282**	Chấp nhận
H7	Điều kiện thuận lợi → Kỳ vọng nỗ lực	0,837***	Chấp nhận
H8	Thái độ → Ý định sử dụng	0,216**	Chấp nhận
H9	Ý định sử dụng → Hành vi sử dụng	0,293***	Chấp nhận

Ghi chú: *p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01; ns: không có ý nghĩa thống kê

Nguồn: Tổng hợp qua phần mềm AMOS.

thuận lợi. Tuy nhiên, chỉ có giả thuyết H8: thái độ (0,216**) và giả thuyết H6: điều kiện thuận lợi (0,282**) là thể hiện có ảnh hưởng tích cực đến ý định sử dụng, trong khi ảnh hưởng xã hội không có tác động đến ý định sử dụng (bác bỏ giả thuyết H5). Kết quả còn cho thấy người sử dụng dịch vụ thanh toán di động ít tham khảo ý kiến của người khác khi sử dụng dịch vụ. Lý do có thể là hầu hết cá nhân tham gia khảo sát đã có kinh nghiệm ít nhất 1 năm và họ thường quan tâm nhiều hơn đến trải nghiệm của họ khi sử dụng hệ thống thay vì đánh giá dựa trên quan điểm của người khác. Thêm vào đó, nhóm cũng nhận thấy thái độ là một yếu tố dự báo quan trọng đối với ý định sử dụng của người tiêu dùng (Ahmad & cộng sự, 2020; Park & cộng sự, 2019). Tuy nhiên, mối quan hệ này yếu hơn dự kiến (hệ số tương quan thường cao hơn 0,5) (Flavian & cộng sự, 2020; Patil & cộng sự, 2020). Với kết quả này, nhóm cho rằng khi người khảo sát hình thành ý định sử dụng dịch vụ thanh toán di động, thái độ của họ đối với các loại dịch vụ dù có quan trọng nhưng điều họ quan tâm hơn là liệu họ có đủ các nguồn lực cần thiết để sử dụng các dịch vụ đó hay không. Trên thực tế, điều kiện thuận lợi là nhân tố tác động mạnh nhất đến ý định sử dụng của người dùng. Do đó, ở Việt Nam, sự phát triển của các cơ sở kỹ thuật hỗ trợ cho khách hàng sẽ giúp nâng cao ý định sử dụng dịch vụ thanh toán di động.

Tiếp theo, hành vi sử dụng được dự đoán thông qua kỳ vọng hiệu quả (giả thuyết H2) và ý định sử dụng

Hình 2: Kết quả phân tích mô hình cấu trúc

Nguồn: Tổng hợp qua phần mềm AMOS.

(giả thuyết H9). Theo đó, kỳ vọng hiệu quả có ảnh hưởng tích cực đối với hành vi sử dụng (0,453***) (chấp nhận giả thuyết H2). Kết quả này khẳng định lợi ích hữu dụng chính là yếu tố cốt yếu khi khách hàng sử dụng dịch vụ thanh toán di động. Mối quan hệ giữa ý định sử dụng và hành vi sử dụng cũng có tác động dương, tuy nhiên yếu hơn tác động của kỳ vọng hiệu quả đối với hành vi sử dụng (0,293*** < 0,453***). Dù vậy, kỳ vọng hiệu quả và ý định sử dụng vẫn giải thích được 40% sự biến thiên của hành vi sử dụng. Tổng hợp kết quả được mô phỏng ở Hình 2.

5. Kết luận và một số đề xuất

Nghiên cứu này đã kiểm tra thực nghiệm mô hình meta-UTAUT mới được Dwivedi & cộng sự (2019) đề xuất dựa trên xem xét việc sử dụng dịch vụ thanh toán di động tại Việt Nam. Kết quả nghiên cứu đã khẳng định sự hợp lý của mô hình và vai trò của yếu tố thái độ. Bên cạnh đó, không chỉ dừng lại ở ý định sử dụng dịch vụ thanh toán di động mà hành vi sử dụng dịch vụ cũng được kiểm tra, từ đó làm phong phú thêm nguồn tài liệu nghiên cứu về chủ đề này.

Kết quả nghiên cứu đã đưa ra một số gợi ý cho phát triển thị trường thanh toán di động ở Việt Nam. Kỳ vọng hiệu quả và kỳ vọng nỗ lực có tác động tích cực đến thái độ của người dùng, vì thế, các nhà cung cấp dịch vụ nên tập trung phát triển sản phẩm hữu ích và dễ sử dụng theo kỳ vọng của người dùng, đặc biệt là những người dùng trẻ tuổi tại Việt Nam. Trong khi đó, tác động dương của ảnh hưởng xã hội đối với thái độ cho thấy, các nhà cung cấp dịch vụ có thể quảng cáo hệ thống của mình bằng cách truyền thông qua người nổi tiếng hoặc tiếp thị truyền miệng. Hơn nữa, tác động tích cực của điều kiện thuận lợi lên kỳ vọng nỗ lực và ý định sử dụng gợi ý các nhà cung cấp dịch vụ nên có hướng dẫn sử dụng cụ thể cho khách hàng. Bên cạnh đó, cơ quan quản lý nhà nước nên chú trọng vào việc xây dựng cơ sở hạ tầng công nghệ nhằm thích ứng với sự phát triển nhanh của thị trường dịch vụ thanh toán di động. Cuối cùng, ảnh hưởng dương của thái độ đối với ý định sử dụng khuyến khích các nhà phát triển dịch vụ nên nhấn mạnh tính hữu ích và tính dễ sử dụng của hệ thống khi tiếp thị sản phẩm.

Tài liệu tham khảo

- Ahmad, S., Bhatti, S.H. & Hwang, Y. (2020), 'E-service quality and actual use of e-banking: Explanation through the Technology Acceptance Model', *Information Development*, 36(4), 503-519.
- Ajzen, I. (1991), 'The theory of planned behavior', *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), 179-211.
- Anderson, J.C. & Gerbing, D.W. (1988), 'Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach', *Psychological bulletin*, 103(3), 411-423.
- Bailey, A.A., Pentina, I., Mishra, A.S. & Ben Mimoun, M.S. (2019), 'Exploring factors influencing US millennial consumers' use of tap-and-go payment technology', *The International Review of Retail, Distribution and Consumer Research*, 30(2), 143-163.
- Barkha Patel (2020), 'Mastercard study shows consumers moving to contactless payments for everyday purchases as they seek cleaner, touch-free options', *Mastercard*, retrieved on March 14th 2021, from <<https://www.mastercard.com/news/ap/en/newsroom/press-releases/en/2020/april/mastercard-study-shows-consumers-moving-to-contactless-payments-for-everyday-purchases/>>.
- Chawla, D. & Joshi, H. (2019), 'Consumer attitude and intention to adopt mobile wallet in India—An empirical study', *International Journal of Bank Marketing*, 37(7), 1590-1618.
- Davis, F.D., Bagozzi, R.P. & Warshaw, P.R. (1989), 'User acceptance of computer technology: A comparison of two theoretical models', *Management Science*, 35(8), 982-1003.
- Dwivedi, Y.K., Rana, N.P., Chen, H. & Williams, M.D. (2011), 'A Meta-analysis of the Unified Theory of Acceptance and Use of Technology (UTAUT)', *IFIP international working conference on governance and sustainability in information systems-managing the transfer and diffusion of it*, Springer, Berlin, Heidelberg, 155-170.
- Dwivedi, Y.K., Rana, N.P., Jeyaraj, A., Clement, M. & Williams, M.D. (2019), 'Re-examining the unified theory of acceptance and use of technology (UTAUT): Towards a revised theoretical model', *Information Systems*

- Flavian, C., Guinaliu, M. & Lu, Y. (2020), 'Mobile payments adoption—introducing mindfulness to better understand consumer behavior', *International Journal of Bank Marketing*, 38(7), 1575-1599.
- Fornell, C. & Larcker, D.F. (1981), 'Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error' *Journal of marketing research*, 18(1), 39-50.
- Gefen, D., Straub, D. & Boudreau, M.C. (2000), 'Structural equation modeling and regression: Guidelines for research practice', *Communications of the Association for Information Systems*, 4(1), 1-70.
- Hair, J., Anderson, R.E., Tatham, R.L. & Black, W.C. (1992), *Multivariate data analysis with readings*, New York: Macmillan Publishing Company.
- Humbani, M. & Wiese, M. (2019), 'An integrated framework for the adoption and continuance intention to use mobile payment apps', *International Journal of Bank Marketing*, 37(2), 646-664.
- Iacobucci, D. (2009), 'Everything you always wanted to know about SEM (structural equations modeling) but were afraid to ask', *Journal of Consumer Psychology*, 19(4), 673-680.
- Jung, J.H., Kwon, E. & Kim, D.H. (2020), 'Mobile payment service usage: US consumers' motivations and intentions', *Computers in Human Behavior Reports*, 1, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.chbr.2020.100008>.
- Kenny, D.A., Kaniskan, B. & McCoach, D.B. (2014), 'The performance of RMSEA in models with small degrees of freedom', *Sociological Methods & Research*, 44(3), 486-507.
- Malhotra, N.K., Kim, S.S. & Patil, A. (2006), 'Common method variance in IS research: A comparison of alternative approaches and a reanalysis of past research', *Management Science*, 52(12), 1865-1883.
- Matsuo, M., Minami, C. & Matsuyama, T. (2018), 'Social influence on innovation resistance in internet banking services', *Journal of Retailing and Consumer Services*, 45, 42-51.
- Minh Hoàng (2020), 'Thanh toán qua điện thoại di động tăng gần 124% về lượng', *Tạp chí Thị trường Tài chính và Tiền tệ*, truy cập ngày 27 tháng 7 năm 2021 từ <<https://thitruongtaichinhhtiente.vn/thanh-toan-qua-dien-thoai-di-dong-tang-gan-124-ve-luong-32956.html>>.
- Minh, T. (2020), 'Thanh toán qua di động tại Việt Nam được kỳ vọng sẽ tăng 400%', *Tạp chí Tài chính Online*, truy cập ngày 27 tháng 7 năm 2021 từ <<https://tapchitaichinh.vn/ngan-hang/thanh-toan-qua-di-dong-tai-viet-nam-duoc-ky-vong-se-tang-400-323082.html>>.
- Park, J., Ahn, J., Thavisay, T. & Ren, T. (2019), 'Examining the role of anxiety and social influence in multi-benefits of mobile payment service', *Journal of Retailing and Consumer Services*, 47, 140-149.
- Park, J., Amendah, E., Lee, Y. & Hyun, H. (2018), 'M-payment service: Interplay of perceived risk, benefit, and trust in service adoption', *Human Factors and Ergonomics in Manufacturing & Service Industries*, 29(1), 31-43.
- Patil, P., Tamilmani, K., Rana, N.P. & Raghavan, V. (2020), 'Understanding consumer adoption of mobile payment in India: Extending Meta-UTAUT model with personal innovativeness, anxiety, trust, and grievance redressal', *International Journal of Information Management*, 54, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ijinfomgt.2020.102144>.
- Podsakoff, N.P. (2003), 'Common method biases in behavioral research: a critical review of the literature and recommended remedies', *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879-903.
- Shankar, A. & Datta, B. (2018), 'Factors affecting mobile payment adoption intention: An Indian perspective', *Global Business Review*, 19(3), S72-S89.
- Sivathanu, B. (2019), 'Adoption of digital payment systems in the era of demonetization in India: An empirical study', *Journal of Science and Technology Policy Management*, 10(1), 143-171.
- Slade, E., Williams, M., Dwivedi, Y. & Piercy, N. (2015), 'Exploring consumer adoption of proximity mobile payments', *Journal of Strategic Marketing*, 23(3), 209-223.
- Venkatesh, V., Morris, M.G., Davis, G.B. & Davis, F.D. (2003), 'User acceptance of information technology: Toward a unified view', *MIS Quarterly*, 27(3), 425-478.
- Venkatesh, V., Thong, J.Y. & Xu, X. (2012), 'Consumer acceptance and use of information technology: extending the unified theory of acceptance and use of technology', *MIS Quarterly*, 36(1), 157-178.
- Wiese, M. & Humbani, M. (2019), 'Exploring technology readiness for mobile payment app users', *The International Review of Retail, Distribution and Consumer Research*, 30(2), 123-142.

VAI TRÒ CỦA GIẤY CHỨNG NHẬN QUYỀN SỬ DỤNG ĐẤT NÔNG NGHIỆP ĐỐI VỚI QUYẾT ĐỊNH ĐẦU TƯ CỦA CÁC NÔNG HỘ VIỆT NAM

Kiều Nguyệt Kim

Học viện Ngân hàng

Email: kimkn@hvn.edu.vn

Nguyễn Thị Minh

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: minhkthn@gmail.com

Mã bài: JED - 231220

Ngày nhận: 23/12/2020

Ngày nhận bản sửa: 28/03/2021

Ngày duyệt đăng: 05/10/2021

Tóm tắt:

Giấy chứng nhận quyền sử dụng đất có vai trò quan trọng trong sản xuất nông nghiệp vì nó ảnh hưởng đến quyết định đầu tư của nông dân, và do đó ảnh hưởng đến hiệu quả sản xuất. Bài báo này tập trung phân tích tác động của giấy chứng nhận quyền sử dụng đất đến hành vi đầu tư của các nông hộ bằng phương pháp dữ liệu mảng đa mức và hồi quy phi tham số. Với bộ dữ liệu VARHS năm 2012 và 2018, kết quả cho thấy, trong cả hai mô hình, các hộ có giấy chứng nhận quyền sử dụng đất có nhiều khả năng đầu tư hơn vào đất của họ, sau khi kiểm soát các yếu tố khác như chất lượng đất, thu nhập của hộ gia đình và các yếu tố liên quan. Tuổi, giới tính và học vấn của chủ hộ có tác động rõ rệt đến quyết định đầu tư. Ngoài ra, vai trò của quản trị địa phương cũng có tác động đáng kể đến quyết định này. Từ kết quả đó, chúng tôi đề xuất một số kiến nghị về chính sách đất đai.

Từ khóa: Giấy chứng nhận quyền sử dụng đất, dữ liệu mảng đa mức, hồi quy phi tham số.

Mã JEL: Q15, C23.

The role of land use right certificate in farmers' investment decisions in Vietnam

Abstract:

Land use right certificate plays an important role in agricultural production as it affects farmers' decisions on investment, and hence, production efficiency. This paper focuses on analyzing the impact of land use right certificate on investment behavior of households using a multilevel regression model and non-parametric regression. With VARHS 2012 and 2018 datasets, the results show that, in both models, households with land use right certificates are more likely to invest more on their land, after controlling for other factors such as land quality, household income and other related factors. Age, gender, and education of household's head have a significant impact on the investment decision. In addition, local governance also has a significant impact on this decision. Based on the results, we propose some recommendations on land right policy.

Keywords: land use right certificate, multilevel model, non-parametric regression.

JEL Code: Q15, C23.

1. Đặt vấn đề

Vai trò của quyền sử dụng đất đối với quá trình đầu tư nhằm nâng cao năng suất trồng trọt ở các nước đang phát triển khá phổ biến trong các tài liệu kinh tế. Đối với Việt Nam, đất đai cũng giữ vai trò trọng tâm trong sự phát triển kinh tế - xã hội, do đó mối liên hệ giữa và đầu tư quyền sử dụng đất nhằm nâng cao năng suất cây trồng đã thu hút sự quan tâm của các nhà nghiên cứu cũng như các nhà hoạch định chính sách. Việc chuyển quyền sử dụng đất nông nghiệp từ tập thể sang cá nhân và hộ gia đình ở Việt Nam bắt đầu vào năm

1988, và là một yếu tố then chốt của công cuộc Đổi mới. Đến năm 1993, quyền sử dụng đất được tăng cường hơn nữa khi một bộ luật lớn về đất đai được khởi xướng, trong đó người sử dụng đất có quyền bán, cho thuê, trao đổi, thừa kế và thế chấp các mảnh đất của mình. Sự thay đổi này được coi là một động lực quan trọng trong tăng trưởng kinh tế nông thôn (Pingali & Vo, 1992; Deininger & Jin, 2008; Newman & cộng sự, 2015). Chính sách phân phối lại đất đai của đất nước ở một mức độ nào đó đã thành công trong việc giảm bất bình đẳng đất đai và tăng hiệu quả kinh tế nông nghiệp (Khai & cộng sự, 2013).

Các nghiên cứu về ảnh hưởng của quyền sử dụng đất đối với đầu tư và năng suất nông nghiệp đã nhận được sự quan tâm rất lớn. Trên cơ sở lý thuyết, ba lập luận chính được đưa ra để xem xét mối liên hệ giữa bảo đảm quyền sử dụng và đầu tư. Đầu tiên, quyền sử dụng đất an toàn sẽ đảm bảo cho nông dân thực hiện đầu tư cải tạo và bảo tồn đất, vì không sợ bị tước đoạt. Theo Banerjee & Ghatak (2004), kết quả của các khoản đầu tư cải tạo đất thường nhận được với độ trễ về thời gian, nếu người sử dụng đất bị thu hồi đất trong giai đoạn này, họ sẽ chỉ được hưởng một phần lợi ích như đã dự kiến. Điều đó có thể khiến nông dân đầu tư thấp hơn cho cùng một đơn vị cây trồng. Đây là một luận điểm quan trọng và có ý nghĩa đặc biệt với Việt Nam, nơi đất trồng trọt thường xuyên bị thu hồi ngoài mong muốn của nông dân và các tranh chấp liên quan đến đất đai vẫn xảy ra ở nhiều địa phương.

Thứ hai, quyền sử dụng đất an toàn có hiệu ứng tích cực trong tín dụng và tích lũy vốn. Cụ thể, các trang trại có giấy chứng nhận quyền sử dụng đất có thể dùng làm tài sản thế chấp để vay các khoản ngân hàng hoặc dài hạn. Feder & Feeny (1991) cho rằng quyền đất đai được bảo đảm sẽ dễ dàng hơn để đất đai trở thành tài sản thế chấp cho các khoản vay đầu tư nông nghiệp. Deininger (2003) lưu ý quyền tài sản ảnh hưởng đến tăng trưởng kinh tế bởi nếu đảm bảo được quyền sở hữu tài sản sẽ làm tăng động lực đầu tư của các hộ gia đình và thường sẽ cung cấp cho họ khả năng tiếp cận tín dụng tốt hơn, điều đó không chỉ giúp họ thực hiện các khoản đầu tư mà còn cung cấp và bảo đảm một khoản dự trữ trong trường hợp cần thiết. Đối với nông dân Việt Nam, điều này có ý nghĩa rất lớn, vì phần lớn nông dân có thu nhập thấp hơn mặt bằng chung của xã hội nên sự tích lũy vốn dành cho sản xuất rất nhỏ. Việc đảm bảo về quyền sử dụng đất sẽ khiến nông dân tiếp cận với tín dụng để đầu tư sản xuất tốt hơn.

Vai trò thứ ba của quyền sử dụng đất là những tác động đến năng suất sử dụng đất thông qua hoạt động chuyển nhượng quyền sử dụng đất. Cụ thể, khi đất có giấy chứng nhận quyền sử dụng, nông dân sẽ an tâm hơn khi thuê đất, chuyển nhượng hoặc mua bán. Điều này giúp việc sử dụng đất linh hoạt hơn và nông dân dễ dàng bán hoặc thuê đất hơn, từ đó sẽ có nhiều khả năng tốt cho đầu tư vào các biện pháp cải tạo đất. Deininger & Jin (2008) cho rằng những hạn chế về quyền đất đai từ chính phủ thường dẫn đến hiệu quả thấp trong nỗ lực tăng cường chuyển giao đất. Ở Việt Nam, ngay cả khi đã có giấy chứng nhận về đất đai thì cơ sở hạ tầng cơ bản vẫn chưa đủ để quá trình quản lý đất đai vận hành hiệu quả: các dịch vụ quản lý đất đai còn nhiều hạn chế, do thiếu thông tin hoặc nhận thức cộng đồng, bên cạnh đó những hạn chế về năng lực cán bộ quản lý đất đai, nhất là ở cấp xã và cấp huyện, khiến thị trường đất nông nghiệp phát triển chậm (World Bank, 2009).

Tầm quan trọng của quyền sử dụng đất trong quyết định đầu tư của các nông hộ đã được chứng minh qua nhiều nghiên cứu thực nghiệm. Đặc biệt, ở các nước đang phát triển, nghiên cứu của Bresciani & Ballesteros (2008) hay Abdulai & cộng sự (2011) khẳng định, quyền sử dụng càng được xác lập thì rủi ro của đầu tư trên mảnh đất càng được giảm thiểu, người sử dụng đất sẽ có nhiều lựa chọn đầu tư hơn, do đó sẽ có giải pháp tốt hơn. Với một nước có gần 10 triệu hộ nông dân như Việt Nam, sản xuất nông nghiệp đóng góp xấp xỉ 15% GDP. Trong vài thập kỷ qua, ngành nông nghiệp đã đóng một vai trò quan trọng trong xóa đói giảm nghèo và ổn định xã hội (World Bank, 2016). Sản lượng nông nghiệp đã tăng 5,3% mỗi năm trong giai đoạn 1990-2008, trong đó sản lượng lúa gạo tăng từ 10 triệu tấn lên 34 triệu tấn từ năm 1980 đến năm 2004 (Kompas & cộng sự, 2012). Mặc dù vậy, các nghiên cứu về vai trò của quyền sử dụng đất lên quyết định đầu tư của nông hộ còn rất ít.

Nhằm bổ sung thêm những hiểu biết về tác động của quyền sử dụng đất đến hành vi đầu tư cải tạo đất nông nghiệp, cũng như xem xét các yếu tố đặc thù của nông hộ Việt Nam trong đầu tư vào trồng trọt, bài viết này có hai mục tiêu: (i) đánh giá hành vi đầu tư cải tạo đất của hộ nông dân bởi những tác động của quyền sử dụng đất; (ii) xem xét thêm các yếu tố có tác động đến quyết định đầu tư cải tạo đất trồng trọt của các

nông hộ. Để thực hiện các mục tiêu này, trước tiên chúng tôi sử dụng mô hình hồi quy đa mức với lựa chọn ngẫu nhiên hai bậc gồm các tỉnh và các xã trong tỉnh, sau đó chúng tôi khẳng định lại kết quả bằng hồi quy phi tham số.

Phần còn lại của bài báo được cấu trúc như sau: Phần tiếp theo trình bày cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu. Phần ba trình bày mô hình đánh giá tác động của QSDĐ lên hành vi đầu tư đất nông nghiệp. Phần bốn là kết luận và khuyến nghị chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

Quyền sử dụng đất được đảm bảo như một nguồn lực sản xuất là chìa khóa cho sinh kế của nông dân trên toàn thế giới. Đặc biệt, ở các nền kinh tế nông nghiệp vẫn đề cải cách ruộng đất và tái phân phối đất đai đóng một vai trò quan trọng trong giảm nghèo và bất bình đẳng. Vì quyền sử dụng đất an toàn cho phép nông dân sản xuất và đầu tư trên trang trại của họ với hy vọng rằng họ sẽ thu được những thành quả tương xứng mà không sợ đất đai của họ có thể bị phân chia hoặc thu hồi. Do đó, đảm bảo quyền sử dụng đất được coi là một động lực để cải thiện đời sống của người nghèo ở các nước đang phát triển bao gồm: tăng trưởng kinh tế, an ninh lương thực, quản lý tài nguyên thiên nhiên, bất bình đẳng giới, quản lý con người và các quy trình quản trị địa phương nói chung (De Soto, 2000; Deininger, 2003).

Theo Feder & Feeny (1993), đất đai là một trong những đầu vào quan trọng nhất cho sản xuất nông nghiệp, do đó, đảm bảo quyền sử dụng đất nông nghiệp có ảnh hưởng đáng kể đến hiệu quả sử dụng đất. Công trình chính của Schultz nghiên cứu về hiệu quả sản xuất cho rằng, nông dân ở các nước nghèo sử dụng các đầu vào để tối đa hóa lợi nhuận (Schultz, 1964). Do đó, sự không an toàn của quyền sử dụng đất nông nghiệp vẫn là một vấn đề lớn ở các nước đang phát triển. Các nghiên cứu của Acemoglu & cộng sự (2001), De Soto (2000) cũng cho thấy hạn chế về khả năng chuyển đổi tài sản thành tài sản vì thiếu các quyền được pháp luật công nhận rõ ràng. Tuy nhiên, bằng chứng thực nghiệm về tầm quan trọng của quyền sử dụng đất đối với hiệu quả kinh tế vẫn chưa hoàn toàn thuyết phục bởi những kết quả khác nhau trong nghiên cứu.

Alston & cộng sự (1996) nghiên cứu tác động của quyền sử dụng đất đối với giá trị đất đai và tác động của nó đối với đầu tư nông nghiệp ở biên giới Brazil, Field & Torero (2002) đánh giá tác động của quyền sở hữu bất động sản với nguồn cung cấp tín dụng thông qua chương trình tài trợ đất đai ở Peru. Sự nhất quán chung của các kết quả đã nhấn mạnh tính chắc chắn về vai trò của quyền sử dụng đất trong việc ảnh hưởng đến đầu tư và nâng cao giá trị đất đai. Tương tự, Manjunatha & cộng sự (2013) nghiên cứu ảnh hưởng của quyền sử dụng đất đến lợi nhuận và hiệu quả trang trại ở Ấn Độ, kết quả cho thấy điều này ảnh hưởng tích cực đến sự lựa chọn đa dạng cây trồng. Gao & cộng sự (2017) nghiên cứu tác động của chính sách đất đai đối với đầu tư nông nghiệp ở Trung Quốc cho thấy sự mất an toàn về quyền sử dụng đất ảnh hưởng đến quyết định sản xuất nông nghiệp của nông dân. Những thay đổi tích cực về chính sách đất đai sẽ tạo động lực cho nông dân tăng cường đầu tư dài hạn vào các mảnh đất mà họ có quyền sử dụng.

Tuy nhiên, Dickerman & Barnes (1989) xem xét những nỗ lực chính thức hóa quyền đất đai ở Châu Phi cho thấy rằng, việc chính thức hóa quyền đất đai chỉ có những tác động tích cực đến đầu tư và năng suất nông nghiệp ở một số ít khu vực cụ thể, nơi các hệ thống tập quán đã bị phá vỡ. Ở hầu hết các khu vực còn lại, lợi ích hầu như không bị ảnh hưởng bởi quyền sử dụng đất. Boucher & cộng sự (2008) cho thấy khả năng tiếp cận tín dụng vẫn rất thấp ngay cả sau khi cải cách ruộng đất được thực hiện ở Nicaragua và Honduras. Bên cạnh đó, ở một số quốc gia, quyền tài sản trên đất không được chính phủ cấp và chỉ thiết lập thông qua các cơ chế tùy chỉnh hoặc không chính thức. Trong những tình huống như vậy, thường thì các hộ gia đình thực hiện đầu tư vào đất đai để bảo vệ quyền sở hữu của họ, như trong nghiên cứu của Besley (1995) ở Ghana và Brasselle & cộng sự (2002) ở Burkina Faso.

