

Mục lục

Vai trò thể chế đối với tác động của tăng trưởng kinh tế và đầu tư trực tiếp nước ngoài đến môi trường tại các quốc gia châu Á	<i>Nguyễn Việt Hồng Anh, Hồ Thủy Tiên</i>	2
Tác động của tín dụng ngân hàng đến tăng trưởng kinh tế khu vực tư nhân - bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam	<i>Phan Thị Hằng Nga</i>	15
Mối quan hệ giữa hoạt động môi trường, xã hội và hiệu quả tài chính trong lĩnh vực ngân hàng: Nghiên cứu các ngân hàng Châu Á	<i>Đỗ Thị Mộng Thường, Trịnh Quốc Trung, Văn Cập Huy, Đào Lê Kiều Oanh</i>	26
Tác động của tạo thanh khoản đến ổn định tài chính của các ngân hàng thương mại tại Việt Nam – Tiếp cận theo phương pháp hồi quy phân vị	<i>Nguyễn Thị Mỹ Linh</i>	38
Hiệu ứng truyền dẫn của tín dụng ngân hàng đến tăng trưởng kinh tế - Bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam	<i>Trần Thị Phương Thanh</i>	49
Hiệu ứng ngưỡng của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế	<i>Bùi Ngọc Toàn, Đoàn Thị Thu Trang</i>	59
Phản ứng của thị trường chứng khoán Việt Nam trong bối cảnh đại dịch COVID	<i>Trần Phạm Trác, Lê Thị Thuý Hằng</i>	70
Mối quan hệ giữa giá vàng, chỉ số thị trường chứng khoán và tỷ giá tại Việt Nam: nghiên cứu trong bối cảnh đại dịch COVID -19 và xung đột chính trị Nga - Ukraina	<i>Trần Thị Kim Oanh, Lê Quốc Dĩnh</i>	81
Những yếu tố tác động đến ý định sử dụng ví điện tử của người dân ở miền Bắc Việt Nam	<i>Trần Văn Hùng, Lê Hồng Quyết</i>	92
Thành viên hội đồng quản trị độc lập và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp – nghiên cứu trên sàn giao dịch chứng khoán	<i>Nguyễn Văn Chiến, Trần Mạnh Dũng</i>	102
Ảnh hưởng của sở hữu gia đình đến khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp: bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam	<i>Phạm Quốc Việt, Phạm Đức Huy</i>	111
Các yếu tố tác động đến hiệu quả sử dụng dịch vụ bảo hiểm số: nghiên cứu điển hình một số đơn vị bảo hiểm nhân thọ tại thị trường Việt Nam	<i>Trần Thị Thanh Nga, Đặng Thị Thu Thảo</i>	120
Quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn đầu tư chứng khoán: bằng chứng thực nghiệm tại thành phố Hồ Chí Minh	<i>Nguyễn Thị Ngọc Loan, Nguyễn Thị Mỹ Linh, Phan Chung Thủy</i>	131

VAI TRÒ THỂ CHẾ ĐỐI VỚI TÁC ĐỘNG CỦA TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ VÀ ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI ĐẾN MÔI TRƯỜNG TẠI CÁC QUỐC GIA CHÂU Á

Nguyễn Việt Hồng Anh

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: nvhanh@ufrm.edu.vn

Hồ Thủy Tiên

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: tienht@ufrm.edu.vn

Mã bài: JED-987

Ngày nhận: 21/10/2022

Ngày nhận bản sửa: 05/12/2022

Ngày duyệt đăng: 06/12/2022

DOI: 10.33301/JED.VI.987

Tóm tắt:

Bài viết đánh giá vai trò của chất lượng thể chế quốc gia, được phản ánh theo bộ chỉ số quản trị toàn cầu (Worldwide Governance Indicators – WGI), trong mối quan hệ tương tác với tăng trưởng kinh tế cũng như đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) ảnh hưởng đến môi trường. Bằng phương pháp hồi quy dữ liệu bảng động S-GMM trên mẫu nghiên cứu 45 quốc gia khu vực Châu Á giai đoạn 2002-2020 kết hợp với kỹ thuật phân tích biến tương tác, kết quả cho thấy khi chất lượng thể chế quốc gia được nâng cao thì tác động của tăng trưởng kinh tế cũng như FDI gây ra lượng phát thải khí CO₂ trong không khí sẽ được giảm thiểu. Từ kết quả nghiên cứu, bài viết đúc kết một số hàm ý chính sách liên quan đến nâng cao chất lượng thể chế ở các khía cạnh khác nhau nhằm góp phần cải thiện môi trường bởi những ảnh hưởng từ tăng trưởng kinh tế và FDI tại các nước Châu Á.

Từ khóa: Tăng trưởng kinh tế, đầu tư trực tiếp nước ngoài, thể chế, môi trường, Châu Á.

Mã JEL: O43, E60, F21, Q56.

The role of institution in controlling impacts of economic growth and foreign direct investment on the environment in Asian countries

Abstract:

The aim of this article is analyzing the role of institutional quality measured by 6 different aspects according to the set of governance indicators (Worldwide Governance Indicators - WGI) in controlling some impacts of economic growth as well as foreign direct investment (FDI) on the environment. By applying the regression method called as S-GMM on the dynamic panel data of 45 Asian countries in the period 2002-2020 and interactive variable analysis, the results show that a higher level of national institution quality is expected to decrease the amount of CO₂ emissions caused by economic growth and FDI inflows in Asia. In this way, some policy implications related to the quality of national institutions in different fields are suggested to improve environmental situation affected by economic growth and FDI in Asian countries.

Keywords: Economic development, foreign direct investment, institution, environment, Asia.

JEL Codes: O43, E60, F21, Q56.

1. Đặt vấn đề

Sự ô nhiễm môi trường từ các hoạt động sản xuất và tiêu dùng đang là vấn đề quan ngại tại nhiều quốc gia trên thế giới, gây ảnh hưởng xấu đến chất lượng cuộc sống, sức khỏe con người. Tuy nhiên, một số quốc gia trên thế giới lại chú trọng vấn đề phát triển kinh tế mà bỏ qua những ảnh hưởng tiêu cực đến môi trường (Solarin & cộng sự, 2017). Dữ liệu từ Báo cáo chất lượng không khí thế giới 2020 cho thấy Châu Á là khu vực có mức độ ô nhiễm nặng nề so với các châu lục khác. Thống kê năm 2021 cho thấy Trung Á và Nam Á có không khí ô nhiễm nghiêm trọng, là nơi có 46/50 thành phố ô nhiễm nhất thế giới. Do vậy, việc tìm ra phương pháp giải quyết hiệu quả những tác động từ môi trường là vấn đề vô cùng cấp thiết đối với Chính phủ các nước (IQAir, 2021).

Mặt khác, các nghiên cứu học thuật về tăng trưởng kinh tế (TTKT) trước đây chưa khẳng định rõ vai trò của chất lượng thể chế (Solow, 1956). Theo North (1990), lý thuyết kinh tế học thể chế mới đã khẳng định vai trò của chất lượng thể chế (CLTC) có ảnh hưởng đến tăng trưởng kinh tế. Đó là những quy định, luật lệ do xã hội đặt ra, chi phối những hành vi của cá nhân, tổ chức trong nền kinh tế. Nghiên cứu của Nguyen & cộng sự (2018) cho thấy chất lượng thể chế thể hiện vai trò quản trị công trong việc bảo vệ môi trường trước các hoạt động tạo lợi nhuận của nền kinh tế, chi phối dòng vốn FDI vào các quốc gia bởi những nguyên tắc, quy định pháp lý. Theo Coase (1998), quốc gia có chất lượng thể chế tốt sẽ tạo môi trường đầu tư, môi trường kinh doanh thuận lợi góp phần nâng cao hiệu quả của nền kinh tế đồng thời xử lý các vấn đề về ô nhiễm môi trường. Do vậy, nhiều nghiên cứu thực nghiệm như nghiên cứu của Nguyen & cộng sự (2018), Wang & Liu (2019), Sabir & cộng sự (2020), Egbetokun & cộng sự (2020), Teng & cộng sự (2021), Udemba (2021) đã đề cập yếu tố chất lượng thể chế khi đánh giá các tác động đến môi trường. Một số nghiên cứu của Huynh & Hoang (2018), Mehmood & cộng sự (2021) đã có đánh giá vai trò của yếu tố chất lượng thể chế thông qua biến tương tác với tăng trưởng kinh tế hoặc biến tương tác với FDI tác động đến môi trường trong các mô hình riêng lẻ. Như vậy, có thể thấy ảnh hưởng của việc theo đuổi tăng trưởng kinh tế cũng như FDI đến môi trường là vấn đề được nhiều nhà nghiên cứu không ngừng quan tâm và vai trò của chất lượng thể chế cũng được đề cập không ít khi phân tích các mối tương quan này. Trước bối cảnh của các nước, đặc biệt là các nước Châu Á với chất lượng môi trường bị ảnh hưởng nghiêm trọng thì việc đánh giá chất lượng thể chế có vai trò như thế nào trong quá trình điều tiết sự ảnh hưởng của hai yếu tố tăng trưởng kinh tế và FDI đến môi trường là nội dung cần quan tâm. Do vậy, mục tiêu của bài viết tập trung đánh giá vai trò của chất lượng thể chế trong việc kiểm soát ảnh hưởng của tăng trưởng kinh tế cũng như FDI đến môi trường thông qua kỹ thuật phân tích 2 biến tương tác trong mô hình nghiên cứu. Khác với các nghiên cứu trước đây, việc đánh giá đồng thời 2 biến tương tác trong cùng một mô hình nghiên cứu nhằm thấy được những ảnh hưởng từ mối liên kết giữa chất lượng thể chế, tăng trưởng kinh tế và FDI tác động đến môi trường một cách đầy đủ khi các nước vừa theo đuổi mục tiêu phát triển kinh tế vừa muốn thu hút đầu tư nước ngoài. Kết quả nghiên cứu là cơ sở đề xuất một số hàm ý chính sách cho các quốc gia Châu Á về chất lượng thể chế hướng đến việc cải thiện môi trường, khi theo đuổi mục tiêu phát triển kinh tế cũng như thu hút FDI.

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

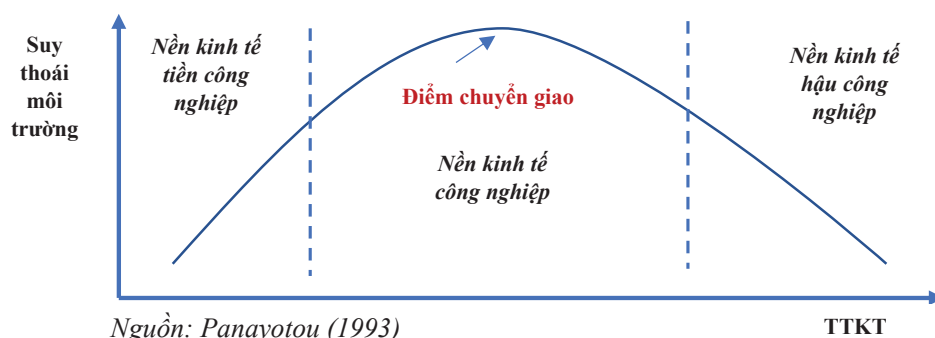
2.1. Các lý thuyết về tăng trưởng kinh tế, FDI, thể chế tác động đến môi trường

Mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và môi trường được giải thích thông qua lý thuyết đường cong môi trường Kuznets (EKC) với hình chữ U ngược được miêu tả ở Hình 1 (Panayotou, 1993). Theo đó, đường cong EKC cho rằng nồng độ ô nhiễm của một quốc gia sẽ tăng lên theo sự phát triển kinh tế, thể hiện qua mức thu nhập bình quân đầu người đối với các nước có nền công nghiệp đang phát triển (giai đoạn tiền công nghiệp). Tuy nhiên, khi nền kinh tế tăng trưởng đến 1 mức độ nhất định (*điểm chuyển giao*), mức độ ô nhiễm sẽ giảm đi khi trình độ nền kinh tế tiếp tục tăng lên. Điều này xảy ra ở các nước có nền kinh tế hậu công nghiệp, khi đó quốc gia đã tận dụng được sự phát triển kinh tế để cải thiện môi trường.

