

Mục lục

Đô la hóa với tăng trưởng kinh tế và bất ổn kinh tế vĩ mô: Bằng chứng tại các quốc gia mới nổi châu Á	<i>Nguyễn Thị Mỹ Linh</i>	2
Ảnh hưởng của bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ đối với thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài tại Việt Nam	<i>Huỳnh Thị Diệu Linh</i>	13
Mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất trên thị trường trái phiếu Việt Nam	<i>Nguyễn Thanh Hà, Bùi Huy Tùng</i>	22
Tác động của tỷ giá hối đoái tới lượng khách du lịch quốc tế tới Việt Nam	<i>Trần Việt Dũng, Đoàn Ngọc Thắng, Nguyễn Thị Kim Trúc</i>	32
Tác động của giáo dục đến thu nhập tại Việt Nam giai đoạn 2014-2020: Kết quả từ mô hình hồi quy cộng tính tổng quát gam	<i>Trịnh Thị Hương, Nguyễn Minh Quang, Nguyễn Thị Thanh Loan, Phan Văn Đức Nhật, Nguyễn Thị Ngọc Huyền, Ngô Hoàng Long</i>	42
Vai trò của quy chuẩn trong việc giải thích hành vi tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc	<i>Nguyễn Thị Nga</i>	54
Các yếu tố tác động vào giác quan và sự hài lòng của thực khách với các nhà hàng chay: Nghiên cứu tại Hà Nội	<i>Phạm Thị Huyền, Mai Thị Hải Linh</i>	64
Ảnh hưởng của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam – cách tiếp cận mô hình động	<i>Phan Trần Minh Hưng</i>	74
Các nhân tố ảnh hưởng đến ý định mua căn hộ chung cư của người tiêu dùng tại thành phố Hồ Chí Minh: Vai trò trung gian của thái độ đối với hành vi	<i>Phạm Đình Hân, Võ Thanh Hải</i>	85
Các yếu tố ảnh hưởng đến ý định mua sắm trực tuyến của thanh niên nông thôn Việt Nam	<i>Trần Nho Quyết, Tong Guang Ji, Trần Quang Yên, Nguyễn Thị Thanh Hiền</i>	96

ĐÔ LA HÓA VỚI TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ VÀ BẤT ỔN KINH TẾ VĨ MÔ: BẰNG CHỨNG TẠI CÁC QUỐC GIA MỚI NỔI CHÂU Á

Nguyễn Thị Mỹ Linh
Trường Đại học Tài chính Marketing
Email: ntmylinh@ufm.edu.vn

Mã bài: JED-329
Ngày nhận: 06/08/2021
Ngày nhận bản sửa: 22/09/2021
Ngày duyệt đăng: 09/06/2022

Tóm tắt:

Nghiên cứu này được thực hiện để đánh giá tác động của đô la hóa đến tăng trưởng kinh tế và bất ổn kinh tế vĩ mô tại các quốc gia mới nổi châu Á. Sử dụng dữ liệu trong giai đoạn 1996 – 2019, với cách tiếp cận dữ liệu bảng động bằng phương pháp moment tổng quát hệ thống (System GMM-SGMM), kết quả của nghiên cứu chỉ ra rằng, đô la hóa giúp thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, đồng thời làm gia tăng bất ổn kinh tế vĩ mô. Đầu tư trong nước và đầu tư trực tiếp nước ngoài cũng là nhân tố góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và hạn chế bất ổn vĩ mô. Ngược lại, lạm phát, thâm hụt ngân sách và nợ nước ngoài có tác động tiêu cực đến tăng trưởng và làm gia tăng sự bất ổn trong nền kinh tế. Từ những phát hiện của nghiên cứu, tác giả đưa ra một số hàm ý chính sách nhằm phát huy ưu điểm và hạn chế nhược điểm của đô la hóa tại các quốc gia nghiên cứu.

Từ khóa: Bất ổn vĩ mô, châu Á, đô la hóa, quốc gia mới nổi, tăng trưởng kinh tế

Mã JEL: E02, F41, F43, G28

Dollarization, economic growth and macroeconomic instability: Evidence in Asian emerging countries

Abstract

This study was conducted to examine the impact of dollarization on economic growth and macroeconomic instability in Asian emerging countries. Using the data in the period 1996 – 2019 and the dynamic panel data approach through the system generalized method of moments, the results show that dollarization promotes economic growth and increases macroeconomic instability (as measured by instability in inflation). Domestic investment and foreign direct investment are factors contributing to boosting economic growth and reducing macroeconomic instability, whereas inflation, budget deficit and external debt have negative impacts on economic growth and increase instability in the economy. Based on the findings, we provide some policy implications to maximize the advantages and minimize the disadvantages of dollarization in the studied countries.

Keywords: Macroeconomic instability; Asia; dollarization; emerging countries; economic growth

JEL Codes: E02, F41, F43, G28

1. Giới thiệu

Đô la hóa là hiện tượng một hoặc một số đồng ngoại tệ thay thế các chức năng tiền tệ của đồng nội tệ với các mức độ khác nhau ở một quốc gia (Castillo, 2006). Bất kỳ một ngoại tệ mạnh nào như: USD, JPY, AUD, GBP, EUR... có khả năng thay thế đồng nội tệ trong lưu thông cũng dẫn đến hiện tượng đô la hóa. Việc thay thế chức năng tiền tệ của đồng ngoại tệ cho đồng nội tệ có thể được một quốc gia chính thức chấp nhận (đô

la hóa chính thức), hoặc không chấp nhận (đô la hóa không chính thức) (Castillo, 2006). Đô la hóa hoàn toàn hoặc chính thức xảy ra khi một quốc gia từ bỏ hoàn toàn tiền tệ quốc gia và thay vào đó chấp nhận đồng tiền khác, mà phần lớn là đô la Mỹ làm đơn vị tiền tệ chính thức. Đô la hóa bán chính thức hoặc không chính thức xảy ra khi các quốc gia cho phép sử dụng tiền gửi ngoại tệ tại các ngân hàng trong nước (Reinhart & cộng sự, 2014) và các cá nhân sử dụng ngoại tệ để thực hiện các giao dịch địa phương và/hoặc phân bổ tài sản tài chính của họ (Quispe-Agnoli, 2002). Bên cạnh đó đô la hóa có thể được đánh giá theo tiêu chí đô la hóa tài sản (tiền gửi ngoại tệ/tổng tiền gửi), đô la hóa tiền tệ (ngoại tệ tiền mặt lưu hành/tổng tiền mặt lưu hành). Nghiên cứu về đô la hóa ngày càng quan trọng vì nhiều quốc gia đã hoặc đang xem xét liệu có nên chuyển sang các nền kinh tế chính thức bị đô la hóa hay không?

Các nghiên cứu về đô la hóa trước đây đã khai thác các khía cạnh tác động khác nhau của đô la hóa đến nền kinh tế bao gồm: (i) hiệu quả của chính sách tiền tệ (Basso & cộng sự, 2011; Morón & Winkelried, 2005); (ii) hiệu quả kinh tế vĩ mô (Broda & Levy-Yeyati, 2006; Castillo, 2006; Edwards, 2001; Edwards & Magendzo, 2003, 2006; Sikwila, 2013) và (iii) thương mại và đầu tư (Dornbusch, 2001; Klein, 2002). Nhìn chung, các nghiên cứu trong các giai đoạn khác nhau đã cung cấp các bằng chứng cho thấy, đô la hóa có một số tác động tích cực và tiêu cực đến nền kinh tế của một quốc gia, do đó, các nhà hoạch định chính sách phải xem xét nghiêm túc về tác động của nó đối với nền kinh tế. Mặc dù vậy, hầu hết các nghiên cứu tập trung kiểm định tác động của đô la hóa đến tăng trưởng kinh tế, rất ít các nghiên cứu đồng thời về tác động của đô la hóa đến tăng trưởng kinh tế và bất ổn vĩ mô.

Đối với các nước mới nổi, bằng chứng về các cuộc khủng hoảng tiền tệ bắt nguồn từ đô la hóa đã tạo ra một cuộc tranh luận gay gắt về chính sách tỷ giá hối đoái. Theo đó, tỷ giá cố định và tỷ giá thả nổi tự do đã trở nên phổ biến (Fischer, 2001; Summers, 2000). Do đó, các quốc gia mới nổi đứng trước vấn đề chính sách là liệu rằng họ có nên chấp nhận đồng tiền của một quốc gia “tiên tiến” như một cách để đạt được sự tín nhiệm và ổn định kinh tế vĩ mô hay không. Trên thực tế, một số quốc gia đã quyết định chính thức đô la hóa nền kinh tế của họ và đạt được sự ổn định vĩ mô sau đó. Tuy nhiên, không ít các quốc gia vẫn cố gắng kiểm soát mức độ đô la hóa trong nền kinh tế do những lo ngại đến sự độc lập của chính sách tiền tệ và sự cứng nhắc của giá cả trước những biến động vĩ mô, điều này cho thấy thêm sự cần thiết nghiên cứu đô la hóa tại các quốc gia này.

Trong nghiên cứu này, tác giả tập trung đánh giá tác động của đô la hóa đến tăng trưởng kinh tế và sự ổn định kinh tế vĩ mô ở các quốc gia mới nổi châu Á. Điểm mới của nghiên cứu này so với nghiên cứu trước đó được thể hiện ở chỗ: nếu như các nghiên cứu trước đó tập trung vào các quốc gia bị đô la hóa (Edwards & Magendzo, 2003, 2006; Morón & Winkelried, 2005 hay chỉ tập trung vào các quốc gia Mỹ Latinh (Corrales & cộng sự, 2016) thì nghiên cứu này cung cấp một cơ hội rộng lớn hơn để đánh giá của đô la hóa đối với tăng trưởng và ổn định kinh tế trong bối cảnh của các quốc gia mới nổi khu vực Châu Á – nơi có mức độ đô la hóa ở mức cao nhưng bị bỏ qua bởi các nghiên cứu trước đây và gợi mở câu trả lời cho những tranh luận về việc sử dụng một đồng tiền mạnh trong thanh toán ở các quốc gia này. Đây cũng là cơ sở để đưa ra những khuyến nghị để có thể đạt được tăng trưởng kinh tế bền vững.

2. Tổng quan nghiên cứu

Tác động của đô la hóa đến tăng trưởng kinh tế và sự ổn định vĩ mô thường được tìm thấy thông qua tác động gián tiếp đến thương mại, đầu tư, lạm phát hay hiệu lực của chính sách tiền tệ. Đô la hóa vừa có tác động tích cực, vừa có tác động tiêu cực đến hiệu quả kinh tế vĩ mô, bao gồm tăng trưởng kinh tế và sự ổn định vĩ mô.

Theo quan điểm ủng hộ đô la hóa, đô la hóa sẽ có hai tác động tích cực lớn đến hiệu quả kinh tế. Thứ nhất, lạm phát ở các quốc gia đô la hóa thấp hơn so với các quốc gia không đô la hóa. Alesina & Barro (2001) đã lập luận rằng việc áp dụng đồng tiền của một quốc gia khác sẽ loại bỏ vấn đề sai lệch lạm phát của chính sách tiền tệ tùy ý. Thứ hai, các quốc gia từ bỏ tiền tệ của họ sẽ có xu hướng tăng trưởng nhanh hơn các quốc gia không bị đô la hóa. Hiệu ứng tăng trưởng này được cho là diễn ra thông qua hai kênh: (i) đô la hóa sẽ kéo theo lãi suất thấp hơn, đầu tư cao hơn và tăng trưởng nhanh hơn (Dornbusch, 2001); (ii) bằng cách loại bỏ biến động tỷ giá hối đoái, đô la hóa được cho là giúp khuyến khích thương mại quốc tế và điều này sẽ dẫn đến tăng trưởng nhanh hơn (Rose, 2000; Rose & Van Wincoop, 2001).

Edwards & Magendzo (2003) tập trung vào phân tích xem các nền kinh tế bị đô la hóa có tỷ lệ lạm phát

thấp hơn, tốc độ tăng trưởng tổng sản phẩm quốc nội thấp hơn, và sự bất ổn kinh tế vĩ mô, được đo bằng mức độ biến động tăng trưởng GDP, không khác biệt đáng kể giữa các nền kinh tế đô la hóa và không đô la hóa. Rose & Engel (2002) đã tìm thấy các quốc gia đô la hóa có tỷ lệ lạm phát thấp hơn các quốc gia không đô la hóa. Tuy nhiên, ít có sự đồng thuận về tác động của đô la hóa đến các biến vĩ mô thực như tăng trưởng, thất nghiệp và biến động tăng trưởng. Munhupedzi & Chidakwa (2017) đánh giá tác động của đô la hóa đến tăng trưởng kinh tế ở Zimbabwe tập trung vào các chỉ số kinh tế như tỷ lệ lạm phát, GDP, việc làm và tính dễ dàng kinh doanh trong giai đoạn 2009-2015. Nghiên cứu đã xác định rằng đô la hóa mang lại sự ổn định trong nền kinh tế, lạm phát được kiểm soát và có sự gia tăng biên GDP. Soto (2009) nghiên cứu mối quan hệ giữa đô la hóa, tăng trưởng kinh tế và thất nghiệp ở Ecuador, và cho thấy kết quả đô la hóa mang lại sự ổn định về giá và tăng trưởng kinh tế cao hơn cho Ecuador. Tuy nhiên, tỷ lệ thất nghiệp vẫn ở mức cao.

Đô la hóa hứa hẹn một cách để tránh tiền tệ và cán cân thanh toán khủng hoảng. Không có đồng nội tệ, không có khả năng mất giá mạnh, và biến động dòng vốn đột ngột bởi nỗi sợ mất giá được loại trừ (Berg & Borensztein, 2003). Đối với nhiều nước mới nổi, đô la hóa cung cấp một cam kết tốt hơn nhiều so với các hình thức tỷ giá hối đoái cố định, chế độ này đáng tin cậy hơn nhiều so với hứa hẹn thông lệ là sẽ chốt tỷ giá hối đoái (Alesina & Barro, 2001). Sikwila (2013) đánh giá tác động của đô la hóa đến nền kinh tế Zimbabwe bằng một phân tích định tính. Kết quả của nghiên cứu cho thấy rằng đô la hóa tác động tích cực đến nền kinh tế của đất nước. Tác giả mở rộng nghiên cứu đối với các quốc gia châu Phi cũng chỉ ra rằng sự ổn định kinh tế ở các quốc gia này là kết quả của tác động của đô la hóa.

Các tác giả khác hoài nghi về những tác động tích cực của đô la hóa đối với tăng trưởng và ổn định vĩ mô. Theo Eichengreen (2001b), bằng chứng về mối quan hệ giữa chế độ tiền tệ và tăng trưởng là không thuyết phục, và không ủng hộ tuyên bố rằng đô la hóa hay bất kỳ chế độ tỷ giá hối đoái nào là một yếu tố quan trọng quyết định tăng trưởng. Mặt khác, quan điểm truyền thống là ở các nước có đồng tiền neo cố định, rất khó để điều chỉnh các cú sốc bên ngoài, bao gồm các điều khoản về thương mại và xáo trộn lãi suất thế giới. Ngoài ra, các nền kinh tế đô la hóa về tài chính nhạy cảm với biến động tiền tệ, dễ bị khủng hoảng ngân hàng và các đợt tháo chạy vốn hơn, do đó, sự co thắt kinh tế mạnh thường gây ra bởi các yếu tố trên cũng sẽ góp phần vào sự thay đổi sản lượng (Levy-Yeyati, 2006). Frankel (1999) đã lập luận rằng không có công thức duy nhất về chính sách tỷ giá hối đoái, trong khi một số quốc gia sẽ được hưởng lợi từ các chốt neo, đối với các quốc gia khác, chế độ thả nổi sẽ phù hợp hơn. Đô la hóa cũng được tìm thấy có những tác động tiêu cực, bao gồm giảm tính độc lập của chính sách tiền tệ và suy giảm bản sắc quốc gia (Jameson, 2003). Morón & Winkelried (2005) thấy rằng các chính sách nhắm mục tiêu lạm phát bị xâm phạm trong các nền kinh tế bị đô la hóa cao.

Qua lược khảo các nghiên cứu cho thấy, hầu hết các nghiên cứu tập trung vào các quốc gia đô la hóa, các quốc gia Mỹ Latinh, nghiên cứu khám phá khu vực Châu Á với các quốc gia mới nổi còn hạn chế, đặc biệt là nghiên cứu kép xem xét tác động của đô la hóa đến tăng trưởng kinh tế và bất ổn kinh tế vĩ mô. Do đó, với nghiên cứu này, tác giả kỳ vọng kết quả nghiên cứu lấp đầy khe hở nghiên cứu và là cơ sở để đưa ra những khuyến nghị để có thể đạt được tăng trưởng kinh tế bền vững.

3. Phương pháp luận nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Đô la hóa sẽ giảm thiểu các vấn đề nghiêm trọng phát sinh từ sự thay đổi giữa nội tệ và ngoại tệ. Đối với các quốc gia mới nổi thường, thường có lạm phát cao và các vấn đề tiền tệ khác bắt nguồn từ nội tệ hơn là từ các loại ngoại tệ được sử dụng. Đô la hóa làm giảm chi phí giao dịch, giảm lạm phát và lãi suất, từ đó khuyến khích đầu tư quốc tế và đầu tư trong nước, khuyến khích tự do thương mại và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế (Berg & Borensztein, 2000; Castillo, 2006; Edwards & Magendzo, 2001, 2006). Tuy nhiên, đô la hóa cũng gây ra những bất lợi đối với các quốc gia, làm giảm sự độc lập của chính sách tiền tệ và gây ra sự khó khăn trong kiểm soát cung tiền của Ngân hàng Trung ương. Đô la hóa gắn với việc neo tỷ giá vào một đồng ngoại tệ khiến cho các quốc gia khó điều chỉnh hơn với các cú sốc thương mại, lãi suất... và làm gia tăng sự bất ổn trong nền kinh tế (Berg & Borensztein, 2003; Edwards & Magendzo, 2006; Eichengreen, 2001a; Makochekeana, 2011; Morón & Winkelried, 2005). Từ các lập luận trên, tác giả kỳ vọng đô la hóa có tác động đến tăng trưởng kinh tế và bất ổn kinh tế vĩ mô.

Đô la hóa được đo qua nhiều chỉ tiêu khác nhau, nhưng theo Adam (2013), “Việc đo lường đô la hóa phổ

biến nhất là tỷ lệ tiền gửi ngoại tệ trong hệ thống ngân hàng trong nước trên tổng tiền gửi. Đồng quan điểm với Adam (2013), Mecagni & cộng sự (2015) và Corrales & cộng sự (2016), Bannister & cộng sự (2018), Fernández-Arias & cộng sự (2006), Ize & Levy-Yeyati (2003), Levy-Yeyati (2021) đã sử dụng thước đo đô la hóa này ở các quốc gia khác nhau trong mẫu nghiên cứu của họ. Do đó, tác giả sử dụng thước đo này trong nghiên cứu của mình.

Ngoài ra, các biến kinh tế vĩ mô đóng vai trò là biến kiểm soát được lựa chọn trong mô hình bao gồm lạm phát (*INF*), vốn đầu tư trong nước (*INV*) và vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (*FDI*), độ mở thương mại (*OPEN*), thâm hụt ngân sách (*BUD*) và nợ nước ngoài (*DEBT*) (Arvanitidis & cộng sự, 2009; Ndambiri & cộng sự, 2012). Trong đó, lạm phát được đo lường bởi sự thay đổi của Chỉ số giá tiêu dùng trung bình hàng năm của từng quốc gia, vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài ròng trên GDP và vốn đầu tư trong nước trên GDP; Độ mở thương mại được tính bằng tỷ lệ Tổng kim ngạch thương mại (xuất khẩu và nhập khẩu) trên GDP; Cán cân ngân sách của chính phủ được tính toán bởi chênh lệch Chi trừ Thu ngân sách trên GDP, và Nợ nước ngoài được tính trên GDP.

Tăng trưởng kinh tế, tác giả đo lường qua chỉ tiêu đại diện là tốc độ tăng trưởng GDP bình quân đầu người theo giá cố định. Bất ổn kinh tế vĩ mô, tác giả sử dụng biến động trong lạm phát để đại diện, được đo lường bởi độ lệch chuẩn của tỷ lệ lạm phát của quốc gia tương ứng trong 3 năm liên tiếp, bởi vì các nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm trước đây đã chỉ ra rằng tác động của đô la hóa đến nền kinh tế chủ yếu thông qua tác động đến chi phí, lãi suất và tỷ giá, từ đó tác động đến sự ổn định của giá cả (Alesina & Barro, 2001, Berg & Borensztein, 2003; Soto, 2009; Morón & Winkelried, 2005). Bất ổn lạm phát cũng được sử dụng để đại diện cho bất ổn kinh tế vĩ mô trong nghiên cứu của Soto (2009), Munhupedzi & Chidakwa (2017).

Theo đó, mô hình nghiên cứu được đề xuất như sau:

$$GDPgrowth_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dollarization_{it} + \alpha_2 Macroeconomic_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Volatility_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dollarization_{it} + \beta_2 Macroeconomic_{it} + \gamma_i + \vartheta_{it} \quad (2)$$

Trong đó:

$i = 1, \dots, 12$ và $t = 1996, \dots, 2019$.

$GDPgrowth_{it}$ là tốc độ tăng trưởng GDP bình quân đầu người theo giá cố định.

$Volatility_{it}$ đo lường sự bất ổn kinh tế vĩ mô.

$Dollarization_{it}$ là tỷ lệ đô la hóa.

$Macroeconomic_{it}$ là vector các biến kiểm soát.

μ_i và γ_i đại diện cho hiệu ứng cố định theo quốc gia;

ε_{it} và ϑ_{it} là số hạng sai số, $\varepsilon_{it}, \vartheta_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$.

Do tính chất của các hoạt động kinh tế vĩ mô phụ thuộc vào tình hình kinh tế vĩ mô và các chính sách kinh tế trong những năm trước đó, nên một số biến trễ một kỳ của biến phụ thuộc được thêm vào trong mô hình.

3.2. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu nghiên cứu

Tác giả đánh giá tác động của đô la hóa đến tăng trưởng kinh tế và bất ổn vĩ mô qua các mô hình FEM, REM hoặc hồi quy Pooled OLS, thực hiện các kiểm định F, Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test, Hausman test để lựa chọn mô hình phù hợp. Tiếp theo tác giả kiểm định sự tồn tại hiện tượng phương sai thay đổi và tự tương quan. Thông thường, nếu có các khuyết tật này sẽ được khắc phục bằng việc áp dụng phương pháp FGLS. Tuy nhiên, mô hình nghiên cứu là mô hình động có bao gồm biến trễ của biến phụ thuộc. Do đó, tác giả sẽ sử dụng ước lượng SGMM do Arellano & Bond (1991) và Blundell & Bond (1998) phát triển để giải quyết các khuyết tật của mô hình. Ngoài ra, tác giả kiểm tra sự phù hợp của biến công cụ bằng kiểm định Hansen J được đề xuất bởi Blundell & Bond (1998), để kiểm định ràng buộc xác định quá mức (overidentifying restrictions), kiểm tra tính hợp lệ tổng thể của các công cụ bằng cách phân tích mẫu tương tự của các điều kiện moment được sử dụng trong quá trình ước lượng. Đồng thời, tác giả kiểm tra giả thuyết rằng sai số, ε_{it} và ϑ_{it} , không tồn tại tự tương quan.

Theo phân loại của IMF, được báo cáo ở World Economic Outlook (Tháng 4, 2021)¹, các quốc gia mới nổi châu Á bao gồm 30 quốc gia. Nhưng do giới hạn về dữ liệu đô la hóa của các quốc gia, tác giả lựa chọn 12 quốc gia có đầy đủ dữ liệu đưa vào nghiên cứu bao gồm Bu-tan, Campuchia, Trung Quốc, Ấn độ, Indonesia,

Malaysia, Maldives, Mông Cổ, Philippine, Sri Lanka, Thái Lan, Việt Nam với tần suất hàng năm từ năm 1996 đến năm 2019. Nguồn dữ liệu thu thập như sau: Dữ liệu về đô la hóa được thu thập từ IMF và từ công bố của Levy-Yeyati (2021); GDP bình quân đầu người, bất ổn kinh tế vĩ mô được thu thập từ World Bank (WB); độ mở thương mại được thu thập từ IMF; Cán cân ngân sách của chính phủ, nợ nước ngoài được thu thập từ cơ sở dữ liệu của Ngân hàng Phát triển Châu Á (ADB).

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Phân tích tương quan và kiểm định đa cộng tuyến

Tác giả kiểm tra mức độ tương quan giữa các biến độc lập và kiểm định nhân tử phóng đại phương sai để xem xét tính đa cộng tuyến của mô hình hồi quy. Kết quả cho thấy mức độ tương quan giữa các biến độc lập trong mô hình hầu hết ở mức thấp dưới 0,5. Tương quan cao nhất là giữa biến lạm phát và bất ổn vĩ mô với hệ số tương quan là 0,614. Do đó, tác giả tiến hành phân tích thêm bằng phân tích nhân tử phóng đại phương sai (VIF). Kết quả cho thấy các giá trị VIF của các biến rất thấp và đều nhỏ hơn 10, cho thấy rằng không có vấn đề nghiêm trọng trong đa cộng tuyến giữa các biến giải thích trong mô hình hồi quy.

4.2. Kiểm định tính dừng và đồng liên kết

Tính dừng hay mức độ tích hợp của một chuỗi biến là điểm quan trọng để xác định phương pháp hồi quy thích hợp nhằm điều tra đúng bản chất của mối quan hệ giữa các chuỗi biến. Do đó, trước khi tiến hành hồi quy, tác giả thực hiện kiểm định tính dừng của các chuỗi biến.

Tác giả thực hiện Breusch-Pagan test của Breusch & Pagan (1980), scaled LM test và CD-Test của Pesaran (2021), bias-corrected scaled LM của Baltagi & cộng sự (2012) để kiểm tra sự phụ thuộc chéo của các chuỗi biến giữa các quốc gia và kết quả kiểm định giả thuyết H_0 cho rằng không có sự phụ thuộc chéo giữa các chuỗi biến được báo cáo trong Bảng 1.

Kết quả kiểm định cho thấy giả thuyết H_0 bị bác bỏ ở hầu hết các kiểm định với mức ý nghĩa 1%, các biến đều xuất hiện sự phụ thuộc chéo giữa các quốc gia. Bởi vì các chuỗi tồn tại sự phụ thuộc chéo, tác giả

Bảng 1: Kết quả kiểm định sự phụ thuộc chéo Pesaran giữa các quốc gia

	GDPgrowth	Volatility	Dollarization	INF	OPEN
Breusch-Pagan LM	167,42***	232,23***	358,19***	315,27***	474,47***
Pesaran scaled LM	8,83***	14,47***	25,43***	21,70***	35,55***
Bias-corrected scaled LM	8,57***	14,21***	25,17***	21,44***	35,29***
Pesaran CD	10,05***	9,39***	-1,13	15,16***	3,75***
	INV	FDI	BUD	DEBT	
Breusch-Pagan LM	273,84***	154,37***	126,40***	366,09***	
Pesaran scaled LM	18,09***	7,69***	5,26***	26,12***	
Bias-corrected scaled LM	17,83***	7,43***	5,00***	25,86***	
Pesaran CD	4,12***	3,47***	6,20***	8,41***	

Ghi chú: *** thể hiện mức ý nghĩa thống kê 1%.

áp dụng kiểm định nghiệm đơn vị thể hệ 2, thực hiện kiểm định CIPS được phát triển bởi Pesaran (2007). Kết quả ở bảng 2 cho thấy, ngoại trừ độ mở thương mại (OPEN) dừng ở sai phân bậc 1, tất cả các biến khác đều dừng ở biến gốc.

Bảng 3 trình bày kết quả kiểm định đồng liên kết trên dữ liệu bảng Westerlund giữa các chuỗi biến trong hai mô hình hồi quy. Để lựa chọn độ trễ tối ưu, tác giả sử dụng tiêu chí AIC. Giả thuyết không có đồng liên kết giữa tăng trưởng kinh tế (hoặc bất ổn kinh tế) và các biến trong mô hình không thể bị bác bỏ ở mức ý nghĩa 10%. Do đó, các biến nghiên cứu không có mối quan hệ đồng liên kết.

4.3. Tác động của đô la hóa đến tăng trưởng kinh tế

Tác giả tiến hành lấy sai phân đối với các biến không dừng và thực hiện hồi quy tác động của các biến độc lập đến biến phụ thuộc tăng trưởng kinh tế. Các kết quả kiểm định ở bảng 4B và 4C cho thấy mô hình FEM có hiệu quả hơn nhưng bị phương sai thay đổi và hiện tượng tự tương quan. Như trình bày ở phần 3, tác giả khắc phục bởi ước lượng SGMM, đồng thời trình bày kết quả ước lượng FGLS như một kiểm định

Bảng 2: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị CIPS của các biến nghiên cứu

	Level	First Difference	Kết luận
GDPgrowth	-3,177***	-5,707***	I(0)
Volatility	-3,575***	-5,319***	I(0)
Dollarization	-1,583*	-4,303***	I(0)
INF	-3,573***	-5,409***	I(0)
OPEN	-1,198	-3,965***	I(1)
INV	-2,055***	-4,381***	I(0)
FDI	-1,974***	-5,168***	I(0)
BUD	-2,232***	-5,264***	I(0)
DEBT	-1,566*	-3,977***	I(0)

Ghi chú: *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%, tương ứng.

Bảng 3: Kết quả kiểm định đồng liên kết Westerlund

	Statistic	p-value
Mô hình tăng trưởng kinh tế	-1,0728	0,1417
Mô hình bất ổn kinh tế vĩ mô	-0,0772	0,4692

Bảng 4: Tác động của đô la hóa đến tăng trưởng kinh tế

A - Kết quả hồi quy					
	Poole OLS	FEM	REM	FGLS	SGMM
GDPgrowth ₁	-0,0243	-0,117**	-0,0243	0,269***	0,0288
Dollarization	2,606***	0,751	2,606***	0,990**	1,931**
INF	-0,118***	-0,168***	-0,118***	-0,102***	-0,142**
ΔOPEN	0,0464**	0,0441**	0,0464**	0,0390***	0,021
INV	0,119***	0,118***	0,119***	0,0728***	0,118***
FDI	0,121***	0,0715	0,121***	0,122***	0,120***
BUD	-0,127**	-0,305***	-0,127**	-0,043	-0,213*
DEBT	-0,0166***	-0,0242***	-0,0166***	-0,0165***	-0,0205**
_cons	1,700**	4,059***	1,700**	2,025***	2,342**
N	276	276	276	276	276
Wald test	13,89***	10,69***	111,12***	269,07***	5966,47***
B- Kiểm định lựa chọn mô hình					
F test	F (11, 257) = 3,29***				
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test	$\chi^2_1 = 8,50***$				
Hausman test	$\chi^2_7 = 21,78***$				
C – Kiểm định tự tương quan, phương sai thay đổi					
Wooldridge test	F (1,11) = 0,202				
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity	$\chi^2_1 = 1741,69***$				
D – Kiểm định chuẩn đoán (Diagnostic test) trong mô hình SGMM					
Arellano-Bond test	AR (1): z = -1,5				
	AR (2): z = -0,83				
Sargan test	$\chi^2_1 = 0,04$				
Hansen J test	$\chi^2_{12} = 7,69$				

Ghi chú: Δ thể hiện toán tử sai phân bậc 1. *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%, tương ứng.

tính vững.

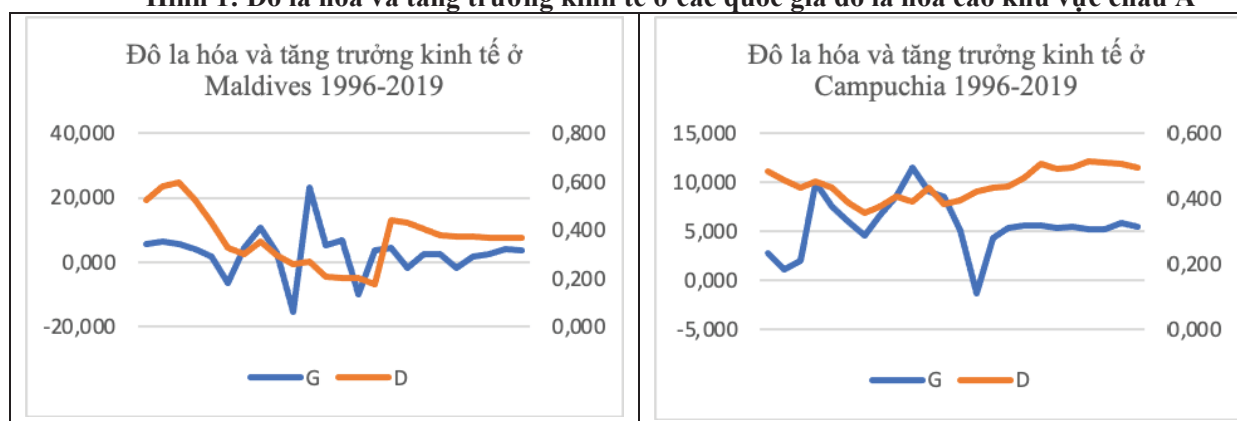
Kết quả ước lượng từ mô hình SGMM cho thấy, các biến vĩ mô cũng tác động đáng kể đến tăng trưởng kinh tế, trong đó, đô la hóa, đầu tư trong nước và đầu tư trực tiếp nước ngoài tác động tích cực; trong khi lạm phát, nợ nước ngoài, thâm hụt ngân sách tác động tiêu cực. Kết quả này là vững trên cả ước lượng FGLS.

Về tác động của đô la hóa, hệ số tác động của biến *Dollarization* là dương và có ý nghĩa thống kê tại mức 1%. Điều này cho thấy, đô la hóa đang thúc đẩy tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia mới nổi châu Á. Kết quả này phù hợp với các phát hiện từ các nghiên cứu trước đây như Alesina & Barro (2001); Castillo (2006); Dornbusch (2001); Munhupedzi & Chidakwa (2017); Soto (2009); Noko (2011). Việc chấp nhận một đồng tiền của quốc gia khác trong lưu thông đã làm giảm những vấn đề phát sinh liên quan đến việc chuyển đổi giữa các đồng tiền. Đô la hóa tạo ra tâm lý tích cực của nhà đầu tư đối với sự biến động của lãi suất và tỷ giá. Điều này làm giảm chi phí giao dịch, giảm lãi suất và lạm phát ở quốc gia đô la hóa, là điều kiện để khuyến khích thương mại và đầu tư. Nền kinh tế bị đô la hóa sẽ sớm hòa nhập hơn với các thị trường vốn quốc tế, đặc biệt là quốc gia có đồng tiền ngoại tệ được sử dụng dẫn đến tăng trưởng kinh tế (Slivinski, 2008).

Thực tế đã cho thấy, trên thế giới, các nước Mỹ Latinh đã ngăn chặn sự suy sụp kinh tế thông qua việc sử dụng đồng đô la Mỹ, chẳng hạn như Peru và Argentina (Castillo & Montoro, 2015; Schuler, 2005). Tại khu vực châu Á, Maldives, Campuchia và Trung Quốc là những quốc gia đô la hóa không chính thức với mức đô la hóa luôn ở mức cao trên 30% đã giúp các quốc gia này vượt qua những khó khăn kinh tế và chứng kiến mức độ tăng trưởng kinh tế ấn tượng. Maldives đã duy trì chính sách tỷ giá hối đoái neo cứng đồng Rufiyaa với đồng đô la Mỹ kể từ năm 1994. Mặc dù tỷ giá hối đoái cố định, Maldives có tài khoản vốn tự do và không có kiểm soát tỷ giá hối đoái chính thức, đồng Rufiyaa là đồng tiền pháp định, nhưng đồng đô la Mỹ cũng phục vụ cho việc thực hiện ba chức năng cơ bản của tiền (Adam, 2013). Việc chấp nhận đồng đô la Mỹ đã giúp Maldives phát triển lĩnh vực du lịch, thương mại và đầu tư. Điều này cũng tương tự đối với Campuchia, đồng đô la Mỹ lưu hành cùng với đồng tiền quốc gia chính thức - đồng Riel. Việc sử dụng đồng USD trong lưu thông đã giúp gia tăng niềm tin của nhà đầu tư đối với thị trường này, đầu tư trực tiếp nước ngoài vào Campuchia đã tăng từ 38 triệu USD (1990) lên 3,7 tỉ USD trong năm 2019. Đô la hóa cùng với việc phát triển các ngành xuất khẩu may mặc, thu từ du lịch, đầu tư trực tiếp nước ngoài và viện trợ, đã mang lại lợi ích cho nền kinh tế dựa trên đồng đô la ở Campuchia (Duma, 2011). Điều này cũng có thể được minh chứng bởi bài học từ Trung Quốc, khi tỷ lệ đô la hóa của quốc gia này rất cao, do Trung Quốc thường phá giá đồng nội tệ (dẫn đến dân chúng nắm giữ đồng đô la nhiều hơn để bảo vệ sự mất giá của đồng nội tệ), nhưng chính sách này đã khuyến khích xuất khẩu, cải thiện GDP bình quân đầu người.

Tác động của lạm phát đến tăng trưởng kinh tế là tiêu cực. Lạm phát gia tăng làm gia tăng sự không chắc chắn trong nền kinh tế, niềm tin của nhà đầu tư giảm, tăng chi phí giao dịch do đó gây tác động bất lợi đến

Hình 1: Đô la hóa và tăng trưởng kinh tế ở các quốc gia đô la hóa cao khu vực châu Á



tăng trưởng kinh tế. Dòng vốn đầu tư cả trong nước và nước ngoài là nhân tố thúc đẩy tăng trưởng kinh tế khi hệ số ước lượng của chúng là dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, phù hợp với lý thuyết tăng trưởng nội sinh và tân cổ điển cũng như phát hiện của các nghiên cứu thực nghiệm trước đây (Adams, 2009; Behname, 2012; Iamsiraroj & Ulubaşoglu, 2015; Khan & Reinhart, 1990; J.-W. Lee & Hong, 2010; Zhang, 2001). Trong khi, thâm hụt ngân sách và nợ nước ngoài tác động âm đến tăng trưởng kinh tế. Gia tăng gánh

nặng nợ nần cho Chính phủ nói riêng và người dân nói chung, ảnh hưởng đến sản xuất và ổn định kinh tế vĩ mô và làm giảm tăng trưởng kinh tế. Kết quả phù hợp với những phát hiện của các nghiên cứu trước đây về các yếu tố ảnh hưởng đến tăng trưởng kinh tế (Arvanitidis & cộng sự, 2009; Lee & Ng, 2015; Tung, 2018).

4.4. Tác động của đô la hóa đến bất ổn kinh tế vĩ mô

Bởi vì những tranh luận liên quan đến tác động của đô la hóa đến sự ổn định kinh tế vĩ mô cũng như chủ quyền và tính độc lập trong việc hoạch định các chính sách kinh tế trong nước, tác giả kiểm tra tác động của đô la hóa đến bất ổn vĩ mô, được đo lường bởi sự bất ổn trong lạm phát. Kết quả hồi quy SGMM được trình bày ở Bảng 5. (Các bước phân tích và kiểm định tương tự như mô hình tác động của đô la hóa đến tăng trưởng kinh tế).

Kết quả cho thấy, phù hợp với kỳ vọng lạm phát, độ mở thương mại, thâm hụt ngân sách và nợ nước ngoài làm gia tăng mức độ biến động kinh tế vĩ mô, trong khi tăng trưởng kinh tế và đầu tư trong nước và nước

Bảng 5: Tác động của đô la hóa đến bất ổn kinh tế vĩ mô

	Hệ số ước lượng	Sai số chuẩn	z	P-value
Growth	-0.045***	0.012	-3.790	0.000
Dollarization	2.350***	0.386	6.090	0.000
INF	0.200***	0.009	21.540	0.000
Δ OPEN	0.048***	0.007	6.460	0.000
INV	-0.052***	0.011	-4.720	0.000
FDI	-0.043***	0.010	-4.260	0.000
BUD	0.049**	0.023	2.100	0.036
DEBT	0.021***	0.007	3.070	0.002
_cons	1.370***	0.460	2.980	0.003
Arellano-Bond test	AR (1): z = -1.53 AR (2): z = 0.66			
Sargan test	$\chi^2_2 = 0.33$			
Hansen J test	$\chi^2_2 = 0.11$			

Ghi chú: *** và ** thể hiện mức ý nghĩa thống kê 1% và 5%, tương ứng.

ngoài mang lại sự ổn định cho nền kinh tế.

Dấu dương trong hệ số tác động của đô la hóa đến bất ổn vĩ mô cho thấy, càng gia tăng mức độ đô la hóa trong nền kinh tế, sự bất ổn càng gia tăng. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu trước đây bao gồm Edwards & Magendzo (2003, 2006), Levy-Yeyati (2006). Việc neo tỷ giá vào một đồng tiền ngoại tệ tại các quốc gia đô la hóa khiến cho các quốc gia này gặp khó khăn trong việc sử dụng tỷ giá để điều chỉnh với các cú sốc bên ngoài như cú sốc lãi suất, giá cả và thương mại, gây ra những bất ổn lớn hơn trong nền kinh tế (Edwards & Magendzo, 2006; Eichengreen, 2001a). Đô la hóa cũng được cho là làm giảm tính độc lập của chính sách tiền tệ, các cơ quan tiền tệ của quốc gia khó có thể đạt được mục tiêu ổn định kinh tế của mình trong một nền kinh tế bị đô la hóa do tồn tại một lượng ngoại tệ thường không xác định trong lưu thông và không được chính thức chấp nhận gây ra khó khăn trong việc kiểm soát cung tiền, điều này góp phần làm gia tăng sự bất ổn vĩ mô (Berg & Borensztein, 2003; Jameson, 2003; Morón & Winkelried, 2005). Theo Mecagni & cộng sự (2015), đô la hóa có thể đặt ra những thách thức quan trọng đối với các nhà hoạch định chính sách. Nó hạn chế năng lực của các cơ quan quản lý tiền tệ để hoạt động như một người cho vay phương sách cuối cùng; cản trở việc quản lý thanh khoản của các ngân hàng và làm suy yếu sự ổn định của khu vực tài chính. Ngoài ra, De Nicolo & cộng sự (2003) nhận thấy rằng lĩnh vực ngân hàng ở các nền kinh tế đô la hóa có rủi ro mất khả năng thanh toán cao hơn và biến động tiền gửi cao hơn dẫn đến sự biến động cung tiền và giá cả lớn hơn. Calvo & cộng sự (2004) cũng ghi nhận rằng xu hướng dòng vốn đảo chiều đột ngột ở các nền kinh tế mới nổi gia tăng theo mức độ đô la hóa, làm gia tăng sự bất ổn kinh tế vĩ mô. Thực tế đã cho thấy, đô la hóa một phần đã góp phần vào sự sụt giá không ngừng của đồng Shilling và tình hình kinh

tế hỗn loạn sau đó ở Somalia (Corrales & cộng sự, 2016; Nor, 2012).

Ngoài ra, vốn đầu tư trong nước và vốn đầu tư nước ngoài làm giảm bất ổn kinh tế vĩ mô, trong khi đó, độ mở thương mại, cán cân ngân sách chính phủ, nợ nước ngoài có tác động làm tăng bất ổn kinh tế vĩ mô.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Trong nghiên cứu này, tác giả đánh giá tác động của đô la hóa đến tăng trưởng và ổn định kinh tế vĩ mô ở các quốc gia mới nổi châu Á. Kết quả từ nghiên cứu cho thấy đô la hóa tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế, tuy nhiên lại gây ra những xáo trộn làm nghiêm trọng thêm tình trạng bất ổn kinh tế vĩ mô.

Bởi vì đô la hóa có tác động tích cực đến tăng trưởng thông qua các kênh thương mại, đầu tư... nhưng lại tác động tiêu cực đến sự ổn định vĩ mô liên quan đến giảm khả năng điều tiết với các cú sốc bất lợi, sự bất ổn trong hệ thống tài chính và khó đạt được mục tiêu của chính sách tiền tệ... Chính phủ các quốc gia mới nổi châu Á cần cân nhắc để chấp nhận đô la hóa không chính thức một cách thận trọng, có lộ trình để tận dụng ưu điểm của đô la hóa. Thực hiện kiểm soát mức độ đô la hóa trong nước ở mức phù hợp với đặc điểm kinh tế vĩ mô của quốc gia mình. Một số quốc gia đã đạt được lợi ích từ việc chấp nhận lưu thông ngoại tệ song hành với nội tệ như Trung Quốc, Campuchia hay Maldives, song điều này gây ảnh hưởng đến chủ quyền quốc gia, do đó, các quốc gia cần kiểm soát tình trạng đô la hóa bằng các chính sách kiểm soát thanh toán cho các giao dịch thương mại bằng ngoại tệ, giảm lãi suất tiền gửi bằng ngoại tệ. Củng cố niềm tin của người dân vào các chính sách của Chính phủ, hạn chế sự thay đổi đột ngột trong các hành động chính sách là một trong những cách hiệu quả để củng cố niềm tin của người dân vào giá trị của đồng nội tệ và giúp ổn định tình trạng đô la hóa.

Chú thích:

1. <https://www.imf.org/external/datamapper/datasets/WEO>

Tài liệu tham khảo

- Adam, A. (2013), 'Dollarization in a Small Open Economy – The Case of Maldives', *World Review of Business Research*, 3(3), 1–15.
- Adams, S. (2009), 'Foreign Direct investment, domestic investment, and economic growth in Sub-Saharan Africa', *Journal of Policy Modeling*, 31(6), 939–949. <https://doi.org/10.1016/J.JPOLMOD.2009.03.003>.
- Alesina, A., & Barro, R. . (2001), 'Dollarization', *AEA Paper and Proceedings - Currency Unions*, 91(2), 381–385.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991), 'Some tests of specification for panel data: monte carlo evidence and an application to employment equations', *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297. <https://doi.org/10.2307/2297968>.
- Arvanitidis, P., Pavleas, S., & Petrakos, G. (2009), 'Determinants of economic growth: the view of the experts', *Discussion Paper Series*, 15(1), 1–22. <http://www.prd.uth.gr>.
- Baltagi, B. H., Feng, Q., & Kao, C. (2012), 'A Lagrange Multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model', *Journal of Econometrics*, 170(1), 164–177. <https://doi.org/10.1016/J.JECONOM.2012.04.004>.
- Bannister, G., Turunen, J., & Gardberg, M. (2018), 'Dollarization and Financial Development', In IMF Working Papers (Vol. 18, Issue 200, p. 1). <https://doi.org/10.5089/9781484373361.001>.
- Basso, H. S., Calvo-Gonzalez, O., & Jurgilas, M. (2011), 'Financial dollarization: The role of foreign-owned banks and interest rates', *Journal of Banking and Finance*, 35(4), 794–806, <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.11.018>
- Behname, M. (2012), 'Foreign direct investment and economic growth: Evidence from Southern Asia', *Atlantic Review of Economics*, 2, <https://www.econstor.eu/handle/10419/146563>
- Berg, A., & Borensztein, E. (2000), *The Pros and Cons of Full Dollarization* (WP/00/50).
- Berg, A., & Borensztein, E. (2003), 'The Pros and Cons of Full Dollarization', In D. Salvatore, J. W. Dean, & T. D. Willett (Eds.), *The Dollarization Debate*, Oxford Scholarship Online, <https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>
- Blundell, R., & Bond, S. (1998), 'Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models', *Journal of*

Econometrics, 87(1), 115–143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8).

- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980), 'The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics', *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Broda, C., & Levy-Yeyati, E. (2006), 'Endogenous Deposit Dollarization', *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(4), 963–988, <https://www.jstor.org/stable/3838990?seq=1>
- Calvo, G. A., Izquierdo, A., & Mejia, L.-F. (2004), *On the Empirics of Sudden Stops: The Relevance of Balance-Sheet Effects* (No. 10520; NBER Working Paper Series), <https://doi.org/10.3386/W10520>.
- Castillo, S. (2006), 'Dollarization and Macroeconomic Stability in Latin America', *Oshkosh Scholar*, 1(April), 51–59.
- Corrales, J., Imam, P., Weber, S., & Yehoue, E. (2016), 'Dollarization in Sub-Saharan Africa', *Journal of African Economies*, 25(1), 28–54.
- De Nicolo, G., Honohan, P., & Ize, A. (2003), 'Dollarization of the banking system : good or bad?', In Policy Research Working Paper Series (No. 3116; Policy Research Working Paper Series), The World Bank, <https://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/3116.html>.
- Dornbusch, R. (2001), 'Fewer Monies, Better Monies', *American Economic Review*, 91(2), 238–242, <https://doi.org/10.3386/w8324>.
- Duma, N. (2011), 'Dollarization in Cambodia: Causes and Policy Implications', *IMF Working Papers*, 11(49), 1, <https://doi.org/10.5089/9781455218936.001>
- Edwards, S. (2001), 'Dollarization and Economic Performance: An Empirical Investigation', In *National Bureau of Economic Research Working Paper Series: Vol. No. 8274* (Issue 5, pp. 1–29), <http://www.nber.org/papers/w8274%5Cnhttp://www.nber.org/papers/w8274.pdf>
- Edwards, S., & Magendzo, I. I. (2001), 'Dollarization, Inflation and Growth', In NBER Working Paper Series.
- Edwards, S., & Magendzo, I. I. (2003), 'Dollarization and economic performance: What do we really know?', *International Journal of Finance & Economics*, 8(4), 351–363. <https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>.
- Edwards, S., & Magendzo, I. I. (2006), 'Strict Dollarization and Economic Performance : An Empirical Investigation', *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(1), 269–282.
- Eichengreen, B. (2001a), 'Capital Account Liberalization: What Do Cross-Country Studies Tell Us?', *The World Bank Economic Review*, 15(3), 341–365, <https://doi.org/10.2307/3990106>.
- Eichengreen, B. (2001b), 'What problems can dollarization solve?', *Journal of Policy Modeling*, 23(3), 267–277, [https://doi.org/10.1016/S0161-8938\(01\)00046-1](https://doi.org/10.1016/S0161-8938(01)00046-1).
- Fernández-Arias, E., Levy Yeyati, E., & Morón, E. (2006), 'Financial Dollarization and Dedollarization', *Economía*, 6(2), 37–100, <https://www.jstor.org/stable/20065496?seq=1>
- Fischer, S. (2001), 'Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct?', *Journal of Economic Perspectives*, 15(2), 3–24.
- Frankel, J. A. (1999), 'No Single Currency Regime is Right for All Countries or At All Times', In *NBER Working Papers* (No. 7338; NBER Working Papers), National Bureau of Economic Research, Inc. <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/7338.html>
- Iamsiraroj, S., & Ulubaşoğlu, M. A. (2015), 'Foreign direct investment and economic growth: A real relationship or wishful thinking?', *Economic Modelling*, 51, 200–213. <https://doi.org/10.1016/J.ECONMOD.2015.08.009>
- Ize, A., & Levy-Yeyati, E. (2003), 'Financial dollarization', *Journal of International Economics*, 59(2), 323–347, [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(02\)00017-X](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(02)00017-X).
- Jameson, K. P. (2003), 'Dollarization in Latin America: Wave of the Future or Flight to the Past?', *Journal of Economic Issues*, 37(3), 643–663. <https://doi.org/10.2307/4227925>.
- Khan, M. S., & Reinhart, C. M. (1990), 'Private investment and economic growth in developing countries', *World Development*, 18(1), 19–27.
- Klein, M. W. (2002), *Dollarization and Trade* (No. 8879; NBER Working Paper).
- Lee, J.-W., & Hong, K. (2010), *Economic Growth in Asia: Determinants and Prospects* (No. WPS10252; ADB Economics Working Paper Series), <https://www.adb.org/publications/economic-growth-asia-determinants-and-prospects>
- Lee, S.-P., & Ng, Y.-L. (2015), 'Public debt and Economic Growth in Malaysia', *Asian Economic and Financial*

-
- Review, 5(1), 119–126, <https://doi.org/10.18488/journal.aefr/2015.5.1/102.1.119.126>.
- Levy-Yeyati, E. (2006), ‘Financial dollarization: Evaluating the consequences’, *Economic Policy*, 21(45), 61–118, <https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2006.00154.x>.
- Levy-Yeyati, E. (2021), *Financial dollarization and de-dollarization in the new millennium*, (wp_gob_2021_02; Department of Economics Working Papers).
- Makochekanwa, A. (2011), ‘Zimbabwe’s Currency Crisis: Which Currency to Adopt in the Aftermath of the Aftermath of Multi-Currency Regime?’, *SSRN Electronic Journal*, <https://doi.org/10.2139/ssrn.1528882>.
- Mecagni, M., Corrales, J. S., Dridi, J., Garcia-Verdu, R., Imam, P., Matz, J., Macario, C., Maino, R., Mu, Y., Moheeput, A., Narita, F., Pani, M., Rosales, M., Weber, S., & Yehoue, E. (2015), ‘Dollarization in Sub-Saharan Africa Experience and Lessons’, *International Monetary Fund*, www.imfbookstore.org.
- Morón, E., & Winkelried, D. (2005), ‘Monetary policy rules for financially vulnerable economies’, *Journal of Development Economics*, 76(1), 23–51, <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2004.08.001>.
- Munhupedzi, R. N., & Chidakwa, A. M. (2017), ‘Investigating the Impact of Dollarization on Economic Growth: A Case of Zimbabwe’, *Expert Journal of Finance*, 5(1), 12–20.
- Ndambiri, H. ., Ritho, C., Ng’ang’a, S. ., Kubowon, P. ., Nyangweso, P. ., Muiruri, E. ., & Cherotwo, F. . (2012), ‘The Impact of “Fairness” in Working conditions’, *International Journal of Economics and Management Sciences*, 2(4), 18–24.
- Nor, M. I. (2012), ‘The Effect of Dollarization on Developing Economies: Lessons from Somalia’s Informal Market’, *Academic Research International*, 2(3), 591–597.
- Paul Castillo, & Carlos Montoro (2015), *Income Distribution and Endogenous Dollarisation (WP 2015-02)*, <https://www.bcrp.gob.pe/en/publications/working-papers/wp-2015-02.html>.
- Pesaran, M. H. (2007), ‘A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence’, *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312. <https://doi.org/10.1002/JAE.951>.
- Pesaran, M. H. (2021), ‘General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels’, *Empirical Economics*, 60(1), 13–50, <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01875-7>.
- Quispe-Agnoli, M. (2002), ‘Costs and Benefits of Dollarization’, In Latin American and Caribbean Center (Ed.), *Dollarization and Latin America: Quick Cure or Bad Medicine?*
- Reinhart, C. M., Rogoff, K. S., & Savastano, M. A. (2014), ‘Addicted to dollars’, *Annals of Economics and Finance*, 15(1), 1–51, <https://doi.org/10.3386/w10015>.
- Rose, A. K. (2000), ‘One money, one market: the effect of common currencies on trade’, *Economic Policy*, 15(30), 8–10, <https://doi.org/10.1111/1468-0327.00056>.
- Rose, Andrew K., & Engel, C. (2002), ‘Currency Unions and International Integration’, In *Journal of Money, Credit and Banking* (Vol. 34, Issue 4, pp. 1067–1089), Ohio State University Press, <https://doi.org/10.2307/3270728>.
- Rose, Andrew K., & Van Wincoop, E. (2001), ‘National money as a barrier to international trade: The real case for currency union’, *American Economic Review*, 91(2), 386–390, <https://doi.org/10.1257/aer.91.2.386>.
- Schuler, K. (2005), ‘Some Theory and History of Dollarization’, *Cato Journal*, 25(1), 115–125.
- Sikwila, M. N. (2013), ‘Dollarization and the Zimbabwe’s Economy’, *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 5(6), 398–405. <https://doi.org/10.22610/jebs.v5i6.414>.
- Slivinski, S. (2008), *Dollarization Explained* (Fall 2008; Region Focus).
- Soto, R. (2009), ‘Dollarization, economic growth, and employment’, *Economics Letters*, 105(1), 42–45, <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2009.05.012>.
- Summers, L. H. (2000), ‘International Financial Crises: Causes, Prevention, and Cures on JSTOR’, *The American Economic Review*, 90(2), 1–16, <https://www.jstor.org/stable/117183>.
- Tung, L. T. (2018), ‘The effect of fiscal deficit on economic growth in an emerging economy: Evidence from Vietnam’, *Journal of International Studies*, 11(3), 191–203. <https://doi.org/10.14254/2071-8330.2018/11-3/16>.
- Zhang, K. (2001), ‘Does foreign direct investment promote economic growth? Evidence from East Asia and Latin America’, *Contemporary Economic Policy*, 19(2), 175–185, <https://doi.org/10.1111/J.1465-7287.2001.TB00059.X>.
-

ẢNH HƯỞNG CỦA BẢO VỆ QUYỀN SỞ HỮU TRÍ TUỆ ĐỐI VỚI THU HÚT ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI TẠI VIỆT NAM

Huỳnh Thị Diệu Linh
Trường Đại học Kinh tế, Đại học Đà Nẵng
Email: linhhtd@due.edu.vn

Mã bài: JED-470
Ngày nhận: 16/11/2021
Ngày nhận bản sửa: 18/02/2022
Ngày duyệt đăng: 12/03/2022

Tóm tắt:

Bài viết đánh giá ảnh hưởng của bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ đối với thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) vào Việt Nam từ 21 đối tác đầu tư chính trong giai đoạn 2010 - 2020. Dựa trên mô hình lực hấp dẫn (Gravity Model), nghiên cứu đã sử dụng các kiểm định và phương pháp hồi quy khác nhau để lượng hóa tính bền vững của kết quả thực nghiệm. Kết quả nghiên cứu khẳng định tầm quan trọng của bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ với thu hút FDI vào Việt Nam, trong đó, bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ của đối tác đầu tư có ảnh hưởng hơn so với bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ của Việt Nam về cả mức độ tác động và độ tin cậy của kết quả. Để đẩy mạnh thu hút FDI vào các ngành thâm dụng công nghệ, Chính phủ cần thúc đẩy hơn nữa việc bảo vệ và thực thi quyền sở hữu trí tuệ bằng cách phổ biến tầm quan trọng của việc bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ và tập trung xây dựng hệ thống pháp lý về sở hữu trí tuệ rõ ràng, đảm bảo việc thực thi có hiệu quả quyền sở hữu trí tuệ.

Từ khóa: Quyền sở hữu trí tuệ, chỉ số bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ (IPR), đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), mô hình trọng lực, Việt Nam.

Mã JEL: C33, C5, F21, F23.

Effects of intellectual property rights protection on foreign direct investment attraction in Vietnam

Abstract:

This study evaluates the influence of intellectual property rights (IPR) protection on attracting foreign direct investment (FDI) to Vietnam from 21 main investment partners in the period 2010 - 2020. Based on the Gravity Model, the study used different diagnostic tests and regression methods to quantify the validity of estimation results. Research results confirm the importance of IPR protection on attracting FDI into Vietnam, in which, IPR protection of investment partners is larger than IPR protection of Vietnam in terms of magnitude and reliability of the results. To promote FDI in technology-intensive industries, the government needs to further promote the protection and enforcement of IPR by disseminating the importance of IPR protection and focusing on building a clear IP legal system, ensuring effective enforcement of IP rights.

Keywords: Intellectual property rights, intellectual property rights protection index (IPR), foreign direct investment (FDI), gravity model, Vietnam.

JEL Codes: C33, C5, F21, F23

1. Giới thiệu

Trên thế giới đã có nhiều nghiên cứu liên quan đến tác động của việc bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ (SHTT) đến các khía cạnh khác nhau của nền kinh tế, trong đó mối quan hệ về quyền sở hữu trí tuệ và FDI nhận được nhiều sự quan tâm trong cả nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm. Mặc dù nhiều nghiên cứu đã được thực hiện, tác động của bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ đối với thu hút FDI là không rõ ràng. Nhiều nghiên cứu trong lĩnh vực này cho rằng tăng cường bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ sẽ thúc đẩy thu hút FDI như các công

bổ của Lee & Mansfield (1996), Lesser (2002), và Javorcik (2004) vì bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ sẽ làm các nhà đầu tư yên tâm hơn trong quyết định đầu tư có liên quan đến công nghệ, khi giảm bớt các lo lắng về mất quyền kiểm soát công nghệ cũng như mất các bí quyết công nghệ về tay đối tác. Ngược lại, một số nghiên cứu khác lại cho rằng mối quan hệ trên là tiêu cực khi tăng cường bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ có thể cản trở FDI như Kondo (1995), Seyoum (1996), và Nicholson (2007), vì nó ngăn chặn sự bắt chước và cản trở sự đổi mới của nước nhận đầu tư (Yi & Naghavi, 2017).