Ở Việt Nam đã có một số nghiên cứu về quyền sử dụng đất nông nghiệp. Do & Iyer (2003 và 2008) thấy rằng quyền đất đai tốt hơn dẫn đến sự gia tăng đáng kể trong diện tích dành cho cây trồng nhiều năm, đầu tư thủy lợi và lao động cho các công việc phi nông nghiệp. Tuy nhiên, không có tác động đáng kể của cải cách đất đai đến năng suất cây trồng được tìm thấy. Những nỗ lực toàn diện nhất để kiểm tra các vấn đề về quyền đất đai đương đại ở Việt Nam là của Ravallion & Van de Walle (2003 và 2008). Họ xem xét tác động của cải cách ruộng đất đối với việc tiếp cận tín dụng, vận hành thị trường đất đai và mức độ không có đất, nhưng tương tự như các nghiên cứu đã đề cập trước đây, họ không thể tách rời các tác động của quyền sử dụng đất

và tiêu chuẩn đất đai vì thiếu dữ liệu về quyền sử dụng đất tại cấp độ hộ. Hơn nữa, như được mô tả bởi các nghiên cứu trên thì việc thực hiện cải cách ruộng đất đã không được thống nhất trên toàn quốc. Gần đây, đã có thêm một số nghiên cứu tiếp theo về vai trò của quyền sử dụng đất lên hiệu quả sản xuất nông nghiệp ở Việt Nam nhưng vẫn khá đơn lẻ và chỉ mang tính nghiên cứu tình huống cụ thể tại một vùng nhỏ, chẳng hạn như nghiên cứu của Jens Jakobsen & cộng sự (2007) liên quan đến hệ thống nông nghiệp, chiến lược sinh kế và tự cung tự cấp lương thực của người dân tộc Thái tại một làng vùng cao tỉnh Nghệ An. Nguyen & cộng sự (2016) nghiên cứu về sự ảnh hưởng đến mức sử dụng phân bón của nông dân vùng cao phía bắc. Kết quả phân tích xác nhận rằng an ninh quyền sử dụng đất tăng lên có liên quan đến mức độ sử dụng phân cao hơn. Ngoài ra, việc sử dụng phân của các hộ nông dân cũng bị ảnh hưởng đáng kể bởi số lượng gia súc và lợn, quy mô đất nông nghiệp, thu nhập phi nông nghiệp, giáo dục và dân tộc của chủ hộ.

Như vậy, tại Việt Nam nghiên cứu về vai trò của quyền sử dụng đất nông nghiệp lên quyết định đầu tư của hộ trong sản xuất nông nghiệp còn chưa được quan tâm đúng mức. Để bổ sung thêm những hiểu biết về vấn đề này, nghiên cứu được thực hiện nhằm trả lời câu hỏi: (i) Những yếu tố nào ảnh hưởng đến quyết định đầu tư cải tạo đất nông nghiệp của các hộ? (ii) đặc biệt, sự khác nhau về quyền sử dụng đất tác động thế nào đến hành vi đầu tư cải tạo đất của hộ nông dân?

3. Mô hình nghiên cứu

3.1. Dữ liệu và biến số

Bộ dữ liệu điều tra tiếp cận nguồn lực hộ gia đình nông thôn Việt Nam năm 2012 và 2018 (VARHS) được sử dụng trong nghiên cứu. Dữ liệu này cho biết quá trình vận động của kinh tế nông thôn và những tác động của nó đối với mọi mặt của đời sống nông dân; tiếp cận thị trường đất đai, lao động, vốn và các thể chế liên quan là những thông tin trọng điểm trong bộ dữ liệu. Các câu hỏi đưa ra cho hơn 3500 hộ gia đình được lựa chọn ngẫu nhiên từ 12 tỉnh trải rộng trên 133 xã, với các vấn đề mở rộng như các câu hỏi về đất đai, nông nghiệp, thu nhập, chi tiêu, tài sản, đầu tư, liên kết thị trường. Các hộ gia đình và các mảnh đất được liên kết với nhau thông qua các vòng khảo sát liên tiếp. Trong nghiên cứu này, các thông tin nhân khẩu học về các hộ gia đình được chọn lọc cũng như thông tin chi tiết về hình thức sử dụng đất, diện tích, chất lượng mảnh đất và kết quả sản xuất nông nghiệp của hộ trên các mảnh đất đó.

Nghiên cứu phân tích dữ liệu liên quan đến các mảnh đất trồng cây ngắn ngày trong bộ dữ liệu năm 2012 và 2018. Khoảng 12.000 quan sát dựa trên hơn 6.000 mảnh đất được đưa vào nghiên cứu. Dữ liệu về mảnh đất bao gồm thông tin về quyền sử dụng, diện tích, chất lượng của mảnh đất, khoảng cách từ nhà đến mảnh đất và cơ sở hạ tầng thủy lợi. Các yếu tố về nhân khẩu học được khai thác trong bộ dữ liệu này gồm tuổi, học vấn, dân tộc, giới tính của chủ hộ và tổng thu nhập từ trồng trọt của hộ. Kết hợp với số liệu PCI của các tỉnh, chỉ số về mức độ tiếp cận đất đai theo tỉnh được đưa vào nghiên cứu nhằm xem xét mức độ tác động của quản trị địa phương tới quá trình đầu tư cải tạo đất của các hộ nông dân.

Quyền sử dụng đất là một hệ thống các quyền và thể chế chi phối việc tiếp cận và sử dụng đất đai và các tài nguyên khác (Maxwell & cộng sự, 1998), hoặc như một bó quyền gồm quyền sử dụng, quyền kiểm soát và quyền chuyển nhượng (FAO, 2002). Các quyền này được thực thi bởi một chính phủ có các cơ quan quyền lực rõ ràng để đảm bảo quyền cho người sử dụng đất. Những người chủ sở hữu có thể cho rằng nếu quyền lợi của họ bị thách thức trong môi trường được bảo vệ bởi tư pháp, thì quyền của họ sẽ được duy trì.

Trong đó, *investment* là biến phụ thuộc nhận một trong hai giá trị 0 – 1, thể hiện quyết định có đầu tư cải tạo đất trồng. Các biến giải thích gồm: Quyền sử dụng đất (*redbook*) là một biến định tính nhận một trong ba trường hợp: đã được cấp giấy chứng nhận quyền sử dụng đất; đang chờ cấp giấy chứng nhận và đất khai hoang; với kỳ vọng khi có quyền sử dụng đất chắc chắn hơn chủ hộ sẽ đầu tư cao hơn. Biến *irrigation* và *quality* xem xét mức độ ảnh hưởng của thủy lợi và chất lượng đất đến quyết định đầu tư của hộ, trong đó kỳ vọng mảnh đất được tưới tiêu và có chất lượng đất tốt hơn sẽ được đầu tư nhiều hơn. Bên cạnh đó biến *ln_area*, *ln_output* và *distanceq* cũng nhằm kiểm soát ảnh hưởng của diện tích đất, thu nhập từ trồng trọt và sự thuận lợi về khoảng cách từ nhà đến mảnh đất trong việc ra quyết định đầu tư. Các đặc điểm về nhân khẩu học như tuổi (*agen*), giới tính (*female*), trình độ học vấn (*educn*) và dân tộc (*kinh*) của chủ hộ được đưa vào mô hình để xem xét sự khác biệt trong quyết định đầu tư của các hộ nông dân. Ngoài ra chỉ số về mức độ tiếp cận đất đai theo tỉnh được đưa vào nghiên cứu (*cpi*) nhằm xem xét mức độ ảnh hưởng của quản trị

Bảng 1. Thống kê mô tả các biến được sử dụng trong mô hình

Biến	Định nghĩa	Đơn vị tính	Số quan sát	Trung bình	Sai số chuẩn
Investment	1, có thực hiện đầu tư cải tạo đất trồng 0, không thực hiện đầu tư cải tạo đất	Biến nhóm	12.240	0,14338	0,3505
Redbook	1, nếu mảnh đất đã được cấp quyền sử dụng	Biến nhóm	11.807	1,4553	0,7445
	2, nếu mảnh đất đang chờ cấp quyền sử dụng				
	3, nếu là đất khai hoang				
Agen	1, nếu chủ hộ dưới 45 tuổi	Biến nhóm	12.272	2,0077	0,6259
	2, nếu chủ hộ trên 45 và dưới 60 tuổi				
	3, nếu chủ hộ trên 60 tuổi				
Educn	0, nếu chủ hộ học hết tiểu học	Biến nhóm	12.272	1,0301	0,7405
	1, nếu chủ hộ đã tốt nghiệp trung học cơ sở				
	2, nếu chủ hộ học qua trung học cơ sở				
Female	1, nếu chủ hộ là nam	Biến nhóm	12.272	1,1475	0,3546
	0, nếu chủ hộ là nữ				
Kinh	1, nếu chủ hộ là người dân tộc Kinh	Biến nhóm	12.240	0,5427	0,4982
	0, nếu chủ hộ là dân tộc khác				
Output	Tổng thu nhập từ trồng trọt của hộ (được lấy theo logarit)	kg	12.268	9,6944	0,8644
Pci	Chỉ số tiếp cận đất đai của người dân địa phương		12.272	5,9903	0,9106
Area	Diện tích mảnh đất (được lấy logarit)	m ²	12.272	1330,78	1712
Distance	Khoảng cách từ nhà đến mảnh đất (chia theo phân vị, nq = 3)	m ²	12.267	1,9175	0,8349
Irrigation	1, nếu mảnh đất được tưới tiêu	Biến nhóm	12.271	0,8808	0,3241
	0, nếu không được tưới tiêu				
Quality	1, nếu mảnh đất có độ màu mỡ tương đương hoặc tốt hơn trung bình chung	Biến nhóm	12.272	0,9512	0,2155
	0, nếu mảnh đất có chất lượng kém hơn				
Tỉnh	Gồm 12 tỉnh được nghiên cứu		12.272	321,2983	184,29
Year	Năm 2012 và 2018		12.272	2014,635	2,9779

Nguồn: Tính toán từ số liệu VARHS của các tác giả.

địa phương tới quá trình đầu tư cải tạo đất của các hộ nông dân. Cuối cùng biến tính (*tinhn*) và năm (*year*) được đưa vào mô hình để kiểm soát sự khác biệt giữa đặc trưng về địa lý – chính sách kinh tế cũng như các yếu tố khác theo thời gian.

Theo số liệu thống kê, vào năm 2012 có 72,9% mảnh đất nông nghiệp có giấy chứng nhận quyền sử dụng nhưng đến năm 2018 tỉ lệ này giảm còn 65,84%, các mảnh đang đợi cấp chứng nhận tăng từ 9,69% lên 21,5%, đất khai hoang giảm từ 17,41% xuống còn 12,66%. Trong hai năm tỷ lệ các mảnh đất được đầu tư cải tạo chiếm 85,66%, trong đó 73,12% các mảnh đã có giấy chứng nhận quyền sử dụng đất, 15,2% các mảnh đang chờ cấp chứng nhận và các mảnh đất không cấp quyền sử dụng được đầu tư chỉ chiếm 11,68%. Trong các mảnh đất được đầu tư có 90,48% được tưới tiêu và 95,1% có độ màu mỡ tương đương hoặc cao hơn các mảnh lân cận. Về đặc điểm xã hội học, các chủ hộ có độ tuổi trung bình khoảng 45 – 60 tuổi, chủ yếu là nam giới và người Kinh chiếm khoảng 54,27%. Học vấn của chủ hộ đa số ở mức tốt nghiệp trung học cơ sở. Đây là những yếu tố sẽ tác động đến hành vi đầu tư cải tạo đất của các hộ nông dân.

3.2. Mô hình kinh tế lượng

Phần này sẽ sử dụng hai mô hình để nghiên cứu định lượng vai trò của việc sở hữu giấy chứng nhận QSDĐ lên quyết định đầu tư của các hộ: mô hình hồi quy mảng logit đa mức và mô hình phi tham số.

3.2.1. Mô hình hồi quy mảng logit đa mức

Với số liệu dạng mảng thông thường, số liệu thường có hai chiều: chiều chéo theo các cá thể và chiều dọc theo thời gian. Khi đó mô hình dạng mảng cơ bản sẽ được sử dụng. Tuy nhiên, trong trường hợp số liệu theo chiều chéo có chứa bậc chéo con, chẳng hạn số liệu được xem xét ở mức tỉnh thì trong mỗi tỉnh lại có mức thứ hai là các huyện; trong huyện chứa các xã; các xã chứa các hộ gia đình. Khi đó mô hình số liệu mảng đa mức là phù hợp hơn trong việc tận dụng được dạng đặc biệt này của số liệu. Mô hình số liệu mảng đa mức với hai mức theo chiều chéo có thể viết được dưới dạng như sau:

$$y_{jkt} = X\beta + c_j + d_k + u_{jkt} \quad (1)$$

Trong nghiên cứu này, biến phụ thuộc là biến dạng 0-1 nên chúng tôi sử dụng mô hình số liệu mảng đa mức logit, như sau:

$$p(y_{jkt} = 1|X) = \frac{e^{X\beta + c_j + d_k}}{1 + e^{X\beta + c_j + d_k}} \quad (2)$$

Trong đó j là chỉ số chỉ cá thể mức 1, k là chỉ số chỉ cá thể mức 2, trong đó các cá thể mức 2 nằm trong các cá thể mức 1; và t là biến số thời gian. Trong nghiên cứu này, các mảnh đất được xem xét ở mức 2 là thuộc cùng một xã và ở mức 1 là thuộc cùng một tỉnh. X là véc tơ các biến độc lập, có thể có dạng X_{jkt} , X_{jk} hoặc X_t ; β là véc tơ hệ số cần ước lượng, c và d thể hiện cho đặc trưng không quan sát được mang tính cá thể mức 1 và mức 2; u là sai số ngẫu nhiên thông thường.

Khi đó, tỉ số odd (odds ratio): $OR = \frac{p}{1-p} = e^{X\beta + c_j + d_k}$ cho biết khả năng $y_{jkt} = 1$ bằng bao nhiêu lần so với khả năng $y_{jkt} = 0$.

Lấy logarit tỉ số OR ta được dạng tuyến tính: $\ln \frac{p}{1-p} = X\beta + c_j + d_k \quad (3)$

3.2.2. Mô hình hồi quy phi tham số

Để đánh giá tác động đến hiệu quả kinh tế trong sản xuất nông nghiệp có hai phương pháp chính: tham số và phi tham số. Mặc dù các mô hình tham số là quy trình phân tích dữ liệu được áp dụng phổ biến, nhưng chúng yêu cầu xác định chính xác dạng mô hình trước khi ước lượng. Ưu điểm của các mô hình hồi quy phi tham số là không áp đặt bất kỳ yêu cầu nào đối với dạng hàm và do đó cho phép khám phá dữ liệu theo cách linh hoạt hơn. Bài báo này sử dụng phương pháp tuyến tính cục bộ của Fan & Gijbels (1992), được chứng minh là có ưu điểm hơn so với một số phương pháp khác. Sau một số biến đổi toán học, bài toán ước lượng tham số được quy về bài toán tối ưu như sau: tại mỗi điểm x , tìm α , β tương ứng để giảm thiểu khoảng cách giữa giá trị thực và giá trị ước tính, được đo như sau:

$$\text{Min}_{\alpha, \beta} \sum_{i=1 \rightarrow m} (y_i - \alpha - \beta'(x_i - x))^2 K(x_i, x, h) \quad (4)$$

trong đó, n là tổng số các quan sát x_i trong lân cận của điểm x và phép lấy tổng được thực hiện trên các quan sát x_i sao cho $||x_i - x|| < h$ với h là độ chia hay tham số làm mịn (bandwidth) được chọn trong quá trình ước lượng.

Hàm K là hàm mật độ Kernel, $K(x, x, h)$ được định nghĩa như sau:

$$K(x_i, x, h) = \prod_k K_i(x_{ij}, x_j, h_j) \quad (5)$$

với k là số chiều của véc tơ X_i .

Đối với biến liên tục X_i

$$K_j(x_{ij}, x_j, h_j) = k_j\left(\frac{x_{ij} - x_j}{h_j}\right) \quad (6)$$

Ở đây, chúng tôi sử dụng hàm Epanechnikov Kernel, đã được giới thiệu rộng rãi trong nhiều nghiên cứu, có dạng:

$$k_j(z) = \begin{cases} \frac{3}{4\sqrt{5}} \left(1 - \frac{1}{5}z^2\right) & \text{nếu } |z| \leq \sqrt{5} \\ 0 & \text{cho các giá trị } z \text{ khác} \end{cases} \quad (7)$$

Đối với biến rời rạc X_i

$$K_j(x_{ij}, x_j, h_j) = \begin{cases} 1 & \text{nếu } x_{ij} = x_j \\ h_j & \text{cho các trường hợp khác} \end{cases} \quad (8)$$

Chúng tôi sử dụng phương pháp của Li và Racine (2004) trong việc chọn khoảng chia h cho mỗi biến.

3.3. Mô hình và kết quả ước lượng

Kết quả ước lượng các tác động đến hành vi đầu tư của hộ nông dân được cho trong bảng 2, trong đó mô hình hồi quy logit đa mức xác định bởi:

$$p(\text{investment}_{jkt} = 1|X) = \frac{e^{X\beta + \text{tinh}_j + xa_k}}{1 + e^{X\beta + \text{tinh}_j + xa_k}} \quad (9)$$

Trong đó: $X\beta = \beta_0 + \beta_1 \text{redbook}_{jkt} + \beta_2 \ln_area_{jkt} + \beta_3 \text{irrigation}_{kt} + \beta_4 \text{quality}_{jt} + \beta_5 \text{distance}_{jkt} + \beta_6 \text{agen}_{jkt} + \beta_7 \text{educn}_{jkt} + \beta_8 \text{kinh}_{jkt} + \beta_9 \text{female}_{jkt} + \beta_{10} \text{pci}_{jkt} + \beta_{11} \ln_output_{jkt} + \beta_{12} \text{year}_{jk}$

Bảng 2 đã chỉ ra, kết quả ước lượng từ hai phương pháp khá thống nhất, đều cho thấy vai trò quan trọng của việc có giấy chứng nhận QSDĐ lên quyết định đầu tư của các nông hộ. Trong cả hai mô hình, hệ số hồi quy của biến *redbook_2* và *redbook_3* đều mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê. Cụ thể hơn, trong mô hình hồi quy logit đa mức, tỷ lệ odd của nhóm 2 chỉ bằng 75,13% () so với tỷ lệ odd của nhóm 1, và tỷ lệ odd của nhóm 3 so với nhóm 1 chỉ còn bằng 56,55% (). Kết quả này cho thấy có sự chênh lệch rất lớn trong quyết định đầu tư cải tạo đất trồng của hộ trong trường hợp có giấy chứng nhận QSDĐ so với những trường hợp còn lại. Những nhận định này phù hợp với các nghiên cứu ở Brazil, Indonesia hay Peru (Otsuka & Hayami, 1988; Alston & cộng sự, 1996; Field & Torero, 2002; Abdulai & cộng sự, 2011).

Trình độ học vấn cũng có ảnh hưởng tới quyết định đầu tư, hệ số biến học vấn dương và có ý nghĩa thống kê, cho thấy rằng khi các yếu tố khác như nhau thì các chủ hộ với trình độ học vấn cao hơn sẽ có xu hướng đầu tư hơn. Kết quả này phù hợp với hầu hết các nghiên cứu về hiệu quả sản xuất nông nghiệp như Abedullah & Mushtaq (2007), Khai & Yabe (2011), Koirala & cộng sự (2016). Tuổi của chủ hộ có tác động ngược chiều đến quyết định đầu tư, điều này có lẽ là do nông dân trẻ tiếp cận khoa học kỹ thuật sớm hơn và ở vị thế tốt hơn trong hưởng lợi từ lợi nhuận đầu tư. Đặc biệt, nếu nông dân không bị hạn chế tín dụng và tính đến lợi ích cho các thế hệ tương lai, nông dân trẻ sẽ có nhiều khả năng đầu tư vào các biện pháp cải tạo đất hơn so với những người lớn tuổi. Dân tộc Kinh có nhiều kinh nghiệm về kỹ thuật canh tác hơn các dân tộc khác và thường sinh sống ở khu vực đồng bằng với đất đai màu mỡ hơn, do đó mức độ đầu tư cải tạo đất thấp hơn. Kết quả cũng cho thấy, chủ hộ là nam có quyết định đầu tư cao hơn chủ hộ nữ.

Bảng 2. Kết quả ước lượng từ hai mô hình

Tên biến	Mô hình hồi quy đa mức	Mô hình hồi quy phi tham số
_cons	-12,6285***(0,8339)	0,1372***(0,0041)
redbook_2	-0,2861** (0,0961)	-0,0171***(0,0033)
redbook_3	-0,5698***(0,1234)	-0,0292***(0,0088)
ln_area	-0,0631(0,0425)	0,0031(0,0087)
Irrigation_1	-0,0353(0,2444)	0,0090(0,0122)
quality_1	0,1989(0,2410)	0,0273**(0,0126)
Distanceq	-0,0633(0,0421)	-0,0044(0,0030)
Agen_2	-0,176*(0,0836)	-0,0063**(0,0028)
Agen_3	-0,0930(0,1072)	-0,0131**(0,0066)
educn_1	0,2977***(0,0829)	0,0152***(0,0020)
educn_2	0,1966*(0,0879)	0,0261***(0,0042)
female_2	-0,3859*** (0,1045)	-0,0489*** (0,0090)
Kinh_1	-0,3645*(0,1634)	-0,0320*(0,0169)
ln_output	0,5667***(0,0495)	0,0463***(0,0055)
Pci	0,9439*** (0,0742)	0,1174*** (0,009)
Year_2018	-2,1853*** (0,0495)	-0,1252*** (0,0056)
Tỉnh		
tinhh_1		0,0165** (0,0058)
tinhh_2		-0,0053(0,0065)
tinhh_3		0,0149(0,0099)
tinhh_4		0,0028(0,0111)
tinhh_5		0,0217(0,016)
tinhh_6		-0,0277(0,0220)
tinhh_7		-0,0230(0,0206)
tinhh_8		-0,0268(0,0257)
tinhh_9		-0,02123(0,0273)
tinhh_10		-0,0273(0,0266)
tinhh_11		-0,0371(0,0370)
var(irrigation)	0,1968(0,1836)	
var(_cons)	1,3816(0,91734)	
tinhn>xan		
var(quality)	0,81178*(0,3271)	
var(_cons)	1,5659*** (0,4251)	

Ngoài ra, môi trường thể chế có tác động tích cực đến quyết định đầu tư. Với các tỉnh có chính sách quản lý đất đai tốt hơn thì nông dân trồng trọt yên tâm hơn để đầu tư cải tạo đất mà không sợ bị mất đi phần lợi nhuận trên mảnh đất đó. Các biến kiểm soát khác như thu nhập từ trồng trọt của hộ và độ màu mỡ của mảnh đất có tác động đến quyết định đầu tư. Tuy nhiên diện tích mảnh đất, khoảng cách từ mảnh đất đến nơi ở hay việc có được tưới tiêu đầy đủ không ảnh hưởng đến quyết định này.

4. Kết luận và khuyến nghị

Quyền sử dụng đất nông nghiệp là một chủ đề nhận được sự quan tâm lớn trong các nghiên cứu, đặc biệt là ở Việt Nam, nơi mà đất đai thuộc quyền sở hữu của nhà nước. Vì vậy, việc nghiên cứu vai trò của quyền sử dụng đất nông nghiệp có một ý nghĩa quan trọng trong thiết kế chính sách nhằm nâng cao hiệu quả sản xuất nông nghiệp. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu khảo sát VARHS năm 2012 và 2018 đã xác định các yếu tố tác động đến hành vi đầu tư của các nông hộ ở Việt Nam. Bằng mô hình dữ liệu mảng logit đa mức và hồi quy phi tham số, một phát hiện thú vị từ nghiên cứu này cho thấy các hộ nông dân canh tác trên đất có giấy chứng nhận quyền sử dụng có hành vi đầu tư cải tạo đất lớn hơn rất nhiều so với hơn các hộ canh tác trên đất đang đợi cấp chứng nhận hoặc đất không có giấy chứng nhận. Nhưng theo thống kê ở trên, đến năm 2018 mới có 69,78 % mảnh đất được cấp giấy chứng nhận quyền sử dụng đất. Điều này sẽ khiến các nông hộ do dự trong đầu tư vì sợ mất đi phần lợi nhuận xứng đáng do bị thu hồi hoặc chuyển đổi đất. Vì vậy vấn đề chuyển giao quyền sử dụng đất cho nông dân cần được quan tâm hơn nữa để người dân yên tâm đầu tư cải tạo đất và có các kết hoạch sản xuất dài hạn cũng như có nhiều điều kiện tiếp cận với các nguồn tín dụng. Nhà nước cần nâng cao tính pháp lý về đất đai để người dân yên tâm sản xuất và đầu tư trên mảnh đất của mình, khiến nông dân gắn bó hơn với sản xuất nông nghiệp.

Các kết quả thực nghiệm cũng cho thấy ngoài tác động của quyền sử dụng đất, thu nhập từ trồng trọt của hộ và chất lượng quản trị của địa phương cũng có tác động rõ rệt lên quyết định đầu tư. Ngoài ra, quyết định đầu tư còn phụ thuộc vào tuổi, trình độ học vấn, giới tính và dân tộc của chủ hộ. Qua nghiên cứu, có thể thấy trình độ học vấn của các nông hộ Việt Nam còn khá hạn chế, do đó chính phủ nên có những chính sách khuyến nông phù hợp, tổ chức các đợt tập huấn để nông dân dễ dàng tiếp cận những công nghệ mới trong sản xuất. Đồng thời, tạo môi trường sản xuất nông nghiệp đồng bộ với các ngành khác để hỗ trợ nông nghiệp phát triển.

Tài liệu tham khảo

- Abedullah, S.K. & Mushtaq, K. (2007), 'Analysis of technical efficiency of rice production in Punjab (Pakistan)', *Pakistan Economic and Social Review*, 45(2), 231-244.
- Abdulai, A., Owusu, V. & Goetz, R. (2011), 'Land tenure differences and investment in land improvement measures: Theoretical and empirical analyses', *Journal of Development Economics*, 96(1), 66-78.
- Acemoglu, D., Johnson, S. & Robinson, J.A. (2001), 'The colonial origins of comparative development: An empirical investigation', *American Economic Review*, 91(5), 1369-1401.
- Alston, L.J., Libecap, G.D. & Schneider, R. (1996), 'The determinants and impact of property rights: Land titles on the Brazilian frontier', *The Journal of Law, Economics, and Organization*, 12(1), 25-61.
- Banerjee, A.V. & Ghatak, M. (2004), 'Eviction threats and investment incentives', *Journal of Development Economics*, 74(2), 469-488.
- Besley, T. (1995), 'Property rights and investment incentives: Theory and evidence from Ghana', *Journal of political Economy*, 103(5), 903-937.
- Boucher, S.R., Carter, M.R. & Guirking, C. (2008), 'Risk rationing and wealth effects in credit markets: Theory and implications for agricultural development', *American Journal of Agricultural Economics*, 90(2), 409-423.
- Brasselle, A.S., Gaspart, F. & Platteau, J.P. (2002), 'Land tenure security and investment incentives: puzzling evidence from Burkina Faso', *Journal of Development Economics*, 67(2), 373-418.