Bên cạnh đó, ảnh hưởng của FDI đến môi trường được phân tích dựa trên giả thuyết “nơi ẩn giấu ô nhiễm” (Pollution Haven Hypothesis) và giả thuyết hiệu ứng cải thiện sự ô nhiễm (Pollution Halo effect). Theo Chichilnisky (1994), các doanh nghiệp đa quốc gia thường tìm kiếm các nước có tiêu chuẩn kiểm soát môi trường kém như những nơi cất giấu lượng chất thải lớn khi đầu tư những ngành công nghiệp nặng. Theo đó, cơ cấu nền kinh tế ở các nước nhận vốn FDI thay đổi theo hướng gia tăng tỷ trọng ngành công nghiệp nặng có tác động làm tăng ô nhiễm môi trường. Mặt khác, Dean (1992) cho rằng vốn FDI nhận được từ các công ty đa quốc gia ở những nước phát triển. Vì thế, các nước nhận đầu tư phải tuân theo những quy định

nghiêm ngặt liên quan đến hệ thống xử lý chất thải mới đáp ứng được điều kiện hợp tác. Vì vậy, thu hút vốn FDI mang lại hiệu ứng tích cực cho việc cải thiện môi trường ở các nước nhận đầu tư, thúc đẩy áp dụng các công nghệ xử lý chất thải tiên tiến.

Hình 1: Lý thuyết về đường cong môi trường Kuznets



Nguồn: Panayotou (1993)

Trong khi đó, chất lượng thể chế là những quy tắc xác định hành vi mang tính quy chuẩn và được tuân thủ bởi hành vi con người. Các quy định đó do mỗi cá nhân tự kiểm soát hoặc do quyền lực bên ngoài không chế (Hodgson, 2004). Theo Greif (2006), chất lượng thể chế là một hệ thống các yếu tố xã hội liên kết với nhau tạo nên quy cách ứng xử, trong đó bao gồm cả quy tắc, niềm tin và chuẩn mực. Dietz & Rosa (1994) đã đề xuất mô hình STIRPAT nhằm đánh giá các hoạt động của con người đến chất lượng môi trường. Cụ thể, mô hình STIRPAT được biểu diễn như sau:

$$I = a.P^b.A^c.T^d.e \quad (1)$$

Trong đó:

I (Environment Impact) là tổng hợp các tác động đến môi trường; a là hằng số, các chỉ số (bao gồm b, c, d) thể hiện tỷ lệ tác động của từng yếu tố P, A, T đến môi trường; e là sai số ngẫu nhiên của mô hình.

Mô hình này cũng được biến đổi ở dạng hàm số logarit phản ánh mối quan hệ phụ thuộc tuyến tính của chất lượng môi trường vào các nhân tố: dân số (P), trình độ phát triển (A) và công nghệ (T). Hơn nữa, yếu tố chất lượng thể chế cũng như những quy định pháp lý của Nhà nước lại chi phối hoạt động sản xuất kinh doanh (SXKD) và cơ cấu ngành công nghiệp phản ánh trình độ phát triển của quốc gia (A), những quy định về công nghệ (T) xử lý chất thải trong quá trình thu hút FDI (North, 1990). Theo đó, việc cải thiện chất lượng thể chế có thể mang đến những tiêu chuẩn kiểm soát sự phát thải khí CO₂ khi thực hiện nhiệm vụ sản xuất kinh doanh trong nền kinh tế (Nguyễn & cộng sự, 2018). Đồng thời, tác động của FDI đến môi trường sẽ tạo ra hiệu ứng cải thiện ô nhiễm hay giả thuyết nơi cất giấu ô nhiễm phụ thuộc vào những quy định pháp lý về sự chuyển giao công nghệ tại các quốc gia nhận đầu tư (Spilker, 2013). Từ các cơ sở trên cho thấy, chất lượng thể chế là yếu tố quan trọng trong việc tạo ra môi trường kinh tế phát triển và thu hút FDI có ảnh hưởng đến chất lượng môi trường tại các nước.

2.2. Tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm

Tại Trung Đông và Bắc Phi, tác động của GDP làm tăng lượng phát thải CO₂ của 12 quốc gia được khẳng định bởi Arouri & cộng sự (2012) thông qua kỹ thuật kiểm định đồng liên kết trong giai đoạn 1981-2005. Asghari (2013) khẳng định tồn tại tác động nghịch chiều của FDI đến sự phát thải khí CO₂ ra môi trường tại các địa phương vùng MENA giai đoạn 1980-2011. Nguyễn Thị Tâm Hiền & cộng sự (2017) đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tác động làm gia tăng lượng khí thải CO₂ của tăng trưởng kinh tế tại 17 quốc gia thuộc Châu Á – Thái Bình Dương giai đoạn 2005-2011. Bakhsh & cộng sự (2017) khẳng định FDI cũng có mối tương quan thuận chiều với sự ô nhiễm tại Pakistan giai đoạn 1980-2014. Nghiên cứu của Võ Thị Thúy Kiều & Lê Thông Tiến (2019) cho thấy FDI có tác động làm cho suy thoái môi trường trầm trọng hơn ở 50 quốc gia mới nổi và đang phát triển giai đoạn 2011-2017.

Một số nghiên cứu đã đề cập đến yếu tố chất lượng thể chế khi phân tích tác động của tăng trưởng kinh tế và FDI đến môi trường. Kết quả nghiên cứu của Huynh & Hoang (2018) cho thấy dòng vốn FDI làm gia tăng ô nhiễm tại các nước Châu Á và việc cải thiện chất lượng thể chế sẽ làm giảm tác động này giai đoạn 2002-2015. Bên cạnh đó, nghiên cứu của Wang & Liu (2019) khẳng định rằng khi các quy định về môi trường được quản lý chặt chẽ hơn có thể làm giảm đáng kể tình trạng ô nhiễm do FDI tạo ra tại các tỉnh của Trung

Quốc gia đoạn 2000-2014. Ngoài ra, tác động của FDI và tăng trưởng kinh tế đến môi trường sinh thái tại 4 quốc gia Nam Á (India, Pakistan, Sri-Lanka, Bangladesh), giai đoạn 1984-2019 được Sabir & cộng sự (2020) chứng minh FDI có tác động làm tăng suy thoái môi trường, tuy nhiên khi chất lượng thể chế tốt sẽ làm giảm sự ô nhiễm. Egbetokun & cộng sự (2020) khẳng định chất lượng thể chế tốt sẽ làm giảm mức độ ô nhiễm trong khi tăng trưởng kinh tế và FDI gây ra tác hại cho môi trường tại Nigeria giai đoạn 1971-2010. Udemba (2021) chứng minh tồn tại các cú sốc tích cực và tiêu cực đối với tăng trưởng kinh tế, chất lượng thể chế có tác động tích cực và tiêu cực đến môi trường tại Chile giai đoạn 1996 - 2018.

Nhìn chung, quá trình lược khảo các nghiên cứu trước cho thấy một số khoảng trống nghiên cứu khoa học. Cụ thể, các nghiên cứu về tác động của tăng trưởng kinh tế, FDI và chất lượng thể chế đến môi trường chủ yếu được tiếp cận ở các góc độ riêng lẻ và hầu như chưa có sự phân tích đánh giá đồng thời 2 mối tương tác giữa các yếu tố bao gồm: (1) Tương tác giữa tăng trưởng kinh tế và chất lượng thể chế ảnh hưởng đến môi trường; (2) Tương tác giữa FDI và chất lượng thể chế ảnh hưởng đến môi trường. Bên cạnh đó, kết quả nghiên cứu tác động của FDI đến môi trường chưa đồng nhất trong các nghiên cứu trước và vai trò của chất lượng thể chế hầu như ít được xem xét trong mối quan hệ tương tác với tăng trưởng kinh tế ảnh hưởng đến môi trường. Vì vậy, từ những khoảng trống nghiên cứu nói trên, bài viết sẽ kế thừa và tập trung phân tích vai trò của chất lượng thể chế khi xem xét đồng thời tác động của tăng trưởng kinh tế và FDI đến môi trường tại các nước Châu Á.

3. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Bài viết kế thừa cơ sở lý thuyết từ mô hình STIRPAT mở rộng và nghiên cứu của Nguyen-Thanh & cộng sự (2022), phương trình biểu diễn lượng phát thải khí CO₂ được thể hiện như sau:

$$I_i = a_i E_i^\mu e^{\varepsilon_i} \quad (2)$$

Trong đó, I là lượng phát thải khí CO₂, E_i^μ thể hiện mức năng lượng tiêu thụ; a_i phản ánh thành phần công nghệ và các nhân tố khác. Phương trình (2) được viết lại như sau:

$$\left(\frac{I}{P}\right)_i = a_i \left(\frac{E}{Y}\right)_i^\mu \left(\frac{Y}{P}\right)_i^\mu \left(\frac{1}{P_i}\right)^{(1-\mu)} e^{\varepsilon_i} \quad (3)$$

Với Y_i đại diện cho mức sản lượng thực tế (GDP) tạo ra. Theo lý thuyết EKC, mức độ ô nhiễm quốc gia phụ thuộc vào mức tăng trưởng kinh tế phản ánh qua nhân tố A_i (Affluence) đại diện cho trình độ phát triển trong mô hình STIRPAT, ta có $A_i = \left(\frac{Y}{P}\right)_i$; $\left(\frac{E}{Y}\right)_i$ là thành phần phản ánh yếu tố công nghệ (T) trong mô hình STIRPAT ở phương trình (1). Lấy logarit tự nhiên 2 vế của phương trình (3), lượng khí thải CO₂ phụ thuộc vào các yếu tố như sau:

$$\Rightarrow \ln I_i = \ln a_i + \mu \ln P_i + \mu \ln \left(\frac{E}{Y}\right)_i + \mu \ln \left(\frac{Y}{P}\right)_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