Luật về quyền sở hữu trí tuệ được ban hành tại Việt Nam lần đầu tiên vào năm 1995 trong một chương của Bộ luật Dân sự, và được tách thành một đạo luật riêng năm 2005. Sau khi trở thành thành viên của Tổ chức Thương mại Thế giới (WTO) vào năm 2007, Việt Nam đã tham gia vào Hiệp định về các khía cạnh liên quan tới thương mại của các quyền sở hữu trí tuệ (Hiệp định TRIPS). Cùng với sự hội nhập kinh tế ngày càng sâu rộng, đặc biệt là việc tham gia vào các hiệp định thương mại tự do thế hệ mới như CPTPP và EVFTA, bên cạnh các cam kết về thương mại và đầu tư, thì vấn đề liên quan đến sở hữu trí tuệ là một trong những nội dung được quan tâm và mang ra thảo luận để đưa vào cam kết cho thấy tầm quan trọng của vấn đề này đối với xu hướng phát triển toàn cầu nói chung và nước ta nói riêng.

Khối lượng và sự tăng trưởng đáng kể của FDI vào Việt Nam trong 3 thập kỷ gần đây đã thu hút rất nhiều sự quan tâm và nghiên cứu của các nhà kinh tế cũng như các chuyên gia trong lĩnh vực này nhằm xác định nguồn và động lực của FDI vào Việt Nam (Carr, Markusen & Maskus, 2001; Beugelsdijk, Pedersen & Petersen, 2009; Shah, 2014; Halaszovich & Kinra, 2020). Tuy nhiên, hầu như rất hiếm hoặc thậm chí là không có các nghiên cứu thực nghiệm nào tập trung vào tác động của bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ đối với dòng vốn FDI vào Việt Nam. Sự thiếu hụt này một phần có thể là do hạn chế về dữ liệu, khi việc tiếp cận dữ liệu chuỗi thời gian về tác động của việc tăng cường luật bảo hộ sở hữu trí tuệ của Việt Nam vẫn còn khan hiếm. Bài viết này sẽ bổ sung vào khoảng trống nghiên cứu đó bằng cách đánh giá tác động của quyền sở hữu trí tuệ đối với thu hút FDI của Việt Nam và 21 đối tác đầu tư lớn nhất trong khoảng thời gian từ 2010 đến 2020. Mục tiêu chính của nghiên cứu nhằm: (1) Sử dụng bộ chỉ số bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ phổ biến nhất được công bố bởi Liên minh Quyền sở hữu trí tuệ Hoa Kỳ, (2) Đánh giá tác động đến việc thu hút FDI vào Việt Nam từ mức độ bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ của quốc gia đối tác đầu tư, của Việt Nam, và sự cách biệt trong bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ giữa cặp quốc gia này.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Quyền sở hữu trí tuệ và bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ

Sở hữu trí tuệ, hay còn gọi là tài sản trí tuệ, là những sản phẩm sáng tạo của bộ óc con người. Quyền sở hữu tài sản trí tuệ là quyền của cá nhân, pháp nhân đối với các sản phẩm trí tuệ do con người sáng tạo (Tanaka & Iwaisako, 2014).

Hiện nay, có rất nhiều phương pháp với các chỉ số khác nhau để đo lường việc bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ của một quốc gia. Chỉ số này thường tập trung đánh giá quyền Sở hữu trí tuệ ở các nền kinh tế trên toàn cầu từ các chính sách bằng sáng chế và bản quyền đến thương mại hóa tài sản sở hữu trí tuệ và phê chuẩn các điều ước quốc tế. Trong đó, chỉ số Quyền Sở hữu tài sản trí tuệ (IPR index) được ban hành hàng năm bởi Liên minh Quyền Sở hữu (Property Rights Alliance) có trụ sở tại Hoa Kỳ là chỉ số được công nhận và sử dụng rộng rãi nhất. Báo cáo chỉ số Quyền Sở hữu tài sản trí tuệ của tổ chức này năm 2020 bao gồm 129 quốc gia về hệ thống quyền tài sản trí tuệ chiếm đến 98% tổng sản phẩm quốc nội thế giới và 94% dân số thế giới. Chỉ số này tập trung vào 3 khía cạnh chính gồm bảo vệ tài sản trí tuệ, bảo vệ bằng sáng chế và bảo vệ bản quyền. Thang điểm chung của chỉ số IPR nằm trong khoảng từ 0 đến 10, trong đó 10 là giá trị cao nhất (tích cực nhất) và 0 là giá trị thấp nhất (tiêu cực nhất)

2.2. Ảnh hưởng của bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ với thu hút FDI

Lee & Mansfield (1996) là tác giả của một trong những nghiên cứu thực nghiệm đầu tiên về mối liên hệ giữa hệ thống bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ của một nước đang phát triển với FDI từ Hoa Kỳ vào nước đó. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu của khoảng 100 doanh nghiệp Hoa Kỳ khi đánh giá tác động của mức độ bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ của 14 nền kinh tế ảnh hưởng đến các quyết định đầu tư đến các quốc gia này. Các tác giả này kết luận rằng việc tăng cường bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ có tác động tích cực đến dòng vốn FDI.

Seyoum (1996) nghiên cứu tác động đến đầu tư trực tiếp nước ngoài từ việc bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ. Sử dụng các phát hiện thực nghiệm dựa trên nghiên cứu của 27 quốc gia để hỗ trợ các quan điểm cho rằng mức độ bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ là một yếu tố quyết định mạnh mẽ đến thu hút đầu tư nước ngoài. Và tác động của các tài sản trí tuệ khác nhau là khác nhau, trong khi bảo hộ mạnh mẽ bằng sáng chế và bí mật

kinh doanh không có tác động tăng cường thu hút FDI, thì bảo hộ mạnh mẽ nhãn hiệu lại có tác động khuyến khích FDI tại các nước kém phát triển và phát triển nhưng lại làm giảm FDI tại các nước công nghiệp mới.

Javorcik (2004) đã xem xét ảnh hưởng của cơ cấu FDI từ bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ tại các nền kinh tế chuyển đổi ở Đông Âu và Liên Xô cũ. Sử dụng dữ liệu cấp công ty, nghiên cứu này phát hiện ra rằng sự bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ yếu kém ngăn cản các nhà đầu tư nước ngoài trong các lĩnh vực thâm dụng công nghệ. Hơn nữa, kết quả chỉ ra rằng bảo hộ sở hữu trí tuệ yếu kém khuyến khích các nhà đầu tư thực hiện các dự án tập trung vào phân phối hơn là sản xuất tại địa phương.

Nicholson (2007) nghiên cứu sự tương tác của quyền sở hữu trí tuệ đối với việc lựa chọn phương thức thâm nhập thị trường nước ngoài của các công ty đa quốc gia. Kết quả cho thấy rằng các doanh nghiệp trong các ngành có chi phí vốn cao có nhiều khả năng duy trì quyền kiểm soát đối với kiến thức sản xuất ở các quốc gia ít được bảo hộ sở hữu trí tuệ hơn bằng cách tham gia vào đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI). Ngược lại, đối với các quốc gia bảo hộ mạnh mẽ quyền sở hữu trí tuệ, các công ty trong các ngành có mức đầu tư cao vào nghiên cứu và phát triển (R&D) có xu hướng thâm nhập thị trường bằng hình thức cấp phép (licensing).

Du, Lu, & Tao (2008) đã phân tích mối quan hệ giữa các yếu tố thể chế kinh tế khu vực (bao gồm bảo vệ quyền tài sản và thực thi hợp đồng) đối với việc lựa chọn địa điểm đầu tư của các công ty đa quốc gia của Hoa Kỳ tại Trung Quốc. Sử dụng dữ liệu gồm 6288 công ty đa quốc gia của Hoa Kỳ đầu tư vào các khu vực khác nhau của Trung Quốc trong giai đoạn 1993–2001, nghiên cứu này kết luận các công ty đa quốc gia của Hoa Kỳ thích đầu tư vào những khu vực được bảo vệ tốt hơn về quyền sở hữu trí tuệ, mức độ can thiệp thấp hơn của chính phủ vào hoạt động kinh doanh, mức độ tham nhũng của chính phủ thấp hơn và thực thi hợp đồng tốt hơn.

Zhang & Yang (2016) đánh giá mối quan hệ của FDI và các khía cạnh liên quan đến thương mại của Hiệp định Quyền sở hữu trí tuệ. Sử dụng dữ liệu từ 1985 đến 2012 với các phương pháp ước lượng bảng khác nhau (OLS, FE, GMM), kết quả thực nghiệm cho thấy việc thực thi hiệp định TRIPS đã tạo động lực thu hút FDI vào các nước tiếp nhận.

Yi & Naghavi (2017) nghiên cứu mối quan hệ giữa bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ và thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài cũng như lan tỏa công nghệ quốc tế. Các tác giả này kết luận mức độ bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ tối ưu phụ thuộc vào khả năng công nghệ của nước nhận đầu tư. Đối với các quốc gia kém phát triển, bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ phải đủ mạnh để thu hút FDI vì sự lan tỏa công nghệ quốc tế là nguồn lực chủ đạo của sự phát triển công nghệ. Ngược lại, đối với các nền kinh tế mới nổi tiên tiến hơn, mức độ bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ nên mạnh hơn nữa, để trở thành một công cụ để khai thác tiềm năng của các nhà đổi mới trong nước của họ.

Hu, Liu & Zhao (2021) sử dụng mô hình lý thuyết trò chơi để đánh giá tác động của bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ đối với FDI, đổi mới bản địa, và những tác động tổng thể của quyền sở hữu trí tuệ đối với các quốc gia phía Nam và phía Bắc. Các tác giả này khẳng định bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ chặt chẽ hơn sẽ tốt cho FDI và đổi mới bản địa; tuy nhiên, các hiệu ứng này thay đổi tùy theo nguồn tài nguyên ban đầu như cấp độ kỹ năng và khả năng hấp thụ. Nghiên cứu này kết luận bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ chặt chẽ hơn sẽ tốt cho việc thúc đẩy phúc lợi của cả hai bên. Vì vậy các chính phủ nên xây dựng môi trường tốt hơn cho quyền sở hữu trí tuệ, nhưng phải tính đến chi phí của chính sách thực thi bằng sáng chế và rào cản thương mại.

3. Mô hình, dữ liệu và phương pháp ước

3.1. Mô hình nghiên cứu

Để đánh giá mối quan hệ giữa bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ và đầu tư trực tiếp nước ngoài, nghiên cứu này áp dụng mô hình Trọng lực (Gravity model) đã được đề cập bởi nhiều tác giả như Awokuse & Yin (2010), Zhang & Yang (2016), và Saikia (2021). Dựa trên các phân tích của Awokuse & Yin (2010), mô hình sử dụng cho nghiên cứu này được đề xuất như sau:

$$\ln FDI_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 \ln GDP_{jt} + \beta_3 \ln DIS_{ijt} + \beta_4 FTA_{ijt} + \beta_5 OPEN_{ijt} + \beta_6 \ln IPR_{it} + \beta_7 \ln IPR_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (I)$$

$$\ln FDI_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 \ln GDP_{jt} + \beta_3 \ln DIS_{ijt} + \beta_4 FTA_{ijt} + \beta_5 OPEN_{ijt} + \beta_6 \ln IPR_{dt} + \beta_7 \ln IPR_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (II)$$

Trong khi phương trình (I) tập trung đo lường mối quan hệ của bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ của quốc gia đầu tư và của Việt Nam đến thu hút FDI, thì phương trình (II) đánh giá tác động của sự cách biệt trong mức độ bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ đến thu hút FDI tại Việt Nam.

Trong đó i, j, t tương ứng là quốc gia đối tác đầu tư của Việt Nam, Việt Nam, và yếu tố thời gian trong dữ liệu. Biến phụ thuộc, FDI_{ijt} , là vốn FDI từ các quốc gia đối tác vào Việt Nam. Các biến độc lập, GDP_{it} , GDP_{jt} đại diện cho kích thước nền kinh tế của quốc gia đối tác đầu tư và Việt Nam. Biến, DIS_{ijt} thể hiện chi phí đầu tư giữa hai quốc gia, đại diện bằng khoảng cách giữa quốc gia đầu tư và Việt Nam với dự đoán khoảng cách càng xa thì chi phí đầu tư càng nhiều. FTA_{ijt} là biến giả, và có giá trị bằng 1 nếu quốc gia đối tác và Việt Nam đã có ký kết FTA tại năm t . Biến $OPEN_{ijt}$ thể hiện độ mở về mặt thương mại của các quốc gia đối tác và Việt Nam. Độ mở về mặt thương mại được đo bằng tỉ lệ % của tổng giá trị xuất khẩu và nhập khẩu hàng hóa và dịch vụ so với tổng sản phẩm quốc nội của một quốc gia. Biến IPR_{it} , IPR_{jt} là mức độ bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ của quốc gia đối tác và Việt Nam. Biến IPR_{dt} đo lường sự cách biệt (sự khác nhau) trong mức độ bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ của quốc gia đối tác và Việt Nam. Cuối cùng, ε_{ijt} , ε_{2ijt} là sai số của mô hình trong phương trình (I) và (II).

3.2. Dữ liệu

Dữ liệu dùng trong nghiên cứu này bao gồm 226 quan sát từ 21 quốc gia đối tác đầu tư chính của Việt Nam trong giai đoạn 2010 – 2020. Các số liệu đều được chuyển về giá cố định năm 2010. Dữ liệu hàng năm trong khoảng thời gian từ 2010 đến 2020 được sử dụng. Các số liệu về FDI được trích xuất từ niên giám thống kê của Tổng cục thống kê (GSO) và ASEAN Secretariat. Số liệu về GDP, được thu thập từ cơ sở dữ liệu của Hội nghị của Liên hiệp quốc về thương mại và phát triển (UNCTAD). Dữ liệu về khoảng cách song phương được lấy từ trang web của Time and Date AS (<http://www.timeanddate.com>). Dữ liệu về FTA được thu thập từ Trung tâm WTO của Phòng Thương mại và Công nghiệp Việt Nam (VCCI). Dữ liệu đo lường mức độ bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ của quốc gia đối tác và Việt Nam được đại diện bằng chỉ số bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ - IPR index – được thu thập từ Liên minh Quyền Sở hữu trí tuệ có trụ sở tại Hoa Kỳ. Biến IPR_{dt} được tính theo công thức $IPR_{it} - IPR_{jt}$ để đo lường khác biệt về mức độ bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ của quốc gia đối tác và Việt Nam. Biến IPR_{dt} được xây dựng như vậy để xem xét bên cạnh tác động của bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ của từng nước đầu tư và nhận đầu tư đối với FDI, thì sự cách biệt trong mức độ bảo vệ đó có ảnh hưởng đến thu hút FDI vào Việt Nam không. Bảng 1 cung cấp thông tin tổng quan về dữ liệu của các biến.

Bảng 1: Thông tin các biến sử dụng

Biến	Số quan sát	Chiều biến động dự đoán	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
lnFDI	226		4,418384	2,325296	-2,99573	8,793633
lnGDPi	226	+	13,78599	1,517259	9,442237	16,81474
lnGDPj	226	+	12,1769	0,189807	11,88445	12,46268
lnDIS	226	-	8,365082	0,852907	6,771936	9,50017
FTA	226	+	0,484849	0,500856	0	1
OPEN	226	+	144,9	47,56247	90,13766	303,8571
lnIPRi	226	+/-	7,107667	1,419084	3,208	8,78
lnIPRj	226	+/-	4,227273	0,426988	3,483	4,95
lnIPRd	226	+/-	2,880394	1,456554	-0,983	5,028

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 2 cung cấp chỉ số tương quan giữa các biến sử dụng trong mô hình. Từ hệ số tương quan cho thấy mô hình có thể gặp phải vấn đề đa cộng tuyến (*multicollinearity*) khi có 2 cặp biến giải thích có hệ số tương quan lớn hơn 0,6 (Wooldridge, 2009). Để xem xét kỹ hơn vấn đề đa cộng tuyến, nghiên cứu này tiếp tục sử dụng phương pháp nhân tử phóng đại phương sai (VIF) để kiểm định sau khi ước lượng mô hình. Kết quả của kiểm định VIF sẽ được trình bày trong phần kết quả ước lượng tiếp theo.

3.3. Phương pháp ước lượng

Đầu tiên cả phương trình (I) và (II) sẽ được ước lượng bằng phương pháp hồi quy cho dữ liệu bảng (*Panel data*) là phương pháp bình phương nhỏ nhất (Pooled OLS). Mặc dù phương pháp OLS thường cho kết quả ước lượng hiệu quả, phương pháp ước lượng này cũng thường bị thiên lệch nếu xuất hiện hiện tượng phương

Bảng 2: Ma trận tương quan giữa các biến

Biến	lnFDI	lnGDPI	lnGDPj	lnDIS	FTA	OPEN	IPRi	IPRj	IPRd
lnFDI	1								
lnGDPI	0,2131	1							
lnGDPj	0,0522	0,0455	1						
lnDIS	-0,3779	0,5004	0	1					
FTA	0,1648	-0,2361	0,1315	-0,4929	1				
OPEN	0,3316	-0,4279	0,1833	-0,5145	-0,0242	1			
lnIPRi	0,144	0,4364	0,0792	0,6111	-0,4795	0,0811	1		
lnIPRj	0,0771	0,0357	0,7532	0	0,0804	0,1331	0,0615	1	
lnIPRd	0,1177	0,4147	-0,1436	0,5954	-0,4907	0,04	0,9562	-0,2332	1

Nguồn: Tính toán của tác giả.

sai không đồng nhất (*Heteroskedasticity*) hay hiện tượng tự tương quan (*Autocorrelation*). Do đó, để tránh những thiên lệch của phương pháp ước lượng trên, nghiên cứu này sử dụng các kiểm định về hiện tượng phương sai thay đổi (kiểm định White) và kiểm định về tự tương quan (kiểm định Wooldridge) để xem xét mô hình có thiên lệch không. Nếu kết quả kiểm định xuất hiện một trong hai hiện tượng trên, nghiên cứu sẽ sử dụng thêm phương pháp ước lượng Bình phương nhỏ nhất tổng quát khả thi (*Feasible Generalized least squared -FGLS*) cho dữ liệu bảng, vì công cụ ước lượng này cho kết quả không chệch, hiệu quả và nhất quán trong trường hợp mô hình bị thiên lệch do hiện tượng phương sai không đồng nhất hay tự tương quan. Trong trường hợp này, các nghiên cứu của Monte Carlo đã chỉ ra rằng công cụ ước lượng FGLS thường mang lại kết quả chính xác hơn công cụ ước tính OLS (Matyas và Lovrics, 1991).

4. Kết quả ước lượng

Kiểm định White cho hiện tượng phương sai không đồng nhất, và kiểm định Wooldridge về hiện tượng tự tương quan đối với dữ liệu bảng cho kết quả giống nhau trong cả 2 phương trình (I) và (II).

Bảng 3: Kết quả kiểm định

Kiểm định White về hiện tượng phương sai không đồng nhất	Kiểm định Wooldridge về hiện tượng tự tương quan đối với dữ liệu bảng
chi2(34) = 65,39	F (1, 20) = 0,248
Prob > chi2 = 0,0010	Prob > F = 0,6236

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Từ kết quả trên cho thấy mặc dù mô hình không gặp vấn đề về hiện tượng phương sai không đồng nhất, nhưng lại xuất hiện vấn đề về hiện tượng tự tương quan, do đó nghiên cứu này sẽ sử dụng thêm công cụ ước lượng FGLS vì nó mang lại kết quả không chệch, hiệu quả và nhất quán hơn so với ước lượng OLS. Dù vậy, kết quả ước lượng từ phương pháp OLS vẫn được trình bày vì công cụ này có tính hiệu quả (*efficient*) cao nên có thể sử dụng để so sánh.

Bảng 4 là kết quả ước lượng phương trình (I) và (II) sử dụng phương pháp Pooled OLS ở cột (1) và (2) theo thứ tự, Tương tự, kết quả ước lượng cho phương trình (I) và (II) bằng công cụ FGLS được trình bày tương ứng tại cột (3) và cột (4) của Bảng 4.

Kết quả ước lượng của hầu hết các biến có ý nghĩa thống kê và phù hợp với các giả thuyết của mô hình trọng lực đã trình bày ở phần trên. Chỉ số R^2 của cả hai phương trình cho thấy mô hình có thể giúp giải thích khoảng 50% dao động trong thu hút vốn đầu tư của Việt Nam từ 21 đối tác đầu tư chính trong giai đoạn 2010 – 2020. Kết quả ước lượng phương trình (I) và (II) bằng công cụ FGLS cho kết quả về hệ số của các biến giải thích trong cột (3) và (4) cũng có kết quả tương tự như trong cột (1) và (2), do đó chúng ta có thể kết luận rằng việc ước lượng cả 2 phương trình bằng phương pháp FGLS cung cấp cho chúng ta kết quả đáng tin cậy.

Trong cả 4 cột kết quả, bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ đều cho thấy sẽ có tác động tích cực đến thu hút FDI của Việt Nam. Trong khi mức độ bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ của Việt Nam chỉ có ý nghĩa thống kê với độ tin cậy 90%, thì mức độ bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ của quốc gia đối tác đầu tư có ý nghĩa thống kê với độ tin cậy lên đến 99%. Cụ thể, nếu chỉ số bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ của Việt Nam tăng 1% thì sẽ có tác động

Bảng 4: Kết quả ước lượng hàm FDI Việt Nam

Biến	Pooled OLS (1) lnFDI	Pooled OLS (2) lnFDI	FGLS(3) lnFDI	FGLS(4) lnFDI
lnGDPi	0,736*** (7,05)	0,736*** (7,05)	0,736*** (7,16)	0,736*** (7,16)
lnGDPj	-1,787** (-2,07)	-1,787** (-2,07)	-1,787** (-2,10)	-1,787** (-2,10)
lnDIS	-1,945*** (-7,30)	-1,945*** (-7,30)	-1,945*** (-7,41)	-1,945*** (-7,41)
FTA	0,719*** (3,27)	0,719*** (3,27)	0,719*** (3,32)	0,719*** (3,32)
OPEN	0,00715* (1,77)	0,00715* (1,77)	0,00715* (1,80)	0,00715* (1,80)
lnIPRi	4,440*** (5,10)		4,440*** (5,18)	
lnIPRj	2,437* (1,77)	6,877*** (4,04)	2,437* (1,80)	6,877*** (4,10)
lnIPRd		4,440*** (5,10)		4,440*** (5,18)
_cons	18,79** (2,12)	18,79** (2,12)	18,79** (2,15)	18,79** (2,15)
Số quan sát	226	226	226	226
adj. R ²	0,496	0,496		

Nguồn: Tính toán của tác giả

Ghi chú: Sai số chuẩn trong ngoặc đơn: *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 10%, 5%, và 1%.

thúc đẩy thu hút đầu tư vào nước ta tăng 2,4%. Tương tự, FDI vào Việt Nam sẽ tăng 4,4% nếu quốc gia đối tác tăng 1% về chỉ số bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ của nước này. Kết quả này phù hợp với nhiều nghiên cứu trước đó khi cho rằng việc bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ của nước nhận đầu tư sẽ làm các nhà đầu tư yên tâm hơn khi đem các tài sản công nghệ đến đầu tư tại nước ngoài, vì nó đảm bảo nhà đầu tư sẽ không bị mất tài sản trí tuệ về tay đối tác, hay các đối thủ để đảm bảo duy trì lợi thế cạnh tranh và lợi nhuận khi đầu tư. Điều này có thể giải thích rằng tăng cường bảo vệ tài sản trí tuệ của Việt Nam sẽ giúp các nhà đầu tư chắc chắn hơn về lợi ích đầu tư của mình, vốn chủ yếu thông qua cơ chế bảo hộ các quyền sở hữu trí tuệ và hệ thống thực thi pháp luật hiệu quả, sẽ có tác động tích cực đến quyết định chuyển giao công nghệ thông qua đầu tư vào Việt Nam của các công ty đa quốc gia. Tuy nhiên, nếu so sánh với Việt Nam, thì ảnh hưởng đến FDI của bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ của quốc gia đối tác đầu tư cao hơn rất nhiều về cả mức độ tác động và độ tin cậy của kết quả. Điều này có thể là do khi mức độ bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ tại quê nhà quá cao thì sẽ có ảnh hưởng tiêu cực đến chuyển giao công nghệ và khả năng bắt chước nếu đầu tư tại quê nhà, điều này làm tăng chi phí sản xuất tại quê nhà, do đó đã thúc đẩy các công ty này đầu tư đến Việt Nam khi việc bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ tại Việt Nam là chưa quá chặt chẽ. Hơn nữa, các nhà đầu tư FDI hiện nay vẫn tập trung vào các ngành thâm dụng lao động, mà chưa đem đến Việt Nam các dự án thâm dụng công nghệ, nên mức độ ảnh hưởng của bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ tại Việt Nam là không có tác động lớn và ý nghĩa bằng chỉ số này của quốc gia đối tác. Điều này cũng thể hiện ở kết quả ước lượng của phương trình (II) khi cho thấy sự khác biệt của mức độ bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ giữa Việt Nam và quốc gia đối tác càng cao thì càng thúc đẩy thu hút FDI vào nước ta. Nếu sự khác biệt trong bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ nói rộng 1% thì sẽ thúc đẩy tăng 4,4% FDI vào Việt Nam. Kết quả ước lượng cho thấy chưa nhiều nhà đầu tư quan tâm nhiều đến việc tăng cường mức độ bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ tại Việt Nam vì các công nghệ mang đến đầu tư tại nước ta không phải là tài sản trí tuệ nguồn cần bảo hộ chặt chẽ. Điều này có thể một phần là do kỹ năng tay nghề hiện tại của nhân công Việt Nam chưa đáp ứng được với những dự án đầu tư thâm dụng về công nghệ và các yếu tố nguồn lực khác vẫn chưa đủ phát triển để hấp thu các dự án đầu tư công nghệ nguồn (hành lang pháp lý và mức độ bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ, nguồn vốn, nhận thức) để đảm bảo lợi thế cạnh tranh về tài sản trí tuệ cho nhà đầu tư.

Kết quả thực nghiệm cho thấy thu hút FDI vào Việt Nam là ảnh hưởng thuận chiều với quy mô kinh tế của đối tác đầu tư. Chỉ số này có ý nghĩa thống kê với độ tin cậy 99% trong cả 2 phương trình với 2 công cụ ước lượng khác nhau. Cụ thể, quy mô kinh tế của nước đầu tư tăng thêm 1 phần trăm sẽ làm tăng 0,74 phần trăm giá trị FDI vào Việt Nam. Kết quả này là phù hợp với các lý thuyết kinh tế vì khi quy mô kinh tế của

nước đầu tư lớn hơn thì có nhiều khả năng về vốn, về công nghệ, về nhân sự, về khả năng sản xuất và các nguồn lực khác để đầu tư ra nước ngoài nhằm tối đa hóa lợi nhuận hơn.

Trái với dự đoán của mô hình trọng lực, quy mô kinh tế của Việt Nam có tác động tiêu cực đến thu hút FDI vào Việt Nam. Chỉ số này có độ tin cậy 95 phần trăm với 2 phương pháp ước lượng khác nhau trong cả 2 phương trình. Cụ thể, FDI vào Việt Nam sẽ bị giảm 1,8 phần trăm nếu quy mô kinh tế của nước này tăng lên 1 phần trăm. Kết quả này là ngược với dự đoán, điều này có thể là do trong trường hợp của Việt Nam, khi mà các dự án FDI hiện tại chủ yếu tập trung vào các ngành thâm dụng lao động để tận dụng chi phí lao động giá rẻ cũng như chi phí môi trường thấp hơn, thì sự tăng trưởng GDP sẽ làm tăng lương của người lao động, giá cả các yếu tố đầu vào và chi phí môi trường. Do đó có thể dẫn đến chi phí đầu tư tại Việt Nam đắt đỏ hơn và có thể làm giảm lợi nhuận của nhà đầu tư làm giảm sức thu hút đầu tư vào Việt Nam.

Kết quả ước lượng cho thấy biến FTA, và độ mở của nền kinh tế của cả hai quốc gia, OPEN, có tác động thúc đẩy thu hút FDI vào Việt Nam tuy mức độ hiệu quả là khác nhau. Trong khi tác động tích cực của FTA đối với FDI có độ tin cậy 99 phần trăm thì con số này của OPEN chỉ đạt 90 phần trăm, và cường độ ảnh hưởng của FTA thì lớn hơn nhiều so với OPEN. Hiện nay, Việt Nam đang tham gia sâu rộng vào hội nhập kinh tế thế giới với việc trở thành thành viên của nhiều FTA trong đó có nhiều FTA thế hệ mới. Bên cạnh việc cam kết cắt giảm thuế quan và phi thuế quan, các FTA thế hệ mới còn tập trung vào các cam kết nhằm thuận lợi hóa hoạt động đầu tư. Việc tham gia các FTA cùng với độ mở của nền kinh tế tăng lên cũng giúp xuất nhập khẩu đối với nguyên vật liệu, hàng hóa trung gian và thành phẩm trở nên dễ dàng hơn. Điều này góp phần đáp ứng nhu cầu đầu vào và đầu ra của các công ty đa quốc gia (MNC) đầu tư tại Việt Nam, đặc biệt là trong trường hợp sản xuất hàng xuất khẩu khi việc di chuyển nguyên liệu đầu vào, bán thành phẩm cũng như thành phẩm thuận lợi hơn.

Kết quả ước lượng của cả hai phương pháp đều kết luận rằng khoảng cách giữa nước đối tác đầu tư và Việt Nam có tác động tiêu cực đến việc thu hút FDI vào nước ta. Điều này hoàn toàn phù hợp với mô hình trọng lực, cũng như các lý thuyết kinh tế khác liên quan đến chi phí thương mại và đầu tư. Cụ thể khi khoảng cách giữa 2 nước xa thêm 1 phần trăm sẽ làm giảm FDI vào Việt Nam 1,9 phần trăm. Điều này là do khoảng cách địa lý càng xa thì sẽ làm chi phí vận chuyển của hàng hóa tăng lên ảnh hưởng tiêu cực đến lợi nhuận của các nhà đầu tư, cũng như khoảng cách xa cũng làm việc di chuyển, trao đổi, thương lượng, và sắp xếp nhân sự trở nên khó khăn hơn vì vậy đã làm giảm sức thu hút của việc đầu tư nước ngoài.

Bảng 5: Kiểm định đa cộng tuyến

Phương trình (I)			Phương trình (II)		
Biến	VIF	1/VIF	Biến	VIF	1/VIF
lnDIS	4,41	0,226721	lnDIS	4,22	0,237069
OPEN	3,17	0,315683	lnIPRd	3,39	0,295107
IPRi	2,98	0,335991	OPEN	3,17	0,314979
lnGDPj	2,53	0,395803	lnIPRj	3,02	0,331123
IPRj	2,29	0,436873	lnGDPj	2,7	0,370253
FTA	1,79	0,558644	FTA	1,79	0,558745
lnGDPI	1,72	0,580347	lnGDPI	1,78	0,561956
Mean VIF	2,7		Mean VIF	2,87	

Nguồn: tính toán của tác giả.

Nguồn: tính toán của tác giả.

Kết quả kiểm định theo phương pháp nhân tử phóng đại phương sai (VIF) được trình bày trong Bảng 5 cho cả 2 phương trình (I) và (II). Từ kết quả kiểm định được trình bày có thể kết luận là kết quả ước lượng của mô hình không bị ảnh hưởng bởi hiện tượng đa cộng tuyến.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Kết quả phân tích định lượng đã cho thấy bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ có ảnh hưởng tích cực đến thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào Việt Nam. Kết quả của nghiên cứu này đã khẳng định tầm quan trọng của việc gia tăng bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ và hệ thống thực thi pháp luật về sở hữu trí tuệ hiệu quả trong việc khuyến khích thu hút FDI vào nước ta. Bên cạnh việc khẳng định tầm quan trọng của bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ đối với thu hút FDI tại Việt Nam, các kết quả thực nghiệm từ mô hình trọng lực cho thấy xu

hướng FDI của nước ta hiện nay là chưa thật sự bền vững khi các quốc gia đầu tư đến Việt Nam phần lớn là do sự khác biệt về chi phí sản xuất. Việc tập trung đầu tư vào các ngành thâm dụng lao động không đòi hỏi nhiều kỹ năng thường gây *ô nhiễm môi trường như dệt, may, giấy dếp* để tận dụng chi phí môi trường thấp và chi phí lao động rẻ khi nước ta có nguồn lao động dồi dào nhưng tay nghề thấp. Điều này có thể một phần là do việc bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ tại Việt Nam chưa thật sự mạnh mẽ để có thể làm nhà đầu tư yên tâm đem công nghệ cao đến đầu tư tại nước ta, và cũng có thể là do trình độ lao động của Việt Nam chưa đủ đáp ứng để vận hành các dự án đầu tư với hàm lượng công nghệ cao. Xu hướng FDI như vậy cũng có thể do các quốc gia đầu tư muốn xem Việt Nam như là một *địa điểm sản xuất* trong chuỗi cung ứng toàn cầu của các MNC nhằm tận dụng ưu đãi xuất xứ của hàng hóa Việt Nam khi xuất khẩu đến *các thành viên trong FTA hay đến các nước phát triển có đãi ngộ thuế tối huệ quốc (MFN) cho hàng hóa từ các nước đang phát triển như Việt Nam*.

Vì vậy các nhà hoạch định chính sách nên cải thiện xu hướng FDI chưa lành mạnh này bằng cách thu hút FDI có chọn lọc hơn, tập trung ưu tiên vào ngành sử dụng công nghệ nguồn, tài sản trí tuệ đắt giá bằng các chính sách ưu đãi và khuyến khích phù hợp. *Để có thể thành công thu hút FDI vào các ngành có hàm lượng trí tuệ cao*, Chính phủ cần thúc đẩy hơn nữa việc bảo vệ và thực thi quyền sở hữu trí tuệ bằng cách phổ biến tầm quan trọng của việc bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ đến các bộ, ngành, địa phương và doanh nghiệp, và tập trung hơn nữa cho việc xây dựng hệ thống pháp lý về sở hữu trí tuệ *rõ ràng*, đảm bảo việc thực thi có hiệu quả quyền sở hữu trí tuệ cho các tài sản trí tuệ liên quan. Việc thu hút được các dự án FDI công nghệ cao sẽ góp phần thúc đẩy việc chuyển giao công nghệ tại Việt Nam, qua đó góp phần nâng cao trình độ kỹ năng của người lao động. Điều này sẽ tạo tiền đề giúp việc hấp thụ các dự án FDI có hàm lượng trí tuệ cao thuận lợi hơn, góp phần giảm xu hướng đầu tư vào ngành thâm dụng lao động gây hại môi trường. *Hơn nữa, việc thắt chặt bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ còn có tác động gián tiếp giúp Việt Nam gia tăng tính tự chủ với các MNC vì các dự án FDI hàm lượng trí tuệ cao đòi hỏi đầu tư lớn, nên việc di chuyển hay đe dọa di chuyển các dự án này ra khỏi Việt Nam sẽ giảm đi trong trường hợp các đòi hỏi, yêu sách từ các MNC không được đáp ứng*. Do đó, để đẩy mạnh thu hút có chọn lọc nguồn vốn này Chính phủ cần tập trung hơn vào xây dựng một khung pháp lý - thể chế về bảo vệ quyền sở hữu trí tuệ phù hợp, nâng cao nhận thức về vai trò các quyền sở hữu trí tuệ và *bảo hộ các ngành công nghiệp* dựa vào các tài sản trí tuệ như bằng sáng chế, bản quyền, nhãn hiệu và bí mật kinh doanh làm lợi thế cạnh tranh.

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 502.01-2019.318.

Tài liệu tham khảo

- Awokuse, T. O., & Yin, H. (2010), 'Intellectual property rights protection and the surge in FDI in China', *Journal of comparative Economics*, 38(2), 217-224.
- Beugelsdijk, S., Pedersen, T., & Petersen, B. (2009), 'Is there a trend towards global value chain specialization?—An examination of cross border sales of US foreign affiliates', *Journal of International Management*, 15(2), 126-141.
- Carr, D. L., Markusen, J. R., & Maskus, K. E. (2001), 'Estimating the knowledge-capital model of the multinational enterprise', *American Economic Review*, 91(3), 693-708.
- Du, J., Lu, Y., & Tao, Z. (2008), 'Economic institutions and FDI location choice: Evidence from US multinationals in China', *Journal of comparative Economics*, 36(3), 412-429.
- Halaszovich, T. F., & Kinra, A. (2020), 'The impact of distance, national transportation systems and logistics performance on FDI and international trade patterns: Results from Asian global value chains', *Transport Policy*, 98, 35-47.
- Hu, D., Liu, Z., & Zhao, J. (2021), 'Will Intellectual Property Rights Policy Increase Foreign Direct Investment and Promote Technological Innovation?', *Mathematical Problems in Engineering*, 2021.
- Javorcik, B. S. (2004), 'The composition of foreign direct investment and protection of intellectual property rights:

-
- Evidence from transition economies', *European economic review*, 48(1), 39-62.
- Kondo, E. K. (1995), 'Effect of Patent Protection on Foreign Direct Investment', *The J. World Trade*, 29, 97.
- Lee, J.-Y., & Mansfield, E. (1996), 'Intellectual property protection and US foreign direct investment', *The review of Economics and Statistics*, 78(2), 181-186.
- Lesser, W. (2002), 'The effects of intellectual property rights on foreign direct investment and imports into developing countries in the post TRIPs era', *IP strategy today*, 5(1), 1-16.
- Matyas, L., & Lovrics, L. (1991), 'Missing observations and panel data: a Monte-Carlo analysis', *Economics Letters*, 37(1), 39-44.
- Nicholson, M. W. (2007), 'The impact of industry characteristics and IPR policy on foreign direct investment', *Review of World Economics*, 143(1), 27-54.
- Saikia, M. (2021), 'Foreign direct investment and institutions: A case of Indian firms', *The Journal of International Trade & Economic Development*, 30(5), 1-14.
- Seyoum, B. (1996), 'The impact of intellectual property rights on foreign direct investment', *The Columbia Journal of World Business*, 31(1), 50-59.
- Shah, M. H. (2014), 'The significance of infrastructure for FDI inflow in developing countries', *Journal of Life Economics*, 1(2), 1-16.
- Tanaka, H., & Iwaisako, T. (2014), 'Intellectual property rights and foreign direct investment: A welfare analysis', *European economic review*, 67, 107-124.
- Wooldridge, J. M. (2009), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, the United States of America: South-Western Cengage Learning.
- Yi, X., & Naghavi, A. (2017), 'Intellectual property rights, FDI, and technological development', *The Journal of International Trade & Economic Development*, 26(4), 410-424.
- Zhang, H., & Yang, X. (2016), 'Trade-related aspects of intellectual property rights agreements and the upsurge in foreign direct investment in developing countries', *Economic Analysis and Policy*, 50, 91-99.

MỐI QUAN HỆ ĐỒNG TÍCH HỢP GIỮA CÁC LÃI SUẤT TRÊN THỊ TRƯỜNG TRÁI PHIẾU VIỆT NAM

Nguyễn Thanh Hà

Trường Đại học Ngân hàng TP. HCM

Email: hant_tkt@buh.edu.vn

Bùi Huy Tùng

Trường Đại học Ngân hàng TP. HCM

Email: tungbh@buh.edu.vn

Mã bài: JED-384

Ngày nhận: 31/08/2021

Ngày nhận bản sửa: 21/05/2022

Ngày duyệt đăng: 30/05/2022

Tóm tắt:

Mục tiêu của nghiên cứu là phân tích mối quan hệ trong ngắn hạn và dài hạn giữa các lãi suất trên thị trường trái phiếu Việt Nam. Dữ liệu được sử dụng là lợi suất trái phiếu Chính phủ kỳ hạn một năm, hai năm, ba năm, năm năm từ ngày 08/6/2009 đến ngày 31/12/2019 với hai phương pháp kiểm tra đồng tích hợp tuyến tính và phi tuyến. Bằng chứng thực nghiệm cho thấy các cặp lãi suất kỳ hạn một năm và hai năm, một năm và ba năm có mối quan hệ đồng tích hợp tuyến tính trong khi lãi suất kỳ hạn một năm và năm năm có mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến theo mô hình hiệu chỉnh sai số chuyển tiếp trơn. Ngoài ra, giả thuyết kỳ vọng bị bác bỏ. Kết quả nghiên cứu đề xuất rằng nhà đầu tư có cơ hội tìm kiếm lợi nhuận do chênh lệch lợi suất trái phiếu và nhà hoạch định chính sách có thể tác động đến lãi suất dài hạn thông qua ảnh hưởng đến lãi suất ngắn hạn.

Từ khóa: Đồng tích hợp, cấu trúc kỳ hạn của lãi suất, giả thuyết kỳ vọng, mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn.

Mã JEL: C22, C62, E22, E43

The cointegration relationship between the interest rates in the Vietnam bond market

Absract:

This study aims to analyze the short run and long run relationship and long between the Vietnam bond yields. The government bond yield data for the one-year, two-year, three-year, five-year tenors from 8/6/2009 to 31/12/2019 and two different methods: linear cointegration test and nonlinear framework are employed. The study reveals that the one-year and two-year yields or the one-year and three-year yields are empirically found to be linear cointegrated while the one-year and five-year yields have the nonlinear cointegration relationship and the error correction follows smooth transition regression dynamics. Besides, the Expectations Hypothesis is rejected. The results suggest the arbitrage strategy for the investors and policy maker could control the long term interest rates by affecting the short term interest rates.

Keywords: Cointegration, expectations hypothesis, smooth transition regression, term structure of interest rates.

JEL Code: C22, C62, E22, E43

1. Giới thiệu

Cấu trúc kỳ hạn của lãi suất (The Tem Structure of Interest Rates – TSIR) đo lường mối quan hệ giữa các lãi suất không có rủi ro vỡ nợ, cùng tính thanh khoản và thuế nhưng khác nhau về thời hạn đáo hạn (Cox & cộng sự, 1985, 385). TSIR chứa thông tin về tỉ suất lợi nhuận và phản ánh kỳ vọng của thị trường về lãi suất trong tương lai. TSIR cũng giúp đánh giá tác động của các chính sách vĩ mô đến nền kinh tế. Vì vậy, TSIR

có vai trò quan trọng đối với những người tham gia thị trường, các nhà hoạch định chính sách và được nhiều tác giả trên thế giới quan tâm nghiên cứu.

Một giả thuyết nổi tiếng về TSIR là giả thuyết kỳ vọng (The Expectations Hypothesis – EH). Theo quan điểm của EH, dù thực hiện các chiến lược đầu tư vào các trái phiếu có kỳ hạn khác nhau trong một khoảng thời gian cụ thể, nhà đầu tư kỳ vọng rằng lợi nhuận thu được là như nhau. Do đó, nếu dữ liệu lãi suất thị trường cho thấy EH phù hợp thì kết quả này phản ánh rằng nhà đầu tư không thể tìm kiếm lợi nhuận từ việc đầu tư trái phiếu do sự khác biệt về lãi suất trên thị trường.

Nếu EH đúng và các lãi suất ngắn hạn và dài hạn là các quá trình tích hợp bậc 1 thì chúng sẽ có mối quan hệ đồng tích hợp với vectơ đồng tích hợp là $(1, -1)$ (Campbell & Shiller, 1987). Vì vậy, một phương pháp kiểm tra sự phù hợp của EH với dữ liệu thực nghiệm là kiểm tra mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất và kiểm định vectơ đồng tích hợp. Việc phân tích mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất trên thị trường vừa giúp kiểm định EH nhằm trả lời câu hỏi về cơ hội tìm kiếm lợi nhuận của các nhà đầu tư vừa giúp phân tích mối quan hệ trong ngắn hạn và dài hạn giữa các lãi suất. Kết quả này cũng gợi ý cho các nhà hoạch định chính sách trong việc thực hiện các biện pháp tác động đến lãi suất nhằm tác động đến các hoạt động sản xuất của nền kinh tế.

Mặc dù ra đời muộn so với các thị trường khác nhưng thị trường trái phiếu Việt Nam đã có những bước phát triển nhanh trong những năm gần đây, khẳng định vai trò là kênh huy động vốn có hiệu quả của Chính phủ, doanh nghiệp. Niềm tin vào thị trường trái phiếu ngày càng cao và tối ưu hoá lợi nhuận là vấn đề được các nhà đầu tư quan tâm hàng đầu. Ngoài tiền lãi nhận được từ trái phiếu, những người tham gia thị trường có thể tìm kiếm lợi nhuận khi thực hiện chiến lược kinh doanh chênh lệch giá từ việc đầu tư vào các loại trái phiếu có kỳ hạn khác nhau hay không? Nói cách khác, EH có phù hợp để giải thích TSIR ở thị trường trái phiếu Việt Nam hay không? Bằng quan sát, chúng tôi nhận thấy rằng các lãi suất trái phiếu Việt Nam ở các kỳ hạn khác nhau có xu hướng biến động cùng nhau. Do đó, có một số câu hỏi được đặt ra là: các lãi suất có mối quan hệ đồng tích hợp với nhau hay không? Mối quan hệ đồng tích hợp (nếu có) phù hợp với quan điểm của EH hay không? Mô hình nào phù hợp để biểu diễn mối quan hệ trong ngắn hạn và dài hạn giữa các lãi suất? Những câu hỏi đó đã được nghiên cứu và giải đáp ở nhiều nghiên cứu trên thế giới nhưng chưa từng được xem xét và phân tích ở Việt Nam. Vì vậy, bài báo này sẽ bổ sung một nghiên cứu thực nghiệm vào khoảng trống đó.

Mục tiêu nghiên cứu chính của bài báo là phân tích TSIR theo hướng tiếp cận đồng tích hợp, từ đó kiểm tra sự phù hợp của EH đối với dữ liệu thị trường trái phiếu Việt Nam. Thông qua kết quả nghiên cứu, chúng tôi rút ra một số đề xuất đến các nhà đầu tư và các nhà hoạch định chính sách.

Nghiên cứu của chúng tôi đóng góp vào kho tàng nghiên cứu ở cả hai khía cạnh. Thứ nhất, chưa có nghiên cứu nào về chủ đề mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất được thực hiện tại Việt Nam. Thứ hai, theo tìm hiểu của chúng tôi, bài báo này nằm trong số ít các nghiên cứu xem xét mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến với mô hình hiệu chỉnh sai số chuyển tiếp trơn (Conditional exponential Smooth Transition Regression Error Correction Model – STR ECM) được sử dụng gần đây.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Gọi R_t^k là lợi suất trái phiếu có kỳ hạn k giai đoạn tại thời điểm t .

Theo quan điểm của EH,

$$R_t^k = \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} E_t R_{t+i}^1 + \theta \quad (1)$$

trong đó θ là phân bù kỳ hạn và là hằng số.

Trừ hai vế của phương trình (1) cho R_t^1 ta được:

$$R_t^k - R_t^1 = \frac{1}{k} \sum_{p=1}^{k-1} \sum_{j=1}^p E_t (\Delta R_{t+j}^1) + \theta \quad (2)$$

trong đó kí hiệu Δ là sai phân của các biến.

Như vậy, nếu các lãi suất R_t^k, R_t^1 không dừng nhưng dừng ở sai phân cấp 1 (tích hợp bậc 1, kí hiệu là $I(1)$)

thì R_t^k, R_t^l có quan hệ đồng tích hợp với vector đồng tích hợp là $(1, -1)$. Do đó, để xem xét sự phù hợp của EH, chúng ta kiểm tra xem các lãi suất ở các kỳ hạn khác nhau có mối quan hệ đồng tích hợp và vector đồng tích hợp có phải là $(1, -1)$ hay không.

Một phương pháp kiểm định đồng tích hợp phổ biến áp dụng với hai chuỗi thời gian $I(1)$ (kí hiệu y_t, x_t) là Engle – Granger. Ý tưởng của phương pháp là thực hiện kiểm định nghiệm đơn vị ADF trên phần dư e_t được tạo ra khi hồi quy y_t theo x_t . Theo Engle & Granger (1987), nếu các biến có quan hệ đồng tích hợp thì tồn tại cơ chế hiệu chỉnh sai số (ECM) để phản ứng lại sự mất cân bằng trong ngắn hạn và đảm bảo sự cân bằng trong dài hạn. Ngược lại, nếu các biến là tích hợp bậc 1 và tồn tại ECM giữa các biến thì chúng có quan hệ đồng tích hợp. Do đó, một phương pháp để kiểm tra mối quan hệ đồng tích hợp tuyến tính giữa các lãi suất là ước lượng mô hình ECM:

$$\Delta y_t = \delta + \gamma e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \psi_j \Delta x_t + u_t \quad (3)$$

trong đó, u_t là nhiễu trắng.

Dựa trên mô hình ECM, Kapetanios & cộng sự (2006) đã xây dựng một phương pháp kiểm tra đồng tích hợp phi tuyến trong đó phần dư e_t thỏa mãn một mô hình gọi là mô hình hiệu chỉnh sai số chuyển tiếp trơn (Conditional exponential Smooth Transition Regression Error Correction Model – STR ECM). Mô hình có dạng:

$$\Delta y_t = \phi e_{t-1} + \gamma e_{t-1} (1 - e^{-\theta(e_{t-1}-c)^2}) + \varpi' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \Psi_i' \Delta z_{t-i} + u_t \quad (4)$$

trong đó, $e_t = y_t - \beta_x' x_t$, với β_x là vector tham số đồng tích hợp giữa y_t và x_t , $z_t = (y_t, x_t)$, u_t là nhiễu trắng, $\theta \geq 0$, c là tham số chuyển tiếp.

Nếu $\theta > 0$ thì y_t và x_t có quan hệ đồng tích hợp phi tuyến. Do đó, để kiểm tra mối quan hệ đồng tích hợp có phải là quan hệ đồng tích hợp phi tuyến theo mô hình STR ECM, ta cần kiểm định $H_0 : \theta = 0, H_1 : \theta > 0$. Tuy nhiên, việc kiểm định này là khó khăn vì ta không thể xác định được θ .

Arac & Yalta (2015) đã xét trường hợp $c = 0$ và thực hiện khai triển Taylor với chuỗi $1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}$ như tư tưởng của Kapetanios & cộng sự (2006), mô hình (4) được xấp xỉ thành mô hình hồi quy mới như sau:

$$\Delta y_t = \delta e_{t-1}^3 + \varpi' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \Psi_i' \Delta z_{t-i} + v_t \quad (5)$$

Kapetanios & cộng sự (2006) chứng minh rằng việc kiểm định đồng tích hợp phi tuyến thông qua kiểm định $H_0 : \theta = 0, H_1 : \theta > 0$ sẽ được thay thế bằng kiểm định $H_0 : \delta = 0, H_1 : \delta < 0$. Nếu bác bỏ H_0 , chấp nhận H_1 thì có cơ sở để kết luận rằng các chuỗi y_t và x_t có mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến theo mô hình STR ECM. Ngược lại, nếu H_0 không bị bác bỏ thì các chuỗi y_t và x_t không có mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến theo mô hình STR ECM.

Để kiểm định $H_0 : \delta = 0, H_1 : \delta < 0$, Kapetanios & cộng sự (2006) đề nghị rằng cần so sánh giá trị thống kê t với giá trị tới hạn được tính toán theo mô phỏng Monte Carlo. Giá trị tới hạn này phụ thuộc vào số biến được xét quan hệ đồng tích hợp và các chuỗi thời gian có xu hướng hay không có xu hướng. Cụ thể, với hai chuỗi thời gian có xu hướng, các giá trị tới hạn ở các mức ý nghĩa 10%, 5%, 1% lần lượt là: -3,3; -3,59; -4,17.

2.2. Tổng quan nghiên cứu

Có nhiều phương pháp kiểm tra EH như kiểm tra khả năng dự đoán lãi suất bằng TSIR, kiểm tra khả năng dự đoán EHR. Trong số đó, kiểm tra mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất cũng là một phương pháp được sử dụng phổ biến để kiểm tra EH nói riêng và phân tích TSIR nói chung.

Phần lớn các nghiên cứu theo hướng tiếp cận đồng tích hợp giả sử mối quan hệ giữa các lãi suất là quan hệ đồng tích hợp tuyến tính, có thể kể đến Campbell & Shiller (1987), Hall & cộng sự (1992), Engsted & Tanggaard (1994), Cuthbertson (1996), Dominguez & Novales (2000), Cooray (2003), Michelis & Koukouritakis (2007), Beechey & cộng sự (2009). Các nghiên cứu theo hướng tiếp cận đồng tích hợp tuyến

tính sử dụng một số phương pháp cổ điển như kiểm định nhân quả Engle-Granger áp dụng với từng cặp lãi suất (Cuthbertson, 1996), kiểm định đồng tích hợp Johansen áp dụng khi số lãi suất lớn hơn 2 (Engsted & Tanggaard, 1994; Cuthbertson, 1996), VECM (Cooray, 2003).

Dựa trên các mô hình truyền thống, gần đây, một số tác giả xây dựng và áp dụng các phương pháp mới nhằm phân tích mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất trong một số trường hợp đặc biệt. Chẳng hạn, nếu như kiểm định Engle & Granger (1987) áp dụng với các chuỗi thời gian có nghiệm đơn vị (không dừng) nhưng dừng ở dạng sai phân, Beechey & cộng sự (2009) mở rộng kiểm định Engle & Granger (1987) với các lãi suất có nghiệm gần đơn vị (gọi là các lãi suất gần tích hợp – near integrated). Các tác giả sử dụng dữ liệu tại tám nước phát triển, sáu nước mới nổi và tìm ra kết quả về mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất tại mười nước. Tuy nhiên, bằng chứng thực nghiệm cho thấy EH bị bác bỏ và có sự tồn tại của phần bù kỳ hạn.

Một số tác giả lại cho rằng các kiểm định đồng tích hợp truyền thống này thường thất bại khi phân tích mối quan hệ giữa lãi suất ngắn hạn và lãi suất dài hạn. Do một số nguyên nhân như sự thay đổi cấu trúc của chính sách tiền tệ (Mankiw & Miron, 1986), sự biến đổi theo thời gian của phần bù rủi ro (Fama, 1990), sự thay đổi cơ chế chính sách (Bekaert & cộng sự, 1997), khoảng cách giữa các kỳ hạn lớn (Bachmeier, 2002), mối quan hệ giữa lợi suất của các chứng khoán có thể ở dạng phi tuyến. Vì vậy, một số nghiên cứu gần đây như Clements & Galvao (2003), Clarida & cộng sự (2006), Mili & cộng sự (2012), Arac & Yalta (2015), Guidolin & Thornton (2018) áp dụng các phương pháp phi tuyến để kiểm tra EH và tìm ra bằng chứng về mối quan hệ phi tuyến giữa các lãi suất. Một số tác giả sử dụng các mô hình affine. Chẳng hạn, dựa trên nghiên cứu của Hamilton (2001), Mili & cộng sự (2012) cho rằng TSIR được xác định bằng mô hình hai nhân tố: lãi suất phi rủi ro và sự biến động của nó. Kết quả thực nghiệm cho thấy mối quan hệ phi tuyến giữa sự biến động của lãi suất và độ chênh lệch giữa lãi suất dài hạn - ngắn hạn ở thị trường Mỹ. Các tác giả tìm ra sự ủng hộ EH ở Hi Lạp dưới tác động của tài chính toàn cầu và khủng hoảng nợ. Cùng hướng tiếp cận affine, Guidolin & Thornton (2018) sử dụng dữ liệu lợi suất phi rủi ro Mỹ. Tuy nhiên, kết quả thực nghiệm cho thấy hiệu quả dự đoán lãi suất không có nhiều khác biệt so với cách tiếp cận truyền thống và EH vẫn bị bác bỏ như đa số các nghiên cứu. Trong khi đó, Arac & Yalta (2015) điều tra TSIR bằng cách áp dụng mối quan hệ đồng phi tuyến dựa trên mô hình hiệu chỉnh sai số chuyển tiếp tron được đề xuất bởi Kapetanios & cộng sự (2006). Kết quả nghiên cứu tìm ra bằng chứng bác bỏ EH tại các nước như Pháp, Đức và Ý nhưng ủng hộ EH tại Hi Lạp, Ireland và Portugal.

Các kết quả kiểm tra EH theo hướng tiếp cận đồng tích hợp có sự khác nhau ở các quốc gia. Cụ thể, các nghiên cứu trước đã tìm ra bằng chứng bác bỏ EH ở Pháp, Đức, Ý (Arac & Yalta, 2015), Mỹ (Guidolin & Thornton, 2018); ủng hộ EH tại Hi Lạp (Mili & cộng sự, 2012; Arac & Yalta, 2015), Ireland và Portugal (Arac & Yalta, 2015), Srilanka (Cooray, 2003), Anh (Cuthbertson, 1996). Điều này dẫn đến một nhận xét rằng dường như EH bị bác bỏ ở nhiều nước phát triển trong khi tỏ ra phù hợp ở nhiều nước mới nổi hoặc đang phát triển. Đây cũng là kết quả đã từng được tìm thấy khi kiểm tra EH bằng cách dùng các phương pháp khác như kiểm tra khả năng dự đoán lãi suất bằng spread hay kiểm tra khả năng dự đoán EHR.

Mặc dù mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất đã từng được tìm thấy ở nhiều nước trên thế giới, chủ đề này vẫn chưa được nghiên cứu ở một nước đang phát triển như Việt Nam.

Tại Việt Nam, nghiên cứu của Phạm Thế Anh & Nguyễn Thanh Hà (2021) cho thấy khi kiểm tra EH bằng cách sử dụng các phương pháp như kiểm tra khả năng dự đoán lãi suất bằng spread hay kiểm tra khả năng dự đoán EHR thì bằng chứng thực nghiệm cho thấy EH bị bác bỏ. Vì vậy, việc phân tích mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất sẽ bổ sung một phương pháp kiểm tra EH nhằm xác nhận kết quả nghiên cứu đã có tại Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Vì trái phiếu Chính phủ được xem là không có rủi ro vỡ nợ và có sự đa dạng về kỳ hạn nên khi nghiên cứu về TSIR, người ta thường sử dụng lợi suất trái phiếu Chính phủ. Do đặc điểm thị trường trái phiếu thường phát hành kỳ hạn dài nên nghiên cứu sử dụng dữ liệu lợi suất trái phiếu Chính phủ Việt Nam ở các kỳ hạn một năm, hai năm, ba năm, năm năm. Theo thông tin được công bố trên Bloomberg, dữ liệu được thu thập theo ngày, từ ngày 8 tháng 6 năm 2009 đến thời điểm nghiên cứu là ngày 31/12/2019. Do có một số ngày trái phiếu không được giao dịch nên để thống nhất, nghiên cứu chuyển dữ liệu theo tần suất tuần.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu của Phạm Thế Anh & Nguyễn Thanh Hà (2021), Nguyễn Thanh Hà & Phạm Thế Anh (2021) cho thấy trên thị trường trái phiếu Việt Nam, EH bị bác bỏ và phần bù kỳ hạn biến đổi theo thời gian, do đó, trong nghiên cứu này, bên cạnh phương pháp kiểm tra mối quan hệ đồng tích hợp tuyến tính, chúng tôi xem xét mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến tham khảo từ Kapetanios & cộng sự (2006), Arac & Yalta (2015).

Điều kiện cần để các biến có mối quan hệ đồng tích hợp là chúng phải là $I(1)$. Do đó, trước tiên chúng tôi thực hiện kiểm định nghiệm đơn vị ADF đối với các chuỗi lãi suất R_t^i .

Bước tiếp theo, chúng tôi thực hiện hồi quy R_t^i theo R_t^j , thu được phần dư e_t . e_t cần được kiểm tra tính dừng bằng kiểm định ADF. Sau đó, e_t sẽ được sử dụng để ước lượng mô hình STR ECM:

$$\Delta R_t^i = \gamma e_{t-1}^3 + \sum_{m=1}^p \phi_m \Delta R_{t-m}^i + \sum_{n=0}^q \psi_n \Delta R_{t-n}^j + v_t \quad (6)$$

và ECM:

$$\Delta R_t^i = \delta + \gamma e_{t-1} + \sum_{m=1}^p \phi_m \Delta R_{t-m}^i + \sum_{n=0}^q \psi_n \Delta R_{t-n}^j + v_t \quad (7)$$

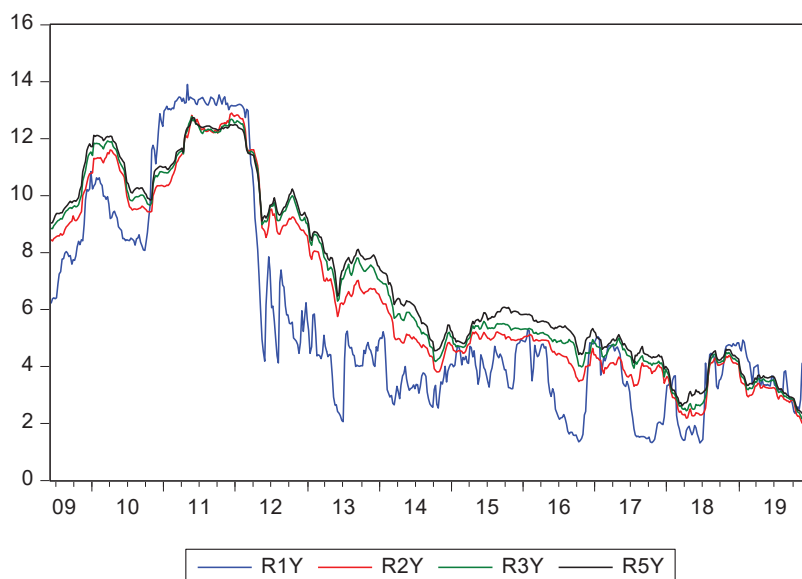
Độ trễ của các biến ΔR_t^i và ΔR_t^j sẽ được lựa chọn căn cứ vào ý nghĩa thống kê của các hệ số ứng với các biến trễ được đưa thêm vào mô hình. Các hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan cũng cần được kiểm tra để đảm bảo sai số trong các mô hình ECM và STR ECM là nhiễu trắng. Lưu ý thêm rằng trong trường hợp các chuỗi lãi suất có xu hướng, ở bước 1, ta có thể bổ sung thêm biến xu hướng vào mô hình hồi quy R_t^i theo R_t^j .