- Bresciani, F. & Ballesteros, M.M. (2008), 'Land rental market activity in agrarian reform areas: Evidence from the Philippines', *PIDS Discussion Paper Series*, 26, PIDS Discussion Paper Series.
- Deininger, K.W. (2003), *Land policies for growth and poverty reduction*, World Bank Publications.
- Deininger, K. & Jin, S. (2008), 'Land sales and rental markets in transition: Evidence from rural Vietnam', *Oxford bulletin of Economics and Statistics*, 70(1), 67-101.
- De Soto, H. (2000), *The mystery of capital: Why capitalism triumphs in the West and fails everywhere else*, Civitas Books.
- Dickerman, C.W. & Barnes, G. (1989), *Security of tenure and land registration in Africa: Literature review and synthesis*, Land Tenure Center, University of Wisconsin-Madison.
- Do, Q.T. & Iyer, L. (2003), *Land rights and economic development: Evidence from Vietnam*, The World Bank, DOI: <https://doi.org/10.1596/1813-9450-3120>.
- Do, Q.T. & Iyer, L. (2008), 'Land titling and rural transition in Vietnam', *Economic Development and cultural change*, 56(3), 531-579.
- Fan, J. & Gijbels, I. (1992), 'Variable bandwidth and local linear regression smoothers', *The Annals of Statistics*, 20(4), 2008-2036, DOI: 10.1214/aos/1176348900
- Feder, G. & Feeny, D. (1991), 'Land tenure and property rights: Theory and implications for development policy', *The World Bank Economic Review*, 5(1), 135-153.
- Feder, G. & Feeny, D. (1993), 'The theory of land tenure and property rights', in Hoff, K., Breverman, A. & Stiglitz, J.E. (eds.), *The Economics of Rural Organization: Theory, Practice, and Policy*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO) (2002), *Land Tenure Studies: Land Tenure and Rural Developmen*, FAO: Rome, Italy.
- Field, E. & Torero, M. (2002), 'Do Property Titles Increase Credit Access among the Urban Poor? Evidence from Peru', *Research Program in Development Studies*, Working Paper No. 223, Princeton University.
- Gao, L., Sun, D. & Huang, J. (2017), 'Impact of land tenure policy on agricultural investments in China: Evidence from a panel data study', *China Economic Review*, 45, 244-252.
- Jakobsen, J., Rasmussen, K., Leisz, S., Folving, R. & Quang, N.V. (2007), 'The effects of land tenure policy on rural livelihoods and food sufficiency in the upland village of Que, North Central Vietnam', *Agricultural Systems*, 94(2), 309-319.
- Khai, H. V. & Yabe, M. (2011), 'Technical efficiency analysis of rice production in Vietnam', *Journal of ISSAAS*, 17(1), 135-146.
- Khai, L. D., Markussen, T., McCoy, S., & Tarp, F. (2013), 'Access to land: market and non-market land transactions in rural Vietnam', In: *Land Tenure Reform in Asia and Africa*, Palgrave Macmillan, London, 162-186.
- Kompas, T., Che, T. N., Nguyen, H. T. M. & Nguyen, H. Q. (2012), 'Productivity, net returns, and efficiency: land and market reform in Vietnamese rice production', *Land Economics*, 88(3), 478-495.
- Koirala, K.H., Mishra, A. & Mohanty, S. (2016), 'Impact of land ownership on productivity and efficiency of rice farmers: The case of the Philippines', *Land Use Policy*, 50, 371-378.
- Li, Q. & Racine, J. (2004), 'Cross-validated local linear nonparametric regression', *Statistica Sinica*, 14(2004), 485-512.
- Manjunatha, A.V., Anik, A.R., Speelman, S. & Nuppenau, E.A. (2013), 'Impact of land fragmentation, farm size, land ownership and crop diversity on profit and efficiency of irrigated farms in India', *Land Use Policy*, 31, 397-405.
- Maxwell, D. & Wiebe, K.D. (1998), *Land tenure and food security: A review of concepts, evidence, and methods*, Land Tenure Center, University of Wisconsin-Madison.
- Newman, C., Tarp, F. & van den Broeck, K. (2015), 'Property rights and productivity: The case of joint land titling in Vietnam', *Land Economics*, 91(1), 91-105.
- Nguyen, T.T., Bauer, S. & Grote, U. (2016), 'Does land tenure security promote manure use by farm households in Vietnam?', *Sustainability*, 8(2), 178, DOI: <https://doi.org/10.3390/su8020178>.
- Otsuka, K. & Hayami, Y. (1988), 'Theories of share tenancy: A critical survey', *Economic Development and Cultural*

Change, 37(1), 31-68.

Pingali, P.L. & Vo, T.X. (1992), 'Vietnam: De-collectivization and rice productivity growth', *Economic Development and Cultural Change*, 40, 697-718.

Ravallion, M. & Van de Walle, D.(2003), *Land allocation in Vietnam's agrarian transition*, The World Bank, DOI: <https://doi.org/10.1596/1813-9450-2951>.

Ravallion, M. & Van de Walle, D. (2008), *Land in transition: Reform and poverty in rural Vietnam*, The World Bank, DOI: <https://doi.org/10.1596/978-0-8213-7274-6>.

Schultz, T.W. (1964), 'Transforming traditional agriculture', *The Economic Journal*, 74(296), 996-999, DOI: <https://doi.org/10.2307/2228861>

World Bank (2009), *Land Tenure Policy: Securing Rights to Reduce Poverty and Promote Rural Growth*, Sustainable Development Network Results Report, World Bank, Washington, DC, USA.

World Bank (2016), *Brief: Land*, retrieved on November 3rd, 2020, from <<http://www.worldbank.org/en/topic/sustainabledevelopment/brief/land>>.

THU NHẬP PHI NÔNG NGHIỆP CỦA HỘ DÂN CƯ VÙNG ĐỒNG BẰNG SÔNG CỬU LONG

Nguyễn Tuấn Kiệt

Khoa Kinh tế, Trường Đại học Cần Thơ

Email: ntkiet@ctu.edu.vn

Trịnh Công Đức

Tư vấn độc lập

Email: trinhcongduc2011@gmail.com

Từ Minh Lý

Trường Đại học Cần Thơ

Email: minhlytu37@gmail.com

Mã bài: JED - 280920

Ngày nhận: 28/9/2020

Ngày nhận bản sửa: 19/11/2020

Ngày duyệt đăng: 05/10/2021

Tóm tắt

Mục tiêu của bài viết là cung cấp bằng chứng thực nghiệm về các nhân tố ảnh hưởng đến tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp của hộ dân cư ở đồng bằng sông Cửu Long trong giai đoạn 2012 đến 2016. Bài viết sử dụng số liệu khảo sát mức sống hộ dân cư gồm 5.715 quan sát. Kết quả phân tích cho thấy tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp tổng hợp, tỷ lệ thu nhập tự kinh doanh, tỷ lệ thu nhập từ việc làm phi nông nghiệp biến động tăng trong giai đoạn 2012-2016. Ước lượng Tobit cho thấy tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp tương quan cùng chiều với tổng thu nhập. Đồng thời nhân tố tuổi, nam giới, diện tích đất, số rủi ro, tiền trợ cấp tác động làm giảm tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp nhưng trình độ và số thành viên tác động làm tăng tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp. Kết quả này có ý nghĩa quan trọng cho các địa phương xây dựng chiến lược nâng cao thu nhập theo hướng gia tăng kinh tế phi nông nghiệp ở cấp độ hộ.

Từ khóa: Hộ, thu nhập, đồng bằng sông Cửu Long, phi nông nghiệp, Tobit.

Mã JEL: D13, R20.

The non-farm income of households in the Mekong Delta

Abstract:

The paper is to provide empirical evidence on factors influencing non-farm income rates of the households in the Mekong Delta from 2012 to 2016. The data from the Vietnam Household Living Standards Survey is used and includes 5,715 observations. The analytical results show that the rates of non-farm aggregated income, self-employment income, and non-farm wage increased in the period 2012-2016. The Tobit estimation shows that the rate of non-farm income is positively correlated with aggregate income. Simultaneously, factors of age, male, land area, some risks, and remittance-receiving reduce the rate of non-farm income, while education and household size increase the rate of non-farm income. The results provide important implications for local authorities to develop the strategies of households' non-farm income increase.

Keywords: Household, income, Mekong Delta, non-farm, Tobit.

JEL codes: D13; R20.

1. Giới thiệu

Nguồn thu nhập từ hoạt động phi nông nghiệp có vai trò quan trọng giúp gia tăng tổng thu nhập của hộ (De Janvry & Sadoulet, 2001). Đã có nhiều bằng chứng cho thấy tại các nước đang phát triển, các hộ ở nông thôn có tỷ lệ và nguồn thu nhập từ phi nông nghiệp tăng lên đáng kể (Senadza, 2012). Các hoạt động phi nông nghiệp cũng được xem như một chiến lược thoát nghèo bền vững thông qua giảm áp lực đối với nhu cầu đất đai và phá vỡ vòng luẩn quẩn của “Nghèo - Thiếu đất canh tác - Suy thoái sinh thái - Nghèo” (Luo

& Zhu, 2006). Reardon & cộng sự (1998) cho thấy tỷ trọng thu nhập phi nông nghiệp trung bình khoảng 42% ở Châu Phi, 32% ở Châu Á và 40% ở Mỹ La-tinh từ 1970 đến 1990. Haggblade & cộng sự (2005) cho thấy ở các quốc gia đang phát triển thì thu nhập từ hoạt động phi nông nghiệp chiếm 30-45% trong tổng thu nhập của hộ. Thu nhập từ các nguồn phi nông nghiệp có xu hướng tăng về tỷ trọng trong tổng thu nhập của các hộ nông thôn (Imai & cộng sự, 2015). Điều này cho thấy các hộ ở nông thôn không nắm giữ tất cả tài sản của hộ dưới dạng một tài sản duy nhất mà họ cũng không triển khai các nguồn lực con người, vật chất, tài chính,... trong một hoạt động tạo thu nhập (Senadza, 2012). Đa dạng hóa nguồn thu nhập như là một lựa chọn an toàn đối với người nghèo và khả năng tích lũy đối với người giàu ở nông thôn (Ellis, 2000). Do vậy đối với nhiều hộ ở nông thôn thì đa dạng hóa là một tiêu chuẩn sinh kế (Barrett & Reardon, 2000).

Trong các tài liệu thực nghiệm đã cung cấp nhiều bằng chứng về các nhân tố ảnh hưởng đến đa dạng hóa thu nhập và hoạt động tạo thu nhập phi nông nghiệp của hộ (Barrett & cộng sự, 2001; Corral & Reardon, 2001; Escobal, 2001; Lanjouw & cộng sự, 2007; Lemi, 2009; Senadza, 2012; Imai & cộng sự, 2015; Pastusiak & cộng sự, 2017; Al-Amina & Hossain, 2019; Mukherjee & Kar, 2020). Việt Nam và đồng bằng sông Cửu Long, nhiều bằng chứng cho thấy thu nhập phi nông nghiệp tác động tích cực đến thu nhập của hộ (Mai Văn Nam, 2008; Đoàn Thị Cẩm Vân & cộng sự, 2010). Nhiều tài liệu cũng cho thấy các nhân tố đặc điểm kinh tế - xã hội và nhân khẩu học của hộ có ảnh hưởng đến mức độ tham gia đa dạng hóa thu nhập (Trần Tiến Khai & Nguyễn Ngọc Danh, 2014; Ong & cộng sự, 2015; Hứa Thị Phương Chi & Nguyễn Minh Đức, 2016; Khúc Văn Quý & cộng sự, 2016; Ho & Ha, 2017). Tuy nhiên, các nghiên cứu này chỉ giải thích chung theo chỉ số đa dạng hóa mà chưa đề cập đến các nhân tố tác động đến việc gia tăng tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp của hộ. Hơn nữa, các kết quả trên cũng chưa phân biệt rõ thu nhập phi nông nghiệp từ kinh doanh và thu thập từ việc làm phi nông nghiệp. Thêm vào đó, các kết quả cũng bị giới hạn bởi phạm vi không gian và thời gian của dữ liệu nên mức độ đại diện của thông tin chưa cao.

Do đó, bài viết này sẽ có đóng góp mới với bằng chứng thực nghiệm về các nhân tố ảnh hưởng đến gia tăng tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp và tương quan giữa tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp và tổng thu nhập ở cấp độ hộ. Bài viết kiểm chứng cho trường hợp đồng bằng sông Cửu Long, vùng nông nghiệp lớn của cả nước, sử dụng dữ liệu bảng khảo sát mức sống hộ dân cư¹ của Tổng cục Thống kê các năm 2012, 2014, 2016. Kết quả ước lượng Tobit cho thấy tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp và tổng thu nhập tương quan cùng chiều; tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp, tỷ lệ thu nhập từ kinh doanh, tỷ lệ thu nhập từ việc làm phi nông nghiệp biến động tăng trong giai đoạn 2012-2016; những hộ gặp nhiều rủi ro, thì tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp giảm đáng kể; tiền trợ cấp cũng tác động làm giảm tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp. Ngoài ra, các nhân tố nhân kinh tế xã hội cũng có tác động đến tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp. Kết quả này có ý nghĩa quan trọng trong chiến lược nâng cao thu nhập theo hướng gia tăng kinh tế phi nông nghiệp ở cấp độ hộ. Phần còn lại, bài viết cấu trúc thành 4 phần: phần 2 khung lý thuyết, phần 3 phương pháp nghiên cứu, phần 4 kết quả nghiên cứu và phần 5 kết luận.

2. Khung lý thuyết về các nhân tố ảnh hưởng đến thu nhập phi nông nghiệp

Các nhân tố ảnh hưởng đến thu nhập phi nông nghiệp và quyết định tham gia hoạt động phi nông nghiệp ở cấp độ hộ đã được cung cấp trong các tài liệu thực nghiệm đa dạng sinh kế. Các nhân tố này được phân loại thành: tài sản của hộ (con người, vật chất, xã hội, số lượng và chất lượng của mỗi tài sản), cơ sở hạ tầng và lợi thế vị trí (khả năng tiếp cận hàng hóa và dịch vụ công cộng), điều kiện khí hậu (lượng mưa, nhiệt độ, độ cao), giá cả và rủi ro liên quan (Ellis, 2000; Senadza, 2012). Theo khung lý thuyết sinh kế bền vững, các nguồn vốn của hộ (con người, tự nhiên, tài chính, xã hội, vật chất) và các cú sốc ảnh hưởng rất lớn đến chiến lược sinh kế của hộ (Chương trình Phát triển Liên Hiệp Quốc - UNDP, 2017). Escobal (2001) cho rằng việc sở hữu các tài sản cụ thể (kỹ năng công việc, tự kinh doanh, trình độ học vấn) sẽ quyết định việc hộ tham gia vào hoạt động phi nông nghiệp. Trong đó, sở hữu đất là một nhân tố quan trọng ảnh hưởng đến cả động lực và năng lực thực hiện hoạt động phi nông nghiệp (Reardon & cộng sự, 2006). Bằng chứng cho thấy đất đai của hộ tương quan nghịch với thu nhập từ tiền lương phi nông nghiệp (De Janvry & Sadoulet, 2001; Escobal, 2001; Barrett & Reardon, 2000; Mukherjee & Kar, 2020).

Bên cạnh đó, trình độ học vấn cũng là một nhân tố quan trọng để hộ nắm bắt cơ hội tiềm năng tham gia vào các hoạt động phi nông nghiệp mang lại lợi nhuận cao hơn (Reardon & cộng sự, 2006; Senadza, 2012; Mukherjee & Kar, 2020). Barrett & cộng sự (2001) cho rằng hộ có trình độ và kỹ năng kém sẽ bị phân biệt đối xử trong thị trường lao động, họ phụ thuộc nhiều hơn vào sự biến động của nguồn cung lao động phổ

thông và thường được trả lương thấp hơn. Ali & Peerlings (2012) và Al-Amina & Hossain (2019) cho thấy có sự khác về thu nhập phi nông nghiệp theo độ tuổi và giới tính. Một tổng hợp của Pastusiak & cộng sự (2017) đã chỉ ra những nhân tố ảnh hưởng đến thu nhập phi nông nghiệp là đặc điểm nhân khẩu học - xã hội của hộ, chính sách nông nghiệp, môi trường sinh sống, sự phát triển kinh tế địa phương. Ngoài ra, thu nhập từ trợ cấp của lao động di cư cũng tác động đến việc phân bổ lại lao động nông nghiệp của hộ sang các hoạt động tạo thu nhập phi nông nghiệp (Al-Amina & Hossain, 2019; Nguyen & cộng sự, 2019).

Các bằng chứng cho thấy rằng mức độ tác động của các nhân tố này đến sự tham gia và thu nhập từ phi nông nghiệp của hộ vẫn còn chưa đồng nhất. Tuy nhiên, các nhân tố được xác định trong các tài liệu trước là cơ sở thực nghiệm quan trọng để bài viết nghiên cứu kiểm chứng lặp lại trong bối cảnh mới tại đồng bằng sông Cửu Long.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Nguồn số liệu sử dụng

Bài viết sử dụng số liệu Khảo sát mức sống hộ dân cư Việt Nam các năm 2012, 2014, 2016 do Tổng cục Thống kê thực hiện, số liệu mang tính đại diện với độ tin cậy cao. Dữ liệu nghiên cứu được trích lọc từ 13 tỉnh thành ở đồng bằng sông Cửu Long với 5.715 quan sát. Thông tin trích lọc phục vụ trong nghiên cứu gồm: tuổi, học vấn, giới tính chủ hộ, dân tộc, số thành viên, thành thị – nông thôn, tín dụng, hộ nghèo, diện tích đất sản xuất, khoản trợ cấp trong và ngoài nước, số rủi ro hàng năm, thu nhập và thu nhập phi nông nghiệp.

3.2. Mô hình định lượng

Nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy Tobit, mô hình đưa ra các giả thuyết về sự tồn tại của các biến tiềm ẩn (không quan sát được) là hàm tuyến tính của các biến độc lập khi biến phụ thuộc bị kiểm duyệt, được giới

Bảng 1: Định nghĩa và dấu kỳ vọng các biến trong mô hình định lượng

Tên biến	Diễn giải	Dấu
Biến giải thích		
Tuổi	Tuổi của chủ hộ (Năm)	-
Giới tính	Giới tính chủ hộ: Nam = 1; Nữ = 0	-
Dân tộc	Hộ dân tộc: Dân tộc kinh = 1; Dân tộc khác = 0	+
Khu vực	Khu vực sinh sống: Thành thị = 1; Nông thôn = 0	+
Học vấn	Số năm đi học của chủ hộ (Năm)	+
Hộ nghèo	Hộ nghèo = 1; Khác = 0	-
Tiếp cận tín dụng	Có vay vốn = 1; Không vay vốn = 0	+
Số thành viên	Tổng số thành viên trong hộ (Người/hộ)	+
Diện tích đất	Diện tích đất sản xuất nông nghiệp của hộ (m ²)	-
Diện tích đất *Hộ nghèo	Diện tích đất sản xuất nông nghiệp của hộ*Hộ nghèo (m ²)	-
Số rủi ro	Số rủi ro của hộ gặp phải (Lần/năm)	-
Trợ cấp trong nước	Nhận tiền trợ cấp từ người thân ở trong nước (nghìn đồng/năm)	+
Trợ cấp ngoài nước	Nhận tiền trợ cấp từ người thân ở nước ngoài (nghìn đồng/năm)	+
Năm 2014	Năm 2014 = 1; Năm khác = 0	+
Năm 2016	Năm 2016 = 1; Năm khác = 0	+
Biến phụ thuộc		
Tỷ lệ tổng thu nhập phi nông nghiệp	Phần trăm thu nhập phi nông nghiệp tổng hợp của hộ trong tổng thu nhập (Thu nhập phi nông nghiệp/Tổng thu nhập) (%)	
Tỷ lệ thu nhập tự kinh doanh	Phần trăm thu nhập phi nông nghiệp tự kinh doanh trong tổng thu nhập (Thu nhập phi nông nghiệp tự kinh doanh/Tổng thu nhập) (%)	
Tỷ lệ thu nhập tiền lương phi nông nghiệp	Phần trăm thu nhập phi nông nghiệp từ tiền lương phi nông nghiệp trong tổng thu nhập (Thu nhập từ lương phi nông nghiệp/Tổng thu nhập)(%)	

Nguồn: Nhóm nghiên cứu đề xuất.

hạn trong khoảng (0;1) (Greene, 2003). Về thực nghiệm De Janvry & Sadoulet (2001) và Senadza (2012) cũng sử dụng Tobit để kiểm chứng. Do đó, mô hình hồi quy Tobit cho dữ liệu bảng, được sử dụng cho phân tích, có dạng sau:

$$y_{it} = \beta_j X_{it} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\text{với} \quad y_{it} = \begin{cases} y_{it} \leq y_{it}^o \\ y_{it} = y_{it}^o \\ y_{it} > y_{it}^o \end{cases} \quad (2)$$

- Trong đó, y_{it} là biến phụ thuộc ẩn nên y_{it}^o đại diện cho quan sát ẩn của y_{it} ; nếu kiểm duyệt trái thì $y_{it} \leq y_{it}^o$; nếu kiểm duyệt phải thì $y_{it} \geq y_{it}^o$; nếu không kiểm duyệt khi $y_{it} = y_{it}^o$; β_j là vector hệ số hồi quy của mô hình; X_{it} là vector các biến độc lập (đặc điểm nhân khẩu học và kinh tế xã hội của hộ); $i = 1, \dots, n$ là số quan sát (hộ) và $t = 1, \dots, T_i$ là thời gian. Hiệu ứng ngẫu nhiên là v_i khi và chỉ khi $N(0, \sigma_v^2)$ và ε_{it} độc lập với v_i khi và chỉ khi $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Bảng 1 trình bày các biến trong mô hình định lượng được xây dựng dựa vào cơ sở thực nghiệm. Phương trình (1) được ước lượng bằng phương pháp hiệu ứng ngẫu nhiên (Skrondal & Rabe-Hesketh, 2004).

- Đo lường biến phụ thuộc: Tỷ lệ tổng thu nhập phi nông nghiệp được xác định trong nghiên cứu là thu nhập từ hoạt động tự kinh doanh và thu nhập từ tiền lương của việc làm công, làm thuê trong lĩnh vực phi nông nghiệp của hộ. Do đó, nếu hộ không tham gia bất kỳ vào một trong hai hoạt động trên thì tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp của quan sát đó được kiểm duyệt ở mức 0 và nếu hộ có tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp từ lớn hơn 0 đến 1, tức là hộ có ít nhất một nguồn thu nhập từ tham gia hoạt động phi nông nghiệp (Senadza, 2012). Các biến được sử dụng trong phân tích được định nghĩa và kỳ vọng về dấu như trong Bảng 1.

Bảng 2: Thống kê mô tả biến định lượng

Tên biến	Giá trị	Tổng (N)	Tham gia phi nông nghiệp		Chênh lệch [1] – [2]
			Có [1]	Không [2]	
Độ tuổi (năm)	Trung bình	51,84	50,00	54,00	-4***
	Độ lệch chuẩn	13,56	12,65	14,45	
Học vấn (năm)	Trung bình	5,78	6,10	5,37	0,73***
	Độ lệch chuẩn	3,65	3,63	3,65	
Diện tích đất (m ²)	Trung bình	6.578	4.498	9.297	-4.799***
	Độ lệch chuẩn	12.430	9.264	15.209	
Số thành viên (người/hộ)	Trung bình	4,00	4,00	3,56	0,44***
	Độ lệch chuẩn	1,56	1,54	1,54	
Số rủi ro (lần/năm)	Trung bình	0,67	0,60	0,76	-0,16***
	Độ lệch chuẩn	1,19	1,14	1,24	
Trợ cấp trong nước (nghìn/năm)	Trung bình	6.076	5.098	7.353	-2.255***
	Độ lệch chuẩn	12.698	11.645	13.853	
Trợ cấp ngoài nước (nghìn/năm)	Trung bình	3.090	3.706	2.285	1.421**
	Độ lệch chuẩn	24.261	28.078	18.069	
Tổng quan sát	Số quan sát	5.715	3.238	2.477	-

Ghi chú: Kiểm định t-test *, **, *** tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, 1%.

Nguồn: Kết quả tính toán từ Bộ dữ liệu Điều tra mức sống dân cư (VHLSS) 2012, 2014, 2016.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Đặc điểm mẫu nghiên cứu

Số liệu Bảng 2 trình bày kết quả phân tích thống kê và kiểm định t-test các biến định lượng trong mô hình nghiên cứu. Kiểm định t-test cho thấy có sự khác biệt trung bình giữa hai nhóm “tham gia phi nông nghiệp” và “không tham gia phi nông nghiệp”. Về độ tuổi trung bình, tuổi của chủ hộ (50 tuổi) tham gia phi nông nghiệp trẻ hơn tuổi chủ hộ (54 tuổi) không tham gia phi nông nghiệp. Về trình độ học vấn trung bình, chủ hộ tham gia phi nông nghiệp (6,10 năm) có số năm đi học nhiều hơn chủ hộ không tham gia phi nông nghiệp (5,37 năm). Nhưng học vấn trung bình của chủ hộ ở đồng bằng sông Cửu Long tương đối thấp, xấp xỉ lớp 6.

Diện tích đất nông nghiệp trung bình của hộ tham gia phi nông nghiệp là (4.498m²) thấp hơn hộ không tham gia phi nông nghiệp (9.297m²). Điều này cho thấy hộ có ít đất sản xuất thì tham gia phi nông nghiệp nhiều hơn. Theo đó, hộ có nhiều thành viên thì họ cũng tham gia phi nông nghiệp nhiều hơn. Về số rủi ro gặp phải hàng năm (như thiên tai, mất mùa, mất việc, bệnh,...) cũng cho thấy có sự chênh lệch đáng kể giữa hai nhóm. Về nhận trợ cấp từ người thân, trung bình, hộ tham gia phi nông nghiệp nhận tiền trợ cấp từ trong nước thấp hơn hộ không tham gia, trong khi đó hộ tham gia phi nông nghiệp lại nhận tiền trợ cấp từ nước ngoài nhiều hơn hộ không tham gia phi nông nghiệp.

Số liệu Bảng 3 cho thấy hộ sống ở thành thị chiếm 24,51%. Hộ có tiếp cận tín dụng chỉ chiếm 17,83%. Hộ nghèo chiếm tỷ lệ 9,71%. Hộ dân tộc khác kinh chiếm 8% (Hoa, Chăm, Khmer). Giới tính của chủ hộ nam chiếm đa số so với chủ hộ nữ. Các biến này cũng được kiểm soát trong mô hình ước lượng. Tương tự như trong tài liệu của De Janvry & Sadoulet (2001) cho thấy rằng giới tính, dân tộc, khu vực sinh sống và tiếp cận nguồn vốn chính thức có vai trò quan trọng góp phần để làm gia tăng tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp của hộ.

Bảng 3: Tính toán thống kê mô tả biến định danh

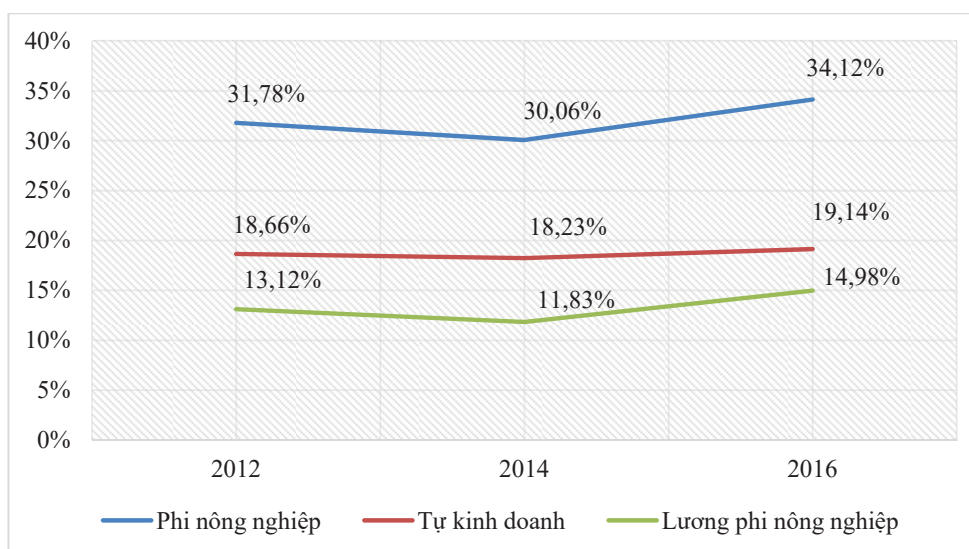
Tên biến		Tần số	Tỷ lệ (%)
Giới tính	Nam	4.115	72,00
	Nữ	1.600	28,00
Dân tộc	Kinh	5.258	92,00
	Khác	457	8,00
Khu vực	Thành thị	1.401	24,51
	Nông thôn	4.314	75,49
Tín dụng	Có vay vốn	1.019	17,83
	Không vay vốn	4.696	82,17
Hộ nghèo	Hộ nghèo	555	9,71
	Không nghèo	5.160	90,29

Nguồn: Kết quả tính toán từ Bộ dữ liệu Điều tra mức sống dân cư (VHLSS) 2012, 2014, 2016.