Ngoài ra, lý thuyết nơi ẩn giấu ô nhiễm và hiệu ứng cải thiện sự ô nhiễm đã nhấn mạnh tác động của FDI đến môi trường. Theo Huynh & Hoang (2018), Egbetokun & cộng sự (2020), Sabir & cộng sự (2020), Nguyen-Thanh & cộng sự (2022) bên cạnh các yếu tố chính tạo ra tác động đến môi trường như phương trình (4), dòng vốn FDI đổ vào các quốc gia sẽ ảnh hưởng đến lượng phát thải khí CO₂ thông qua những hoạt động mở rộng sản xuất kinh doanh. Hơn nữa, theo Nguyen-Thanh & cộng sự (2022), lượng phát thải khí CO₂ sẽ không những phụ thuộc vào những yếu tố tác động trực tiếp từ chính sách FDI, điều kiện tăng trưởng kinh tế mà cần phải có thời gian để đạt được mục tiêu về chất lượng môi trường. Sự phụ thuộc này cho thấy việc áp dụng mô hình băng động với nhân tố ảnh hưởng là biến trễ của biến phụ thuộc là phù hợp. Như vậy, mô hình đánh giá tác động của tăng trưởng kinh tế và FDI đến môi trường được đề xuất như sau:

$$\text{Mô hình (1): } co2_{it} = \beta_0 + \beta_1 co2_{it-1} + \beta_2 fdi_{it} + \beta_3 gdp_{it} + \beta_4 Z_{it} + \varepsilon_i$$

Ngoài ra, để đánh giá vai trò của chất lượng thể chế đối với tác động của FDI và tăng trưởng kinh tế đến chất lượng môi trường, kế thừa nghiên cứu của Huynh & Hoang (2018), Mehmood & cộng sự (2021) biến chất lượng thể chế và 2 biến tương tác được đưa vào mô hình (1) như sau:

$$\begin{aligned} \text{Mô hình (2): } co2_{it} = & \beta_0 + \beta_1 co2_{it-1} + \beta_2 fdi_{it} + \beta_3 gdp_{it} + \beta_4 ins_{it} + \\ & \beta_5 fdi * ins_{it} + \beta_6 gdp * ins_{it} + \beta_7 Z_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Với $i = 1, 2, \dots, n$; $t = 1, 2, \dots, t$ (i là quốc gia và t là thời điểm quan sát trong mô hình theo năm từ 2002 đến 2020). Trong mô hình (1) và (2), biến Z đại diện cho các biến kiểm soát bao gồm: (1) Năng lượng tiêu thụ (eng); (2) Đầu tư trong nước (inv); (3) Tỷ lệ khu vực công nghiệp (ind); (4) Độ mở thương mại (open); (5) Mức độ đô thị hóa (urb).

Ngoài ra, biến “ins” đại diện cho 6 biến phản ánh chất lượng thể chế tương ứng với 6 chỉ số quản trị công của WGI. Ký hiệu và cách đo lường các biến cụ thể được tổng hợp tại Bảng 1 như sau:

Bảng 1: Tổng hợp các biến trong mô hình nghiên cứu

Tên biến	Ký hiệu	Đo lường	Kỳ vọng	Nghiên cứu kế thừa
Biến phụ thuộc				
Môi trường	co2	Tỷ lệ phát thải khí CO2 bình quân đầu người (tấn/người), lấy logarit (ln)		
Biến độc lập				
Tăng trưởng kinh tế	gdp	GDP thực bình quân đầu người, lấy logarit (ln)	+	Nguyen-Thanh & cộng sự (2022)
Đầu tư trực tiếp nước ngoài	fdi	Tỷ lệ % dòng vốn vào (giá trị ròng) của FDI trên GDP	+	Huynh & Hoang (2018) ; Sabir & cộng sự (2020); Nguyen-Thanh & cộng sự (2022)
Thể chế	ins	Bộ 6 chỉ số của WGI nhận giá trị từ -2,5 đến 2,5	-	Huynh & Hoang (2018), Mehmood & cộng sự (2021)
+ Tiếng nói và trách nhiệm giải trình	voa			
+ Ổn định chính trị và không có bạo lực	pol			
+ Hiệu quả quản lý Nhà nước	gov			
+ Chất lượng quy định	reg			
+ Nhà nước pháp quyền/Hiệu lực thực thi của Chính phủ	rul			
+ Kiểm soát tham nhũng	cor			
Các biến kiểm soát (Z)				
Năng lượng tiêu thụ	eng	Năng lượng tiêu thụ bình quân đầu người, lấy logarit	+	Nguyen-Thanh & cộng sự (2022)
Đầu tư trong nước	inv	Tổng vốn đầu tư trong nước, lấy logarit	+	Sapkota & Bastola (2017)
Tỷ lệ khu vực công nghiệp	ind	Tỷ trọng ngành công nghiệp/GDP	+	Nguyen & cộng sự (2018); Nguyen-Thanh & cộng sự (2022)
Độ mở thương mại	open	(Xuất khẩu + Nhập khẩu)/GDP	+	Shahbaz & cộng sự (2017); Nguyen & cộng sự (2018)
Mức độ đô thị hóa	urb	Tỷ lệ % dân số thành thị trong tổng dân số	+	Nguyen & cộng sự (2018); Nguyen-Thanh & cộng sự (2022)

Ghi chú: “+” nghĩa là tồn tại mối quan hệ đồng biến với biến phụ thuộc; “-” nghĩa là tồn tại mối quan hệ nghịch biến với biến phụ thuộc

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp.

Do các biến đo lường chất lượng thể chế sẽ được đưa lần lượt vào mô hình nghiên cứu nên biến (ins) trong mô hình (2) sẽ được thể hiện lần lượt bằng 6 biến khác nhau tương ứng 6 mô hình nghiên cứu dạng Mô hình (2) có ký hiệu lần lượt như sau: 2a (voa), 2b (pol), 2c (gov), 2d (reg), 2e (rul), 2f (cor). Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ cơ sở dữ liệu của World Bank và IMF đối với 45 quốc gia Châu Á trong giai đoạn nghiên cứu từ 2002 đến 2020.

- Đối với tác động của tăng trưởng kinh tế đến môi trường được phản ánh thông qua mô hình STIRPAT và kế thừa các nghiên cứu trước như Nguyen-Thanh & cộng sự (2022). Giả thuyết H1 được đề xuất như sau:

H1: Tăng trưởng kinh tế có tác động cùng chiều (+) đến môi trường, nghĩa là sự gia tăng của mức tăng trưởng kinh tế sẽ dẫn đến việc gia tăng sự phát thải khí CO₂ ở các nước Châu Á.

- Đối với tác động của FDI đến môi trường và đa số các nghiên cứu thực nghiệm như Huynh & Hoang (2018), Sabir & cộng sự (2020) dựa trên cơ sở lý thuyết “nơi ẩn giấu ô nhiễm”. Biến FDI được đo lường bằng tỷ lệ dòng vốn vào FDI trên GDP (%), giả thuyết H2 được đề xuất như sau:

H2: FDI có tác động cùng chiều (+) đến môi trường, nghĩa là sự gia tăng của FDI sẽ dẫn đến việc gia tăng sự phát thải khí CO₂ ở các nước Châu Á.

- Đối với vai trò của chất lượng thể chế, kế thừa kết quả nghiên cứu của Huynh & Hoang (2018), Mehmood & cộng sự (2021), giả thuyết H3 được phát biểu như sau:

H3: Thể chế tốt có tác động làm giảm những ảnh hưởng tiêu cực của tăng trưởng kinh tế và FDI đến sự phát thải khí CO₂ ở các nước Châu Á.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Đối với mô hình dữ liệu bảng động đã được đề xuất, khi giai đoạn nghiên cứu (T) nhỏ và số quan sát nhiều hơn (N) thì phương pháp ước lượng tác động cố định (FE) là không phù hợp và các phương pháp ước lượng moment tổng quát (GMM) là phương pháp được áp dụng thay thế (Nickell, 1981). Do GMM không yêu cầu các biến độc lập đều là những biến ngoại sinh ngặt nên phương pháp này sẽ phù hợp để giải quyết vấn đề về tính nội sinh có thể xuất hiện trong mô hình. Bài viết áp dụng phương pháp ước lượng $S-GMM$ của Arellano & Bover (1995). Với sự kết hợp giữa phương trình gốc và phương trình sai phân để hình thành nên một hệ gồm hai phương trình, phương pháp ước lượng $S-GMM$ Arellano-Bond làm tăng tính hiệu quả của ước lượng với các biến công cụ.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả thống kê mô tả

Bảng 2 trình bày kết quả thống kê mô tả các biến trong mô hình nghiên cứu. Theo đó, mức ô nhiễm cao nhất tại 45 quốc gia Châu Á giai đoạn 2002-2020 với giá trị biến co_2 là 3,8649 tương đương 47,7 tấn CO₂ bình quân đầu người được thải ra môi trường trong 1 năm. Do đó, có thể thấy các quốc gia Châu Á nhìn chung có mức ô nhiễm khá nghiêm trọng.

Bảng 2: Kết quả thống kê mô tả của các biến trong giai đoạn nghiên cứu

Các biến	Số quan sát	Giá trị trung vị	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
co2	855	1,0959	1,4190	-3,0857	3,8649
fdi	855	5,9518	18,9893	-37,1727	280,1318
gdp	855	3,6923	0,5814	2,5049	4,8138
eng	855	3,1745	0,5359	1,9757	4,3626
inv	855	28,2710	8,7324	5,6226	69,4845
ind	855	34,7479	15,1765	6,8613	74,8122
open	855	90,2083	57,0997	11,8554	437,3267
urb	855	57,0746	24,6287	14,2400	100,0000
voa	855	-0,7200	0,7966	-2,2592	1,1171
pol	855	-0,4656	1,0433	-3,1808	1,6157
gov	855	-0,0896	0,8737	-2,3077	2,4370
reg	855	-0,1876	0,8928	-2,3441	2,2605
rul	855	-0,2635	0,8516	-2,0921	1,8804
cor	855	-0,3075	0,8895	-1,7126	2,3256

Nguồn: Kết quả tính toán từ phần mềm Stata 16.0.

4.2. Kết quả kiểm định tính dừng

Kết quả kiểm định tính dừng tại Bảng 3 theo kiểm định Levin & cộng sự (2002) và Im & cộng sự (2003) cho thấy giá trị p -value của các biến đều có giá trị thấp hơn 0,05. Điều này có nghĩa giả thuyết H_0 : “Dữ liệu bảng tồn tại nghiệm đơn vị (unit root)” bị bác bỏ ở các mức ý nghĩa 1% và 5%. Kết quả cho thấy chuỗi dữ

liệu của các biến trong mô hình nghiên cứu đều dùng ở chuỗi dữ liệu gốc và đủ điều kiện thực hiện quy trình hồi quy trên dữ liệu bảng động với phương pháp S-GMM.

Bảng 3: Kết quả kiểm định tính dừng

STT	Các biến	Kiểm định Levin & cộng sự (2002)		Kiểm định Im & cộng sự (2003)	
		Giá trị thống kê	p-value	Giá trị thống kê	p-value
1	co2	-2,6621	0,0039	-2,6183	0,0044
2	fdi	-3,8783	0,0001	-9,0735	0,0000
3	gdp	-4,5247	0,0000	-9,4959	0,0000
4	eng	-6,5716	0,0000	-4,9770	0,0000
5	inv	-4,9318	0,0000	-3,5484	0,0002
6	ind	-5,8646	0,0000	-3,7832	0,0001
7	open	-7,0968	0,0000	-3,5960	0,0002
8	urb	-9,7008	0,0000	-3,4164	0,0003
9	voa	-4,7989	0,0000	-3,9144	0,0000
10	pol	-6,3717	0,0000	-6,5537	0,0000
11	gov	-3,6548	0,0001	-4,8105	0,0000
12	reg	-1,6928	0,0452	-5,3242	0,0000
13	rul	-5,1525	0,0000	-5,3518	0,0000
14	cor	-3,1082	0,0009	-6,4014	0,0000

Nguồn: Kết quả tính toán từ phần mềm Stata 16.0.