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả nghiên cứu

Nhìn chung, các lợi suất ở các kỳ hạn khác nhau có cùng xu hướng biến động. Do vậy, chúng ta có thể phỏng đoán rằng thị trường trái phiếu các kỳ hạn khác nhau không tách biệt nhau mà có mối liên hệ gắn kết. Đồ thị ở Hình 1 cũng cho thấy sự khác biệt về lợi suất giữa giai đoạn 2009 – 2013 và giai đoạn 2013 trở lại đây. Lợi suất trái phiếu đạt giá trị cao nhất vào năm 2011. Nhớ lại rằng sau cuộc khủng hoảng kinh tế toàn cầu 2009, thâm hụt ngân sách cao và nghĩa vụ trả nợ lớn khiến nhu cầu phát hành trái phiếu Chính phủ tăng vọt trong thời gian này. Từ những năm 2013 trở lại đây, nhờ hạ dần được tỉ lệ lạm phát và kiểm soát tăng trưởng cung tiền tốt hơn, nền kinh tế Việt Nam có những bước phát triển tích cực, thị trường trái phiếu duy trì ổn định, giữ vững niềm tin của các nhà đầu tư và lợi suất trái phiếu có xu hướng giảm. Đến năm 2019, lợi

Hình 1: Đồ thị các lợi suất trái phiếu



Nguồn: Bloomberg.

Ghi chú: R1Y, R2Y, R3Y, R5Y lần lượt là lợi suất trái phiếu ở các kỳ hạn một năm, hai năm, ba năm, năm năm.

suất trái phiếu Chính phủ dài hạn chỉ còn khoảng 1,5%.

Giá trị trung bình của các lợi suất tăng theo kỳ hạn chúng tỏ đường cong lợi suất có xu hướng dốc lên. Trong khi đó, độ lệch chuẩn của các lợi suất giảm theo kỳ hạn.

Khi thực hiện kiểm định ADF có xu hướng, độ trễ tối ưu là 18 theo tiêu chuẩn AIC, chúng tôi nhận thấy rằng hệ số của biến xu hướng có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5%, chứng tỏ các chuỗi lãi suất R_t^k ($k = 1, 2, 3, 5$) đều có xu hướng. Vì vậy, chúng tôi tiến hành kiểm định ADF đối với các chuỗi có xu hướng và nhận thấy rằng các chuỗi lãi suất không dừng ở các mức ý nghĩa truyền thống. Do đó, chúng tôi tiếp tục thực hiện

Bảng 1: Thống kê mô tả các lợi suất trái phiếu

	R_t^k	
	Trung bình	Độ lệch chuẩn
k = 1	5,6734	3,5591
k = 2	6,5221	3,1984
k = 3	6,8780	3,1609
k = 5	7,1172	3,1078

Nguồn: Bloomberg

các kiểm định nghiệm đơn vị với các chuỗi lãi suất ở dạng sai phân, không có xu hướng, độ trễ là 18 theo tiêu chuẩn AIC. Kết quả cho thấy các chuỗi R_t^1 , R_t^2 , R_t^3 , đều dừng dạng sai phân ở mức ý nghĩa 1%. Như vậy, các chuỗi lãi suất là tích hợp bậc 1.

Do các chuỗi R_t^k ($k = 1, 2, 3, 5$) có xu hướng nên chúng tôi thực hiện hồi quy lãi suất R_t^i theo R_t^j ($i, j = 1, 2, 3, 5$) và biến xu hướng. Sau đó, chúng tôi tiếp tục kiểm định nghiệm đơn vị đối với phần dư theo tiêu chuẩn AIC, độ trễ tối đa là 18, không có xu hướng. Kết quả cho thấy với $i = 1, j = 2, 3, 5$, phần dư là dừng.

Trong bảng 3, kí hiệu *** ở các hệ số ước lượng hàm ý hệ số đó có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%; kí hiệu **, *** ở kiểm định ADF hàm ý bác bỏ giả thuyết về nghiệm đơn vị lần lượt ở mức ý nghĩa 5%, 1%.

Bảng 2: Kiểm định nghiệm đơn vị của các biến lãi suất

Biến	Thống kê của kiểm định ADF	
	Dạng gốc	Dạng vi phân
R_t^1	-2,5201	-15,5805***
R_t^2	-2,9863	-5,4612***
R_t^3	-2,8414	-14,0880***
R_t^5	-2,9893	-9,8398***

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm Eviews.

Ghi chú: *** hàm ý bác bỏ giả thuyết về nghiệm đơn vị ở mức ý nghĩa 1%.

R_t^2, R_t^3, R_t^5 có tác động cùng chiều đến R_t^1 ở mức ý nghĩa 1%. Các thống kê kiểm định ADF nhỏ hơn giá trị tới hạn ở mức ý nghĩa 5% hoặc 1%. Kết quả này hàm ý bác bỏ giả thuyết về nghiệm đơn vị và các phần dư này đều dừng ở mức ý nghĩa 5% hoặc 1%.

Bảng 3: Kết quả hồi quy các lãi suất với biến xu hướng

$R_t^i = \beta_1 + \beta_2 R_t^j + \beta_3 t + u_t$				
(i, j)	β_1	β_2	β_3	ADF statistics
(1,2)	-6,1002*** (0,4816)	1,4186*** (0,0407)	0,0092*** (0,0008)	-3,5618***
(1,3)	-8,0198*** (0,6010)	1,5313*** (0,0495)	0,0115*** (0,0010)	-3,5657**
(1,5)	-9,2919*** (0,6854)	1,6103*** (0,0557)	0,0127*** (0,0011)	-3,1490**

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm Eviews.

Ghi chú: Giá trị trong ngoặc đơn là sai số chuẩn của các hệ số ước lượng.

Phần dư nhận được tiếp tục được sử dụng để thực hiện hồi quy mô hình STR ECM.

Các hệ số trong các mô hình STR ECM đều có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%. Sau khi kiểm định ARCH bậc 1 và BG bậc 1, chúng tôi tìm ra kết quả rằng chưa tìm thấy hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan ở mức ý nghĩa 1%.

Khi kiểm định $H_0: \gamma = 0, H_1: \gamma < 0$ (γ là hệ số hiệu chỉnh sai số), kết quả cho thấy ở các cặp lãi suất R_t^1 và R_t^2 ; R_t^1 và R_t^3 , giá trị thống kê lớn hơn giá trị tới hạn (-3,3) ở mức ý nghĩa 10%, tức là ta chưa đủ

Bảng 4: Kết quả ước lượng mô hình ECM STR

$\Delta R_t^1 = \gamma e_{t-1}^3 + \phi \Delta R_t^i + \sum_{n=1}^q \psi_n \Delta R_{t-n}^1 + v_t, i = 2, 3, 5$						
	i = 2		i = 3		i = 5	
	Hệ số	Sai số chuẩn	Hệ số	Sai số chuẩn	Hệ số	Sai số chuẩn
e_{t-1}^3	-0,0045***	0,0017	-0,0045***	0,0015	-0,005***	0,0014
ΔR_t^i	0,3107**	0,1298	0,4385***	0,1308	0,4714***	0,1322
ΔR_{t-1}^1	0,2685***	0,0466	0,2696***	0,045	0,2726***	0,0442
ΔR_{t-2}^1	-0,0967**	0,0448	-0,0951**	0,0435	-0,0968**	0,0435
ΔR_{t-16}^1	0,0965**	0,0422	0,0959**	0,0414	0,0989**	0,0416
ΔR_{t-20}^1	-0,087**	0,0422	-0,0806*	0,0413	-	-
ΔR_{t-28}^1	0,073*	0,0421	0,0749*	0,0415	-	-
ΔR_{t-30}^1	-	-	-0,109***	0,0414	-	-
ARCH test	2,6454		2,3653		2,6642	
BG test	0,1486		0,26		0,6558	

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm Eviews.

Ghi chú: Dấu *, **, *** hàm ý hệ số hồi quy có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%. Kí hiệu Δ biểu diễn sai phân của các biến.

bằng chứng bác bỏ H_0 . Điều này nghĩa là STR ECM không phù hợp để biểu diễn mối quan hệ giữa các cặp lãi suất này. Ngược lại, với cặp lãi suất R_t^1 và R_t^5 , giá trị thống kê của hệ số hiệu chỉnh là -3,6 (nhỏ hơn giá trị tới hạn -3,59) suy ra đủ bằng chứng bác bỏ H_0 tức là $\gamma < 0$ ở mức ý nghĩa 5%. Đây là dấu hiệu cho thấy R_t^1 và R_t^5 có mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến theo mô hình STR ECM.

Mô hình hồi quy chuyển tiếp tron cho phép sự chuyển đổi giữa hai quá trình diễn ra liên tục, ứng với mỗi giá trị khác nhau của hàm chuyển tiếp trong khoảng (0,1) và hoán chuyển hai cơ chế theo hai giá trị cực trị của hàm chuyển tiếp là $G = 1$ và $G = 0$. Do đó, việc các lãi suất R_t^1 và R_t^5 có mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến theo dạng STR ECM cho thấy các lãi suất R_t^1 và R_t^5 có xu hướng biến động cùng nhau trong dài hạn. Do mô hình STR ECM có biến phụ thuộc ΔR_t^1 nên trong mối quan hệ dài hạn thì R_t^5 mang tính dẫn dắt đối với R_t^1 . Mỗi khi R_t^1 tách khỏi xu thế biến động chung, R_t^5 điều chỉnh sự mất cân bằng so với trạng thái dài hạn ở thời kì trước và quá trình hiệu chỉnh diễn ra liên tục, tron (smooth) theo dạng hàm mũ. Giá trị thống kê t của hệ số hiệu chỉnh tương đối lớn chứng tỏ mức hiệu chỉnh khá lớn.

Hệ số của biến ΔR_t^5 có ý nghĩa thống kê dương chứng tỏ thay đổi ngắn hạn của R_t^5 có ảnh hưởng cùng chiều đến mức thay đổi của R_t^1 . Nếu ΔR_t^5 tăng 1% (tuyệt đối) thì ΔR_t^1 tăng 0,439%.

Do không tìm ra mối quan hệ phi tuyến dạng chuyển tiếp tron giữa các cặp lãi suất nên chúng tôi tiếp tục xem xét mối quan hệ đồng tích hợp tuyến tính dạng ECM.

Theo kết quả ở Bảng 3, với cặp lãi suất (R_t^1, R_t^2) và (R_t^1, R_t^3) , các thống kê kiểm định ADF của phần dư e_t nhỏ hơn giá trị tới hạn ở mức ý nghĩa 5% (-3,5). Do đó, tồn tại mối quan hệ đồng tích hợp tuyến tính giữa các cặp lãi suất R_t^1 và R_t^2 , R_t^1 và R_t^3 .

Ở hai mô hình ECM với các cặp lãi suất R_t^1 và R_t^2 , R_t^1 và R_t^3 , các hệ số của các biến được đưa vào mô hình đều có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%. Kết quả các kiểm định ARCH bậc 1 và BG bậc 1 cũng cho thấy rằng không tìm thấy hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan trong các mô hình ECM đã ước lượng.

Bảng 5: Kết quả ước lượng mô hình ECM

$$\Delta R_t^i = \alpha + \gamma e_{t-1} + \phi \Delta R_t^i + \sum_{n=1}^q \psi_n \Delta R_{t-n}^i + v_t, i = 2, 3$$

	i = 2		i = 3	
	Hệ số	Sai số chuẩn	Hệ số	Sai số chuẩn
α	-0,0023	0,0168	-0,0008	0,0166
ΔR_t^i	-0,0318**	0,0135	-0,0244*	0,0123
e_{t-1}	0,2633**	0,1263	0,4506***	0,1307
ΔR_{t-1}^1	0,255***	0,0457	0,2559***	0,0443
ΔR_{t-2}^1	-	-	-0,1052**	0,0443
ΔR_{t-16}^1	0,1025**	0,042	0,0934**	0,042
ΔR_{t-5}^i	-0,2571**	0,1155	-	-
ΔR_{t-7}^i	0,3152***	0,1154	-	-
ARCH-test	2.0948		2.2054	
BG test	1.5888		0.0025	

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm Eviews.

Ghi chú: Dấu *, **, *** hàm ý hệ số hồi quy có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%. Kí hiệu Δ biểu diễn sai phân của các biến.

Giá trị t của hệ số hiệu chỉnh nhỏ hơn giá trị tới hạn ở mức ý nghĩa 1%. Như vậy, mô hình ECM là phù hợp để biểu diễn mối quan hệ đồng tích hợp tuyến tính giữa R_t^1 và R_t^2 , R_t^1 và R_t^3 . Điều này phản ánh rằng các cặp lãi suất R_t^1 và R_t^2 , R_t^1 và R_t^3 có mối quan hệ trong dài hạn theo một xu thế chung. Nếu R_t^1 rời khỏi xu thế chung này thì R_t^2, R_t^3 điều chỉnh sự mất cân bằng để chúng lại trở về một xu thế cân bằng trong dài hạn, nghĩa là R_t^2, R_t^3 trở thành lãi suất dẫn dắt R_t^1 . Tuy nhiên, hệ số hiệu chỉnh tương đối nhỏ chứng tỏ tốc độ hiệu chỉnh khá chậm. Hệ số hiệu chỉnh ở các mô hình ECM chứng tỏ rằng 0,0318 (0,0244) phần mất cân bằng của thời điểm (t-1) đã bị loại bỏ tại thời điểm t.

Hệ số của các biến $\Delta R_t^2, \Delta R_t^3$ có ý nghĩa thống kê dương chứng tỏ thay đổi ngắn hạn của R_t^2, R_t^3 có ảnh hưởng cùng chiều đến lượng thay đổi của R_t^1 .

Chúng tôi đã chứng minh bằng thực nghiệm rằng các cặp lãi suất R_t^1 và R_t^2 , R_t^1 và R_t^3 , R_t^2 và R_t^3 có mối quan hệ đồng tích hợp. Tuy nhiên, khi kiểm định $H_0: \beta_2 = 1$ trong Bảng 3 thì các thống kê kiểm định lớn hơn giá trị tới hạn ở các mức ý nghĩa truyền thống 1%, 5%, 10%, do đó, ta có cơ sở để bác bỏ giả thuyết vector đồng tích hợp là (1, -1). Như vậy, EH bị bác bỏ.

4.2. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Tóm lại, chúng tôi đã kiểm tra mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất bằng hai phương pháp: đồng tích hợp phi tuyến bằng mô hình STR ECM và đồng tích hợp tuyến tính. Kết quả cho thấy lợi suất trái phiếu kỳ hạn một năm và năm năm có mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến với sai số hiệu chỉnh phù hợp với mô hình STR ECM. Ngược lại, cặp lợi suất kỳ hạn một năm và hai năm, một năm và ba năm có mối quan hệ đồng tích hợp tuyến tính hơn là phi tuyến. Kết quả cũng cho thấy EH không phù hợp. Điều này trái ngược với kết quả nghiên cứu của Engsted & Tangaard (1994), Cuthbertson (1996), Arac & Yalta (2015).

Từ kết quả ước lượng mô hình ECM và STR ECM, chúng tôi tìm thấy một kết quả chung là lãi suất kỳ hạn hai năm, ba năm, năm năm có vai trò dẫn dắt lãi suất kỳ hạn một năm. Kết quả này không giống với kết quả được tìm thấy trong nghiên cứu của Arac & Yalta (2015).

Theo kết quả kiểm định đồng tích hợp, chúng tôi tìm thấy rằng EH bị bác bỏ. Điều này giống kết quả bác bỏ EH được tìm thấy ở nhiều nước trên thế giới. Việc EH bị bác bỏ bằng kiểm định đồng tích hợp cũng cho thấy sự thống nhất với các kết quả bác bỏ EH bằng các phương pháp khác đã được tìm ra trong nghiên cứu của Phạm Thế Anh & Nguyễn Thanh Hà (2021). Kết quả này đã củng cố và làm tăng tính tin cậy cho các kết quả bác bỏ EH tại Việt Nam.

Nhìn chung, các lãi suất được xem xét có mối quan hệ trong dài hạn theo một xu thế chung. Nếu lãi suất kỳ hạn một năm rời khỏi xu thế chung này thì các lãi suất kỳ hạn dài hơn điều chỉnh sự mất cân bằng để chúng lại trở về một xu thế cân bằng trong dài hạn. Tuy nhiên, sự hiệu chỉnh của lãi suất kỳ hạn hai năm, ba năm diễn ra khá chậm, dạng tuyến tính còn mức hiệu chỉnh của lãi suất kỳ hạn năm năm nhiều hơn nhưng sự chuyển đổi diễn ra liên tục, trơn theo dạng của hàm mũ.

Về mặt ngắn hạn, các kết quả đều cho thấy lượng thay đổi của các lãi suất kỳ hạn hai năm, ba năm đều có tác động cùng chiều đến lượng thay đổi của lãi suất kỳ hạn một năm.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Ngoài hướng tiếp cận đồng tích hợp tuyến tính được nghiên cứu nhiều trên thế giới, chúng tôi đã xem xét mối quan hệ phi tuyến giữa các lợi suất trái phiếu dài hạn tại thị trường Việt Nam bằng mô hình STR ECM. Kết quả thực nghiệm cho thấy tồn tại mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến giữa lãi suất kỳ hạn một năm và năm năm trong khi mối quan hệ đồng tích hợp giữa lãi suất kỳ hạn một năm và hai năm, giữa lãi suất kỳ hạn một năm và ba năm vẫn là dạng tuyến tính, phù hợp với mô hình ECM. Lãi suất kỳ hạn hai năm, ba năm, năm năm đóng vai trò dẫn dắt lãi suất kỳ hạn một năm. Bằng chứng thực nghiệm cũng cho thấy mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất không phù hợp với quan điểm của EH.

Các kết quả thực nghiệm có ý nghĩa quan trọng đối với các nhà đầu tư và các nhà hoạch định chính sách trong việc ban hành chính sách tiền tệ.

Thứ nhất, EH cho rằng cho dù đầu tư vào trái phiếu phi rủi ro với các kỳ hạn khác nhau trong một khoảng thời gian nhất định, các tác nhân thị trường kỳ vọng rằng EHR nhận được là giống nhau. Do đó, việc EH bị bác bỏ cho thấy ngoài tiền lãi, các nhà đầu tư có cơ hội nhận được lợi nhuận từ kinh doanh chênh lệch giá do sự khác biệt về lợi suất khi đầu tư vào các loại trái phiếu với kỳ hạn khác nhau. Kỳ hạn càng lớn, sự khác biệt giữa các lợi suất dài hạn và lợi suất kỳ hạn một năm càng nhiều và cơ hội tìm kiếm lợi nhuận càng cao. Với sự phát triển của thị trường trái phiếu những năm gần đây, nhà đầu tư có thêm một kênh đầu tư hấp dẫn và trong đó, có thể tìm kiếm cơ hội gia tăng thu nhập từ việc kinh doanh chênh lệch giá do sự khác biệt giữa các lợi suất trên thị trường trái phiếu.

Thứ hai, lợi suất trái phiếu dài hạn ở các kỳ hạn khác nhau biến động cùng nhau theo một xu hướng chung. Do đó, khi các nhà hoạch định chính sách sử dụng các biện pháp can thiệp vào lãi suất kỳ hạn một năm, các lãi suất kỳ hạn dài hơn sẽ thay đổi. Vì vậy, các nhà hoạch định chính sách có thể trực tiếp tác động làm thay đổi lãi suất kỳ hạn một năm, khi đó, lãi suất dài hạn cũng sẽ bị tác động và ảnh hưởng đến tổng cầu. Đó là cơ chế truyền dẫn của chính sách tiền tệ đến các hoạt động sản xuất của nền kinh tế vĩ mô. Đặc biệt, mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến giữa lợi suất kỳ hạn một năm và năm năm hàm ý rằng khi lợi suất kỳ hạn năm năm rời khỏi vị trí cân bằng, Ngân hàng trung ương có thể không tác động đến lãi suất dài hạn này thông qua điều khiển lãi suất kỳ hạn một năm nhưng khi rời xa trạng thái cân bằng, tốc độ hiệu chỉnh tăng nhanh và Ngân hàng trung ương có thể tạo ra sự ảnh hưởng đến lãi suất kỳ hạn năm năm bằng cách tác động lên lãi suất kỳ hạn một năm.

Thứ ba, lãi suất có mối quan hệ với các biến vĩ mô khác nên mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất phản ánh TSIR mở ra khả năng dự báo lãi suất dài hạn bằng lãi suất ngắn hạn. Từ đó, kết quả nghiên cứu đặt ra nghi ngờ về khả năng dự báo các biến vĩ mô bằng TSIR.

Bài báo chỉ xem xét mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất dài hạn. Vì vậy, mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất ngắn hạn cần được làm sáng tỏ ở những nghiên cứu khác trong tương lai.

Tài liệu tham khảo

- Arac, A & Yalta, A. Y. (2015), 'Testing the expectations hypothesis for the Eurozone: A nonlinear cointegration analysis', *Finance Research Letters*, 15, 41-48.
- Bachmeier, L. (2002), 'Is the term structure nonlinear? A semiparametric investigation', *Applied Economics Letters*, 9(3), 151-153.
- Beechey, M., Hjaltmarsson, E., & Österholm, P. (2009), 'Testing the expectations hypothesis when interest rates are near integrated', *Journal of Banking and Finance*, 33(5), 934-943.
- Bekaert, G., Hodrick, R. J., & Marshall, D. A. (1997), 'On biases in tests of the expectations hypothesis of the term structure of interest rates', *Journal of Financial Economics*, 44(3), 309-348.
- Campbell, J. Y. & Shiller, R. J. (1987), 'Cointegration and tests of present value models', *Journal of political economy*, 95 (5), 1062-1088.
- Clarida, R. H., Sarno, L., Taylor, M. P., & Valente, G. (2006), 'The role of asymmetries and regime shifts in the term structure of interest rates. *the Journal of Business*, 79(3), 1193-1224.
- Clements, M. P., & GalVao, A. B. C. (2003), 'Testing the expectations theory of the term structure of interest rates in threshold models', *Macroeconomic Dynamics*, 7(4), 567 -585.
- Cooray, A. (2003), 'A test of the expectations hypothesis of the term structure of interest rates for Sri Lanka', *Applied Economics*, 35(17), 1819-1827.
- Cox, J. C., Ingersoll, J. E., & Ross, S. A. (1985), 'A Theory of the Term Structure of Interest', *Econometrica*, 53 (2), 385-407.
- Cuthbertson, K. (1996). The expectations hypothesis of the term structure: The UK interbank market. *The Economic Journal*, 106(436), 578-592.
- Dominguez, E., & Novales, A. (2000), 'Testing the expectations hypothesis in eurodeposits', *Journal of International Money and Finance*, 19(5), 713-736.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987), 'Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing', *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 55(2), 251-276.
- Engsted, T. & Tangaard, C. (1994), 'Cointegration and the US term structure', *Journal of Banking and Finance*, 18, 167-181.
- Fama, E. F. (1990), 'Term-structure forecasts of interest rates, inflation and real returns', *Journal of Monetary Economics*, 25 (1), 59-76.
- Guidolin, M., & Thornton, D. L. (2018), 'Predictions of short-term rates and the expectations hypothesis', *International Journal of Forecasting*, 34(4), 636-664.
- Hall, A. D., Anderson, H. M., & Granger, C. W. (1992), 'A cointegration analysis of treasury bill yields' *The review of Economics and Statistics*, 74(1), 116-126.
- Hamilton, J. D. (2001), 'A parametric approach to flexible nonlinear inference' *Econometrica*, 69, 537-73.
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2006), 'Testing for cointegration in nonlinear smooth transition error correction models', *Econometric Theory*, 22(2), 279-303.
- Mankiw, N. G. & Miron, J. A. (1986), 'The Changing Behavior of the Term Structure of Interest Rates', *The Quarterly Journal of Economics*, 101 (2), 211-228.
- Michelis, L., & Koukouritakis, M. (2007), 'EU Enlargement and the EMU', *Journal of Economic Integration*, 156-180.
- Mili, M., Sahut, J. M., & Teulon, F. (2012), 'New evidence of the expectation hypothesis of interest rates: a flexible nonlinear approach', *Applied Financial Economics*, 22(2), 165-176.
- Nguyễn Thanh Hà & Phạm Thế Anh (2021), 'Kiểm định giả thuyết kỳ vọng trên thị trường trái phiếu Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 286, 2-13.
- Phạm Thế Anh & Nguyễn Thanh Hà (2021), 'Ước lượng phần bù kỳ hạn trên thị trường trái phiếu Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 285, 30-39.

TÁC ĐỘNG CỦA TỶ GIÁ HỐI ĐOẠI TỚI LƯỢNG KHÁCH DU LỊCH QUỐC TẾ TỚI VIỆT NAM

Trần Việt Dũng

Ngân hàng Nhà nước

Email: tranvietdung.hvnh@gmail.com

Đoàn Ngọc Thắng

Khoa Kinh doanh quốc tế, Học viện Ngân hàng

Email: ngocthangdoan@hvnh.edu.vn

Nguyễn Thị Kim Trú

Khoa Kinh doanh quốc tế - Học viện Ngân hàng

Email: n.kim.truc.234@gmail.com

Mã bài: JED - 363

Ngày nhận bài: 16/08/2021

Ngày nhận bài sửa: 30/05/2022

Ngày duyệt đăng: 31/05/2022

Tóm tắt:

Bài viết này nghiên cứu tác động của tỷ giá hối đoái tới hoạt động du lịch quốc tế thông qua việc sử dụng mô hình lực hấp dẫn với dữ liệu mảng về du lịch từ 32 quốc gia trên thế giới tới Việt Nam trong những năm 2000 – 2018. Tỷ giá được sử dụng để phân tích bao gồm: tỷ giá hối đoái danh nghĩa song phương (NER), tỷ giá hối đoái thực song phương (RER), tỷ giá hối đoái danh nghĩa đa phương (NEER) và tỷ giá hối đoái thực đa phương (REER). Kết quả ước lượng cho thấy khi đồng nội tệ của quốc gia đi du lịch tăng giá và Việt Nam đồng giảm giá là yếu tố quan trọng thu hút khách du lịch quốc tế tới Việt Nam. Kết quả này hàm ý rằng để phát triển du lịch Việt Nam, xu hướng làm cho Việt Nam đồng trở nên yếu đi sẽ là yếu tố cần được chú ý trong việc thực hiện chính sách tỷ giá.

Từ khóa: Tỷ giá hối đoái, khách du lịch quốc tế, mô hình hấp dẫn chuẩn tắc, Việt Nam

Mã JEL: C23, E03, F31

The Effects of Exchange Rate on Vietnam's International Tourism Flow

Abstract:

This paper investigates the effects of exchange rates on tourism flows by employing a gravity model with a panel data of Vietnam's tourism flows from 32 countries for the period 2000-2018. Exchange rates include four measures: bilateral nominal exchange rate (NER), bilateral real exchange rate (RER), nominal effective exchange rate (NEER), and real effective exchange rate (REER). The estimated results show that when the domestic currency of the traveling country appreciates and the Vietnam Dong depreciates, which is an important factor in attracting international tourists to Vietnam. This finding implies that in order to develop Vietnam's tourism, the tendency to weaken the Vietnamese Dong will be a factor that needs attention in the implementation of exchange rate policy.

Keywords: Exchange rate, international tourists, gravity model, Vietnam

JEL codes: C23, E03, F31

1. Giới thiệu

Trong những năm gần đây, bên cạnh các hoạt động mang tính đặc thù, chủ chốt như ngành công nghiệp nói chung thì rất nhiều quốc gia lựa chọn du lịch là con đường để phát triển nền kinh tế, thậm chí trở thành một trong những ngành mũi nhọn ở các quốc gia như Pháp, Thụy Sĩ, Singapore,... bởi những lợi ích to lớn mà ngành này đem lại. Để khai thác được những thế mạnh, hạn chế được những điểm yếu của ngành công nghiệp không khói này, các quốc gia cần có những tính toán, nghiên cứu cụ thể vì du lịch với đặc điểm song

hành hai yếu tố: Kinh tế và Văn hoá – Xã hội, vừa có tính ổn định, vừa luôn luôn đổi mới.

Du lịch quốc tế chịu ảnh hưởng bởi các yếu tố quốc tế, trong đó có tỷ giá. Những ảnh hưởng của tỷ giá là thực tế và có sức mạnh làm ảnh hưởng tới dòng du lịch quốc tế là kết quả mà Eilat & Einav (2014) và các nhà kinh tế học khác đã chỉ ra. Việt Nam - điểm đến du lịch được đánh giá là tiềm năng và hấp dẫn trong mắt bạn bè quốc tế, việc quan tâm và định hướng một cách kịp thời về các yếu tố ảnh hưởng tới du lịch, trong đó có tỷ giá là vô cùng cần thiết để đưa du lịch Việt Nam phát triển một cách bền vững hơn. Chúng ta đều biết, Việt Nam đồng là đồng tiền ít có giá trị trao đổi trong các giao dịch quốc tế, khách du lịch đến với Việt Nam được trải nghiệm các dịch vụ, sản phẩm với mức giá khiêm tốn so với tại quốc gia của họ. Liệu có phải đồng tiền của chúng ta càng mất giá, thì sẽ thu hút được càng nhiều khách du lịch? Trong khi ở rất nhiều các quốc gia, khách du lịch lại sẵn sàng chi trả số tiền lớn hơn để sử dụng những điều tương tự ở Việt Nam. Xuất phát từ những câu hỏi và lí do trên tác giả quyết định phân tích tác động của tỷ giá hối đoái đến lượng khách du lịch quốc tế tới Việt Nam.

Để nghiên cứu tác động của tỷ giá hối đoái tới du lịch Việt Nam, mô hình lực hấp dẫn được sử dụng với dữ liệu bảng về dòng khách du lịch từ 32 quốc gia trên thế giới tới Việt Nam trong giai đoạn 2000 – 2018. Bên cạnh nội dung chính là phân tích sự ảnh hưởng của tỷ giá hối đoái đến dòng du lịch quốc tế của Việt Nam, trong mô hình, việc bổ sung thêm các biến liên quan đến: lạm phát, GDP, khoảng cách, mối quan hệ thuộc địa, đường biên giới chung là những biến quan trọng nhằm xác định luồng du lịch giữa các quốc gia. Điều này cũng được các nhà nghiên cứu thực hiện trong các công trình trước đây. Bài viết sử dụng kết hợp các hiệu ứng cố định theo năm, theo quốc gia và theo quốc gia và năm để kiểm soát các yếu tố có thể ảnh hưởng đến mối quan hệ của tỷ giá và lượng khách du lịch.

Tỷ giá trong bài viết được xác định là giá cả của một đồng nội tệ của quốc gia tới Việt Nam du lịch được biểu thị theo USD (USD là đồng tiền định giá) khi là tỷ giá song phương và theo rổ ngoại tệ khi là tỷ giá đa phương. Kết quả nghiên cứu cho thấy các biến tỷ giá đều có kết quả dương, thể hiện mối quan hệ đồng biến giữa tỷ giá và lượt khách du lịch đến Việt Nam, tức là tỷ giá càng tăng thì lượng khách quốc tế đến nước ta càng nhiều. Nghiên cứu cũng gợi ý rằng để góp phần gia tăng lượng khách du lịch quốc tế đến Việt Nam thông qua tỷ giá, cần điều chỉnh một cách phù hợp.

Bài viết được chia làm 5 phần chính: Phần 2 tiếp theo là tổng quan nghiên cứu với ba nhóm nghiên cứu chính; Phần 3 mô tả số liệu được sử dụng và phương pháp nghiên cứu; Phần 4 phân tích kết quả nghiên cứu; và Phần 5 kết luận.

2. Tổng quan nghiên cứu

Để tiến hành bài nghiên cứu phân tích tác động của tỷ giá tới hoạt động du lịch Việt Nam, bài viết bao gồm các nhánh nghiên cứu chính là: các yếu tố ảnh hưởng tới hoạt động du lịch và ảnh hưởng của tỷ giá tới hoạt động du lịch.

2.1. Các yếu tố ảnh hưởng tới hoạt động du lịch

Nhu cầu du lịch là một đối tượng nghiên cứu quan trọng có liên quan đến các khía cạnh kinh tế, văn hóa, chính trị và xã hội. Mối quan tâm đến việc xác định và phân loại các thành phần nhu cầu du lịch ngày càng tăng trong vài thập kỷ qua. Trong các nghiên cứu gần đây, mô hình trọng lực đã được sử dụng để lập mô hình và mô tả nhu cầu du lịch quốc tế nhằm xác định các thành phần và đặc điểm chính của nó bằng cách minh họa các luồng du lịch như thương mại dịch vụ (Adeola & Evans, 2019; Fourie & cộng sự, 2019; Xu & cộng sự, 2018). Các nghiên cứu khác hầu hết ước tính các yếu tố quyết định nhu cầu du lịch thông qua mô hình tuyến tính hoặc phi tuyến tính (Dogru & cộng sự, 2017; Samitas & cộng sự, 2018; Santos & Cincera, 2018). Các phát hiện thực nghiệm khác nhau trong các nghiên cứu tùy thuộc vào việc lựa chọn mẫu, khoảng thời gian, các biến nhu cầu du lịch và kỹ thuật ước lượng.

Lượng khách du lịch quốc tế thường được sử dụng làm đại diện cho nhu cầu du lịch quốc tế (De Vita, 2014; Eryigit & cộng sự, 2010; Khalid & cộng sự, 2019) và thường được chọn làm biến phụ thuộc trong các công trình nghiên cứu này. Mặt khác, các yếu tố tiêu chuẩn ảnh hưởng đến lượng khách du lịch hoặc doanh thu từ khách du lịch thường được chọn là GDP bình quân đầu người, CPI, tỷ giá hối đoái danh nghĩa hoặc thực tế và khoảng cách địa lý (Santos & Cincera, 2018; Xu & cộng sự, 2018). Các biến độc lập được lựa chọn khác có thể được liệt kê như chi phí vận chuyển, dân số, mối quan hệ thuộc địa, chia sẻ ngôn ngữ chung, chung biên giới, chỉ số rủi ro, chỉ số khí hậu, cơ sở hạ tầng du lịch, bất ổn chính trị và dòng chảy

thương mại song phương (Eryigit & cộng sự, 2010; Fourie & cộng sự, 2019; Saayman & cộng sự, 2016).

2.2. Tác động của tỷ giá tới hoạt động du lịch

Đã có nhiều bài viết nghiên cứu về mối quan hệ giữa tỷ giá và du lịch quốc tế. De Vita (2014) nghiên cứu tác động của chế độ tỷ giá tới lượng khách du lịch quốc tế ở 27 quốc gia từ năm 1980-2011. Sử dụng phương pháp hồi quy tổng thể GMM, tác giả đã chỉ ra rằng chế độ tỷ giá theo đó duy trì sự ổn định giá trị của nội tệ sẽ thu hút nhiều hơn khách du lịch quốc tế. Irandoust (2019) đã nghiên cứu mối quan hệ phi tuyến và bất cân xứng giữa tỷ giá và lượng khách du lịch quốc tế ở 10 quốc gia châu Âu bằng việc áp dụng phương pháp phân tích đồng liên kết ẩn. Tác giả cho thấy mối quan hệ dài hạn giữa cầu du lịch và sự biến động của tỷ giá và hơn thế nữa, dấu và độ lớn của mối quan hệ này thay đổi theo sự lên giá hay giảm giá của nội tệ.

Đứng trên góc độ của một quốc gia, Dogru & cộng sự (2019) nghiên cứu tác động của sự thay đổi tỷ giá tới thương mại du lịch song phương (đo bằng tỷ số: số lượng khách đi/số lượng khách đến) giữa Mỹ với Canada, Mexico và Vương quốc Anh bằng cách áp dụng phương pháp ARDL. Nghiên cứu của họ chỉ rằng đồng USD giảm giá sẽ cải thiện thương mại du lịch song phương giữa Mỹ với cả ba nước. Trong khi đó, khi đồng USD lên giá sẽ có tác động tiêu cực tới thương mại du lịch song phương giữa Mỹ với Canada và Vương quốc Anh. Chadeeand & Mieczkowski (1987) phân tích thực nghiệm về tác động của tỷ giá hối đoái đến du lịch Canada. bằng cách sử dụng phương pháp hồi quy bình phương nhỏ nhất và chỉ ra rằng mỗi phần trăm tỷ giá CAD/USD giảm giá, thì số lượng du khách Mỹ đến Canada sẽ tăng tương ứng 1,26%. Bên cạnh đó, Canada được coi là một điểm đến gần như là nội địa của người Mỹ. Khi mức thu nhập khả dụng tăng lên, du khách Mỹ thích các điểm đến quốc tế khác Canada, đặc biệt là Tây Âu, Mexico và Caribe. Nghiên cứu cho trường hợp của du lịch của Italia với 19 quốc gia, Quadri & Zheng (2010) cho thấy rằng giữa các cặp quốc gia với Ý, ảnh hưởng của tỷ giá tới nhu cầu du lịch là không giống nhau, thậm chí là không ảnh hưởng. Điều này có thể được giải thích rằng có nhiều biến số có ảnh hưởng tới du lịch nhiều hơn so với tỷ giá.

Bài nghiên cứu gần nhất với bài viết của tác giả là công trình của Eryigit & cộng sự (2010) và Ulucak & cộng sự (2020). Các nghiên cứu này sử dụng mô hình hấp dẫn chuẩn tắc có hiệu chỉnh để đánh giá các nhân tố tác động tới lượng khách du lịch quốc tế tới Thổ Nhĩ Kỳ trong giai đoạn 1995-2015 và 1998-2017, trong đó có nhân tố tỷ giá. Trong khi Thổ Nhĩ Kỳ là quốc gia xếp hạng thứ 6 ở châu Âu về du lịch quốc tế năm 2019 mặc dù quốc gia này có nguy cơ khủng bố khá cao, Việt Nam xếp hạng thứ 7 ở châu Á và là quốc gia nổi tiếng thân thiện, hòa bình nhất thế giới. Bên cạnh đó, Việt Nam là quốc gia có thu nhập trung bình cận dưới với chi phí sinh hoạt khá rẻ so với các quốc gia phát triển, do đó nghiên cứu về tác động của tỷ giá tới lượng khách du lịch của Việt Nam hứa hẹn mang lại những kết quả mới so với các nghiên cứu trước đây. Nghiên cứu cho trường hợp của Việt Nam, Hiệp & Hà (2019) đánh giá các nhân tố tác động tới lượng khách du lịch quốc tế đến Việt Nam từ 20 nước giai đoạn 2010-2016, trong đó có tỷ giá song phương. Nghiên cứu của chúng tôi bên cạnh sử dụng mẫu lớn hơn gồm 32 nước, giai đoạn dài hơn từ năm 2000-2018 thì tác giả sử dụng nhiều loại tỷ giá khác nhau bao gồm danh nghĩa và thực, song phương và đa phương. Thêm nữa, chúng tôi sử dụng thêm các nhân tố mới như sự hiện diện của đại sứ quán, miễn visa du lịch và có đường bay thẳng.

3. Mô hình nghiên cứu và số liệu

Kế thừa những tổng kết của các nhà nghiên cứu, để phân tích tác động của tỷ giá tới hoạt động du lịch Việt Nam, tác giả lựa chọn “Mô hình lực hấp dẫn” để ước lượng mức ảnh hưởng của tỷ giá tới du lịch quốc tế đến Việt Nam. Bốn loại tỷ giá được phân loại theo tiêu chí tính chất tác động đến thương mại quốc tế bao gồm: Tỷ giá danh nghĩa song phương, tỷ giá danh nghĩa đa phương, tỷ giá thực đơn phương và tỷ giá thực đa phương. Những tỷ giá này sẽ được đưa vào phân tích để xác định tầm ảnh hưởng tới du lịch.

Mô hình nghiên cứu được chỉ định như sau:

$$\text{LnTourism}_{it} = \alpha_0 + \gamma_t + \lambda_i + \mu_{it} + \beta_1 \text{LnE}_{it} + \beta_2 \text{Control}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

các chỉ số dưới i và t lần lượt biểu thị quốc gia và năm, còn γ_t , λ_i và μ_{it} lần lượt là hiệu ứng cố định theo theo năm, quốc gia và theo cả quốc gia và năm. Đầu tiên, tác giả sẽ thực hiện hồi quy lần lượt với γ_t để đánh giá tác động của tỷ giá và các nhân tố khác trong tập biến *Control*. Tiếp đó, hồi quy với γ_t và λ_i để đánh giá tác động của tỷ giá khi kiểm soát các nhân tố đặc trưng cho từng quốc gia và không đổi theo thời gian. Cuối cùng là hồi quy với cả γ_t , λ_i và μ_{it} để đánh giá tác động của tỷ giá khi hoàn toàn kiểm soát các yếu tố khác. ε_{it} là sai số của mô hình.

Các biến được định nghĩa như sau:

$Tourism_{it}$: Tổng số khách du lịch từ nước i đến Việt Nam ở năm t . Tác giả cộng thêm 1 trước khi thực hiện logarit hóa.

$E_{it} = \{NER_{it}, RER_{it}, NEER_{it}, REER_{it}\}$ là tập hợp các tỷ giá, tác động cụ thể tới du lịch

Control là tập hợp các biến kiểm soát khác, bao gồm:

- GDP_{it} : tổng sản phẩm quốc nội của quốc gia i ở năm t (nghìn USD).
- D_i : Khoảng cách địa lý giữa Việt Nam và quốc gia i (km)
- $Inflation_{it}$: Mức độ lạm phát của quốc gia i ở năm t (%).
- $Border_i$: Nhận giá trị bằng 1 nếu có chung biên giới với Việt Nam, bằng 0 nếu không phải.
- $Colony_i$: Nhận giá trị bằng 1 nếu từng có mối quan hệ thuộc địa với Việt Nam, bằng 0 nếu không phải.
- $Embassy_i$: Nhận giá trị bằng 1 nếu có trụ sở đại sứ quán ở Việt Nam, bằng 0 nếu không phải.
- $Visa_i$: Nhận giá trị bằng 1 nếu được miễn visa du lịch ở Việt Nam, bằng 0 nếu không phải
- $Airline_i$: Nhận giá trị bằng 1 nếu có đường bay trực tiếp đến Việt Nam, bằng 0 nếu không phải.

Để thực hiện nghiên cứu tác động của tỷ giá hối đoái tới du lịch Việt Nam, bài viết sử dụng những dữ liệu trong giai đoạn 2000 – 2018. Đây là giai đoạn phù hợp để xác định mối quan hệ này một cách khách quan, chính xác và kịp thời, đảm bảo tính mới cho kết quả. Bài viết thực hiện lấy số liệu bao gồm 32 quốc gia có lượng khách du lịch lớn nhất đến Việt Nam trên thế giới. Các số liệu về lượt khách du lịch đến Việt Nam từ Tổng cục du lịch Việt Nam, tỷ giá hối đoái và lạm phát được lấy từ Website của IMF. Thống kê về GDP , D , $Colony$, $Border$ lấy từ Trung tâm Thông tin và Dự báo Cộng hòa Pháp (CEPII) (Head & Mayer, 2014).

Tóm tắt thống kê các biến được mô tả ở Bảng 1 gồm 32 quốc gia và 19 năm trong giai đoạn 2000 – 2018, tạo nên mẫu nghiên cứu gồm 608 quan sát để phân tích.

Bảng 1: Thống kê các biến

Tên biến	Quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Tối thiểu	Tối đa
$LnTourism$	608	8,80	4,91	0	15,42
$LnNER$	604	-2,13	2,77	-9,56	1,24
$LnRER$	532	-1,73	2,40	-9,74	0,67
$LnNEER$	589	4,60	0,12	4,06	5,01
$LnREER$	589	4,61	0,13	4,05	5,08
$LnGDP$	608	26,78	1,82	21,27	30,65
LnD	608	8,31	1,03	5,86	9,52
$Inflation$	607	2,83	4,41	-3,69	57,07
$Border$	608	0,09	0,29	0	1
$Colony$	608	0,16	0,36	0	1
$Embassy$	608	0,81	0,39	0	1
$Visa$	608	0,59	0,49	0	1
$Airline$	608	0,38	0,48	0	1

4. Phân tích kết quả ước lượng

4.1. Mô hình ước lượng với hiệu ứng cố định theo năm

Đầu tiên chúng tôi hồi quy mô hình (1) với hiệu ứng cố định theo năm nhằm kiểm soát các yếu tố không thay đổi theo năm ở tất cả các quốc gia và mô tả kết quả ở Bảng 2. Kết quả cho thấy, các loại tỷ giá không có tác động lên dòng du lịch tới Việt Nam. Tuy nhiên, Bảng 2 cho ta những nhận xét về ảnh hưởng của các nhân tố khác tới dòng du lịch quốc tế đến Việt Nam. Rõ ràng nhất là 2 biến GDP và D có kết quả mang ý nghĩa thống kê 1%, có nghĩa là thu nhập bình quân đầu người của khách du lịch và khoảng cách từ các quốc gia đến Việt Nam sẽ ảnh hưởng tới quyết định du lịch tới Việt Nam.

Bảng 2. Kết quả ước lượng với hiệu ứng cố định theo năm

Tên biến	(1) LnTourism	(2) LnTourism	(3) LnTourism	(4) LnTourism
<i>LnGDP</i>	4,15*** (0,692)	4,65*** (0,890)	4,24*** (0,704)	4,60*** (0,743)
<i>LnD</i>	-5,10*** (1,324)	-4,94*** (1,047)	-5,39*** (1,192)	-6,04*** (1,339)
<i>Inflation</i>	0,02 (0,038)	-0,02 (0,118)	-0,06 (0,076)	-0,09 (0,071)
<i>Border</i>	7,48* (4,482)	-1,36 (2,294)	6,35* (3,531)	7,09* (3,824)
<i>Colony</i>	-4,68** (2,030)	-3,84* (2,129)	-4,33** (1,801)	-4,89*** (1,890)
<i>Embassy</i>	-1,23 (1,658)	-0,54 (1,798)	-0,92 (1,488)	-1,08 (1,530)
<i>Visa</i>	2,05 (1,679)	0,42 (1,398)	1,43 (1,430)	1,44 (1,475)
<i>Airline</i>	-3,54 (2,991)	-4,48** (2,263)	-5,43*** (1,923)	-6,17*** (2,030)
<i>LnNER</i>	0,45 (0,576)			
<i>LnRER</i>		-0,09 (0,386)		
<i>LnNEER</i>			0,30 (2,270)	
<i>LnREER</i>				-2,91 (2,515)
Constant	-57,99*** (15,356)	-73,11*** (19,687)	-59,22*** (18,222)	-48,09*** (17,759)
Số quan sát Number of Code	604 32	532 28	588 31	588 31

Độ lệch chuẩn vũng trong dấu ngoặc đơn

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

GDP mang dấu dương thể hiện mối quan hệ cùng chiều với lượng khách du lịch đến Việt Nam. Chúng ta đều biết, để đánh giá một quốc gia có sự phát triển của kinh tế hay không thì GDP là một trong những chỉ tiêu xem xét dễ nhìn thấy nhất. Và đương nhiên, GDP càng cao càng thể hiện người dân có thu nhập càng tốt, là điều kiện tất yếu để tồn tại cơ hội, nhu cầu đi du lịch – một nhu cầu giải trí cấp cao của con người. Chỉ khi có đầy đủ điều kiện về kinh tế, con người mới có khả năng đi du lịch.

Tiêu chí khoảng cách cũng chính là một trong những tiêu chí quan trọng dùng để quyết định điểm đến du lịch. Vì đi cùng với khoảng cách, các vấn đề liên quan đến chi phí đi lại, thời tiết, thậm chí là chênh lệch múi giờ có thể xảy ra thường xuyên. Chính vì vậy, kết quả *D* âm là phù hợp với thực tế. Khi khoảng cách từ các quốc gia đến Việt Nam là lớn, thì Việt Nam lại trở thành một điểm đến khó tiếp cận so với những nơi gần họ hơn đi chi phí đi lại tăng lên, làm cho lượt khách du lịch quốc tế đến Việt Nam bị ảnh hưởng xấu. Xét về quan hệ khoảng cách, *Border* là biến thể hiện rằng hai quốc gia có chung đường biên giới, tức là láng giềng của nhau, khoảng cách là tương đối gần so với những địa điểm khác. *Border* nhận giá trị dương là kết quả hợp lý cho thấy rằng các quốc gia láng giềng với Việt Nam thì lượng khách du lịch lựa chọn Việt Nam là điểm đến gần hơn.

Chi phí cho một chuyến du lịch bao gồm chi phí di chuyển tới điểm du lịch và chi phí sinh hoạt tại địa điểm du lịch, thì khoảng cách chính là loại chi phí thứ nhất. Trong hoạt động du lịch quốc tế, vì đặc điểm địa lý cách xa nhau mà việc di chuyển giữa các quốc gia được thực hiện chủ yếu bằng đường hàng không. Tính trong 32 quốc gia nằm trong vùng nghiên cứu, số quốc gia có đường bay trực tiếp đến Việt Nam là 12 nước, một số nước điển hình như: Hàn Quốc, Nhật Bản, Trung Quốc,... Theo kết quả phân tích *Airline* mang dấu

âm, thể hiện lượt khách du lịch quốc tế đến Việt Nam lại ưa thích lựa chọn đường bay nhiều chặng chuyển đổi tới Việt Nam hơn. Nguyên nhân để giải thích có thể là do di chuyển nhiều chặng trung gian là một trong những cách để giảm thiểu chi phí đi lại. Mặc dù có thể tốn nhiều thời gian hơn, nhưng với chi phí rẻ hơn thì khách hàng vẫn lựa chọn do các chính sách của các hãng nhằm mục đích tiết kiệm và tích hợp để tận dụng hiệu quả các tài nguyên.

Biến *Colony* cũng là biến số có ý nghĩa về mặt thống kê ($p < 0,01$) thể hiện các quốc gia từng có quan hệ thuộc địa với Việt Nam. Trong quá khứ, Việt Nam đã từng là thuộc địa của rất nhiều quốc gia như Trung Quốc, Mỹ, Anh, Pháp,... Tuy nhiên, khác kỳ vọng như trong nghiên cứu tổng hợp Glaucio De Vita (2014) rằng *Colony* sẽ là yếu tố thúc đẩy du lịch quốc tế do khách du lịch sẽ cảm thấy quen thuộc với quốc gia họ viếng thăm, các kết quả của nghiên cứu lại cho giá trị âm, có thể là do khách quốc tế ưu tiên đến viếng thăm những vùng đất mới và trải nghiệm những không gian văn hóa và ẩm thực mới.

Các biến còn lại như *Inflation*, *Embassy* và *Visa* theo bảng kết quả cho thấy không có ảnh hưởng tới quyết định du lịch đến Việt Nam của các quốc gia. Lạm phát xảy ra khi đồng nội tệ của một quốc gia bị mất giá, khiến cho người dân phải trả một lượng tiền lớn hơn để mua cùng một loại mặt hàng so với trước đây ở trong quốc gia đó. Mặt khác, hoạt động du lịch quốc tế lại diễn ra ở nước khác, trong bài nghiên cứu là Việt Nam, hơn nữa, mức lạm phát ở Việt Nam tương đối ổn định, điều này khiến cho giá cả hàng hoá, dịch vụ ở Việt Nam vốn đã rẻ lại càng ít biến động hơn.

Số lượng quốc gia đặt đại sứ quán tại Việt Nam là khá lớn, chịu trách nhiệm về công dân của nước họ trên lãnh thổ Việt Nam. Tuy nhiên, hoạt động du lịch là hoạt động bình thường, không mang quá nhiều các yếu tố gây ảnh hưởng tới lợi ích chính trị, dân sự, hay quốc gia. Và hầu hết khi đi du lịch, khách du lịch không quan tâm nhiều đến việc có đại sứ quán ở nước đó hay không, vì cơ bản mỗi quốc gia đều có những luật lệ quy định quyền, trách nhiệm và nghĩa vụ của công dân ngoại quốc khi ở nước mình.

Một trong những điều kiện để du lịch quốc tế mà nhiều quốc gia trên thế giới đặt ra đó là visa. Visa có tên gọi pháp lý là thị thực hay thị thực nhập cảnh, có giá trị như một tờ giấy chứng nhận do chính phủ của các nước yêu cầu người nước ngoài đảm bảo những điều kiện cụ thể, để những người này nhập cảnh vào quốc gia đó, từ thời điểm này đến thời điểm khác tùy theo quy định. Đối với hoạt động du lịch thì loại visa được cấp là visa du lịch. Việt Nam là một quốc gia mà vấn đề nhập cảnh đơn giản. Theo thống kê của Bộ Ngoại giao – cổng thông tin cộng tác lãnh sự, Việt Nam miễn thị thực nhập cảnh cho hơn 100 quốc gia, và từ trước đến nay, du lịch Việt Nam được đánh giá là thực hiện khá dễ dàng, visa được tiến hành phổ biến trừ một vài trường hợp đặc biệt, và khách du lịch dễ dàng lựa chọn Việt Nam mà không cần quá để tâm tới vấn đề này. Chính vì những lý do trên, nên các biến *Inflation*, *Embassy* và *Visa* không ảnh hưởng tới lượt khách du lịch quốc tế đến Việt Nam.

4.2. Mô hình ước lượng với hiệu ứng cố định theo năm và theo quốc gia

Do Kiểm định Hausman ủng hộ sự lựa chọn mô hình hiệu ứng cố định so với mô hình tác động ngẫu nhiên, trong phần tiếp theo, tác giả sử dụng hiệu ứng cố định theo năm như phần 4.1 và theo quốc gia để kiểm soát thêm những yếu tố đặc trưng cho từng quốc gia tới Việt Nam du lịch nhưng không đổi theo thời gian. Khi sử dụng hiệu ứng này, nhóm các biến *Border*, *Colony*, *Airline*, *Embassy*, *Visa* và *D* sẽ tự động bị loại bỏ. Kết quả ước lượng tác động của Tỷ giá danh nghĩa song phương NER, tỷ giá thực song phương RER, tỷ giá danh nghĩa đa phương NEER, tỷ giá thực đa phương REER tới luồng du lịch quốc tế đến Việt Nam lần lượt ở cột số 1, 2, 3, 4 từ trái sang phải ở Bảng 3. Và tỷ giá này là giá cả của đồng nội tệ được tính theo USD của 32 nước thực hiện nghiên cứu.

Nhìn tổng thể ở Bảng 3, cả bốn biến tỷ giá này đều có kết quả dương, thể hiện mối quan hệ đồng biến giữa tỷ giá và lượt khách du lịch đến Việt Nam, tức là tỷ giá càng tăng thì lượng khách quốc tế đến nước ta càng nhiều. Đặc biệt là sự thay đổi rõ rệt khi tỷ giá thực *RER* và *REER* biến động ảnh hưởng lớn tới du lịch Việt Nam. Khi tỷ giá thực của các đồng tiền so với USD tăng 1% thì lượng khách du lịch quốc tế đến Việt Nam tăng khoảng 7,69%. Trong trường hợp tỷ giá tăng, giá cả của một đồng nội tệ được tính bằng USD tăng lên, tức là đồng nội tệ lên giá, một đồng nội tệ đổi được nhiều USD hơn, khiến cho chi phí du lịch tại nước ngoài giảm xuống, là động lực thúc đẩy hoạt động du lịch quốc tế. Trong khi đó, USD vốn thường là đồng tiền trung gian được lựa chọn để đổi từ đồng nội tệ sang USD, sau đó từ USD sang ngoại tệ, và ngoại tệ trong trường hợp này chính là VND. Và đúng như kỳ vọng, các đồng nội tệ trở nên mạnh hơn là động lực để người dân nước đó đi du lịch quốc tế.

Bảng 3. Kết quả ước lượng với hiệu ứng cố định theo năm và theo quốc gia

Tên biến	(1) LnTourism	(2) LnTourism	(3) LnTourism	(4) LnTourism
<i>LnGDP</i>	0,35 (1,408)	-2,97 (2,309)	0,16 (1,514)	-2,15 (2,063)
<i>Inflation</i>	-0,08* (0,048)	-0,05 (0,125)	-0,20** (0,092)	-0,15 (0,094)
<i>LnNER</i>	0,93** (0,380)			
<i>LnRER</i>		7,69* (3,798)		
<i>LnNEER</i>			0,24* (2,561)	
<i>LnREER</i>				6,92* (4,082)
Constant	3,79 (37,907)	107,32 (69,155)	6,33 (37,505)	38,21 (43,548)
Số quan sát	604	532	588	588
R-squared	0,510	0,536	0,517	0,528
Number of Code	32	28	31	31

Độ lệch chuẩn vững trong dấu ngoặc đơn

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

4.3. Mô hình ước lượng với đầy đủ các hiệu ứng cố định

Cuối cùng, tác giả đánh giá lại tác động của tỷ giá khi kiểm soát toàn bộ các yếu tố khác bằng cách sử dụng đầy đủ các hiệu ứng cố định. Kết quả trình bày ở bảng 4 cho thấy tác động của tỷ giá vẫn là dương ở mức ý nghĩa thống kê cao (1%), nhưng độ lớn tác động của *NER*, *RER* và *REER* giảm xuống. Kết quả này khẳng định lại kết quả phân tích trong mục 4.2.

Một trong những thực tế kiểm chứng cho kết quả thực nghiệm rằng: tỷ giá và lượng khách du lịch quốc tế đến Việt Nam có mối quan hệ đồng biến đó là trường hợp tỷ giá của Trung Quốc vào năm 2015: Tỷ giá giữa đồng RMB với USD, theo đó: tỉ giá xu hướng đi xuống, đồng nội tệ so với USD mất giá thì khách du lịch đến Việt Nam sẽ bị giảm đi. Năm 2015, tỷ giá thể giới biến động, trong đó có đồng RMB của Trung Quốc. Trong khoảng thời gian này, Trung Quốc thực hiện phá giá của đồng RMB, khiến cho đồng tiền nội tệ Trung Quốc mất giá, lượng khách Trung Quốc đến Việt Nam giảm khá mạnh. Cụ thể, tỷ giá theo phương pháp yết giá trực tiếp năm 2014 là 1 USD = 6,14 RMB. Sang đến năm 2015, tỷ giá này đã tăng 1,47% lên mức là 1 USD = 6,23 RMB, tức đồng RMB mất giá. Trong khi đó, lượng khách du lịch Trung Quốc đến Việt Nam năm 2015 là khoảng 1,77 triệu lượt, giảm khoảng 7% so với năm 2014 là 1,9 triệu lượt khách. Không chỉ ảnh hưởng tới lượt khách du lịch, sự thay đổi lần này còn ảnh hưởng tới mức chi tiêu của du khách Trung Quốc tại Việt Nam, khiến cho chi số này cũng có phần bị giảm đi mà vốn khách Trung Quốc đã không phải là khách dành mức chi tiêu lớn cho du lịch Việt Nam, nay lại càng hạn chế hơn. Nguyên nhân giải thích cũng giống như ở trên, do một vài dịch vụ như vé máy bay, nơi ở tính cho khách nước ngoài chủ yếu bằng USD, mà do ảnh hưởng của tỷ giá, du khách Trung Quốc phải đổi nhiều RMB hơn để lấy 1 USD, nên tính ra chi phí trở nên cao hơn, người dân Trung Quốc sẽ phải tính toán lại để chi tiêu sao cho phù hợp nhất và du lịch nước ngoài sẽ không còn được nhắm tới. Không chỉ Việt Nam, mà các quốc gia khác cũng bị ảnh hưởng từ những biến động này.

Như vậy, thông qua kết quả của mô hình nhằm phân tích tác động của tỷ giá hối đoái đến du lịch Việt Nam, chúng ta đã nhìn nhận được hoạt động du lịch quốc tế đến Việt Nam trong giai đoạn 2000 – 2018 chịu ảnh hưởng của những yếu tố nào, chịu ảnh hưởng của tỷ giá ra sao. Kết quả thực nghiệm cho thấy tỷ giá hối đoái có ảnh hưởng dương tới du lịch Việt Nam, điều này phù hợp với một vài nghiên cứu trước đây như Hiệp & Hà (2019).