4.2. Sự thay đổi của nguồn thu nhập phi nông nghiệp qua các năm

Biểu đồ Hình 1 cho thấy tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp có sự thay đổi theo xu hướng tăng theo thời gian. Năm 2012, tỷ lệ thu nhập tổng từ phi nông nghiệp chiếm 31,78% trong tổng thu nhập, sang năm 2014 giảm nhẹ (chiếm 30,06%), sang năm 2016 tăng mạnh trở lại, chiếm 34,12% trong tổng thu nhập của hộ. Trong tổng số phần trăm thu nhập từ phi nông nghiệp của hộ cho thấy hoạt động tự kinh doanh phi nông nghiệp

Hình 1: Sự thay đổi của nguồn thu nhập phi nông nghiệp qua các năm



Nguồn: Kết quả tính toán từ VHLSS 2012, 2014, 2016.

có xu hướng đóng góp nhiều hơn đóng góp từ việc làm phi nông nghiệp. Nhìn chung, so sánh tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp năm 2012 với năm 2016 thì cả hai nguồn thu nhập biến động tăng. Điều này cho thấy tầm quan trọng ngày càng tăng của nguồn thu nhập phi nông nghiệp và sự phù hợp với chuyển dịch cơ cấu kinh tế của vùng đồng bằng sông Cửu Long.

4.3. Các nhân tố tác động đến tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp

Số liệu Bảng 4 trình bày kết quả ước lượng Tobit các nhân tố tác động đến tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp của hộ ở đồng bằng sông Cửu Long. Trong đó, mô hình (1) là tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp tổng hợp, mô hình (2) là tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp tự kinh doanh, mô hình (3) là tỷ lệ thu nhập từ tiền lương phi nông nghiệp. Các kết quả ước lượng đều có ý nghĩa thống kê ($p = 0,000$). Các kết quả được giải thích như sau:

Nhân tố nguồn vốn con người của hộ: Tuổi và Giới tính của chủ hộ tương quan nghịch với biến phụ thuộc trong cả ba mô hình (1) (2) (3). Điều này cho thấy chủ hộ càng lớn tuổi thì khả năng tham gia vào phi nông nghiệp càng giảm. Tuổi tác cao có thể mong muốn mức an toàn cao hơn nên họ ngại mạo hiểm để gia tăng thu nhập phi nông nghiệp. Kết quả này tương tự với Senadza (2012), Weldegebriel & cộng sự (2015). Pham & cộng sự (2010) và Al-Amina & Hossain (2019) cũng cho thấy phụ nữ tham gia phi nông nghiệp nhiều hơn nam giới, đặc biệt là tự làm kinh doanh. Phụ nữ ngày nay giữ vai trò quan trọng trong phát triển kinh tế hộ, họ được trao quyền về kinh tế nhiều hơn trong xã hội. Các chính sách hỗ trợ cho phụ nữ đang được mở rộng như hỗ trợ lao động nữ khởi nghiệp, xây dựng phát triển làng nghề, phát triển du lịch sinh thái,... Đồng bằng sông Cửu Long là khu vực có lợi thế nông nghiệp và nhiều làng nghề truyền thống nên điều này cũng tạo cơ hội cho phụ nữ tham gia vào hoạt động phân phối đầu vào – đầu ra nông nghiệp, và phát triển làng nghề.

Về Trình độ học vấn của chủ hộ, mô hình (1) và (2) tác động tích cực đến biến phụ thuộc nhưng mô hình (3) tác động tiêu cực đến biến phụ thuộc. Điều này cho thấy học vấn tạo ra ảnh hưởng quan trọng đến tăng thu nhập phi nông nghiệp (Reardon, 2000), học vấn cao hơn sẽ giúp chủ hộ có cơ hội tiếp cận và nắm bắt tốt hơn các hoạt động phi nông nghiệp có lợi nhuận cao (Reardon & cộng sự, 2006; De Janvry & Sadoulet, 2001; Hứa Thị Phương Chi & Nguyễn Minh Đức, 2016). Tuy nhiên, học vấn của chủ hộ cao hơn sẽ làm giảm tỷ lệ thu nhập đối với công việc làm công, làm thuê phi nông nghiệp, điều này có thể do chuyển dịch lao động sang lĩnh vực có thu nhập cao hơn. Về Số thành viên có tác động tích cực đến gia tăng tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp. Điều này cho thấy khi nguồn lực tự nhiên như đất đai khan hiếm thì hộ nhiều thành viên sẽ dư lao động do vậy một số thành viên của hộ phải tham gia vào hoạt động phi nông nghiệp để gia tăng nguồn thu nhập của cá nhân cũng như hộ (Ellis, 2000; Escobal, 2001; Senadza, 2012; Weldegebriel & cộng sự, 2015; Ho & Ha, 2017).

Nhân tố nguồn vốn tự nhiên: Diện tích đất tác động tiêu cực với tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp của hộ. Tại đồng bằng sông Cửu Long, nông nghiệp là sinh kế chính của người dân. Do đó, đất đai là tư liệu sản xuất chính, việc thiếu đất sản xuất buộc các hộ phải bù đắp thu nhập từ việc tự kinh doanh hoặc cung ứng sức lao động cho doanh nghiệp. Tuy nhiên, Reardon & cộng sự (2006) cho rằng sở hữu đất được coi là quan trọng trong các hoạt động đa dạng hóa thu nhập vì đất là nguồn tài sản của hộ có khả năng ảnh hưởng đến các ưu đãi, năng lực thực hiện hoạt động phi nông nghiệp. Nhưng trong một số nghiên cứu khác đã chỉ ra việc sở hữu đất có mối quan hệ tiêu cực đến quyết định tham gia vào hoạt động phi nông nghiệp của hộ (Barrett & Reardon, 2000; Escobal, 2001; Senadza, 2012). Điều này cho thấy hộ sở hữu ít đất đai sẽ tăng khả năng tham gia vào hoạt động phi nông nghiệp.

Nhân tố nguồn vốn tài chính: Kết quả cho thấy nguồn vốn trợ cấp của người thân chưa mang lại hiệu quả vì thu nhập từ trợ cấp tương quan nghịch với tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp (bao gồm tự kinh doanh và tiền lương từ việc làm phi nông nghiệp). Điều này có thể là các hộ không sử dụng nguồn tiền trợ cấp cho hoạt động gia tăng thu nhập phi nông nghiệp (ví dụ: đầu tư kinh doanh, tìm kiếm cơ hội việc làm, nâng cao chuyên môn) mà có thể các hộ sử dụng tiền trợ cấp này cho hoạt động nông nghiệp hoặc sử dụng cho mục đích gia tăng tiêu dùng. Bằng chứng của Senadza (2012) cũng kết luận tương tự. Nguyen & cộng sự (2019) cho thấy tiền trợ cấp làm tăng năng suất đất đai và đa dạng hóa cây trồng của hộ. Nguyễn Thị Kim Pha (2016) cũng cho thấy tiền trợ cấp từ người thân tác động tích cực đến chi tiêu của hộ nhưng khoản chi tiêu

chủ yếu vẫn phục vụ cho nhu cầu hàng ngày hơn là đầu tư và tích lũy.

Nhân tố nguồn vốn xã hội: Hộ ở thành thị và Hộ dân tộc kinh có lợi thế nhiều hơn để tham gia vào hoạt động phi nông nghiệp nên họ có tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp cao hơn hộ nông thôn và dân tộc thiểu số (Khmer, Chăm). Thành thị thuận lợi về cơ sở hạ tầng, việc làm phong phú, thị trường trao đổi hàng hóa đa dạng. Trong khi người dân tộc thiểu số thường ít đất (hoặc không có đất), học vấn thấp, và thiếu vốn tài chính. Trần Tiến Khai & Nguyễn Ngọc Danh (2014) cũng cho thấy nhân tố dân tộc và gần chợ có tác động đến đa dạng hóa thu nhập của hộ. Tương tự Hộ nghèo có tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp trung bình thấp hơn hộ giàu vì hộ nghèo thường không có đất sản xuất, họ cũng thiếu kiến thức chuyên môn để tham gia làm việc

Bảng 4: Kết quả ước lượng các nhân tố ảnh hưởng đến tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp giai đoạn 2012 - 2016

Biến	Phi nông nghiệp (1)		Tự kinh doanh (2)		Lương phi nông nghiệp (3)	
	Hệ số hồi quy	dy/dx	Hệ số hồi quy	dy/dx	Hệ số hồi quy	dy/dx
Tuổi chủ hộ	-0,005*** (0,001)	-0,001	-0,003*** (0,001)	-0,000	-0,005*** (0,001)	-0,001
Giới tính chủ hộ (Nam)	-0,083*** (0,018)	-0,021	-0,121*** (0,026)	-0,017	-0,019 (0,022)	-0,003
Học vấn chủ hộ	0,006*** (0,002)	0,002	0,026*** (0,003)	0,004	-0,016*** (0,003)	-0,003
Số thành viên	0,062*** (0,005)	0,016	0,042*** (0,007)	0,006	0,082*** (0,006)	0,015
Dân tộc (Kinh)	0,043 (0,029)	0,011	0,089** (0,044)	0,013	-0,035 (0,035)	-0,006
Khu vực (Thành thị)	0,247*** (0,020)	0,066	0,250*** (0,029)	0,038	0,153*** (0,025)	0,029
Diện tích đất	-0,000*** (0,000)	-0,000	-0,000*** (0,000)	-0,000	-0,000*** (0,000)	-0,000
Hộ nghèo	-0,045 (0,029)	-0,011	-0,135*** (0,046)	-0,019	0,004 (0,035)	0,001
Diện tích đất*Hộ nghèo	-0,000 (0,000)	-0,000	-0,000* (0,000)	-0,000	-0,000 (0,000)	-0,000
Số rủi ro	-0,026*** (0,006)	-0,007	-0,034*** (0,010)	-0,005	-0,009 (0,008)	-0,002
Tiếp cận tín dụng	0,017 (0,019)	0,004	0,014 (0,029)	0,002	0,021 (0,025)	0,004
Trợ cấp trong nước	-0,000*** (0,000)	-0,000	-0,000*** (0,000)	-0,000	-0,000*** (0,000)	-0,000
Trợ cấp ngoài nước	-0,000*** (0,000)	-0,000	-0,000 (0,000)	-0,000	-0,000*** (0,000)	-0,000
Năm 2014	-0,006 (0,016)	-0,002	-0,003 (0,024)	-0,000	-0,015 (0,021)	-0,003
Năm 2016	0,080*** (0,016)	0,021	0,033 (0,024)	0,005	0,108*** (0,021)	0,021
Hằng số	0,245*** (0,050)	-	-0,362*** (0,076)	-	-0,092 (0,063)	-
/sigma_u	0,256*** (0,010)	-	0,391*** (0,016)	-	0,278*** (0,015)	-
/sigma_e	0,441*** (0,007)	-	0,560*** (0,012)	-	0,485*** (0,011)	-
Log likelihood	-4,096,713	-	-3,856,880	-	-3,250,127	-
Số quan sát	5,715	-	5,715	-	5,715	-

Ghi chú: Phương pháp ước lượng hiệu ứng ngẫu nhiên (Random effects); *, **, *** mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, 1%, tương ứng;

Giá trị sai số chuẩn trong ngoặc đơn.

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu từ VHLSS 2012, 2014, 2016.

các ngành nghề có thu nhập cao cũng như tự kinh doanh như hộ giàu (Barrett & Reardon, 2000). Hơn nữa, khi hộ nghèo có đất sản xuất (*Diện tích đất*Hộ nghèo*) thì tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp cũng sẽ giảm do họ sẽ ưu tiên theo đuổi hoạt động nông nghiệp hơn là tham gia vào hoạt động phi nông nghiệp (Senadza, 2012).

Nhân tố các cú sốc (rủi ro): Kết quả cho thấy *Số rủi ro* tác động làm giảm tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp của hộ. Điều này cho thấy hộ gặp nhiều rủi ro thì hoạt động phi nông nghiệp bị giảm đáng kể. Những rủi ro như thời tiết, thiên tai, bệnh, mất việc, mất đất,... đã làm cho người dân khó khăn hơn để khôi phục lại cũng như duy trì củng cố, cải thiện năng lực sản xuất, tài sản và các hoạt động của hộ sau những cú sốc. Vì vậy, buộc các hộ lựa chọn tối đa hóa thu nhập dựa trên ràng buộc của nguồn thu nhập hạn chế và đánh đổi để giảm thiểu số rủi ro (Barrett & Reardon, 2000; Barrett & cộng sự, 2001; Janvry & Sadoulet, 1996). Có thể đây là chiến lược ứng phó rủi ro trước những tổn thất trong dòng thu nhập của hộ.

Sự thay đổi tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp theo thời gian: Kết quả cho thấy năm 2016 tỷ lệ thu nhập từ phi nông nghiệp trung bình cao hơn năm 2012, đặc biệt là hoạt động tạo thu nhập từ việc làm phi nông nghiệp. Nhiều hộ đã lựa chọn gia tăng thu nhập thông qua tham gia làm việc cho các doanh nghiệp tại địa phương hoặc các khu công nghiệp. Có thể thấy rằng việc làm phi nông nghiệp ngày càng có ý nghĩa trong cơ cấu thu nhập của hộ, thu nhập có sự chuyển dịch cơ cấu từ thuần nông nghiệp sang tăng dần tỷ lệ đóng góp của thu nhập từ việc làm phi nông nghiệp trong giai đoạn 2012-2016.

4.4. Môi quan hệ giữa tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp và thu nhập

Số liệu Bảng 5 cho biết mối quan hệ giữa tổng thu nhập và tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp của hộ. Kết quả ước lượng Tobit trong cả hai mô hình (1) (2) đều cho thấy thu nhập của hộ và tỷ lệ tổng thu nhập phi nông nghiệp tương quan cùng chiều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, mức tác động biên cao nhất so với các biến còn lại. Như vậy, để tăng tổng thu nhập, các hộ có thể tham gia vào hoạt động phi nông nghiệp hoặc sử dụng thu nhập để đầu tư tạo thu nhập từ hoạt động phi nông nghiệp. Điều này cho thấy có sự đóng góp rất lớn vào việc tăng thu nhập của hộ ở đồng bằng sông Cửu Long. Kết quả cũng phù hợp với bằng chứng của Reardon & cộng sự (1992) và Reardon (1997).

Bảng 5: Mối quan hệ giữa tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp và thu nhập

Biến	Hệ số hồi quy (1)	dx/dy	Hệ số hồi quy (2)	dx/dy
Tuổi chủ hộ	-0,005*** (0,001)	-0,001	0,000 (0,001)	0,000
Giới tính chủ hộ (Nam)	-0,093*** (0,017)	-0,025	0,090*** (0,021)	0,000
Dân tộc (Kinh)	0,018 (0,028)	0,005	0,114*** (0,033)	0,000
Khu vực (Thành thị)	0,199*** (0,019)	0,057	0,152*** (0,024)	0,001
Học vấn chủ hộ	-0,003 (0,002)	-0,001	0,044*** (0,003)	0,000
Hộ nghèo	0,052* (0,029)	0,014	-0,541*** (0,034)	-0,002
Tiếp cận tín dụng	0,001 (0,019)	0,003	0,056*** (0,023)	0,000
Số thành viên	0,024*** (0,005)	0,006	0,199*** (0,006)	0,001
Diện tích đất	-0,000*** (0,000)	-0,000	0,000*** (0,000)	0,000
Diện tích đất*Hộ nghèo	-0,000 (0,000)	-0,000	0,000 (0,000)	0,000
Số rủi ro	-0,001 (0,006)	-0,000	-0,135*** (0,007)	-0,001
Trợ cấp trong nước	-0,000*** (0,000)	-0,000	0,000*** (0,000)	0,000
Trợ cấp ngoài nước	-0,000*** (0,000)	-0,000	0,000*** (0,000)	0,000
Năm 2014	-0,043*** (0,016)	-0,012	0,189*** (0,019)	0,001
Năm 2016	0,011 (0,016)	0,003	0,329*** (0,019)	0,001
Tổng thu nhập	0,193*** (0,011)	0,053	-	-
Tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp	-	-	0,400*** (0,026)	0,002
Hằng số	-1,700*** (0,123)	-	9,984*** (0,059)	-
/sigma_u	0,239*** (0,010)		0,291*** (0,012)	
/sigma_e	0,430*** (0,007)		0,576*** (0,007)	
Log likelihood	-3.945,412		-5.498,348	
Số quan sát	5.715		5.715	

*Ghi chú: Phương pháp ước lượng Tobit hiệu ứng ngẫu nhiên; Mô hình 1 biến phụ thuộc là tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp; Mô hình 2 biến phụ thuộc là tổng thu nhập được lấy Ln; Thu nhập được điều chỉnh theo chỉ số lạm phát 2014; *, **, *** mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, 1%, tương ứng; Giá trị sai số chuẩn trong ngoặc đơn.*

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu từ VHLSS 2012, 2014, 2016.

5. Kết luận

Bài viết kiểm chứng các nhân tố ảnh hưởng đến gia tăng tỷ lệ thu nhập từ hoạt động phi nông nghiệp và tương quan giữa thu nhập phi nông nghiệp với thu nhập của hộ ở đồng bằng sông Cửu Long, giai đoạn 2012-2016. Kết quả phân tích Tobit hiệu ứng ngẫu nhiên (N = 5.715) đã cho thấy tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp tác động làm tăng tổng thu nhập của hộ và ngược lại. Kết quả này khuyến nghị các hộ tham gia vào hoạt động kinh doanh hoặc việc làm phi nông nghiệp để gia tăng thu nhập cho hộ. Đồng thời, kiến nghị đến lãnh đạo các tỉnh đồng bằng sông Cửu Long cần tạo ra nhiều việc làm hơn cho lao động địa phương đặc biệt là nữ giới, người trẻ tuổi, khu vực nông thôn, hộ nghèo không có đất. Hỗ trợ đào tạo nghề, tập huấn mở rộng mô hình sản xuất có hiệu quả, hỗ trợ khởi sự, nâng cao khả năng quản lý rủi ro trong sản xuất và đời sống cho người dân. Vì nghiên cứu cho thấy các nhân tố ảnh hưởng đến tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp của hộ bao gồm giới, tuổi, học vấn, khu vực sống, hộ nghèo, dân tộc, trợ cấp của người thân, số rủi ro, và đất đai. Kết quả nghiên cứu cũng đóng góp mới về cách tiếp cận giải thích vừa tổng quát vừa chi tiết về các nhân tố của nguồn vốn sinh kế của hộ (như con người, tài chính, tự nhiên, xã hội) ảnh hưởng không đồng nhất đến việc gia tăng tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp khi được phân tích theo ba cách đo lường khác nhau là tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp tổng hợp, tỷ lệ thu nhập tự kinh doanh, và tỷ lệ thu nhập tiền lương phi nông nghiệp. Điều này có ý nghĩa quan trọng để xác định chiến lược nâng cao thu nhập hộ theo hướng tự kinh doanh và việc làm phi nông nghiệp.

Ghi chú: Thuật ngữ Hộ: “Hộ dân cư (viết tắt là hộ - household) là một hoặc một nhóm người ăn chung, ở chung trong một chỗ từ 6 tháng trở lên trong thời kỳ khảo sát và có chung quỹ thu chi”. Theo Quyết định số 1095/QĐ-TCTK ngày 18 tháng 11 năm 2015 của Tổng cục trưởng Tổng cục Thống kê.

Lời thừa nhận/ Cảm ơn: Nghiên cứu này được tài trợ bởi Trường Đại học Cần Thơ, trong đề tài mã số T2020-42.

Tài liệu tham khảo

- Ali, M. & Peerlings, J. (2012), 'Farm households and non-farm activities in Ethiopia: Does clustering influence entry and exit?', *Agricultural Economics*, 43, 253-266.
- Al-Amin, A.A. & Hossain, M.J. (2019), 'Impact of non-farm income on welfare in rural Bangladesh: Multilevel mixed-effects regression approach', *World Development Perspectives*, 13, 95-102.
- Barrett, C.B. & Reardon, T. (2000), *Asset, activity, and income diversification among African agriculturalists: Some practical issues*, retrieved on February 20th 2020, from <<https://ssrn.com/abstract=257344>>.
- Barrett, C.B., Reardon, T. & Webb, P. (2001), 'Nonfarm income diversification and household livelihood strategies in rural Africa: Concepts, dynamics, and policy implications', *Food Policy*, 26(4), 315-331.
- Corral, L. & Reardon, T. (2001), 'Rural nonfarm incomes in Nicaragua', *World Development*, 29(3), 427-442.
- De Janvry, A. & Sadoulet, E. (2001), 'Income strategies among rural households in Mexico: The role of off-farm activities', *World Development*, 29(3), 467-480.
- Đoàn Thị Cẩm Vân, Lê Long Hậu & Vương Quốc Duy (2010), 'Vai trò của các hoạt động phi nông nghiệp đối với việc xóa đói giảm nghèo ở Trà Vinh', *Tạp chí Phát Triển Kinh tế*, 241, 44-47.
- Ellis, F. (2000), 'The determinants of rural livelihood diversification in developing countries', *Journal of Agricultural Economics*, 51(2), 289-302.
- Escobal, J. (2001), 'The determinants of nonfarm income diversification in rural Peru', *World Development*, 29(3), 497-508.
- Greene, W.H. (2003), *Econometric Analysis*, 5th edition, New York: Prentice Hall.
- Haggblade, S., Hazell, P. & Reardon, T. (2005), 'The rural nonfarm economy: Pathway out of poverty or pathway in?', *The future of small farms: Proceedings of a research workshop*, International Food Policy Research Institute (IFPRI), Wye, UK, 151-178.
- Ho, T.N.D. & Ha, T.V. (2017), 'Determinants of income diversification and its effects on rural household income in Vietnam', *Can Tho University Journal of Science*, 6, 153-162.
- Hứa Thị Phương Chi & Nguyễn Minh Đức (2016), 'Những nhân tố ảnh hưởng đến đa dạng hóa thu nhập của nông hộ ở vùng Đồng bằng Sông Cửu Long', *Tạp chí khoa học Trường Đại học Văn Hiến*, 4(3), 46-55.
- Imai, K.S., Gaiha, R. & Thapa, G. (2015), 'Does non-farm sector employment reduce rural poverty and vulnerability? Evidence from Vietnam and India', *Journal of Asian Economics*, 36, 47-61.
- Janvry, A. & Sadoulet, E. (1996), 'Household modeling for the design of poverty alleviation strategies', *CUDARE Working Papers 25121*, Department of Agricultural and Resource Economics, University of California, Berkeley.
- Khúc Văn Quý, Trần Quang Bảo & Hoàng Liên Sơn (2016), 'Phân tích các yếu tố ảnh hưởng tới sự đa dạng hóa thu nhập của hộ đình tại vùng đệm Vườn Quốc gia U Minh Hạ, tỉnh Cà Mau', *Tạp chí Nông nghiệp và Phát triển Nông thôn*, 1, 1-11.
- Lanjouw, P., Shariff, A. & Rahut, D.B. (2007), 'Rural non-farm employment in India: Access, income, farm, poverty impact', *Working Papers id: 913*, eSocialSciences.
- Lemi, A. (2009), 'Determinants of income diversification in rural Ethiopia: Evidence from panel data', *Ethiopian Journal of Economics*, 18(1), 35-69.
- Luo, X. & Zhu, N. (2006), 'Nonfarm activity and rural income inequality: A case study of two provinces in China', *Policy Research Working Paper No. 3811*, World Bank, Washington, DC.
- Mai Văn Nam (2008), 'Phát triển đa dạng ngành nghề: tăng thu nhập và ổn định đời sống nông dân', *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế*, 360(5), 67-73.
- Mukherjee, S. & Kar, S. (2020), 'Leveraging non-farm income: Micro-evidence of occupational choice for rural households in India', *Aarthika Charche*, 5(1), 37-48.
- Nguyen, D.L., Grote, U. & Nguyen, T.T. (2019) 'Migration, crop production and non-farm labor diversification in rural Vietnam', *Economic Analysis and Policy*, 63, 175-187.
- Nguyễn Thị Kim Pha (2016), 'Tác động của di cư lao động đến chi tiêu của hộ gia đình khu vực đồng bằng sông Cửu Long', Luận văn Thạc sĩ Kinh tế, Trường Đại học Cần Thơ.

-
- Ong, N.C., Nguyen, T.P.T. & Tran, L.Y.H. (2015), *Rural livelihood diversification in the South Central Coast of Vietnam*, retrieved on February 20th 2020, from <<http://hdl.handle.net/10625/54706>>.
- Pastusiak, R., Jasiniak, M., Soliwoda, M. & Stawska, J. (2017), 'What may determine off-farm income? A review', *Agricultural Economics*, 63(8), 380-391.
- Pham, T.H., Bui, A.T. & Dao, L.T. (2010), 'Is nonfarm diversification a way out of poverty for rural households? Evidence from Vietnam in 1993-2006', *Working Papers PMMA 2010-17*, PEP-PMMA.
- Reardon, T. (1997), 'Using evidence of household income diversification to inform study of the rural nonfarm labor market in Africa', *World Development*, 25(5), 735-747.
- Reardon, T. (2000), 'Interactions between the agricultural system and non-agricultural activities of farm households in developing countries', in *Research on Agricultural Systems: Accomplishments, Perspectives, and Issues*, Colin, J.P. & Crawford, E.W. (Eds.), Nova Science, Huntington, 163-178.
- Reardon, T., Berdegue, J., Barrett, C.B. & Stamoulis, K. (2006), 'Household income diversification into rural nonfarm activities', in *Transforming the rural nonfarm economy: Opportunities and threats in the developing world*, Haggblade, S., Hazell, P. & Reardon, T. (Eds.), Johns Hopkins University Press, 115-140.
- Reardon, T., Delgado, C. & Matlon, P. (1992), 'Determinants and effects of income diversification amongst farm households in Burkina Faso', *The Journal of Development Studies*, 28(2), 264-296.
- Reardon, T., Stamoulis, K., Balisacan, A., Cruz, M.E., Berdegue, J. & Banks, B. (1998), 'Rural non-farm income in developing countries', *The State of Food and Agriculture*, 1998, 283-356.
- Senadza, B. (2012), 'Non-farm income diversification in rural Ghana: Patterns and determinants', *African Development Review*, 24(3), 233-244.
- Skrondal, A. & Rabe-Hesketh, S. (2004), *Generalized latent variable modeling: Multilevel, longitudinal, and structural equation models*, Chapman and Hall/CRC, United Kingdom.
- Trần Tiến Khai & Nguyễn Ngọc Danh (2014), 'Những yếu tố quyết định đa dạng hóa thu nhập và ảnh hưởng đối với thu nhập hộ gia đình nông thôn Việt Nam', *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 284, 22-43.
- UNDP (2017), *Guidance Note. Application of the Sustainable Livelihoods Framework in Development Projects*, United Nations Development Programme.
- Weldegebriel, Z.B., Folloni, G. & Prowse, M. (2015), 'The Determinants of Non-Farm Income Diversification in Rural Ethiopia', *Journal of Poverty Alleviation & International Development*, 6(1), 109-130.