4.3. Kết quả nghiên cứu vai trò của thể chế trong mối quan hệ tác động của tăng trưởng kinh tế và FDI đến môi trường

Kết quả hồi quy Mô hình (1) và 6 mô hình dạng Mô hình (2) tương ứng với 6 biến đo lường chất lượng thể chế quốc gia ở 6 khía cạnh được trình bày tại Bảng 4 bằng phương pháp S-GMM như sau:

Theo Arellano & Bover (1995), phương pháp ước lượng GMM yêu cầu tồn tại tự tương quan bậc 1 (kiểm định AR(1)) và không có sự tự tương quan bậc 2 của phần dư (kiểm định AR(2)). với giả thuyết H_0 : “Không tồn tại tự tương quan bậc 1 hoặc bậc 2 của phần dư”. Ngoài ra, để kiểm định tính phù hợp của mô hình và các biến công cụ đại diện, kiểm định thống kê J của Hansen được sử dụng với giả thuyết H_0 : “Mô hình được xác định đúng và các biến công cụ làm đại diện là hợp lý” (Baum, 2006). Kết quả kiểm định tại Bảng 4 của tất cả các mô hình đã chấp nhận giả thuyết H_0 với giá trị p-value >0,1. Điều này chứng tỏ kết quả hồi quy của mô hình và các biến công cụ làm đại diện là phù hợp.

Về tác động của tăng trưởng kinh tế đến môi trường, có thể thấy mối quan hệ tác động cùng chiều của tăng trưởng kinh tế đến lượng phát thải khí CO₂ được chứng minh qua các hệ số hồi quy của biến (gdp) có giá trị dương (>0) và có ý nghĩa thống kê ở tất cả các mô hình nghiên cứu. Kết quả phù hợp với giả thuyết H1 đã đề ra cũng như kết quả nghiên cứu trước đây của Nguyen-Thanh & cộng sự (2022).

Về tác động của FDI đến môi trường, khi chưa xem xét vai trò của yếu tố chất lượng thể chế, kết quả ủng hộ giả thuyết H2 và khẳng định sự gia tăng FDI có tác động làm tăng lượng khí CO₂ thể hiện qua hệ số hồi quy của biến (fdi) có giá trị dương (>0) và có ý nghĩa thống kê ở Mô hình (1). Kết quả này ủng hộ giả thuyết nơi ẩn giấu ô nhiễm và đồng nhất với kết quả nghiên cứu của Huynh & Hoang (2018), Sabir & cộng sự (2020).

Tuy nhiên, khi xem xét vai trò của chất lượng thể chế quốc gia ở Mô hình (2), kết quả hồi quy 6 mô hình tương ứng với 6 biến chất lượng thể chế cho thấy dấu của hệ số hồi quy của biến (fdi) có giá trị âm (<0) trong 1 số trường hợp và tất cả các biến tương tác giữa chất lượng thể chế và tăng trưởng kinh tế cũng như FDI đều mang dấu âm (<0). Căn cứ vào giá trị p-value của các hệ số hồi quy biến tương tác, vai trò của chất lượng thể chế có ý nghĩa đối với tác động của cả 2 biến tăng trưởng kinh tế và FDI đến môi trường chỉ được thể hiện trong mô hình (2a), (2e) và (2f). Bên cạnh đó, trường hợp mô hình (2b); (2c); (2d), kết quả cho thấy chỉ tồn tại tác động tương tác giữa yếu tố chất lượng thể chế và tăng trưởng kinh tế đến môi trường, trong khi đó vai trò của chất lượng thể chế đối với tác động của FDI không được chứng minh.

Do vậy, để thấy rõ tác động của FDI và tăng trưởng kinh tế đến môi trường như thế nào khi xem xét vai

trò của chất lượng thể chế thể hiện qua 6 khía cạnh, bài viết đã minh họa ảnh hưởng của mối quan hệ tương tác lên đồ thị khi ước lượng tác động biên của các yếu tố FDI và tăng trưởng kinh tế đến lượng phát thải CO₂ ở các mức khác nhau về giá trị chất lượng thể chế là -2,5; 0 và 2,5. Theo đó, chỉ các trường hợp biến tương tác có ý nghĩa thống kê đã đề cập ở Bảng 4 mới được minh họa bằng đồ thị tại Hình 2.

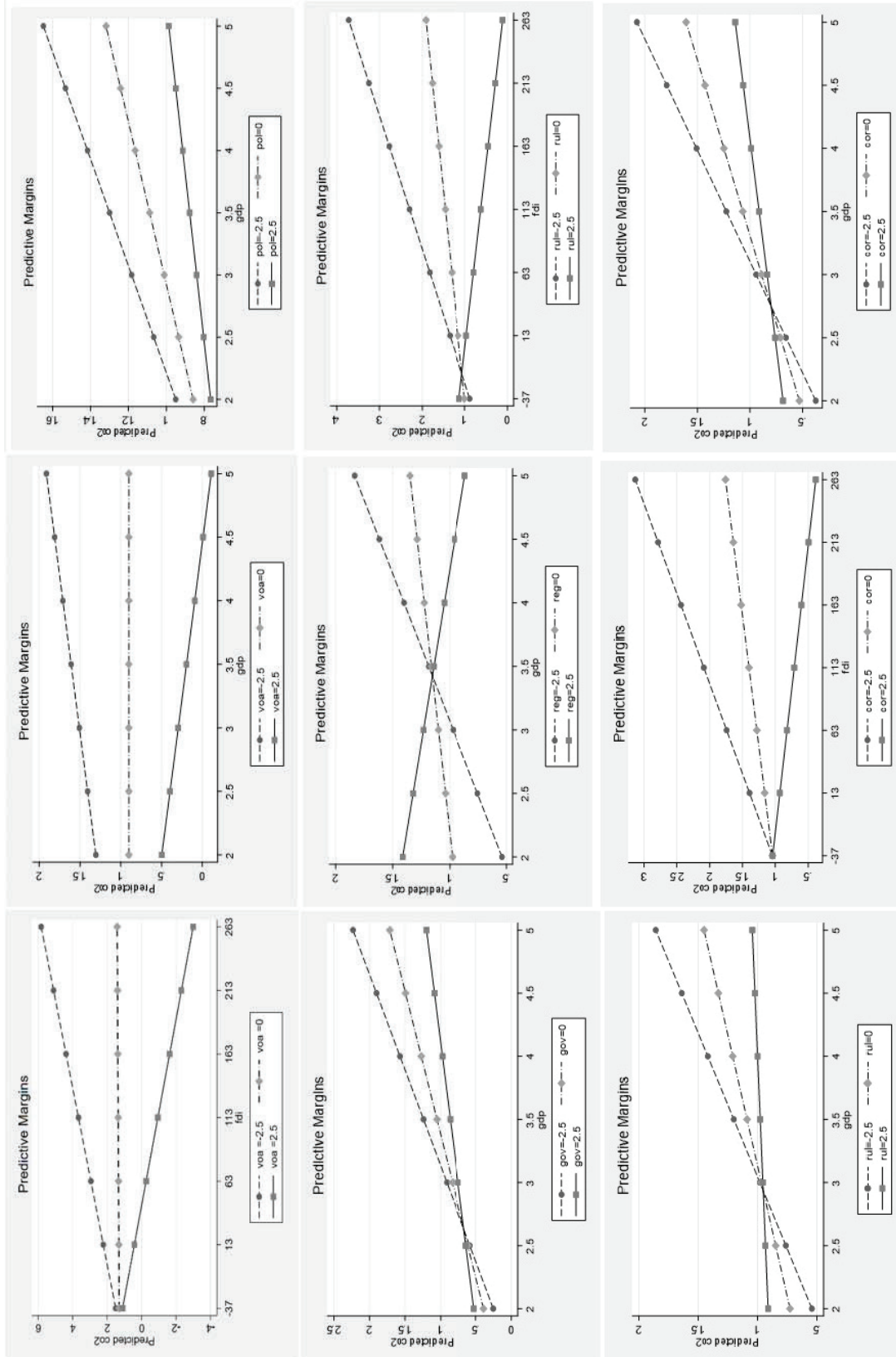
Bảng 4: Kết quả hồi quy S-GMM của các mô hình nghiên cứu (1) và (2)

Mô hình	(1)	(2a)	(2b)	(2c)	(2d)	(2e)	(2f)
Biến phụ thuộc: co2							
lco2	0,936*** (78,71)	0,926*** (45,09)	0,898*** (50,51)	0,902*** (27,48)	0,909*** (31,76)	0,905*** (44,70)	0,913*** (28,52)
fdi	0,00200* (1,73)	-0,000385* (-0,17)	-0,00127 (-1,85)	0,000170 (0,11)	0,00173 (1,11)	0,00302*** (5,91)	0,00239** (2,08)
gdp	0,0602* (1,83)	0,110** (1,24)	0,153** (1,57)	0,442*** (5,89)	0,125** (1,51)	0,241*** (4,61)	0,359*** (5,05)
eng	0,0130 (0,37)	0,105 (1,49)	0,173*** (4,29)	0,216*** (3,59)	0,185*** (4,29)	0,200*** (4,63)	0,165*** (3,17)
inv	0,00322*** (8,79)	0,00447*** (4,03)	0,00513*** (5,77)	0,00120 (0,99)	0,00105 (1,46)	0,00162*** (3,39)	0,00116 (0,87)
ind	0,00193*** (14,42)	0,00120* (1,65)	0,00101*** (3,94)	0,00125* (1,82)	0,00117*** (2,92)	0,000879*** (4,14)	0,00149*** (2,55)
open	-0,0000690 (-0,87)	0,000187 (0,85)	0,000413*** (3,80)	0,000226 (0,95)	0,000512** (2,59)	0,000114 (1,25)	0,000318* (1,74)
urb	0,000263 (0,69)	0,00124 (1,29)	-0,00104 (-0,87)	-0,000509 (-0,70)	0,00113* (1,76)	0,00101* (1,75)	-0,000642 (-0,87)
voa		0,287 (1,47)					
c,voa#c,fdi		-0,00561*** (-3,15)					
c,voa#c,gdp		-0,0808** (-1,46)					
pol			0,0378 (1,02)				
c,pol#c,fdi			-0,00171 (-1,61)				
c,pol#c,gdp			-0,0318*** (-3,37)				
gov				0,231** (2,03)			
c,gov#c,fdi				-0,000231 (-0,16)			
c,gov#c,gdp				-0,0871*** (-2,68)			
reg					0,426*** (5,71)		
c,reg#c,fdi					-0,000778 (-0,76)		
c,reg#c,gdp					-0,123*** (-6,71)		
rul						0,247*** (5,05)	
c,rul#c,fdi						-0,00258*** (-5,44)	
c,rul#c,gdp						-0,0788*** (-6,04)	
cor							0,240** (2,56)
c,cor#c,fdi							-0,00183* (-1,34)
c,cor#c,gdp							-0,0831*** (-3,61)
_cons	-0,3504 (-4,50)	-0,0737 (-0,31)	-1,171*** (-4,76)	-2,088*** (-9,38)	-1,002*** (-4,05)	-1,425*** (-9,82)	-1,698*** (-7,45)
Số quan sát	810	810	675	765	675	810	720
Số nhóm (groups)	45	45	45	45	45	45	45
Số biến công cụ	35	36	38	36	36	40	36
Kiểm định AR(1)	0,001	0,000	0,003	0,002	0,004	0,001	0,002
Kiểm định AR(2)	0,473	0,774	0,416	0,430	0,286	0,482	0,229
Kiểm định Hansen	0,436	0,434	0,297	0,601	0,264	0,271	0,342

Chú thích: Giá trị thống kê t trong ngoặc đơn; *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Nguồn: Kết quả tính toán từ phần mềm Stata

Hình 2: Đồ thị biểu diễn mối quan hệ tương tác giữa các biến đo lường thể chế và tăng trưởng kinh tế (gdp), FDI (fdi) tác động đến (co2)



Nguồn: Kết quả tính toán từ phần mềm Stata.