Bảng 4: Kết quả ước lượng với đầy đủ các hiệu ứng cố định

Tên biến	(1) LnTourism	(2) LnTourism	(3) LnTourism	(4) LnTourism
<i>LnNER</i>	0,03*** (0,000)			
<i>LnRER</i>		0,03*** (0,000)		
<i>LnNEER</i>			2,37*** (0,000)	
<i>LnREER</i>				1,95*** (0,000)
Constant	13,38*** (0,000)	13,38*** (0,000)	72,74*** (0,001)	22,55*** (0,000)
Observations	604	532	589	589
Number of Code	32	28	31	31

Độ lệch chuẩn vững trong dấu ngoặc đơn

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

5. Kết luận

Việt Nam tuy không còn là một điểm đến mới nổi, nhưng vẫn thu hút được rất nhiều sự quan tâm từ du khách quốc tế, bởi nhiều yếu tố. Tận dụng những lợi thế về phong cảnh, văn hoá, con người, du lịch Việt Nam vẫn tiếp tục phát triển và đem lại hiệu quả kinh tế cao cho đất nước, mặc dù vậy, vẫn còn tồn tại nhiều hạn chế cần phải khắc phục. Cũng giống như các đối tượng nghiên cứu khác, nghiên cứu về du lịch nhằm xác định các yếu tố quyết định lượng khách du lịch đến Việt Nam, và bài viết này phân tích chính về ảnh hưởng của tỷ giá hối đoái tới hoạt động du lịch quốc tế ở Việt Nam. Với số liệu gồm 32 quốc gia có lượt khách du lịch đến Việt Nam cao nhất và khoảng thời gian từ năm 2000 đến năm 2018 được thu thập từ Tổng cục du lịch Việt Nam và CEPIL, thông qua mô hình lực hấp dẫn đã làm sáng tỏ về tác động của tỷ giá tới du lịch. Kết quả cho thấy rằng, tỷ giá – giá cả của một đồng nội tệ tính bằng USD tác động dương tới lượt khách du lịch quốc tế đến Việt Nam, tức là tỷ giá tăng, đồng nội tệ lên giá, cần ít đồng nội tệ hơn để đổi lấy ngoại tệ, từ đó chi phí du lịch giảm xuống và thúc đẩy du lịch quốc tế phát triển.

Dựa vào đó, bài viết đưa ra những quan điểm về việc xây dựng, thực hiện các giải pháp cho doanh nghiệp nhằm giảm các rủi ro liên quan đến tỷ giá như: sử dụng đồng tiền mạnh trong các loại hợp đồng, cân nhắc để khoảng thời gian giữa kí kết hợp đồng và thanh toán được rút ngắn lại, nhằm đảm bảo tỷ giá ổn định ở một mức cần thiết, không bị ảnh hưởng quá nhiều bởi thời gian hay sử dụng các hợp đồng kì hạn. Các doanh nghiệp có thể lựa chọn khách hàng mục tiêu ở các quốc gia có GDP cao, đẩy mạnh truyền thông đưa hình ảnh của Việt Nam, đặc biệt tập trung vào các dự án du lịch mang tính nổi, xu hướng. Hơn thế nữa, thực hiện các chính sách, ưu đãi dành cho các nước có khoảng cách địa lý gần Việt Nam, đặc biệt là các nước trong khu vực ASEAN.

Trong khi tỷ giá đối với quốc gia này thấp đi, thì sẽ có quốc gia khác tăng lên, để tác động thêm các yếu tố ảnh hưởng tới du lịch rằng tỷ giá tăng sẽ thúc đẩy du lịch, các quốc gia trong từng thời điểm cũng nên tận dụng cơ hội để có thể nâng cao hoạt động “bán” du lịch sang các nước mà đồng nội tệ đang lên giá so với đồng USD. Kiến nghị dành cho nhà nước nhằm đưa du lịch quốc tế ở Việt Nam đạt được những mục tiêu

đã đề ra như: tiếp tục thực hiện chính sách tỷ giá thả nổi có điều tiết phù hợp với tình hình kinh tế Việt Nam hiện tại, thực hiện chính sách tỷ giá theo hướng làm đồng nội tệ Việt Nam trở nên yếu đi, không chỉ cải thiện cán cân thương mại nói chung mà còn thúc đẩy sự phát triển của ngành du lịch nói riêng, thực hiện xây dựng khung chính sách du lịch có trách nhiệm với các nội dung như: đào tạo đội ngũ nhân lực chất lượng cao cho ngành, đặt vấn đề an toàn và bảo vệ môi trường lên hàng đầu bằng các quy định của luật pháp, nghiêm chỉnh thực hiện một đất nước du lịch văn minh, tạo điều kiện cho các doanh nghiệp tư nhân khai thác tài nguyên du lịch và nhiều công tác trách nhiệm khác.

**Phụ lục: Danh sách quốc gia tới du lịch ở Việt Nam
nghiên cứu trong bài theo tiêu chuẩn iso3c của Ngân hàng Thế giới**

Quốc gia		Quốc gia	
1	AUS	17	JPN
2	AUT	18	KHM
3	BEL	19	KOR
4	BRU	20	LAO
5	CAN	21	MMR
6	CHE	22	MYS
7	CHN	23	NLD
8	DEU	24	NOR
9	DNK	25	NZL
10	ESP	26	PHL
11	FIN	27	RUS
12	FRA	28	SGP
13	GBR	29	SWE
14	HKG	30	THL
15	IDN	31	TWN
16	ITA	32	USA

Tài liệu tham khảo

- Adeola, O., & Evans, O. (2020), 'ICT, infrastructure, and tourism development in Africa', *Tourism Economics*, 26(1), 97-114.
- Chadeeand, D., & Mieczkowski, Z. (1987), 'An empirical analysis of the effects of the Exchange rate on Canadian tourism', *Journal of Travel Research*, 26(1), 13-17.
- Crouch, G. I. (1995), 'A meta-analysis of tourism demand', *Annals of Tourism Research*, 22(1), 103-118.
- De Vita, G. (2014), 'The long-run impact of exchange rate regimes on international tourism flows', *Tourism Management*, 45, 226-233.
- Dogru, T., Isik, C., & Sirakaya-Turk, E. (2019), 'The balance of trade and exchange rates: Theory and contemporary evidence from tourism', *Tourism Management*, 74, 12-23.
- Quadri, D. L., & Zheng, T. (2010), 'A revisit to the impact of exchange rates on tourism demand: The case of Italy', *The Journal of Hospitality Financial Management*, 18(2), 47-60.
- Eilat, Y., & Einav, L. (2004), 'Determinants of international tourism: a three-dimensional panel data analysis', *Applied Economics*, 36(12), 1315-1327.
- Eryigit, M., Kotil, E., & Eryigit, R. (2010), 'Factors affecting international tourism flows to Turkey: A gravity model approach', *Tourism Economics*, 16(3), 585-595.
- Fourie, J., Rosselló-Nadal, J., & Santana-Gallego, M. (2020), 'Fatal attraction: How security threats hurt

-
- tourism', *Journal of Travel Research*, 59(2), 209-219.
- Head, K. & T. Mayer, (2014), 'Gravity Equations: Toolkit, Cookbook, Workhorse', *Handbook of International Economics*, Vol. 4, eds. Gopinath, Helpman, and Rogoff, Elsevier.
- Hiệp, H. H., & Hà, P. T. (2019), 'Các nhân tố ảnh hưởng đến lượng khách du lịch quốc tế đến Việt Nam: một phân tích thực nghiệm', *Tạp chí Khoa học xã hội miền Trung*, 4(60), 3-11.
- Khalid, U., Okafor, L. E., & Shafiullah, M. (2020), 'The effects of economic and financial crises on international tourist flows: A cross-country analysis', *Journal of Travel Research*, 59(2), 315-334.
- Irاندoust, M. (2019), 'On the relation between exchange rates and tourism demand: A nonlinear and asymmetric analysis', *The Journal of Economic Asymmetries*, 20, e00123.
- Samitas, A., Asteriou, D., Polyzos, S., & Kenourgios, D. (2018), 'Terrorist incidents and tourism demand: Evidence from Greece', *Tourism Management Perspectives*, 25, 23-28.
- Santos, A., & Cincera, M. (2018), 'Tourism demand, low cost carriers and European institutions: The case of Brussels', *Journal of Transport Geography*, 73, 163-171.
- Saayman, A., Figini, P., & Cassella, S. (2016), 'The influence of formal trade agreements and informal economic cooperation on international tourism flows', *Tourism Economics*, 22(6), 1274-1300.
- Thuy, V. N. T., & Thuy, D. T. T. (2019), 'The impact of exchange rate volatility on exports in Vietnam: A bounds testing approach', *Journal of Risk and Financial Management*, 12(1), DOI: <https://doi.org/10.3390/jrfm12010006>.
- Ulucak, R., Yücel, A. G., & İlkay, S. Ç. (2020), 'Dynamics of tourism demand in Turkey: Panel data analysis using gravity model', *Tourism Economics*, 26(8), 1394-1414.
- Xu, L., Wang, S., Li, J., Tang, L., & Shao, Y. (2019), 'Modelling international tourism flows to China: A panel data analysis with the gravity model', *Tourism Economics*, 25(7), 1047-1069.

TÁC ĐỘNG CỦA GIÁO DỤC ĐẾN THU NHẬP TẠI VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 2014-2020: KẾT QUẢ TỪ MÔ HÌNH HỒI QUY CỘNG TÍNH TỔNG QUÁT GAM

Trịnh Thị Hường

Bộ môn Toán, Trường Đại học Thương mại

Email: tringthihuong@tmu.edu.vn

Nguyễn Minh Quang

Khoa Toán-Tin, Trường Đại học Sư phạm Hà Nội

Email: mquang12a1tqk@gmail.com

Nguyễn Thị Thanh Loan

Khoa Toán-Tin, Trường Đại học Sư phạm Hà Nội

Email: thanhloan21112000@gmail.com

Phan Văn Đức Nhật

Khoa Toán-Tin, Trường Đại học Sư phạm Hà Nội

Email: phanvanducnhat2000@gmail.com

Nguyễn Thị Ngọc Huyền

Khoa hệ thống thông tin kinh tế và Thương mại điện tử, Trường Đại học Thương mại

Email: ngn.huyen46@gmail.com

Ngô Hoàng Long

Khoa Toán-Tin, Trường Đại học Sư phạm Hà Nội

Email: ngolong@hnue.edu.vn

Mã bài: JED-408

Ngày nhận: 18/09/2021

Ngày nhận bản sửa: 12/01/2022

Ngày duyệt đăng: 11/02/2022

Tóm tắt:

Nghiên cứu này phân tích mối quan hệ giữa giáo dục và thu nhập cá nhân của người lao động tại Việt Nam trong các năm 2014, 2016, 2018 và 2020. Chúng tôi sử dụng dữ liệu cá nhân bao gồm thu nhập bình quân theo giờ, bằng cấp giáo dục cao nhất, số năm đào tạo và các thông tin nhân khẩu học từ các bộ số liệu Điều tra mức sống dân cư của Tổng cục Thống kê Việt Nam. Kết quả từ mô hình hồi quy cộng tính tổng quát (A Generalized Additive Model, GAM) thể hiện mối quan hệ phi tuyến và tích cực giữa số năm đi học và thu nhập theo giờ. Trong đó, lợi tức từ giáo dục của người lao động tăng 1 năm đào tạo ở trình độ cao là lớn hơn so với lợi tức từ tăng 1 năm đào tạo của các cá nhân ở trình độ thấp. Chúng tôi sử dụng biểu đồ xác suất q - q và tiêu chuẩn xác định chéo để kiểm chứng sự phù hợp của mô hình GAM so với mô hình hàm thu nhập Mincer. Kết quả nghiên cứu cho thấy vai trò quan trọng của việc đầu tư cho giáo dục, đặc biệt là đầu tư cho giáo dục ở trình độ cao.

Từ khóa: Giáo dục, thu nhập, hồi quy cộng tính tổng quát, tiêu chuẩn xác định chéo, điều tra mức sống dân cư.

Mã JEL: C30, J24, J31, I21.

Impact of education on income in Vietnam 2014-2020: New insights using GAM model

Abstract

This study analyzes the role of education in Vietnamese employees' wages in 2014, 2016, 2018 and 2020. We use individual hourly wage, their highest qualification as well as the number of years of training, and their demographic characteristics based on the Vietnam Living Standards Surveys, collected by the General Statistics Office. The results from a generalized additive model (GAM) show the nonlinear relationship and significantly positive between years of schooling and hourly earnings. In addition, the average return to education to one more year of schooling at a higher education level is greater than those of lower education levels. Statistical tests, including q - q plots and the cross-validation criterion, show that the GAM model is a significantly better fit than the widely used model in the literature, namely the Mincer earnings function. The results show the important role of education in promoting sustainable development, especially in higher education in Vietnam.

Keywords: Education; income; generalized additive model; cross-validation criterion; Vietnam Household Living Standards Survey.

JEL Codes: C30, J24, J31, I21.

1. Giới thiệu

Một trong 10 nhiệm vụ chủ yếu mà Chính phủ Việt Nam đặt ra trong Nghị quyết số 50/NQ-CP (2021) là “Phát triển nguồn nhân lực, giáo dục và đào tạo đáp ứng yêu cầu nhân lực chất lượng cao của cuộc cách mạng công nghiệp lần thứ tư và hội nhập quốc tế”. Điều đó cho thấy giáo dục và đào tạo được Đảng, Chính phủ xem là một trong những nhiệm vụ quan trọng trong phát triển bền vững, từ đó nâng cao các phúc lợi xã hội, thu nhập cá nhân và phát triển kinh tế. Về chính sách tiền lương, các Bộ ban ngành sửa đổi để phù hợp tình hình thực tế của xã hội như: Bộ luật Lao động 2019, Nghị định 90/2019/NĐ-CP mức lương tối thiểu vùng năm 2020 đối với người lao động.

Ở tầm vi mô, tức cấp độ hộ gia đình hoặc cấp độ cá nhân, nghiên cứu thực nghiệm đã được thực hiện để trả lời các câu hỏi như: Người có trình độ giáo dục cao hơn có mức thu nhập tốt hơn không? Suất sinh lợi từ đầu tư cho giáo dục có khác nhau giữa các cấp học? Lợi suất giáo dục đối với tăng 1 năm đào tạo là khác nhau giữa các cấp học (Doan, 2011; Doan & Tran, 2018; McGuinness & cộng sự (2021). Trong đó, các tác giả sử dụng mô hình đánh giá lợi suất giáo dục được thực hiện đối với từng cấp học hoặc sử dụng bằng cấp giáo dục như các biến giả. Các mô hình hồi quy phi tuyến được quan tâm vì làm giảm các giả thuyết về ràng buộc giữa các biến số. Phương pháp phi tham số đã được sử dụng gần đây trong các nghiên cứu về kinh tế lao động (Henderson & cộng sự, 2018).

Trong bài báo này, chúng tôi sử dụng mô hình hồi quy cộng tính tổng quát GAM để phân tích bộ số liệu về người lao động làm công ăn lương và làm thuê trên các cuộc Điều tra mức sống Dân cư năm 2014, 2016, 2018 và 2020. Nghiên cứu này nghiên cứu 3 vấn đề sau:

- Phân tích mối quan hệ giữa tiền lương theo giờ của người lao động và giáo dục, theo bằng cấp hoặc số năm đào tạo;

- Phân tích mối quan hệ phi tuyến giữa tiền lương và số năm đào tạo, trong đó chúng tôi giả thuyết độ lớn số năm đào tạo có tác động khác nhau đến tiền lương;

- So sánh tác động của mối quan hệ giữa tiền lương theo giờ và trình độ giáo dục trong các năm gần đây.

Để đánh giá độ phù hợp của mô hình GAM, chúng tôi cũng phân tích bộ số liệu trên theo mô hình hàm thu nhập của Mincer và sau đó sử dụng Phương pháp kiểm định chéo với 10.000 vòng lặp để so sánh kết quả của hai mô hình.

Nghiên cứu của chúng tôi có ba đóng góp: Kết quả nghiên cứu cung cấp bằng chứng về lợi suất giáo dục trong các năm gần nhất cho các nhà hoạch định chính sách. Đồng thời, người lao động cũng có thêm bằng chứng về mức thu nhập kỳ vọng khi quyết định đầu tư cho giáo dục (Patrinos, 2016). Cuối cùng, theo hiểu biết của nhóm tác giả, đây là lần đầu tiên mô hình GAM được ứng dụng trong nghiên cứu lợi suất giáo dục tại Việt Nam.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Mô hình hồi quy cộng tính tổng quát

Mô hình hồi quy cộng tính tổng quát được giới thiệu lần đầu tiên bởi Hastie và Tibshirani (Hastie & Tibshirani, 1987) vào năm 1987. Mô hình này có dạng:

$$g(\mu_i) = \sum_k \alpha_k X_{ki} + \sum_j s_j(Z_{ji}) \quad (1)$$

trong đó:

Chỉ số i kí hiệu biến quan sát trong mẫu, chỉ số k, j kí hiệu biến độc lập.

$\mu_i \equiv E(Y_i)$ với Y_i là các biến phục thuộc có phân phối thuộc họ mũ (exponential family)

$EF(\mu, \varphi)$, μ_i là tham số trung bình và φ là tham số tỉ lệ.

X_k là các biến độc lập có tác động tuyến tính đến biến phục thuộc và các hệ số chưa biết α_k .

Z_j là các biến độc lập có tác động phi tuyến đến biến phụ thuộc và $s_j(.)$ là hàm trơn.

$g(.)$ là hàm liên kết (a link function), thường sử dụng là lôgarit hoặc hàm đồng nhất (an identity function).

Mô hình (1) được coi là trường hợp mở rộng của mô hình tuyến tính tổng quát (GLM):

$$g(\mu_i) = \sum_k \alpha_k X_{ki} + \sum_j \beta_j Z_{ji} \quad (2)$$

Trong (2), các biến độc lập được giả thuyết có tác động tuyến tính đến biến phụ thuộc Y_i . Biến phụ thuộc cũng được giả sử có phân phối thuộc họ phân phối mũ.

Mô hình (1) có thể được ước lượng bằng phương pháp hợp lý cực đại có phạt (penalized likelihood maximization), trong đó các hàm trơn được ước lượng trong thông qua các Spline và các nút. Các phương pháp ước lượng GAM được phát triển và cải thiện thông qua việc lựa chọn các nút và lựa chọn tham số trơn một cách hợp lý để tránh sự quá khớp (Overfitting) hoặc chưa khớp (Underfitting) (Wood, 2017). Về giải thích ý nghĩa tác động của từng biến độc lập lên biến quan sát được tiến hành tương tự như mô hình hồi quy tuyến tính cổ điển.

Trong phần mềm mã nguồn mở R, gói lệnh *mgvc* (Wood, 2001) và hàm *gam* thực hiện ước lượng mô hình GAM với các lựa chọn khác nhau về hàm phân phối của biến phụ thuộc, hàm liên kết, phương pháp ước lượng các hàm trơn và lựa chọn nút.

Mối quan hệ giữa giáo dục và thu nhập trong nghiên cứu kinh tế có thể có mối quan hệ phi tuyến (Henderson & cộng sự 2018), vì thế, chúng tôi giả thuyết mô hình GAM là phù hợp.

2.2. Tiêu chuẩn xác định chéo

Để so sánh độ phù hợp của hai mô hình ước lượng tuyến tính và phi tuyến, Racine & Parmeter (2012) đề xuất sử dụng tiêu chuẩn xác định chéo (Cross-validation criterion)¹. Phương pháp này được thực hiện như sau:

Chia bộ dữ liệu quan sát (cỡ mẫu n) thành 2 tập dữ liệu một cách ngẫu nhiên và không giao nhau: Tập dữ liệu thứ nhất, kí hiệu là S_T , gồm n_1 quan sát được dùng để ước lượng mô hình hồi quy (the training data) và tập dữ liệu còn lại, kí hiệu là S_E , được dùng để đánh giá mô hình (the evaluation data).

Khi đó, chỉ số thất thoát (the loss criterion) là:

$$L = \frac{1}{n - n_1} \sum_{i \in S_E} (Y_i - \hat{Y}_{i,S_T})^2$$

trong đó, $\hat{Y}_{i,S_T}$ là giá trị ước lượng Y được tính từ kết quả ước lượng mô hình trên mẫu S_T nhưng quan sát thuộc mẫu S_E . Chỉ số thất thoát là trung bình sai số giữa giá trị quan sát và giá trị ước lượng trên tập đánh giá S_E . Chỉ số thất thoát càng nhỏ thì mô hình càng phù hợp.

Trong trường hợp so sánh độ phù hợp của mô hình (1) và mô hình (2), lặp lại 10.000 lần quy trình trên cho mỗi mô hình. Kí hiệu $L_j^{(1)}, j=1,2,...,10.000$ là dãy giá trị thất thoát sau 10.000 lần lặp lại quy trình đối với mô hình (1). Tương tự, $L_j^{(2)}, j=1,2,...,10.000$ là dãy giá trị thất thoát sau 10.000 lần lặp đối với mô hình (2). Khi đó, so sánh độ phù hợp của hai mô hình (1) và mô hình (2) được thực hiện thông qua so sánh hai dãy giá trị thất thoát $L_j^{(1)}$ và $L_j^{(2)}$. Dãy chỉ số thất thoát của mô hình nào nhỏ hơn là phù hợp hơn. Trong bài báo này, chúng tôi sử dụng biểu đồ hình hộp (boxplot) và thống kê t -ghép cặp (t -paired test) để so sánh phân phối thực nghiệm của hai dãy số trung bình thất thoát.

2.3. Một số nghiên cứu thực nghiệm về ảnh hưởng của giáo dục tới thu nhập

Ảnh hưởng của giáo dục tới thu nhập tại Việt Nam được phân tích lần đầu trong (Glewwe & Patrinos, 1998) dựa trên bộ số liệu mức sống Dân cư. Năm 2004, Arcand & cộng sự 2005) đã tìm thấy tác động tích cực của tăng 1 năm đào tạo tới thu nhập thông qua mô hình hồi quy với biến công cụ. Doan (2011), Doan & Tran (2018) nghiên cứu trên bộ số liệu mức sống Dân cư 2008 cho thấy bậc đào tạo đại học trở lên giúp người lao động tăng trung bình 17% thu nhập. Nguyễn Hữu Dũng & Nguyễn Ngọc Thuyết (2015) chỉ ra suất sinh lợi trung bình từ đầu tư giáo dục là 5% và lên tới 12,1% đối với người lao động có bằng đại học và cao hơn. McGuinness & cộng sự (2021) tìm thấy mối quan hệ tuyến tính giữa giáo dục và thu nhập, dẫn tới suất sinh lợi dương của đầu tư giáo dục qua các năm 2002 - 2016. Một hướng tiếp cận khác là các tác giả sử dụng hồi quy phân vị để so sánh bất bình đẳng trong lợi suất sinh lợi từ giáo dục đối với các nhóm đối tượng có mức thu nhập khác nhau (xem Van Vu, 2020).

Bên cạnh các tác động tích cực của giáo dục ở trên, lực lượng lao động của Việt Nam cũng còn tồn tại nhiều vấn đề bất cập như tỉ lệ lao động làm trái nghề và kĩ năng không phù hợp (ILSSA & ILO, 2018).

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Bộ dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu được lấy từ cuộc khảo sát Điều tra mức sống Dân cư Việt Nam giai đoạn 2014 - 2020 được thực hiện bởi Tổng cục Thống kê Việt Nam. Đây là các cuộc khảo sát được tiến hành 02 năm một lần trên phạm vi cả nước bằng phương pháp phỏng vấn trực tiếp chủ hộ (trên 9000 hộ gia đình tham gia phiếu khảo sát về thu nhập, chi tiêu và các chủ đề khác). Kết quả điều tra phục vụ cho các đánh giá về phát triển kinh tế xã hội của đất nước (Tổng cục thống kê, 2019).

Nghiên cứu thực hiện ở mức độ cá nhân và nhóm lao động làm công ăn lương. Trong đó, biến phụ thuộc là trung bình thu nhập theo giờ của người lao động (nghìn đồng/giờ), được thu thập từ tiền công và phúc lợi của người lao động trong vòng 12 tháng trước thời điểm khảo sát.

$$\text{Wage} = \text{Thu nhập (nghìn đồng/giờ)} = \frac{\text{Tổng thu nhập từ lương và phúc lợi trong 1 năm}}{22 \times 12 \times (\text{Trung bình số giờ làm việc/ngày})}$$

Cách tính thu nhập trên tương tự như các nghiên cứu trước đã tiến hành (McGuinness & cộng sự, 2021). Đồng thời, chúng tôi sử dụng giá cố định năm 2020 trong nghiên cứu này (xem <https://data.worldbank.org/indicator/FP.CPI.TOTL.ZG>). Cụ thể, 1 đồng năm 2014 (2016 và 2018) tương ứng 1,086088 đồng (1,042789 đồng và 0,972907361 đồng) năm 2020. Từ đó, giá cố định cho phép so sánh mức thu nhập giữa các năm.

Trình độ giáo dục của từng cá nhân, kí hiệu $Yeduc$ được đo như sau:

- Thang đo định tính là bằng cấp giáo dục cao nhất cá nhân đạt được. Đối với hệ thống giáo dục phổ thông và cao đẳng-đại học trở lên bao gồm: không bằng cấp; tiểu học; trung học cơ sở; trung học phổ thông; cao đẳng, đại học và trên đại học. Đối với hệ thống giáo dục nghề nghiệp bao gồm: sơ cấp nghề, trung cấp nghề, trung học chuyên nghiệp và cao đẳng nghề.

- Thang đo định lượng là số năm đào tạo (năm) được quy đổi tương ứng từ các bằng cấp cao nhất ở trên ra số năm đào tạo.

Đối với các thông tin nhân khẩu học khác, chúng tôi trích xuất thông tin tương ứng từ phiếu điều tra cấp hộ và cá nhân. Cụ thể, chúng tôi quan tâm đặc điểm nhân khẩu học như: số thành viên hộ, chỉ số phụ thuộc hộ gia đình, tình trạng hôn nhân, dân tộc, khu vực làm việc, nơi sống. Các tính toán trong nghiên cứu được tiến hành trên phần mềm Rstudio, phiên bản 4.0.2. Gói lệnh được sử dụng là *mgvc*, *tidyverse*, *goft*, *fitdistrplus*, *tableone*, *flexsurv*. Các tính toán thống kê và kết quả hồi quy có sử dụng trọng số điều tra (sampling weights, biến wt9) để các kết quả nghiên cứu phù hợp với thiết kế điều tra của bộ số liệu.

3.2. Mô hình thực nghiệm và phương pháp ước lượng

Đầu tiên, chúng tôi sử dụng mô hình hàm thu nhập Mincer (Mincer, 1974):

$$\text{Log}(\text{Wage}_i) = \beta_0 + \beta_1 Yeduc_i + \sum_j B_j X_{ij} + \varepsilon_i, \quad (3)$$

Trong đó, i là chỉ số cá nhân, ε_i là phần dư và ε_i được giả sử tuân theo phân phối chuẩn $N(0, \sigma^2)$; Wage_i là thu nhập của người thứ i , $Yeduc_i$ là số năm đi học của người thứ i , các biến X_j bao gồm các thông tin nhân khẩu học khác, nơi sống và vùng sinh thái.

Tiếp theo, chúng tôi ước lượng mô hình GAM, trong đó số năm đào tạo $Yeduc$ được giả thuyết có tác động phi tuyến tới tiền lương, các biến độc lập khác được giả sử có tác động tuyến tính:

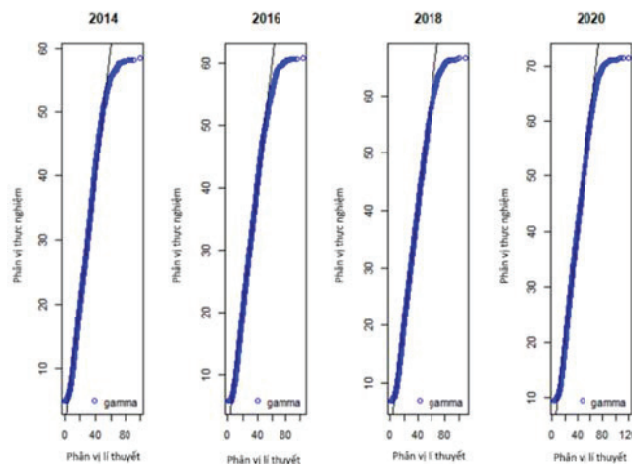
$$\text{Log}(\mu_i) = \beta_0 + s(Yeduc_i) + \sum_j B_j X_{ij} + \varepsilon_i, \quad (4)$$

Trong đó, $s(\cdot)$ là hàm trơn và $\mu_i \equiv E(\text{Wage}_i)$ và $g(\cdot) \equiv \log(\cdot)$ là hàm liên kết. Để xác định dạng phân phối thực nghiệm của biến Wage theo từng năm, chúng tôi tiến hành kiểm định Wage với các phân phối thuộc họ phân phối mũ và quan sát biểu đồ xác suất (q-q plot) của Wage . Kết quả thu được biến thu nhập năm 2014 tuân theo phân phối Gamma (xem biểu đồ q-q, Hình 1).

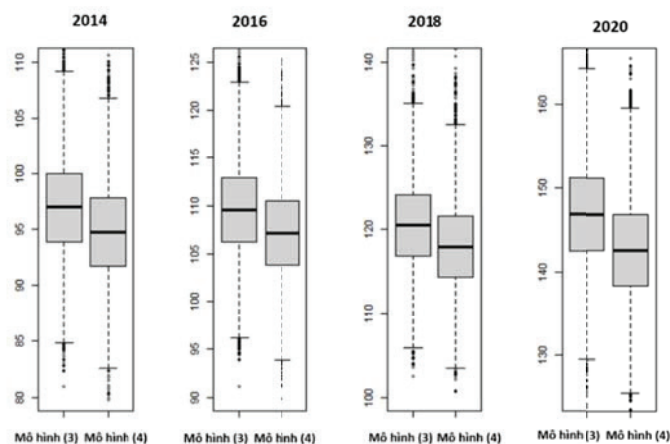
Chúng tôi ước lượng mô hình (3) và (4) cho từng năm. Sau đó, chúng tôi áp dụng tiêu chuẩn xác định chéo

với 10000 vòng lặp cho từng năm, thống kê t -ghép cặp và biểu đồ hình hộp được dùng để so sánh độ phù hợp của mô hình. Hình 2 là biểu đồ hộp của chuỗi trung bình thất thoát qua các năm: mô hình (4) phù hợp với câu hỏi nghiên cứu hơn mô hình (3) trong tất cả các năm. Cuối cùng, kiểm định thống kê t -ghép cặp của năm 2014 được giá trị trung bình của chuỗi thất thoát của mô hình (3) lớn hơn chuỗi thất thoát của mô hình (4) là 220,27 (p -value < 0,001). Kết quả kiểm định của các năm 2016, 2018 và 2020 tương ứng là 160,43 (p -value < 0,001), 141,85 (p -value < 0,001) và 254,8 (p -value < 0,001).

Hình 1: Biểu đồ xác suất (q-q plot) của tiền lương theo giờ



Hình 2: Tiêu chuẩn xác định chéo giữa hai mô hình (3) và mô hình (4)



Nguồn: Tác giả tính toán từ bộ số liệu mức sống Dân cư 2014, 2016, 2018 và 2020.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thông tin chung về đối tượng nghiên cứu

Tiền lương trung bình của người lao động làm công ăn lương tăng qua các năm (Bảng 1). Biểu đồ tần số của biến thu nhập (Hình 3) thể hiện sự dịch chuyển của các tần số khi thu nhập tăng thêm. Tần số của các mức thu nhập cao có xu hướng tăng qua các năm, như đối với các mức thu nhập lớn hơn 40.000 đồng/giờ. Đồng thời, độ lệch chuẩn cũng có xu hướng tăng qua các năm, tức là mức độ bất bình đẳng có xu hướng tăng. Độ tuổi trung bình của người lao động là khoảng 36 tuổi. Đa số người lao động sống trong gia đình có khoảng 4-5 thành viên. Chúng tôi thêm vào biến “Chỉ số phụ thuộc hộ gia đình”, được tính bằng tỷ lệ số người ngoài độ tuổi lao động trên số người trong độ tuổi lao động (quy ước từ 15 đến 60 tuổi) trong mỗi gia đình. Chỉ số phụ thuộc là khoảng trên 55% trong các kỳ điều tra, thể hiện mức độ phụ thuộc cao trong các gia

đình Việt Nam. Tỷ lệ người lao động đã kết hôn khoảng 72-73% trong các năm. Để đo lường ảnh hưởng của mức sống tại từng tỉnh, chúng tôi sử dụng biến mức thu nhập bình quân đầu người/tháng cấp tỉnh (<https://www.gso.gov.vn>). Mức thu nhập cấp tỉnh được điều chỉnh về giá của năm 2020 và cho thấy xu hướng tăng theo các năm. Tỷ lệ lao động làm việc cho cơ quan nhà nước giảm dần từ 27% số quan sát năm 2014 xuống 15,83% năm 2020. Trong khi đó số lượng và tỷ lệ lao động tư nhân hoặc làm trong công ty có vốn đầu tư nước ngoài có xu hướng tăng dần từ 9,53% năm 2014 lên 15,28% năm 2020, xu hướng này phù hợp với xu hướng mở rộng của các công ty nước ngoài và doanh nghiệp FDI trong các năm gần đây. Số năm đi học trung bình cả bốn kỳ điều tra đều rơi vào khoảng 9 - 10 năm, tỷ lệ lao động có trình độ từ trung học phổ thông trở xuống chiếm khoảng 80% số quan sát mỗi năm, số lượng và tỷ lệ người lao động có trình độ cao đẳng, đại học và trên đại học tăng dần. Tỷ lệ người lao động đã qua học nghề, đào tạo nghề chỉ chiếm 15,9% số quan sát năm 2014 và 2016, giảm xuống còn 13,7% năm 2018. Trong đó, bằng sơ cấp nghề là phổ biến nhất.

4.2. Thu nhập và bằng cấp giáo dục

Bảng 1: Thông tin chung

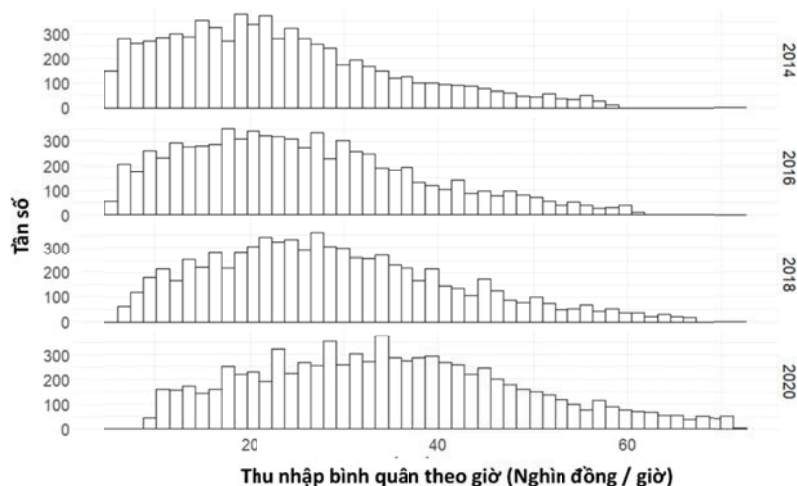
Biến quan sát		Năm 2014	Năm 2016	Năm 2018	Năm 2020
Số quan sát		7174	7548	7671	8266
Tiền lương (Nghìn đồng/giờ)		23.9 (12.2)	26.3 (12.4)	30.2 (13.3)	36.2 (14.1)
Tuổi (năm)		35.6 (11.1)	36.1 (11.3)	36.8 (11.2)	37 (10.9)
Số thành viên hộ gia đình		4.3 (1.5)	4.4 (1.5)	4.3 (1.5)	4.2 (1.6)
Tổng số năm đi học (năm)		9.6 (5)	9.8 (4.9)	9.8 (4.9)	9.2 (5.1)
Chỉ số phụ thuộc hộ gia đình		55.2 (58.3)	57.1 (59.1)	60.4 (64)	62.1 (63.6)
Thu nhập bình quân đầu người/tháng cấp tỉnh		3145.6 (1139.5)	3487.6 (1176)	4049.1 (1334.7)	4490.9 (1363.6)
Giới tính (%)	Nam	58%	57.80%	56.34%	55.20%
	Nữ	42%	42.20%	43.66%	44.80%
Tình trạng hôn nhân (%)	Đã kết hôn	72.50%	71.45%	72.22%	73.72%
	Khác	27.50%	28.55%	27.78%	26.28%
Dân tộc (%)	Kinh	91.67%	89.64%	89.75%	89.45%
	Dân tộc khác	8.33%	10.36%	10.25%	10.55%
Nơi làm việc (%)	Tư nhân	64.36%	66.19%	67.26%	68.89%
	Nhà nước	26.11%	22.84%	19.99%	15.83%
	Công ty có vốn đầu tư nước ngoài	9.53%	10.97%	12.74%	15.28%
Bằng cấp giáo dục cao nhất	Không bằng cấp	10.09%	9.79%	9.46%	13.71%
	Tiểu học	20.40%	19.54%	19.49%	17.42%
	Trung học cơ sở	25.60%	25.97%	26.62%	25.79%
	Trung học phổ thông	24.76%	24.79%	23.88%	28.85%
	Cao đẳng, đại học và trên đại học	19.14%	19.92%	20.55%	14.24%
	Sơ cấp nghề	5.28%	6.34%	5.97%	5.05%
	Trung cấp nghề	3.90%	3.37%	2.75%	2.45%
	Trung học chuyên nghiệp	5.44%	5.05%	4.10%	2.94%
	Cao đẳng nghề	0.99%	1.08%	0.95%	5.06%

Nơi sống (%)	Nông thôn	60.98%	61.24%	59.81%	59.32%
	Thành thị	39.02%	38.76%	40.19%	40.68%
Khu vực (%)	Đồng bằng sông Hồng	27.72%	26.46%	24.10%	26.37%
	Đồng bằng sông Cửu Long	16.90%	16.83%	17.51%	16.54%
	Trung du và miền núi phía Bắc	8.78%	10.37%	9.92%	9.98%
	Bắc Trung Bộ và duyên hải miền Trung	20.48%	20.64%	21.21%	20.02%
	Tây Nguyên	3.96%	4.14%	4.09%	4.02%
	Đông Nam Bộ	22.16%	21.57%	23.17%	23.07%

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

Nguồn: Tác giả tính toán từ bộ số liệu mức sống Dân cư 2014 - 2020.

Hình 3: Biểu đồ tần số của thu nhập bình quân theo giờ qua các năm



Nguồn: Tác giả tính toán từ bộ số liệu mức sống Dân cư 2014 - 2020

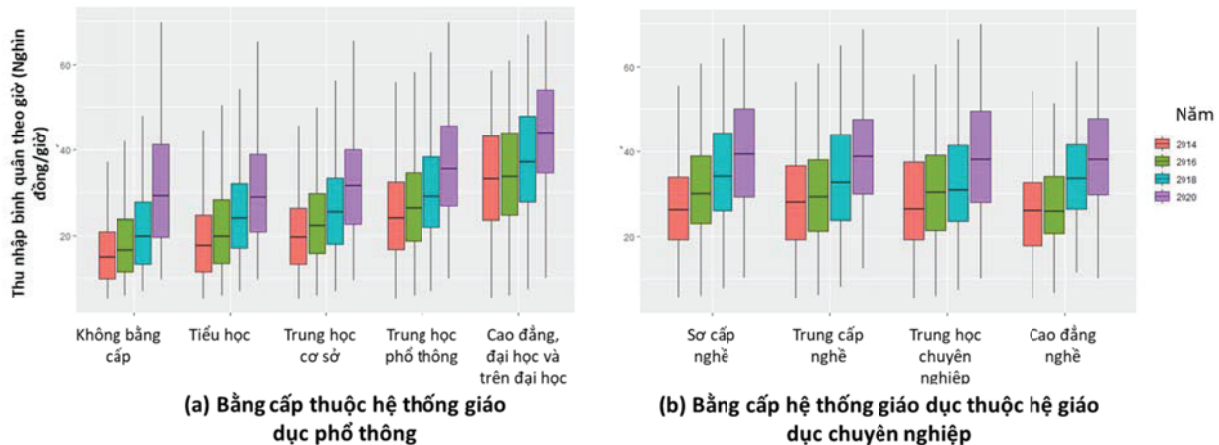
Hình 4 là thu nhập bình quân theo giờ đối với các loại bằng cấp và trong từng năm. Xu hướng tăng thu nhập qua các năm này cũng thể hiện ở tất cả các loại bằng cấp. Xu thế tăng thu nhập theo giờ có thể do tác động trực tiếp từ các chính sách của chính phủ Việt Nam về mức lương tối thiểu theo vùng, lộ trình tăng lương cơ bản (Nguyen Viet, 2017) hoặc tác động của các doanh nghiệp FDI (McGuinness & cộng sự, 2021). Đối với người lao động sở hữu bằng cấp thuộc hệ giáo dục chuyên nghiệp, Hình 4 cho thấy xu hướng thu nhập giữa các bằng cấp khác nhau là khá tương đồng. Đối với bằng cấp thuộc hệ thống giáo dục phổ thông và cao đẳng đại học: Các bằng cấp cao hơn thì có mức thu nhập theo xu hướng cao hơn. Đặc biệt, có sự tăng đáng kể giữa những cá nhân sở hữu bằng cấp cao đẳng và đại học so với các cấp học thấp hơn và có sự bất bình đẳng thu nhập gia tăng ở nhóm lao động này, như các nghiên cứu trước đó.

4.3. Kết quả mô hình hồi quy

Bảng 2 thể hiện kết quả hồi quy mô hình log-tuyến tính. Hệ số hồi quy của “Tổng số năm đi học” chính là lợi suất giáo dục khi tăng 1 năm đào tạo. Tăng 1 năm đi học mang lại mức thu nhập bình quân theo giờ tăng thêm tương ứng là 3,28% (tương tự, 2,9%, 2,9% và 2,2 %) trong năm 2014 (tương tự 2016, 2018 và 2020) và các hệ số đều có ý nghĩa thống kê. Kết quả chúng tôi thu được là thấp hơn các nghiên cứu đã thực hiện trước đó khi nghiên cứu ở cấp độ hộ gia đình (Anh & cộng sự, 2020).

Bảng 3 là kết quả hồi quy đối với các biến độc lập được giả thuyết tác động tuyến tính đến thu nhập theo giờ, kết quả ước lượng hàm tron được thể hiện ở Hình 5. Trong cả 4 kỳ điều tra, các biến quan sát đều có

Hình 4: Biểu đồ hộp của thu nhập theo giờ



Nguồn: Tác giả tính toán từ bộ số liệu mức sống Dân cư 2014 – 2020.

Bảng 2: Hệ số hồi quy mô hình tuyến tính

Biến quan sát	Hệ số hồi quy			
	Năm 2014	Năm 2016	Năm 2018	Năm 2020
Tổng số năm đi học (năm)	0,038 *** (0,001)	0,029 *** (0,001)	0,029 *** (0,001)	0,022 *** (0,001)
R^2	0,328	0,295	0,296	0,279

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

Nguồn: Tác giả tính toán từ bộ số liệu mức sống Dân cư 2014 – 2020.

tác động có ý nghĩa thống kê đến thu nhập. Hệ số R^2 hiệu chỉnh cho thấy các biến phụ thuộc giải thích được khoảng 30-36% mức thu nhập. Mô hình 4 sử dụng hàm liên kết là logarit cơ sở tự nhiên, nên hệ số hồi quy của mô hình là phần trăm thay đổi của từng nhân tố tác động (sau khi nhân hệ số hồi quy với 100%) và giữa các yếu tố khác không đổi. Người lao động đang kết hôn có thu nhập cao hơn từ 11% so với lao động có các tình trạng hôn nhân khác. So với lao động dân tộc Kinh, lao động người dân tộc khác có thu nhập thấp hơn lên đến 13,9 % và 15,8 % trong năm 2018 và 2020. Tương tự, lao động nữ có thu nhập thấp hơn khoảng 11% so với lao động nam giới năm 2014 và có xu hướng thấp hơn trong các năm tiếp theo, lên đến 14,6% năm 2020. Tương tự, lao động ở khu vực nông thôn có thu nhập thấp hơn lao động ở khu vực thành thị là 11,9% năm 2014 và xu hướng bất bình đẳng có giảm vào năm 2020 (3,7%). Các nhân tố về dân tộc, giới tính và khu vực nông thôn thành thị là các yếu tố dẫn đến bất bình đẳng thu nhập tại Việt Nam và đã được nhiều nghiên cứu trước chỉ ra (Benjamin & cộng sự, 2017). Tuổi của người lao động có tác động dương và có ý nghĩa thống kê đến thu nhập theo giờ nhưng mức tác động rất nhỏ. So với người lao động làm việc trong lĩnh vực tư nhân, người lao động làm trong công ty nhà nước và các công ty có vốn đầu tư nước ngoài có mức lương cao hơn. Đặc biệt, khu vực có vốn đầu tư nước ngoài có mức thu nhập cao hơn lên tới khoảng 20% so với khu vực tư nhân. Khu vực có vốn đầu tư nước ngoài được kỳ vọng có mức thu nhập cao hơn, tuy nhiên, khu vực này cũng có yêu cầu cao hơn về trình độ và kỹ thuật của người lao động. Hiện nay, lao động Việt Nam làm công ăn lương trong các doanh nghiệp này vẫn thiếu và yếu về nhu cầu (ILSSA & ILO, 2018; McGuinness & cộng sự, 2021). So với lao động tại khu vực đồng bằng sông Hồng, các khu vực khác đều có mức thu nhập bình quân thấp hơn, 1% đến 10%, trừ khu vực Đông Nam Bộ. Đồng bằng sông Hồng là một trong các vùng kinh tế phát triển nhất cả nước, có lợi suất giáo dục cao trong nghiên cứu. Đồng thời, khu vực đồng bằng sông Hồng cũng có mức đầu tư có giáo dục khá cao trong năm 2018 (Ngô & cộng sự, 2021). Ngược lại, khu vực Đông Nam Bộ, nơi có nền kinh tế lớn nhất đất nước là thành phố Hồ Chí Minh, người lao động có mức thu nhập trung bình cao hơn người lao động tại Đồng bằng sông Hồng khoảng 10- 13%.

Hình 5 mô phỏng thu nhập qua các năm của các cá nhân có đặc điểm phổ biến nhất trong các năm quan

Bảng 3: Hệ số hồi quy mô hình GAM (4)

	Hệ số hồi quy			
Biến quan sát	Năm 2014	Năm 2016	Năm 2018	Năm 2020
Hệ số chặn	2,642*** (0,039)	2,947*** (0,039)	3,047*** (0,035)	3,262*** (0,033)
Tuổi (năm)	0,003*** (0,001)	0,001 (0,00)	0,001* (0,00)	0,00 (0,00)
Chỉ số phụ thuộc hộ gia đình (%)	0,001*** (0,00)	0,00** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)
Thu nhập bình quân đầu người/tháng cấp tỉnh	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)
Giới tính (mặc định: Nam)				
Nữ	-0,121*** (0,011)	-0,114*** (0,01)	-0,141*** (0,009)	-0,146*** (0,008)
Tình trạng hôn nhân (mặc định: Khác)				
Đã kết hôn	0,128*** (0,013)	0,11*** (0,012)	0,103*** (0,011)	0,105*** (0,01)
Dân tộc (mặc định: Kinh)				
Dân tộc khác	-0,082*** (0,019)	-0,141*** (0,017)	-0,139*** (0,015)	-0,158*** (0,013)
Khu vực làm việc (mặc định: Tự nhân)				
Cơ quan nhà nước	0,088*** (0,014)	0,066*** (0,014)	0,039** (0,013)	0,05*** (0,012)
Công ty có vốn đầu tư nước ngoài	0,217*** (0,018)	0,233*** (0,016)	0,211*** (0,014)	0,173*** (0,011)
Nơi sống (mặc định: Thành thị)				
Nông thôn	-0,119*** (0,012)	-0,133*** (0,011)	-0,092*** (0,01)	-0,037*** (0,008)
Khu vực (mặc định: đồng bằng sông Hồng)				
Đồng bằng sông Cửu Long	0,027 (0,018)	-0,029 (0,017)	-0,013 (0,015)	-0,01 (0,014)
Trung du và miền núi phía Bắc	0,105*** (0,024)	0,067** (0,022)	0,034 (0,02)	0,003 (0,018)
Bắc Trung Bộ và duyên hải miền Trung	0,003 (0,018)	-0,061*** (0,018)	-0,042** (0,015)	-0,051*** (0,014)
Tây Nguyên	0,043 (0,03)	-0,001596	-0,067** (0,025)	-0,101*** (0,023)
Đông Nam Bộ	0,134*** (0,017)	0,095*** (0,015)	0,12*** (0,014)	0,117*** (0,013)
Hệ số	0,36	0,309	0,312	0,29

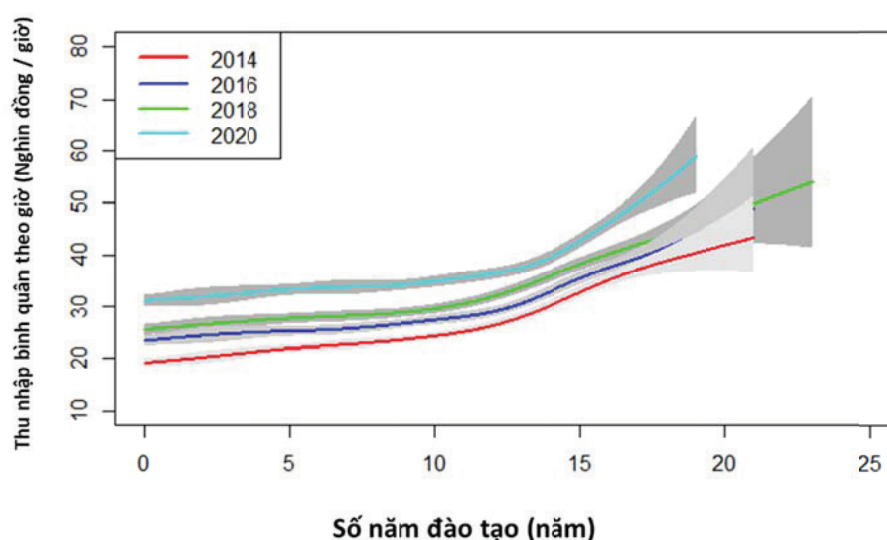
Chú thích: *, ** và *** lần lượt biểu diễn các mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Tác giả tính toán từ bộ số liệu Điều tra mức sống dân cư 2014, 2016 và 2018, 2020.

sát, cụ thể²: thuộc khu vực thành thị của Đồng Bằng sông Hồng, có kết hôn, dân tộc Kinh, là nam giới, tỉ lệ phụ thuộc của gia đình là 60% và làm việc trong công ty tư nhân. Đường màu là giá trị trung bình và dải màu xám là độ dao động (mức ý nghĩa 95%). Trên đồ thị, chúng tôi đã tính tiến hàm trơn $s()$ để đưa về giá trị của thu nhập (giá trị trên trục O_y).

Mô Hình 4 có kết quả hồi quy hàm trơn $s(Y_{educ})$ có mức ý nghĩa p-value < 0,001 trong tất cả các năm và xu hướng tác động của số năm đào tạo không thay đổi đáng kể. Trong khi mô hình (3), Bảng 2 là lợi suất của tăng 1 năm đào tạo đối với thu nhập, không phân biệt mức tăng này ở các trình độ khác nhau: Ví dụ, lợi suất tăng 1 năm đào tạo từ 3 năm lên 4 năm giống như tăng 1 năm đào tạo từ 12 năm lên 13 năm. Ưu điểm của mô hình GAM được thể hiện ở sự thay đổi giá của số năm đào tạo (trục O_x) đối với thu nhập. Đối với lao động có từ 1 đến khoảng 10 năm đào tạo, lợi suất của đầu tư giáo dục có xu hướng dương và tăng đều (có xu hướng tuyến tính). Sau khoảng 10 năm đào tạo, lợi suất của đầu tư giáo dục có tăng nhanh hơn so với giai đoạn trước (thể hiện ở rõ xu hướng phi tuyến và khác biệt so với giai đoạn trước). Đối với lao động có số năm đào tạo trên 18 năm, lợi suất thu nhập tiếp tục tăng nhưng mức thu nhập theo giờ có sự phân hóa khá lớn.

Hình 5: Mối quan hệ giữa thu nhập và số năm đào tạo từ mô hình GAM



Nguồn: Tác giả tính toán từ bộ số liệu mức sống Dân cư 2014 – 2020.

5. Kết luận

Nghiên cứu phân tích ảnh hưởng của giáo dục tới thu nhập theo giờ của người lao động làm công ăn lương tại Việt Nam trong các năm 2014, 2016, 2018 và 2020 trên bộ số liệu mức sống Dân cư. Sử dụng một số công cụ thống kê hiện đại, chúng tôi tìm thấy mối quan hệ phi tuyến giữa số năm đào tạo và thu nhập. Lợi suất của đầu tư giáo dục dương và tương đối ổn định đối với lao động có dưới 10 năm đào tạo, sau đó lợi suất tăng cao hơn. Đặc biệt, đối với lao động có số năm đào tạo cao (trên 18 năm) thì thu nhập có xu hướng bất bình đẳng nhiều hơn. Các yếu tố khác có tác động có ý nghĩa thống kê đến thu nhập như giới tính, nơi sống, dân tộc. Nghiên cứu của chúng tôi chỉ ra lao động làm công ăn lương được đào tạo có xu hướng tăng trong các năm gần đây, đặc biệt là lao động có trình độ cao đẳng và đại học trở lên. Tuy nhiên, hiện trạng khó tìm việc làm sau quá trình đào tạo, thiếu kỹ năng đáp ứng yêu cầu công việc trong bối cảnh cách mạng công nghiệp 4.0 cũng đưa đến nhiều rủi ro cho người đầu tư giáo dục (Hà & cộng sự, 2018).

Nghiên cứu của chúng tôi ủng hộ và cung cấp thêm các bằng chứng khoa học phục vụ các chính sách phát triển giáo dục, nguồn nhân lực và quá trình hội nhập quốc tế của Việt Nam. Giáo dục có tác động tích cực đến thu nhập người lao động. Đặc biệt, giáo dục trình độ cao cần nên được đầu tư vì lợi ích của cả nền kinh tế và của người lao động. Chính sách tiền lương đối với lao động có số năm đào tạo lớn và chất lượng cao cũng cần cải thiện để người lao động yên tâm công tác.

Nghiên cứu của chúng tôi có một số hạn chế do sử dụng số liệu có sẵn (số liệu thứ cấp). Hệ số R^2 hiệu chỉnh có xu hướng giảm qua các năm, cho thấy ngày càng thêm các nhân tố có thể tác động đến thu nhập mà nghiên cứu của chúng tôi không quan sát được. Về các biến ảnh hưởng đến thu nhập có thể bị thiếu do các biến về kinh nghiệm, tính chất công việc (bán thời gian, thời vụ, toàn thời gian) hay các kỹ năng của người lao động (như trình độ ngoại ngữ) chưa được đưa vào mô hình. Chúng tôi chưa đánh giá được tác động của giáo dục tới lao động trong lĩnh vực nông nghiệp và tự sản xuất kinh doanh dịch vụ, hoặc đối với các nhóm thu nhập thấp. Đây là các đối tượng dễ bị tổn thương hơn trong bối cảnh hội nhập và đặc biệt là dịch bệnh COVID-19 trong các năm gần đây. Trong đó, các nghiên cứu về cực trị (như mô hình hồi quy phân vị) sẽ cung cấp thêm bằng chứng đối với các nhóm thu nhập khác nhau. Về giả thuyết mô hình, do sử dụng số liệu chéo nên kết quả nghiên cứu có thể bị chệch do ảnh hưởng của vấn đề nội sinh. Từ đó, các nghiên cứu tiếp theo sử dụng biến công cụ trên số liệu mảng có thể cải thiện được các ước lượng. Cuối cùng, nghiên cứu của chúng tôi có đóng góp về sử dụng công cụ thống kê mới, tức mô hình GAM, tuy nhiên theo hiểu biết của tác giả, một số kỹ thuật thống kê sử dụng đối với mô hình tuyến tính chưa được nghiên cứu đối với mô hình GAM, như lựa chọn biến thông qua phương pháp Heckman Selection (Puhani, 2000). Ước lượng mô hình GAM đã tích hợp trọng số điều tra (sampling weights) nhưng chưa nghiên cứu các đặc điểm phức tạp

của các điều tra phức tạp, như strata hay độ lệch tiêu chuẩn cụm (Cluster standard errors). Mô hình GAM có ưu điểm là đưa ra bằng chứng phi tuyến về mối quan hệ trong lợi suất giáo dục và chúng tôi tìm được đáng điều của hàm phi tuyến, tuy nhiên các phân tích tìm ra tác động tăng giáo dục thêm 1 năm tại từng số năm đào tạo cụ thể của người lao động thì không trực quan như mô hình log-tuyến tính và cần thêm các tính toán cụ thể. Phương pháp ước lượng của mô hình GAM và các hàm trơn được sử dụng cũng phức tạp và đòi hỏi nhiều kỹ thuật tính toán hơn so với ước lượng bằng phương pháp bình phương tối thiểu. Tiêu chuẩn chéo sử dụng để so sánh ước lượng của mô hình GAM và mô hình tuyến tính cũng tốn nhiều chi phí về thời gian tính toán do số lần lặp lớn. Các nghiên cứu bổ sung về tác động của giáo dục đối với các đối tượng trên là cần thiết để có các chính sách hợp lý về đào tạo và phát triển nguồn nhân lực, đảm bảo công bằng thu nhập và công bằng xã hội.

Ghi chú:

1. Tác giả sử dụng cụm từ trong bài báo là “revealed performance test”, tuy nhiên, tác giả cũng bình luận bản chất của phương pháp này là Cross-validation. Do đó, chúng tôi sử dụng cụm Cross-validation trong bài báo này vì thuật ngữ này quen thuộc hơn.

2. Phân tích tác động của mô hình GAM theo quy ước thông thường, tức là phải giữ các nhân tố khác không thay đổi. Trong trường hợp thay đổi đặc điểm cá thể, đồ thị hàm trơn sẽ tịnh tiến theo trục Oy nhưng hình dáng hàm sẽ không thay đổi.