TIẾP CẬN DỊCH VỤ NGÂN HÀNG SỐ CỦA HỘ KINH DOANH DU LỊCH CỘNG ĐỒNG Ở TÂY BẮC, VIỆT NAM

Đỗ Xuân Luận

Trường Đại học Nông lâm – Đại học Thái Nguyên

Email: doxuanluan@tuaaf.edu.vn

Trần Văn Quyết

Trường Đại học Kinh tế và Quản trị kinh doanh – Đại học Thái Nguyên

Email: quyettran@tueba.edu.vn

Trần Văn Nguyễn

Trường Đại học Kinh tế và Quản trị kinh doanh – Đại học Thái Nguyên

Email: nguyen0241@tueba.edu.vn

Lý Thị Thùy Dương

Trường Đại học Nông lâm – Đại học Thái Nguyên

Email: lythithuyduong@tuaaf.edu.vn

Mã bài: JED - 183

Ngày nhận: 13/6/2021

Ngày nhận bản sửa: 29/8/2021

Ngày duyệt đăng: 05/10/2021

Tóm tắt:

Bài viết sử dụng mô hình probit lưỡng biến nhị phân dường như không liên quan (SUBP) và biến công cụ để phân tích nhu cầu và yếu tố ảnh hưởng đến tiếp cận các dịch vụ ngân hàng số của hộ kinh doanh du lịch cộng đồng tại vùng Tây Bắc, Việt Nam. Kết quả cho thấy mặc dù điện thoại thông minh kết nối internet được sử dụng rất phổ biến, các hộ vẫn cần trực tiếp đến chi nhánh ngân hàng, các tổ chức chính trị xã hội, chính quyền địa phương để thực hiện các giao dịch với ngân hàng. Thanh toán bằng tiền mặt là phương thức phổ biến của du khách trong nước và quốc tế. Những hộ sử dụng điện thoại thông minh trong thanh toán, là thành viên hội liên hiệp phụ nữ, sở hữu homestay và có liên kết du lịch có khả năng tiếp cận dịch vụ ngân hàng cao hơn các hộ khác. Ngoài ra, khoảng 91-97% hộ có nhu cầu sử dụng các dịch vụ ngân hàng số với điều kiện sự an toàn, tiện lợi cần được đảm bảo với mức phí hợp lý.

Từ khóa: Du lịch cộng đồng (CBT), ngân hàng số, Tây Bắc, Việt Nam.

Mã JEL: O12, Q14, E51.

Access to digital banking services of family-owned community-based tourism businesses in Northwestern Vietnam

Abstract:

This study applied a model of Seemingly Unrelated Bivariate Probit (SUBP) with instrumental variables to analyze the demand and factors affecting the access to digital banking services of family-owned community-based tourism businesses in Northwestern Vietnam. The results show that although smartphones with internet connection are widely used, a majority of households need to have direct meetings with bank branches, socio-political organizations and local authorities to complete transactions with banks. Cash payment is a common tool for both domestic and international tourists. Households which use smartphones for online payments, join in women's unions, own a homestay and have cooperation with tourism agencies are more likely to access to bank services. In addition, about 91-97% of households demand for digital banking services given the conditions such as the safety and convenience need to be ensured with reasonable fees.

Keywords: Community based tourism, digital banking, Northwestern, Vietnam.

JEL code: O12, Q14, E51.

1. Giới thiệu

Trong những thập kỷ qua, phát triển du lịch cộng đồng (CBT) có ý nghĩa quan trọng trong tạo việc làm, tăng thu nhập, giúp trao quyền và nâng cao chất lượng cuộc sống cho người dân bản địa, đặc biệt là người dân miền núi (Pasanchay & Schott, 2021). CBT được hình thành và phát triển dựa trên những nét độc đáo về văn hóa, phong tục tập quán và vẻ đẹp thiên nhiên ở các vùng nông thôn (Mitchell & Ashley, 2009). Các hộ gia đình là chủ sở hữu, điều hành và đóng vai trò quan trọng cung cấp các dịch vụ thăm quan, trải nghiệm, giải trí và thư giãn (Banki & Ismail, 2015). Do đó, phát triển kinh doanh du lịch cộng đồng của các hộ (hộ CBT) luôn nhận được sự quan tâm của các học giả, nhà hoạch định chính sách và các tổ chức quốc tế (Getz & Carlsen, 2005). Tuy nhiên, trong quá trình phát triển, các hộ CBT thường gặp những rào cản trong tiếp cận dịch vụ ngân hàng như thiếu tài sản đảm bảo, thiếu tiếp cận thông tin và chi phí giao dịch cao (Green & cộng sự, 2006). Do đó, tháo gỡ những rào cản để tăng cường khả năng tiếp cận dịch vụ ngân hàng cho những hộ CBT có vai trò quan trọng đối phát triển nông thôn và giảm nghèo.

Trong bối cảnh phát triển mạnh mẽ của công nghệ thông tin và truyền thông (ICTs), sự phát triển của các dịch vụ ngân hàng số có thể giúp tháo gỡ các rào cản truyền thống, tăng cường tiếp cận tài chính cho hộ CBT nói riêng và các hộ nông thôn nói chung (Mushtaq & Bruneau, 2019). Khách hàng có thể sử dụng các công cụ ICTs, đặc biệt là điện thoại thông minh kết nối internet để giao dịch với ngân hàng mà không cần trực tiếp đến chi nhánh. Ngân hàng số giúp giảm chi phí giao dịch nhờ những lợi thế trong quản trị rủi ro, quản trị nguồn vốn và phát triển dịch vụ mới. Dù vậy, các nghiên cứu về tiếp cận dịch vụ ngân hàng số của hộ CBT còn rất ít khi so sánh với các nghiên cứu trong lĩnh vực du lịch cộng đồng nói chung (Rosalina & cộng sự, 2021).

Những vấn đề nêu trên cũng đúng với Việt Nam nói chung và miền núi Tây Bắc nói riêng, nơi có tiềm năng lớn trong phát triển CBT (Nguyen, 2021). Các dịch vụ CBT được cung cấp nhằm thỏa mãn nhu cầu của du khách trong tìm hiểu các nét văn hóa đặc sắc của các cộng đồng dân tộc khác nhau. Trong bối cảnh chuyển đổi số, phát triển các dịch vụ ngân hàng trên nền tảng kết hợp với các công cụ ICTs là hướng đi tiềm năng để thúc đẩy tài chính toàn diện ở khu vực nông thôn nói chung và lĩnh vực CBT nói riêng (Kaila & Tarp, 2019).

Nghiên cứu này nhằm phân tích nhu cầu và yếu tố ảnh hưởng đến tiếp cận dịch vụ ngân hàng số của hộ CBT. Tây Bắc được chọn để khảo sát, thu thập số liệu vì đây là vùng có sự đa dạng về các dân tộc thiểu số, có bản sắc văn hóa, cảnh quan thiên nhiên đẹp và có vai trò quan trọng đối với môi trường sinh thái, an ninh và quốc phòng. Về mặt hành chính, Tây Bắc bao gồm 6 tỉnh, gồm Lai Châu, Điện Biên, Sơn La, Lào Cai, Yên Bái và Hòa Bình. Theo Tổng cục Thống kê (2019), vùng có tổng diện tích 5,64 triệu ha (chiếm khoảng 10,5% tổng diện tích cả nước) và tổng dân số 4,71 triệu dân (chiếm khoảng 15,50% tổng dân số cả nước). Tây Bắc là không gian văn hóa của khoảng 30 dân tộc thiểu số như Thái, Mường, H'Mông, Dao, Tày, Nùng,... Tuy vậy, thu nhập bình quân đầu người của dân tộc thiểu số trong vùng chỉ bằng khoảng 30% so với bình quân chung cả nước. Tỷ lệ hộ nghèo chiếm 56,84% hộ nghèo của cả nước và cao hơn mức bình quân chung của cả nước khoảng 3,3 lần. Đây là vùng có địa hình tự nhiên chia cắt, hiểm trở, cơ sở hạ tầng còn nhiều hạn chế và thu nhập của người dân tộc thiểu số chịu tác động mạnh mẽ bởi rủi ro, biến đổi khí hậu và thị trường. Phát triển du lịch cộng đồng được xác định là hướng đi chiến lược để khai thác những lợi thế về bản sắc văn hóa và phong cảnh tự nhiên, qua đó góp phần giảm nghèo và nâng cao đời sống của cộng đồng dân tộc thiểu số nơi đây. Những phát hiện từ nghiên cứu này góp phần khái quát và triển khai các sáng kiến thực tế trong việc kết nối cung cầu các dịch vụ ngân hàng số cho phát triển CBT ở Tây Bắc và những vùng khác có điều kiện tương đồng.

Bố cục của bài viết gồm 5 phần: (1) Giới thiệu; (2) Cơ sở lý thuyết của nghiên cứu; (3) Phương pháp nghiên cứu; (4) Kết quả nghiên cứu; và (5) Kết luận và hàm ý chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết của nghiên cứu

2.1. Dịch vụ ngân hàng số

Theo Khanboubi & cộng sự (2019), ngân hàng số cho phép khách hàng có thể thực hiện các giao dịch như tín dụng, tiết kiệm và thanh toán mà không cần trực tiếp đến chi nhánh. Ngân hàng số đang trở thành xu thế, cung cấp một cách tiếp cận mới để hỗ trợ phát triển kinh doanh, mở ra cơ hội và triển vọng cho phát triển nông thôn nói chung và CBT nói riêng (Keskinen & cộng sự, 2020). Các chức năng công nghệ như kết

nổi mạng, hiển thị, xử lý, lưu trữ và truyền tải thông tin tài chính là điều kiện cần thiết để phát triển dịch vụ ngân hàng số (Agarwal & Chua, 2020).

2.2. Nhu cầu tiếp cận dịch vụ ngân hàng số của hộ CBT

Nhu cầu của hộ CBT đối với các dịch vụ ngân hàng số phụ thuộc vào nhu cầu, điều kiện nguồn lực, mức độ phát triển các công cụ ICTs và thị trường CBT (Magali, 2019; Zielinski & cộng sự, 2020). Ở những vùng nông thôn nghèo, nơi mà vốn tự tích lũy của người dân còn hạn chế, khoảng cách địa lý xa xôi và chia cắt, tiếp cận các dịch vụ ngân hàng số có vai trò quan trọng trong phát triển CBT (Ladzani & Netswera, 2009). Thông qua hợp tác quốc tế, nhiều nguồn tài trợ đã giúp nhiều địa phương xây dựng và phát triển CBT dựa trên các hộ kinh doanh của chính người dân bản địa (López-Guzmán & cộng sự, 2013). Tuy nhiên, sự phụ thuộc vào nguồn tài trợ bên ngoài làm giảm tính độc lập về tài chính, dẫn tới phát triển CBT không bền vững (Stone & Stone, 2011). Do vậy, nguồn vốn và các dịch vụ ngân hàng số có tính ổn định và bền vững hơn đối với các hộ CBT (Chen & Elston, 2013).

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Nguồn dữ liệu

Vùng núi Tây Bắc có tiềm năng lớn về giảm nghèo thông qua phát triển CBT, nhưng các hộ nơi đây đang phải đối mặt với những rào cản trong tiếp cận các dịch vụ tài chính ngân hàng (Đỗ Xuân Luận, 2019). Những hộ CBT được phỏng vấn là những hộ dân tộc thiểu số như Thái, Dao, H'Mông, Giáy và Mường. Hộ có sở hữu homestay và kinh doanh nhà hàng, cửa hàng, đồ thủ công phục vụ du khách. Các sản phẩm du lịch cộng đồng gồm lưu trú tại các homestay để trải nghiệm nét độc đáo trong nghệ thuật và kỹ thuật xây dựng nhà ở, thưởng thức các món ăn truyền thống đặc sắc, chế biến từ những nguyên liệu dân dã của núi rừng, suối hồ với hương vị riêng biệt. Ngoài ra, các hộ cung cấp dịch vụ tham quan, trải nghiệm phong cảnh núi non, ngắm cảnh theo mùa nông nghiệp (hoa, ruộng bậc thang, cây ăn quả...), thưởng thức văn hóa cộng đồng tại các lễ hội, chợ phiên, đặc biệt là vào các ngày lễ, Tết. Các đặc sắc về âm nhạc, điệu múa dân gian, nghề thủ công tiêu biểu (như dệt thổ cẩm, nghề gốm), trang phục dân tộc với hình dáng, họa tiết và màu sắc gần gũi với thiên nhiên cũng được các hộ cung cấp nhằm đáp ứng nhu cầu trải nghiệm của du khách.

Để thu thập thông tin phục vụ mục đích nghiên cứu, các chủ hộ kinh doanh CBT, những người có vai trò quan trọng trong ra quyết định kinh doanh được chọn để phỏng vấn. Nội dung phỏng vấn tập trung vào nguồn lực, nhu cầu của hộ đối với các dịch vụ ngân hàng số, cách thức các hộ sử dụng các công cụ ICTs trong kết nối với ngân hàng. Tổng cộng, 370 cuộc phỏng vấn đã được thực hiện. Ngoài ra, nhóm nghiên cứu lựa chọn phương pháp quan sát, thăm quan trực tiếp các mô hình kinh doanh du lịch của hộ để thu thập thêm dữ liệu nghiên cứu. Toàn bộ số phiếu thu thập từ các cuộc phỏng vấn được mã hóa, nhập, làm sạch và quản lý bằng phần mềm Excel.

3.2. Phân tích dữ liệu

Thống kê mô tả và thang đo Likert được sử dụng để mô tả, đánh giá nhu cầu, thực trạng trong tiếp cận dịch vụ ngân hàng số của hộ CBT. Ngoài ra, nghiên cứu này sử dụng mô hình probit lưỡng biến nhị phân đường như không liên quan (SUBP - A seemingly unrelated bivariate probit) để phân tích các yếu tố ảnh hưởng tới tiếp cận dịch vụ ngân hàng. Mô hình SUBP cho phép phân tích tác động của một biến nhị phân này (sở hữu tài khoản) đến một biến nhị phân khác (tiếp cận tín dụng). Mô hình SUBP giúp khắc phục được vấn đề nội sinh do vấn đề tự lựa chọn tiếp cận các dịch vụ ngân hàng của hộ, tác động bởi cả các yếu tố được quan sát và không được quan sát được (Thuo & cộng sự, 2014). Vì vậy, vận dụng mô hình SUBP cho phép ước lượng đồng thời hai phương trình, trong đó phương trình đầu tiên mô tả xác suất tiếp cận tài khoản ngân hàng theo mô hình probit sau:

$$TK_i^* = \alpha_i X_i + \beta_i Z_i + \varepsilon_i, TK_i = \begin{cases} 1, & TK_i^* > 0 \\ 0, & TK_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

Trong đó, TK_i^* là một biến tiềm ẩn đại diện cho xác suất một hộ gia đình i mở tài khoản ngân hàng, được xác định bởi biến nhị phân quan sát TK_i ($TK_i = 1$) đối với hộ có tài khoản ngân hàng và $TK_i = 0$ đối với hộ không có tài khoản ngân hàng; X_i là một vector của các biến ngoại sinh; Z_i đề cập đến một biến công cụ (IV), được sử dụng để xác định mô hình SUBP; α_i và β_i là các tham số được ước lượng; ε_i là sai số ước

lượng. Phương trình thứ hai của mô hình SUBP phân tích tác động của việc mở tài khoản ngân hàng và các nguồn lực khác đối với khả năng tiếp cận tín dụng của hộ CBT dựa trên mô hình probit sau:

$$TD_i^* = \gamma_i TK_i + \delta_i X_i + \epsilon_i, \quad TD_i = \begin{cases} 1, & TD_i^* > 0 \\ 0, & TD_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

Trong đó, TD_i^* đề cập đến một biến tiềm ẩn đại diện cho khả năng tiếp cận tín dụng ngân hàng, được quan sát bởi biến nhị TD_i ($TD_i = 1$ đối với hộ có vay vốn ngân hàng và $TD_i = 0$ đối với hộ không vay vốn ngân hàng); TK_i đề cập đến sở hữu tài khoản ngân hàng; X_i được định nghĩa trước đó; γ_i và δ_i là các tham số được ước lượng; ϵ_i là phần dư ước lượng mô hình.

Trong mô hình SUBP, biến thể hiện hộ CBT tiếp nhận thanh toán trực tuyến từ du khách được sử dụng làm biến công cụ. Tiếp nhận thanh toán trực tuyến từ du khách được kỳ vọng có ảnh hưởng tới việc sở hữu tài khoản ngân hàng, nhưng không có ảnh hưởng trực tiếp tới tiếp cận tín dụng ngân hàng. Về mặt thống kê, hệ số tương quan Pearson giữa biến công cụ và biến nội sinh được tính toán để kiểm định ý nghĩa của biến công cụ. Ước lượng đồng thời các phương trình (1) và (2) tạo ra một hệ số tương quan giữa hai sai số ước lượng trong mô hình (1) và (2), tức là $\rho_{\epsilon\epsilon} = \text{corr}(\epsilon_i, \epsilon_i)$. Nếu $\rho_{\epsilon\epsilon}$ có ý nghĩa thống kê, nó sẽ gợi ý sự hiện diện của ước lượng chệch gây ra bởi vấn đề tự lựa chọn phát sinh từ các yếu tố không được quan sát. Khi đó, sử dụng mô hình SUBP với biến công cụ sẽ cho kết quả tin cậy hơn.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thực trạng tiếp cận dịch vụ ngân hàng số của hộ CBT

4.1.1. Tiếp cận tín dụng ngân hàng

Dữ liệu từ 370 hộ CBT cho thấy rằng 66,21% số hộ có vay vốn ngân hàng trong vòng 36 tháng tính đến thời điểm phỏng vấn. Lượng vốn vay bình quân là 152,37 triệu đồng, lãi suất bình quân 0,76%/tháng và kỳ hạn 39,74 tháng/khoản vay. Hơn một nửa khoản vay cần thế chấp bằng giấy chứng nhận quyền sử dụng đất. Tín dụng được sử dụng chủ yếu cho cải thiện điều kiện lưu trú tại homestay để tăng chất lượng dịch vụ du lịch. Ngoài ra, một phần tín dụng phục vụ cho hoạt động sản xuất nông nghiệp và buôn bán nhỏ. Các hoạt động nông nghiệp cũng được duy trì để cung cấp lương thực, thực phẩm, đồng thời để tạo nguồn thu nhập ứng phó với tính chất thời vụ của du lịch. Do bản chất của địa hình miền núi, chi phí mua và vận chuyển vật liệu xây dựng cao dẫn tới chi phí cao hơn trong cải tạo và xây dựng mới homestay. Trong khi đó, lượng tín dụng thường không vượt quá 70% giá trị tài sản thế chấp nên chưa đáp ứng đủ nhu cầu của hộ.

Bảng 1: Đặc điểm tiếp cận tín dụng ngân hàng của hộ CBT

Đặc điểm tín dụng	Giá trị trung bình
Tỷ trọng số hộ có vay vốn ngân hàng (%)	66,21
Lượng vốn vay bình quân (triệu đồng)	152,37
Lượng vốn đăng ký vay bình quân (triệu đồng)	190,05
Lãi suất bình quân tháng (%)	0,76
Kỳ hạn bình quân (tháng)	39,74
Tỷ trọng khoản vay cần tài sản đảm bảo (%)	55,18
Tỷ trọng lượng vốn vay sử dụng cho phát triển CBT (%)	67,98
Tỷ trọng lượng vốn vay sử dụng cho nông nghiệp (%)	26,76
Tỷ trọng lượng vốn vay sử dụng cho buôn bán (%)	5,26

Nguồn: Tổng hợp từ kết quả phỏng vấn hộ CBT năm 2020.

Các đặc điểm tiếp cận tín dụng ngân hàng nêu trên có tính tương đồng giữa các hộ CBT ở miền núi Tây Bắc, Việt Nam và các hộ CBT ở các nước đang phát triển. Họ đang phải đối mặt với các vấn đề tương tự khi khởi nghiệp và phát triển hoạt động kinh doanh, trong đó khó khăn phổ biến liên quan đến tiếp cận các dịch vụ ngân hàng (Dodds & Galaski, 2018). Các chủ hộ chủ yếu sử dụng nguồn vốn từ quỹ tiết kiệm cá nhân và từ đóng góp của các thành viên trong gia đình, họ hàng (Jaafar & cộng sự, 2011).

4.1.2. Tiếp cận tài khoản ngân hàng

Bảng 2 cho thấy khoảng 2/3 số hộ có mở tài khoản tại ngân hàng, trong đó tài khoản chủ yếu được mở tại Ngân hàng Nông nghiệp và Phát triển Nông thôn (Agribank) do đây là ngân hàng có độ bao phủ rộng với

hiều chi nhánh ở các vùng nông thôn miền núi. Mục đích mở tài khoản chủ yếu của các hộ để thanh toán, chuyển tiền và tiết kiệm. Các nguyên nhân chính không mở tài khoản là do ngại thủ tục phức tạp, sợ rủi ro giao dịch, chưa biết thủ tục và không có nhu cầu giao dịch qua tài khoản.

Bảng 2: Đặc điểm tiếp cận tài khoản ngân hàng của hộ CBT

Đặc điểm tài khoản ngân hàng	Giá trị trung bình
1. Tỷ trọng số hộ có tài khoản ngân hàng (%)	66,21
<i>Trong đó:</i>	
Tỷ trọng số hộ mở tài khoản tại ngân hàng nông nghiệp và phát triển nông thôn (Agribank)	85,06
Tỷ trọng số hộ mở tài khoản tại ngân hàng chính sách xã hội (VBSP)	6,64
Tỷ trọng số hộ mở tài khoản tại ngân hàng đầu tư và phát triển (BIDV)	19,50
Tỷ trọng số hộ mở tài khoản tại Ngân hàng Thương mại Cổ phần Công thương Việt Nam (Vietinbank)	7,05
Tỷ trọng số hộ mở tài khoản tại ngân hàng khác (VP, MB...)	2,92
2. Mục đích mở tài khoản	
Tỷ trọng số hộ mở tài khoản để tiết kiệm (%)	74,69
Tỷ trọng số hộ mở tài khoản để thanh toán (%)	84,65
Tỷ trọng số hộ mở tài khoản để vay ngân hàng (%)	18,67
3. Hộ không có tài khoản ngân hàng	
Tỷ trọng số hộ không mở tài khoản do không có nhu cầu (%)	42,27
Tỷ trọng số hộ không mở tài khoản do ngại thủ tục phức tạp (%)	60,97
Tỷ trọng số hộ không mở tài khoản do lo ngại rủi ro giao dịch (%)	60,16
Tỷ trọng số hộ không mở tài khoản do không biết thủ tục (%)	60,16
Tỷ trọng số hộ đã mở tài khoản nhưng không thành công (%)	4,06

Nguồn: Tính toán từ số liệu khảo sát hộ CBT năm 2020.

4.2. Yếu tố ảnh hưởng tiếp cận dịch vụ ngân hàng của hộ CBT

Kết quả ước lượng mô hình SUBP được trình bày ở Bảng 3. Kết quả cho thấy hệ số tương quan có ý nghĩa thống kê ở mức 5% cho thấy sự hiện diện của ước lượng chênh do vấn đề tự lựa chọn của hộ phát sinh từ các yếu tố không được quan sát. Biến công cụ có tương quan có ý nghĩa thống kê với sở hữu tài khoản ngân hàng nhưng không tương quan có ý nghĩa thống kê với tiếp cận tín dụng và điều đó cho thấy sự phù hợp của biến công cụ được sử dụng. Các hệ số chặn của các mô hình không có ý nghĩa thống kê hàm ý về sự phù hợp của các biến được sử dụng trong mô hình.

Kết quả ước lượng cũng chỉ ra ảnh hưởng tích cực của sử dụng điện thoại thông minh trong thanh toán trực tuyến đến tiếp cận tín dụng ngân hàng của các hộ CBT. Hệ số ước lượng của biến này có giá trị dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Kết quả này phù hợp với kết quả trong nghiên cứu bởi Uwamariya & cộng sự (2021), Pradhan & Ehnis (2019) khi các tác giả cho rằng thanh toán trực tuyến trên các nền tảng kỹ thuật số giúp nâng cao hiệu quả kinh doanh du lịch cộng đồng, qua đó hấp dẫn hơn nguồn tín dụng từ ngân hàng.

So với các hộ khác (nhà hàng, cửa hàng cung cấp, đồ thủ công), những hộ có homestay có khả năng tiếp cận tín dụng và tài khoản ngân hàng cao hơn. Các phát hiện này cho thấy tồn tại các ảnh hưởng của điều kiện lưu trú đến quyết định tiếp cận dịch vụ ngân hàng của hộ CBT. Hộ có homestay có nhu cầu gia tăng vốn để cải thiện điều kiện lưu trú, qua đó tăng chất lượng dịch vụ (Wilson, 2007). Tài khoản ngân hàng giúp các hộ thuận lợi hơn trong tiết kiệm, giảm thời gian giao dịch và đáp ứng nhu cầu thanh toán của du khách. Tại các homestay, hoạt động nông nghiệp như trồng cây ăn quả, cây cảnh, canh tác trên những thửa ruộng bậc thang vừa tạo cảnh quan, phục vụ nhu cầu trải nghiệm của du khách, đồng thời tạo nguồn thu nhập bổ sung cho du lịch.

Ảnh hưởng cận biên của các biến đại diện cho sự liên kết du lịch giữa các hộ CBT và giữa các hộ CBT với các doanh nghiệp lữ hành là tích cực và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Liên kết giúp các hộ chia sẻ nguồn lực, tăng khả năng kết nối với thị trường, giảm rủi ro và qua đó giúp tăng tiếp cận các dịch vụ ngân hàng. Liên kết còn giúp thúc đẩy hợp tác marketing, phát triển các tours du lịch tại nhiều điểm đến khác

Bảng 3: Yếu tố ảnh hưởng đến tiếp cận dịch vụ ngân hàng của hộ CBT

Các biến giải thích	Tiếp cận tín dụng (hệ số ước lượng)	Tiếp cận tài khoản (hệ số ước lượng)
Hộ có tài khoản ngân hàng	- 1,178 (0,309) ^{***}	
Tuổi của chủ hộ	- 0,024 (0,047)	- 0,017 (0,055)
Tuổi của chủ hộ bình phương	0,0004 (0,0005)	0,0001 (0,0006)
Giới tính của chủ hộ	- 0,116 (0,183)	- 0,517 (0,245) ^{**}
Hộ sử dụng điện thoại để thanh toán trực tuyến	0,579 (0,158) ^{***}	0,205 (0,203)
Hộ sở hữu homestay	0,456(0,177) ^{**}	0,517 (0,196) ^{***}
Số doanh nghiệp có thỏa thuận hợp tác để kết nối du khách	0,159 (0,044) ^{***}	0,294 (0,067) ^{***}
Số hộ có hợp tác, chia sẻ thông tin du lịch	0,085 (0,041) ^{**}	0,1067 (0,052) ^{**}
Thành viên hội nông dân	- 0,182 (0,160)	- 0,166 (0,203)
Thành viên Hội liên hiệp Phụ nữ	0,502 (0,182) ^{***}	0,818 (0,228) ^{***}
Hộ có tiếp nhận thanh toán trực tuyến từ khách du lịch trong nước		1,595 (0,252) ^{***}
<i>Tóm tắt mô hình</i>		
Hệ số chặn của mô hình	0,625 (1,019)	0,024 (1,211)
Số quan sát		370
Wald chi2(20)		146,93
Prob > chi2		0,000
/athrho		0,737 (0,349) ^{**}
rho		0,627 (0,212)
Likelihood-ratio test of rho = 0: chi2(1) = 6,18 Prob > chi2 = 0,0129		

Ghi chú: sai số chuẩn trong ngoặc đơn; ^{**} $p < 0,05$, ^{***} $p < 0,01$;

Hệ số tương quan giữa biến công cụ và biến tài khoản: 0,3172 có ý nghĩa thống kê ở mức $p < 0,01$ và với biến tín dụng là 0,0032 không có ý nghĩa thống kê ở $p < 0,10$.

nhau (Ngo & cộng sự, 2019). Do đó, các hoạt động liên kết giữa các hộ trong cùng một địa bàn để thành lập các tổ hợp tác, hợp tác xã du lịch, đồng thời liên kết với các doanh nghiệp lữ hành cần được chú trọng hơn trong phát triển CBT.

Ảnh hưởng của sở hữu tài khoản tới tiếp cận tín dụng mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Về lý thuyết, những hộ có tài khoản có khả năng vay vốn cao hơn do ngân hàng có thể nắm bắt được dòng tiền của người vay. Tuy vậy, theo lập luận của Fitzpatrick (2015), những hộ có tài khoản ngân hàng thường có thu nhập và năng lực tài chính cao hơn nên họ có xu hướng giảm sử dụng tín dụng. Do vậy, sở hữu tài khoản không tăng lượng tín dụng thực tế mà chỉ làm tăng khả năng tiếp cận (Wale & Makina, 2017).