Căn cứ vào Hình 2, tác động của FDI (fdi) đến môi trường là thuận chiều được thể hiện qua các đường thẳng dốc lên khi chất lượng thể chế (voa, rul, cor) ở mức thấp (-2,5 hoặc 0). Đồng thời, đồ thị ước lượng tác động của FDI (fdi) đến môi trường thể hiện qua các đường thẳng dốc xuống khi chất lượng thể chế (voa, rul, cor) ở mức cao (2,5). Điều này khẳng định khi chất lượng thể chế tại các nước được nâng cao, dòng vốn FDI sẽ góp phần cải thiện chất lượng môi trường.

Bên cạnh đó, tác động cùng chiều của tăng trưởng kinh tế (gdp) đến môi trường (co2) được dự báo ngày càng giảm đi khi chất lượng thể chế (pol, gov, rul, cor) tăng lên. Riêng trường hợp chất lượng thể chế được đo lường bằng biến 2 biến chất lượng thể chế (voa và reg), tác động cùng chiều của tăng trưởng kinh tế (gdp) đến môi trường (co2) giảm rõ rệt và mối tương quan này được ước tính là nghịch chiều khi giá trị của (voa) và (reg) ở mức 2,5 với đường đồ thị minh họa dốc xuống tại Hình 2.

Nhìn chung, kết quả này ủng hộ giả thuyết H3, khẳng định chất lượng thể chế có tác động làm giảm những ảnh hưởng tiêu cực của FDI và tăng trưởng kinh tế lên môi trường, phù hợp kết quả nghiên cứu của Huỳnh & Hoang (2018), Mehmood & cộng sự (2021). Qua đó, có thể thấy mặc dù tác động riêng lẻ của FDI và tăng trưởng kinh tế là làm tăng lượng phát thải khí CO₂ trong không khí như kết quả nghiên cứu tại Mô hình (1). Tuy nhiên, chất lượng thể chế được nâng cao sẽ có tác động kìm hãm những ảnh hưởng này và có dấu hiệu cải thiện môi trường khi các quốc gia tiếp tục theo đuổi mục tiêu tăng trưởng kinh tế và thu hút FDI. Kết quả nghiên cứu cho thấy sự tồn tại của hiệu ứng cải thiện ô nhiễm thông qua FDI (Pollution Halo effect) cũng như vai trò kiểm soát tác động của tăng trưởng kinh tế đến môi trường khi chất lượng thể chế quốc gia được nâng cao tại Châu Á.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

5.1. Kết luận

Kết quả nghiên cứu chứng minh được vai trò của chất lượng thể chế trong mối quan hệ tác động của tăng trưởng kinh tế và FDI đến môi trường. Cụ thể:

Thứ nhất, việc cải thiện chất lượng thể chế về tiếng nói và trách nhiệm giải trình (voa), Nhà nước pháp quyền hay hiệu lực thực thi pháp luật của quốc gia (rul) cũng như việc kiểm soát tham nhũng (cor) sẽ góp phần làm kìm hãm sự gia tăng lượng phát thải CO₂ khi các nước Châu Á theo đuổi mục tiêu gia tăng mức tăng trưởng kinh tế và thu hút FDI.

Thứ hai, nâng cao chất lượng thể chế ở mặt ổn định chính trị và không có bạo lực (pol), hiệu quả quản lý của Chính phủ (gov) cũng như chất lượng các quy định của quốc gia (reg) chỉ có tác động làm hạn chế sự phát thải khí CO₂ do tăng trưởng kinh tế gây ra, nhưng không có ảnh hưởng đến mối quan hệ giữa FDI và môi trường tại các nước Châu Á.

5.2. Hàm ý chính sách

Kết quả nghiên cứu đưa ra một số hàm ý chính sách liên quan đến vai trò của chất lượng thể chế trong việc kiểm soát tác động của tăng trưởng kinh tế và FDI đến môi trường tại Châu Á. Theo đó, tùy vào mục tiêu và thực trạng tại mỗi nước mà Chính phủ có định hướng thực thi chính sách chất lượng thể chế khác nhau. Cụ thể, khi các quốc gia Châu Á đặt mục tiêu theo đuổi tăng trưởng kinh tế trong tương lai thì việc cải thiện chất lượng thể chế ở tất cả các khía cạnh cần được thực hiện song hành để kiểm soát lượng gia tăng khí thải CO₂, góp phần làm giảm tác động tiêu cực đến môi trường bởi nhiều quốc gia Châu Á có mức ô nhiễm không khí khá nghiêm trọng ở giai đoạn nghiên cứu. Ngoài ra, khi mục tiêu thu hút FDI được chú trọng, việc nâng cao chất lượng thể chế ở 3 khía cạnh: (i) Tiếng nói và trách nhiệm giải trình; (ii) Nhà nước pháp quyền hay hiệu lực thực thi pháp luật của quốc gia và (iii) Kiểm soát tham nhũng là quan trọng nhằm góp phần tạo điều kiện thúc đẩy lợi ích cải thiện sự ô nhiễm từ các hoạt động FDI tại Châu Á.

PHỤ LỤC:

Bảng 5: Danh sách các nước Châu Á trong mẫu nghiên cứu

STT	Ký hiệu	Tên quốc gia	STT	Ký hiệu	Tên quốc gia
1	CHN	Trung Quốc	24	IRN	Iran
2	JPN	Nhật Bản	25	MDV	Maldives
3	MNG	Mông Cổ	26	NPL	Nepal
4	KOR	Hàn Quốc	27	PAK	Pakistan
5	BRN	Vương quốc Bru-nây	28	LKA	Sri Lanka
6	MMR	Miến Điện	29	ARM	Armenia
7	KHM	Campuchia	30	AZE	Azerbaijan
8	IDN	Indonesia	31	BHR	Bahrain
9	LAO	Lào	32	CYP	Cyprus
10	MYS	Malaysia	33	GEO	Georgia
11	PHL	Philippines	34	IRQ	Iraq
12	SGP	Singapore	35	ISR	Israel
13	THA	Thái Lan	36	JOR	Jordan
14	VNM	Việt Nam	37	KWT	Kuwait
15	KAZ	Kazakhstan	38	LBN	Lebanon
16	KGZ	Kyrgyz Republic	39	OMN	Oman
17	TJK	Tajikistan	40	QAT	Qatar
18	TKM	Turkmenistan	41	SAU	Ả Rập Saudi
19	UZB	Uzbekistan	42	SYR	Syrian Arab Republic
20	AFG	Afghanistan	43	TUR	Thổ Nhĩ Kỳ
21	BGD	Bangladesh	44	ARE	Các Tiểu Vương Quốc Ả Rập Thống Nhất
22	BTN	Bhutan	45	YEM	Yemen, Rep.
23	IND	Ấn Độ			

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp.

Bảng 6: Ma trận tương quan giữa các biến trong mô hình

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(1) co2	1.000								
(2) fdi	0.080**	1.000							
(3) gdp	0.884***	0.138***	1.000						
(4) eng	0.931***	0.060*	0.782***	1.000					
(5) inv	-0.005	-0.056*	-0.090***	-0.005	1.000				
(6) ind	0.546***	-0.163***	0.425***	0.541***	0.076**	1.000			
(7) open	0.289***	0.207***	0.363***	0.341***	-0.046	0.060*	1.000		
(8) urb	0.841***	0.070**	0.763***	0.722***	-0.159***	0.374***	0.310***	1.000	
(9) voa	0.113***	0.215***	0.322***	0.053	-0.122***	-0.283***	0.095***	0.257***	1.000

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(1) co2	1.000								
(2) fdi	0.080**	1.000							
(3) gdp	0.884***	0.138***	1.000						
(4) eng	0.931***	0.060*	0.782***	1.000					
(5) inv	-0.005	-0.056*	-0.090***	-0.005	1.000				
(6) ind	0.546***	-0.163***	0.425***	0.541***	0.076**	1.000			
(7) open	0.289***	0.207***	0.363***	0.341***	-0.046	0.060*	1.000		
(8) urb	0.841***	0.070**	0.763***	0.722***	-0.159***	0.374***	0.310***	1.000	
(9) pol	0.543***	0.161***	0.590***	0.595***	0.220***	0.294***	0.463***	0.405***	1.000

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(1) co2	1.000								
(2) fdi	0.080**	1.000							

(3) gdp	0.884***	0.138***	1.000						
(4) eng	0.931***	0.060*	0.782***	1.000					
(5) inv	-0.005	-0.056*	-0.090***	-0.005	1.000				
(6) ind	0.546***	-0.163***	0.425***	0.541***	0.076**	1.000			
(7) open	0.289***	0.207***	0.363***	0.341***	-0.046	0.060*	1.000		
(8) urb	0.841***	0.070**	0.763***	0.722***	-0.159***	0.374***	0.310***	1.000	
(9) gov	0.579***	0.182***	0.777***	0.604***	-0.031	0.104***	0.474***	0.628***	1.000

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(1) co2	1.000								
(2) fdi	0.080**	1.000							
(3) gdp	0.884***	0.138***	1.000						
(4) eng	0.931***	0.060*	0.782***	1.000					
(5) inv	-0.005	-0.056*	-0.090***	-0.005	1.000				
(6) ind	0.546***	-0.163***	0.425***	0.541***	0.076**	1.000			
(7) open	0.289***	0.207***	0.363***	0.341***	-0.046	0.060*	1.000		
(8) urb	0.841***	0.070**	0.763***	0.722***	-0.159***	0.374***	0.310***	1.000	
(9) reg	0.541***	0.194***	0.757***	0.557***	-0.185***	0.074**	0.478***	0.626***	1.000

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(1) co2	1.000								
(2) fdi	0.080**	1.000							
(3) gdp	0.884***	0.138***	1.000						
(4) eng	0.931***	0.060*	0.782***	1.000					
(5) inv	-0.005	-0.056*	-0.090***	-0.005	1.000				
(6) ind	0.546***	-0.163***	0.425***	0.541***	0.076**	1.000			
(7) open	0.289***	0.207***	0.363***	0.341***	-0.046	0.060*	1.000		
(8) urb	0.841***	0.070**	0.763***	0.722***	-0.159***	0.374***	0.310***	1.000	
(9) rul	0.585***	0.174***	0.785***	0.614***	-0.032	0.139***	0.432***	0.650***	1.000

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(1) co2	1.000								
(2) fdi	0.080**	1.000							
(3) gdp	0.884***	0.138***	1.000						
(4) eng	0.931***	0.060*	0.782***	1.000					
(5) inv	-0.005	-0.056*	-0.090***	-0.005	1.000				
(6) ind	0.546***	-0.163***	0.425***	0.541***	0.076**	1.000			
(7) open	0.289***	0.207***	0.363***	0.341***	-0.046	0.060*	1.000		
(8) urb	0.841***	0.070**	0.763***	0.722***	-0.159***	0.374***	0.310***	1.000	
(9) cor	0.554***	0.167***	0.764***	0.594***	0.018	0.165***	0.464***	0.640***	1.000

Chú thích: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Nguồn: Kết quả tính toán từ phần mềm Stata.