Tài liệu tham khảo

- Anh, T., Tran Quang, T., Tran The, N., & Nguyen Thi, H. (2020), ‘The role of education in the livelihood of households in the Northwest region, Vietnam’, *Educational Research for Policy and Practice*, 19(1), 63–88. <https://doi.org/10.1007/s10671-018-9242-6>
- Arcand, J. L., D’Hombres, B., & Gyselinck, P. (2005), ‘Instrument choice and the returns to education : New evidence from Vietnam’, *Revue Economique*, 56(3), 563–572. <https://doi.org/10.3917/reco.563.0563>
- Benjamin, D., Brandt, L., & McCaig, B. (2017), ‘Growth with equity: income inequality in Vietnam, 2002–14’, *Journal of Economic Inequality*, 15(1), 25–46. <https://doi.org/10.1007/s10888-016-9341-7>
- Doan, T. (2011), ‘Labour Market Returns to Higher Education in Vietnam’, *SSRN Electronic Journal*, <https://doi.org/10.2139/ssrn.1812533>.
- Doan, T., Le, Q., & Tran, T. Q. (2018), ‘Lost in transition? Declining returns to education in Vietnam’, *The European Journal of Development Research*, 30(2), 195–216.
- Glewwe, P., & Patrinos, H. A. (1998), *The role of the private sector in education in Vietnam*, <https://doi.org/10.1596/0-8213-4167-7>
- Hà, T. T. T., & Hương, N. T. L. (2018), ‘Giáo dục-đào tạo với thị trường lao động trong bối cảnh Cách mạng công nghiệp lần thứ tư’, *Tạp chí khoa học giáo dục Việt Nam*, Số 01, tháng 01/2018, http://vjes.vnies.edu.vn/sites/default/files/bai_so_7_-_so_1.thang_01_2018.pdf
- Hastie, T., & Tibshirani, R. (1987), ‘Generalized additive models: Some applications’, *Journal of the American Statistical Association*, 82(398), 371–386. <https://doi.org/10.1080/01621459.1987.10478440>
- Henderson, D. J., & Souto, A. C. (2018), ‘An introduction to nonparametric regression for labor economists’, *Journal of Labor Research*, 39(4), 355–382. <https://doi.org/10.1201/9781315370279>
- ILSSA & ILO. (2018), *Labour and Social Trends in Viet Nam 2012–2017*.
- McGuinness, S., Kelly, E., Pham, T. T. P., Ha, T. T. T., & Whelan, A. (2021), ‘Returns to education in Vietnam: A changing landscape’, *World Development*, 138, 105205.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, Human Behavior and Social Institutions. ERIC.
- Ngô, T. N., Đàm, T. T. T., Nguyễn, T. T. M., & Trịnh, T. H. (2021), ‘Nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến việc chi tiêu giáo dục của hộ gia đình tại các tỉnh đồng bằng sông Hồng’, *TNU Journal of Science and Technology*, 226(04),

- Nguyễn Hữu Dũng & Nguyễn Ngọc Thuyết (2015), ‘Suất sinh lợi từ đầu tư cho giáo dục tại Việt Nam. Tạp Chí Phát Triển Kinh Tế Châu Á’, 26(5), 60–75.
- Nguyen Viet, C. (2017), ‘Do minimum wages affect firms’ labor and capital? Evidence from Vietnam’, *Journal of the Asia Pacific Economy*, 2(22), 291–308.
- Patrinos, H. A. (2016), *Estimating the return to schooling using the Mincer equation*, IZA World of Labor.
- Puhani, P. (2000), ‘The Heckman correction for sample selection and its critique’, *Journal of economic surveys*, 14(1), 53–68.
- Racine, J. S., & Parmeter, C. F. (2012), *Data-driven model evaluation: a test for revealed performance*, Citeseer.
- Tổng cục thống kê (2019), *Kết quả Khảo sát mức sống dân cư Việt Nam năm 2018*, NXB thống kê.
- Van Vu, H. (2020), ‘The impact of education on household income in rural Vietnam’, *International Journal of Financial Studies*, 8(1), <https://doi.org/10.3390/ijfs8010011>
- Wood, S. N. (2001), ‘mgcv: GAMs and generalized ridge regression for R’, *R News*, 1(2), 20–25.
- Wood, S. N. (2017), ‘Generalized additive models: An introduction with R, second edition’, In *Generalized Additive Models: An Introduction with R, Second Edition*,

VAI TRÒ CỦA QUY CHUẨN TRONG VIỆC GIẢI THÍCH HÀNH VI TIẾT KIỆM ĐIỆN CỦA CÁ NHÂN TẠI MÔI TRƯỜNG LÀM VIỆC

Nguyễn Thị Nga

Trường Đại học Nha Trang

Email: ngant@ntu.edu.vn

Mã bài: JED - 348

Ngày nhận bài: 11/08/2021

Ngày nhận bài sửa: 3/11/2021

Ngày duyệt đăng: 16/5/2022

Tóm tắt:

Nghiên cứu vận dụng mô hình TPB mở rộng để khám phá và giải thích các biến số bổ sung gồm quy chuẩn đạo đức cá nhân và quy chuẩn hình mẫu bên cạnh các biến số trong mô hình TPB gốc để kiểm tra mối quan hệ tác động đến ý định tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc. Kỹ thuật PLS-SEM được sử dụng trong nghiên cứu để kiểm định giả thuyết dựa trên cỡ mẫu 334 quan sát. Kết quả nghiên cứu cho thấy các biến số trong mô hình nghiên cứu đều được ủng hộ bởi dữ liệu, và việc bổ sung biến quy chuẩn đạo đức cá nhân và quy chuẩn hình mẫu làm gia tăng khả năng dự đoán của mô hình TPB mở rộng trong việc giải thích ý định tiết kiệm điện. Kết quả nghiên cứu này được kỳ vọng đóng góp thông tin hữu ích trên cơ sở đó đề xuất hàm ý chính sách hiệu quả tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc.

Từ khóa: Thuyết hành vi dự định, Quy chuẩn đạo đức, Quy chuẩn hình mẫu, Ý định tiết kiệm điện.

Mã JEL: D12, D14, E21

The Roles of Norms in Explaining Individual' Electricity Saving Behavior at Workplaces *Abstract:*

The study applies the extended TPB model to discover and explain additional variables including personal moral norm and descriptive norm besides the variables in the original TPB model to test the relationship influence on the intention to save electricity of individuals in the workplaces. PLS-SEM technique was used in this study to test the hypothesis based on a sample size of 334 observations. Research results show that the variables in the research model are supported by the data, and the addition of personal moral norm and descriptive norm increases the predictive power of the extended TPB model in explaining electricity saving intention. The results of this study are expected to contribute useful information on the basis of which, it is suggested that effective policies for electrical saving of individuals in the workplaces are proposed.

Keywords: TPB, Personal moral norm, Descriptive norm, Electrical saving intention

JEL codes: D12, D14, E21

1. Giới thiệu

Tại Việt Nam lượng điện tiêu thụ vẫn tiếp tục tăng nhanh trong 10 năm qua để phục vụ cho mục tiêu phát triển kinh tế - xã hội và nhu cầu sinh hoạt của người dân. Cụ thể, năm 2017. Ngành công nghiệp tiêu thụ điện năng chiếm 32,2%. Ngành thương mại và dịch vụ công chiếm 31,7% điện năng tiêu thụ. Và 30,8% là lượng điện tiêu thụ của dân cư (Báo cáo cập nhật Ngành điện, 2019). Cùng với đó, trong bối cảnh dịch bệnh Covid-19 diễn biến phức tạp, nhu cầu tiêu thụ điện tăng cao do các tỉnh miền Bắc, miền Trung trải qua giai đoạn thời tiết nắng nóng rất khắc nghiệt khi nhiệt độ nhiều nơi cao hơn 40 độ C. Chính vì vậy, nhu cầu tiêu thụ điện tiếp tục ghi nhận tăng mạnh trong khi nguồn cung không kịp đáp ứng dẫn đến nguy cơ thiếu điện nghiêm trọng. Mặc dù có sự đầu tư và phát triển mạnh mẽ của các nguồn điện sử dụng năng lượng tái tạo

nếu như gió, mặt trời. Hay trong tương lai, để đáp ứng nhu cầu tăng trưởng kinh tế và cải thiện đời sống người dân thì việc nâng cao nhận thức về sử dụng điện và tiết kiệm điện cần được nhấn mạnh trong nhận thức của mỗi cá nhân. Hay mỗi cá nhân nên hình thành những hành vi và thói quen cá nhân ngay từ khi còn rất sớm để có nhận thức đúng và đầy đủ về vai trò nguồn điện năng cũng như sử dụng tiết kiệm điện trong sản xuất cũng như cuộc sống hằng ngày.

Để phản ánh tầm quan trọng nhận thức cũng như hành vi tiết kiệm điện của cá nhân, hiện nay có khá nhiều nghiên cứu trong và ngoài nước điển hình liên quan bối cảnh tiết kiệm điện gồm: Steg (2008); Stern (1992); Kang & cộng sự (2012), Nguyễn Viết Quang (2015), Nguyễn Thị Ngọc Nương (2015) và Đỗ Thị Hiệp (2016). Hầu hết các công trình nghiên cứu trên đã sử dụng các biến số gốc hoặc bổ sung các biến số mới bên cạnh biến số gốc trong các mô hình như: mô hình chấp nhận công nghệ, lý thuyết hành động hợp lý và lý thuyết hành vi dự định để chỉ ra mức độ ảnh hưởng đáng kể của các nhân tố đến hành vi sẵn sàng giảm tiêu thụ điện và tiết kiệm điện chủ yếu dựa trên các biến số: nhận thức, rào cản, chuẩn mực xã hội, chuẩn mực đạo đức, quy định và chính sách của Chính phủ, giá, thu nhập, số thành viên mà chưa đi đề cập các biến số quy chuẩn, đặc biệt quy chuẩn hình mẫu. Mặt khác, tác giả nhận thấy tại thị trường Nha Trang-Khánh Hòa, đề tài nghiên cứu về ý định/động cơ tiết kiệm điện năng dưới góc độ người tiêu dùng là chưa được tìm thấy, nếu có chỉ thể hiện ở một khía cạnh nào đó. Chính vì vậy, để khám phá và giải thích đầy đủ hơn nữa về các nhân tố ảnh hưởng đến hành vi tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc. Nghiên cứu này đi khám phá đóng góp của các biến số quy chuẩn cùng các biến số trong mô hình TPB gốc là rất cần thiết và cần được quan tâm.

2. Cơ sở lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Tiết kiệm điện: Là giảm mức tiêu thụ điện cuối cùng không cần thiết hoặc không tương ứng với sản xuất tiện ích, dịch vụ cũng như trong cuộc sống hằng ngày (Oikonomou & cộng sự, 2009).

Hành vi tiết kiệm điện: Bao gồm hai khía cạnh cơ bản: hành động theo thói quen như cắt giảm trực tiếp và điều chỉnh hành vi, thay đổi thói quen sử dụng; và các hoạt động mua hàng như đầu tư vào thiết bị công nghệ tiết kiệm điện mà không thay đổi lối sống (ví dụ: người tiêu dùng sẵn sàng trả nhiều hơn nữa cho các thiết bị có gắn nhãn tiết kiệm điện) (Black & cộng sự, 1985; Stern, 1992; Barr & cộng sự, 2005; Gaspar & Antunes, 2011).

Lý thuyết hành vi dự định (Theory of Planned Behavior- TPB): Để khám phá các yếu tố ảnh hưởng đến hành vi tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc, nghiên cứu này dựa trên lý thuyết về hành vi dự định để xây dựng mô hình lý thuyết, gồm 03 biến số: thái độ, chuẩn mực chủ quan và nhận thức kiểm soát hành vi. Hay lý thuyết TPB là khung lý thuyết cơ bản và phù hợp trong nghiên cứu này để giải thích hành vi tiết kiệm điện của cá nhân tại nơi làm việc. Bởi, trên thực tế đã có nhiều nghiên cứu thực nghiệm vận dụng lý thuyết TPB trong bối cảnh hành vi tiết kiệm điện năng như: Abrahamse & Steg (2009), Sigurdardottir & cộng sự (2013), Yue & cộng sự (2013), Chen & Tung (2014). Zhang & cộng sự (2014) cho rằng ảnh hưởng của chuẩn mực chủ quan đối với ý định hành vi tương đối hạn chế trong lý thuyết TPB và do đó làm giảm sức mạnh giải thích của chuẩn mực xã hội. Đây là một bất cập trong lý thuyết TPB làm giảm tác động của chuẩn mực xã hội. Thêm vào đó, chuẩn mực xã hội được chia thành hai khía cạnh: chuẩn mực chủ quan/quy chuẩn quy phạm và quy chuẩn hình mẫu (Smith & cộng sự, 2008). Thêm vào đó, xem xét hành vi tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc cũng thuộc về hành vi ủng hộ xã hội. Để đáp ứng đối với những mối quan tâm này, nghiên cứu này bổ sung hai biến số: quy chuẩn đạo đức cá nhân và quy chuẩn hình mẫu vào lý thuyết TPB để xem xét mức độ ảnh hưởng của chúng như thế nào đến hành vi tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc.

2.2. Giả thuyết nghiên cứu

Mối quan hệ giữa thái độ và ý định tiết kiệm điện: Thái độ là khuynh hướng thực hiện hay không thực hiện hành vi và được xem là kết quả của niềm tin cá nhân liên quan đến hành vi và các kết quả khi thực hiện hành vi (Ajzen, 1991). Và ý định là một yếu tố dự đoán tốt nhất hành vi dự định và đặc biệt là khi hành vi đó là hiếm, khó khăn để quan sát, hoặc liên quan đến khoảng thời gian khó dự đoán (Bhuyan, 2007). Như vậy, cá nhân càng giữ thái độ tích cực đối với hành vi thì càng có nhiều khả năng cá nhân sẽ có ý định thực hiện hành vi này. Wang & cộng sự (2016) và Yadav & Pathak (2016) cũng đã nhấn mạnh tầm quan trọng của

thái độ trong việc dự đoán hành vi cá nhân trong các bối cảnh khác nhau như hành vi tiết kiệm năng lượng của hộ gia đình, hành vi mua sản phẩm xanh và sử dụng phương tiện xanh. Trong bối cảnh hành vi tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc được xem xét là quan trọng, có giá trị và có lợi để chi phí, giảm lượng khí carbon, cá nhân sẽ giữ thái độ tích cực và có khả năng hình thành ý định tiết kiệm điện. Với lập luận này nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H1: Thái độ có ảnh hưởng tích cực đến ý định tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc

Mối quan hệ giữa nhận thức kiểm soát hành vi và ý định tiết kiệm điện: Nhận thức kiểm soát hành vi là thể hiện nhận thức của cá nhân về việc dễ thực hiện hay khó thực hiện hành vi nào đó (Ajzen, 1991). Ajzen (1991) cũng đề cập rằng việc kết hợp trực tiếp giữa nhận thức kiểm soát hành vi và ý định hành vi có thể giúp xác định một hành vi cụ thể. Và là một biến quan trọng khác tiếp theo ảnh hưởng đến ý định hành vi của cá nhân. Trên thực tế, các yếu tố gồm: cơ hội, nguồn lực, thời gian, kiến thức và kỹ năng có thể nằm trong hay không nằm trong tầm kiểm soát của cá nhân. Do đó, chính các yếu tố này có thể ảnh hưởng đến ý định của họ để tiến hành một hành vi cụ thể. Nếu cá nhân có mức độ kiểm soát bản thân của họ cao hơn, họ sẽ có ý định thực hiện một hành vi cụ thể mạnh mẽ hơn và ngược lại (Gao & cộng sự, 2017). Đối với hành vi tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc. Nếu các cá nhân cảm thấy đủ khả năng, kiến thức và kỹ năng phù hợp để tiết kiệm điện tại nơi làm việc, họ sẽ có nhiều khả năng hình thành ý định tiết kiệm điện. Vì vậy, nghiên cứu đưa ra giả thuyết:

H2: Nhận thức kiểm soát hành vi có ảnh hưởng tích cực đến ý định tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc

Mối quan hệ giữa quy chuẩn quy phạm và ý định tiết kiệm điện: Quy chuẩn quy phạm phản ánh mức độ quan trọng của một cá nhân mà những người quan trọng nghĩ rằng cá nhân đó nên thực hiện hay không nên thực hiện hành vi. Trong mô hình TPB quy chuẩn quy phạm chính là yếu tố áp lực bên ngoài xã hội. Bên cạnh đó, Smith & cộng sự (2008) cho rằng hai thành phần cấu tạo nên quy chuẩn gồm: quy chuẩn quy phạm và quy chuẩn hình. Chen & Tung (2014) cho rằng ý định hành vi của cá nhân có thể dựa trên sự chấp thuận hoặc không chấp thuận của những người quan trọng đối với một cá nhân đó. Hay mỗi cá nhân thường có xu hướng tuân thủ các kỳ vọng hay quan điểm của những người quan trọng (gia đình, bạn bè, đồng nghiệp, cấp trên). Cá nhân nhận thức càng cao, thì nhiều khả năng thực hiện một hành vi cụ thể hơn. Điều này cũng phù hợp với hành vi tiết kiệm điện tại môi trường làm việc. Nếu bản thân cá nhân nhận ra rằng hầu hết những người quan trọng nghĩ rằng cá nhân ấy nên tiết kiệm điện năng tại nơi làm việc, cá nhân đó sẽ nhận thấy áp lực và có ý định tiết kiệm điện. Do đó, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H3: Quy chuẩn quy phạm có ảnh hưởng tích cực đến ý định tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc

Mối quan hệ giữa quy chuẩn đạo đức cá nhân và ý định tiết kiệm điện: Quy chuẩn đạo đức cá nhân/chuẩn mực đạo đức cá nhân là nhân tố dự báo cho hành vi ủng hộ hay không ủng hộ hành động tiết kiệm điện. Hay được bắt nguồn từ trách nhiệm hoặc nghĩa vụ riêng (Gao & cộng sự, 2017). Quy chuẩn đạo đức cá nhân cao sẽ thúc đẩy cá nhân thực hiện hành vi thân thiện với xã hội, ngược lại quy chuẩn đạo đức cá nhân thấp hoặc thậm chí không có sẽ cản trở cá nhân thực hiện hành vi ủng hộ xã hội (Fornara & cộng sự, 2016). Như vậy, có thể được suy đoán rằng cá nhân có quy chuẩn đạo đức cá nhân cao sẽ có nhiều khả năng hình thành ý định tiết kiệm điện tại nơi làm việc. Do đó, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H4: Quy chuẩn đạo đức cá nhân có ảnh hưởng tích cực đến ý định tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc

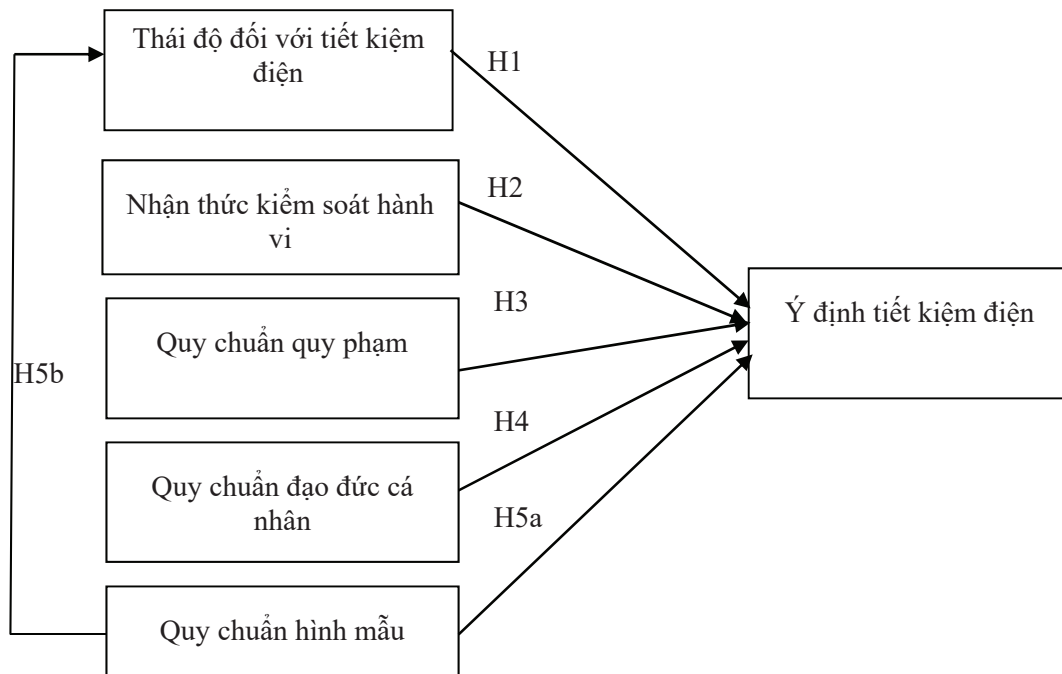
Mối quan hệ giữa quy chuẩn hình mẫu và ý định tiết kiệm điện: Quy chuẩn hình mẫu phản ánh khi những người quan trọng thực sự làm thì cá nhân nghĩ rằng họ nên làm theo. Tức là cá nhân sẽ có nhiều khả năng làm theo và bắt chước để thực hiện hành vi hay cá nhân đó sẽ có nhiều khả năng tự phân loại bản thân họ vào những nhóm và bắt chước để thực hiện hành vi theo nhóm mà họ đã thực hiện dựa trên quan điểm nhóm chia sẻ nếu như cá nhân đó không muốn bị cô lập hay bị phạt từ quy định tại môi trường làm việc (Hogg & Terry, 2000). Như vậy, nếu những người quan trọng đã tham gia và thực hiện hành vi tiết kiệm điện tại môi trường làm việc, những cá nhân khác sẽ bắt chước và thực hiện cùng một hành vi. Do đó, dựa vào lập luận trên giả thuyết nghiên cứu được đề xuất:

H5a: Quy chuẩn hình mẫu có ảnh hưởng tích cực đến ý định tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường

làm việc

H5b: Quy chuẩn hình mẫu có ảnh hưởng tích cực đến thái độ tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc

Hình 1: Mô hình nghiên cứu



Nguồn: Tác giả đề xuất.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Thang đo lường

Thang đo thái độ gồm 04 mục hỏi được kế thừa từ nghiên cứu của (Ajzen, 2002; Wang & cộng sự, 2014; Yadav & Pathak, 2016). 03 mục hỏi thuộc thang đo nhận thức kiểm soát hành vi được sử dụng từ nghiên cứu của (Kaiser & Scheuthle, 2003). Thang đo quy chuẩn đạo đức cá nhân gồm 04 mục hỏi được thừa hưởng từ nghiên cứu của (Bamberg & cộng sự, 2007; Kaiser & Scheuthle, 2003 và Fornara & cộng sự, 2016). Thang đo quy chuẩn quy phạm gồm 04 mục hỏi được kế thừa từ nghiên cứu của Manning (2009). Thang đo quy chuẩn hình mẫu gồm 04 mục hỏi được sử dụng từ nghiên cứu của (Rivis & Sheeran, 2003; Webb & cộng sự, 2013; Jun & Arendt, 2016 và Fornara & cộng sự, 2016). Cuối cùng, thang đo ý định tiết kiệm điện gồm 03 mục hỏi được kế thừa từ nghiên cứu của Ajzen (2002); Wang & cộng sự (2014) và Yadav & Pathak (2016). Tất cả các mục hỏi được đo lường bằng thang đo Likert 05 điểm, với 1: rất không đồng ý; 2: không đồng ý; 3: trung dung; 4: đồng ý; 5: rất đồng ý.

3.2. Mẫu nghiên cứu

Dữ liệu khảo sát được thu thập từ giữa tháng 3 đến giữa tháng 6 năm 2021 tại 06 phường thuộc thành phố Nha Trang tỉnh Khánh Hòa gồm: Lộc Thọ, Phước Hòa, Vĩnh Thọ, Vĩnh Hải, Vĩnh Hòa, Vĩnh Phước. Vì các Phường này tập trung mật độ đông các tổ chức hành chính sự nghiệp, công ty, doanh nghiệp,... Vì vậy, đây được xem là các Phường trọng tâm được chọn là có cơ sở để thu dữ liệu và phân tích. Nghiên cứu sử dụng phương pháp khảo sát bằng câu hỏi trực tuyến để thu thập dữ liệu phục vụ nghiên cứu. Cỡ mẫu, theo Cohen năm 1992 cho rằng nếu trong mô hình nghiên cứu có 6 biến độc lập thì cỡ mẫu tối thiểu cần thiết được sử dụng trong nghiên cứu là 130 quan sát. Để tăng độ tin cậy trong nghiên cứu, tổng số 350 bảng câu hỏi gửi đi và nhận được phản hồi có 334 bảng câu hỏi hợp lệ được sử dụng để phân tích dữ liệu, với tỷ lệ phản hồi là 95,43% (334/350). Dữ liệu sử dụng trong phân tích bằng phần mềm SmartPLS 3.2.8.

4. Phân tích dữ liệu và kết quả nghiên cứu

4.1. Kết quả nghiên cứu

4.1.1. Kiểm định thang đo: độ tin cậy và độ giá trị

Qua kết quả kiểm định các thang đo cho thấy các thang đo đều đạt độ tin cậy, độ giá trị tin cậy. Hệ số Cronbach's alpha của các biến đều lớn hơn 0,7, cụ thể dao động từ 0,79 đến 0,85. Độ tin cậy tổng hợp của các thang đo đều đạt yêu cầu với hệ số lớn hơn 0,7 và nằm trong khoảng 0,88-0,90 (Hair & cộng sự, 1998). Đồng thời, các hệ số tải nhân số đều lớn hơn 0,6 và phương sai trích đều lớn hơn 0,5 (Chiu & Wang, 2008). Do đó, với kết quả này cho thấy các thang đo trong mô hình nghiên cứu đều thể hiện độ tin cậy và đạt được độ nhất quán nội tại (Bảng 1).

Bảng 1: Độ tin cậy và độ giá trị tin cậy

Cấu trúc khái niệm	FL	Alpha	CR	AVE
<i>Thái độ đối với tiết kiệm điện năng (TD)</i>				
<i>Tiết kiệm điện tại môi trường làm việc của tôi...</i>		0,91	0,94	0,78
...là hữu ích để bảo vệ môi trường và bảo vệ tính mạng của chính mình và người thân	0,85			
...là vì sự phát triển bền vững của quốc gia	0,91			
...có thể giảm bớt được lượng tài nguyên đang bị lãng phí	0,89			
...có thể giảm bớt rác thải điện tử	0,89			
<i>Nhận thức kiểm soát hành vi (KS)</i>		0,85	0,90	0,69
Tiết kiệm điện hay không là hoàn toàn phụ thuộc vào cá nhân của bản thân tôi	0,83			
Tôi có kiến thức và kỹ năng để thực hiện tiết kiệm điện tại môi trường làm việc của tôi	0,84			
Tôi nghĩ rằng bản thân tôi có khả năng thực hiện tiết kiệm điện tại môi trường làm việc của tôi	0,84			
Tôi nghĩ rằng việc tiết kiệm điện tại môi trường làm việc của tôi là hoàn toàn đúng	0,82			
<i>Quy chuẩn quy phạm (QCQP)</i>		0,94	0,96	0,85
Những người trong gia đình tôi nghĩ rằng tôi nên tiết kiệm điện tại môi trường làm việc của tôi	0,85			
Những người đồng nghiệp xung quanh nghĩ rằng tôi nên tiết kiệm điện tại môi trường làm việc của tôi	0,94			
Bạn bè tôi nghĩ rằng tôi nên tiết kiệm điện tại môi trường làm việc của tôi	0,95			
Lãnh đạo muốn tôi tiết kiệm điện tại môi trường làm việc của tôi	0,94			
<i>Quy chuẩn đạo đức cá nhân (QCDD)</i>		0,96	0,97	0,89
Tôi nghĩ rằng tôi có trách nhiệm đạo đức để tiết kiệm điện tại môi trường làm việc của tôi	0,94			
Tiết kiệm điện tại môi trường làm việc của tôi là tùy thuộc vào nghĩa vụ đạo đức của riêng tôi	0,96			
Tôi sẽ cảm thấy không vui nếu tôi không tiết kiệm điện tại môi trường làm việc của tôi	0,96			
Không tiết kiệm điện tại môi trường làm việc của tôi sẽ vi phạm các nguyên tắc đạo đức của tôi	0,92			
<i>Quy chuẩn hình mẫu (QCHM)</i>		0,93	0,95	0,78
Những người trong gia đình tôi đã tham gia vào hành vi tiết kiệm điện	0,88			

Bảng 1 (tiếp)

Những người đồng nghiệp xung quanh tôi đã tham gia vào hành vi tiết kiệm điện	0,90			
Bạn bè tôi đã tham gia vào hành vi tiết kiệm điện	0,91			
Lãnh đạo của tôi đã thực hiện các hành động để tiết kiệm điện tại môi trường làm việc	0,90			
Nhà nước đã tham gia vào hành vi tiết kiệm điện	0,85			
Ý định tiết kiệm điện năng (YD)		0,96	0,98	0,93
Tôi sẵn sàng tiết kiệm điện tại môi trường làm việc của tôi	0,96			
Tôi sẵn sàng hưởng ứng các chiến dịch tuyên truyền nhằm kêu gọi tiết kiệm điện	0,97			
Tôi sẽ nỗ lực để tiết kiệm điện tại môi trường làm việc của tôi	0,96			

Ghi chú: FL: hệ số tải nhân tố, Alpha: hệ số Cronbach's Alpha, CR: độ tin cậy tổng hợp, AVE: phương sai trích

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu.

Bảng 2: Ma Trận tương quan giữa các cấu trúc khái niệm

	TD	KS	QCQP	QCDD	QCHM	YD
TD	0,89					
KS	0,74	0,83				
QCQP	0,19	0,09	0,92			
QCDD	0,29	0,24	0,36	0,94		
QCHM	0,37	0,37	0,17	0,31	0,89	
YD	0,57	0,55	0,30	0,45	0,64	0,96

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu.

Kết quả Bảng 2 cho thấy, tương quan giữa các cấu trúc khái niệm đạt được độ giá trị phân biệt. Vì giá trị nhỏ nhất căn bậc hai của các AVE nằm trên đường chéo chính 0,83 (0,83-0,96). Trong khi đó giá trị lớn nhất tương quan giữa các cấu trúc khái niệm nằm dưới đường chéo chính là 0,74 (0,09 - 0,74). Hay giá trị lớn nhất tương quan giữa các cấu trúc khái niệm nhỏ hơn giá trị nhỏ nhất căn bậc hai của các AVE nằm trên đường chéo chính ($0,74 < 0,83$) (Fornell & Larcker, 1981).

4.1.2. Kiểm định giả thuyết nghiên cứu

Tất cả các thang đo trong mô hình nghiên cứu đề xuất đều được ủng hộ trong mô hình nghiên cứu. Cụ thể: thái độ, nhận thức kiểm soát hành vi, quy chuẩn quy phạm, quy chuẩn đạo đức cá nhân và quy chuẩn hình mẫu đều có tác động dương với ý nghĩa thống kê ($p < 0,05$) lên biến phụ thuộc ý định tiết kiệm điện (Hair & cộng sự, 2014). Hệ số đa cộng tuyến nhỏ hơn 5 nên giữa các biến độc lập nên không bị ảnh hưởng đa cộng tuyến trong việc kiểm định giả thuyết (1,000- 2,319). Độ lớn tác động (f^2) với chỉ ra mức độ tác động tăng dần từ mạnh đến khá mạnh của các biến số quy chuẩn hình mẫu (0,35 và 0,16), quy chuẩn đạo đức cá nhân (0,06), thái độ (0,05), nhận thức kiểm soát hành vi (0,04) và quy chuẩn quy phạm (0,03) lên ý định và thái độ (Cohen, 1988). Cuối cùng, chỉ số dự đoán (Q^2) của ý định và thái độ lần lượt với giá trị 0,52 và 0,10 lớn hơn 0 chứng tỏ sự phù hợp liên quan đến khả năng dự báo của các biến số độc lập đề cập (Hair & cộng sự, 2019).

Kết quả kiểm định mô hình cho thấy, ý định tiết kiệm điện = 0,60 điều này có nghĩa là mô hình nghiên cứu giải thích được 60% sự biến thiên của ý định tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc, và được giải thích bởi các biến số độc lập gồm: biến số thái độ đối với tiết kiệm điện ($\beta = 0,20$; $P = 0,001$), nhận thức kiểm soát hành vi ($\beta = 0,20$; $P = 0,001$) và quy chuẩn quy phạm ($\beta = 0,12$; $P = 0,001$), tất cả 03 biến số này đều ảnh hưởng tích cực đến ý định tiết kiệm điện của cá nhân, được ủng hộ giả thuyết 1, 2 và 3. Các biến bổ sung trong mô hình TPB, quy chuẩn đạo đức cá nhân ($\beta = 0,17$; $P = 0,000$) và quy chuẩn hình mẫu ($\beta =$

Bảng 3: Kết quả kiểm định mô hình nghiên cứu

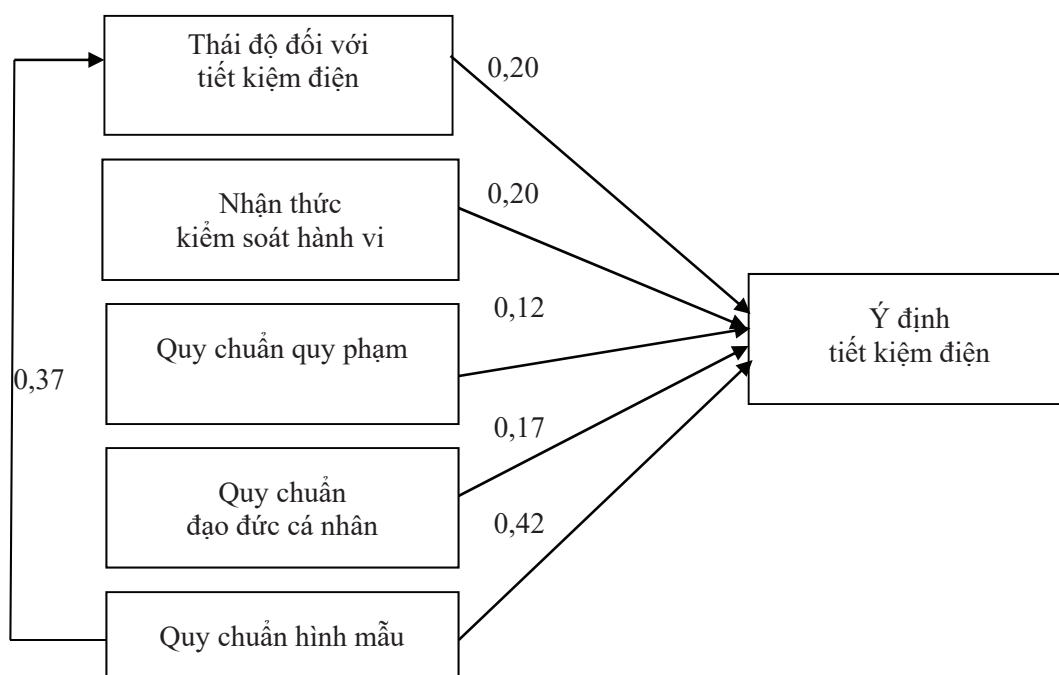
Giả thuyết		Mô hình nghiên cứu			VIF	Kết luận
		Hệ số chuẩn hóa Std., β	t-value	Khoảng giá trị (Bootstrap)		
TD $\rightarrow$ YD	H1	0,20	3,344**	[0,087-0,320]	2,319	Ủng hộ
KS $\rightarrow$ YD	H2	0,20	3,455**	[0,088-0,310]	2,267	Ủng hộ
QCQP $\rightarrow$ YD	H3	0,12	3,142**	[0,053-0,182]	1,169	Ủng hộ
QCDD $\rightarrow$ YD	H4	0,17	4,612*	[0,099-0,240]	1,271	Ủng hộ
QCHM $\rightarrow$ YD	H5a	0,42	8,824*	[0,323-0,513]	1,256	Ủng hộ
QCHM $\rightarrow$ TD	H5b	0,37	6,765*	[0,267-0,479]	1,000	Ủng hộ
R^2	R^2 (TD) = 0,14; R^2 (YD) = 0,60					
Độ lớn tác động (f^2)	$f^2_{TD \rightarrow YD} = 0,05$; $f^2_{KS \rightarrow YD} = 0,04$; $f^2_{QCQP \rightarrow YD} = 0,03$; $f^2_{QCDD \rightarrow YD} = 0,06$; $f^2_{QCHM \rightarrow YD} = 0,35$; $f^2_{QCHM \rightarrow TD} = 0,16$					
Dự đoán (Q^2)	$Q^2_{TD} = 0,10$; $Q^2_{YD} = 0,52$					

Ghi chú: * $p = 0,000$, ** $p = 0,001$.

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu.

0,42; $P = 0,000$) cũng có ảnh hưởng tích cực đến ý định tiết kiệm điện của người tiêu dùng, bên cạnh đó quy chuẩn hình mẫu ($\beta = 0,37$; $P = 0,000$) còn có ảnh hưởng tích cực đến thái độ tiết kiệm điện, điều này đã ủng hộ lần lượt giả thuyết 4, 5a và 5b. Kết quả nghiên cứu tiết lộ rằng yếu tố dự đoán mạnh mẽ nhất về thái độ, ý định tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc là quy chuẩn hình mẫu, tiếp theo là thái độ, nhận thức kiểm soát hành vi, quy chuẩn đạo đức và quy chuẩn quy phạm.

Hình 2: Kết quả mô hình nghiên cứu



Ghi chú: Hệ số đường dẫn nằm trên mũi tên và đều có ý nghĩa với $p < 0,05$.

5. Thảo luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu vận dụng mô hình TPB mở rộng để kiểm tra hành vi tiết kiệm điện năng của cá nhân tại môi trường làm việc. Cụ thể, ý định tiết kiệm điện năng của cá nhân được dự đoán bởi thái độ đối với tiết kiệm điện năng, nhận thức kiểm soát hành vi, quy chuẩn quy phạm, quy chuẩn đạo đức cá nhân và quy chuẩn hình mẫu, đồng thời cũng nhấn mạnh thái độ tiết kiệm điện năng của cá nhân tại môi trường làm việc cũng bị tác động bởi quy chuẩn hình mẫu. Kết quả nghiên cứu này phù hợp với các nghiên cứu trước đây (Gao & cộng sự, 2017). Với kết quả nghiên cứu này cho thấy những cá nhân có thái độ tích cực đối với việc tiết kiệm điện năng trong môi trường làm việc chung, nhận thức kiểm soát hành vi cao, quy chuẩn đạo đức cá nhân, quy chuẩn hình mẫu và quy chuẩn quy phạm mạnh mẽ có rất nhiều khả năng hình thành ý định tiết kiệm điện năng tại môi trường làm việc của chính họ.

Đúng như kỳ vọng ban đầu của nghiên cứu, kết quả cho thấy rằng quy chuẩn quy phạm có tác động lớn nhất đến thái độ, ý định tiết kiệm điện năng của cá nhân. Điều này có nghĩa là các cá nhân có nhiều khả năng tự xem xét lại chính họ và thực hiện bất chước hành vi tiết kiệm điện năng của những người khác nếu như không bị cô lập hoặc hoặc bị phạt do không tuân thủ quy tắc tại môi trường làm việc chung; Để giảm chi phí cũng như giúp môi trường làm việc chung tốt hơn, cá nhân đó sẽ có ý định bắt chước và thực hiện cùng một hành vi khi đồng nghiệp, bạn bè hoặc người quản lý có các hành động tiết kiệm điện năng. Kết quả này trùng với kết quả nghiên cứu trước đó của (Gao & cộng sự, 2017; Wang & cộng sự, 2016).

Những phát hiện này cũng có một số ý nghĩa thực tế quan trọng đối với các nhà quản lý khuyến khích các cá nhân thực hiện các hoạt động tiết kiệm điện năng tại môi trường làm việc. Thứ nhất, xét về tầm quan trọng của thái độ, nhận thức kiểm soát hành vi và quy chuẩn đạo đức cá nhân trong hành vi tiết kiệm điện năng, các nhà quản lý nên tổ chức các hội thảo thông qua một số bài giảng bảo vệ môi trường, chương trình đào tạo tiết kiệm điện năng, chương trình khuyến khích cá nhân chia sẻ các cách thức thực hiện tiết kiệm điện, thúc đẩy tính thi đua trong tập thể về ý thức tiết kiệm điện năng. Những biện pháp này có thể làm cho các cá nhân nhận thức được tầm quan trọng của việc bảo vệ môi trường và tiết kiệm điện năng, nâng cao nhận thức về bảo vệ môi trường và tiết kiệm điện năng của các cá nhân và hình thành một thái độ thuận lợi và tích cực đối với việc tiết kiệm điện năng tại môi trường làm việc chung. Đồng thời, giúp cho mỗi cá nhân nhận ra họ có khả năng, trách nhiệm và nghĩa vụ để giảm tiêu thụ điện năng, tiết kiệm năng lượng và bảo vệ môi trường ngay chính trong công việc hàng ngày của họ. Tiếp theo, do quy chuẩn hình mẫu có tác động mạnh đến thái độ và ý định hành vi tiết kiệm điện năng, do vậy các nhà quản lý nên đi đầu và làm gương trong việc tiết kiệm điện năng. Thêm vào đó, các nhà quản lý cần phê phán các lối sống thiếu ý thức trong hành vi tiết kiệm điện tránh tình trạng sử dụng điện lãng phí của một số cá nhân, tổ chức; đồng thời nêu gương và khen thưởng những cá nhân có ý thức trong hành vi tiết kiệm điện tại tổ chức. Cuối cùng, quy chuẩn quy phạm có tác động đáng kể đến ý định hành vi tiết kiệm điện năng, để nâng cao ý định tiết kiệm điện năng, các nhà quản lý cần thực hiện tăng cường các hoạt động truyền thông xây dựng văn hóa tổ chức tiết kiệm năng lượng và hình thành môi trường tiết kiệm điện năng trong các công ty; xây dựng và tạo ra một đội tình nguyện viên cùng nhau tuyên truyền thông qua các bài hát tự sáng tác, quay video hướng dẫn những kỹ năng kiến thức nhằm tiết kiệm điện để lan truyền tới tất cả mọi người tại môi trường làm việc để nâng cao nhận thức cá nhân về hành vi tiết kiệm điện tại môi trường làm việc chung.

6. Kết luận và hạn chế nghiên cứu

6.1. Kết luận

Giảm tiêu thụ điện và thúc đẩy ý định tiết kiệm điện là có lợi để tiết kiệm chi phí, bảo vệ môi trường làm việc và môi trường sống tốt hơn. Nghiên cứu này vận dụng mô hình TPB mở rộng để kiểm tra ý định tiết kiệm của cá nhân tại môi trường làm việc. Các những phát hiện đã chứng tỏ độ phù hợp và sức mạnh của mô hình TPB mở rộng trong việc dự đoán ý định tiết kiệm của cá nhân tại nơi làm việc, đặc biệt như bổ sung biến số quy chuẩn đạo đức cá nhân và quy chuẩn hình mẫu. Hơn nữa, các kết quả đã chỉ ra rằng thái độ của cá nhân đối với tiết kiệm điện, nhận thức kiểm soát hành vi, quy chuẩn đạo đức cá nhân, quy chuẩn hình mẫu và quy chuẩn quy phạm có ảnh hưởng đến hành vi tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc trong đó biến số quy chuẩn hình mẫu được xác định là biến số có ảnh hưởng mạnh nhất đến thái độ và ý định tiết kiệm điện.

6.2. Hạn chế nghiên cứu

Các phát hiện trong nghiên cứu đáp ứng kỳ vọng và chứa đựng các thông tin khoa học cần thiết, chứa đựng giá trị để đề xuất các hàm ý chính sách nhằm gia tăng ý định tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc thì nghiên cứu này còn tồn tại một số hạn chế sau: Thứ nhất, nghiên cứu này mới chỉ đề cập đến các yếu tố thuộc về tâm lý ảnh hưởng ý định tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc mà chưa xem xét đến biến số kinh tế, các quy định và chính sách (khích lệ kinh tế, trừng phạt kinh tế). Chính vì vậy, các nghiên cứu tương lai nên mở rộng để có mô hình hoàn thiện hơn trong việc giải thích và dự báo cho hiện tượng nghiên cứu. Thứ hai, nghiên cứu này dừng lại ý định mà chưa nghiên cứu hành vi tiết kiệm điện của cá nhân tại môi trường làm việc của họ. Như vậy, nghiên cứu sau có thể kiểm tra thêm về hành vi tiết kiệm điện thực tế của cá nhân tại môi trường làm việc để hiểu rõ hơn hành vi tiết kiệm điện này. Vì giữa ý định và hành vi tiết kiệm điện còn tồn tại khoảng cách (Ajzen, 1991). Cuối cùng, dữ liệu thu nhập phục vụ cho kiểm định mô hình nghiên cứu có thể hạn chế tính tổng quát của kết quả. Do đó, cần phải sử dụng dữ liệu bao phủ rộng hơn trên khắp phường, huyện của thành phố Nha Trang tỉnh Khánh Hòa. Những hạn chế trong nghiên cứu này sẽ đưa ra cơ hội định hướng nghiên cứu tiếp theo liên quan bối cảnh tiết kiệm điện trong tương lai.

Tài liệu tham khảo

- Abrahamse, W. & Steg, L. (2009), 'How do socio-demographic and psychological factors relate to households' direct and indirect energy use and savings?', *Journal of Economic Psychology*, 30(5), 711–720.
- Ajzen, I. (1991), 'The theory of planned behavior', *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), 179-211.
- Ajzen, I. (2002), 'Perceived behavioral control, self-efficacy, locus of control, and the theory of planned behavior', *Journal of Applied Social Psychology*, 32(4), 665–683.
- Bamberg, S., Hunecke, M. & Blöbaum, A. (2007), 'Social context, personal norms and the use of public transportation: twofield studies', *Journal of Environmental Psychology*, 27(3), 190–203.
- Báo cáo cập nhật Ngành điện (2019), truy cập ngày 08 tháng 9 năm 2021, từ <<https://www.vietinbank.vn/investmentbanking/resources/reports/102019-CTS>>.
- Barr, S., Gilg, A. & Ford, N.W. (2005), 'The household energy gap: examining the divide between habitual- and purchase-related conservation behaviours', *Energy Policy*, 33(11), 1425–1444.
- Bhuyan, S. (2007), 'The 'people' factor in cooperatives: An analysis of members' attitudes and behavior', *Journal of Agricultural Economics*, 55, 275-298.
- Black, J.S., Stern, P. & Elworth, J.T. (1985), 'Personal and contextual influences on household energy adaptations', *Journal of Applied Psychology*, 70(1), 3–21.
- Chen, M.F. & Tung, P.J. (2014), 'Developing an extended theory of planned behavior model to predict consumers' intention to visit green hotels', *International Journal of Hospitality Management*, 36, 221–230.
- Cohen, J. (1992), 'A power primer', *American Psychologist*, 112(1), 155-159.
- Cohen, J. (1988), *Statistical power analysis for the behavioral sciences*, 2nd edition, Hillsdale, New Jersey: Erlbaum, Doi: 0.1037%2F0033-2909.112.1.155.
- Chiu, C.M. & Wang, E.T.G. (2008), 'Understanding Web-based learning continuance intention: the role of subjective task value', *Information Management*, 45(3), 194–201.
- Đỗ Thị Hiệp (2016), 'Phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến tiêu thụ điện năng của hộ gia đình ở thành phố Hà Nội', *Tạp chí Khoa học và Công nghệ Năng lượng*, 10, 38-60.
- Fornara, F., Pattitoni, P., Mura, M. & Strazzera, E. (2016), 'Predicting intention to improve household energy efficiency: the role of value-belief-norm theory, normative and informational influence, and specific attitude', *Journal of Environmental Psychology*, 45, 1–10.
- Fornell, C. & Larcker, D.F. (1981), 'Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement

error', *Journal of Marketing Research*, 18, 39–50.

- Gao, L., Wang, S., Li, J. & Li, H. (2017), 'Application of the extended theory of planned behavior to understand individual's energy saving behavior in workplaces', *Resources, Conservation & Recycling*, 127, 107–113.
- Gaspar, R. & Antunes, D. (2011), 'Energy efficiency and appliance purchases in Europe: consumer profiles and choice determinants', *Energy Policy*, 39(11), 7335–7346.
- Hair, J.F., Anderson, R.E., Tatham, R.L., Black, W.C. (1998), *Multivariate Data Analysis with Readings*, 5th edition, Prentice-Hall, Englewood Cliffs New Jersey.
- Hair, J.F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M. & Sarstedt, M. (2014), 'A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)', *Europeann Journal of Tourism Research*, 211- 213.
- Hair, J.F., Risher, J.J., Sarstedt, M. & Ringle, C.M. (2019), 'When to use and how to report the results of PLS-SEM', *European Business Review*, 31(1), 2-24.
- Hogg, M.A. & Terry, D.I. (2000), 'Social identity and self-categorization processes in organizational contexts', *Academy of Management Review*, 25(1), 121–140.
- Jun, J. & Arendt, S.W. (2016), 'Understanding healthy eating behaviors at casual dining restaurants using the extended theory of planned behavior', *International Journal of Hospitality Management*, 53, 106–115.
- Kang, N.N., Choa, S.H. & Kim, J.T. (2012), 'The energy-saving effects of apartment residents' awareness and behavior', *Energy and Buildings*, 46, 112–122.
- Kaiser, F.G. & Scheuthle, H. (2003), 'Two challenges to a moral extension of the theory of planned behavior: moral norms and just world beliefs in conservationism', *Personality and Individual Differences*, 35(5), 1033–1048.
- Manning, M. (2009), 'The effects of subjective norms on behavior in the theory of planned behavior: a meta-analysis', *British Journal of Social Psychology*, 48(4), 649–705.
- Nguyễn Thị Ngọc Nương (2015), 'Nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến ý định tiết kiệm điện năng của người dân ở huyện đảo Phú Quốc', Luận văn thạc sĩ, Đại học Nha Trang.
- Nguyễn Viết Quang (2015), 'Nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến ý định tiết kiệm điện của người dân tại thành phố Đà Nẵng', Luận văn thạc sĩ, Đại học Đà Nẵng.
- Oikonomou, V., Becchis, F., Steg, L. & Russolillo, D. (2009), 'Energy saving and energy efficiency concepts for policy making', *Energy Policy*, 37, 4787–4796.
- Rivis, A. & Sheeran, P. (2003), 'Descriptive norms as an additional predictor in the theory of planned behavior: a meta-analysis', *Current Psychology*, 22(3), 218–233.
- Sigurdardottir, S.B., Kaplan, S., Møller, M. & Teasdale, T.W. (2013), 'Understanding adolescents' intentions to commute by car or bicycle as adults', *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 24, 1–9.
- Smith, J.R., Terry, D.J., Manstead, A.S., Louis, W.R., Kotterman, D. & Wolfs, J. (2008), 'The attitude–behavior relationship in consumer conduct: The role of norms, past behavior, and self-identity', *The Journal of Social Psychology*, 148(3), 311–334.
- Steg, L. (2008), 'Promoting household energy conservation', *Energy Policy*, 36(12), 4449 – 4453.
- Stern, P.C. (1992), 'What psychology knows about energy conservation?', *American Psychologist*, 47(10), 1224–1232.
- Wang, Z., Zhang, B. & Li, G. (2014), 'Determinants of energy-saving behavioral intention among residents in Beijing: extending the theory of planned behavior', *Journal of Renewable and Sustainable Energy*, 6(5), 053127, DOI: <https://doi.org/10.1063/1.4898363>.
- Wang, S., Fan, J., Zhao, D., Yang, S. & Fu, Y. (2016), 'Predicting consumers' intention to adopt hybrid electric vehicles: using an extended version of the theory of planned behavior model', *Transportation*, 43(1), 123–143.
- Yue, T., Long, P. & Chen, H. (2013), 'Factors influencing energy-saving behavior of urban households in Jiangsu Province', *Energy Policy*, 62, 665–675.
- Yadav, R. & Pathak, G.S. (2016), 'Young consumers' intention towards buying green products in a developing nation: extending the theory of planned behavior', *Journal of Cleaner Production*, 135, 732–739.
- Zhang, Y., Wang, Z. & Zhou, G. (2014), 'Determinants of employee electricity saving: the role of social benefits, personal benefits and organizational electricity saving climate', *Journal of Cleaner Production*, 66, 280–287.

CÁC YẾU TỐ TÁC ĐỘNG VÀO GIÁC QUAN VÀ SỰ HÀI LÒNG CỦA THỰC KHÁCH VỚI CÁC NHÀ HÀNG CHAY: NGHIÊN CỨU TẠI HÀ NỘI

Phạm Thị Huyền

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: huyenpt@neu.edu.vn

Mai Thị Hải Linh

Công ty Cổ phần Galaxy Education

Email: minhnh2@hocmai.vn

Mã bài: JED - 411

Ngày nhận: 21/09/2021

Ngày nhận bản sửa: 03/11/2021

Ngày duyệt đăng: 24/11/2021

Tóm tắt

Các yếu tố tác động vào giác quan đã được nhiều nghiên cứu chứng minh có vai trò quan trọng tới sự hài lòng của thực khách với nhà hàng. Bằng tiếp cận định tính, với các phương pháp quan sát không tham dự, quan sát tham dự chủ động và phỏng vấn bán cấu trúc, nghiên cứu này tìm hiểu ảnh hưởng của các yếu tố tác động vào giác quan (vị giác, khứu giác, thị giác, xúc giác và thính giác) tới sự hài lòng của thực khách tại các nhà hàng chay trên địa bàn Hà Nội. Kết quả, tất cả các yếu tố tác động lên giác quan của con người đều có ảnh hưởng tới sự hài lòng của thực khách thông qua khả năng tác động và thay đổi cảm nhận của họ. Có nghĩa là, việc sử dụng các yếu tố tác động vào giác quan (thông qua marketing giác quan) có thể là gợi ý giá trị cho các chủ nhà hàng chay tạo ra trải nghiệm khách hàng toàn diện, gia tăng cảm xúc tích cực trong họ, từ đó cải thiện sự hài lòng của họ.

Từ khóa: Giác quan, marketing giác quan, sự hài lòng của thực khách, nhà hàng chay

Mã JEL: A13, C91

Determinants influencing on human senses and satisfaction of vegetarian restaurant customers: a study in Hanoi

Abstract:

Human sense determinants have been proven to have a significant impact on the satisfaction of restaurant customers. By utilizing the qualitative approach, together with semi-structure interviews, non-participation and participation observation research, the paper investigates determinants impacting human senses (touch, hearing, sight, smell, and taste), the satisfaction of vegetarian restaurant customers located in Hanoi. The results show that all factors influencing human senses will improve the satisfaction through the ability to interact with and change people's perception. In other words, the use of human senses (through sense marketing techniques) could be a valuable solution for vegetarian restaurants to generate the total customer experience, stimulate their positive feeling, then eventually enhance their satisfaction.

Keywords: Sensory; sensory marketing; customers' satisfaction; vegetarian restaurant

JEL Codes: A13, C91

1. Giới thiệu

Ăn chay đang trở thành một xu hướng toàn cầu và tạo nên cơ hội đầy tiềm năng cho các loại thực phẩm chay nói chung và kinh doanh nhà hàng chay nói riêng. Tại Việt Nam, với một bộ phận không nhỏ người dân theo Phật giáo có thói quen ăn chay, cộng thêm tác động của xu hướng ăn chay vì môi trường, vì cộng đồng, vì sức khỏe đang dần phổ biến, số lượng nhà hàng chay đang ngày một tăng lên. Nguồn khách hàng không còn giới hạn ở những người theo đạo Phật và cũng không phải chỉ gồm những khách hàng trung tuổi trở lên, mà cả những người không theo đạo Phật và có sự tham gia giới trẻ. Để nắm bắt cơ hội này, các nhà hàng chay cần có những chiến lược và giải pháp phù hợp để đáp ứng nhu cầu khách hàng. Marketing giác quan dần chiếm được sự quan tâm của các chủ nhà hàng chay.

Tại Việt Nam, khái niệm về marketing giác quan đã được đề cập đến, nhưng chưa có nghiên cứu chuyên sâu ở từng lĩnh vực cụ thể mà mới chỉ dừng lại ở nghiên cứu tại bàn. Trên thế giới, các yếu tố tác động vào giác quan của con người dần được xem như công cụ marketing quan trọng (Achrol & Kotler, 2012). Trải nghiệm giác quan có tác động mạnh mẽ tới quá trình đánh giá và ra quyết định của người tiêu dùng (Hassan & Iqbal, 2016). Nhiều nghiên cứu đã chỉ ra marketing giác quan tại nhà hàng có tác động tới sự hài lòng của khách hàng, tuy nhiên chưa có nghiên cứu đi sâu về nhà hàng chay. Do bắt nguồn từ nhu cầu liên quan tới niềm tin tôn giáo cũng như mong cầu sự an yên, hoạt động marketing giác quan ở các nhà hàng chay Việt Nam sẽ có những đặc trưng riêng và khác biệt so với các nhà hàng chay trên thế giới, cần có một nghiên cứu chuyên sâu về ảnh hưởng của các yếu tố marketing giác quan tới sự hài lòng của thực khách tại nhà hàng chay.

Nghiên cứu này tìm hiểu ảnh hưởng của các yếu tố tác động vào giác quan tới sự hài lòng của thực khách tại các nhà hàng chay với địa bàn nghiên cứu ở Hà Nội - một thành phố có số lượng nhà hàng chay nhiều nhất cả nước, từ đó đưa ra một số giải pháp ứng dụng marketing giác quan đối với các nhà hàng chay nhằm gia tăng sự hài lòng của khách hàng. Cụ thể, nghiên cứu tập trung đi sâu vào trả lời ba câu hỏi nghiên cứu: (i) Có các yếu tố tác động vào giác quan? (ii) Các yếu tố tác động vào giác quan (thị giác, thính giác, khứu giác, xúc giác và vị giác) tại nhà hàng chay ảnh hưởng như thế nào tới sự hài lòng của thực khách với nhà hàng? (iii) Các nhà hàng chay nên ứng dụng marketing giác quan như thế nào để cải thiện sự hài lòng của khách hàng?

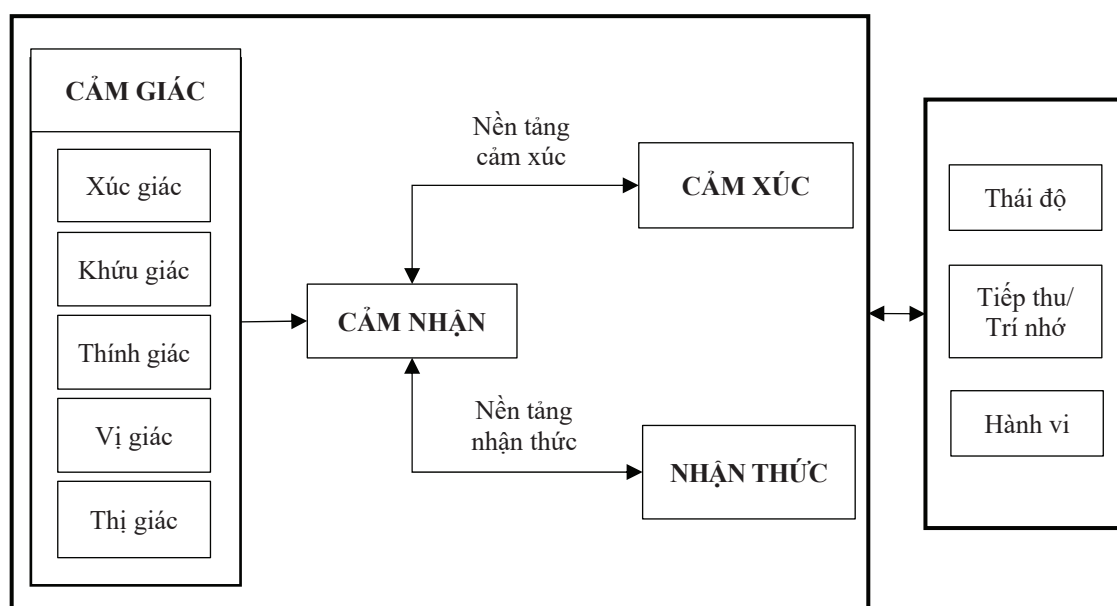
2. Tổng quan nghiên cứu

Trải nghiệm của khách hàng đang trở thành yếu tố quan trọng ảnh hưởng tới cảm nhận, tới sự hài lòng và ý định mua lần sau. Chính vì thế, marketing đã bổ sung cách tiếp cận mới khi xem các yếu tố tác động vào giác quan như các công cụ marketing quan trọng tác động vào khách hàng (Achrol & Kotler, 2012). Các trải nghiệm giác quan có ảnh hưởng quan trọng khi khách hàng đánh giá và ra quyết định mua và các hoạt động marketing tác động vào giác quan của con người hướng tới việc tạo nên phản ứng đáp lại của họ với sản phẩm và thương hiệu được gọi là marketing giác quan (Hassan & Iqbal, 2016). Kinh doanh nhà hàng là lĩnh vực có khả năng áp dụng đồng thời cả năm nhóm yếu tố marketing giác quan, bao gồm các yếu tố tác động vào thị giác, thính giác, khứu giác và xúc giác (Brakus & cộng sự, 2009; Lin, 2019). Đã có nhiều công trình nghiên cứu nước ngoài khẳng định ảnh hưởng của các yếu tố marketing giác quan tại nhà hàng tới sự hài lòng của khách hàng (Randhir & cộng sự, 2016; Ansari & Keshavarz, 2016; Satti & cộng sự, 2019), tuy nhiên chưa có nghiên cứu nào cho riêng lĩnh vực nhà hàng chay. Tại Việt Nam, tuy khái niệm về marketing giác quan đã được đề cập nhưng chưa có nghiên cứu chuyên sâu ở một lĩnh vực cụ thể, mới chỉ dừng lại ở nghiên cứu tại bàn.

2.1. Marketing giác quan

Giác quan (hay cơ quan cảm giác) là nơi chịu tác động bởi kích thích bên ngoài ở môi trường cụ thể (Zuckerman, 2014) tạo nên phản ứng của con người. Nó phản ánh những gì con người cảm thấy, nhìn, nghe, ngửi và nếm khi tiếp xúc với các kích thích. Holbrook & Hirschman (1982) cho rằng “cảm giác, hình ảnh, cảm xúc, niềm vui và những thành phần có tính biểu tượng hoặc cảm thụ khác” trở thành “những trải nghiệm quan trọng và khơi gợi hành vi khách hàng”. Gần đây, các giác quan, trải nghiệm và cảm xúc của khách hàng đang trở nên ngày một quan trọng hơn trong các ứng dụng marketing (Achrol & Kotler, 2012). Các nhà marketing trên toàn thế giới đã gợi ý ứng dụng marketing dựa trên cảm xúc của con người để đáp ứng kịp thời với những thay đổi này (Kotler & cộng sự, 2011). Vai trò của trải nghiệm giác quan trong việc

Hình 1: Khung lý thuyết giải thích khái niệm marketing giác quan

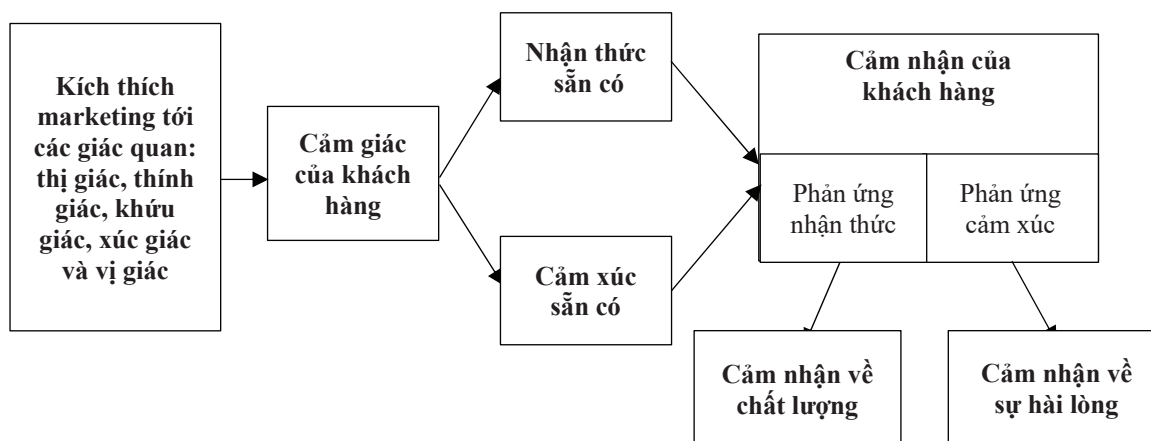


Nguồn: Krishna (2012).