Tuổi của chủ hộ đại diện cho khả năng kinh tế theo vòng đời. Những chủ hộ trẻ tuổi có thể năng động hơn trong nắm bắt thông tin kinh doanh, nhưng họ cũng cần thời gian để tích lũy tài sản. Kết quả cho thấy hệ số ước lượng của biến tuổi và tuổi bình phương không có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Ảnh hưởng vòng đời của tuổi tác đối với khả năng tiếp cận tín dụng và tài khoản ngân hàng không được hiện diện trong nghiên cứu này.

Một phát hiện khác là các hộ mà chủ hộ là nữ giới thì khả năng sở hữu tài khoản ngân hàng cao hơn. Ảnh hưởng cận biên của biến giới tính là ngược chiều và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Kết quả này phù hợp với phát hiện của Rosca & Brem (2020) khi kết luận rằng nữ giới có xu hướng chủ động hơn trong quản lý tài chính và nắm giữ tài khoản so với nam giới. Phụ nữ cũng có xu hướng sử dụng tài chính cho các hoạt động đem lại lợi ích kinh tế cho hộ nhiều hơn.

4.3. Sử dụng công cụ thông tin và truyền thông của hộ CBT trong kết nối với ngân hàng

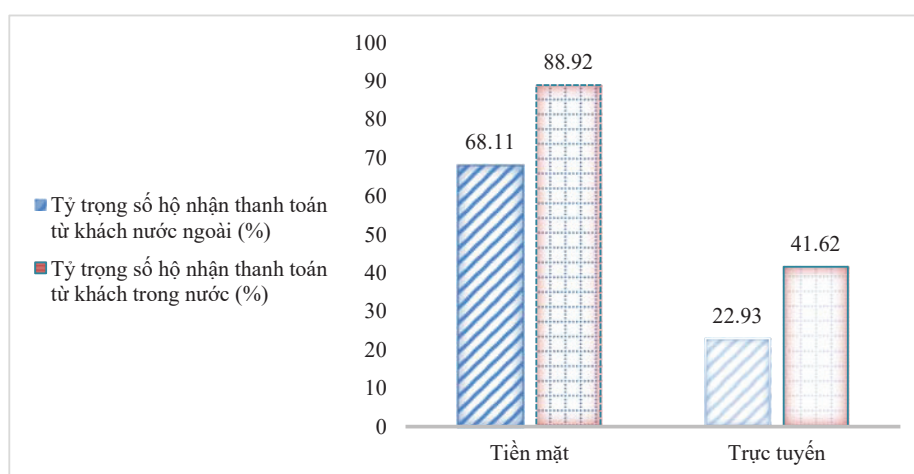
Bảng 4 cho thấy trong khi 96,15% trong số 370 những người được hỏi sở hữu điện thoại di động thông minh, chỉ 38,64% đã sử dụng điện thoại để thanh toán trực tuyến và 11,62% sử dụng để vay vốn ngân hàng trực tuyến.

Bảng 4: Mục đích chính sử dụng điện thoại thông minh trong kinh doanh của hộ CBT

Mục đích	Tỷ trọng số hộ (%)	Thứ hạng
Tỷ trọng số hộ sử dụng điện thoại để nhận đặt chỗ từ du khách	87,29	1
Tỷ trọng số hộ sử dụng điện thoại để nhận tin nhắn về số dư tài khoản ngân hàng	64,05	2
Tỷ trọng số hộ sử dụng điện thoại để nhận thông tin về các chương trình tín dụng ngân hàng	40,27	3
Tỷ trọng số hộ sử dụng điện thoại để thanh toán trực tuyến	38,64	4
Tỷ trọng số hộ sử dụng điện thoại để vay ngân hàng trực tuyến	11,62	5

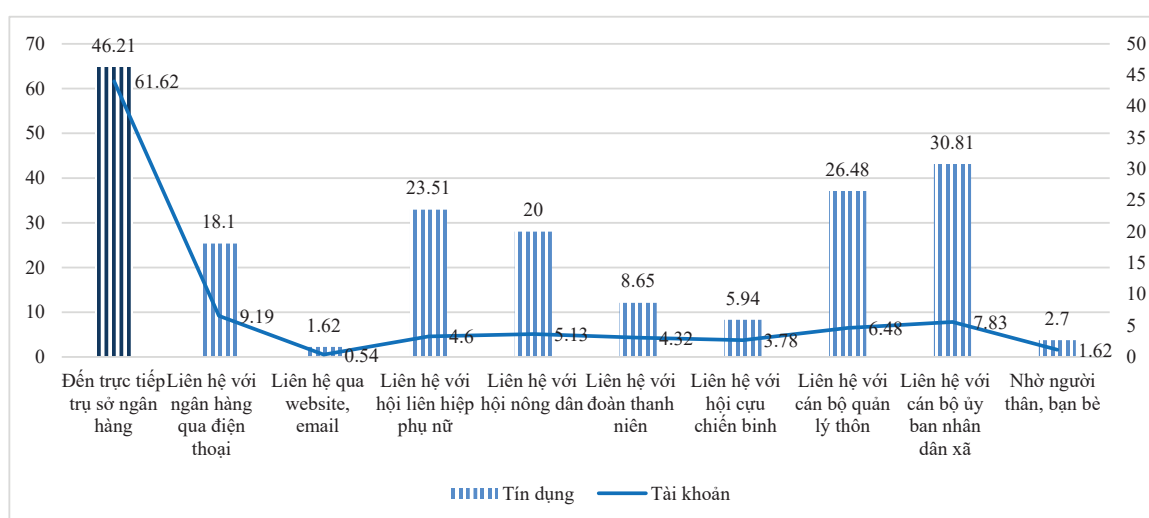
Nguồn: Tính toán từ số liệu khảo sát hộ CBT năm 2020.

Hình 1 cho thấy các hộ nhận thanh toán chủ yếu bằng tiền mặt từ khách du lịch, trong khi kết quả phân tích ở mô hình SUBP cho thấy thanh toán trực tuyến có tác động thuận chiều tới tiếp cận tín dụng. Do đó, hình thức thanh toán trực tuyến cần được phát triển để đem lại sự thuận tiện cho du khách, đảm bảo độ bảo

Hình 1: Tỷ trọng số hộ nhận thanh toán từ du khách theo hình thức thanh toán (%)

Nguồn: Tính toán từ số liệu khảo sát hộ CBT năm 2020.

mật, hiệu quả kinh doanh, qua đó thuyết phục ngân hàng đầu tư. Du khách có thể thanh toán trực tuyến an toàn mà không cần sử dụng tiền mặt. Kết quả này hàm ý rằng số hóa các dịch vụ thanh toán trực tuyến là cơ hội để thúc đẩy CBT phát triển mạnh mẽ hơn.

Hình 2: Tỷ trọng số hộ sử dụng các kênh chính liên hệ ngân hàng vay vốn, mở tài khoản (%)

Nguồn: Tính toán từ số liệu khảo sát hộ CBT năm 2020.

Kết quả khảo sát trình bày ở Hình 2 cho thấy các hộ chủ yếu lựa chọn phương thức gặp gỡ trực tiếp khi giao dịch với ngân hàng để vay vốn, hoặc mở tài khoản. Việc sử dụng dịch vụ ngân hàng qua điện thoại di động, email, websites chưa phổ biến so với các kênh khác như giao dịch tại máy ATM và đến trực tiếp các chi nhánh ngân hàng. Đối với giao dịch tín dụng, hộ còn liên hệ trực tiếp với hội liên hiệp phụ nữ và hội nông dân để tiếp nhận thông tin và được hướng dẫn thủ tục vay vốn ủy thác từ ngân hàng. Ngoài ra, các hộ còn gặp mặt trực tiếp với cán bộ thôn, xã để được hỗ trợ về thủ tục và được xác nhận các thông tin trong hồ sơ vay vốn.

4.4. Nhu cầu và mối quan tâm của hộ CBT đối với các dịch vụ ngân hàng số

Các dịch vụ như công nghệ truyền thông kỹ thuật số, vốn và liên kết du lịch có vai trò quan trọng đối với hộ CBT (Inversini & Rega, 2020). Để tìm hiểu nhu cầu của hộ CBT đối với các dịch vụ ngân hàng số, trong quá trình phỏng vấn, các chủ hộ CBT được hỏi “Trong vòng 3 năm tới đây, nếu ngân hàng cung cấp những

Bảng 5: Nhu cầu sử dụng các dịch vụ ngân hàng số của hộ CBT

Dịch vụ ngân hàng số	Tỷ trọng (%)	Thứ hạng
Thanh toán hóa đơn trực tuyến	97,03	1
Chuyển khoản trực tuyến	95,94	2
Vay vốn trực tuyến	94,59	3
Nộp thuế trực tuyến	91,08	4

Nguồn: Tính toán từ số liệu khảo sát hộ CBT năm 2020.

dịch vụ trực tuyến dưới đây. Anh/Chị có sẵn lòng sử dụng không nếu chi phí hợp lý?”. Kết quả khảo sát cho thấy có khoảng 91-97% số hộ bày tỏ sự sẵn sàng sử dụng các dịch vụ ngân hàng số trong thanh toán hóa đơn, chuyển khoản, vay vốn và nộp thuế (Bảng 5).

Tuy nhiên, số liệu tổng hợp từ Bảng 6 cho thấy các hộ chỉ sẵn lòng sử dụng dịch vụ nếu các điều kiện như sự an toàn trong giao dịch, sự tiện lợi, thủ tục và những thông tin hướng dẫn sử dụng dịch vụ được đáp ứng. Do vậy, thiết kế các dịch vụ với các đặc tính đáp ứng được những mối quan tâm của khách hàng có vai trò quan trọng trong phát triển các dịch vụ ngân hàng số (Khanboubi & cộng sự, 2019). Thực tế tại Việt Nam, các yếu tố như lợi ích từ dịch vụ, thói quen, niềm tin ảnh hưởng mạnh mẽ đến ý định của người dân trong sử dụng các dịch vụ ngân hàng số (Nguyen, 2020). Nghiên cứu bởi Boonsiritomachai & Pitchayadejanant

Bảng 6: Mức độ quan tâm khi sử dụng dịch vụ ngân hàng số của hộ CBT

Mối quan tâm	Giá trị trung bình	Ý nghĩa giá trị trung bình	Thứ hạng
Sự an toàn, bảo mật thông tin	4,45	Rất quan tâm	1
Sự nhanh chóng, tiện lợi	4,43	Rất quan tâm	2
Mức phí đăng ký	4,38	Rất quan tâm	3
Thủ tục, điều kiện đăng ký	4,34	Rất quan tâm	4
Được hướng dẫn sử dụng	4,23	Rất quan tâm	5

Ghi chú: Giá trị và ý nghĩa của trung bình được tính theo thang đo Likert: 1-Hoàn toàn không quan tâm; 2- Không quan tâm; 3-Bình thường; 4-Quan tâm; 5-Rất quan tâm.

(2017) cũng cho thấy yếu tố bảo mật thông tin khi giao dịch qua các ứng dụng ngân hàng di động giữ vai trò then chốt trong thúc đẩy phát triển ngân hàng số ở nhiều nước trên thế giới. Vì vậy, các nhà cung cấp dịch vụ cần xây dựng niềm tin trong giao dịch cho người dùng vào ngân hàng số (Baptista & Oliveira, 2015).

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Bài viết phân tích nhu cầu và những yếu tố ảnh hưởng đến tiếp cận các dịch vụ ngân hàng số của hộ CBT ở vùng núi Tây Bắc, Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy các hộ CBT có nhu cầu lớn trong tiếp cận các dịch vụ ngân hàng số để đầu tư, tăng chất lượng các dịch vụ lưu trú và nâng cao hiệu quả kinh doanh. Mặc dù còn nhiều dư địa để phát triển, mức độ sử dụng các dịch vụ ngân hàng số còn chưa phổ biến, đặc biệt đối với vùng núi Tây Bắc. Điện thoại thông minh và internet được sử dụng khá phổ biến nhưng rất ít các hộ CBT sử dụng công cụ này trong giao dịch trực tuyến với ngân hàng. Hiện tại, các giao dịch chủ yếu diễn ra trực

tiếp tại các chi nhánh và vẫn chịu ảnh hưởng của những rào cản tiếp cận truyền thống. Nhận thanh toán tiền mặt từ khách du lịch vẫn là phương thức chủ yếu của các hộ. Kết quả nghiên cứu còn cho thấy tiếp cận dịch vụ ngân hàng sẽ thuận lợi hơn nếu các hộ sử dụng điện thoại thông minh trong thanh toán, là thành viên hội liên hiệp phụ nữ, sở hữu homestay và tham gia liên kết phát triển các tours, các điểm đến du lịch. Bên cạnh đó, nghiên cứu còn chỉ ra hạn mức tín dụng và sự phụ thuộc vào tài sản đảm bảo vẫn còn là những rào cản trong đầu tư phát triển CBT.

Trong thời gian tới, ứng dụng các công cụ ICTs trong thiết kế và cung ứng các dịch vụ ngân hàng để giảm chi phí giao dịch, khắc phục bất cân xứng thông tin thị trường và giảm sự phụ thuộc vào tài sản đảm bảo là rất cần thiết. Các dịch vụ ngân hàng số đang dần trở thành xu hướng chủ đạo trong phát triển nông nghiệp, nông thôn nói chung và CBT nói riêng. Sự đồng hành của ngân hàng, cơ quan nhà nước, doanh nghiệp viễn thông, doanh nghiệp lữ hành, các tổ hợp tác, hợp tác xã và hiệp hội du lịch là rất cần thiết để thúc đẩy phát triển CBT, qua đó nâng cao quyền năng kinh tế cho cộng đồng địa phương. Kết quả trong nghiên cứu này đã mang lại một số ý nghĩa và cung cấp thêm các hiểu biết mới về tiếp cận dịch vụ ngân hàng của hộ CBT trong bối cảnh chuyển đổi số. Trong tương lai, những nghiên cứu tương tự sẽ có mức độ tin cậy cao hơn nếu các điều kiện kết nối cung cầu các dịch vụ ngân hàng số trong phát triển CBT được phân tích sâu hơn với quy mô khảo sát và các nguồn lực tài chính lớn hơn.

Phụ lục 1A: Thống kê mô tả các biến trong mô hình SUBP

Tên biến	Giá trị trung bình	Sai số chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Hộ có vay vốn ngân hàng	0,65	0,476	0	1
Hộ có tài khoản ngân hàng	0,67	0,472	0	1
Tuổi của chủ hộ	40,35	9,81	20	80
Tuổi của chủ hộ bình phương	1.724,14	880,63	400	6.400
Giới tính của chủ hộ	0,78	0,412	0	1
Hộ sử dụng điện thoại để thanh toán trực tuyến	0,38	0,487	0	1
Hộ sở hữu homestay	0,71	0,455	0	1
Số doanh nghiệp có thỏa thuận hợp tác để kết nối du khách	1,26	2,11	0	10
Số hộ có hợp tác, chia sẻ thông tin du lịch	1,23	2,10	0	12
Thành viên hội nông dân	0,35	0,479	0	1
Thành viên Hội liên hiệp phụ nữ	0,29	0,455	0	1
Hộ có tiếp nhận thanh toán trực tuyến từ khách quốc tế	0,23	0,421	0	1
Hộ có tiếp nhận thanh toán trực tuyến từ khách trong nước	0,42	0,493	0	1

Nguồn: Tính toán từ số liệu khảo sát hộ CBT năm 2020.

Lời thừa nhận/Cảm ơn: “Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ Phát triển khoa học và công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong đề tài mã số 502.01-2020.37”.

Tài liệu tham khảo:

- Agarwal, S. & Chua, Y.H. (2020), ‘FinTech and household finance: a review of the empirical literature’, *China Finance Review International*, 10(4), 361-376.
- Banki, M.B. & Ismail, H.N. (2015), ‘Understanding the characteristics of family owned tourism micro businesses in mountain destinations in developing countries: evidence from Nigeria’, *Tourism Management Perspectives*, 13, 18-32.
- Baptista, G. & Oliveira, T. (2015), ‘Understanding mobile banking: The unified theory of acceptance and use of

- technology combined with cultural moderators', *Computers in Human Behavior*, 50, 418-430.
- Boonsiritomachai, W. & Pitchayadejanant, K. (2017), 'Determinants affecting mobile banking adoption by generation Y based on the unified theory of acceptance and use of technology model modified by the technology acceptance model concept', *Kasetsart Journal of Social Sciences*, 40(2), 349-358.
- Chen, C.S. & Elston, A.J. (2013), 'Entrepreneurial motives and characteristics: An analysis of small restaurant owners', *International Journal of Hospitality Management*, 35, 294-305.
- Dodds, R., Ali, A. & Galaski, K. (2018), 'Mobilizing knowledge: Determining key elements for success and pitfalls in developing community-based tourism', *Current Issues in Tourism*, 21(13), 1547-1568.
- Đỗ Xuân Luận (2019), 'Điện thoại thông minh thúc đẩy tiếp cận tín dụng của hộ gia đình ở Tây Bắc, Việt Nam: Hàm ý chính sách ứng dụng công nghệ số trong thúc đẩy tài chính toàn diện ở nông thôn', *Tạp chí nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 30(11), 68-88.
- Fitzpatrick, K. (2015), 'The effect of bank account ownership on credit and consumption: Evidence from the United Kingdom', *Southern Economic Journal*, 82(1), 55-80.
- Getz, D. & Carlsen, J. (2005), 'Family business in tourism: State of the art', *Annals of tourism research*, 32(1), 237-258.
- Green, C.J., Kirkpatrick, C.H. & Murinde, V. (2006), 'Finance for small enterprise growth and poverty reduction in developing countries', *Journal of International Development: The Journal of the Development Studies Association*, 18(7), 1017-1030.
- Inversini, A. & Rega, I. (2020), 'Digital communication and tourism for development', in *Handbook of Communication for Development and Social Change*, Springer, Singapore, 667-677.
- Jaafar, M., Abdul-Aziz, A.R., Maideen, S.A. & Mohd, S.Z. (2011), 'Entrepreneurship in the tourism industry: Issues in developing countries', *International Journal of Hospitality Management*, 30, 827-835.
- Kaila, H. & Tarp, F. (2019), 'Can the Internet improve agricultural production? Evidence from Viet Nam', *Agricultural Economics*, 50(6), 675-691.
- Keskinen, P., Arvila, N., Winschiers-Theophilus, H. & Nieminen, M. (2020), 'The effect of digital community-based tourism platform to hosts' livelihood', Proceeding of *Evolving Perspectives on ICTs in Global Souths - 11th International Development Informatics Association Conference, IDIA 2020*, Communications in Computer and Information Science, 3-16.
- Khanboubi, F., Boulmakoul, A. & Tabaa, M. (2019), 'Impact of digital trends using IoT on banking processes', *Procedia Computer Science*, 151, 77-84.
- Ladzani, W. & Netswera, G. (2009), 'Support for rural tourism business in Limpopo province South Africa', *Development Southern Africa*, 26(2), 225-239.
- López-Guzmán T., Borges, O. & Hernandez-Merino, M. (2013), 'Analysis of communitybased tourism in Capae Verde. A study on the island of São Vicente, Anatolia', *International Journal of Tourism and Hospitality Research*, 24(2), 129-143.
- Magali, J. (2019), 'The role of MFIs financing in facilitating tourism development: Review of empirical literatures', presentation at *the 2nd International Conference on the Future of Tourism (ICFT)*, Tanzania, April 16th-17th.
- Mitchell, J. & Ashley, C. (2009), *Tourism and poverty reduction: pathways to prosperity*, Routledge, London.
- Mushtaq, R. & Bruneau, C. (2019), 'Microfinance, financial inclusion and ICT: Implications for poverty and inequality', *Technology in Society*, 59, 101154-101173.
- Ngo, T.M., Hales, R. & Lohmann, G. (2019), 'Collaborative marketing for the sustainable development of community-based tourism enterprises: A reconciliation of diverse perspectives', *Current Issues in Tourism*, 22(18), 2266-2283.
- Nguyen, T.N.D., d'Hautesserre, M. & Serrao-Neumann, S. (2021), 'Intrinsic barriers to and opportunities for community empowerment in community-based tourism development in Thai Nguyen province, Vietnam', *Journal of Sustainable Tourism*, February, 1-19.
- Nguyen, T.O. (2020), 'Factors affecting the intention to use digital banking in Vietnam', *The Journal of Asian Finance*,

- Pasanchay, K. & Schott, C. (2021), 'Community-based tourism homestays' capacity to advance the Sustainable Development Goals: A holistic sustainable livelihood perspective', *Tourism Management Perspectives*, 37, 100784-100795.
- Pradhan, S. & Ehnis, C. (2019), 'Towards a digital platform to support/enhance community-based tourism in developing countries-findings from Nepal', presentation at *the 30th Australasian Conference on Information Systems*, Perth, Australia, December 9th-11th.
- Rosalina, P.D., Dupre, K. & Wang, Y. (2021), 'Rural tourism: A systematic literature review on definitions and challenges', *Journal of Hospitality and Tourism Management*, 47, 134-149.
- Rosca, E., Agarwal, N., & Brem, A. (2020), 'Women entrepreneurs as agents of change: A comparative analysis of social entrepreneurship processes in emerging markets', *Technological Forecasting and Social Change*, 157, p.120067.
- Stone, S.L. & Stone, M.T. (2011), 'Community-based tourism enterprises: Challenges and prospects for community participation; Khama Rhino Sanctuary Trust, Botswana', *Journal of Sustainable Tourism*, 19(1), 97-114.
- Thuo, M., Bell, A.A., Bravo-Ureta, B.E., Lachaud, M.A., Okello, D.K., Okoko, E.N., Kidula, N.L., Deom, C.M. & Puppala, N. (2014), 'Effects of social network factors on information acquisition and adoption of improved groundnut varieties: The case of Uganda and Kenya', *Agriculture and Human Values*, 31, 339-353.
- Tổng cục Thống kê (2019), *Niên giám Thống kê*, Nhà Xuất bản Thống kê, Hà Nội.
- Uwamariya, M., Cremer, S. & Loebbecke, C. (2021), 'Mobile payment enhancing tourism in emerging markets: A qualitative study among small and medium-sized enterprises (SMEs) in Rwanda's tourism sector', *Journal of African Business*, January, 1-17.
- Wale, L.E. & Makina, D. (2017), 'Account ownership and use of financial services among individuals: Evidence from selected Sub-Saharan African economies', *African Journal of Economic and Management Studies*, 8(1), 19-35.
- Wilson, L. (2007), 'The family farm business? Insights into family, business and ownership dimensions of open-farms', *Leisure Studies*, 26(3), 357-374.
- Zielinski, S., Jeong, Y. & Milanés, C.B. (2020), 'Factors that influence community-based tourism (CBT) in developing and developed countries', *Tourism Geographies*, 1-33, doi:10.1080/14616688.2020.1786156.

CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN Ý ĐỊNH KHỞI NGHIỆP CỦA SINH VIÊN VIỆT NAM: SO SÁNH SỰ KHÁC BIỆT GIỚI TÍNH VÀ KHỐI NGÀNH

Nguyễn Đình Toàn

Khoa Marketing, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: nguyendinhthoan@neu.edu.vn

Phạm Thị Huyền

Khoa Marketing, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: huyenpt@neu.edu.vn

Mã bài: JED - 107

Ngày nhận bài: 13/04/2021

Ngày nhận bài sửa: 24/06/2021

Ngày duyệt đăng: 05/10/2021

Tóm tắt:

Nghiên cứu này nhằm phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến ý định khởi nghiệp của sinh viên và kiểm định ảnh hưởng của hai biến kiểm soát là giới tính và khối ngành sinh viên theo học tới ý định đó. Trên cơ sở dữ liệu khảo sát 204 sinh viên, các phân tích đã chỉ ra rằng có 03 nhân tố tác động đến ý định khởi nghiệp của sinh viên với mức độ ảnh hưởng giảm dần từ (1) Sự tự tin vào năng lực bản thân; (2) Nhu cầu thành tích; và (3) Sự sẵn sàng của các nguồn lực. Trong đó, nam có ý định khởi nghiệp nhiều hơn so với nữ; sinh viên kinh tế có ý định khởi nghiệp nhiều hơn so với kỹ thuật. Ý định khởi nghiệp của sinh viên nữ chịu ảnh hưởng không nhiều bởi nhu cầu thành tích trong khi với sinh viên nam, đây lại yếu tố quan trọng. Ý định khởi nghiệp của sinh viên kỹ thuật chịu ảnh hưởng bởi nhu cầu thành tích trong khi không kết luận được sự ảnh hưởng tới ý định khởi nghiệp của sinh viên kinh tế.

Từ khóa: Ý định khởi nghiệp, Nhu cầu thành tích, Sự tự tin vào năng lực bản thân, Sự sẵn sàng của các nguồn lực.

Mã JEL: M31

Factors affecting entrepreneurial intention of Vietnamese students: The comparative analysis on gender and field of study

Abstract:

This study was conducted to investigate the factors affecting the entrepreneurial intention of students in Vietnam and examines the influence of gender and field of study as important controlled variables on this intention. With the samples of 204 students, this research shows 03 factors affecting the entrepreneurial intention of students: Self-efficacy, needs for achievement, and resource accessibility, which have a significant positive effect on entrepreneurial intention in descending order. In addition, the results indicate that male students have higher entrepreneurial intention than female students. More students in business have a tendency to entrepreneur than those in technology. While needs for achievement have little impact on entrepreneurial intention among female students, it is an important factor for male students. The same is evidenced for technology students, albeit proved insignificantly for business students.

Keywords: Entrepreneurial intention, Needs for achievement, Self-efficacy, resource accessibility.

JEL Code: M31

1. Giới thiệu

Việt Nam nói chung và thủ đô Hà Nội nói riêng đã chứng kiến sự xuất hiện một “làn sóng” khởi nghiệp mới với những kết quả đáng ghi nhận. Dù còn rất nhiều khó khăn, thị trường khởi nghiệp ở Việt Nam vẫn đứng trong top 3 thị trường khởi nghiệp phát triển mạnh tại khu vực Đông Nam Á, cùng với Indonesia và Singapore (Cento Ventures & ESP Capital, 2019), chứng tỏ phong trào khởi nghiệp Việt Nam vẫn đang đầy tiềm năng phát triển. Cũng theo Cento Ventures & ESP Capital (2019), Việt Nam đang có một thế hệ doanh nhân ngày càng trẻ hơn về tuổi đời, tràn đầy tự tin, nhiệt huyết để tự tạo ra việc làm cho bản thân mình và cho nhiều người khác. Theo báo cáo của Trung tâm hỗ trợ thanh thiếu niên khởi nghiệp – SYS Việt Nam (SYS Việt Nam, 2020), kết quả khảo sát 284 Start-up năm 2020, có 30% thuộc lĩnh vực nông nghiệp, tiếp sau đó là nhóm Startup thuộc lĩnh vực công nghệ, thông tin và truyền thông chiếm 17%, lĩnh vực bán buôn, bán lẻ và công nghiệp chế biến chế tạo cùng là 13% và 27% lượng doanh nghiệp còn lại dành cho các ngành khác: du lịch (10%), logistics (7%), giáo dục (3%) và các ngành nghề khác (7%). Tất nhiên, 73% start-up đó có quy mô dưới 10 lao động.