Tài liệu tham khảo

- Arellano, M., & Bover, O. (1995), 'Another look at the instrumental variable estimation of error-components models', *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
- Arouri, M. E. H., Youssef, A. B., M'henni, H., & Rault, C. (2012), 'Energy consumption, economic growth and CO2 emissions in Middle East and North African countries', *Energy Policy*, 45, 342-349.
- Asghari, M. (2013), 'Does FDI promote MENA region's environment quality? Pollution halo or pollution haven hypothesis', *Int J Sci Res Environ Sci*, 1(6), 92-100.
- Bakhsh, K., Rose, S., Ali, M. F., Ahmad, N., & Shahbaz, M. (2017), 'Economic growth, CO2 emissions, renewable waste and FDI relation in Pakistan: New evidences from 3SLS', *Journal of Environmental Management*, 196, 627-632.
- Baum, C. F. (2006), *An introduction to modern econometrics using Stata*, Stata press.
- Chichilnisky, G. (1994), 'North-south trade and the global environment', *The American Economic Review*, 851-874.
- Coase, R. (1998), 'The new institutional economics', *The American Economic Review*, 88(2), 72-74.
- Dean, J. M. (1992), 'Trade and the environment: a survey of the literature', *Policy Research Working Paper*, 68, 103-116.

- Dietz, T., & Rosa, E. A. (1994), 'Rethinking the environmental impacts of population, affluence and technology', *Human ecology review*, 1(2), 277-300.
- Egbetokun, S., Osabuohien, E., Akinbobola, T., Onanuga, O. T., Gershon, O., & Okafor, V. (2020), 'Environmental pollution, economic growth and institutional quality: exploring the nexus in Nigeria', *Management of Environmental Quality: An International Journal*, <https://doi.org/10.1108/MEQ-02-2019-0050>.
- Greif, A. (2006), 'Family structure, institutions, and growth: the origins and implications of western corporations', *American Economic Review*, 96(2), 308-312.
- Hodgson, G. M. (2004), *The evolution of institutional economics*, Routledge.
- Huynh, C. M., & Hoang, H. H. (2018), 'Foreign direct investment and air pollution in Asian countries: does institutional quality matter?', *Applied Economics Letters*, 26(17), 1388-1392, <https://doi.org/10.1080/13504851.2018.1563668>
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003), 'Testing for unit roots in heterogeneous panels', *Journal of econometrics*, 115(1), 53-74.
- IQAir. (2021), *Báo cáo chất lượng không khí thế giới 2020*.
- Levin, A., Lin, C.-F., & Chu, C.-S. J. (2002), 'Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties', *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.
- Mehmood, U., Tariq, S., Ul-Haq, Z., & Meo, M. S. (2021), 'Does the modifying role of institutional quality remains homogeneous in GDP-CO₂ emission nexus? New evidence from ARDL approach', *Environmental Science and Pollution Research*, 28(8), 10167-10174, <https://doi.org/10.1007/s11356-020-11293-y>
- Nguyen-Thanh, N., Chin, K.-H., & Nguyen, V. (2022), 'Does the pollution halo hypothesis exist in this "better" world? The evidence from STIRPAT model', *Environmental Science and Pollution Research*, 29, 1-15.
- Nguyen, C. P., Nguyen, N. A., Schinckus, C., & Su, T. D. (2018), 'The ambivalent role of institutions in the CO₂ emissions: The case of emerging countries', *International Journal of Energy Economics and Policy*, 8(5), 7-17.
- Nguyễn Thị Tâm Hiền, Nguyễn Thị Phương Thảo, & Vũ Thị Thương (2017), 'Mối quan hệ giữa môi trường và tăng trưởng kinh tế tại các nước châu Á-Thái Bình Dương', *Tạp chí Khoa học Đại học Quốc gia Hà Nội: Kinh tế và Kinh doanh*, 33(3), 1-10.
- Nickell, S. (1981), 'Biases in dynamic models with fixed effects', *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 49(6), 1417-1426.
- North, D. C. (1990), *Institutions, Institutional Change, Economic performance*, New York.
- Panayotou, T. (1993), 'Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development', ILO Working paper.
- Sabir, S., Qayyum, U., & Majeed, T. (2020), 'FDI and environmental degradation: the role of political institutions in South Asian countries', *Environmental Science and Pollution Research*, 27(26), 32544-32553, <https://doi.org/10.1007/s11356-020-09464-y>
- Sapkota, P., & Bastola, U. (2017), 'Foreign direct investment, income, and environmental pollution in developing countries: Panel data analysis of Latin America', *Energy Economics*, 64, 206-212.
- Shahbaz, M., Solarin, S. A., Hammoudeh, S., & Shahzad, S. J. H. (2017), 'Bounds testing approach to analyzing the environment Kuznets curve hypothesis with structural breaks: the role of biomass energy consumption in the United States', *Energy Economics*, 68, 548-565.
- Solarin, S. A., Al-Mulali, U., Musah, I., & Ozturk, I. (2017), 'Investigating the pollution haven hypothesis in Ghana: an empirical investigation', *Energy*, 124, 706-719.
- Solow, R. (1956), 'A contribution to the Theory of Economic Growth', *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- Spilker, G. (2013), *Globalization, political institutions and the environment in developing countries*, Routledge.
- Teng, J.-Z., Khan, M. K., Khan, M. I., Chishti, M. Z., & Khan, M. O. (2021), 'Effect of foreign direct investment on CO₂ emission with the role of globalization, institutional quality with pooled mean group panel ARDL', *Environmental Science and Pollution Research*, 28(5), 5271-5282, <https://doi.org/10.1007/s11356-020-10823-y>
- Udemba, E. N. (2021), 'Mitigating environmental degradation with institutional quality and foreign direct investment (FDI): new evidence from asymmetric approach', *Environmental Science and Pollution Research*, 1-15, <https://doi.org/10.1007/s11356-021-13805-w>
- Võ Thị Thúy Kiều, & Lê Thông Tiến (2019), 'Tác động của FDI đến môi trường trong điều kiện tồn tại đường cong môi trường Kuznets (EKC)', *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế & Kinh doanh Châu Á*, 8, 26-44.
- Wang, H., & Liu, H. (2019), 'Foreign direct investment, environmental regulation, and environmental pollution: an empirical study based on threshold effects for different Chinese regions', *Environmental Science and Pollution Research*, 26(6), 5394-5409, <https://doi.org/10.1007/s11356-018-3969-8>.

TÁC ĐỘNG CỦA TÍN DỤNG NGÂN HÀNG ĐẾN TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ KHU VỰC TƯ NHÂN - BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TẠI VIỆT NAM

Phan Thị Hằng Nga

Trường Đại học tài chính – Marketing

Email: phannga@ufm.edu.vn

Mã bài: JED-1042

Ngày nhận: 23/11/2022

Ngày nhận bản sửa: 01/02/2023

Ngày duyệt đăng: 20/02/2023

DOI: 10.33301/JED.VI.1042

Tóm tắt:

Nghiên cứu này kiểm định tác động ngắn hạn và dài hạn của vốn tín dụng ngân hàng đối với phát triển kinh tế khu vực tư nhân ở Việt Nam, Nghiên cứu sử dụng dữ liệu theo tần suất quý trong giai đoạn 2000-2021. Mô hình Vector Error Correction Mechanism (VECM) áp dụng với dữ liệu chuỗi thời gian. Nghiên cứu sử dụng các chỉ tiêu đo lường vốn tín dụng ngân hàng đối với khu vực tư nhân như: lãi suất cho vay, tăng trưởng kinh tế, tăng trưởng của cung tiền mở rộng tác động đến nhu cầu vốn của khu vực tư nhân. Kết quả cho thấy hoạt động cho vay có liên quan tích cực đến tăng trưởng kinh tế khu vực tư nhân. Hơn nữa, ngân hàng và trung gian tài chính, cũng như tự do hóa tài chính sẽ kích thích nhu cầu cho vay cao hơn. Ngoài ra, chi phí cho vay thấp hơn, và tín dụng ngân hàng chất lượng hơn sẽ tạo ra động lực cho vay hơn nữa. Từ kết quả nghiên cứu tác giả đề xuất các hàm ý để thúc đẩy kinh tế tư nhân phát triển trong giai đoạn sau đại dịch Covid-19.

Từ khóa: Kinh tế khu vực tư nhân, tín dụng ngân hàng, VECM, Việt Nam.

Mã JEL: G21, G31

Impact of bank credit on private economic growth - experimental evidence in Vietnam

Abstract:

This study examines the short- and long-term impacts of bank credit on private sector economic development in Vietnam, using quarterly frequency data for the period 2000-2021. The Vector Error Correction Mechanism (VECM) applies to time series data. The study uses indicators that measure bank credit capital for the private sector such as: lending rates, economic growth, growth of the expanded money supply affects the capital needs of the private sector. The results show that lending activity is positively related to private sector economic growth. Moreover, banking and financial intermediaries, as well as financial liberalization will stimulate higher demand for loans. In addition, lower lending costs, and better quality bank credit will create further lending incentives. At the same time, the exchange rate is believed to have some impact valuing demand and reduce consumer stress. From the research results, the author proposes implications to promote the private economy to develop in the period after the Covid19 pandemic.

Keywords: Private sector economy, bank credit, VECM, Vietnam.