đánh giá và ra quyết định của khách hàng được thể hiện qua hoạt động marketing giác quan (Hassan & Iqbal, 2016). Marketing giác quan được định nghĩa là hoạt động marketing (hoặc chiến lược marketing) nhằm thu hút (hay tương tác với) năm giác quan của khách hàng, qua đó tác động liên tục tới cảm nhận, đánh giá và hành vi của họ (Krishna, 2010).

Erdil (2015) giải thích cơ chế ứng dụng của marketing giác quan là việc tạo ra các kích thích dựa trên các yếu tố môi trường bên ngoài có thể thu hút các giác quan của người tiêu dùng. Những yếu tố của môi trường không chỉ ảnh hưởng tới cảm xúc mà còn tới đánh giá của người tiêu dùng về sản phẩm hoặc thương hiệu, từ đó, tác động tới ý định và hành vi mua của họ (Erdil, 2015). Krishna (2012) đưa ra một khung lý thuyết nhằm giải thích cho khái niệm marketing giác quan, được thể hiện ở Hình 1. Tác giả này cũng nhấn mạnh cần phân biệt hai khái niệm là “cảm giác” và “cảm nhận”. Cảm giác có được khi các kích thích tác động tới các tế bào thụ cảm của các cơ quan cảm giác, về bản chất là thuộc về cơ chế sinh học và thần kinh. Còn cảm nhận là sự nhận ra hoặc hiểu được về thông tin từ các giác quan hay thông tin cảm giác; bao gồm sự truyền dẫn, phân tích và giải thích cảm giác bởi não bộ. Sau khi đón nhận kích thích, con người sẽ sử dụng nhận thức và cảm xúc sẵn có của mình để tạo thành cảm giác đó, từ đó hình thành cảm nhận của riêng mình về các kích thích (Krishna, 2012). Dựa trên nghiên cứu hệ não đồ, nhận thức và cảm xúc được xử lý tại hệ viền của não bộ sẽ

Hình 2: Cơ chế hoạt động của marketing giác quan



Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả.

tạo ra cảm nhận về một kích thích sau khi nhận được tín hiệu cảm giác hình thành bởi kích thích đó (Riza & Wijayanti, 2018).

Từ đây, cơ chế hoạt động của marketing giác quan được tóm tắt một cách đơn giản như Hình 2. Cụ thể, các kích thích marketing tác động tới các giác quan của khách hàng, tạo ra các cảm giác tương ứng. Những cảm giác này khi được truyền dẫn lên não bộ sẽ ảnh hưởng đến nhận thức và cảm xúc sẵn có của khách hàng, nhờ đó tạo nên cảm nhận của khách hàng đối với các kích thích đó. Cảm nhận là phản ứng xảy ra bên trong khách hàng, bao gồm phản ứng nhận thức và phản ứng cảm xúc (Krishna, 2012). Phản ứng nhận thức có tác động tới cảm nhận về chất lượng còn phản ứng cảm xúc tạo ra cảm nhận về sự hài lòng hay không hài lòng của khách hàng khi nhận các kích thích marketing giác quan, có liên quan trực tiếp sự hài lòng tổng thể của khách hàng về sản phẩm/dịch vụ.

2.2. Các yếu tố marketing giác quan

Các yếu tố tác động vào thị giác

Con người bị ảnh hưởng nhiều nhất bởi thị giác, ấn tượng đầu tiên được truyền đạt qua thị giác sẽ giúp khách hàng trong việc hình thành hình ảnh về sản phẩm và thương hiệu (Ebster, 2011). Thị giác là giác quan hiệu quả nhất để truyền tải các thông điệp marketing tới khách hàng (Lindstrom, 2005). Calvert & Thesen (2004) khẳng định thị giác có thể tương tác với thính giác, xúc giác và khứu giác, thể hiện vai trò hỗ trợ quan trọng của thị giác đối với các giác quan khác.

Các yếu tố tác động vào thính giác

Âm thanh có ảnh hưởng lâu dài đến trí nhớ. Thực tế, con người thu nhận một lượng lớn thông tin qua âm thanh (Hultén & cộng sự, 2009). Lindstrom (2005) khẳng định âm thanh có thể ảnh hưởng đến hành vi và thói quen mua hàng. Âm thanh có thể giúp cải thiện tâm trạng, và trong marketing, nó cũng được xem là quan trọng đối với hành vi của khách hàng (Alpert & cộng sự, 2005). Thông qua các nghiên cứu của mình, Lindstrom & Kotler (2005) nhận định rằng khách hàng có các loại nhu cầu khác nhau và trong marketing, âm thanh đã được sử dụng rất hiệu quả để giao tiếp với nhu cầu vô thức của khách hàng.

Các yếu tố tác động vào khứu giác

Khứu giác được kết nối với hơi thở - thể hiện sự sống của con người. Khứu giác là giác quan không thể bỏ qua vì nó có ảnh hưởng trực tiếp và nhanh nhất tới trí nhớ (Herz & Engen, 1996; Lindstrom, 2006). Khứu giác hoạt động rất chặt chẽ với cảm xúc và ảnh hưởng rất lớn đến hành vi (Mahmoudi & cộng sự, 2012). Điều này cũng có thể được liên kết với các chiến lược marketing dài hạn hoặc ngắn hạn để giúp khách hàng ghi nhớ hình ảnh tốt hơn khi liên kết với mùi hương cụ thể (Hultén & cộng sự, 2009).

Các yếu tố tác động vào xúc giác

Xúc giác là một yếu tố cảm nhận của da, xảy ra khi một người tiếp xúc với một thứ gì đó hoặc ai đó, dẫn đến một mối quan hệ gần gũi giữa cả hai, thay đổi cảm xúc con người và ảnh hưởng đáng kể tới sự trao đổi thông tin (Hultén & cộng sự, 2009). Việc cho phép khách hàng chạm vào sản phẩm không những tạo ra thái độ tích cực đối với việc mua hàng mà còn xây dựng mối quan hệ với sản phẩm, tạo niềm tin về chất lượng sản phẩm (Peck & Wiggins, 2006; Hultén, 2013).

Các yếu tố tác động vào vị giác

Vị giác được cảm nhận thông qua các tác động vào các nụ vị giác tại lưỡi. Vị giác giúp phân biệt giữa vị ngọt, mặn, chua, đắng và vị ngọt thịt (Ikeda, 2002). Trong lĩnh vực nhà hàng, những gì chúng ta ăn có liên quan mật thiết đến sự sống còn, nên vị giác có một vai trò đặc biệt so với các giác quan khác (Ansari & Keshavarz, 2016). Bên cạnh đó, vị giác và khứu giác có mối quan hệ chặt chẽ với nhau vì một người có thể tiếp xúc với mùi mà không cần nếm nhưng hầu như không thể nếm bất cứ thứ gì mà không có mùi (Lindstrom, 2006).

2.3. Ứng dụng marketing giác quan tại nhà hàng và sự hài lòng của khách hàng

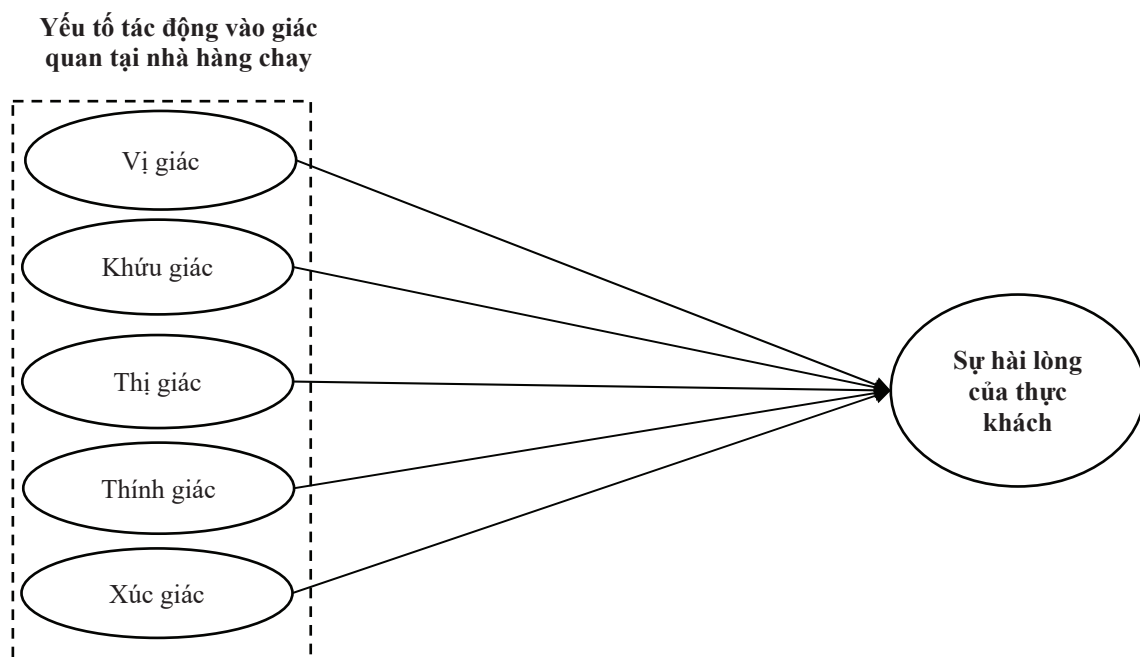
Ngành dịch vụ ẩm thực - nhà hàng là lĩnh vực có khả năng áp dụng khái niệm marketing giác quan một cách toàn diện với năm yếu tố giác quan (Brakus & cộng sự, 2009; Lin, 2019). Hơn thế nữa, việc ứng dụng marketing giác quan trong lĩnh vực này còn đem lại những kết quả tích cực trong nhận thức của khách hàng qua việc tạo ra cơ hội trải nghiệm tổng thể (Turley & Milliman, 2000; Wiedmann & cộng sự, 2013). Marketing giác quan làm gia tăng giá trị dịch vụ bằng cách chiết xuất những tinh túy của sản phẩm, đưa chúng vào trải nghiệm tương tác, nhờ đó giúp khách hàng ra quyết định (Wiedmann & cộng sự, 2018). Trong suốt quá trình, nếu kỳ vọng phù hợp với thực tế thì khách hàng cảm thấy hài lòng hoặc ngược lại, nếu thực

tế thấp hơn so với kỳ vọng thì sẽ không hài lòng. Hơn thế nữa, sự hài lòng của khách hàng bị ảnh hưởng bởi các điều kiện tâm lý và cảm xúc qua trải nghiệm cá nhân của khách hàng (Baker & Crompton, 2000). Qua đó, càng thấy được mối quan hệ mật thiết giữa các yếu tố marketing giác quan và sự hài lòng của khách hàng. Các nhà hàng có thể gây ảnh hưởng đến thực khách và thu hút sự chú ý của họ bằng cách sử dụng thiết kế không gian đẹp mắt, độc đáo; nhạc nền khơi dậy cảm giác, tạo ra bầu không khí đặc biệt, mùi hương nhẹ nhàng, hấp dẫn hoặc đặc biệt, thú vị giúp làm tăng trải nghiệm về vị giác của khách hàng (Shah, 2018). Nói cách khác, các yếu tố marketing giác quan tại nhà hàng có tác động tích cực tới sự hài lòng của khách hàng (Amornratkul & Pahome, 2010; Randhir & cộng sự, 2016; Ansari & Keshavarz, 2016; Satti & cộng sự, 2019). Lindstrom (2005) khẳng định rằng, bằng cách sử dụng các yếu tố tác động tới cả năm giác quan (năm yếu tố marketing giác quan) của con người sẽ giúp “tổng trải nghiệm giác quan tăng ít nhất là gấp đôi, thậm chí là gấp ba, khả năng ghi nhớ thương hiệu của khách hàng”. Có một vài nghiên cứu trước đây xem xét đồng thời cả năm yếu tố marketing giác quan, điển hình là Satti & cộng sự (2019), Jang & Lee (2019), Erenkol & Merve (2015). Song, phần lớn các công trình nghiên cứu không nghiên cứu đầy đủ các giác quan.

Như vậy, có thể thấy, đã có nhiều công trình nghiên cứu trên thế giới chỉ ra sự ảnh hưởng của các yếu tố marketing giác quan tại nhà hàng tới sự hài lòng của khách hàng trong nhà hàng, tuy nhiên các nghiên cứu thường chỉ tập trung vào một số yếu tố, chưa xem xét toàn bộ các yếu tố tác động tới cả năm giác quan là thị giác, thính giác, khứu giác, xúc giác và vị giác. Marketing giác quan cũng là chủ đề marketing còn chưa được khai thác ở Việt Nam, đặc biệt là trong lĩnh vực nhà hàng chay. Do đó, để lấp đầy khoảng trống này trong các tài liệu hiện có, một nghiên cứu tổng hợp cả năm biến số marketing giác quan sẽ có khả năng cung cấp một bức tranh tổng thể hơn về cơ hội ứng dụng cách tiếp cận này trong hoạt động kinh doanh nói chung.

Trên cơ sở phân tích trên, nhóm tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu về ảnh hưởng của marketing giác quan tới sự hài lòng của thực khách – nghiên cứu các yếu tố tác động vào các giác quan của con người, áp dụng cho bối cảnh kinh doanh nhà hàng chay, như trình bày trong Hình 3.

Hình 3: Mô hình nghiên cứu đề xuất



Nguồn: Đề xuất của nhóm tác giả.

3. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu này được thực hiện bằng phương pháp phỏng vấn sâu và quan sát các đối tượng liên quan. Trên cơ sở tổng quan nghiên cứu, câu hỏi cho nghiên cứu định tính được xác định là: các yếu tố tác động vào giác quan tại nhà hàng chay có ảnh hưởng như thế nào tới sự hài lòng của thực khách? Các chỉ tiêu đo lường biến số hay cụ thể là các tiêu chí đánh giá cho các yếu tố tác động vào các giác quan tại nhà hàng chay được lựa

chọn trên cơ sở nghiên cứu của Chang (2019), Medina (2014), Ansari & Keshavarz (2016), Roballey & cộng sự (1985), Milliman (1986), và xuất phát từ phỏng vấn sâu thực tế một số khách hàng và chủ nhà hàng.

Quá trình thu thập phỏng vấn sâu được tiến hành từ 15/03/2021 đến 15/07/2021, sử dụng kết hợp phương pháp quan sát (quan sát không tham dự và quan sát tham dự chủ động) với phương pháp phỏng vấn bán cấu trúc. Mẫu nghiên cứu được lấy tại Hà Nội, một trong những nơi có số lượng nhà hàng chay nhiều nhất cả nước. Với phương pháp quan sát không tham dự, mẫu nghiên cứu là tất cả các nội dung liên quan tới nhà hàng chay và trải nghiệm của khách hàng tại nhà hàng chay trên địa bàn Hà Nội, được thu thập trên internet và bao gồm các hình ảnh, bài nhận xét, đánh giá, bài đăng trên nhóm Facebook. Nhóm tác giả cũng tham khảo các bài viết, bài đăng, bình luận hoặc video trên internet, ví dụ như trên các trang blog cá nhân, diễn đàn thảo luận, mạng xã hội Facebook, YouTube, các trang đánh giá như TripAdvisor, Foody thuộc kiểu review; đồng thời, quan sát một cách gián tiếp các nhà hàng chay thông qua các hình ảnh mà họ đăng tải trên các trang mạng xã hội hoặc website của nhà hàng, qua đó nắm được phong cách chủ đạo mà các nhà hàng chay hướng đến hoặc dự đoán được đối tượng họ tiếp cận.

Với phương pháp quan sát tham dự chủ động, mẫu nghiên cứu bao gồm 12 nhà hàng chay với nhiều kiểu không gian khác nhau trên địa bàn Hà Nội, từ phân khúc trung cấp trở lên, tập trung ở 03 quận trong số bảy quận có số lượng nhà hàng chay nhiều nhất, với 8/12 nhà hàng có loại hình phục vụ chính là buffet (do đây là loại hình phổ biến nhất tại Hà Nội). Nhóm tác giả tập trung vào 2 vấn đề chính khi quan sát tại các nhà hàng: (i) những yếu tố marketing giác quan mà nhà hàng đó đã sử dụng và cảm nhận, đánh giá cá nhân của nhóm tác giả đối với các yếu tố đó; (ii) đặc điểm và hành vi của đối tượng thực khách ở nhà hàng. Khi xem xét các yếu tố marketing giác quan tại nhà hàng chay, nhóm tác giả dựa trên bảng các tiêu chí đánh giá đã đề xuất ban đầu, đồng thời liên tục bổ sung các tiêu chí mới phát hiện được thông qua quan sát.

Với phương pháp phỏng vấn sâu, mẫu nghiên cứu gồm 11 khách hàng đã trải nghiệm tại các nhà hàng chay và 03 chủ nhà hàng chay. Nhóm đối tượng phỏng vấn là thực khách có 3/11 người là ăn chay trường, 4/11 người với kinh nghiệm trải nghiệm trên 5 nhà hàng chay, 7/11 người là nữ giới, 9/11 người với độ tuổi 25 đến 45 và 6/11 người làm văn phòng. Nhóm đối tượng phỏng vấn là chủ nhà hàng chay có kiểu thiết kế không gian khác nhau, phục vụ các loại hình gọi món và buffet, kiểu ăn chay gồm chay có trứng sữa, thuần chay và chay theo thực dưỡng. Đối với đối tượng phỏng vấn là chủ nhà hàng chay, nội dung phỏng vấn bao gồm 2 ý lớn: (i) khám phá quan điểm của chủ nhà hàng đối với ảnh hưởng của việc sử dụng các yếu tố marketing giác quan tại nhà hàng tới hoạt động kinh doanh và hành vi khách hàng; (ii) tìm hiểu về cách họ sử dụng các yếu tố marketing giác quan trong nhà hàng (đối với từng yếu tố thị giác, thính giác, xúc giác, khứu giác và vị giác) và đánh giá của họ về hiệu quả của từng yếu tố. Đối với đối tượng phỏng vấn cho thực khách của nhà hàng chay, bảng hướng dẫn phỏng vấn xoay quanh 2 nội dung về (i) những kích thích marketing giác quan nào khiến họ thấy thu hút và đâu là tiêu chí đánh giá yếu tố marketing giác quan có vai trò quan trọng với họ nhất; (ii) sự chi phối của kinh nghiệm đối với sự hài lòng của khách hàng khi trải nghiệm tác động của các yếu tố marketing giác quan tại nhà hàng. Nhóm tác giả dừng lại sau đối tượng thứ 14 do không tìm thấy thông tin mới cho đề tài.

4. Kết quả nghiên cứu

Kết quả quan sát và phỏng vấn sâu chỉ rằng các nhóm yếu tố marketing giác quan tác động vào thị giác, thính giác, khứu giác, xúc giác và vị giác tại nhà hàng chay đều có ảnh hưởng tới sự hài lòng của thực khách thông qua việc thay đổi cảm nhận của họ đối với nhà hàng.

Đối với nhóm các yếu tố tác động vào vị giác: Kết quả quan sát và phỏng vấn sâu cho thấy, khi trao đổi, các yếu tố như (i) hương vị của món ăn, (ii) nguyên liệu của món ăn, (iii) thực đơn phong phú, (iv) tên gọi của món ăn và (v) cách chế biến món ăn hay sự đậm đà, rồi thuộc tính đặc thù của mỗi nguyên liệu (bở, giòn, ngọt, dai...) đều được nhắc tới khi chia sẻ về cảm nhận về chất lượng bữa ăn; và từ đó tác động tới cảm nhận của khách hàng thông qua cảm giác của cơ quan vị giác, từ đó tác động lên sự hài lòng tổng thể của họ đối với nhà hàng. Sự hài lòng sẽ tăng lên khi nhà hàng chay mang tới cho họ hương vị món ăn ngon, hợp khẩu vị; nguyên liệu cho món ăn tự nhiên, tươi sạch, không dùng gia vị hoặc chất điều vị công nghiệp; thực đơn đa dạng, phong phú, với tên gọi hình tượng hóa hoặc đặc biệt, với nhiều sự lựa chọn hoặc được bổ sung định kỳ; và chế biến món ăn gần với hương vị tự nhiên của nguyên liệu, hạn chế sử dụng các phương pháp chiên rán nhiều dầu. So với các nghiên cứu trước, một số chỉ số mới đã được bổ sung vào để phân tích yếu tố tác động vào vị giác của thực khách, đó là sự đậm đà, rồi thuộc tính đặc thù của mỗi nguyên liệu (bở, giòn, ngọt, dai...)

Đối với nhóm các yếu tố tác động vào khứu giác: Kết quả phỏng vấn sâu cho thấy, các từ ngữ được nhắc tới khi đề cập tới không gian và đồ ăn có tác động vào khứu giác thường được nhắc tới khi chia sẻ cảm nhận của thực khách về chất lượng đồ ăn và sự phục vụ của nhà hàng, qua đó, ảnh hưởng tới sự hài lòng của họ, gồm (i) chất lượng không khí, (ii) loại mùi hương trong nhà hàng, (iii) nồng độ mùi của mùi hương, và (iv) mùi thức ăn không chỉ trong không khí mà còn là mùi của mỗi món được bung ra có thể hiện được đặc trưng của nguyên liệu tươi ngon hay không. Điều đó cho thấy, các yếu tố tác động vào khứu giác sẽ ảnh hưởng tới cảm nhận của khách hàng và tác động lên sự hài lòng tổng thể của họ đối với nhà hàng. Sự hài lòng sẽ tăng lên khi nhà hàng duy trì chất lượng không khí trong lành, không lẫn tạp chất hay mùi lạ; sử dụng mùi hương từ thiên nhiên với nồng độ trong nhà hàng thích hợp, đảm bảo sự nhẹ nhàng, dễ chịu cho thực khách; và kiểm soát tốt mùi thức ăn để không có hiện tượng ám mùi thức ăn trong không khí. Đặc biệt, khả năng lưu lại mùi hương tự nhiên của nguyên liệu trong mỗi món ăn là tiêu chí mà thông qua quan sát và phỏng vấn sâu, nhóm tác giả đã phát hiện ra, có ảnh hưởng tới cảm nhận của thực khách về chất lượng món ăn và tác động tới sự hài lòng của họ.

Đối với nhóm các yếu tố tác động vào thị giác: Trong kết quả phỏng vấn sâu và quan sát tại các nhà hàng chay, các yếu tố liên quan tới thiết kế nhà hàng như hình thức bên ngoài, thiết kế bên trong, cường độ ánh sáng và màu sắc của tường, trang thiết bị trong nhà hàng và đặc biệt cách trình bày đồ ăn cũng sẽ ảnh hưởng tới cảm giác của thực khách về nhà hàng. Và cảm giác đó cũng sẽ là yếu tố quan trọng ảnh hưởng tới sự hài lòng của họ khi tới với nhà hàng. Rất nhiều thực khách cho biết, khi tới thường thức tại các nhà hàng chay, thực khách thường kỳ vọng có cảm giác an yên, nhẹ nhàng, trầm mặc. Các màu sắc trầm/thanh, các đồ đạc được thiết kế đơn giản, không gian nhỏ bé, ấm cúng sẽ đem lại cho khách hàng cảm giác an yên mà họ kỳ vọng. Các màu sắc nóng, nổi (đỏ, vàng) hay thiết kế hiện đại, rườm rà sẽ không đem lại cảm giác “chay tịnh” mà thực khách muốn có. Một số tiêu chí mới được bổ sung có ảnh hưởng tới cảm nhận và sự hài lòng của thực khách thông qua thị giác, như cách trình bày đồ ăn, màu sắc mỗi đĩa đồ ăn được sắp xếp trên bàn ăn và khả năng giữ được màu sắc nguyên bản của các nguyên liệu được sử dụng trong mỗi loại đồ ăn truyền tới thị giác và kích thích vị giác của thực khách, từ đó ảnh hưởng tới cảm nhận về sự tươi ngon, và tác động tới sự hài lòng của họ.

Đối với nhóm các yếu tố tác động vào xúc giác: Một số các từ ngữ mô tả cảm giác đến từ xúc giác (cảm giác khi va chạm) như (i) nhiệt độ bên trong không gian nhà hàng, (ii) chất lượng đồ nội thất, (iii) chất lượng đồ dùng (bát đĩa, khăn ăn, cốc, ống hút...) và thuộc tính “tự nhiên” của chúng, và (iv) độ sạch sẽ của đồ dùng, sự sạch sẽ của khu vệ sinh và môi trường của nhà hàng chay đều có ảnh hưởng tới cảm nhận của thực khách về chất lượng dịch vụ của nhà hàng. Hơn thế nữa, trải nghiệm xúc giác của thực khách cũng có thể đến từ bản thân đồ ăn, thông qua cảm giác mềm mại, tươi ngon, đầy đặn của từng miếng đồ ăn đều có tác động không nhỏ tạo nên sự hài lòng của thực khách. Sự hài lòng sẽ theo chiều hướng tích cực khi nhà hàng chay đảm bảo sự sạch sẽ, vệ sinh cho nhà hàng, từ các yếu tố không gian xung quanh đến chi tiết từng đồ dùng, đồ nội thất trong nhà hàng. Bên cạnh đó, nhà hàng cũng cần chú ý điều chỉnh nhiệt độ bên trong nhà hàng thích hợp, sắp xếp chỗ ngồi rộng rãi, thoải mái, đồ dùng ăn uống gọn gàng, sạch sẽ.

Đối với nhóm các yếu tố tác động vào thính giác: Khi đề cập tới các yếu tố tác động vào thính giác, các từ được thực khách nói tới nhiều nhất khi đánh giá nhà hàng chay chính là (i) độ ồn trong nhà hàng, (ii) tính riêng tư của mỗi bàn ăn; (iii) giọng nói của người phục vụ; (iv) loại nhạc nền trong nhà hàng, (v) âm lượng của nhạc nền, và (vi) tiếng ồn đến từ các yếu tố bên ngoài nhà hàng. Một số người cho rằng, âm thanh từ bếp cũng có thể ảnh hưởng tới cảm giác của họ khi thưởng thức đồ ăn, song, với các nhà hàng chay, yếu tố này dường như không có do khu vực bếp thường được bố trí tách bạch so với khu vực bàn ăn. Chính vì thế, các yếu tố kể trên mới có tác động tới thính giác của thực khách, và ảnh hưởng tới cảm nhận và sự hài lòng của họ đối với nhà hàng. Đến với một nhà hàng chay, thực khách kiếm tìm một không gian nhẹ nhàng, không bị làm phiền bởi những lời hô, lời chúc quá lớn của thực khách ở các bàn khác. Bên cạnh đó, giọng nói nhẹ nhàng của người phục vụ chính là một trong những yếu tố mà họ chờ đợi và có ảnh hưởng không hề nhỏ tới cảm nhận và sự hài lòng của họ.

5. Kết luận và khuyến nghị

Nghiên cứu này đã chỉ ra rằng, sự hài lòng của thực khách thay đổi bởi cảm nhận của họ sau khi chịu ảnh hưởng bởi các yếu tố tác động lên cả 5 giác quan. Marketing giác quan tại nhà hàng chay có khả năng tác động tới vị giác của thực khách qua hương vị của các món ăn, sự lựa chọn nguyên liệu cho món ăn, sự đa dạng của thực đơn và cách chế biến, khả năng lưu giữ đặc trưng tự nhiên của món ăn. Tác động vào khứu giác là chất lượng không khí, loại mùi hương, nồng độ mùi hương sử dụng trong nhà hàng chay và mùi thức

ăn trong từng món và mùi thức ăn trong không khí của nhà hàng có khả năng gây ra những cảm xúc tiêu cực hoặc tích cực đối với khách hàng và ảnh hưởng tới sự hài lòng của họ. Không gian của nhà hàng chay với kiến trúc, với trang thiết bị và với việc trình bày, trang trí món ăn tại nhà hàng là những yếu tố tác động vào thị giác của thực khách. Độ sạch sẽ của trang thiết bị, của bát đĩa cốc chén, của khu vệ sinh và của tổng thể nhà hàng chay cũng đóng vai trò đáng kể tác động tới sự hài lòng của thực khách thông qua xúc giác của họ. Cuối cùng, cảm nhận tích cực hay tiêu cực của khách hàng về nhà hàng còn chịu ảnh hưởng độ ồn trong nhà hàng chay, loại nhạc nền, nhịp độ và âm lượng nhạc nền được sử dụng trong nhà hàng, là những yếu tố tác động tới cơ quan thính giác.

Với kết quả nghiên cứu trên, có thể thấy, để tạo được trải nghiệm tổng hợp tích cực, các nhà hàng chay nên sử dụng tổng hợp các yếu tố marketing giác quan để thúc đẩy các cảm xúc tích cực đối với nhà hàng, từ đó nâng cao sự hài lòng của họ.

Để tác động vào vị giác, các nhà hàng chay cần lưu ý nghiên cứu kỹ khẩu vị của nhóm khách hàng mục tiêu để đưa ra các món ăn có hương vị phù hợp nhất; chú trọng trong khâu nguyên liệu, lựa chọn nguyên liệu tươi ngon, sạch sẽ, hạn chế sử dụng phụ gia thực phẩm, đảm bảo sức khỏe cho thực khách (do ăn chay đúng cách để tốt cho sức khỏe là xu hướng đang rất được quan tâm ngày nay). Bên cạnh đó, nên đổi mới và làm phong phú, đa dạng thực đơn món ăn thường xuyên, tránh gây nhàm chán cho khách hàng, đồng thời kích thích sự hào hứng, tò mò của họ, hình thành mong muốn quay lại nhà hàng để được khám phá những món ăn mới mẻ, hấp dẫn. Cũng nên lưu ý cách chế biến món ăn, tập trung tạo nên hương vị tự nhiên từ nguyên liệu rau củ, hạn chế các phương pháp chế biến chiên rán, nhiều dầu mỡ và các thực phẩm giả mặn giàu tinh bột.

Để tác động vào khứu giác, điều đầu tiên và quan trọng nhất đối với các nhà hàng chay là đảm bảo chất lượng không khí trong lành, thoáng đãng, sạch sẽ, không có mùi lạ gây khó chịu. Các nhà hàng có thể thiết kế không gian mở cũng như kết hợp với thiên nhiên, cây xanh để thanh lọc không khí, tránh hiện tượng khí không thông hay bí khí trong nhà hàng, cũng như giảm bớt khả năng mùi đồ ăn lưu lại trong không gian. Ngoài ra, khu vực bếp cũng nên tách biệt với khu vực ăn uống, có bổ sung các thiết bị hút mùi hoặc khử khuẩn trong nhà hàng nhằm mang lại chất lượng không khí sạch sẽ, trong lành, an toàn cho khách hàng.

Để tác động vào thị giác, nhà hàng cần đầu tư đảm bảo không gian nhà hàng mang đến cho khách hàng cảm giác nhẹ nhàng, thư thái, an yên, thanh thoát, giúp họ giảm bớt căng thẳng mệt mỏi, thư giãn tinh thần, thể chất. Tùy thuộc vào nhóm khách hàng mục tiêu mà nhà hàng hướng tới mà lựa chọn kiểu không gian nhà hàng phù hợp. Chẳng hạn, nếu hướng tới nhóm khách hàng trẻ tuổi, nhà hàng chay có thể lựa chọn kiểu không gian hiện đại, ấm cúng hoặc trẻ trung, gần gũi với thiên nhiên. Nếu hướng tới nhóm khách hàng có quan điểm ăn chay gắn liền với Phật giáo, nhà hàng chay nên tập trung làm nổi bật không gian trang nghiêm, thanh tịnh, đậm chất thành kính, mang hơi thở của triết lý đạo Phật. Các yếu tố cụ thể liên quan tới thiết kế nhà hàng bao gồm hình thức bên ngoài, thiết kế bên trong, cường độ ánh sáng và màu sắc của tường cũng như các đồ đạc, trang thiết bị trong nhà hàng cũng cần hòa hợp và thống nhất với chủ đề không gian đã chọn.

Để tác động vào xúc giác, cần quan tâm và đảm bảo độ sạch sẽ, vệ sinh môi trường trong nhà hàng, không chỉ ở khu vực ăn uống mà còn cả những khu vực khác trong nhà hàng. Khi vào một nhà hàng chay sạch sẽ, vệ sinh, thực khách sẽ có cảm nhận tích cực và thấy yên tâm hơn khi thưởng thức các món ăn trong nhà hàng. Một nhà hàng sạch sẽ cũng giúp tạo ra sự nhẹ nhàng, thư giãn - một trong những điều mà khách hàng rất mong muốn khi tới một nhà hàng chay. Ngoài ra, cũng cần lưu ý điều chỉnh nhiệt độ bên trong nhà hàng một cách hợp lý, thiết kế chỗ ngồi có phần riêng tư, giữ gìn đồ dùng ăn uống gọn gàng, sạch sẽ. Đồ dùng ăn uống cũng như chỗ ngồi, bàn ăn của khách hàng cũng cần lau dọn thường xuyên, gọn gàng ngăn nắp để tránh gây mất mỹ quan cũng như tránh tạo ra ấn tượng không tốt của thực khách về nhà hàng.

Để tác động vào thính giác, nên chú trọng kiểm soát độ ồn trong nhà hàng. Việc giữ cho nhà hàng một sự yên tĩnh nhất định là rất quan trọng vì khách hàng thường kỳ vọng đến với nhà hàng chay là để cảm thấy nhẹ nhàng, bình yên, thư thái, thậm chí là thanh tịnh. Để giảm thiểu tới đa tiếng ồn từ thực khách, nhà hàng có thể áp dụng thêm các biện pháp hoặc các dấu hiệu mang tính nhắc nhở nhẹ nhàng tới khách hàng. Có thể thiết kế thêm một số biểu tượng hoặc tranh ảnh trang trí nghệ thuật có ngụ ý về việc nên nói chuyện nhỏ nhẹ, giữ gìn sự yên tĩnh chung cho nhà hàng. Bên cạnh đó, sử dụng nhạc nền không lời, với nhịp độ chậm để gia tăng cảm xúc tích cực và trải nghiệm trọn vẹn cho khách hàng. Tuy nhiên lưu ý lựa chọn loại nhạc không lời với âm lượng vừa phải giúp khách hàng cảm thấy thư giãn, nhẹ nhàng. Việc tuyển dụng nhân viên phục vụ với giọng nói nhẹ nhàng, truyền cảm cũng là yếu tố quan trọng để gia tăng trải nghiệm thư thái của thực

khách, gia tăng cảm nhận tích cực và cải thiện sự hài lòng của họ khi tới nhà hàng.

Nghiên cứu này đã mở ra các hướng nghiên cứu mới, từ việc lượng hóa các kết quả nghiên cứu với mô hình marketing giác quan và mức độ hài lòng của khách hàng, tới việc nghiên cứu ở các loại nhà hàng hoặc các loại hình sản phẩm và dịch vụ khác. Các phương pháp và phạm vi nghiên cứu khác cũng có thể là gợi ý nhằm kiểm định mô hình nghiên cứu mà nhóm tác giả đã đề xuất ở trên.

Tài liệu tham khảo

- Achrol, R. S., & Kotler, P. (2012), 'Frontiers of the marketing paradigm in the third millennium', *Journal of the Academy of Marketing Science*, 40(1), 35-52.
- Alpert, M., Alpert, J., & Maltz, E. (2005), 'Purchase occasion influence on the role of music in advertising', *Journal of Business Research*, 58(3), 369-376.
- Amornratkul, N., & Pahome, T. (2010), 'How sensory marketing applies to the hotel and restaurant industry in order to influence customer's behaviour in Thailand', Master Thesis.
- Ansari, Z., & Keshavarz, Y. (2016), 'To investigate the effect of sensory marketing on customer loyalty in fast food restaurants', *International Journal of Social Sciences and Humanities Research*, 4(2), 194-209.
- Baker, D. A., & Crompton, J. L. (2000), 'Quality, satisfaction and behavioral intentions', *Annals of Tourism Research*, 27(3), 785-804.
- Brakus, J. J., Schmitt, B. H., & Zarantonello, L. (2009), 'Brand experience: What is it? How is it measured? Does it affect loyalty?', *Journal of Marketing*, 73(3), 52-68.
- Calvert, G., & Thesen, T. (2004), 'Multisensory integration: methodological approaches and emerging principles in the human brain', *Journal of Physiology-Paris*, 98, 191-205.
- Chang, W.-L. (2019), 'pplying ANP to analyse sensory experience in restaurants', *British Food Journal*, 122(1), 122-135.
- Ebster, C. (2011), *Store Design and Visual Merchandising: Creating Store Space That Encourages Buying*, New York: Business Expert Press.
- Erdil, T. (2015), 'Effects of customer brand perceptions on store image and purchase intention: An application in apparel clothing', *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 207, 196-205.
- Erenkol, A. D., & Merve, A. (2015), 'Sensory Marketing', *Journal of Administrative Sciences and Policy Studies*, 3(1), 1-26.
- Hassan, I.-e., & Iqbal, J. (2016), 'Employing sensory marketing as a promotional', *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences (PJCSS)*, 725-734.
- Herz, R. S., & Engen, T. (1996), 'Odor memory: Review and analysis', *Psychonomic Bulletin & Review*, 3, 300-313.
- Holbrook, M., & Hirschman, E. (1982), 'The experiential aspects of consumption: consumer fantasies, feelings, and fun', *J. Consum. Res.*, 132-140.
- Hultén, B. (2013), 'Sensory cues as in-store innovations: Their impact on shopper approaches and touch behavior', *Journal of Innovation Management*, 1(1), 17-37.
- Hultén, B., Broweus, N., & Dijk, M. (2009), *What is Sensory Marketing?* (p. 1-23) Palgrave Macmillan UK.
- Ikeda, K. (2002), 'New Seasonings', *Chemical Senses*, 27(9), 847-849.
- Jang, H.-W., & Lee, S.-B. (2019), 'Applying Effective Sensory Marketing to Sustainable Coffee Shop Business Management', *Sustainability*, 11 (22):6430, 1-17.
- Kotler, P., Setiawan, I., & Kartajaya, H. (2011), *Marketing 3.0: From Products to Customers to the Human Spirit*, Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Krishna, A. (2010), *Sensory marketing: Research on the sensuality of products*, New York: Routledge.
- Krishna, A. (2012), 'An integrative review of sensory marketing: Engaging the senses to affect perception, judgment and behavior', *Journal of Consumer Psychology*, 22(3), 332-351.
- Lin, M. (2019), 'Effects of Experiential marketing on experience value and customer satisfaction in Ecotourism',

Ekoloji, 28(107), 3151-3156.

Lindstrom, M. (2005), 'Broad sensory branding', *Journal of Product & Brand Management*, 14, 84-87.

Lindstrom, M. (2006), *Brand Sense: How to Build Powerful Brands Through Touch, Taste, Smell, Sight and Sound*, Bingley, UK: Strategic Direction.

Lindstrom, M., & Kotler, P. (2005), *Brand sense build powerful brands through touch, taste, smell, sight, and sound*, New York, Free Press.

Mahmoudi, M., Ahmadinejad, M., & Nezami, P. (2012), 'Sensory Brand: Studying Relationship between 5 Senses and Brand Value at World's 100 Top Companies', *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, 6(8), 337-343.

Medina, J. (2014), *Brain rules*, Seattle, WA: Pear Press.

Milliman, R. E. (1986), 'Using background music to affect the behavior of supermarket shoppers', *Journal of Marketing*, 46(3), 86-91.

Peck, J., & Wiggins, J. (2006), 'It just feels good: Customers' affective response to touch and its Influence on persuasion', *Journal of Marketing*, 70(4), 56-69.

Randhir, R., Latasha, K., Tooraiven, P., & Monishan, B. (2016), 'Analyzing the Impact of Sensory Marketing on Consumers: A Case Study of KFC', *Journal of US-China Public Administration*, 13(4), 278-292.

Riza, A. F., & Wijayanti, D. M. (2018), 'The Triangle of Sensory Marketing Model: Does it Stimulate Brand Experience and Loyalty?', *Jurnal Bisnis dan Manajemen*, 8(1), 57-66.

Roballey, T. C., McGreevy, C., Rongo, R. R., Schwantes, M. L., Steger, P. J., Wininger, M. A., & Gardner, E. B. (1985), 'The effect of music on eating behavior', *Bulletin of the Psychonomic Society*, 23(3), 221-222.

Satti, Z. W., Babar, S. F., & Ahmad, H. M. (2019), 'Exploring mediating role of service quality in the association between sensory marketing and customer satisfaction', *Total Quality Management & Business Excellence*, 32(7-8), 719-736.

Shah, K. (2018), *The relationship between ambient lighting color and hotel bar customer purchase behavior and satisfaction*, University of South Florida.

Turley, L. W., & Milliman, R. E. (2000), 'Atmospheric effects on shopping behavior: A review of the experimental evidence', *Journal of Business Research*, 49(2), 193-211.

Wiedmann, K. P., Hennigs, N., Klarmann, C., & Behrens, S. (2013), 'Creating multi-sensory experiences in luxury marketing', *Marketing Review St. Gallen*, 30(6), 60-69.

Wiedmann, K. P., Labenz, F., Haase, J., & Hennigs, N. (2018), 'The power of experiential marketing: Exploring the causal relationships among multisensory marketing, brand experience, customer perceived value and brand strength', *Journal of Brand Management*, 25(2), 101-118.

Zuckerman, M. (2014), *Sensation seeking (Psychology revivals): Beyond the optimal level of arousal*, Psychology Press.

ẢNH HƯỞNG CỦA NĂM GIỮ TIỀN MẶT ĐẾN HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG CỦA CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM – CÁCH TIẾP CẬN MÔ HÌNH ĐỘNG

Phan Trần Minh Hưng
Trường Đại học Hoa Sen
Email: hung.phantranminh@hoasen.edu.vn

Mã bài: JED-593

Ngày nhận: 22/03/2022

Ngày nhận bản sửa: 30/05/2022

Ngày duyệt đăng: 08/06/2022

Tóm tắt

Nghiên cứu này được thực hiện nhằm đánh giá sự tác động nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Nghiên cứu này sử dụng kỹ thuật ước lượng mới được phát triển gần đây DPF với dữ liệu từ các công ty niêm yết trên cả hai Sở Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội từ năm 2006 đến 2020 để chỉ ra sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động đối với các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Kết quả nghiên cứu này không thay đổi khi sử dụng các đại diện khác của hiệu quả hoạt động, nắm giữ tiền mặt và kỹ thuật ước lượng khác. Điều này chỉ ra vai trò của nắm giữ tiền mặt trong cải thiện hiệu quả hoạt động.

Từ khóa: Nắm giữ tiền mặt, hiệu quả hoạt động, DPF, mô hình động

Mã JEL: B26; G32; 016

The influence of cash-holdings on corporate performance for firms listed on Vietnamese stock exchanges – a dynamic approach

Abstract:

This study investigates the relationship between cash holdings and corporate performance for firms listed on the Vietnamese stock market. Using the newly proposed method for dynamic panel data models with fractional dependent variables, termed DPF with a comprehensive data set of stocks listed in both Hochiminh and Hanoi Stock Exchanges from 2006 to 2020, the results indicate the positive relationship between cash holdings and corporate performance. Our findings are robust to the alternative measures of cash holdings, corporate performance and the alternative econometric method. It implies the important role of cash holdings in improving corporate performance.

Keywords: cash-holding, corporate performance, DPF, dynamic model

JEL Codes: B26; G32; 016

1. Giới thiệu

Sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động được giải thích bởi lý thuyết ưa thích thanh khoản (Keynes, 1936) và lý thuyết dòng tiền tự do (Jensen, 1986). Vì vậy, dựa trên nền tảng các lý thuyết này, sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động đã được quan tâm đến trong cả điều kiện tĩnh và động. Trong điều kiện tĩnh, Wang (2002) tìm thấy mối quan hệ ngược chiều giữa nắm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động đối với các công ty tại Nhật Bản và Đài Loan, trong khi đó La Rocca & Cambrea (2019) chỉ ra mối quan hệ cùng chiều giữa nắm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động đối với các công ty lớn tại Ý. Trong

điều kiện động, Alnori (2020) và Yun & cộng sự (2021) lần lượt chỉ ra mối quan hệ cùng chiều giữa nắm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động đối với các công ty tại Saudi và Trung quốc.

Tại Việt Nam, Doan (2020) sử dụng mô hình tĩnh để chỉ ra sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động với mẫu nghiên cứu là 186 công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2008-2018. Cơ bản, bản chất của hiệu quả hoạt động là động (Wintoki & cộng sự, 2012). Vì vậy, sử dụng mô hình tĩnh có thể không phản ánh đầy đủ tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động, thậm chí dẫn đến kết quả giả mạo. Tuy nhiên, cho đến nay, tại Việt Nam, chưa có bất nghiên cứu nào quan tâm đến sự tác động của nắm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong điều kiện động. Vì vậy, đóng góp của nghiên cứu này là tạo ra những khám phá mới về mối quan hệ động giữa nắm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động trong bối cảnh thực tiễn các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

2. Tổng quan tài liệu và giả thuyết nghiên cứu

Lý thuyết ưa thích thanh khoản (The liquidity preference theory) (Keynes, 1936) đã chỉ ra lợi ích của việc nắm giữ tiền mặt. Hay nói cách khác, lý thuyết này đã chỉ ra ba động cơ để nắm giữ tiền mặt. Cụ thể như sau:

Thứ nhất, động cơ giao dịch cho rằng nắm giữ lượng lớn tiền mặt nhằm tiết kiệm chi phí giao dịch của tài trợ ngoài. Chi phí huy động nguồn vốn trên thị trường tài chính thường cao hơn chi phí nắm giữ tiền mặt (Opler & cộng sự, 1999). Vì vậy, các công ty nắm giữ tiền mặt thấp thường đối mặt với chi phí huy động vốn cao trên thị trường tài chính nếu họ có nhu cầu huy động nguồn vốn trên thị trường tài chính.

Thứ hai, động cơ dự phòng chỉ ra rằng các công ty đối mặt với nguồn vốn tài trợ ngoài hạn chế sẽ không từ bỏ những dự án đầu tư tiềm năng nếu họ nắm giữ lượng tiền mặt đủ lớn. Ngoài ra, nắm giữ tiền mặt đủ lớn còn tạo ra sự an toàn hơn cho công ty khi đối mặt với những cú sốc như khủng hoảng tài chính (Ozkan & Ozkan, 2004).

Thứ ba, động cơ đầu cơ, các công ty gia tăng tiền mặt nhằm nắm giữ cơ hội được tạo ra từ thay đổi các chính sách kinh tế vĩ mô và vĩ mô như gia tăng lãi suất và giảm giá vật liệu thô.

Theo lý thuyết dòng tiền tự do (The free cash flow theory) (Jensen, 1986), các nhà quản trị đại diện cho cổ đông và hướng đến mục tiêu tối đa hóa giá trị công ty. Vì vậy, họ hướng đến gia tăng nguồn lực, đặc biệt là tài sản thanh khoản như tiền để gia tăng quyền kiểm soát trong các quyết định đầu tư và tài trợ. Điều này sẽ làm cải thiện hiệu quả hoạt động. Tuy nhiên, gia tăng tiền mặt có thể giảm hiệu quả hoạt động nếu các nhà quản trị hướng đến kiểm soát các quyết định đầu tư và tài trợ để đạt hành vi tư lợi (Eisenhardt, 1989). Cụ thể, nắm giữ lượng lớn tiền mặt làm cho các nhà quản trị không chịu nhiều áp lực liên quan đến hiệu quả hoạt động và dẫn đến đầu tư quá mức vào các dự án mang lại lợi ích tư lợi. Ngoài ra, chi phí nắm giữ tiền mặt là chi phí cơ hội của nguồn vốn đầu tư vào tài sản thanh khoản, chi phí cơ hội của việc nắm giữ tiền mặt thường thấp hơn so với lợi ích đạt được các khoản đầu tư đầu tư tiềm năng (Martínez-Sola & cộng sự, 2013). Vì vậy, các công ty nắm giữ tiền mặt lớn không thể gia tăng hiệu quả hoạt động do phải từ bỏ các dự án đầu tư tiềm năng.

Ở góc độ lý thuyết, sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động chưa có sự thống nhất. Hay nói cách khác, sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động có thể cùng chiều hoặc ngược chiều (Keynes, 1936 và Jensen, 1986). Trong khi đó, ở góc độ thực nghiệm, La Rocca & Cambrea (2019), Alnori (2020) và Yun & cộng sự (2021) đều chỉ ra mối quan hệ cùng chiều giữa nắm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động. Ở chiều hướng ngược lại, Wang (2002) lại chỉ ra mối quan hệ ngược chiều giữa nắm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động. Ngoài ra, Huang & cộng sự (2013) còn cho rằng nắm giữ tiền mặt quá mức làm giảm hiệu quả hoạt động vì tiền được biết đến như là tài sản thanh khoản và dễ dàng cho các nhà quản trị đạt được hành vi tư lợi.

Thị trường tài chính Việt Nam được biết đến như thị trường cận biên. Tại thị trường cận biên, hầu các công ty là các doanh nghiệp vừa và nhỏ, và thường đối mặt với rủi ro thanh khoản và thiếu vốn, đặc biệt là nguồn vốn dài hạn dùng để tái đầu tư. Chính điều này cản trở hoạt động đầu tư của các công ty. Hệ quả là các công ty thiếu hụt nguồn vốn đầu tư để gia tăng hiệu quả hoạt động. Vì vậy, các nhà quản trị công ty thường có xu hướng nắm giữ nhiều tiền mặt để đầu tư vào các dự án mang lại lợi nhuận cho công ty (Hoàng

Dương Việt Anh & Đặng Hữu Mẫn, 2019). Hay nói cách khác, các công ty nắm giữ tiền mặt lớn dễ dàng gia tăng hiệu quả hoạt động hơn so với các công ty nắm giữ tiền mặt nhỏ. Ngoài ra, dựa trên nền tảng lý thuyết và các bằng chứng thực nghiệm trước đây trong nước và quốc tế như: La Rocca & Cambrea (2019), Alnori (2020), Yun & cộng sự (2021) và Doan (2020), nghiên cứu này xây dựng giả thuyết như sau: Mối quan hệ giữa nắm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động là cùng chiều (H1).

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình hồi quy

3.1.1. Mô hình hồi quy

Wintoki & cộng sự (2012) đã chỉ ra bản chất của hiệu quả hoạt động có tính động. Vì vậy, sử dụng mô hình tĩnh có thể không phản ánh chính xác sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động. Cho nên, nghiên cứu này sử dụng mô hình động để đánh giá sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động.

Nghiên cứu này dựa vào khung lý thuyết cũng như các bằng chứng thực nghiệm trước đây về hiệu quả hoạt động và nắm giữ tiền mặt (Wintoki & cộng sự, 2012; Alnori, 2020; Yun & cộng sự, 2021) để xây dựng mô hình nghiên cứu. Ngoài ra, để loại trừ vấn đề nội sinh xuất phát từ tác động đồng thời giữa biến phụ thuộc và biến độc lập, tất cả các biến độc lập được sử dụng trong mô hình là các biến trễ (Harford & cộng sự, 2009). Theo đó, mô hình thực nghiệm được sử dụng trong nghiên cứu này có dạng như sau:

$$CP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CP_{i,t-1} + \beta_2 CASH_{i,t-1} + \beta_3 LEV_{i,t-1} + \beta_4 SIZE_{i,t-1} + \beta_5 AG_{i,t-1} + \beta_6 TAN_{i,t-1} + \mu_i + \Theta_{t-1} + u_{i,t-1}, (1)$$

Trong đó, i và t lần lượt là công ty và thời gian. CP là hiệu quả hoạt động. $CASH$ là tỷ lệ nắm giữ tiền mặt. LEV là cấu trúc vốn. $SIZE$ là quy mô công ty. AG là tỷ lệ tăng trưởng. TAN là tài sản hữu hình. μ_i là ảnh hưởng cố định công ty. Θ_{t-1} ảnh hưởng cố định theo thời gian. $u_{i,t-1}$ là sai số. Dựa trên các bằng chứng thực nghiệm trước đây về hiệu quả hoạt động, xu hướng tác động của các biến kiểm soát đến hiệu quả hoạt động được chi tiết trong Bảng 1.

Bảng 1: Bằng chứng thực nghiệm về sự tác động của biến kiểm soát đến hiệu quả hoạt động

Biến	Tác động	Bằng chứng thực nghiệm	Kỳ vọng
Cấu trúc vốn	-	La Rocca & Cambrea (2019), Alnori (2020), Doan (2020), Yun & cộng sự (2021)	-
	+	Margaritis & Psillaki (2010)	
Quy mô công ty	+	Alnori (2020), Doan (2020), Yun & cộng sự (2021)	-
	-	La Rocca & Cambrea (2019)	
Tỷ lệ tăng trưởng	+	La Rocca & Cambrea (2019), Alnori (2020), Doan (2020), Yun & cộng sự (2021)	+
Tài sản hữu hình	+	Yun & cộng sự (2021)	+
	-	Doan (2020)	

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

3.1.2. Đo lường biến

Để đánh giá tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động, nghiên cứu này sử dụng ba nhóm biến: hiệu quả hoạt động, nắm giữ tiền mặt và biến kiểm soát. Cụ thể như trong Bảng 2.

3.2. Kỹ thuật ước lượng

Kỹ thuật ước lượng DPF là kỹ thuật ước lượng Tobit cho mô hình dữ liệu bảng động không cân bằng với biến phụ thuộc dao động trong khoảng giá trị nào đó (Ví dụ: Cấu trúc vốn thường dao động trong khoảng (0, 1)). DPF được biết đến như kỹ thuật ước lượng không chệch và có khả năng giải quyết vấn đề điều chỉnh trung bình cơ học trong mô hình dữ liệu bảng động không cân bằng với biến phụ thuộc dao động trong khoảng giá trị nào đó. Ngoài ra, kỹ thuật ước lượng này cũng quan tâm đến ảnh hưởng cố định công ty. Thật vậy, kỹ thuật ước lượng DPF dựa trên cách tiếp cận biến tiềm ẩn để giải quyết vấn đề bản chất biến phụ thuộc trong khoảng giá trị nào đó và phân phối ảnh hưởng cố định công ty để giải quyết vấn đề chệch được tạo ra

Bảng 2: Các biến được sử dụng trong mô hình nghiên cứu

Biến	Viết tắt	Mô tả
Biến phụ thuộc		
Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản	ROA	Lợi nhuận trước thuế/Tổng tài sản
Tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu	ROE	Lợi nhuận trước thuế/Vốn chủ sở hữu
Biến giải thích		
Tỷ lệ nắm giữ tiền mặt	CASH1	Tiền và tương đương tiền/Tổng tài sản
	CASH2	(Tiền và tương đương tiền + Đầu tư ngắn hạn)/Tổng tài sản
Biến kiểm soát		
Cấu trúc vốn	LEV	Giá trị sổ sách tổng nợ/giá trị sổ sách tổng tài sản
Quy mô công ty	SIZE	Logarithm tự nhiên của tổng tài sản
Tốc độ tăng trưởng	AG	(Doanh thu năm sau – Doanh thu năm trước)/Doanh thu năm trước
Tài sản hữu hình	TAN	Tài sản hữu hình/Tổng tài sản

từ ảnh hưởng cố định công ty dựa trên kỹ thuật ước lượng khả năng tối đa.

Do đó, để đánh giá sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động, nghiên cứu này sử dụng kỹ thuật ước lượng DPF. Mô hình giả định biến tiềm ẩn ứng dụng cho trường hợp này có dạng như sau:

$$CP_{i,t+1}^{\#} = \alpha + (1 - \delta) CP_{i,t} + \gamma'X_{i,t} + \mu_i + \Upsilon_{t+1} + e_{i,t+1}, (5)^1$$

Trong đó:

$CP^{\#}$ là biến tiềm ẩn không quan sát được, $CP^{\#}=1$ khi biến phụ thuộc lớn hơn hoặc bằng một, $CP^{\#}=0$ khi biến phụ thuộc nhỏ hơn hoặc bằng 0 và khi biến phụ thuộc dao động trong khoảng (0,1) thì giá trị biến tiềm ẩn cũng chính là giá trị thực tế của biến phụ thuộc.

α : tung độ gốc,

$1 - \delta$: hệ số ước lượng trên biến hiệu quả hoạt động,

CP : hiệu quả hoạt động thực tế,

γ' : hệ số ước lượng trên các nhân tố tác động đến hiệu quả hoạt động,

X : các nhân tố tác động đến hiệu quả hoạt động,

μ : ảnh hưởng cố định công ty, Υ

Υ : ảnh hưởng cố định năm,

e : sai số ngẫu nhiên,

i, t : đại diện cho công ty i và năm t .

Hiệu quả hoạt động thường xuyên dao động trong khoảng [0,1]. Vì vậy, biến phụ thuộc tiềm ẩn hiệu quả hoạt động thực tế được kiểm duyệt trong khoảng [0,1] và được phân phối như sau:

$$CP_{i,t+1} = \begin{cases} 0 & \text{nếu } CP_{i,t+1}^{\#} \leq 0 \\ CP_{i,t+1}^{\#} & \text{nếu } 0 < CP_{i,t+1}^{\#} < 1 \\ 1 & \text{nếu } CP_{i,t+1}^{\#} \geq 1 \end{cases}$$

Kỹ thuật ước lượng DPF còn hướng đến phân phối có điều kiện của ảnh hưởng cố định công ty nhằm giải quyết vấn đề chệch được tạo ra từ ảnh hưởng cố định công ty. Phân phối ảnh hưởng cố định công ty phụ thuộc vào hiệu quả hoạt động ban đầu và trung bình của đặc thù công ty, cụ thể như sau:

$$\mu_i = \eta_0 + \eta_1 CP_{i,0} + \eta_2 \bar{X}_i + v_i, (6)^2$$

Trong đó:

$CP_{(i,0)}$: giá trị ban đầu của hiệu quả hoạt động, sự xuất hiện của biến này là nhằm giải quyết vấn đề điều kiện ban đầu trong mô hình dữ liệu bảng động tuyến tính,

$\bar{X}_i$: giá trị trung bình của biến độc lập ngoại sinh nhằm giải quyết vấn đề chệch được tạo ra từ dữ liệu động,

v_i : sai số ngẫu nhiên với phân phối chuẩn.

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu thứ cấp được cung cấp bởi Fiin Pro² trong thời gian 15 năm từ năm 2006 đến năm 2020 bao gồm các công ty niêm yết trên cả Sở Giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội. Những công ty hoạt động trong lĩnh vực tài chính được loại ra khỏi mẫu nghiên cứu. Các công ty này có đặc thù kinh doanh riêng nên cần có những chính sách quản trị tài chính đặc thù hơn và chuẩn mực lập báo cáo tài chính cũng khác biệt so với các công ty hoạt động trong các ngành khác. Ngoài ra, mẫu nghiên cứu chỉ bao gồm các công ty có dữ liệu ít nhất 2 năm. Hơn thế nữa, để hạn chế tình trạng tác động ngoại lai làm ảnh hưởng đến kết quả nghiên cứu, kỹ thuật biến đổi winsor phân vị ở mức 1% và 99% cho tất cả các biến được sử dụng.

4. Kết quả và thảo luận kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả và ma trận tương quan

Bảng 3: Thống kê mô tả

Biến	Số quan sát	Trung bình	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
ROE	7.286	0,133	0,123	0,125	-0,311	0,515
ROA	7.286	0,067	0,053	0,071	-0,122	0,336
CASH1	7.286	0,100	0,063	0,106	0,001	0,516
CASH2	7.286	0,114	0,070	0,129	0,001	0,656
LEV	7.286	0,494	0,514	0,223	0,043	0,914
SIZE	7.286	26,982	26,891	1,490	23,788	31,106
AG	7.286	0,188	0,096	0,557	(0,698)	3,670
TAN	7.286	0,216	0,153	0,199	0,002	0,856

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Thống kê mô tả cho toàn bộ mẫu được trình bày tại Bảng 3. Theo đó, tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu và tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản có giá trị trung bình lần lượt là 13,3% và 6,7%. Trong khi đó, giá trị trung vị của tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu và tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản lần lượt là 12,3% và 5,3%. Cả tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu và tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản có giá trị trung bình luôn lớn hơn giá trị trung vị nhưng sự khác biệt không thật sự lớn cho thấy sự phân bố của tỷ suất sinh lợi gần như đối xứng. Ngoài ra, sự biến động tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu (12,5%) lớn hơn sự biến động của tỷ suất sinh lợi trên tổng tài sản (7,1%).