Cũng theo SYS Việt Nam (2020), dịch COVID-19 đã gây ra thiệt hại lớn đối với cộng đồng doanh nghiệp nói chung và các doanh nghiệp khởi nghiệp nói riêng khi có tới 50% Startup xác nhận lâm vào tình trạng hoạt động cầm chừng và phát sinh thu nhập không đáng kể; 23% Start-up cho rằng đang mất đi cơ hội gọi vốn và mở rộng thị trường, 20% Startup chọn đóng băng các hoạt động nghĩa là dừng mọi hoạt động sản xuất, kinh doanh; 4% Startup phải dừng mọi hoạt động quảng cáo trên tất cả các nền tảng kể cả online và offline nhằm tiết kiệm chi phí và chỉ 3% bị ảnh hưởng một cách hạn chế, không đáng kể. Nguyên nhân chính xuất phát từ việc thiếu vốn (chiếm 40%), thiếu kiến thức về quản trị điều hành doanh nghiệp vừa và nhỏ (chiếm 50%), thiếu kinh nghiệm thực tế trong môi trường kinh doanh (chiếm 30%), hay nói cách khác là có một tỷ lệ cao các sinh viên và người khởi nghiệp trẻ trông chờ vào sự may mắn trong việc thành lập một doanh nghiệp. Vậy, liệu rằng trong thời gian tới, giới trẻ nói chung và sinh viên nói riêng có còn mặn mà với việc khởi nghiệp hay không? Làm sao để thúc đẩy và duy trì tinh thần khởi nghiệp của sinh viên? Làm sao để hỗ trợ hoạt động khởi nghiệp của sinh viên và tăng tỷ lệ thành công của các dự án sinh viên khởi nghiệp luôn là câu hỏi mà các nhà quản lý mong muốn trả lời.

Bên cạnh đó, mức độ quan tâm đến khởi nghiệp cũng tăng lên tương ứng trong giới học thuật, nhiều nghiên cứu có liên quan đã được thực hiện để tìm hiểu những khía cạnh liên quan đến khởi nghiệp như ý định và hành vi khởi nghiệp (Bird, 1988; Kolvereid, 1996; Tkachev & Kolvereid, 1999; Mazzarol & Soutar, 1999; Misra & Kumar, 2000; Liñán & Fayolle, 2015) họ đề xuất các hướng hành vi và ý định khởi nghiệp khác nhau. Mazzarol & Soutar (1999) cũng như Engle & cộng sự (2010) đã dựa trên các nghiên cứu trước đó, đã đề xuất hai yếu tố tiền đề ý định khởi nghiệp, đó là môi trường và tính cách cá nhân. Liệu rằng, các yếu tố đó có thực sự ảnh hưởng tới ý định khởi nghiệp của sinh viên Việt Nam? Bên cạnh đó, các yếu tố như giới tính hay ngành đang theo học của sinh viên có ảnh hưởng tới ý định khởi nghiệp của họ hay không? Các yếu tố đó có mức độ ảnh hưởng khác nhau tới ý định khởi nghiệp giữa các nhóm giới tính (nam và nữ), khối ngành theo học? Nghiên cứu này đã được thực hiện nhằm hướng tới việc trả lời các câu hỏi đó.

2. Tổng quan nghiên cứu

Khi xem xét các nghiên cứu về ý định khởi nghiệp, Liñán và Fayolle (2015) cho rằng có hai nhóm nghiên cứu khác biệt: Nhóm thứ nhất, xuất phát từ tâm lý xã hội nhằm phân tích các hành vi nói chung và mong muốn làm sáng tỏ quá trình từ thái độ và niềm tin đến hành động hiệu quả. Hai đóng góp lớn của khía cạnh này đặc biệt thích hợp cho nghiên cứu về ý định khởi nghiệp là Ajzen & Fishbein (1980) và của Bandura & cộng sự (1999). Một bước phát triển nữa là Lý thuyết hành vi có kế hoạch (TPB) của (Ajzen, 1991), đã trở thành một trong những lý thuyết được sử dụng rộng rãi nhất trong tâm lý xã hội nói chung (Ajzen, 2012). Nhóm thứ hai, cụ thể vào lĩnh vực khởi nghiệp (Shapero, 1984; Shapero & Sokol, 1982; Bird, 1988). Sự hội tụ của hai khía cạnh này phần lớn nhờ vào một số đóng góp cụ thể thuyết phục cho việc áp dụng các công cụ và lý thuyết từ tâm lý học trong khởi nghiệp (Shaver & Scott, 1992). Nghiên cứu của Krueger & Carsrud (1993) đóng vai trò quan trọng trong việc đưa TPB trở thành lý thuyết tham chiếu trong nghiên cứu về ý định khởi nghiệp. Từ đó đến nay, nghiên cứu về ý định khởi nghiệp được mở rộng, tập trung vào nhiều sắc thái khác nhau, đặc biệt trong đó là nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến ý định khởi nghiệp (Liñán & Fayolle, 2015).

Những nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng tới ý định khởi nghiệp đã xuất hiện từ nửa thế kỷ qua và bị

chi phối bởi nhiều ngành khoa học xã hội khác ngoài kinh tế (Indarti & Krinstiansen, 2003; Zellweger & cộng sự, 2011; Liñán & Chen, 2009). Chẳng hạn, nhu cầu thành tích là mong muốn có được kết quả xuất sắc, đạt được thành tựu, quyền kiểm soát bằng cách đặt ra các tiêu chuẩn cao và phấn đấu để hoàn thành chúng (Lofstrom, 2004). Đó là mối quan tâm nhất quán với việc làm mọi thứ tốt hơn (McClelland & cộng sự, 2020). McClelland & cộng sự (2020) nhấn mạnh rằng nhân tố cá nhân như là nhu cầu thành tích tác động đến từng cá nhân trong việc định hình ý định khởi nghiệp. Các cá nhân với nhu cầu thành tích cao thường có ham muốn thành công vô cùng lớn. Người đạt điểm cao trong nhu cầu thành tích thường đánh giá cao trách nhiệm cá nhân, thích mạo hiểm và vô cùng thích thú với việc nhìn thấy thành quả của mình. Những người có nhu cầu thành tích cao thường tự tin vào bản thân hơn bình thường, thích thú với việc đánh cược vào những điều may rủi đã được tính toán cẩn thận, chủ động điều tra những yếu tố xung quanh ảnh hưởng đến kết quả và đặc biệt khắt khe trong việc tự đánh giá mình đang làm tốt đến đâu (McClelland & cộng sự, 2020).

Bên cạnh đó, Crant (1996) đưa ra lý thuyết về tính chủ động như một dự đoán của ý định khởi nghiệp, bổ sung hữu ích vào các biến nhân cách dự đoán của ý định khởi nghiệp. Sự tự tin vào năng lực bản thân cũng được sử dụng trong quá trình nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng tới ý định khởi nghiệp của sinh viên (Brandstätter, 2011). Sự tự tin vào năng lực bản thân là niềm tin của mọi người về khả năng của họ để tạo ra mức hiệu suất được chỉ định có ảnh hưởng đến các sự kiện ảnh hưởng đến cuộc sống của họ. Niềm tin về năng lực bản thân quyết định cách mọi người cảm nhận, suy nghĩ, thúc đẩy bản thân và hành xử. Những niềm tin như vậy tạo ra những hiệu ứng đa dạng này thông qua bốn quá trình chính. Chúng bao gồm các quá trình nhận thức, động lực, tình cảm và lựa chọn (Zimmerman, 2000). Sự tự tin vào năng lực của bản thân, được rút ra từ một giả thuyết nghiên cứu xã hội của Bandura & Walters (1977). Khái niệm này nhấn mạnh đến niềm tin của một cá nhân về khả năng thể hiện khi được giao cho một nhiệm vụ. Theo Ryan (1970), tự nhận thức có một vai trò trong việc hình thành lên ý định khởi nghiệp. Tương tự, Cromie (2000) cho rằng sự tự tin vào năng lực bản thân ảnh hưởng lên niềm tin của một cá nhân về có hay không một mục tiêu rõ ràng để đạt được từ đó thúc đẩy ý định khởi nghiệp một cách mạnh mẽ hơn (Cassar & Friedman, 2009; Townsend & cộng sự, 2010).

Misra & Kumar (2000) đã đề xuất mô hình giải thích hành vi khởi nghiệp với một số nhân tố như: ý định khởi nghiệp, môi trường khởi nghiệp, các nhân tố nhân khẩu học, tâm lý và tình huống. Một số nghiên cứu khác lại cố gắng điều tra mối quan hệ giữa các nhân tố tâm lý với hành vi khởi nghiệp và mức độ thành công của dự án khởi nghiệp (Kickul & cộng sự, 2010; Lee & Wong, 2004). Green & cộng sự (1996) đã nghiên cứu các đặc tính tâm lý ảnh hưởng đến khởi nghiệp như thế nào. Sengupta & Debnath (1994) đã nhận thấy rằng các nhân tố tâm lý và nhu cầu thành tích có ảnh hưởng đến sự thành công của khởi nghiệp. Panda (2000) kết luận rằng các nhân tố xã hội có mối quan hệ với sự thành công của dự án khởi nghiệp chẳng hạn như sự dịch chuyển nơi ở, giám sát trực tiếp và những tiếp xúc trước đó với công giới. Morrison (2000) đã chỉ ra rằng có mối quan hệ giữa khởi nghiệp với tính đặc thù của văn hóa.

Ngoài ra, điểm kiểm soát tâm lý là một nhân tố cá nhân khác ảnh hưởng tới ý định khởi nghiệp của người trẻ (Zellweger & cộng sự, 2011). Theo Hisrich & cộng sự (2017), điểm kiểm soát tâm lý được hiểu là “một thuộc tính biểu thị cảm giác kiểm soát mà một người có trong cuộc đời”. Khi cân nhắc thành lập một doanh nghiệp, người ta sẽ tự xem xét rằng liệu họ có đủ khả năng để bảo toàn nghị lực và năng lượng cần thiết để giải quyết các thử thách liên quan đến việc thành lập, quản lý và khiến cho doanh nghiệp phát triển hay không. Điểm kiểm soát tâm lý nhấn mạnh vào mức độ của từng cá nhân nhận thức được thành công hay thất bại khi nó trở nên vô cùng khó đoán định so với lúc suy nghĩ ban đầu (Green & cộng sự, 1996). Niềm tin rằng mọi chuyện xảy đến chỉ có thể là do định mệnh hoặc tai nạn là một biểu hiện của việc giới hạn trong sự kiểm soát đến từ bên trong mỗi cá nhân, tương ứng với một số điểm vô cùng thấp trong thang đo điểm kiểm soát tâm lý. Mức độ kiểm soát bản thân được đánh giá là một trong những yếu tố quyết định ảnh hưởng đến đặc tính của các nhà khởi nghiệp (Venkatapathy, 1984). Cá nhân với khả năng kiểm soát cao thường sẽ chắc chắn hơn trong việc có một tầm nhìn rõ ràng hơn về tương lai và xây dựng được một kế hoạch kinh doanh dài hạn (Entrialgo & cộng sự, 2000; Zellweger & cộng sự, 2011).

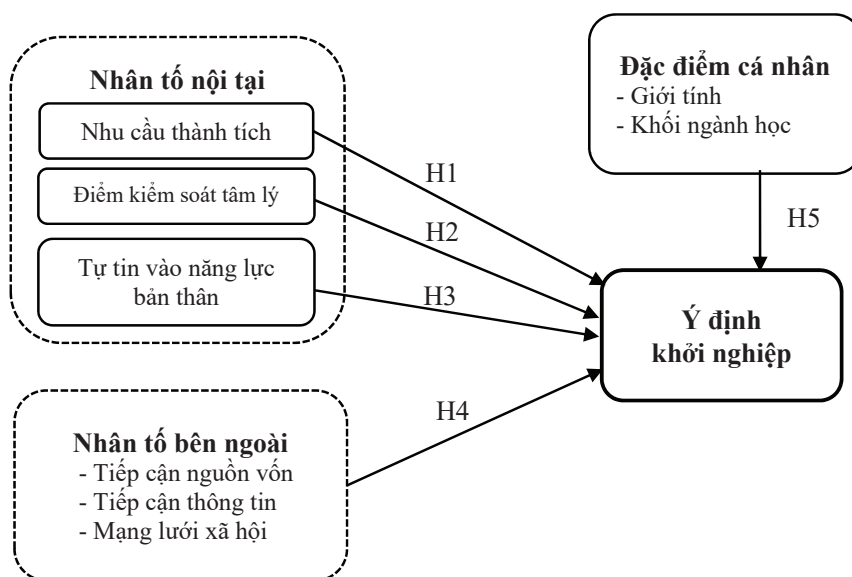
Bên cạnh đó, một số nghiên cứu ủng hộ lập luận rằng các đặc điểm nhân khẩu học như tuổi tác và giới tính và nền tảng cá nhân như trình độ học vấn và việc làm trước đây có ảnh hưởng đến ý định khởi nghiệp (Guerrero & cộng sự, 2008; Li & cộng sự, 2008). Mazzarol & Soutar (1999) nhận thấy rằng so với nam giới, khả năng phụ nữ trở thành người sáng lập doanh nghiệp mới thấp hơn. Tương tự, Kolvereid (1996)

và Strobl & cộng sự (2012) kết luận rằng nam giới có ý định khởi nghiệp cao hơn đáng kể so với nữ giới. Phụ nữ chỉ chiếm khoảng 20% trong số các công ty mới thành lập ở các nước trên thế giới. Mặc dù tuổi tác thường không được coi là yếu tố quyết định quan trọng đối với việc khởi nghiệp khởi nghiệp, Reynolds & cộng sự (1999) nhận thấy rằng các cá nhân từ 25-44 tuổi và những người có kinh nghiệm là những người tích cực nhất trong nỗ lực kinh doanh ở các nước phương Tây (Marques & cộng sự, 2012; Tornikoski & Kautonen, 2009).

Sự khác biệt về giới tính trong ý định khởi nghiệp có lẽ là chủ đề nghiên cứu còn khá đơn lẻ (Liñán & Fayolle, 2015). Nam giới thể hiện thái độ tích cực hơn đối với vấn đề khởi nghiệp và ý định khởi nghiệp cũng cao hơn (Strobl & cộng sự, 2012), cũng tính khả thi được nhận thức tích cực hơn (Novak & cộng sự, 2012). Ngoài ra, phụ nữ có xu hướng nhận thức những rào cản khác nhau đối với khởi nghiệp (Shinnar & cộng sự, 2012). Tuy nhiên những kết quả này cần được nghiên cứu và giải thích thêm đặc biệt là trong các môi trường khác nhau. Đặc biệt, trong bối cảnh nghiên cứu ở Việt Nam – một bối cảnh tương đối mới và còn ít các nghiên cứu về vấn đề cụ thể có liên quan. Ngoài ra, những yếu tố nội tại và bên ngoài khác ảnh hưởng đến ý định khởi nghiệp.

Dựa trên các nghiên cứu và thảo luận lý thuyết đã đề cập ở trên, giới tính, độ tuổi, trình độ học vấn và kinh

Hình 1. Mô hình nghiên cứu đề xuất



H1: Nhu cầu thành tích có tác động tích cực đến ý định khởi nghiệp của sinh viên.

H2: Điểm kiểm soát tâm lý có tác động tích cực đến ý định khởi nghiệp của sinh viên.

H3: Tự tin vào năng lực bản thân có tác động tích cực đến ý định khởi nghiệp của sinh viên.

H4: Sự sẵn sàng của các nguồn lực có tác động tích cực đến ý định khởi nghiệp của sinh viên.

H5: Có sự khác biệt trong đánh giá các yếu tố ảnh hưởng đến ý định khởi nghiệp giữa các nhóm giới tính (nam và nữ), khối ngành theo học (khối ngành kỹ thuật và khối ngành kinh tế).

nghiệm việc làm có thể được coi là những yếu tố có thể ảnh hưởng đến ý định khởi nghiệp. Từ những phân tích ở trên về các nhân tố ảnh hưởng tới ý định khởi nghiệp, tác giả đề xuất mô hình các nhân tố ảnh hưởng đến ý định khởi nghiệp của sinh viên (Hình 1) và đề xuất các giả thuyết sau.

3. Phương pháp nghiên cứu

Để đánh giá tác động của các nhân tố ảnh hưởng đến ý định khởi nghiệp của sinh viên theo mô hình nghiên cứu đã đề xuất, nghiên cứu đã kết hợp cả nghiên cứu định tính và nghiên cứu định lượng. Nghiên cứu định tính được sử dụng giúp khám phá các nhân tố tác động đến ý định khởi nghiệp của sinh viên và để điều chỉnh các thang đo từng nhân tố cho phù hợp với bối cảnh khởi nghiệp ở Việt Nam. Nghiên cứu định lượng được thực hiện theo 2 giai đoạn: nghiên cứu sơ bộ và nghiên cứu chính thức. Trong cả 2 giai đoạn trên, tác giả đều sử dụng phương pháp khảo sát bằng bảng hỏi. Nghiên cứu định lượng sơ bộ được thực hiện để đánh giá sơ bộ về độ tin cậy của các thang đo và loại bỏ những biến quan sát không phù hợp, tác giả sẽ xây dựng

được một thang đo hoàn chỉnh. Các kỹ thuật phân tích dữ liệu như Cronbach's Alpha, phân tích nhân tố khám phá (EFA) với sự hỗ trợ của phần mềm SPSS phiên bản 22.0, để đánh giá chất lượng thang đo. Trong khi đó, để kiểm định mô hình và các giả thuyết nghiên cứu, nhóm nghiên cứu sử dụng phương pháp phân tích nhân tố khẳng định (CFA) và phân tích mô hình cấu trúc (SEM).

Để kiểm định sự khác biệt giữa giới tính và khối ngành, phân tích cấu trúc đa nhóm được sử dụng để so sánh mô hình nghiên cứu theo các nhóm của các biến định danh. Phân tích cấu trúc đa nhóm sử dụng phương pháp ước lượng tối ưu ML; hàm tương thích F là hàm tổng hợp (general fit function) cho tất cả các nhóm; đồng thời, Chi-square được dùng để kiểm định sự khác biệt giữa hai mô hình khả biến và bất biến. Trong nghiên cứu này, tác giả thực hiện phân tích cấu trúc đa nhóm theo thuộc tính: đặc điểm cá nhân của sinh viên có ý định khởi nghiệp theo giới tính, chuyên ngành.

Thang đo được sử dụng gồm các biến quan sát (câu hỏi) được chia thành các nhóm liên quan tới các nhân tố dự kiến ảnh hưởng đến ý định khởi nghiệp của sinh viên như trong Hình 1. Trong đó, để đo lường ý định khởi nghiệp, tác giả sử dụng thang đo ý định khởi nghiệp đã điều chỉnh của Pihie & Akmaliah (2009) với 9 biến quan sát. Tương tự, thang đo nhu cầu thành tích được đánh giá với 4 biến quan sát của Kristiansen & Indarti (2004). Điểm kiểm soát tâm lý đo bằng 3 biến quan sát điều chỉnh của Kristiansen & Indarti (2004). Tự tin vào năng lực bản thân được đo lường với 4 biến quan sát được phát triển bởi Cassar & Friedman (2009). Cuối cùng, thang đo sự sẵn sàng của nguồn lực được đo lường bởi 6 biến quan sát với 3 biến quan sát của Kristiansen & Indarti (2004) và ba biến quan sát phát triển thông qua phỏng vấn chuyên gia, nhà khởi nghiệp và sinh viên.

Trong bước nghiên cứu định tính, tác giả thực hiện phỏng vấn sâu chuyên gia và phỏng vấn nhóm tập trung nhằm hoàn thiện thang đo nháp 1 và tạo ra thang đo nháp 2. Trong bước khảo sát định lượng sơ bộ, với mẫu nghiên cứu là 100 phần tử và kết quả thu về 80 phần tử ($N = 80$), nhằm kiểm định hệ số tin cậy của các thang đo bằng hệ số tin cậy Cronbach Alpha và EFA và loại đi các biến quan sát không đạt tiêu chuẩn.

Sau đó, bảng câu hỏi nghiên cứu hoàn chỉnh được đưa vào điều tra định lượng chính thức tại một số trường đại học trên địa bàn thành phố Hà Nội từ tháng 1/2020 đến tháng 2/2020. Tổng thể nghiên cứu là toàn bộ sinh viên của hai khối ngành Kinh tế quản trị kinh doanh và khối ngành kỹ thuật đang học tập tại các trường trên địa bàn Hà Nội. Bảng hỏi nghiên cứu gồm 27 biến quan sát dùng trong phân tích nhân tố theo nguyên tắc tối thiểu cứ 5 phần tử cho 1 biến quan sát (Bentler & Chou, 1987). Do đó, số mẫu ban đầu tính toán là $27 \times 5 = 135$ phần tử. Tuy nhiên, để tăng độ tin cậy cho cuộc nghiên cứu, trong nghiên cứu này nhóm tác giả dự định thu thập mẫu với quy mô 300 phần tử ($N=300$) và kết quả thu về là 244 phần tử (bảng hỏi). Sau khi sàng lọc và loại bỏ các phiếu không hợp lệ, tác giả sử dụng 204 phiếu hợp lệ để dùng trong xử lý phân tích chính thức. Phương pháp lấy mẫu là phương pháp lấy mẫu thuận tiện thông qua việc gửi bảng hỏi trực tuyến. Trong số những người trả lời, 100 (49%) là nữ, 104 (51%) là nam. Ngoài ra, những người trả lời bảng hỏi thuộc khối ngành Kinh tế quản trị kinh doanh là 99 (48,5%), khối ngành Kỹ thuật là 105 (51,5%).

4. Kết quả nghiên cứu

Trong giai đoạn nghiên cứu định lượng sơ bộ, kết quả phân tích cho thấy, khái niệm ý định khởi nghiệp có hệ số tin cậy Cronbach's Alpha là 0,785 lớn hơn mức tối thiểu mà Hair & cộng sự (1998) đã đề cập là 0,6. Tuy nhiên, các tương quan với biến tổng của biến EIN2 nhỏ hơn 0,3 (-0,241). Gợi ý loại biến của cột kết quả "hệ số Cronbach's Alpha nếu loại biến quan sát" cho gợi ý cân nhắc loại biến EIN2 thì Cronbach's Alpha sẽ tăng lên (0,785 lên 0,848). Bên cạnh đó, kết quả chạy EFA cũng gợi ý loại biến EIN2. Do đó, dựa vào kết quả tác giả loại biến quan sát EIN2 và không đưa vào giai đoạn nghiên cứu chính thức.

Trong nghiên cứu định lượng chính thức, để phân tích ảnh hưởng của các biến độc lập tới biến phụ thuộc trong mô hình nghiên cứu, nhóm tác giả tiến hành kiểm tra chất lượng và độ tin cậy của các thang đo qua phân tích nhân tố EFA và Cronbach's Alpha. Kết quả phân tích EFA và Cronbach's Alpha trong Bảng 1 cho thấy hệ số tin cậy tổng hợp của các thang đo đều lớn hơn 0,6 và tổng phương sai trích lớn hơn 50% và đạt yêu cầu. Kết quả này được tổng hợp từ việc thực hiện các lệnh chạy Reliability Analysis đo hệ số tin cậy Cronbach Alpha và lệnh chạy phân tích nhân tố Factor để đo phương sai trích.

Kết quả kiểm định CFA thu được: Chi-square/df= 2,573; GFI=0,911; TLI= 0.904; CFI= 0.909; RMSEA= 0.080, chứng tỏ mô hình thang đo lý thuyết tối hạn phù hợp với dữ liệu thu được. Các thang đo sử dụng để đo lường các biến số được lưu giữ ở các nhóm như đề xuất. Sau khi lựa chọn và sắp xếp lại các thang đo, tác

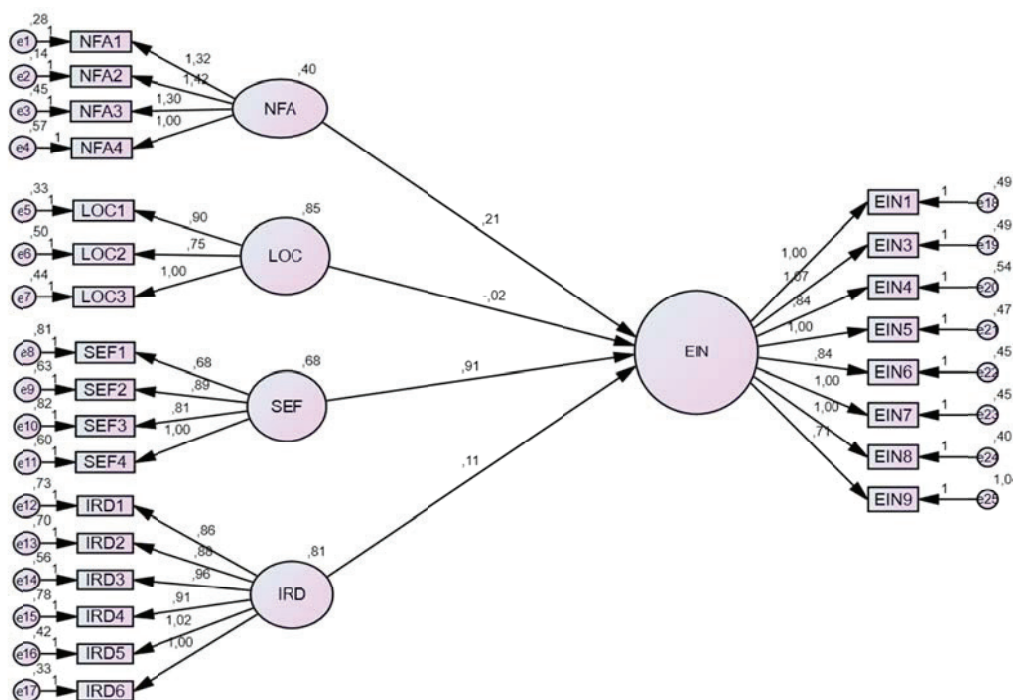
Bảng 1: Tổng hợp độ tin cậy và tổng phương sai trích, A.V.E và C.R của thang đo chính thức

Stt	Thang đo	Số thang đo	Hệ số Cronbach's Alpha	Tổng phương sai trích	C.R	A. V. E	Mã hóa
1	Nhu cầu thành tích	4	0,899	71,344%	0,823	0,519	NFA
2	Điểm kiểm soát tâm lý	3	0,820	73,665%	0,823	0,609	LOC
3	Tự tin và năng lực của bản thân	4	0,792	62,088%	0,836	0,516	SEF
4	Sự sẵn sàng của các nguồn lực	6	0,880	62,990%	0,852	0,579	IRD
5	Ý định khởi nghiệp	8	0,911	62,386%	0,877	0,500	EIN

Nguồn: Kết quả phân tích từ dữ liệu khảo sát, 2021.

giả đã tiến hành kiểm định các giả thuyết nghiên cứu bằng mô hình phân tích cấu trúc tuyến tính. Kết quả được trình bày tại Hình 2.

Hình 2: Kết quả kiểm định mô hình nghiên cứu lý thuyết (chưa chuẩn hóa)



Ngoài ra, kết quả ước lượng cho ta thấy các mối quan hệ đều có ý nghĩa thống kê ($P < 5\%$); chỉ có mối quan hệ giữa yếu tố điểm kiểm soát tâm lý với ý định khởi nghiệp không có ý nghĩa thống kê ($P > 5\%$), cụ thể xem Bảng 2. Trong đó, sự tự tin vào năng lực của bản thân là yếu tố có ảnh hưởng tích cực nhất tới ý định khởi nghiệp, tiếp đến là nhu cầu thành tích và sau cùng là sự sẵn sàng của các nguồn lực. Điều này có thể giải thích được, bởi sinh viên, nhóm người trẻ tuổi, đầy nhiệt huyết, sống trong một môi trường năng động và được thúc đẩy để khởi nghiệp, cùng với ảnh hưởng của cuộc CMCN4.0, sự tự tin vào cảm nhận về năng lực của bản thân luôn tràn đầy và đó sẽ là động lực thúc đẩy tinh thần khởi nghiệp. Còn nguồn lực, trên thực tế, bên cạnh nguồn lực gia đình, cùng với sự hỗ trợ của cả hệ thống chính trị với các đề án về hỗ trợ khởi nghiệp và đổi mới sáng tạo quốc gia (chẳng hạn như Đề án 844 và Đề án 1655) và khả năng huy động các nguồn lực xã hội, thì sự sẵn có của nguồn lực, mặc dù có ảnh hưởng nhưng mức độ ảnh hưởng sẽ không quá nhiều.