JEL Codes: G21, G31

1. Giới thiệu

Phát triển nền kinh tế nhiều thành phần với nhiều loại hình kinh tế đã được Đảng ta nêu ra từ Đại hội VI (1986). Kế thừa các đại hội trước, Đại hội IX, XII, XIII của Đảng tiếp tục làm rõ và sâu sắc hơn nhiều vấn đề mới về phát triển kinh tế tư nhân. Khẳng định vai trò, động lực quan trọng của thành phần kinh tế tư nhân trong hội nhập quốc tế. Đây là chủ trương, chính sách nhất quán và lâu dài của Đảng. Trải qua gần 35 năm

đổi mới, thực tiễn đã chứng minh rằng, đây là một luận điểm, một chính sách hoàn toàn phù hợp với yêu cầu khách quan, là quyết sách chiến lược đúng đắn, sáng tạo góp phần vào “những thành tựu to lớn và có ý nghĩa lịch sử trong quá trình xây dựng và phát triển kinh tế của đất nước”. Trên cơ sở chủ trương của Đảng, Chính phủ, các bộ, ngành đã ban hành các Nghị quyết, Luật, Nghị định, Thông tư để quản lý, thúc đẩy kinh tế tư nhân phù hợp với từng giai đoạn phát triển kinh tế - xã hội trong nước và khu vực, như: ban hành Luật, cơ chế về vốn, công nghệ, chính sách tín dụng,... Chính vì vậy, thành phần kinh tế tư nhân đã từng bước khẳng định vai trò quan trọng trong phát triển kinh tế quốc dân. Kinh tế tư nhân đã phát triển rộng khắp trong cả nước góp phần quan trọng trong phát triển kinh tế, huy động các nguồn lực vào sản xuất kinh doanh, tạo thêm nhiều việc làm, cải thiện đời sống nhân dân, tăng tích lũy, góp phần giữ vững ổn định chính trị - xã hội. Kết quả cho thấy, khu vực kinh tế tư nhân đã đóng góp hơn 40% GDP, chiếm ưu thế so khu vực doanh nghiệp nhà nước và doanh nghiệp có vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (VCCI, 2021). Tuy nhiên, trong quá trình hoạt động kinh doanh thì kinh tế tư nhân cũng còn nhiều hạn chế đặc biệt khó tiếp cận vốn vay mà vốn tín dụng ngân hàng rất quan trọng đối với nền kinh tế của một quốc gia nói chung và cho doanh nghiệp tư nhân nói riêng. Chính vì vậy tác giả nghiên cứu hiệu ứng của tín dụng ngân hàng đến khu vực kinh tế tư nhân. Nhằm từ kết quả nghiên cứu sẽ có những hàm ý để giải quyết nhu cầu vốn cho doanh nghiệp tư nhân, tháo gỡ khó khăn của thành phần kinh tế này tại Việt Nam, góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế sau đại dịch Covid-19.

2. Cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu trước

2.1. Cơ sở lý thuyết

Schumpeter (1911) nhấn mạnh giá trị của tài chính trong tăng trưởng kinh tế. Ngoài ra, lý thuyết cũng tập trung vào tầm quan trọng của dịch vụ tài chính trong việc tăng cường phát triển kinh tế và thảo luận về các điều kiện theo đó khu vực tài chính có thể tích cực thúc đẩy đổi mới và tăng trưởng bằng cách huy động và tài trợ vốn để đầu tư hiệu quả. Nhiệm vụ của ngân hàng là phát triển sự tiện lợi của các cơ sở tài chính phù hợp trong khu vực, đảm bảo khả năng tiếp cận các dịch vụ tài chính cho tất cả mọi người. Hệ thống tài chính góp phần lưu thông tiền trong nền kinh tế, thúc đẩy nền kinh tế. Cụ thể, Robinson (1952) giải thích rằng khi nhu cầu về dịch vụ tài chính tăng lên, sản lượng cũng vậy, tạo điều kiện thuận lợi cho quá trình tăng trưởng kinh tế. Sự phát triển của lĩnh vực tài chính theo sau sự tăng trưởng được thúc đẩy bởi thu nhập lãi và tài sản (Srivastava, 2012).

Lý thuyết thu nhập dự kiến: các ngân hàng phải tham gia vào nhiều hoạt động cho vay khác nhau, có thể bao gồm cho vay thế chấp khấu hao bất động sản, cho vay dài hạn để tạo ra các hoạt động kinh tế, cho vay trả góp và cho vay tiêu dùng bằng cách xem xét khả năng trả nợ của khách hàng và thu nhập dự kiến của người vay ngân hàng, khi chúng kích thích dòng tiền tăng tính thanh khoản. Điều này dẫn đến dự trữ thặng dư cao sẽ nâng cao lợi nhuận của tất cả các loại ngân hàng bằng cách nâng cao khả năng cho vay của các quỹ đầu tư (Saeed & cộng sự, 2018).

Lý thuyết tăng trưởng nội sinh: Lý thuyết tăng trưởng nội sinh tập trung vào việc mô tả rằng tăng trưởng kinh tế là hậu quả của các yếu tố nội sinh hơn là các yếu tố bên ngoài. Các yếu tố nội bộ của thể chế, chẳng hạn như các quyết định đầu tư và đổi mới, hoặc mức độ thay đổi công nghệ, ảnh hưởng đến quá trình tăng trưởng kinh tế. Hơn nữa, lý thuyết cũng cho rằng tăng trưởng kinh tế trong dài hạn phụ thuộc vào các biện pháp chính sách của các tổ chức tài chính (Romer, 1994). Mô hình tăng trưởng nội sinh cho thấy các yếu tố bên trong làm xáo trộn tiến bộ kinh tế, thậm chí ảnh hưởng đến năng suất ngoại sinh. Lý thuyết giúp thiết lập một khuôn khổ cho mối quan hệ của các biến được sử dụng trong nghiên cứu, tức là mối liên hệ giữa ngành tài chính và sự phát triển của nền kinh tế.

Trong nghiên cứu này tác giả vận dụng các lý thuyết trên để triển khai nội dung nghiên cứu, cụ thể: doanh nghiệp tư nhân nguồn vốn tự có rất ít, nhỏ lẻ do đó họ cần phải huy động từ nguồn vốn tín dụng của ngân hàng. Khi nguồn vốn tín dụng của doanh nghiệp tư nhân tăng lên thì giá trị sản xuất trong nền kinh tế gia tăng góp phần tăng trưởng kinh tế cho quốc gia. Mặt khác nhấn mạnh nguồn vốn tín dụng tăng sẽ cho thấy sự phát triển và tăng trưởng của khu vực kinh tế tư nhân và các doanh nghiệp tư nhân trong khu vực sản xuất sẽ đầu tư các yếu tố đầu vào nhằm tạo ra sản phẩm, giá trị sản phẩm được sản xuất từ các doanh nghiệp tư nhân sẽ góp phần gia tăng thu nhập cho nền kinh tế.

2.2. Các nghiên cứu mối liên hệ giữa tín dụng ngân hàng và tăng trưởng kinh tế

Một số nghiên cứu trước đây sử dụng tín dụng cho khu vực tư nhân làm đại diện cho tín dụng ngân hàng và cho rằng nó có tác động đáng kể đến sản lượng của khu vực sản xuất (Obafemi & Udah, 2012; Udoh & Ogbuagu, 2012; Odior, 2013). Ngoài ra, Obafemi & Udah (2012), Odior (2013), Edeme & Karimo (2014), Oleka & Maduagwu (2015) cho rằng tín dụng cho khu vực tư nhân có tác động tích cực đáng kể đến sản lượng của khu vực sản xuất. Udoh & Ogbuagu (2012), Ogunsakin (2014), Okonkwo & cộng sự (2015), Raphael & Gabriel (2015), Orji & cộng sự (2015) cho thấy tín dụng đối với khu vực tư nhân có tác động tiêu cực đáng kể đến sản lượng của khu vực sản xuất; trong khi Imoughele & Ismaila (2014), CBN Real Sector Division (2014) nhận thấy tác động không đáng kể đến sản lượng của lĩnh vực sản xuất.

Tín dụng trong nước cho khu vực tư nhân (DCPS) đã được chú trọng trong thời gian gần đây, với hầu hết các nghiên cứu thiết lập mối quan hệ giữa DCPS và tăng trưởng kinh tế. Osman (2014) đã áp dụng độ trễ phân tán tự hồi quy (ARDL) như một phương pháp tiếp cận đồng liên kết để cho thấy rằng có một mối quan hệ tích cực trong dài hạn và ngắn hạn giữa tín dụng của khu vực tư nhân và tăng trưởng kinh tế. Lane & McQuade (2014) cho rằng tăng trưởng tín dụng trong nước ở các nước châu Âu có liên quan chặt chẽ đến dòng vốn nợ ròng chứ không phải dòng vốn chủ sở hữu ròng. Perez (2017) đã nghiên cứu các yếu tố quyết định trong dài hạn và động lực ngắn hạn ảnh hưởng đến hiệu quả tăng trưởng tín dụng và phát hiện ra rằng có mối quan hệ dài hạn giữa tăng trưởng tín dụng, vốn chủ sở hữu của các ngân hàng trong nước và các khoản nợ xấu. Shijaku & Kalluci (2013) đã đánh giá các yếu tố quyết định lâu dài của tín dụng ngân hàng đối với khu vực tư nhân và cho rằng tồn tại một cơ chế điều chỉnh đưa tín dụng ngân hàng trở lại trạng thái cân bằng. Nghiên cứu của họ cũng phát hiện ra rằng hoạt động cho vay có liên quan tích cực đến tăng trưởng kinh tế. Ngoài ra, họ đã chứng minh rằng ngân hàng và trung gian tài chính, cùng với tự do hóa tài chính kích thích nhu cầu cho vay cao hơn.

Các nghiên cứu khác đã được thực hiện về việc điều chỉnh các mô hình thích hợp để dự đoán mối quan hệ giữa tín dụng trong nước và các biến số khác trong bối cảnh của châu Phi. Ở Nigeria, Emecheta & Ibe (2014) đã áp dụng phương pháp tự hồi quy vectơ (VAR) và thiết lập mối quan hệ tích cực đáng kể giữa tín dụng ngân hàng và tăng trưởng kinh tế. Trong một công trình tương tự tại Nigeria, Emenike (2016) đã sử dụng phương pháp đồng liên kết để thiết lập mối quan hệ lâu dài giữa chính sách tiền tệ và tín dụng của khu vực tư nhân. Tuy nhiên, Olowofeso, Adeleke & Udoji (2015) đã sử dụng đồng liên kết để chỉ ra sự tồn tại của mối quan hệ tích cực đáng kể giữa tín dụng và sản lượng của khu vực tư nhân.

Obayumi & cộng sự (2012) cho thấy lãi suất cho vay ngân hàng ảnh hưởng đáng kể đến sản lượng của ngành sản xuất. Ogar & cộng sự (2014) cho rằng vốn vay ngân hàng thương mại có tác động đáng kể đến sản lượng của ngành sản xuất. Adegboye & cộng sự (2016) nhận thấy rằng tín dụng cho khu vực tư nhân có tác động đáng kể đến sản lượng của khu vực sản xuất. Okoye & cộng sự (2016) báo cáo rằng lãi suất cho vay có tác động tiêu cực đáng kể, trong khi tín dụng đối với khu vực tư nhân có tác động tích cực đáng kể đến sản lượng của khu vực sản xuất, kết quả này phù hợp với kết quả của Omolara & John (2016), Ahad & cộng sự (2017), Onakoya & cộng sự (2017) và Bada (2017). Điều thú vị là Omini & cộng sự (2017) đã xem xét tác động của tín dụng ngân hàng đối với lĩnh vực sản xuất và cho rằng tín dụng ngân hàng đối với lĩnh vực sản xuất có tác động tích cực đáng kể đến sản lượng của lĩnh vực sản xuất. Ngược lại, Topcu & Coban (2017) cho thấy sự phát triển của khu vực ngân hàng không làm tăng trưởng khu vực sản xuất.