Một công ty trung bình có tỷ lệ tiền và tương đương tiền trên tổng tài sản là 10% và tỷ lệ tiền và tương

Bảng 4: Ma trận tương quan giữa các biến trong mô hình nghiên cứu

	ROE	ROA	CASH1	CASH2	LEV	SIZE	AG	TAN
ROE								
ROA	0,834***							
CASH1	0,261***	0,352***	1					
CASH2	0,163***	0,297***	0,561***	1				
LEV	-0,040***	-0,438***	-0,268***	-0,329***	1			
SIZE	0,034**	-0,084***	-0,113***	-0,132***	0,312***	1		
AG	0,162***	0,097***	-0,019	-0,055***	0,050***	0,001	1	
TAN	-0,008	0,025*	-0,152***	-0,164***	-0,047***	0,088***	-0,028*	1

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

Nguồn: Tính toán của tác giả.

đương tiền cộng đầu tư ngắn hạn trên tổng tài sản là 11,4%. Trong mẫu nghiên cứu, một công ty có tỷ lệ nợ trên tổng tài sản (LEV) là 49,4%. Quy mô công ty có giá trị trung bình 26,982. Tốc độ tăng trưởng trung bình doanh thu hàng năm là 18,8%.

Mối quan hệ giữa các biến

Bảng 4 cung cấp hệ số tương quan Pearson cho các cặp biến trong mô hình nghiên cứu. Tất cả các mối tương quan giữa các cặp biến độc lập trong 2 mô hình đều nhỏ hơn 0,8. Như một quy tắc theo kinh nghiệm (the rule of thumb), nghiên cứu này kết luận hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình nghiên cứu không phải là vấn đề nghiêm trọng.

4.2. Kết quả hồi quy

Bảng 5 báo cáo kết quả ước lượng tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động đối với các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Kết quả này đạt được thông qua ước lượng Công thức (1) với kỹ thuật ước lượng DPF. Mô hình (1) và (2) báo cáo kết quả ước lượng với biến phụ thuộc lần lượt là ROA và ROE và biến giải thích là CASH1. Trong khi đó, mô hình (3) và (4) báo cáo kết quả ước lượng với biến phụ thuộc lần lượt là ROA và ROE và biến giải thích là CASH2. Để xác định sự tác động này, nghiên cứu này quan tâm và kỳ vọng hệ số ước lượng của biến nắm giữ tiền mặt (CASH1 và CASH2) dương và ý nghĩa thống kê.

Bảng 5: Kết quả ước lượng sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động

Biến	Mô hình			
	(1) ROA	(2) ROE	(3) ROA	(4) ROE
CASH1 _{t-1}	0,033*** (0,006)	0,087*** (0,011)		
CASH2 _{t-1}			0,017*** (0,005)	0,033*** (0,009)
LEV _{t-1}	-0,006 (0,004)	0,032*** (0,007)	-0,006 (0,004)	0,028*** (0,007)
SIZE _{t-1}	-0,002*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,002*** (0,001)	-0,005*** (0,001)
AG _{t-1}	0,001 (0,001)	0,004** (0,002)	0,001 (0,001)	0,004** (0,002)
TAN _{t-1}	0,026*** (0,004)	0,039*** (0,007)	0,026*** (0,004)	0,035*** (0,007)
ROA _{t-1}	0,520*** (0,013)		0,524*** (0,013)	
ROE _{t-1}		0,421*** (0,011)		0,428*** (0,011)
Hằng số	0,082*** (0,016)	0,162*** (0,031)	0,084*** (0,016)	0,176*** (0,031)
Kiểm soát	Y	Y	Y	Y
Số quan sát	6.794	6.794	6.699	6.699

*Ghi chú: Y là ảnh hưởng cố định năm^t. ***, ** và * thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 1%, 5% và 10%. Sai số chuẩn được báo cáo trong ngoặc đơn.*

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Kết quả ước lượng từ Bảng 5 cho thấy tất cả các hệ số ước lượng của biến nắm giữ tiền mặt (CASH 1) dương và ý nghĩa thống kê tại mức thông lệ 1% trong mô hình (1)-(2). Ngoài ra, hệ số ước lượng của biến nắm giữ tiền mặt (CASH2) cũng dương và ý nghĩa thống kê tại mức thông lệ 1% trong mô hình (3)-(4). Kết quả ước lượng này chỉ ra sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động đối với các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Hệ số ước lượng của biến cấu trúc vốn dương và ý nghĩa thống kê ở mức thông lệ 1% trong mô hình với biến phụ thuộc là tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu, chỉ ra mối tương quan cùng chiều giữa cấu trúc vốn và

hiệu quả hoạt động. Kết quả này phù hợp với bằng chứng thực nghiệm của Margaritis & Psillaki (2010). Hệ số ước lượng của biến quy mô công ty âm và ý nghĩa thống kê ở mức thông lệ 1% trong tất cả các mô hình. Điều này chỉ ra mối quan hệ ngược chiều giữa quy mô công ty và hiệu quả hoạt động. Kết quả này phù hợp với kết luận của La Rocca & Cambrea (2019). Hệ số ước lượng của biến tăng trưởng dương và ý nghĩa thống kê ở mức 5% trong mô hình với biến phụ thuộc là tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu, chỉ ra mối tương quan cùng chiều giữa tăng trưởng và hiệu quả hoạt động. Kết luận này phù hợp với bằng chứng thực nghiệm của La Rocca & Cambrea (2019) và Alnori (2020). Cuối cùng, hệ số ước lượng của tài sản hữu hình dương và ý nghĩa thống kê trong tất cả các mô hình. Kết quả này cho thấy tồn tại mối quan hệ cùng chiều giữa tài sản hữu hình và hiệu quả hoạt động. Ngoài ra, kết quả này thống nhất với kết luận của Yun & cộng sự (2021).

4.3. Kiểm định tính bền vững của kết quả nghiên cứu

Để gia tăng ý nghĩa của kết quả nghiên cứu, nghiên cứu này thực hiện một vài kiểm định bền vững của kết quả nghiên cứu như sử dụng đại diện khác của hiệu quả hoạt động và nắm giữ tiền mặt, kỹ thuật ước lượng và mô hình thực nghiệm³.

4.3.1. Tính bền vững của kết quả nghiên cứu với đo lường hiệu quả hoạt động

Nắm giữ tiền mặt tạo ra sự khác biệt trong vị thế cạnh tranh giữa các ngành công nghiệp. Ngoài ra, các công ty không thể đạt hiệu quả hoạt động cao hơn trung bình ngành nếu họ không có vị thế cạnh tranh (Slater & Zwirlein, 1992). Hơn thế nữa, hiệu quả hoạt động có sự khác biệt giữa các công ty theo ngành công nghiệp (La Rocca & Cambrea, 2019). Vì vậy, hiệu quả hoạt động được điều chỉnh theo ngành công nghiệp được sử dụng để đo lường sức mạnh thị trường và kiểm soát các yếu tố đặc thù ngành công nghiệp (Bettis, 1981).

Nghiên cứu này đã sử dụng hai đại diện của hiệu quả hoạt động để chỉ ra sự tác động cùng chiều của nắm

Bảng 6: Kết quả ước lượng sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động - sử dụng các đại diện khác của hiệu quả hoạt động

Biến	Mô hình			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	AROA	AROE	AROA	AROE
CASH1 _{t-1}	0,040*** (0,009)	0,044*** (0,011)		
CASH2 _{t-1}			0,022*** (0,007)	0,029*** (0,009)
LEV _{t-1}	-0,021*** (0,006)	-0,023*** (0,007)	-0,021*** (0,006)	-0,022*** (0,007)
SIZE _{t-1}	-0,003*** (0,001)	-0,002* (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,002** (0,001)
AG _{t-1}	0,003* (0,001)	0,000 (0,002)	0,002 (0,002)	-0,000 (0,002)
TAN _{t-1}	0,037*** (0,005)	0,034*** (0,006)	0,037*** (0,006)	0,034*** (0,006)
AROA _{t-1}	0,599*** (0,018)		0,613*** (0,018)	
AROE _{t-1}		0,679*** (0,024)		0,700*** (0,025)
Hằng số	0,066*** (0,023)	0,035 (0,025)	0,069*** (0,023)	0,044* (0,025)
Kiểm soát	Y	Y	Y	Y
Số quan sát	6.794	6.794	6.699	6.699

Ghi chú: Y là ảnh hưởng cố định năm. ***, ** và * thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 1%, 5% và 10%. Sai số chuẩn được báo cáo trong ngoặc đơn.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

giữ tiền mặt lên hiệu quả hoạt động. Tuy nhiên, để gia tăng tính bền vững của kết quả nghiên cứu, nghiên cứu này sử dụng hai đại diện khác của hiệu quả hoạt động mà đã được sử dụng bởi La Rocca & Cambrea (2019). Cụ thể như sau:

Tỷ suất sinh lời được điều chỉnh bởi ngành công nghiệp:

$ARO A = \text{Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản} - \text{Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản trung bình ngành công nghiệp}^4$

$AROE = \text{Tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu} - \text{Tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu trung bình ngành công nghiệp}$

Để đo lường tỷ suất sinh lời, lợi nhuận trước thuế được sử dụng.

Bảng 6 cung cấp kết quả ước lượng sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động với các đại diện khác của hiệu quả hoạt động. Kết quả này đạt được thông qua ước lượng Công thức (1) với kỹ thuật ước lượng SGMM. Kết quả ước lượng được báo cáo trong mô hình (1) và (2) cho thấy tất cả các hệ số ước lượng của biến nắm giữ tiền mặt dương và ý nghĩa thống kê ở mức thông lệ 1%. Kết quả ước lượng này cho thấy sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động không thay đổi khi sử dụng các đại diện khác nhau của hiệu quả hoạt động.

4.3.2. Tính bền vững của kết quả nghiên cứu với đo lường nắm giữ tiền mặt

Nghiên cứu này sử dụng hai đại diện của nắm giữ tiền mặt để chỉ ra sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động. Tuy nhiên, sự tác động này có thể nhạy cảm với các đại diện khác của nắm giữ tiền mặt. Vì vậy, nghiên cứu này sử dụng hai đại diện khác của nắm giữ tiền mặt để xác định liệu sự tác động này có nhạy cảm với các đại diện khác nhau của nắm giữ tiền mặt hay không. Hai đại diện của nắm giữ

Bảng 7: Kết quả ước lượng sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động - sử dụng các đại diện khác nhau của nắm giữ tiền mặt

Biến	Mô hình			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	ROA	ROE	ROA	ROE
CASH _{3t-1}	0,015*** (0,003)	0,041*** (0,006)		
CASH _{4t-1}			0,005** (0,002)	0,011*** (0,004)
LEV _{t-1}	-0,006* (0,004)	0,030*** (0,007)	-0,006 (0,004)	0,026*** (0,007)
SIZE _{t-1}	-0,002*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,002*** (0,001)	-0,005*** (0,001)
AG _{t-1}	0,001 (0,001)	0,004** (0,002)	0,001 (0,001)	0,004** (0,002)
TAN _{t-1}	0,025*** (0,004)	0,037*** (0,007)	0,026*** (0,004)	0,034*** (0,007)
ROA _{t-1}	0,522*** (0,013)		0,526*** (0,013)	
ROE _{t-1}		0,424*** (0,011)		0,429*** (0,011)
Hằng số	0,084*** (0,016)	0,167*** (0,031)	0,084*** (0,016)	0,177*** (0,031)
Kiểm soát	Y	Y	Y	Y
Số quan sát	6.794	6.794	6.689	6.689

Ghi chú: Y là ảnh hưởng cố định năm. ***, ** và * thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 1%, 5% và 10%. Sai số chuẩn được báo cáo trong ngoặc đơn.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

tiền mặt đã được sử dụng bởi Tong (2014), Jiang & Lie (2016); Opler & cộng sự (1999) bao gồm:

$$\text{CASH3} = \text{Tiền và tương đương tiền} / (\text{Tổng tài sản} - \text{Tiền và tương đương tiền})$$

$$\text{CASH4} = (\text{Tiền và tương đương tiền} + \text{Chứng khoán kinh doanh}) / (\text{Tổng tài sản} - \text{Tiền và tương đương tiền} - \text{Chứng khoán kinh doanh})$$

Bảng 7 báo cáo kết quả ước lượng tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động với các đại diện khác nhau của nắm giữ tiền mặt. Kết quả này đạt được thông qua ước lượng công thức (1) với kỹ thuật ước lượng DPF. Kết quả ước lượng được báo cáo trong Bảng 7 cho thấy tất cả các hệ số ước lượng của các đại diện nắm giữ tiền mặt dương và ý nghĩa thống kê tại mức thấp nhất 5%. Kết quả này cho thấy sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động duy trì với các đại diện khác nhau của nắm giữ tiền mặt.

4.3.3. Tính bền vững của kết quả nghiên cứu với kỹ thuật ước lượng

Kỹ thuật ước lượng DPF được biết đến như là kỹ thuật ước lượng hiệu quả và ít chệch nhất cho mô hình dữ liệu bảng động không cân bằng với biến phụ thuộc dao động trong khoảng giá trị nào đó (Dang & cộng sự, 2015 và Elsas & Florysiak, 2015). Kỹ thuật ước lượng này đã được sử dụng để chỉ ra sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động. Tuy nhiên, kỹ thuật ước lượng DPF chưa được sử dụng rộng rãi đã đặt ra hoài nghi liệu kỹ thuật ước lượng này thật sự hiệu quả để giải quyết vấn đề chệch và không thống nhất được tạo ra từ mô hình dữ liệu bảng động không cân bằng với biến phụ thuộc dao động trong khoảng giá trị nào đó hay không. Vì vậy, khung phân tích này sử dụng kỹ thuật ước lượng SGMM để kiểm

Bảng 8: Kết quả ước lượng sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động - sử dụng kỹ thuật ước lượng SGMM

Biến	Mô hình			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	ROA	ROE	ROA	ROE
CASH1 _{t-1}	0,030*** (0,009)	0,108*** (0,023)		
CASH2 _{t-1}			0,024*** (0,008)	0,054*** (0,015)
LEV _{t-1}	-0,022*** (0,007)	0,005 (0,008)	-0,020* (0,011)	0,003 (0,008)
SIZE _{t-1}	-0,000 (0,001)	-0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,001)
AG _{t-1}	0,002 (0,001)	0,006** (0,003)	0,002 (0,002)	0,006* (0,003)
TAN _{t-1}	0,017*** (0,004)	0,034*** (0,008)	0,020*** (0,003)	0,033*** (0,008)
ROA _{t-1}	0,621*** (0,045)		0,619*** (0,079)	
ROE _{t-1}		0,489*** (0,074)		0,505*** (0,076)
Hằng số	0,038** (0,015)	0,057* (0,034)	0,048*** (0,014)	0,057* (0,033)
Kiểm soát	Y	Y	Y	Y
AR(2)	0,187	0,235	0,168	0,101
Hansen (P-value)	0,216	0,150	0,156	0,170
Số quan sát	6.794	6.794	6.699	6.699

Ghi chú: Y là ảnh hưởng cố định năm. ***, ** và * thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 1%, 5% và 10%. Sai số chuẩn được báo cáo trong ngoặc đơn.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

định tính bền vững của kết quả nghiên cứu.

Bảng 8 báo cáo kết quả ước lượng Công thức (1) sử dụng kỹ thuật ước lượng SGMM. Nghiên cứu này tìm thấy rằng tất cả hệ số ước lượng của biến nắm giữ tiền mặt dương và ý nghĩa thống kê tại mức thông lệ 1% trong mô hình (1)-(4). Điều này chỉ ra rằng sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động vẫn duy trì khi sử dụng kỹ thuật ước lượng SGMM.

4.4. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Sử dụng các đại diện khác nhau của hiệu quả hoạt động, nắm giữ tiền mặt và kỹ thuật ước lượng khác, sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động vẫn duy trì. Điều này cho thấy kết quả nghiên cứu có tính bền vững.

Mối quan hệ cùng chiều giữa nắm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động đúng như kỳ vọng của giả thuyết H1 và hỗ trợ cho lập luận của lý thuyết ưa thích thanh khoản và dòng tiền tự do. Ngoài ra, kết quả nghiên cứu này thống nhất với các bằng chứng thực nghiệm trước đây (Alnori, 2020; Yun & cộng sự, 2021). Bằng chứng thực nghiệm này kết hợp với bằng chứng thực nghiệm của Doan (2020) đã khẳng định hơn nữa sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Hay nói cách khác, sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động tồn tại trong cả điều kiện tĩnh và động.

Sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động phù hợp với điều kiện thực tiễn Việt Nam. Trong điều kiện thực tiễn thị trường cạnh tranh như Việt Nam, các công ty thường đối mặt với rủi ro thanh khoản và thiếu vốn. Ngoài ra, các công ty này còn đối mặt với những khó khăn trong việc huy động nguồn vốn dài hạn để đáp ứng nhu cầu đầu tư. Vì vậy, các công ty nắm giữ lượng tiền mặt dồi dào thường ít đối mặt với khó khăn huy động nguồn vốn và chi phí huy động vốn cao trên thị trường tài chính. Ngoài việc đảm bảo nhu cầu thanh khoản, các công ty này không từ bỏ các khoản đầu tư tiềm năng mang lại lợi nhuận cho công ty. Hay nói cách khác, các công ty nắm giữ tiền mặt cao tạo ra lợi nhuận cao hơn so với các công ty nắm giữ tiền mặt thấp.

5. Kết luận và hàm ý

Sử dụng dữ liệu thứ cấp từ các công ty niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội với kỹ thuật ước lượng DPF, nghiên cứu này chỉ ra sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động đối với các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Kết quả nghiên cứu này không thay đổi với các đại diện khác của hiệu quả hoạt động, nắm giữ tiền mặt và kỹ thuật ước lượng khác. Điều này chỉ ra rằng nắm giữ tiền mặt chiếm vai trò tích cực trong cải thiện hiệu quả hoạt động.

Sự tác động cùng chiều này hàm ý rằng các công ty nắm giữ tỷ lệ tiền mặt cao dễ dàng nâng cao hiệu quả hoạt động hơn so với các công ty nắm giữ tỷ lệ tiền mặt thấp. Tại thị trường cạnh tranh như Việt Nam, các công ty thường đối mặt với khó khăn trong việc huy động nguồn vốn dài hạn để đáp ứng nhu cầu đầu tư nhằm gia tăng hiệu quả hoạt động. Vì vậy, các công ty nắm giữ lượng tiền mặt thấp cần xem xét và điều chỉnh chính sách nắm giữ tiền mặt phù hợp hơn để cải thiện hiệu quả hoạt động công ty.

Ghi chú:

1. Mô hình (5) không được ước lượng trực tiếp mà chỉ nhằm thể hiện rằng biến tiềm ẩn cũng chịu sự tác động của các nhân tố tương tự như biến phụ thuộc hiệu quả hoạt động.
2. Mô hình (6) không được ước lượng trực tiếp mà chỉ nhằm thể hiện sự tác động của các nhân tố đến ảnh hưởng cố định công ty.
3. Công ty chuyên cung cấp dữ liệu nhằm phục vụ nghiên cứu.
4. Kỹ thuật ước lượng DPF và SGMM đã giải quyết vấn đề chệch do ảnh hưởng cố định công ty. Vì vậy, nghiên cứu này chỉ kiểm soát thêm ảnh hưởng cố định năm để xem xét ảnh hưởng của các nhân tố vĩ mô đến hiệu quả hoạt động.
5. Nghiên cứu này cũng xem xét liệu sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động có chịu ảnh hưởng của khung khoảng tài chính toàn cầu hay không. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng sự tác động này không chịu ảnh hưởng của khung hoảng tài chính toàn cầu nhưng vì giới hạn không gian nên kết quả này không được báo cáo trong nghiên cứu này.
6. Tỷ suất sinh lời trung bình ngành công nghiệp là tỷ suất sinh lời trung bình giản đơn theo ngành công nghiệp. Nghiên cứu này sử dụng hệ thống phân ngành ICB (Industry Classification Benchmark) được phát triển bởi hệ thống Dow Jones và công ty FTSE.

Tài liệu tham khảo

- Alnori, F. (2020), 'Cash holdings: Do they boost or hurt firms' performance? Evidence from listed non-financial firms in Saudi Arabia', *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 13(5), 919-934.
- Bettis, R. A. (1981), 'Performance differences in related and unrelated diversified firms', *Strategic Management Journal*, 2(4), 379-393.
- Dang, V. A., Kim, M., & Shin, Y. (2015), 'In Search of Robust Methods for Dynamic Panel Data Models in Empirical Corporate Finance', *Journal of Banking and Finance*, 53, 84-98.
- Doan, T. (2020), 'The effect of cash holdings on firm performance: Evidence from Vietnam listed firms', *Accounting*, 6(5), 721-726.
- Eisenhardt, K. M. (1989), 'Agency theory: An assessment and review', *Academy of Management Review*, 14(1), 57-74.
- Elsas, R., & Florysiak, D. (2015), 'Dynamic capital structure adjustment and the impact of fractional dependent variables', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50(5), 1105-1133.
- Harford, J., Klasa, S., & Walcott, N. (2009), 'Do firms have leverage targets? Evidence from acquisitions', *Journal of Financial Economics*, 93(1), 1-14.
- Hoàng Dương Việt Anh & Đặng Hữu Mẫn (2019), 'Quản trị công ty và chính sách nắm giữ tiền mặt ở Việt Nam', *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế*, 1(488), 69-79.
- Huang, Y., Elkinawy, S., & Jain, P. K. (2013), 'Investor protection and cash holdings: Evidence from US cross-listing', *Journal of Banking & Finance*, 37(3), 937-951.
- Jensen, M. C. (1986), 'Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers', *The American Economic Review*, 76(2), 323-329.
- Jiang, Z., & Lie, E. (2016), 'Cash holding adjustments and managerial entrenchment', *Journal of Corporate Finance*, 36, 190-205.
- Keynes, J. M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Palgrave Macmillan, London.
- La Rocca, M., & Cambrea, D. R. (2019), 'The effect of cash holdings on firm performance in large Italian companies', *Journal of International Financial Management & Accounting*, 30(1), 30-59.
- Margaritis, D., & Psillaki, M. (2010), 'Capital structure, equity ownership and firm performance', *Journal of Banking & Finance*, 34(3), 621-632.
- Martínez-Sola, C., García-Teruel, P. J., & Martínez-Solano, P. (2013), 'Corporate cash holding and firm value', *Applied Economics*, 45(2), 161-170.
- Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R., & Williamson, R. (1999), 'The determinants and implications of corporate cash holdings', *Journal of Financial Economics*, 52(1), 3-46.
- Ozkan, A., & Ozkan, N. (2004), 'Corporate cash holdings: An empirical investigation of UK companies', *Journal of Banking & Finance*, 28(9), 2103-2134.
- Slater, S. F., & Zwirlein, T. J. (1992), 'Shareholder value and investment strategy using the general portfolio model', *Journal of Management*, 18(4), 717-732.
- Tong, Z. (2014), 'Deviations from optimal corporate cash holdings and the valuation from a shareholder's perspective', *Applied Economics*, 46(30), 3695-3707.
- Wang, Y. J. (2002), 'Liquidity management, operating performance, and corporate value: evidence from Japan and Taiwan', *Journal of Multinational Financial Management*, 12(2), 159-169.
- Wintoki, M. B., Linck, J. S., & Netter, J. M. (2012), 'Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance', *Journal of Financial Economics*, 105(3), 581-606.
- Yun, J., Ahmad, H., Jebran, K., & Muhammad, S. (2021), 'Cash holdings and firm performance relationship: Do firm-specific factors matter?', *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 34(1), 1283-1305.

CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN Ý ĐỊNH MUA CĂN HỘ CHUNG CƯ CỦA NGƯỜI TIÊU DÙNG TẠI THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH: VAI TRÒ TRUNG GIAN CỦA THÁI ĐỘ ĐỐI VỚI HÀNH VI

Phạm Đình Hân

NCS Trường Đại học Duy Tân

Email: dinhhanqn@gmail.com

Võ Thanh Hải

Trường Đại học Duy Tân

Email: haiduytan@duytan.edu.vn

Mã bài: JED-633

Ngày nhận: 15/04/2022

Ngày nhận bản sửa: 30/05/2022

Ngày duyệt đăng: 17/06/2022

Tóm tắt:

Nghiên cứu này điều tra ý định mua căn hộ chung cư của người tiêu dùng tại Thành phố Hồ Chí Minh. Trên cơ sở mở rộng lý thuyết hành vi có kế hoạch (TPB), năm cấu trúc được xác định và sáu giả thuyết được đề xuất. Mô hình cấu trúc tuyến tính (SEM) đã được sử dụng để phân tích 316 bảng trả lời được thu thập từ việc khảo sát bảng câu hỏi cấu trúc nhằm kiểm tra các giả thuyết được đề xuất. Kết quả nghiên cứu cho thấy thái độ đối với hành vi được khẳng định là yếu tố ảnh hưởng quan trọng nhất đến ý định mua căn hộ chung cư của người tiêu dùng, tiếp theo là nhận thức kiểm soát hành vi, chuẩn chủ quan và nhận thức rủi ro. Ngoài ra, nhận thức rủi ro, chuẩn chủ quan có ảnh hưởng gián tiếp đến ý định mua căn hộ chung cư thông qua thái độ đối với hành vi. Do đó, thái độ đối với hành vi đóng một vai trò quan trọng trong việc tăng cường ý định mua căn hộ chung cư của người tiêu dùng ở giai đoạn này.

Từ khóa: Ý định mua, căn hộ chung cư, nhận thức rủi ro, thái độ đối với hành vi, TPB.

Mã JEL: M12, O15

Consumers' intention towards purchasing apartments in Ho Chi Minh city: the mediating role of attitudes toward behavior

Abstract:

This paper investigates consumers' purchasing intention of apartment in Ho Chi Minh city. On the basis of extended theory of planned behavior (TPB), five constructs are identified, and six hypotheses are proposed. In doing so, this study used the structural equation modeling (SEM) approach to analyze a total sample 316 responses. Results indicated that attitude toward behavior is confirmed to be the most important factor affecting consumers' intention to buy apartment, followed by perceived behavioral control, perceived risk, and subjective norm respectively. In addition, perceived risk and subjective norm have an indirect effect consumers' intention to buy apartment through attitude toward behavior. Thus, attitude toward behavior play an important role in enhancing consumers' intention to buy commercial apartments at this stage.

Keywords: Intention, commercial apartments, perceived risk, attitudes toward behavior, TPB.

JEL Codes: M12, O15

1. Giới thiệu

Thành phố Hồ Chí Minh là đô thị lớn nhất tại Việt Nam về dân số và quy mô đô thị hóa (dân số hơn 9 triệu người, tốc độ đô thị hoá 80,45%). Có khoảng 476.000 hộ gia đình tại thành phố này chưa có nhà ở, hoặc đang sống chung với người thân, chiếm gần 1/4 tổng số hộ gia đình tại Thành phố (Bùi Yên, 2019). Chỉ có căn hộ chung cư (CHCC) mới đáp ứng được nhu cầu nhà ở cho hàng ngàn người chưa có nhà ở tại thành phố Hồ Chí Minh mỗi năm, bởi vì với sự hỗ trợ của công nghệ mới, kỹ thuật mới và vật liệu mới, loại nhà chung cư xây dựng nhanh và thích ứng với tính khan hiếm, tính giới hạn và cũng là giải pháp tiết kiệm tài nguyên đất đai.

Để đáp ứng nhu cầu căn hộ chung cư ngày càng tăng, nhiều doanh nghiệp phát triển dự án bất động sản (BDS) đã tham gia thị trường căn hộ chung cư tại Thành phố Hồ Chí Minh. Năm 2020, Thành phố Hồ Chí Minh có 141.062 căn hộ chung cư, tăng gấp 2 lần so với năm 2009. Căn hộ chung cư chiếm tỷ lệ 24,6% tổng số nhà ở xây dựng mới trong 5 năm gần đây và chiếm khoảng 8,4% tổng số nhà ở của Thành phố Hồ Chí Minh. Tuy nhiên, sự mất cân đối trong cung – cầu căn hộ chung cư, nguồn cung khan hiếm, giá tăng, lực cầu giảm, lượng hàng khá lớn đã làm cho việc được sở hữu một căn hộ chung cư là mơ ước của nhiều người và sẽ tạo ra cuộc cạnh tranh khốc liệt giữa các doanh nghiệp bất động sản. Có thể sẽ có nhiều doanh nghiệp không thể trụ lại với thị trường.

Ý định được xem là bao gồm các nhân tố động lực dẫn đến một hành vi cụ thể, nó là chỉ báo cho việc con người sẽ cố gắng đến mức nào, hay dự định sẽ dành bao nhiêu nỗ lực vào việc thực hiện một hành vi cụ thể (Ajzen, 1991). Đã có một số nghiên cứu về ý định mua đối với thị trường bất động sản nói chung tại thành phố Hồ Chí Minh, các nghiên cứu này tập trung vào thuộc tính của căn hộ chung cư tác động trực tiếp đến quyết định mua căn hộ chung cư của khách hàng và đối tượng điều tra những người đã mua căn hộ chung cư nên chưa giải thích được những người chưa mua căn hộ chung cư có ý định mua như thế nào (Nguyễn Quang Thu, 2013; Hoang & cộng sự, 2020). Thêm vào đó, chúng tôi chưa tìm thấy nghiên cứu xem xét yếu tố cá nhân là thái độ mua căn hộ chung cư thương mại là trung gian của yếu tố chuẩn chủ quan và yếu tố nhận thức rủi ro của người tiêu dùng (NTD). Do căn hộ chung cư là một loại hàng hoá đặc biệt và có giá trị lớn nên ý định mua của người tiêu dùng cũng sẽ rất phức tạp nên hiểu được các yếu tố ảnh hưởng đến ý định mua căn hộ chung cư của người tiêu dùng là rất quan trọng. Điều này sẽ cung cấp cái nhìn sâu sắc cho các nhà hoạch định chính sách trong việc quản lý nhu cầu nhà ở và doanh nghiệp bất động sản duy trì lợi thế cạnh tranh tại thị trường bất động sản thành phố Hồ Chí Minh.

2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Thái độ hướng đến hành vi (TD)

Theo Ajzen (1991), một người có niềm tin là kết quả của việc thực hiện một hành vi tích cực sẽ có thái độ tích cực đối với việc thực hiện hành vi, trong khi một người có niềm tin là kết quả của việc thực hiện một hành vi tiêu cực sẽ có thái độ tiêu cực đối với việc thực hiện hành vi đó. Thái độ là một trong những nhân tố quyết định ảnh hưởng đến hành vi cá nhân (Gibler & Nelson, 2003). Thái độ ảnh hưởng đến ý định mua hàng hóa có giá trị cao của người tiêu dùng (Chung & Pysachik, 2000; Summers & cộng sự, 2001).

Đã có nhiều nghiên cứu cho thấy thái độ mua của khách hàng ảnh hưởng mạnh mẽ đến ý định mua nhà ở, căn hộ chung cư của người tiêu dùng (Phungwong, 2010; Numraktrakul & cộng sự, 2012; Sangkakoon & cộng sự, 2014; AL-Nahdi & cộng sự, 2015; Zhang & cộng sự, 2018; Yoke & cộng sự, 2018). Trong bối cảnh thị trường căn hộ chung cư tại Thành phố Hồ Chí Minh, thái độ đề cập đến những đánh giá tích cực hay không tích cực của người tiêu dùng về căn hộ chung cư. Vì vậy, chúng tôi đưa ra giả thuyết:

Giả thuyết H1: Thái độ đối với hành vi có tác động tích cực đến ý định mua căn hộ chung cư của người tiêu dùng tại thành phố Hồ Chí Minh.

2.2. Nhận thức rủi ro (RR)

Nhận thức rủi ro đề cập đến nhận thức của người tiêu dùng về sự không chắc chắn và các hậu quả xấu khi tham gia vào một hoạt động cụ thể nào đó (Dowling & Staelin, 1994). Người tiêu dùng theo đuổi các lợi ích khác nhau, phải đối mặt với một số mức độ rủi ro trong mọi quyết định mua hàng (Kim, Ferrin & Rao, 2008). Các quyết định mua hàng hóa có giá trị cao liên quan đến nhận thức rủi ro vì hậu quả của việc mua như vậy là không chắc chắn và một số kết quả không đáng mong đợi (Bauer, 1967; Chaudhuri, 2001; Cunningham & cộng sự, 2005; Mitchell, 1999).

Như vậy, mua một căn hộ chung cư, với tính bất di bất dịch, tính độc đáo, độ bền và tốn nhiều tiền sẽ khác khá nhiều so với mua hàng thông thường hàng ngày. Đối với hầu hết người tiêu dùng, việc mua một căn hộ chung cư thể hiện khoản đầu tư lớn nhất trong cuộc đời của họ. Vì lý do này, họ sẽ xem xét cẩn thận nhân tố rủi ro trước khi mua căn hộ chung cư phù hợp nhất cho mình, nếu họ nhận thấy rủi ro cao thì thái độ mua và ý định mua căn hộ chung cư của họ có thể sẽ giảm. Do vậy, chúng tôi đề xuất các giả thuyết như sau:

Giả thuyết H2: Nhận thức rủi ro có tác động tiêu cực đến Ý định mua căn hộ chung cư của người tiêu dùng tại thành phố Hồ Chí Minh

Giả thuyết H3: Nhận thức rủi ro có tác động tiêu cực đến Thái độ đối với hành vi.

2.3. Chuẩn chủ quan (CQ)

Chuẩn chủ quan đề cập đến tác động của những người hoặc nhóm người quan trọng lên một người khi người đó thể hiện những hành vi cụ thể, và những người hoặc nhóm người quan trọng có thể được coi là một nhóm tham chiếu (Ajzen, 1991; Tonglet & cộng sự, 2004; Han & Kim, 2010). Nhóm tham chiếu có ảnh hưởng tích cực mạnh mẽ đến ý định mua hàng (Numraktrakul & cộng sự, 2012; Razak & cộng sự, 2013). Theo nghiên cứu của Al-Nahdi & cộng sự (2015), Songkakoon & cộng sự (2014) cho rằng con cái và vợ / chồng sẽ ảnh hưởng đến ý định mua nhà ở của người tiêu dùng. Nghiên cứu của Susilawati & cộng sự (2001) nhận thấy bạn bè, đồng nghiệp và vợ/chồng đã ảnh hưởng đến 45% quyết định mua nhà. Chuẩn chủ quan ảnh hưởng đến ý định mua nhà của người tiêu dùng (Phungwong, 2010; Numraktrakul & cộng sự, 2012; AL-Nahdi & cộng sự, 2015; Yoke & cộng sự, 2018; Zhang & cộng sự 2018; Hoang & cộng sự 2020).

Một số nghiên cứu đã tìm thấy bằng chứng cho thấy có một con mối quan hệ nhân quả của chuẩn chủ quan và thái độ đối với hành vi (Chang, 1998; Shimp & Kavas, 1984; Vallerand & cộng sự, 1992). Kết quả các nghiên cứu này khẳng định chuẩn chủ quan và thái độ có liên quan đến nhau, được thể hiện bằng một số hình thức ra quyết định liên quan đến đạo đức, luân lý, nhưng cũng có thể là lợi ích cá nhân. Gia đình, bạn bè vô tình hoặc cố ý đặt áp lực cho người tiêu dùng, người tiêu dùng sau đó sẽ điều chỉnh thái độ của mình theo sở thích của gia đình, bạn bè ngay cả khi họ muốn có sự lựa chọn khác (Chang, 1998). Chuẩn chủ quan có ảnh hưởng đến thái độ hướng đến hành vi của cá nhân (Al. Raafie & Cronan, 2006; Linan & Chen, 2009). Do vậy, chúng tôi đề xuất các giả thuyết như sau:

Giả thuyết H4: Chuẩn chủ quan có tác động tích cực đến Ý định mua căn hộ chung cư của người tiêu dùng tại Thành phố Hồ Chí Minh.

Giả thuyết H5: Chuẩn chủ quan có tác động tích cực đến Thái độ đối với hành vi.

2.4. Nhận thức kiểm soát hành vi (KS)

Nhận thức của một cá nhân về sự dễ dàng hoặc khó khăn trong việc thực hiện hành vi cụ thể; điều này phụ thuộc vào sự sẵn có của các nguồn lực và các cơ hội để thực hiện hành vi (Ajzen, 1991). Nhận thức kiểm soát hành vi ảnh hưởng tích cực đến Ý định mua nhà ở (Phungwong, 2010; Numraktrakul & cộng sự, 2012; Sangkakoon & cộng sự, 2014; Al-Nahdi & cộng sự, 2015; Zhang, 2018; Yoke & cộng sự, 2018). Trong khi đó, một số nghiên cứu phát hiện ra rằng nhận thức kiểm soát hành vi không có tác dụng đối với ý định mua (Pavlou & Chai, 2002; Yusliza & Ramayah, 2011).

Trong bối cảnh thị trường căn hộ chung cư, nhận thức kiểm soát hành vi là một trong những khía cạnh khó khăn của người tiêu dùng khi mua căn hộ chung cư, nhận thức kiểm soát hành vi thúc đẩy người tiêu dùng thực hiện ý định mua căn hộ chung cư mặc dù thái độ của họ đối với ý định mua hoặc các chuẩn chủ quan đôi khi không phải là động lực. Vì vậy, chúng tôi đề xuất giả thuyết như sau:

Giả thuyết H6: Nhận thức kiểm soát hành vi có tác động tích cực đến Ý định mua căn hộ chung cư của người tiêu dùng tại thành phố Hồ Chí Minh.

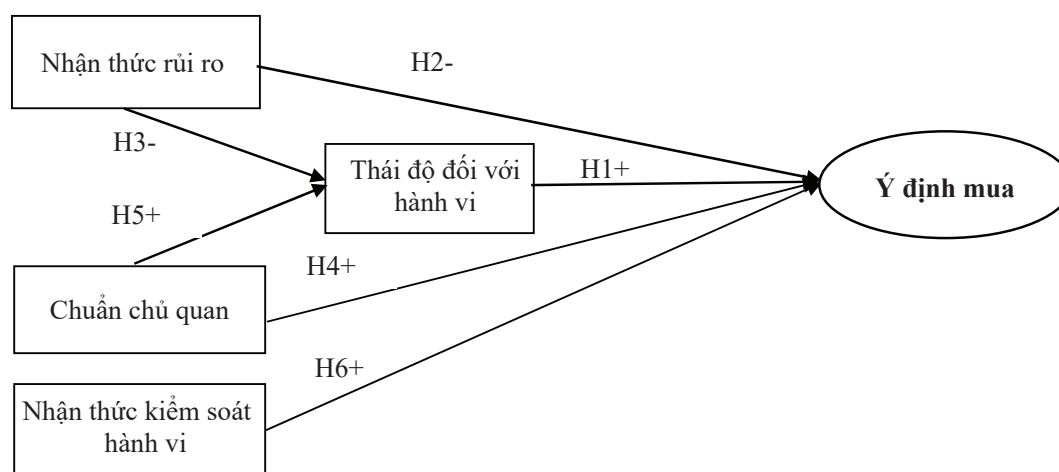
Nói chung, ý định là một dấu hiệu cho thấy một người sẵn sàng thực hiện một hành vi cụ thể và nó được coi là tiền đề của hành vi ngay lập tức (Shen, 2009). Ý định là một dấu hiệu về sự sẵn sàng thực hiện hành vi của một người và nó là tiền đề ngay lập tức của hành vi (Al-Nahdi, 2015). Ý định thực hiện hành vi sẽ chịu ảnh hưởng bởi ba nhân tố như thái độ đối với hành vi, chuẩn chủ quan và nhận thức về kiểm soát hành vi (Ajzen, 1991; Han & Kim, 2010). Do đó, trong trường hợp mua căn hộ chung cư, ý định mua là tiền đề của quyết định mua (Numraktrakul & cộng sự 2012; Phungwong, 2010)

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Khung lý thuyết được xây dựng chủ yếu dựa trên tổng quan nghiên cứu trong lĩnh vực bất động sản nhà ở. Hơn nữa, lý thuyết hành vi có kế hoạch - TPB (Ajzen, 1991) cho rằng Ý định hành vi của một người bị ảnh hưởng bởi Thái độ đối với hành vi, Chuẩn chủ quan và Nhận thức kiểm soát hành vi. TPB đã được sử dụng để điều tra các yếu tố ảnh hưởng đến ý định mua nhà ở của người tiêu dùng (Phungwong, 2010; Numraktrakul & cộng sự, 2012; Al-Nahdi, 2014; Zhang & cộng sự, 2018; Hoang & cộng sự, 2020). Ngoài ra, một số nghiên cứu cũng gợi ý rằng mô hình TPB có thể được nghiên cứu sâu và mở rộng bằng cách thêm các cấu trúc mới hoặc thay đổi đường dẫn của các biến trong đó (Ajzen, 1991; Perugini & Bagozzi, 2001). Do vậy, toàn bộ mô hình nghiên cứu được chúng tôi minh họa trong Hình 1 bao gồm 6 giả thuyết được sử dụng để kiểm tra mô hình nghiên cứu sau này.

Hình 1: Mô Hình nghiên cứu đề xuất



Nguồn: Đề xuất của tác giả.

3.2. Thang đo

Các thang đo trong nghiên cứu được điều chỉnh từ các nghiên cứu trước đây. Thang đo thái độ đối với hành vi, chuẩn chủ quan, nhận thức kiểm soát hành vi và ý định mua căn hộ chung cư được kế thừa từ các nghiên cứu của Ajzen (2002), Al – Nahdi & cộng sự (2015), Yoke & cộng sự (2018). Thang đo nhận thức rủi ro được kế thừa từ các nghiên cứu của Macintosh & Gerrard (2002), Koklic (2011).

Nghiên cứu sử dụng mô hình cấu trúc tuyến tính (SEM) để phân tích dữ liệu. Tất cả các thang đo trong nghiên cứu được kiểm tra bằng cách: kiểm tra chất lượng thang đo bằng hệ số Cronbach's Alpha, Phân tích nhân tố khám phá (EFA), Phân tích nhân tố khẳng định (CFA). Sau khi mô hình đo lường CFA được chấp nhận, SEM đã được kiểm tra bằng cách sử dụng phần mềm AMOS.

3.3. Thu thập dữ liệu

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu chính được thu thập bởi bảng câu hỏi có cấu trúc. Tất cả các thang đo liên quan đến TD, CQ, KS, RR và YD dựa trên thang điểm Likert 7 khoảng (từ hoàn toàn không đồng ý đến hoàn toàn đồng ý). Đối với nghiên cứu này, tất cả những người tiêu dùng từ 18 tuổi trở lên, sẵn sàng mua một căn hộ chung cư tại Thành phố Hồ Chí Minh sẽ được xem là đối tượng mục tiêu. Nghiên cứu khảo sát những khách hàng đã đến gặp các đơn vị kinh doanh bất động sản để tìm hiểu về căn hộ chung cư trong giai đoạn thu thập dữ liệu (từ ngày 01 tháng 1 đến ngày 31 tháng 03 năm 2021). Phương pháp thu thập mẫu là phi xác suất và kỹ thuật chọn mẫu là thuận tiện. Tổng số 400 bảng câu hỏi được phân phát cho những người tham gia đã xác định trước, 362 (90,5%) bảng câu hỏi đã được thu thập. Trong số đó, 46 người tham gia không trả lời tất cả các câu hỏi, vì vậy tổng số 316 (87,3%) bảng câu hỏi đã được sử dụng trong mẫu cuối cùng. Cỡ mẫu này đảm bảo cỡ mẫu tối thiểu khi phân tích SEM (Hair & cộng sự, 2010).

Tổng số 316 bảng câu hỏi được thu thập được đưa vào phân tích. Dữ liệu về đặc điểm cá nhân như sau: Về giới tính, 59,5% người trả lời có giới tính là Nữ. Về độ tuổi, nhóm người trên 35 tuổi chiếm 55% mẫu, nhóm người từ 18-24 tuổi chiếm 24,1% mẫu, phần còn lại của nhóm 25-35 tuổi. Về nghề nghiệp, hơn 1/3 người trả lời có nghề nghiệp văn phòng, gần 1/5 người trả lời có nghề nghiệp khác, phần còn lại có nghề

Bảng 1: Thang đo các nhân tố được đề xuất

Thang đo	Mã hóa	Nội dung các chỉ mục đo lường	Nguồn
Thái độ đối với hành vi (TD)	TD1	Mua CHCC là một quyết định có lợi	Ajzen (2002); Al – Nahdi & cộng sự (2015); Yoke & cộng sự (2018).
	TD2	Mua CHCC là một ý tưởng tốt	
	TD3	Mua CHCC là một quyết định sáng suốt	
	TD4	Mua CHCC là một quyết định đáng ngưỡng mộ	
Nhận thức rủi ro (RR)	RR1	Nhìn chung, ý nghĩ mua một CHCC khiến bạn lo ngại về việc sẽ gặp phải một mất mát nào đó	Macintosh & Gerrard (2002); Koklic (2011).
	RR2	Bạn nghĩ mua CHCC mới có rất nhiều sự không chắc chắn (pháp lý, thời hạn giao nhà, chất lượng nhà...)	
	RR3	Bạn nghĩ mua CHCC là khá rủi ro so với mua các loại nhà ở khác (như mua nhà ở riêng lẻ, nhà ở tại dự án)	
	RR4	Ý nghĩ mua CHCC tạo cho bạn cảm giác sợ hãi và lo lắng	
Chuẩn chủ quan (CQ)	CQ1	Gia đình bạn nghĩ rằng bạn nên mua CHCC.	Ajzen (2002); Al – Nahdi & cộng sự (2015); Yoke & cộng sự (2018).
	CQ2	Gia đình bạn muốn bạn mua CHCC.	
	CQ3	Gia đình bạn đồng ý để bạn mua CHCC.	
	CQ4	Gia đình bạn nghĩ rằng mua CHCC là một quyết định sáng suốt.	
	CQ5	Bạn mua một CHCC vì thấy bạn bè bạn làm như vậy	
	CQ6	Bạn bè khuyên bạn nên mua CHCC	
Nhận thức kiểm soát hành vi (KS)	KS1	Bạn có đủ cơ hội (bạn dễ dàng tiếp cận thị trường) trong việc đưa ra quyết định mua CHCC.	Ajzen (2002); Al – Nahdi & cộng sự (2015); Yoke & cộng sự (2018).
	KS2	Bạn có đủ thời gian để đưa ra quyết định mua CHCC.	
	KS3	Bạn có đủ tiền để mua CHCC.	
	KS4	Nếu bạn muốn mua CHCC, bạn đã có đủ kỹ năng và kiến thức về CHCC để đưa ra quyết định của riêng mình.	
	KS5	Bạn hoàn toàn kiểm soát việc mua CHCC.	
Ý định mua CHCC (YD)	YD1	Bạn sẽ tiếp tục mua CHCC trong tương lai	Ajzen (2002); Al – Nahdi & cộng sự (2015); Yoke & cộng sự (2018).
	YD2	Bạn dự định mua CHCC thường xuyên trong tương lai	
	YD3	Bạn dự định mua CHCC	
	YD4	Bạn sẽ cố gắng mua CHCC	
	YD5	Bạn muốn mua CHCC	

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

ngiệp công nhân và kinh doanh. Về thu nhập, nhóm người trả lời có thu nhập cá nhân/hộ gia đình hơn 25 triệu đồng/tháng nhiều hơn nhóm người có thu nhập cá nhân/hộ gia đình ít hơn 25 triệu đồng/tháng là 4%.

Bảng 2: Đặc điểm mẫu nghiên cứu

	Phân loại	Số lượng	Tỷ lệ (%)		Phân loại	Số lượng	Tỷ lệ (%)
Giới tính	Nam	128	40,5	Thu nhập cá nhân/hộ gia đình	Ít hơn 25 tr. đồng/ tháng	150	47,5
	Nữ	188	59,5		Từ 25 tr. đồng/ tháng trở lên	166	52,5
Độ tuổi	18 - 24 tuổi	76	24,1	Nghề nghiệp	Công nhân	59	18,7
	25 - 35 tuổi	66	20,9		Văn phòng	115	36,4
	36 - 45 tuổi	86	27,2		Kinh doanh	66	20,9
	46 tuổi trở lên	88	27,8		Khác	76	24,1

Nguồn: Tính toán từ số liệu điều tra của tác giả.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả nghiên cứu

4.1.1. Kiểm tra độ tin cậy và tính hợp lệ của thang đo

Theo Sekaran (2000), nếu giá trị của hệ số Cronbach's alpha nằm trong khoảng từ 0,6 đến 0,8 thì thang đo được xem là đáng tin cậy và cao hơn 0,8 được coi là có độ tin cậy cao. Nếu một biến đo lường có thì biến đó đạt yêu cầu. Kết quả được trình bày trong Bảng 3 cho thấy rằng hệ số Cronbach's alpha các biến TD, CQ,

KS, RR và YD được coi là tốt được vì các hệ số Cronbach's alpha đều lớn hơn 0,8 và hệ số tương quan biến tổng đều lớn hơn 0,5. Nói cách khác, độ tin cậy của các biện pháp có thang đo chấp nhận được.

Phân tích nhân tố khám phá (EFA) để rút gọn một tập gồm nhiều biến quan sát phụ thuộc lẫn nhau thành một tập biến ít hơn (gọi là các nhân tố) để chúng có ý nghĩa hơn nhưng vẫn chứa đựng hầu hết nội dung thông tin của tập biến ban đầu (Hair & cộng sự, 2010). EFA với phương pháp xoay trục thực hiện trích Principal Axis Factoring đi cùng với phép xoay Promax và kiểm định KMO và Bartlett được sử dụng như, và là một phân tích trước của phân tích nhân tố khẳng định (CFA). Như thể hiện trong Bảng 3, giá trị kiểm định KMO cho tất cả các biến là 0,910 là tuyệt vời với khoảng tin cậy của giá trị $P < 0,05$ (Kaiser, 1974). Hơn nữa, hệ số tải nhân tố của năm nhân tố đều lớn hơn 0,5, năm nhân tố được trích xuất chiếm 63,58% (> 50%) của sự thay đổi, giá trị Eigenvalues là 1,299 (>1) (Field, 2005). Kết quả phân tích nhân tố chỉ ra rằng dữ liệu hợp lệ và đáp ứng các yêu cầu cho các phân tích tiếp theo.

Bảng 3: Kết quả kiểm tra độ tin cậy và tính hợp lệ của thang đo

Thang đo	Mã hoá	CR	AVE	α	Mean	Hệ số tương quan biến tổng	Hệ số tải nhân tố
Thái độ đối với hành vi	TD1	0,906	0,708	0,906	4,834	,768	,790
	TD2					,802	,801
	TD3					,789	,822
	TD4					,794	,844
Nhận thức rủi ro	RR1	0,890	0,669	0,889	4,844	,745	,769
	RR2					,798	,926
	RR3					,746	,760
	RR4					,737	,752
Chuẩn chủ quan	CQ1	0,859	0,508	0,847	4,828	,691	,755
	CQ2					,575	,678
	CQ3					,549	,601
	CQ4					,644	,697
	CQ5					,725	,799
	CQ6					,671	,741
Nhận thức kiểm soát hành vi	KS1	0,893	0,625	0,855	3,010	,762	,839
	KS2					,745	,777
	KS3					,759	,809
	KS4					,725	,783
	KS5					,685	,683
Ý định mua CHCC	YD1	0,909	0,667	0,907	4,756	,753	,728
	YD2					,777	,799
	YD3					,763	,745
	YD4					,761	,748
	INT5					,793	,845
KMO		0,910	Eigenvalues		1,299		
P-value		0,000	Cumulative %		63,58%		

Nguồn: Tính toán từ số liệu điều tra của tác giả.

4.1.2. Phân tích nhân tố khẳng định (CFA)

CFA được thực hiện để kiểm tra mối quan hệ giữa các hạng mục và các biến tiềm ẩn tương ứng của chúng bằng cách sử dụng AMOS 20. Kết quả CFA (Bảng 4) cho thấy mô hình đo lường phù hợp với dữ liệu thực tế. Giá trị độ tin cậy tổng hợp CR của mỗi biến tiềm ẩn nằm trong khoảng từ 0,859 đến 0,909, giá trị CR lớn hơn 0,6 được coi là biểu hiện của tính nhất quán bên trong mạnh mẽ (Hair & cộng sự, 2010). Phương sai

Bảng 4: Kết Quả phân tích mức độ phù hợp của mô hình

Chỉ số	Phù hợp tối giản	Phù hợp tuyệt đối		Phù hợp gia tăng		
	X^2/df	GFI	RMSEA	CFI	TLI	NFI
Giá trị	1,615	0,909	0,088	0,967	0,963	0,920
Tiêu chuẩn	< 5	> 0,90	< 0,08	> 0,90	> 0,90	> 0,90
Nguồn	Hair & cộng sự (2010)			Bentler (1990)		

Nguồn: Tính toán từ số liệu điều tra của tác giả.

Bảng 5: Kết Quả phân tích mức độ phù hợp của mô hình

Chi số	Phù hợp tối giản	Phù hợp tuyệt đối		Phù hợp gia tăng		
	X ² /df	GFI	RMSEA	CFI	TLI	NFI
Giá trị	1,690	0,905	0,047	0,963	0,958	0,915
Tiêu chuẩn	< 5	> 0,90	< 0,08	> 0,90	> 0,90	> 0,90
Nguồn	Hair & cộng sự (2010)			Bentler (1990)		

Nguồn: Tính toán từ số liệu điều tra của tác giả.

Bảng 6: Kết quả kiểm tra các giả thuyết

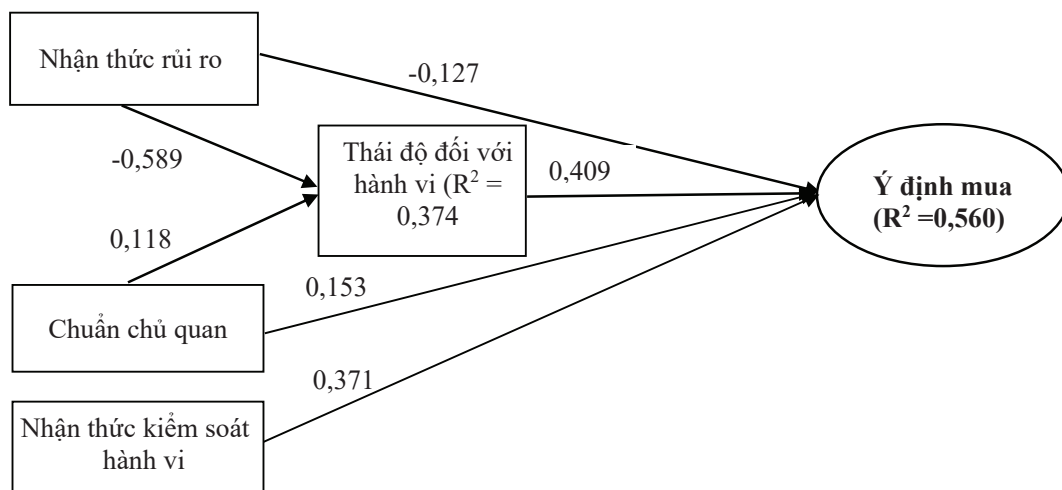
Giả thuyết	Tác động			β chuẩn hóa	S.E.	C.R.	P	Kết luận
H1	YD	<---	TD	0,409	0,042	6,429	***	Chấp nhận
H2	YD	<---	RR	-0,127	0,038	-2,011	0,044	Chấp nhận
H3	TD	<---	RR	-0,589	0,057	-9,617	***	Chấp nhận
H4	YD	<---	CQ	0,153	0,045	3,129	0,002	Chấp nhận
H5	TD	<---	CQ	0,118	0,075	2,194	0,028	Chấp nhận
H6	YD	<---	KS	0,371	0,049	6,873	***	Chấp nhận

Nguồn: Tính toán từ số liệu điều tra của tác giả.

Bảng 7: Tác động trực tiếp, tác động gián tiếp và tổng tác động

	Tác động	RR	KS	CQ	TD
TD	Trực tiếp	-0,589	0	0,118	0
	Gián tiếp	-0,127	0,371	0,153	0,409
YD	Tổng	-0,241	0	0,048	0
	Tổng	-0,368	0,371	0,202	0,409
	P-value	0,003	0,001	0,003	0,002

Nguồn: Tính toán từ số liệu điều tra của tác giả.

Hình 2: Kết quả mô hình SEM

Nguồn: Tính toán từ số liệu điều tra của tác giả.

trung bình được trích xuất (AVE) đều lớn hơn 0,50 (Fornell & Larker, 1981) là chấp nhận. Kết quả phân tích (Bảng 3) cho phép kết luận rằng các biến tiềm ẩn TD, CQ, KS, RR và YD có độ tin cậy và giá trị hội tụ cao.

4.1.3. Phân tích mô hình cấu trúc tuyến tính (SEM)

Kết quả phân tích CFA chỉ ra rằng mỗi cấu trúc của mô hình nghiên cứu đều có độ tin cậy cao, đáp ứng yêu cầu giá trị hội tụ và giá trị phân biệt. Do đó, việc nghiên cứu sử dụng mô hình cấu trúc tuyến tính là phù

hợp. Như đã thảo luận trước đó, SEM được sử dụng để kiểm tra mức độ phù hợp tổng thể và xác định mối quan hệ giữa các biến. Những kết quả thể hiện trong Bảng 5 cho thấy sự phù hợp rất tốt giữa mô hình khái niệm và mô hình thực nghiệm trong nghiên cứu này.

Như thể hiện trong Bảng 6, các giả thuyết nghiên cứu đều được chấp nhận, giá trị tuyệt đối mức độ tác động trực tiếp của các nhân tố đến YD từ cao xuống thấp lần lượt là TD, KS, CQ, RR. Ngoài ra, giá trị tuyệt đối mức độ tác động của các nhân tố đến TD cao xuống thấp lần lượt RR, CQ.

4.2. Thảo luận

Bảng 6 cho thấy rằng tất cả các giả thuyết nghiên cứu đều được chấp nhận với độ tin cậy 95%. TD được chỉ ra là nhân tố tác động tích cực đáng kể nhất đến YD ($\beta=409$, $P<0,001$), căn hộ chung cư là một sản phẩm mà người tiêu dùng thường đầu tư một số tiền lớn trong cuộc đời họ, nó cũng được đặc trưng bởi một ý tưởng định trước về các đặc điểm mong muốn (ví dụ: tiện ích, vị trí, kích thước, môi trường), điều này hỗ trợ thêm cho nhu cầu thiết lập các mối quan hệ cá nhân hóa với người tiêu dùng để gia tăng thái độ mua căn hộ chung cư. KS có tác động tích cực rất đáng kể đến YD ($\beta=371$, $P<0,001$), người tiêu dùng có đánh giá không tốt đối với các biến quan sát của thang đo KS (giá trị bình quân là 3,010), vì vậy sự phối hợp giữa Nhà nước và doanh nghiệp bất động sản để đưa ra thị trường các căn hộ chung cư phù hợp với thu nhập của đa số người tiêu dùng là cần thiết.

CQ có tác động tích cực rất đáng kể đến YD ($\beta=153$, $P=0,002$), hai nhóm tham chiếu quan trọng ảnh hưởng đến ý định mua là gia đình và bạn bè, doanh nghiệp bất động sản có thể thiết kế và tiếp thị sản phẩm của mình theo cách đảm bảo với người tiêu dùng rằng việc mua căn hộ chung cư sẽ được các thành viên trong nhóm này chấp nhận. Cấu trúc bổ sung là RR cũng cho thấy có ảnh hưởng tiêu cực đến YD ($\beta= -0,127$, $P= 0,044$). Những người trả lời ước tính nhận thức rủi ro cao hơn mức trung bình (giá trị bình quân là 4,60), khi người tiêu dùng nhận thấy rủi ro, có thể họ cảm thấy cần phải bổ sung kiến thức của họ bằng cách tìm kiếm thông tin bên ngoài trước khi mua một căn hộ chung cư và không chỉ dựa vào kiến thức chủ quan của họ, điều này làm giảm ý định mua của họ. Ngoài ra, YD bị ảnh hưởng gián tiếp bởi RR và CQ thông qua TD (Hình 2).

TD và KS có ảnh hưởng rất mạnh mẽ đến YD, và CQ có ảnh hưởng tích cực đáng kể đến YD, điều này phù hợp với các phát hiện trong các nghiên cứu hiện có (AL-Nahdi & cộng sự, 2015; Zhang & cộng sự, 2018; Yoke & cộng sự, 2018; Hoang & cộng sự, 2020), nhưng trái ngược với các nghiên cứu của Pavlou & Chai (2002), Yusliza & Ramayah (2011) khi cho rằng mối quan hệ giữa KS và YD không có ý nghĩa thống kê. Đối với cấu trúc bổ sung, RR có ảnh hưởng tiêu cực mạnh mẽ đến TD và YD, CQ có ảnh hưởng tích cực đáng kể đến TD. Do đó, TD đóng một vai trò trung gian quan trọng của RR và SQ trong việc tăng cường YD. Hình 2 cũng cho thấy rằng, hai nhân tố RR và CQ giải thích được 37,4% sự biến thiên của TD, các nhân tố TD, RR, CQ, KS giải thích được 56,0% sự biến thiên của YD.