Để kiểm định sự khác biệt giữa các nhóm sinh viên theo giới tính và theo ngành học về ý định khởi

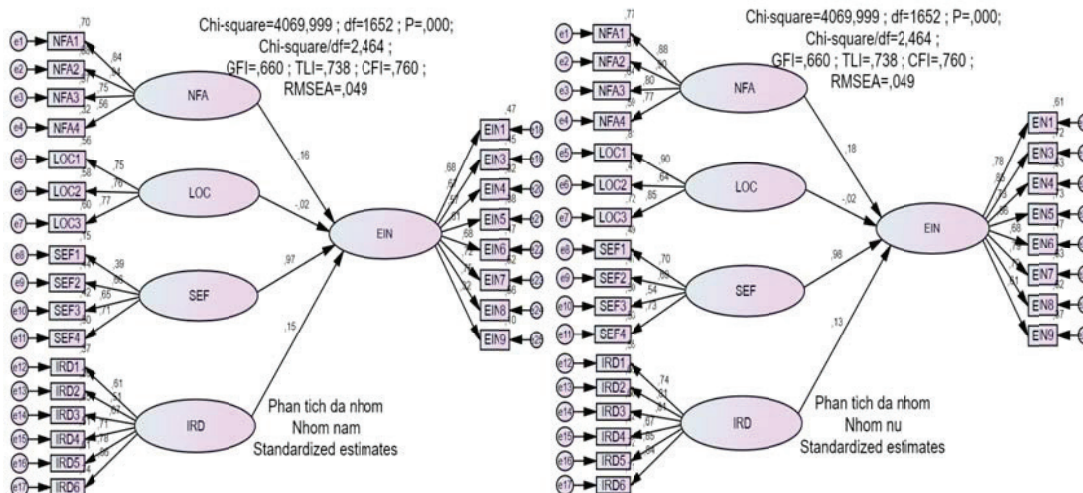
Bảng 2: Kết quả kiểm định mối quan hệ (hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa)

			Estimate	S.E.	C.R.	P	Giả thuyết
EIN	←	NFA	,206	,058	3,531	***	H1: Được chấp nhận
EIN	←	LOC	-,015	,039	-,393	,694	H2: Không được chấp nhận
EIN	←	SEF	,913	,089	10,309	***	H3: Được chấp nhận
EIN	←	IRD	,108	,039	2,771	,006	H4: Được chấp nhận

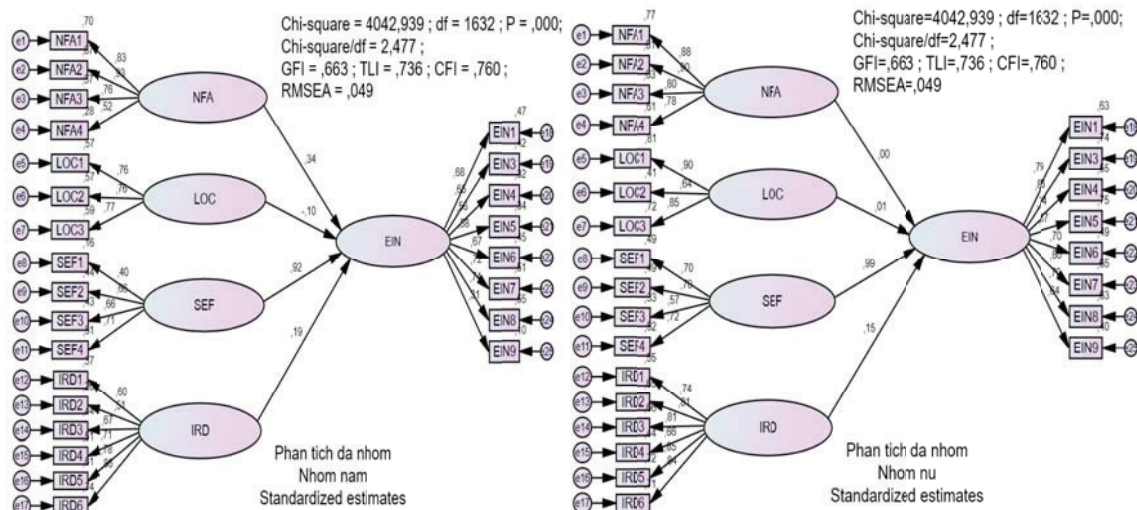
Trong đó: EIN – Ý định khởi nghiệp; NFA – Nhu cầu thành tích; LOC – Điểm kiểm soát tâm lý; SEF – Sự tự tin vào năng lực bản thân; IRD – Nhân tố môi trường.

nghiệp, phân tích cấu trúc đa nhóm được sử dụng với phương pháp ước lượng tối ưu ML; hàm tương thích F là hàm tổng hợp (general fit function) cho tất cả các nhóm; đồng thời, Chi-square được dùng để kiểm định sự khác biệt giữa hai mô hình khả biến và bất biến.

Hình 3: Phân tích đa nhóm theo giới tính của mô hình bất biến



Hình 4: Phân tích đa nhóm theo giới tính của mô hình khả biến



4.1. Phân tích đa nhóm với biến giới tính

Biến giới tính với hai nhóm giới tính nam và nữ được so sánh với nhau (Hình 3).

Kết quả SEM của mô hình bất biến cho 2 nhóm sinh viên nam và nữ: $\chi^2 = 4069.999$; $df = 1652$; $p = 0,000$; $\chi^2/df = 2,464$; $GFI = 0,660$; $TLI = 0,738$; $CFI = 0,760$; $RMSEA = 0,049$. Kết quả SEM của mô hình khả biến cho 2 nhóm sinh viên nam và nữ: $\chi^2 = 4042.939$; $df = 1632$; $p = 0,000$; $\chi^2/df = 2,477$; $GFI = 0,663$; $TLI = 0,736$; $CFI = 0,760$; $RMSEA = 0,049$. Điều đó chứng tỏ cả hai mô hình bất biến và khả biến từng phần của hai nhóm sinh viên nam và nữ đều phù hợp với dữ liệu thực tế.

Bảng 3: Sự khác biệt giữa các chỉ tiêu tương thích giữa mô hình khả biến với bất biến từng phần theo giới tính của sinh viên

Mô hình so sánh	χ^2	Df	P	GFI	TLI	CFI	RMSEA
Bất biến từng phần	4069.999	1652	0,000	0,660	0,738	0,760	0,049
Khả biến	4042.939	1632	0,000	0,663	0,736	0,760	0,049
Giá trị khác biệt	27.060	20	0,000	0,003	0,002	0,000	0,000

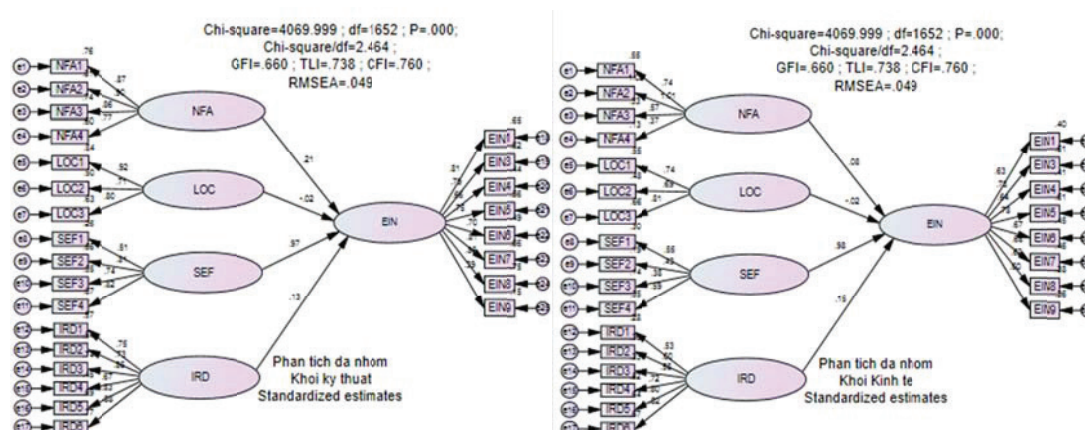
Trong đó: χ^2 chi bình phương (chi-square); df: số tự do; p: mức ý nghĩa.

Bảng 4: Kết quả kiểm định mối quan hệ theo giới tính (hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa)

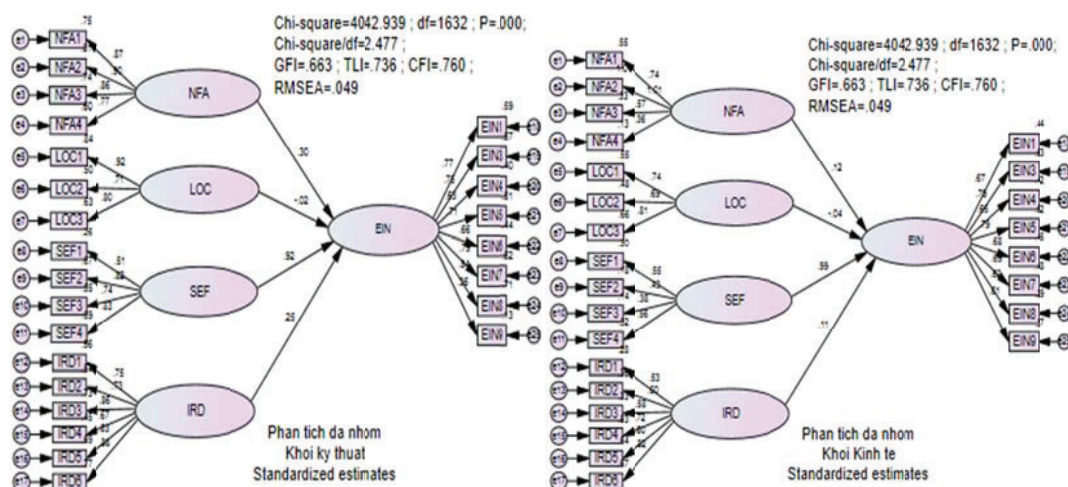
			Estimate		S.E.		C.R.		P		Giả thuyết
			Nam	Nữ	Nam	Nữ	Nam	Nữ	Nam	Nữ	
EIN	<---	NFA	.466	.002	.128	.063	3.645	.037	***	***	H1: Được chấp nhận
EIN	<---	LOC	-.079	.008	.056	.052	-1.397	.144	.162	.886	H2: Không được chấp nhận
EIN	<---	SEF	.877	.984	.138	.126	6.374	7.825	***	***	H3: Được chấp nhận
EIN	<---	IRD	.145	.144	.055	.055	2.637	2.614	.008	.009	H4: Được chấp nhận

Kết quả kiểm định sự khác biệt các chỉ tiêu tương thích giữa mô hình khả biến và bất biến từng phần (Bảng 3) cho thấy sự khác biệt giữa hai mô hình có ý nghĩa thống kê ($p = 0,000 < 0,05$). Vì thế, mô hình khả biến được chọn và cho phép kết luận có sự khác nhau giữa sinh viên nam và nữ trong việc đánh giá tác động của các yếu tố đến ý định khởi nghiệp của sinh viên trên địa bàn Hà Nội.

Hình 5: Phân tích đa nhóm theo khối ngành của mô hình bất biến



Hình 6: Phân tích đa nhóm theo khối ngành của mô hình khả biến



Bảng 5: Sự khác biệt giữa các chỉ tiêu tương thích giữa mô hình khả biến với bất biến từng phần theo khối ngành của sinh viên

Mô hình so sánh	χ^2	Df	P	GFI	TLI	CFI	RMSEA
Bất biến từng phần	4069.999	1652	0,000	0,660	0,738	0,760	0,049
Khả biến	4042.939	1632	0,000	0,663	0,736	0,760	0,049
Giá trị khác biệt	27.060	20	0,000	0,003	0,002	0,000	0,000

Trong đó: χ^2 chỉ bình phương (chi-square); df: số tự do; p: mức ý nghĩa.

Bảng 6: Kết quả kiểm định mối quan hệ theo giới tính (hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa)

			Estimate		S.E.		C.R.		P		Giả thuyết
			Kinh tế	Kỹ Thuật	Kinh tế	Kỹ Thuật	Kinh tế	Kỹ Thuật	Kinh tế	Kỹ Thuật	
EIN	<---	NFA	.312	.247	.218	.050	1.433	4.926	.012	***	H1: Được chấp nhận
EIN	<---	LOC	-.031	-.014	.069	.040	-.446	-.361	.655	.718	H2: Không được chấp nhận
EIN	<---	SEF	1.087	.734	.216	.081	5.031	9.051	***	***	H3: Được chấp nhận
EIN	<---	IRD	.093	.247	.068	.050	1.361	4.926	.003	***	H4: Được chấp nhận

4.2. Phân tích đa nhóm theo khối ngành

Biến khối ngành được chia thành ngành kỹ thuật và ngành kinh tế được so sánh với nhau (Hình 5).

Kết quả SEM của mô hình bất biến cho 2 nhóm sinh viên kỹ thuật và kinh tế: $\chi^2 = 4069.999$; $df = 1652$; $p=0,000$; $\chi^2/df=2,464$; $GFI=0,660$; $TLI=0,738$; $CFI=0,760$; $RMSEA=0,049$. Kết quả SEM của mô hình khả biến cho 2 nhóm sinh viên kỹ thuật và kinh tế: $\chi^2 = 4042.939$; $df = 1632$; $p=0,000$; $\chi^2/df=2,477$; $GFI=0,663$; $TLI=0,736$; $CFI=0,760$; $RMSEA=0,049$. Điều đó chứng tỏ cả hai mô hình bất biến và khả biến từng phần của hai nhóm sinh viên kỹ thuật và kinh tế đều phù hợp với dữ liệu thực tế.

Kết quả kiểm định sự khác biệt các chỉ tiêu tương thích giữa mô hình khả biến và bất biến từng phần

(Bảng 4) cho thấy sự khác biệt giữa hai mô hình có ý nghĩa thống kê ($p = 0,000 < 0,05$). Vì thế, mô hình khả biến được chọn và cho phép kết luận có sự khác nhau giữa sinh viên kỹ thuật và kinh tế trong việc đánh giá tác động của các yếu tố đến ý định khởi nghiệp của sinh viên trên địa bàn Hà Nội.

5. Kết luận và kiến nghị

Bằng việc sử dụng cơ sở dữ liệu khảo sát từ 204 quan sát là sinh viên đến từ các trường đại học khác nhau trên địa bàn Hà Nội, Nghiên cứu này đã chứng minh các yếu tố Sự tự tin vào năng lực bản thân, Nhu cầu thành tích và Sự sẵn sàng của các nguồn lực có ảnh hưởng đến Ý định khởi nghiệp của sinh viên theo mức độ giảm dần. Yếu tố Điểm kiểm soát tâm lý chưa được chứng minh là có ảnh hưởng tới ý định khởi nghiệp của sinh viên hiện nay.

Kết quả nghiên cứu đã gợi ý một số giải pháp để thúc đẩy ý định khởi nghiệp của sinh viên. Trong đó, các trường đại học đóng một vai trò quan trọng trong việc ươm tạo, thúc đẩy tinh thần khởi nghiệp của sinh viên thông qua việc bổ sung các học phần về khởi nghiệp, về doanh nhân vào chương trình đào tạo; đồng thời, có thể xây dựng các chương trình hành động hướng dẫn và ươm tạo doanh nhân, doanh nghiệp ngay tại nhà trường, đặc biệt là làm sao cho người học sự tự tin vào năng lực của bản thân. Để thực hiện được điều đó, một hệ sinh thái cho sinh viên khởi nghiệp cần được thiết lập và duy trì để thực sự cho sinh viên và những thanh niên có ý chí và tinh thần khởi nghiệp niềm tin vào khả năng thành công với các ý tưởng khởi nghiệp đổi mới sáng tạo. Bên cạnh đó, có thể có các chính sách để hỗ trợ ươm tạo các ý tưởng khởi nghiệp của sinh viên ngay trên ghế nhà trường với việc thúc đẩy hợp tác giữa nhà trường, nhà nước và doanh nghiệp.

Bên cạnh đó, kết quả nghiên cứu đã chỉ ra có sự khác biệt giữa các nhóm sinh viên về giới và về ngành học trong ý định khởi nghiệp của họ, trong đó tỷ lệ nam có ý định khởi nghiệp nhiều hơn so với nữ; tương tự, sinh viên ngành kinh tế cũng có ý định khởi nghiệp nhiều hơn so với sinh viên khối ngành kỹ thuật. Sâu xa hơn, với sinh viên nam, mặc dù ý định khởi nghiệp của họ phụ thuộc rất nhiều vào sự tự tin vào năng lực của bản thân (0,877), nhưng nhu cầu thành tích cũng góp phần không nhỏ (0,466) thúc đẩy ý định đó. Sự sẵn sàng của các nguồn lực không phải là vấn đề lớn với họ. Ngược lại, với sinh viên nữ, nhu cầu thành tích lại chiếm phần không đáng kể trong việc thúc đẩy ý định khởi nghiệp của họ (0,02). Với sinh viên ngành kỹ thuật, bên cạnh sự tự tin vào năng lực của bản thân (0,734), ý định khởi nghiệp còn chịu tác động bởi nhu cầu thành tích (0,247) và sự sẵn sàng của nguồn lực (0,189). Còn sinh viên ngành kinh tế, thì sự tự tin vào năng lực của bản thân ảnh hưởng rất lớn tới ý định khởi nghiệp (1,087), và một phần nhỏ của sự sẵn sàng của nguồn lực (0,093), trong khi không kết luận được sự ảnh hưởng của nhu cầu thành tích với sinh viên kinh tế.

Những kết quả đó đòi hỏi các gia đình, nhà trường và xã hội cần cân nhắc làm sao để thúc đẩy tinh thần khởi nghiệp của sinh viên, thông qua việc tạo cho họ niềm tin vào chính bản thân, cùng với sự hỗ trợ của gia đình, nhà trường và xã hội. Để thúc đẩy tinh thần khởi nghiệp ở sinh viên nữ, các hoạt động ghi nhận và biểu dương thành tích và gương mặt thành công ở doanh nhân nữ cần được triển khai mạnh hơn, nhiều hơn. Để thúc đẩy tinh thần khởi nghiệp ở sinh viên ngành kinh tế, cần có các chính sách và đề án cụ thể hơn, nhằm đảm bảo khả năng huy động nguồn lực cho khởi nghiệp không phải là vấn đề bất khả thi với họ.

Tài liệu tham khảo

- Ajzen, I. & Fishbein, M. (1980), *Understanding attitudes and predicting social behavior*, Prentice-Hall, New York, USA.
- Ajzen, I. (1991), 'The theory of planned behavior', *Organizational behavior and human decision processes*, 50(2), 179-211.
- Ajzen, I. (2012), 'Martin Fishbein's legacy: The reasoned action approach', *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 640(1), 11-27.
- Bandura, A. & Walters, R. H. (1977), *Social learning theory*, Prentice-hall Englewood Cliffs, New Jersey, USA.
- Bandura, A., Freeman, W. & Lightsey, R. (1999), *Self-efficacy: The exercise of control*, Springer, New Jersey, USA.
- Bentler, P.M. & Chou, C.-P. (1987), 'Practical issues in structural modeling', *Sociological Methods & Research*, 16(1), 78-117.

-
- Bird, B. (1988), 'Implementing entrepreneurial ideas: The case for intention', *Academy of management Review*, 13(3), 442-453.
- Brandstätter, H. (2011), 'Personality aspects of entrepreneurship: A look at five meta-analyses', *Personality and Individual Differences*, 51(3), 222-230.
- Cassar, G. & Friedman, H. (2009), 'Does self-efficacy affect entrepreneurial investment?', *Strategic Entrepreneurship Journal*, 3(3), 241-260.
- Cento Ventures & ESP Capital (2019), *Vietnam Tech Investment Report H1 2019*, Singapore.
- Crant, J.M. (1996), 'The proactive personality scale as a predictor of entrepreneurial intentions', *Journal of Small Business Management*, 34, 42-49.
- Cromie, S. (2000), 'Assessing entrepreneurial inclinations: Some approaches and empirical evidence', *European journal of Work and Organizational Psychology*, 9(1), 7-30.
- Engle, R.L., Dimitriadi, N., Gavidia, J.V., Schlaegel, C., Delanoe, S., Alvarado, I., He, X., Buame, S. & Wolff, B. (2010), 'Entrepreneurial intent: A twelve-country evaluation of Ajzen's model of planned behavior', *International Journal of Entrepreneurial Behavior & Research*, 16(1), 35-57.
- Entrialgo, M., Fernández, E. & Vázquez, C. J. (2000), 'Characteristics of managers as determinants of entrepreneurial orientation: some Spanish evidence', *Enterprise and Innovation Management Studies*, 1(2), 187-205.
- Green, R., David, J., Dent, M. & Tyshkovsky, A. (1996), 'The Russian entrepreneur: a study of psychological characteristics', *International Journal of Entrepreneurial Behavior & Research*, 6(6), 49-58.
- Guerrero, M., Rialp, J. & Urbano, D. (2008), 'The impact of desirability and feasibility on entrepreneurial intentions: A structural equation model', *International Entrepreneurship and Management Journal*, 4(1), 35-50.
- Hair, J.F., Anderson, R.E., Tatham, R.L. & William, C. (1998), *Multivariate data analysis (Vol 5)*, Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, New Jersey, USA.
- Hisrich, R. D., Peters, M. P. & Shepherd, D. A. (2017), *Entrepreneurship*, McGraw-Hill Education,
- Indarti, N. & Krinstiansen, S. (2003), 'Determinants of entrepreneurial intention: The case of Norwegian students', *Gadjah Mada International Journal of Business*, 5(1), 79-95.
- Kickul, J., Gundry, L.K., Barbosa, S.D. & Simms, S. (2010), 'One style does not fit all: the role of cognitive style in entrepreneurship education', *International Journal of Entrepreneurship and Small Business*, 9(1), 36-57.
- Kolvereid, L. (1996), 'Prediction of employment status choice intentions', *Entrepreneurship Theory and Practice*, 21(1), 47-58.
- Kristiansen, S. & Indarti, N. (2004), 'Entrepreneurial intention among Indonesian and Norwegian students', *Journal of Enterprising Culture*, 12(01), 55-78.
- Krueger, N.F. & Carsrud, A.L. (1993), 'Entrepreneurial intentions: Applying the theory of planned behaviour', *Entrepreneurship & Regional Development*, 5(4), 315-330.
- Lee, S.H. & Wong, P.K. (2004), 'An exploratory study of technopreneurial intentions: A career anchor perspective', *Journal of Business Venturing*, 19(1), 7-28.
- Li, J., Wu, S. & Wu, L. (2008), 'The impact of higher education on entrepreneurial intentions of university students in China', *Journal of Small Business and Enterprise Development*, 15(4), 752-774.
- Liñán, F. & Chen, Y.W. (2009), 'Development and cross-cultural application of a specific instrument to measure entrepreneurial intentions', *Entrepreneurship Theory and Practice*, 33(3), 593-617.
- Liñán, F. & Fayolle, A. (2015), 'A systematic literature review on entrepreneurial intentions: citation, thematic analyses, and research agenda', *International Entrepreneurship and Management Journal*, 11(4), 907-933.
- Lofstrom, M. (2004), 'Labor market assimilation and the self-employment decision of immigrant entrepreneurs', in Zimmermann, K.F. & Constant, A. (eds), *How Labor Migrants Fare, Population Economics*, Springer, Berlin, Heidelberg, DOI: https://doi.org/10.1007/978-3-540-24753-1_10.
- Marques, C.S., Ferreira, J.J., Gomes, D.N. & Rodrigues, R.G. (2012), 'Entrepreneurship education: How psychological, demographic and behavioural factors predict the entrepreneurial intention', *Education+ Training*, 54(8), 657 - 672.
- Mazzarol, T. & Soutar, G. N. (1999), 'Sustainable competitive advantage for educational institutions: a suggested
-

-
- model', *International Journal of Educational Management*, 13(6), 287-300.
- McClelland, D. C., Atkinson, J. W., Clark, R. A. & Lowell, E. L. (2020), *The achievement motive*, Barakaldo Books, New York, USA.
- Misra, S. & Kumar, E.S. (2000), 'Resourcefulness: A proximal conceptualisation of entrepreneurial behaviour', *The Journal of Entrepreneurship*, 9(2), 135-154.
- Morrison, A. (2000), 'Entrepreneurship: what triggers it?', *International Journal of Entrepreneurial Behavior & Research*, 6(2), 59-71.
- Novak, I., Dabic, M., Bayraktaroglu, E., Basic, M. & Daim, T. (2012), 'Exploring gender differences in attitudes of university students towards entrepreneurship', *International Journal of Gender and Entrepreneurship*, 4(3), 316-336.
- Panda, N. (2000), 'What brings entrepreneurial success in a developing region?', *The Journal of Entrepreneurship*, 9(2), 199-212.
- Pihie, Z.A.L. & Akmaliah, Z. (2009), 'Entrepreneurship as a career choice: An analysis of entrepreneurial self-efficacy and intention of university students', *European Journal of Social Sciences*, 9(2), 338-349.
- Reynolds, P.D., Hay, M. & Camp, S.M. (1999), *Global entrepreneurship monitor*, Kauffman Center for Entrepreneurial Leadership, Kansas City, Missouri.
- Ryan, T.A. (1970), *Intentional behavior: An approach to human motivation*, Ronald Press, New York.
- Sengupta, S.K. & Debnath, S.K. (1994), 'Need for achievement and entrepreneurial success: a study of entrepreneurs in two rural industries in West Bengal', *The Journal of Entrepreneurship*, 3(2), 191-203.
- Shapero, A. & Sokol, L. (1982), 'The social dimensions of entrepreneurship', in Kent, C.A., Sexton, D.L. & Vesper, K. (Eds.), *Encyclopedia of Entrepreneurship*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey, 72-90.
- Shapero, A. (1984), 'The entrepreneurial event', in Kent, C.A. (Ed.), *The Environment for Entrepreneurship*, Lexington, Heath, Massachusetts, DC, 21-40.
- Shaver, K.G. & Scott, L.R. (1992), 'Person, process, choice: The psychology of new venture creation', *Entrepreneurship Theory and Practice*, 16(2), 23-46.
- Shinnar, R.S., Giacomini, O. & Janssen, F. (2012), 'Entrepreneurial perceptions and intentions: The role of gender and culture', *Entrepreneurship Theory and Practice*, 36(3), 465-493.
- Strobl, A., Kronenberg, C. & Peters, M. (2012), 'Entrepreneurial attitudes and intentions: assessing gender specific differences', *International Journal of Entrepreneurship and Small Business*, 15(4), 452-468.
- SYS Việt Nam (2020), *Thực trạng Khởi nghiệp đổi mới sáng tạo Việt Nam dưới tác động của dịch COVID - 19*, Trung tâm hỗ trợ thanh thiếu niên khởi nghiệp, Hà Nội, Việt Nam.
- Tkachev, A. & Kolvereid, L. (1999), 'Self-employment intentions among Russian students', *Entrepreneurship & Regional Development*, 11(3), 269-280.
- Tornikoski, E.T. & Kautonen, T. (2009), 'Enterprise as sunset career? Entrepreneurial intentions in the ageing population', *International Journal of Entrepreneurship and Small Business*, 8(2), 278-291.
- Townsend, D.M., Busenitz, L.W. & Arthurs, J.D. (2010), 'To start or not to start: Outcome and ability expectations in the decision to start a new venture', *Journal of Business Venturing*, 25(2), 192-202.
- Venkatapathy, R. (1984), 'Locus of control among entrepreneurs: A review', *Psychological Studies*, 29(1), 97-100.
- Zellweger, T., Sieger, P. & Halter, F. (2011), 'Should I stay or should I go? Career choice intentions of students with family business background', *Journal of Business Venturing*, 26(5), 521-536.
- Zimmerman, B.J. (2000), 'Self-efficacy: An essential motive to learn', *Contemporary Educational Psychology*, 25(1), 82-91.