5. Kết luận và hàm ý quản trị

Nghiên cứu áp dụng TPB và bổ sung cấu trúc Nhận thức rủi ro và vai trò trung gian của thái độ đối với việc mua căn hộ chung cư. Các phát hiện đã chứng minh sự phù hợp mạnh mẽ của TPB áp dụng cho lĩnh vực bất động sản. Mô hình đề xuất và các thang đo lường cũng được xác nhận là phù hợp cho nghiên cứu. Ý định mua căn hộ chung cư của người tiêu dùng có thể được dự đoán trực tiếp hoặc gián tiếp bởi TD, KS, CQ và RR. Nhìn chung, TD có ảnh hưởng tích cực trực tiếp nhất đến ý định mua, tiếp theo là KS và cuối cùng là CQ. Nghiên cứu phát hiện RR có ảnh hưởng tiêu cực trực tiếp mạnh thứ ba đến ý định mua, và ảnh hưởng tiêu cực gián tiếp đến ý định mua thông qua TD. Ngoài ra, nghiên cứu cũng cho thấy TD là nhân tố trung gian của RR và CQ trong mối quan hệ với Ý định mua. Một số hàm ý quản trị để gia tăng ý định mua căn hộ chung cư của người tiêu dùng tại Thành phố Hồ Chí Minh như sau:

Thứ nhất, các doanh nghiệp bất động sản cần có kế hoạch khởi động dự án vào đúng thời điểm, đó là giai đoạn mà người tiêu dùng có đủ vốn, bao gồm cả việc tiếp cận nguồn vốn có lãi suất thấp của các tổ chức tài chính hoặc chính sách của chính phủ để chi phí mua căn hộ chung cư hợp lý và cạnh tranh so với các loại hình nhà ở khác. Với chi phí mua căn hộ chung cư cao như hiện nay và ngày càng tăng, người tiêu dùng có thể muốn mua một căn hộ chung cư nhưng họ không thể thực hiện, vì vậy Nhà nước và doanh nghiệp bất

động sản cần cắt giảm thời gian thực hiện dự án để giảm chi phí. Ngoài ra, Nhà nước cần xây dựng một kế hoạch chiến lược phù hợp để nâng cao nhận thức về căn hộ chung cư thông qua doanh nghiệp và tuyên truyền xã hội nâng cao kỹ năng và kiến thức về căn hộ chung cư của người tiêu dùng.

Thứ hai, các doanh nghiệp bất động sản xây dựng các chương trình quảng cáo nhằm mô tả các cư dân hiện tại của chung cư như một nhóm mà những người mua khác muốn hòa hợp, chẳng hạn như các doanh nhân thành đạt, các nhà đầu tư khôn ngoan hoặc các bậc cha mẹ hướng về gia đình, những người tham gia chung một cộng đồng. Hơn nữa, doanh nghiệp bất động sản đáp ứng sự hài lòng của người tiêu dùng hiện có vì điều này sẽ ảnh hưởng mạnh mẽ đến yếu tố truyền miệng của họ (Zadkarim & Emari, 2011).

Thứ ba, các doanh nghiệp bất động sản cần thu thập thông tin về các khía cạnh rủi ro khác nhau của người tiêu dùng nhằm điều chỉnh hoạt động đầu tư, kinh doanh căn hộ chung cư của mình, cung cấp đủ và minh bạch thông tin cho khách hàng tiềm năng với mục đích mở rộng kiến thức chủ quan trước đó của họ. Ví dụ: một nhóm người mua tiềm năng nhận thấy khía cạnh tài chính của việc mua căn hộ chung cư của họ được coi là đáng lo ngại nhất (nhận thức rủi ro tài chính) sẽ được nhắm mục tiêu khác với nhóm thể hiện mối quan tâm của xã hội về việc mua căn hộ chung cư của họ (nhận thức rủi ro xã hội). Nhà nước nên cung cấp thông tin pháp lý về các dự án chung cư thông qua ứng dụng điện tử để người tiêu dùng dễ dàng tham khảo thông tin, đồng thời Nhà nước phải hoàn thiện thể chế, tạo ra hành lang pháp lý hoàn chỉnh để xử lý bất cập trong đầu tư, kinh doanh quản lý nhà chung cư.

Tài liệu tham khảo

- Ajzen, I. (1991), 'The Theory of Planned Behavior', *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50 (2), 179-211.
- Ajzen, I. (2002), 'Constructing a TPB Questionnaire: Conceptual and Methodological Considerations – Brief Description of the Theory of Planned Behavior', retrieved April 01, 2012, from <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.601.956&rep=rep1&type=pdf>>
- Al. Raafee, S. & Cronan, T. (2006), 'Digital Piracy: Factors that Influence Attitude Toward Behavior', *Journal of Business Ethics*, 63(3), 237-259.
- Al-Nahdi, T. & Bakar, A. H. A. (2015), 'The Effect of Attitude, Dimensions of Subjective Norm, and Perceived Behavior Control, on the Intention to Purchase Real Estate in Saudi Arabia', *International Journal of Marketing Studies*, 7(5), 120-131.
- Bauer, R. A. (1967), *Consumer Behavior as Risk Taking*, Graduate School of Business Administration, Harvard University, Boston.
- Bentler, P. M. (1990), 'Comparative fit indexes in structural models', *Psychological Bulletin*, 107(2), 238–246.
- Bùi Yên (2019), 'Khoảng 476 ngàn hộ gia đình tại TP HCM chưa có nhà riêng', *Baophapluat*, truy cập lần cuối ngày 15 tháng 4 năm 2022, từ <<https://baophapluat.vn/bds/khoang-476-ngan-ho-gia-dinh-tai-tp-hcm-chua-co-nha-rieng-post317822.html>>
- Chang, E. C. (1998), 'Hope, Problem-Solving Ability, and Coping in a College Student Population: Some Implications for Theory and Practice', *Journal of Clinical Psychology*, 54, 953-962.
- Chau, P. Y. K. & Hu, P. J. H. (2001), 'Information Technology Acceptance by Individual Professionals: A Model Comparison Approach', *Decision Sciences*, 32(4), 699 - 719.
- Chaudhuri, A. (2001), 'A Study of Emotion and Reason in Products and Services', *Journal of Consumer Behavior*, 1(3), 267-279.
- Chung, J. & Pysarchik, T. D. (2000), 'A model of behavioral intention to buy domestic versus imported products in a Confucian culture', *Marketing Intelligence & Planning*, 18(5), 81-291.
- Cunningham, L. F., Gerlach, J. & Harper, M. D. (2005), 'Perceived risk and e-banking services: An analysis from the

- perspective of the consumer', *Journal of Financial Services Marketing*, 10, 165–178.
- Dowling & Staelin (1994), 'A Model of Perceived Risk and Intended Risk-Handling Activity', *Journal of Consumer Research*, 21(1), 119-34.
- Field, A.P. (2005), *Discovering Statistics Using SPSS*, 2nd Edition, Sage Publications, London.
- Fornell, C. R. & Larcker, F. F. (1981), 'Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error', *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50.
- Gibler, K., & Nelson, S. (2003), 'Consumer Behavior Applications to Real Estate Education', *Journal of Real Estate Practice and Education*, 6(1), 63–83.
- Hair, J.F.J., Black, W.C., Babin, B.J. & Anderson (2010), *Multivariate data analysis*, 7th ed., Prentice Hall, New Jersey.
- Han, H. & Kim, Y. (2010), 'An investigation of green hotel customer's decision formation: Developing an extended model of the theory of planned behavior', *International Journal of Hospitality Management*, 29(4), 659-668.
- Hoang, P. V. L., Yen, T. T. H., Danh, X. L. & Truc, T. T. L. (2020), 'Determinants of customer's apartment purchase intention: is the location dominant?', *Independent Journal of Management & Production*, 11(4), 1303-1322.
- Kaiser, H. (1974), 'An index of factorial simplicity', *Psychometrika*, 39, 31-6.
- Kim, Ferrin & Rao (2008), 'A Trust-Based Consumer Decision-Making Model in Electronic Commerce: The Role of Trust, Perceived Risk, and Their Antecedents', *Decision Support Systems*, 44(2), 544-564.
- Koklic, M. K. (2011), 'The Consumer's Perceived Risk When Buying a Home: The Role of Subjective Knowledge, Perceived Benefits of Information Search and Information Search Behavior', *Privredna kretanja i ekonomska politika*, 126, 27-49.
- Linan, F. & Chen, Y. W. (2009), 'Development and Cross-Cultural Application of a Specific Instrument to Measure Entrepreneurial Intentions', *Entrepreneurship: Theory & Practice*, 33(3), 593-617.
- Macintosh & Gerrard (2002), 'Perceived Risk and Outcome Differences in Multi-level Service Relationships', *Journal of Services Marketing*, 16(2), 143-157.
- Mitchell & Wayne, V. (1999), 'Consumer Perceived Risk: Conceptualizations and Models', *European Journal of Marketing*, 33(1/2), 163-195.
- Nguyễn Quang Thu (2013), 'Một số nhân tố tác động đến quyết định chọn mua căn hộ chung cư cao cấp của khách hàng tại Thành phố Hồ Chí Minh', *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 279 (01/2014), 92-107.
- Numraktrakul, P., Ngarmyarn, A. & Panichpathom, S. (2012), 'Factors affecting green housing purchase', *17th International Business Research Conference*, Toronto - Canada.
- Pavlou, P.A. & Chai, L. (2002), 'What Drives Electronic Commerce across Cultures? Across-Cultural Empirical Investigation of the Theory of Planned Behavior', *Journal of Electronic Commerce Research*, 3(4), 240-253.
- Perugini, M., & Bagozzi, R. (2001), 'The Role of Desires and Anticipated Emotions in Goal-Directed Behaviours: Broadening and Deepening the Theory of Planned Behaviour', *British Journal of Social Psychology*, 40, 79-98.
- Phungwong, O. (2010), 'Factors influencing home purchase intention of Thai single people. Published dissertation', *International graduate school of business, University of South Australia, Adelaide, Australia*.
- Razak, I., Ibrahim, R., HOO, J., Osman, I. & Alias, Z. (2013), 'Purchasing Intention towards Real Estate Development in Setia Alam, Shah Alam: Evidence from Malaysia', *International Journal of Business, Humanities and Technology*, 3(6), 66-75.
- Sangkakoon P., Atcharawan Ngarmyarn, A. & Panichpathom, S. (2014), 'The Influence of Group References in Home Purchase Intention in Thailand', Retrieved from http://eres.scix.net/data/works/att/eres2014_191.content.pdf.
- Sekaran, U. (2000), *Research Methods for Business: A Skills Building Approach (3rd ed.)*, New York: John Wiley & Sons.
- Shen, X. (2009), 'Flood risk perception and communication in different cultural contexts—a comparative case study between Wuhan, China and Cologne', Ph.D. dissertation, University of Bonn, Germany.
- Shimp, T. A. & Kavas, A. (1984), 'The theory of reasoned action applied to coupon usage', *Journal of Consumer Research*, 11(3), 795–809.

-
- Summers, T., Belleau, B. & Xu, Y. (2001), 'Predicting purchase intention of a controversial luxury apparel product', *Journal of Fashion Marketing and Management*, 10(4), 405-419.
- Susilawati, C., Litaay, D. L. & Parsaulian, A. (2001), 'Application of linear programming for dormitory development plan at Petra Christian University', *Dimensi Teknik Sipil*, 3(2), 59 –63.
- Tonglet, M., Phillips, P. S. & Read, A. D. (2004), 'Using the Theory of Planned Behaviour to Investigate the Determinants of Recycling Behaviour: A Case Study from Brixworth', *Resources, Conservation and Recycling*, 41(3), 191-214.
- Vallerand, R. J., Pelletier L., Blais, M. R., Brière, Caroline N. M., Senécal, C. & Valliere, E. F. (1992), 'The Academic Motivation Scale: A Measure of Intrinsic, Extrinsic, and Amotivation in Education', *Educational and Psychological Measurement*, 52(4), 1003-1003.
- Yoke, C. C., Mun, Y. W., Peng, L. M. & Yean, U. L. (2018), 'Purchase Intention of Residential Property in Greater Kuala Lumpur, Malaysia', *International Journal of Asian Social Science*, 8(8), 580–590.
- Yusliza, M.Y. & Ramayah, T. (2011), 'Explaining the Intention to Use Electronic HRM among HR Professionals: Results from a Pilot Study', *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, 5(8), 489-497.
- Zadkarim, S. & Emari H. (2011), 'Determinants of Satisfaction in Apartment Industry: Offering a Model', *Journal of Civil Engineering and Urbanism*, 1(1), 15-24.
- Zhang L., Chen, L., Wu, Z., Zhang S. & Song, H. (2018), 'Investigating Young Consumers' Purchasing Intention of Green Housing in China', *Sustainability*, 10(4), 1-15.

CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN Ý ĐỊNH MUA SẮM TRỰC TUYẾN CỦA THANH NIÊN NÔNG THÔN VIỆT NAM

Trần Nho Quyết

*Học viện quản lý kinh tế, Trường Đại học Lâm nghiệp Đông Bắc, Trung Quốc
Email: chenlao1980@163.com*

Tong Guang Ji

*Học viện quản lý kinh tế, Trường Đại học Lâm nghiệp Đông Bắc, Trung Quốc
Email: tonggj63@126.com*

Trần Quang Yên

*Viện Công nghệ Thông tin và Kinh tế số, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân, Việt Nam
Email: yentq@neu.edu.vn*

Nguyễn Thị Thanh Hiền

*Viện Công nghiệp gỗ và Nội thất, Trường Đại học Lâm nghiệp, Việt Nam
Email: hienntt@vnuf.edu.vn*

Mã bài: JED - 538

Ngày nhận bài: 11/01/2022

Ngày nhận bài sửa: 16/03/2022

Ngày duyệt đăng: 16/05/2022

Tóm tắt

Nhóm tác giả đưa ra mô hình nghiên cứu gồm 8 yếu tố: tính hữu ích, tính dễ sử dụng, tính phù hợp, rủi ro, kiểm soát hành vi, nhận thức chủ quan, thái độ, niềm tin. Mẫu nghiên cứu được thu thập thông qua khảo sát trực tuyến với thanh niên nông thôn Hà Nội có tham gia mua sắm trực tuyến (độ tuổi từ 18 đến 40 tuổi). Sau khi loại bỏ các phiếu không hợp lệ, thu về 304 phiếu đạt tiêu chuẩn, nghiên cứu sử dụng phương pháp mô hình phương trình cấu trúc (SEM) để đo lường sự tác động của các yếu tố đến ý định. Kết quả: bên cạnh các yếu tố nhận thức kiểm soát hành vi, niềm tin, thái độ thì ý định mua hàng trực tuyến của thanh niên nông thôn Việt Nam còn bị chi phối bởi chuẩn mực chủ quan. Từ đây, các nhà kinh doanh sẽ có hoạch định chính xác phát huy yếu tố tác động tích cực đến ý định mua hàng của người dân nông thôn giúp ích cho việc bán hàng trực tuyến của mình.

Từ khóa: Thanh niên nông thôn, ý định, niềm tin, thái độ, nhận thức chủ quan, nhận thức hữu ích.

Mã JEL: Q16

Factors affecting online shopping intention of Vietnamese rural youth

Abstract

The authors proposed a research model consisting of 8 factors: usefulness, ease of use, relevance, risk, behavioral control, subjective perception, attitude, and belief. Sample data was collected through an online survey, with questionnaires sent to young consumers who were living in rural areas of Hanoi and participated in online shopping (age 18 to 40 years old). With 304 usable responses, the authors applied structural equation modeling (SEM) to measure the impact of factors on intention. The results showed that besides the cognitive factors controlling behavior, beliefs, and attitudes, the online purchase intention of Vietnamese rural youth was also influenced by subjective norms. Based on these findings, businesses might have an accurate plan to promote the factors that positively affect the purchase intention of rural people to help their online sales.

Keywords: Rural youth, intention, belief, attitude, subjective perception, perceived usefulness.

JEL Code: Q16

1. Giới thiệu

Bài viết nghiên cứu về các yếu tố ảnh hưởng đến ý định của thanh niên nông thôn Việt Nam (người mua) trong thị trường thương mại điện tử. Hiện nay thị trường thương mại điện tử nông thôn Việt Nam có tiềm năng rất lớn, ý định của người tiêu dùng nông thôn trong mua sắm ngày càng được các doanh nghiệp kinh doanh quan tâm. Việc tìm hiểu ý định của thanh niên nông thôn Việt Nam được tiến hành bằng cách điều tra người tiêu dùng thông qua bảng câu hỏi hoặc nhận biết ý định qua những suy luận về hành vi mua sắm. Có rất nhiều nghiên cứu tại nước ngoài về đề tài thương mại điện tử để giải thích hành vi mua sắm trực tuyến của người tiêu dùng, tuy nhiên hầu như chưa có nghiên cứu nào có thể bao quát đầy đủ các yếu tố, mà chỉ tập trung vào một vài yếu tố cơ bản như các nghiên cứu của Koufaris (2002), Pavlou (2003), Mohammad (2012) và Gagandeep & Gopal (2013). Bên cạnh đó là rất nhiều nghiên cứu về ý định mua sắm trực tuyến của người tiêu dùng tại mỗi quốc gia khác nhau như Ấn Độ, Hàn Quốc, Trung Quốc, Đài Loan, Malaysia. Trong các nghiên cứu trên, ý định mua sắm trực tuyến được xem là hành vi nhận thông tin và hành vi mua bán. Hay trong các nghiên cứu trước đây của See Siew Sin (2012), Lim & cộng sự (2016) lại chú trọng chung vào đối tượng là thanh niên (Malaysia). Tại Việt Nam, nghiên cứu về ý định, hành vi của người dùng trong thị trường thương mại điện tử còn nhiều hạn chế vì nó là một hiện tượng xã hội phức tạp về kỹ thuật, hành vi và tâm lý (Ngo & Gim, 2014), hơn nữa các nghiên cứu về người tiêu dùng là thanh niên nông thôn trong thị trường thương mại điện tử cực kỳ ít và chủ yếu là các nghiên cứu mô tả.

Nghiên cứu này được thực hiện nhằm nhận biết được các yếu tố ảnh hưởng đến ý định của thanh niên nông thôn Việt Nam trên thị trường thương mại điện tử sẽ giúp cho các đối tượng tham gia trên thị trường, đặc biệt là người bán có thể điều chỉnh ý định của người mua, giúp bán hàng hiệu quả cao nhất cho người dân nông thôn tại Việt Nam. Đây là một vấn đề quan trọng và cần thiết trong quá trình phát triển hệ thống thương mại điện tử nông thôn tại Việt Nam. Điểm khác biệt lớn nhất của chúng tôi là tập trung hơn vào đối tượng thanh niên nông thôn Việt Nam (điển hình là thanh niên nông thôn Hà Nội) mà trước đó tại Việt Nam chưa có nghiên cứu nào đi sâu vào đối tượng này.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Chuẩn mực chủ quan

Các nghiên cứu trước đây về các chuẩn mực chủ quan tập trung vào ý định làm việc ở độ tuổi lớn hơn, mua sắm trực tuyến (Almaghrabi & cộng sự, 2011; Limayem & cộng sự, 2000; Jamil & Mat, 2011; Orapin, 2009; Tseng & cộng sự, 2011; Xie & cộng sự, 2011). Hầu hết các nghiên cứu về quy phạm chủ quan được trung gian bởi ý định mua trước khi thực hiện mua thực tế (Choo & cộng sự, 2004; Limayem & cộng sự, 2000; Jamil & Mat, 2011; Zhou, 2011). Một phát hiện liên quan của Jamil & Mat (2011) đã đề xuất rằng nhận thức chủ quan không ảnh hưởng đáng kể đến việc mua hàng thực tế qua internet nhưng có ảnh hưởng sâu sắc đến ý định mua hàng trực tuyến. Chuẩn mực chủ quan là yếu tố có ảnh hưởng lớn thứ hai sau kiểm soát hành vi nhận thức để ảnh hưởng đến ý định mua hàng để mua sắm trực tuyến (Orapin, 2009).

2.2. Cảm nhận về tính hữu ích

Mức độ hữu ích được cảm nhận của trang web thường phụ thuộc vào hiệu quả của các đặc tính công nghệ như các công cụ tìm kiếm tiên tiến và dịch vụ cá nhân mà nhà cung cấp dịch vụ cung cấp cho người tiêu dùng (Kim & Song, 2010). Mối tương quan giữa cảm nhận hữu ích và hành vi của người tiêu dùng đã được thực hiện (Aghdaie & cộng sự, 2011; Hernandez & cộng sự, 2011; Ndubisi & Jantan, 2003). Hernandez & cộng sự (2011) tiết lộ rằng tính hữu ích được cảm nhận có ảnh hưởng đáng kể đến hành vi mua sắm trực tuyến ở Tây Ban Nha, nhưng Aghdaie & cộng sự (2011) cho rằng tính hữu ích được nhận thức không có ảnh hưởng đáng kể đến hành vi mua hàng qua internet ở Iran. Nó có thể là do quan điểm khác nhau của người trả lời từ các nước phát triển và đang phát triển về ảnh hưởng hữu ích được nhận thức đối với hành vi mua sắm trên internet của họ. Mối quan tâm về giá cả, chất lượng, độ bền và các khía cạnh khác liên quan đến sản phẩm là động lực chính dẫn đến quyết định mua ở các nước phát triển nhưng các cân nhắc có thể khác nhau ở các nước đang phát triển (Ahmed, 2012). Theo Enrique & cộng sự (2008), Kim & Song (2010) và Xie & cộng sự (2011), tính hữu ích được cảm nhận đã được chứng minh là có tác động đáng kể đến ý định mua hàng qua internet. Nói tóm lại, tính hữu ích được nhận thức sẽ ảnh hưởng đến ý định mua hàng của người tiêu dùng trong điều kiện rủi ro cao (Xie & cộng sự, 2011).

2.3. Cảm nhận về tính dễ sử dụng

Trong mua sắm trực tuyến, PEOU có thể được định nghĩa là mức độ mà ở đó người tiêu dùng tin rằng họ không cần phải nỗ lực khi mua sắm qua mạng (Lin, 2007). Tương tự như PU, vai trò của PEOU đã được chứng minh là có ảnh hưởng đáng kể trong ý định mua sắm trực tuyến thông qua thái độ (Hernandez & cộng sự, 2010; Pavlou & Fygenson, 2006).

2.4. Sự phù hợp

Trong thương mại điện tử, sự phù hợp được đánh giá bằng cách so sánh sự tương thích giữa nhu cầu của người tiêu dùng và lối sống của họ với mua sắm trực tuyến (Verhoef & Langerak, 2001). Nhiều nghiên cứu trước đây đều ủng hộ quan điểm cho rằng sự phù hợp của mua sắm trực tuyến có ảnh hưởng đến thái độ của người tiêu dùng đối với mua sắm trực tuyến (Chen & Tan, 2004; Lin, 2007).

2.5. Ý định mua hàng (Purchase Intention) và hành vi của người tiêu dùng (Online Shopping Behavior)

Ajzen (1991) cho rằng ý định được cho là một chỉ báo về mức độ mà mọi người sẵn sàng tiếp cận một hành vi nhất định và họ đang cố gắng bao nhiêu lần để thực hiện một hành vi nhất định. Theo các nghiên cứu của Hsin Chang & Wen Chen (2008), thiếu ý định mua hàng trực tuyến là trở ngại chính trong sự phát triển của thương mại điện tử. Lý thuyết về hành vi có kế hoạch (TPB) được áp dụng trên người tiêu dùng Thái Lan ngụ ý rằng ý định mua sắm trực tuyến có nhiều khả năng bị ảnh hưởng bởi sự kiểm soát hành vi nhận thức và chuẩn mực chủ quan (Orapin, 2009). Ý định mua sắm thay thế cho hành vi mua hàng cũng cần được khám phá. Mặc dù ý định đã được xác định là một yếu tố dự đoán nổi bật về hành vi thực tế để mua sắm trực tuyến (Hsin Chang & Wen Chen, 2008; Orapin, 2009; Pavlou & Fygenson, 2006), cần phải thừa nhận rằng ý định mua hàng không chuyển thành hành động mua hàng (Kim & Song, 2010). Dựa trên Mô hình chấp nhận công nghệ (TAM), tính dễ sử dụng và tính hữu ích được nhận thức đã xác định quyết định của người mua sắm trực tuyến sau khi ý định hành vi trực tuyến bắt đầu (Hu & Huang, 2009).

2.6. Thái độ

Thái độ (ATT) là đánh giá của một cá nhân về kết quả thu được từ việc thực hiện một hành vi (Ajzen, 1991). Trong bối cảnh mua sắm trực tuyến, thái độ đề cập đến những đánh giá tốt hay không tốt của người tiêu dùng về việc sử dụng Internet để mua hàng hóa hoặc dịch vụ từ các website bán lẻ (Lin, 2007). Thái độ của người tiêu dùng có ảnh hưởng đến ý định của họ (Ajzen & Fishbein, 1980). Trong bối cảnh mua sắm trực tuyến, thái độ của người tiêu dùng đối với mua sắm trực tuyến đã được chứng minh có ảnh hưởng tích cực đối với ý định mua của họ (Yoh & cộng sự, 2003).

2.7. Nhận thức kiểm soát hành vi

Trong bối cảnh mua sắm trực tuyến, nhận thức kiểm soát hành vi mô tả cảm nhận của người tiêu dùng về sự sẵn có các nguồn lực cần thiết, kiến thức và cơ hội để thực hiện việc mua sắm trực tuyến. Trong mua sắm trực tuyến, nhận thức kiểm soát hành vi đã được chứng minh có tác động tích cực đến ý định mua trực tuyến của người tiêu dùng (Lin, 2007). Hơn nữa, Barkhi & cộng sự (2008) đã chứng minh rằng nhận thức kiểm soát hành vi có tác động đáng kể đến thái độ của người tiêu dùng đối với mua sắm trực tuyến.

2.8. Niềm tin

Những nghiên cứu trước đây đã chứng minh rằng niềm tin là một nhân tố ảnh hưởng rất lớn đến ý định và hành vi người tiêu dùng trong cả mua sắm trực tuyến và mua sắm truyền thống (Chen & Tan, 2004). Sự thiếu tin tưởng đã được ghi nhận là một trong những lý do chính ngăn cản người tiêu dùng tham gia thương mại điện tử (Y Monsuwé & De Ruyter, 2004). Niềm tin của người mua vào người bán càng cao càng tác động tích cực đến thái độ của họ (Schurr & Ozanne, 1985).

2.9. Cảm nhận rủi ro

Trong thương mại điện tử, cảm nhận rủi ro của khách hàng có mối quan hệ tỉ lệ nghịch với thái độ của họ đối với một cửa hàng ảo (Jarvenpaa & cộng sự, 2000). Mặt khác, Hsin Chang & Wen Chen (2008) đã chứng minh rằng cảm nhận rủi ro có mối quan hệ tỉ lệ nghịch với niềm tin và ý định mua trực tuyến.

2.10. Lý thuyết về hành vi có kế hoạch

Lý thuyết về hành vi có kế hoạch (TPB) là phần mở rộng của Lý thuyết về hành động có lý do (TRA) (Ajzen & Fishbein, 1980; Ajzen, 2002) do hạn chế nổi bật trong lý thuyết trước trong việc đối phó với hành vi tự nguyện trong khi lý thuyết sau đề xuất rằng hành vi không hoàn toàn nằm trong tầm kiểm soát do đó là một hành động tự nguyện (Ajzen, 1991). TRA cho rằng thái độ tích cực của một người cùng với suy nghĩ

của cá nhân đã cấu thành nên ý định hành vi của một người. Đối lập với TRA, mô hình TPB cung cấp một giải thích tốt hơn về mô hình hành vi mà một người được cho là thực hiện một số hành vi nếu người đó thực sự có quyền kiểm soát hành vi đó (Ajzen, 1991). Do đó, khi một người có thái độ và chuẩn mực chủ quan thuận lợi hơn, và với sự nhạy bén của kiểm soát hành vi nhận thức và ý định, người đó sẽ thực hiện hành vi thực tế (Ajzen, 1991; Caulfield, 2012). Trong mô hình TPB, niềm tin hành vi được kỳ vọng sẽ ảnh hưởng đến thái độ, do đó ảnh hưởng của niềm tin quy phạm lên các chuẩn mực chủ quan trong khi niềm tin kiểm soát tạo thành nền tảng của kiểm soát hành vi (Ajzen, 1991).

2.11. Mô hình chấp nhận công nghệ (TAM)

Được coi là một sự thích nghi của lý thuyết hành động hợp lý (TRA) (Hernandez & cộng sự, 2010). Được đề xuất bởi Davis (1985) và phát triển mở rộng bởi chính tác giả này năm 1989 (Davis, 1989), TAM tìm cách giải thích sự chấp nhận sử dụng công nghệ thông tin của người sử dụng. Dựa trên lý thuyết hành động hợp lý (TRA), mục đích chính của mô hình chấp nhận công nghệ (TAM) là cung cấp một cơ sở cho việc khảo sát tác động của các yếu tố bên ngoài vào các yếu tố bên trong như: niềm tin, thái độ và ý định của người sử dụng.

2.12. Giả thuyết và mô hình nghiên cứu

2.12.1. Giả thuyết nghiên cứu

Từ các lập luận trên, chúng tôi giả thuyết rằng:

H1: Thái độ của người tiêu dùng đối với mua sắm trực tuyến có ảnh hưởng tích cực đến ý định mua trực tuyến của họ.

H2: Chuẩn mực chủ quan của người tiêu dùng ảnh hưởng tích cực đến ý định mua trực tuyến của họ.

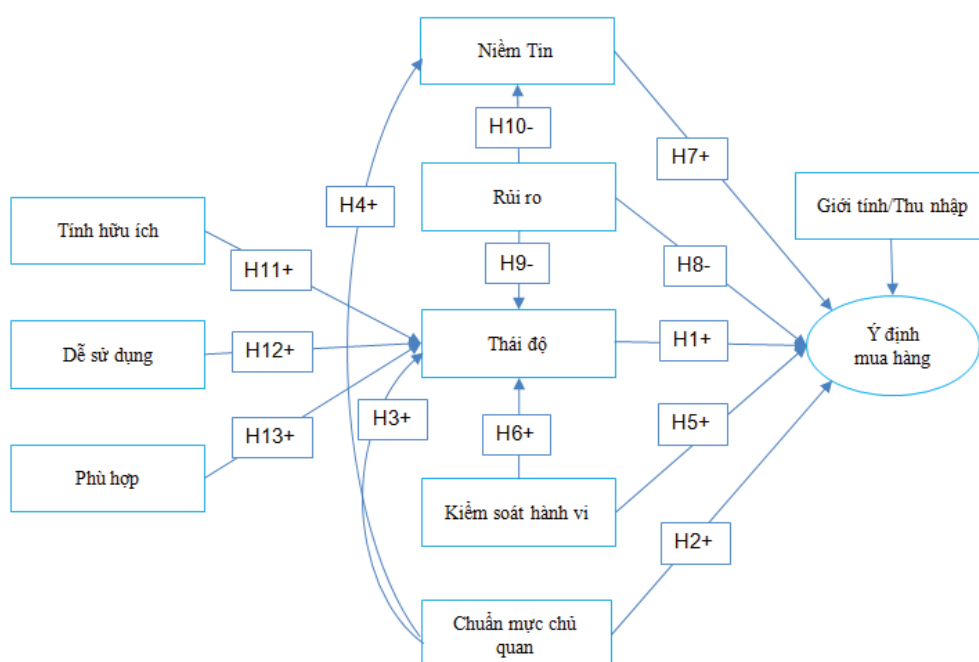
H3: Chuẩn mực chủ quan của người tiêu dùng có ảnh hưởng tích cực đến thái độ của họ đối với mua sắm trực tuyến.

H4: Chuẩn mực chủ quan của người tiêu dùng có ảnh hưởng tích cực đến niềm tin của người mua trong mua sắm trực tuyến.

H5: Nhận thức kiểm soát hành vi của người tiêu dùng có ảnh hưởng tích cực đến ý định mua trực tuyến của họ.

H6: Nhận thức kiểm soát hành vi của người tiêu dùng có ảnh hưởng tích cực đến thái độ của họ đối với mua sắm trực tuyến.

Hình 1: Mô hình nghiên cứu đề xuất



H7: Niềm tin của người tiêu dùng vào một trang web bán hàng trực tuyến ảnh hưởng tích cực đến ý định mua sắm trực tuyến của họ.

H8: Cảm nhận rủi ro có tác động tiêu cực đến ý định mua trực tuyến.

H9: Cảm nhận rủi ro có tác động tiêu cực đến thái độ của người tiêu dùng đối với mua sắm trực tuyến.

H10: Cảm nhận rủi ro có tác động tiêu cực đến niềm tin của người tiêu dùng trong mua sắm trực tuyến.

H11: Cảm nhận về tính hữu ích ảnh hưởng tích cực đến thái độ đối với mua sắm trực tuyến.

H12: Cảm nhận về tính dễ sử dụng ảnh hưởng tích cực đến thái độ đối với mua sắm trực tuyến.

H13: Sự phù hợp giữa mua sắm trực tuyến và phong cách sống của người tiêu dùng có ảnh hưởng tích cực đến thái độ của họ đối với mua sắm trực tuyến.

2.12.2. Mô hình nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu được trình bày tại Hình 1.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Đối tượng nghiên cứu là người tiêu dùng độ tuổi từ 18 đến 40 tuổi đang sinh sống tại các khu vực nông thôn Hà Nội Việt Nam, các đối tượng này có sử dụng internet. Do việc chấp nhận mua sắm từ một kênh trực tuyến là một quá trình gồm hai bước, chấp nhận sử dụng internet là bước đầu tiên và mua sắm là bước thứ hai. Do ảnh hưởng của đại dịch Covid 2019 nên việc tiếp cận trực tiếp các khách hàng là rất khó khăn. Do đó, chúng tôi sử dụng phương pháp khảo sát trực tuyến. Bảng hỏi được thiết kế trên công cụ của google (google docs) và được gửi tới đối tượng điều tra thông qua các công cụ trực tuyến như thư điện tử, mạng xã hội facebook. Thu được 352 phiếu trả lời. Tất cả các phiếu trả lời này đều được đưa vào xử lý dữ liệu cài đặt các chế độ mà người được hỏi không thể gửi được phiếu trả lời khi thiếu thông tin. Sau khi kiểm tra lại theo các yêu cầu về khu vực sống và độ tuổi thu được 304 phiếu đáp ứng yêu cầu nghiên cứu, số liệu nghiên cứu được thống kê lại Bảng 1.

Bảng 1: Số liệu thống kê sau điều tra đáp ứng yêu cầu nghiên cứu

Variabale		Count	Column N %
Giới tính	Nam	108	35.5%
	Nữ	196	64.5%
Nghề nghiệp	Công chức, nhân viên văn phòng	96	31.6%
	Làm nông	56	18.4%
	Kinh doanh	78	25.7%
	Tự do	74	24.3%
Học vấn	Trên trung học phổ thông	211	69.4%
	<= trung học phổ thông	93	30.6%
Tuổi	18-30	205	67.4%
	31-40	99	32.6%
Thu nhập	trên 5 triệu	132	43.4%
	từ 5 triệu trở xuống	172	56.6%

3.2. Phương pháp phân tích

Dữ liệu sau khi thu thập được đánh giá CMB-Common method bias, đo lường tính đơn hướng và độ phù hợp của mô hình trong phân tích nhân tố khẳng định, khám phá sơ bộ (EFA), kiểm định độ tin cậy, kiểm định độ hội tụ và độ phân biệt bằng phương sai trong Model Validity Measures(CFA), tất cả các đánh giá đều này đảm bảo phù hợp. Trong bài viết chúng tôi tập trung chủ yếu đi phân tích các giá trị đo lường sự tác động của các yếu tố đến ý định bằng mô hình SEM, kiểm định độ phù hợp của mô hình với dữ liệu thị trường bằng Bootstrap. Bên cạnh đó chúng tôi cũng xem xét sự tác động của thu nhập, và giới tính đến các kết quả ước lượng bằng mô hình cấu trúc đa nhóm. Công cụ hỗ trợ phân tích SPSS phiên bản 25 –AMOS phiên bản 24 của IBM.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Kiểm định CBM

Đối với nghiên cứu dùng phương pháp khảo sát trực tuyến để thu thập thông tin có thể dẫn đến số liệu bị thổi phồng hoặc sai lệch Common method bias (CMB) để kiểm tra CBM tác giả sử dụng phương pháp phân tích đơn nhân tố của Harman, trong đó tất cả các mục (đo lường các biến tiềm ẩn) được tải vào một yếu tố chung.

Bảng 2: Kiểm định CBM

Total Variance Explained						
Factor	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	9.802	28.005	28.005	9.148	26.136	26.136
2	4.008	11.453	39.457			
3	3.255	9.300	48.757			
4	2.905	8.299	57.056			
Extraction Method: Principal Axis Factoring.						

Nếu tổng phương sai cho một yếu tố duy nhất nhỏ hơn 50%, điều đó cho thấy CMB không ảnh hưởng kết quả đến dữ liệu. Kết quả phân tích đơn nhân tố cho thấy tổng % phương sai = 26.136% < 50% nên dữ liệu thu thập được là đảm bảo (Bảng 2).

4.2. Phân tích EFA

Bảng 3: Kiểm định KMO

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.906
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	7137.823
	df	666
	Sig.	.000

Kết quả phân tích nhân tố khám phá cho thấy hệ số KMO (Bảng 3) trong kiểm định Bartlett's = 0.906 > 0,5; và mức ý nghĩa của nó (Sig < 0.001) do đó phương pháp phân tích nhân tố khám phá là phù hợp.

Bên cạnh đó với các biến quan sát của biến độc lập đưa vào phân tích rút ra được 8 biến chính, có tổng % phương sai trích là 70.23%.

Các biến chính được tạo thành là niềm tin, thái độ, rủi ro, kiểm soát hành vi, chuẩn mực chủ quan, tính hữu ích, tính dễ sử dụng, tính phù hợp, các thành phần tải nhân tố của 8 biến trên đều > 0.5.

4.3. Phân tích CFA

4.3.1. Tính đơn hướng

Theo Hair & cộng sự (2010), mức độ phù hợp của mô hình với dữ liệu thị trường cho chúng ta điều kiện cần và đủ để cho tập biến quan sát đạt được tính đơn hướng, trừ trường hợp các sai số của các biến quan sát có tương quan với nhau. Để đo lường mức độ phù hợp với thông tin thị trường, người ta thường sử dụng: Chi-square (CMIN), Chi-square điều chỉnh theo bậc tự do (CMIN/df); chỉ số thích hợp tốt (GFI- Good of Fitness Index); chỉ số thích hợp so sánh (CFI- Comparative Fit Index); chỉ số Tucker và Lewis (TLI-Tucker & Lewis Index); chỉ số RMSEA (Root Mean Square Error Approximation).

Mô hình được xem là thích hợp với dữ liệu thị trường nếu kiểm định Chi-square có P-value > 0.05; CMIN/df ≤ 2, một số trường hợp CMIN/df có thể ≤ 3; GFI, TLI, CFI ≥ 0.9; và RMSEA ≤ 0.08. Tuy nhiên, theo quan điểm gần đây của các nhà nghiên cứu thì GFI vẫn có thể chấp nhận được khi trong khoảng (0.8- 0.9) (Hair & cộng sự, 2010).

4.3.2. Đánh giá độ tin cậy, độ hội tụ, độ phân biệt

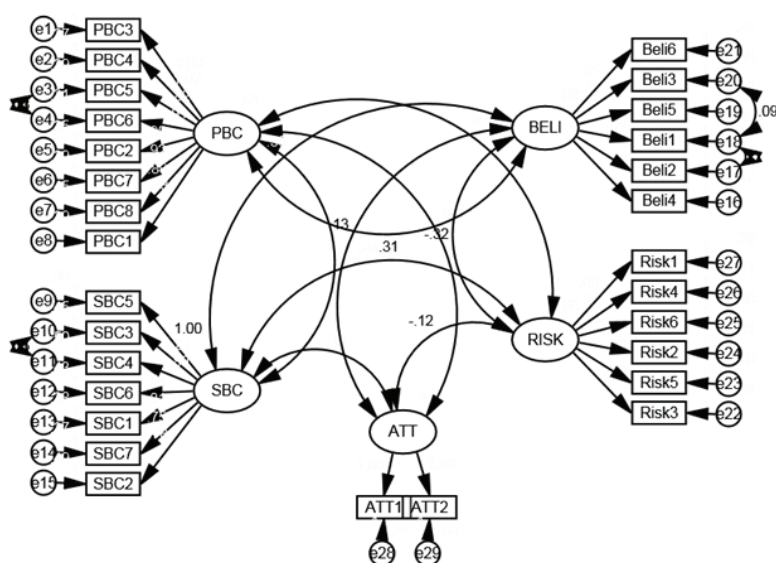
Độ tin cậy của thang đo được đánh giá thông qua: hệ số tin cậy tổng hợp (composite reliability) Độ tin cậy tổng hợp trong CFA là độ tin cậy của tập hợp các biến quan sát đo lường một khái niệm, tiêu chuẩn CR>0,7.

Thang đo đạt được giá trị hội tụ khi trung bình phương sai trích (average variance extracted) >0.5.

Giá trị phân biệt cũng là một tính chất quan trọng của đo lường. Giá trị phân biệt thể hiện cấp độ phân biệt của các khái niệm đo lường (Steenkamp & VanTrijp, 1991), Giá trị phân biệt đạt được khi: MSV (maximum shared variance) < AVE, $\sqrt{AVE}$ (square root of average variance extracted) > (inter construct correlation).

4.3.2. Kết quả phân tích CFA với các yếu tố trong mô hình các yếu tố tác động đến Ý Định của thanh niên nông thôn trong mua hàng trực tuyến

Hình 2 : Kết quả CFA với các yếu tố tác động đến ý định



Chi-square=574.733 df=363;P=.000 Chi-square/df=1.583
GFI=.881 TLI=.957 CFI=.961; RMSEA=.044

Đánh giá tính đơn hướng cho thấy Chi- square =656.009 với P-value< 0.05; CMIN/df =< 2, GFI=0.881 >0.8, TLI=0.957>0.9, CFI =0.961>0.9; và RMSEA =0.05<0.08, do vậy tính đơn hướng được đảm bảo, hay phương pháp này là phù hợp.

Bảng 4: Kiểm định CFA

	CR	AVE	MSV	MaxR(H)	PBC	SBC	BELI	RISK	ATT
PBC	0.924	0.603	0.371	0.928	0.776†				
SBC	0.889	0.536	0.241	0.895	0.347***	0.732†			
BELI	0.901	0.606	0.336	0.910	0.492***	0.462***	0.778†		
RISK	0.875	0.542	0.371	0.888	-0.609***	-0.328***	-0.579***	0.736†	
ATT	0.804	0.699	0.297	1.152	0.545***	0.491***	0.462***	-0.423***	0.836†

PBC: Kiểm soát hành vi; **SBC:** Nhận thức chủ quan; **RISK:** rủi ro; **BELI:** Niềm tin; **ATT:** Thái độ; **CR:** composite reliability; **AVE:** average variance extracted; **MSV:** maximum shared variance; †: $\sqrt{AVE}$ square root of AVE; * $p < 0.050$; ** $p < 0.010$; *** $p < 0.001$.

Bảng 4 phân tích cho thấy tất cả các giá trị trong đo lường về độ tin cậy (CR), độ hội tụ (AVE), độ phân biệt (MSV, $\sqrt{AVE}$) đều đảm bảo, do đó các biến tác động đến Ý định mua hàng được đưa vào phân tích đều đảm bảo.

Kết quả phân tích được đo lường riêng biệt cho từng mô hình trong bài, đánh giá độ phù hợp dựa trên các khía cạnh đó là tính đơn hướng, (dựa trên các chỉ số CFI, GFI, NFI, RMSEA) đánh giá độ tin cậy tổng hợp, độ hội tụ, độ phân biệt thông qua variance test.

4.4. Mô hình cấu trúc SEM

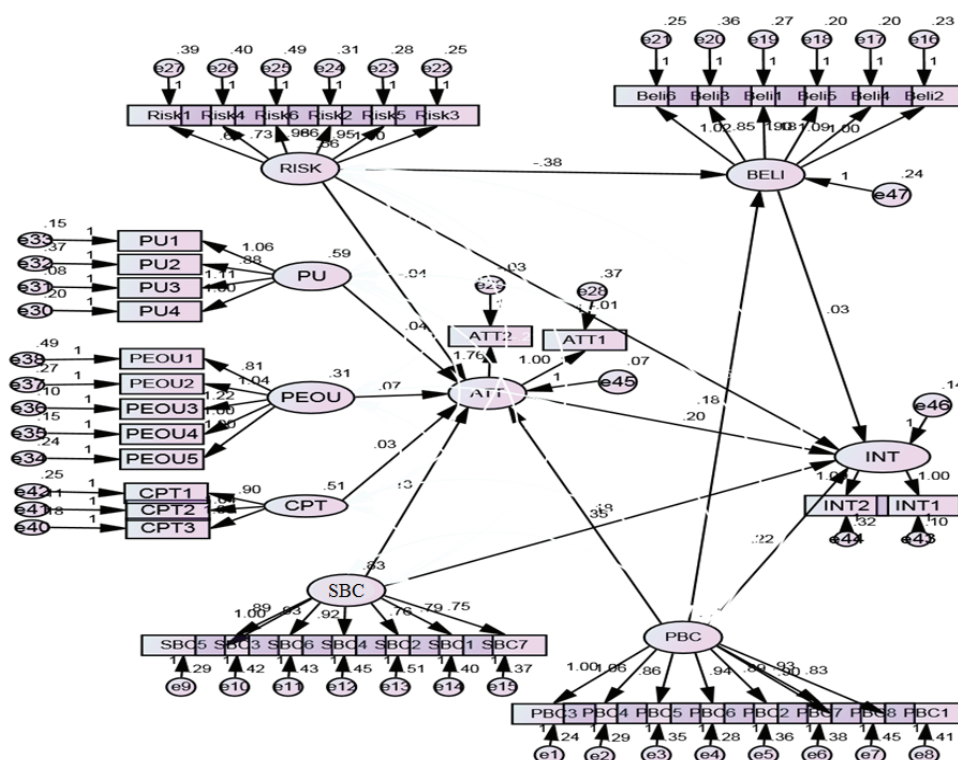
Bài nghiên cứu sử dụng phương pháp SEM để tiến hành hồi quy mô hình các yếu tố tác động đến Ý định mua hàng trực tuyến của thanh niên nông thôn Việt Nam và đồng thời cũng xem xét sự tác động của các yếu tố đến niềm tin cũng như thái độ của thanh niên Việt Nam khu vực nông thôn trong mua hàng trực tuyến. Bên cạnh đó chúng tôi cũng sử dụng kết hợp với mô hình cấu trúc đa nhóm để đo lường sự tác động trong các mô hình trên theo các đặc điểm về giới tính và thu nhập, kết quả phân tích trong Bảng 5.

Bảng 5: Kết quả giá trị hồi quy

DV	IV	Tổng quát	Phân tích đa nhóm			
			Nam	Nữ	> 5tr	≤ 5tr
INT	BELI	.419***	.438***	.445***	.548***	.243**
	RISK	-.089	-.031	-.019	-.140	-.032
	ATT	.126*	.070	.163*	.284**	.049
	SCB	.351***	.390***	.323***	.259**	.431
	PBC	.228**	.311***	.169**	.063	.342
R ²		0.62	.587	.643	.600	.657

PU: hữu ích; **PEOU:** dễ sử dụng; **CPT:** phù hợp; **PBC:** Kiểm soát hành vi; **SBC:** Nhận thức chủ quan; **RISK:** rủi ro; **BELI:** Niềm tin; **ATT:** Thái độ; **INT:** ý định; **R²:** hệ số R-Square của mô hình các yếu tố tác động đến ý định; †: $p < 0.1$; *: $p < 0.050$; **: $p < 0.010$; ***: $p < 0.001$.

Hình 3: Mô hình SEM



4.4.1. Đo lường sự tác động của các yếu tố đến ý định mua hàng

Đối với mô hình tổng quát, 5 biến đưa vào mô hình có hệ số $R^2 = 0.620$ (bảng 6) có nghĩa là 5 biến đưa vào mô hình giải thích được trên 62% sự thay đổi của ý định mua hàng. Các biến thái độ, niềm tin, kiểm soát hành vi và nhận thức chủ quan có tác động cùng chiều với ý định và sự tác động này có ý nghĩa thống kê ($p < 0.05$). Trong khi đó biến rủi ro không có sự tác động có ý nghĩa thống kê ($P > 0.05$).

Trong mô hình cấu trúc đa nhóm kết quả về khả năng ước lượng, hệ số và chiều tác động của các biến đến Ý định mua không có sự khác biệt nhiều giữa các nhóm và so với mô hình tổng quát.

4.4.2. Kiểm định độ tin cậy các ước lượng của mô hình lý thuyết bằng bootstrap

Kiểm định này giúp đánh giá độ tin cậy của các ước lượng trong mô hình đánh giá. Bằng cách kiểm định xem các hệ số hồi quy trong mô hình SEM có được ước lượng tốt hay không, có phù hợp với tổng thể hay không?

Trong nghiên cứu này chúng tôi sử dụng phương pháp bootstrap với số lượng mẫu lặp lại $N = 300$. Kết quả ước lượng từ 300 mẫu được tính trung bình và so sánh với mô hình lý thuyết để xác định độ chệch, sau đó so sánh độ chệch với giá trị tới hạn (khi $p \leq 0.05$, khi mẫu tiến đến vô cùng) điều kiện giá trị tới hạn của độ chệch tính được < 1.96 (giá trị tới hạn khi $p \leq 0.05$).

Kết quả kiểm định (Bảng 6) cho thấy tất cả các giá trị của độ chệch đều nhỏ hơn 1.96 (giá trị tới hạn với mức ý nghĩa 5%). Kết quả ước lượng mô hình lý thuyết và bootstrap trong phân tích mô hình cấu trúc tuyến tính (SEM) cho thấy các mối quan hệ được giả thuyết trong mô hình lý thuyết có mức ý nghĩa p biến thiên từ 0.000 đến 0.005 đạt mức ý nghĩa cần thiết (ở độ tin cậy 95%). Hay nói cách khác, mô hình trên ước lượng tốt và phù hợp với tổng thể.

5. Kết luận

Nghiên cứu đã chỉ ra bên cạnh các yếu tố nhận thức kiểm soát hành vi, niềm tin, thái độ thì ý định mua hàng trực tuyến của thanh niên nông thôn Việt Nam còn bị chi phối bởi chuẩn mực chủ quan, nghiên cứu có nhiều điểm tương đồng và khác biệt so với các nghiên cứu trước trên thế giới. Cũng từ nghiên cứu các nhà kinh doanh sẽ có hoạch định chính xác việc phát huy yếu tố tác động tích cực đến ý định mua hàng của người tiêu dùng nông thôn giúp cho việc bán hàng của mình thuận lợi có thu nhập tốt nhất.

5.1. Kiến nghị

Việc mua hàng trực tuyến ở nông thôn Việt Nam hiện nay chưa thực sự phát triển, người dân vẫn chủ yếu dựa vào phương pháp truyền thống, bên cạnh đó ý định mua hàng trực tuyến, lựa chọn 1 trang web/gian hàng đa phần đa phần dựa trên niềm tin, tính hữu ích của sản phẩm, phương pháp và sự tác động của bạn bè người thân. Tuy nhiên với sự phát triển mạnh mẽ của thương mại điện tử kết hợp với việc đại dịch Covid 19 kéo dài trong một thời gian tới việc mua hàng trực tuyến tại khu vực nông thôn là rất tiềm năng và quan trọng cần hướng đến từ chính phủ và các doanh nghiệp bán hàng online.

5.2. Hạn chế

Nghiên cứu sử dụng mô hình cấu trúc đa nhóm để phân tích do đó để có tính chính xác thì các nhóm phải có mức độ phân bố đồng đều (các nhóm có tần suất $> 20\%$). Hơn nữa nghiên cứu này thực hiện trong giai đoạn giãn cách do dịch covid nên phương pháp khảo sát trực tuyến được sử dụng, do đó các cấp độ tuổi chia nhỏ theo yêu cầu của đề bài sẽ không đảm bảo cho điều kiện phân tích bằng cấu trúc đa nhóm trong AMOS. Vậy đây cũng là 1 hạn chế của đề tài, nhóm tác giả sẽ hướng vào nghiên cứu tiếp theo.

Tài liệu tham khảo

- Aghdaie, S.F.A., Piraman, A. & Fathi, S. (2011), 'An analysis of factors affecting the consumer's attitude of trust and their impact on internet purchasing behavior', *International Journal of Business and Social Science*, 2(23), 147-158.
- Ahmed, E.-K. (2012), 'Consumer Behavior Differences between developed and developing Countries', *We are development*, last retrieved on March 23, 2022, from <<http://wearedevelopment.net/2011/11/01/10-consumer-behavior-differences-between-developed-and-developing-countries/>>.
- Ajzen, I. (1991), 'The theory of planned behavior', *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), 179-211.
- Ajzen, I. (2002), 'Perceived Behavioral Control, Self-Efficacy, Locus of Control, and the Theory of Planned Behavior', *Journal of Applied Social Psychology*, 32(4), 665-683.
- Ajzen, I. & Fishbein, M. (1980), *Understanding Attitudes and Predicting Social Behavior*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ.
- Almaghrabi, T., Dennis, C. & Halliday, S.V. (2011), 'Antecedents of Continuance Intentions towards e-shopping: the case of Saudi Arabia', *Journal of Enterprise Information Management*, 24(1), 85-111.
- Barkhi, R., Belanger, F. & Hicks, J. (2008), 'A model of the determinants of purchasing from virtual stores', *Journal of Organizational Computing and Electronic Commerce*, 18(3), 177-196.
- Caulfield, B. (2012), *The Theory of Planned Behaviour*, last retrieved on March 23, 2022, from <<https://sphweb.bumc.bu.edu/otlt/mph-modules/sb/behavioralchange/theories/BehavioralChangeTheories3.html>>.
- Chen, L.D. & Tan, J. (2004), 'Technology Adaptation in E-commerce: Key Determinants of Virtual Stores Acceptance', *European Management Journal*, 22(1), 74-86.
- Choo, H., Chung, J.-E. & Pysarchik, D.T. (2004), 'Antecedents to new food product purchasing behavior among innovator groups in India', *European Journal of Marketing*, 38(5/6), 608 - 625.
- Davis, F.D. (1985), 'A technology acceptance model for empirically testing new end-user information systems: Theory and results', Doctoral dissertation, Massachusetts Institute of Technology.
- Davis, F.D. (1989), 'Perceived Usefulness, Perceived Ease of Use, and User Acceptance of Information Technology', *Management Information Systems Quarterly*, 13(3), 319-340.
- Enrique, B.A., Carla, R.-M., Joaquin, A.-M. & Silvia, S.-B. (2008), 'Influence of Online Shopping Information Dependency and Innovativeness on Internet Shopping Adoption', *Online Information Review*, 32(5), 648-667.
- Gagandeep, N. & Gopal, R. (2013), 'An study of Factors Affecting on Online Shopping Behavior of Consumers', *International Journal of Scientific and Research Publications*, 3(6), 1-4.
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J. & Anderson, R.E. (2010), *Multivariate Data Analysis, Seventh Edition*, Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey.
- Hernandez, B., Jiménez, J. & Martín, M.J. (2010), 'Customer behavior in electronic commerce: The moderating effect of e-purchasing experience', *Journal of Business Research*, 63(9), 964-971.
- Hernandez, B., Jiménez, J. & Martín, M.J. (2011), 'Age, gender and income: do they really moderate online shopping behaviour?', *Online Information Review*, 35(1), 113-133.
- Hsin Chang, H. and Wen Chen, S. (2008), 'The impact of online store environment cues on purchase intention: Trust and perceived risk as a mediator', *Online Information Review*, 32(6), 818-841, DOI: <https://doi.org/10.1108/14684520810923953>.
- Hu, Y. & Huang, L. (2009), 'A university student behavioral intention model of online shopping', *In 2009 International Conference on Information Management, Innovation Management and Industrial Engineering*, vol. 1, 625-628. IEEE.
- Jamil, N.A. & Mat, N.K.N. (2011), 'To investigate the drivers of online purchasing behaviour in Malaysia based on theory of planned behaviour (TPB): A structural equation modeling (SEM) Approach', *In International conference on management (ICM 2011) proceeding*, Conference Master Resources, 453-460.

-
- Jarvenpaa, S.L., Tractinsky, N. & Vitale, M. (2000), 'Consumer trust in an Internet store', *Information Technology and Management*, 1(1), 45-71.
- Kim, H. & Song, J. (2010), 'The Quality of Word-of Mouth in the Online Shopping Mall', *Journal of Research in Interactive Marketing*, 4(4), 376-390.
- Koufaris, M. (2002), 'Applying the technology acceptance model and flow theory to online consumer behavior', *Information Systems Research*, 13(2), 205-223.
- Lim, Osman, A., Salahuddin, S.N., Romle, A.R. & Abdullah, S. (2016), 'Factors influencing online shopping behavior: the mediating role of purchase intention', *Procedia Economics and Finance*, 35, 401-410.
- Limayem, M., Khalifa, M. & Frini, A. (2000), 'What makes consumers buy from Internet? A longitudinal study of online shopping', *IEEE Transactions on systems, man, and Cybernetics-Part A: Systems and Humans*, 30(4), 421-432.
- Lin, H.F. (2007), 'Predicting consumer intentions to shop online: An empirical test of competing theories', *Electronic Commerce Research and Applications*, 6(4), 433-442.
- Mohammad, H.M. (2012), 'An analysis of factors affecting on online shopping behavior of consumers', *International Journal of Marketing Studies*, 4, 81-94.
- Ndubisi, N.O. & Jantan, M. (2003), 'Evaluating IS usage in Malaysian small and medium-sized firms using the technology acceptance model', *Logistics Information Management*, 16(6), 440-450.
- Ngo, T. & Gim, G.Y. (2014), 'Factors Affecting the Online Shopping Behavior: An Empirical Investigation in Vietnam', *Journal of Engineering Research and Applications*, 4, 388-392.
- Orapin, L. (2009), 'Factors influencing Internet Shopping Behavior: A Survey of Consumers in Thailand', *Journal of Fashion Marketing and Management*, 13(4), 501-513.
- Pavlou, P.A. (2003), 'Consumer acceptance of electronic commerce: Integrating trust and risk with the technology acceptance model', *International Journal of Electronic Commerce*, 7(3), 101-134.
- Pavlou, P.A. & Fygenson, M. (2006), 'Understanding and predicting electronic commerce adoption: An extension of the theory of planned behavior', *MIS Quarterly*, 115-143.
- Schurr, P.H. & Ozanne, J.L. (1985), 'Influences on exchange processes: buyers' preconceptions of a seller's trustworthiness and bargaining toughness', *Journal of Consumer Research*, 11, 939-53.
- See Siew Sin (2012), 'Factors Affecting Malaysian young consumers' online purchase intention in social media websites', *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 40J, 326 – 333.
- Steenkamp, J.B.E. & VanTrijp, H. (1991), 'The Use of LISREL in Validating Marketing Constructs', *International Journal of Research in Marketing*, 8, 283-299.
- Tseng, Y. F., Lee, T. Z., Kao, S. C., & Wu, C. (2011, June), 'An extension of trust and privacy in the initial adoption of online shopping: An empirical study', *In International Conference on Information Society (i-Society 2011)*, 159-164, IEEE.
- Verhoef, P.C. & Langerak, F. (2001), 'Possible determinants of consumers' adoption of electronic grocery shopping in the Netherlands', *Journal of Retailing and Consumer Services*, 8(5), 275-285.
- Xie, G., Zhu, J., Lu, Q. & Xu, S. (2011), 'Influencing factors of consumer intention towards web group buying', *IEEE International Conference on Industrial Engineering and Engineering Management (IEEM)*, 1397-1401, Singapore: Institute of Electrical and Electronics Engineers.
- Y Monsuwé, T.P. & De Ruyter, K. (2004), 'What drives consumers to shop online? A literature review', *International Journal of Service Industry Management*, 15(1), 102-121.
- Yoh, E., Damhorst, M.L., Sapp, S. & Lacznaiak, R. (2003), 'Consumer adoption of the internet: the case of apparel shopping', *Psychology & Marketing*, 20(12), 1095-1118.
- Zhou, T. (2011), 'Understanding online community user participation: a social influence perspective', *Internet Research*, 21(1), 67-81.
-