Hầu hết các nghiên cứu về tác động của tỷ lệ lạm phát đến sản lượng của khu vực sản xuất đều chỉ ra rằng tỷ lệ lạm phát có tác động đáng kể đến sản lượng của khu vực sản xuất, trong khi một số nghiên cứu cho thấy nó có tác động không đáng kể đến sản lượng của khu vực sản xuất. Những kết quả này có thể liên quan phần lớn đến sự khác biệt trong các giai đoạn mẫu hoặc phương pháp luận mà các nghiên cứu này sử dụng. Ariwa & cộng sự (2017) và Sokunle & Harper (2018) đã báo cáo tác động không đáng kể của tỷ lệ lạm phát đối với sản lượng của khu vực sản xuất. Ailemen & cộng sự (2016), John & Terhemba (2016), Modebe & Ezeaku (2016) và Onakoya & cộng sự (2017) cho thấy tỷ lệ lạm phát có tác động tiêu cực đáng kể đến sản lượng của khu vực sản xuất.

3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

Mô hình hồi quy VECM

Mô hình VECM có dạng:

$$y_t - y_{t-1} = (A_1 + A_2 + \dots + A_p - I) y_{t-1} - (A_2 + \dots + A_p) (y_{t-1} - y_{t-2}) - (A_3 + \dots + A_p) (y_{t-2} - y_{t-3}) - \dots - A_p (y_{t-p+1} - y_{t-p}) + u_t$$

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + C_1 \Delta y_{t-1} + C_2 \Delta y_{t-2} + \dots + C_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t$$

Trong đó: $\Pi = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_p)$; $C_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$, $i = 1, 2, \dots, p-1$

Mô hình chứa số hạng Πy_{t-1} chính là phần hiệu chỉnh sai số ECM

Nếu y_t có k quan hệ đồng liên kết thì Π có dạng:

$$\Pi = \alpha \times \beta$$

$$(k \times r) (r \times k)$$

$$\text{Khi đó: } \Delta y_t = \alpha \beta y_{t-1} + C_1 \Delta y_{t-1} + C_2 \Delta y_{t-2} + \dots + C_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t$$

Đặt $EC_{t-1} = \beta y_{t-1}$; phương pháp kết hợp chuỗi không dừng trong y_t thành một chuỗi dừng và EC_{t-1} là phần dư trong phương pháp kết hợp đó. Và EC_{t-1} cho biết trạng thái mất cân bằng ở kỳ t-1, khi đó α cho biết hệ số điều chỉnh của Δy_t khi có mất cân bằng xảy ra.

Mô hình hồi quy sẽ được xem xét lựa chọn sau khi tiến hành các kiểm định, đặc biệt là kiểm định tính dừng của các chuỗi thời gian. Các chuỗi thời gian không dừng khi tiến hành kiểm định nên được biến đổi dừng bằng cách lấy sai phân ở bậc cao hơn. Kết quả cho thấy các chuỗi dữ liệu dừng cùng bậc liên kết: I(1). Nên có thể sử dụng kiểm định Engle – Granger hoặc kiểm định Johansen để kiểm định các chuỗi dữ liệu có đồng liên kết. Kết quả cho thấy có đồng liên kết giữa các chuỗi dữ liệu. Mô hình VECM được lựa chọn để hồi quy.

Mô tả biến của mô hình

Nghiên cứu có 5 biến số: tín dụng ngân hàng đối với khu vực tư nhân, lãi suất cho vay, tăng trưởng kinh tế, tăng trưởng của cung tiền mở rộng tác động đến nhu cầu vốn của khu vực tư nhân. Dữ liệu được lấy theo quý giai đoạn từ quý 1 năm 2000 đến quý 1 năm 2021 với số lượng 85 quan sát. Tín dụng ngân hàng đối với khu vực tư nhân, lãi suất cho vay, tăng trưởng kinh tế, tăng trưởng của cung tiền mở rộng tác động đến nhu cầu vốn của khu vực tư nhân được lấy từ thống kê tài chính của IMF (IFS). Tăng trưởng của cung tiền mở rộng (BMG), tăng trưởng kinh tế (GDP) và lãi suất cho vay (IRO) được lấy theo tỷ lệ %. Tín dụng ngân hàng đối với khu vực tư nhân (DCB), nhu cầu vốn của khu vực tư nhân (CLP) là biến xu hướng không có phân phối chuẩn, mức lệch phải rất cao, nghiên cứu chuyển biến số này sang dạng logarit cơ số tự nhiên để biến số có phân phối gần với phân phối chuẩn, đáp ứng điều kiện dữ liệu đầu vào của mô hình.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thực hiện các kiểm định

Tính dừng của các chuỗi dữ liệu

Áp dụng phương pháp kiểm định nghiệm đơn vị Dickey – Fuller để kiểm định tính dừng cho lần lượt các

Bảng 1: Kiểm định nghiệm đơn vị của chuỗi dữ liệu (d=1)

Kiểm định nghiệm đơn vị	Giá trị t	Giá trị P*
Giả thuyết: BMG có nghiệm đơn vị	5.936217	0.0000
Giả thuyết: IRO có nghiệm đơn vị	-13.47032	0.0001
Giả thuyết: GDP có nghiệm đơn vị	-4.759976	0.0002
Giả thuyết: DCB có nghiệm đơn vị	-7.689277	0.0000
Giả thuyết: CLP có nghiệm đơn vị	-4.740337	0.0002

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy.

chuỗi dữ liệu BMG, IRO, DCB, GDP, CLP.

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị cho thấy với mức ý nghĩa $\alpha = 0.05\%$ thì đều chấp nhận giả thiết H_0 về việc tồn tại nghiệm đơn vị nên các chuỗi BMG, IRO, DCB, GDP, CLP dừng ở sai phân $d = 1$.

Kiểm định đồng liên kết

Sử dụng kiểm định đồng liên kết để kiểm tra BMG, IRO, DCB, GDP, CLP có đồng liên kết hay không.

Kết quả thu được từ kiểm định Trace test cho thấy BMG, IRO, DCB, GDP, CLP có đồng liên kết, ở mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$, khi $k = 0$ (None), p -value = 0.0001 < α nên bác bỏ giả thiết $H_0: r=0$ (không có đồng liên

Bảng 2: Kiểm định đồng liên kết

Giả thuyết Mức liên kết	Giá trị riêng	Giá trị thống kê	Giá trị mức ý nghĩa 0.05	Giá trị P
Không *	0.752559	379.0764	69.81889	0.0001
Có ít nhất 1 *	0.716698	267.3498	47.85613	0.0001
Có ít nhất 2 *	0.589459	166.4503	29.79707	0.0001
Có ít nhất 3 *	0.493294	95.22791	15.49471	0.0000
Kiểm tra đồng liên kết có 3 đồng liên kết ở mức ý nghĩa 0.05.				

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy.

kết giữa các biến). Các chuỗi có kết hợp đồng liên kết.

Kiểm định lựa chọn độ trễ tối ưu cho mô hình

Thông thường có thể sử dụng biểu đồ PACF của phương pháp BOX – JENKIN hoặc sử dụng các tiêu chí LogL, AIC, SC... để xác định độ trễ tối ưu cho mô hình. Trong trường hợp này sẽ dùng các tiêu chí FPE, SC, HQ để xác định độ trễ tối ưu cho mô hình. Mặc dù có nhiều tiêu chuẩn thông tin có thể được sử dụng để xác định độ trễ của mô hình. Độ trễ của VECM thấp hơn một bậc so với độ trễ của VAR. Tương ứng, trong phân

Bảng 3: Kiểm định lựa chọn độ trễ tối ưu cho mô hình

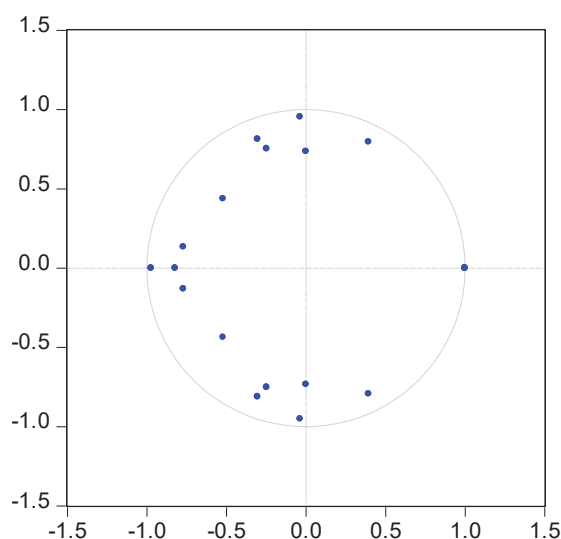
Lựa chọn độ trễ tối ưu VECM						
Mẫu: 2000Q1 2020Q1						
Các quan sát bao gồm: 76						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-168.3138	NA	6.58e-05	4.560891	4.714228	4.622172
1	-89.24043	145.6615	1.59e-05	3.137906	4.057932	3.505593
2	-35.86174	91.30565	7.59e-06	2.391098	4.077813	3.065191
3	22.03074	91.40918	3.27e-06	1.525507	3.978910	2.506005
4	79.01796	82.48150	1.47e-06*	0.683738	3.903830*	1.970642*
5	93.05775	18.47340	2.10e-06	0.972164	4.958945	2.565475
6	117.4546	28.89102	2.38e-06	0.988037	5.741506	2.887753
7	163.2466	48.20205*	1.61e-06	0.440880*	5.961038	2.647002
* cho biết độ trễ được chọn theo các tiêu chí						

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy.

tích hiện tại, tác giả xác định độ trễ theo đề xuất của họ: $p=3$.

Hình 1: Kiểm định tính ổn định của mô hình

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Kiểm định tính ổn định của mô hình

Để kiểm định tính ổn định của mô hình VECM sử dụng vòng tròn nghiệm đơn vị để xem xét các nghiệm hay các giá trị riêng đều nhỏ hơn 1 hoặc đều nằm trong vòng tròn đơn vị thì mô hình VECM đạt được tính ổn định.

Kết quả cho thấy các nghiệm đều nhỏ hơn 1 hoặc đều nằm trong vòng tròn đơn vị nên mô hình VAR có tính ổn định.

Như vậy, các kiểm định cho thấy các chuỗi dừng ở cùng bậc sai phân, kiểm định đồng liên kết có 1 đồng liên kết, điều này đảm bảo cho việc lựa chọn mô hình VECM là hợp lý. Với độ trễ thích hợp được lựa chọn là 3, đồng thời mô hình VECM được đảm bảo là ổn định, thích hợp để hồi quy. Từ đó, tác giả tiến hành phân tích phân rã phương sai và các chức năng phản ứng xung là cơ sở cho các kết luận.

4.2. Kết quả của mô hình và thảo luận

Sau khi tiến hành các kiểm định mô hình VECM, kết quả mô hình hồi quy VECM thu được như sau:

Phương trình đồng liên kết thể hiện quan hệ giữa các biến trong dài hạn có dạng:

$$u = CLP - 0.006501BMG - 0.924367DCB + 0.034834IRO - 0.005379GDP + 0.000135$$

$$CLP = 0.006501BMG + 0.924367DCB - 0.034834IRO + 0.005379GDP - 0.000135 + u$$

Trong dài hạn, CLP có quan hệ cùng chiều với biến BMG, DCB, GDP và quan hệ ngược chiều với IRO.

ECT-1 = -0.0077, cho thấy nếu mất cân bằng kỳ trước 1 đơn vị, tại kỳ thứ nhất thì biến phụ thuộc sẽ điều

Bảng 4: Kết quả hồi quy mô hình VECM

Mô hình hiệu chỉnh sai số Mẫu (đã điều chỉnh): 2001Q2 2021Q1 Số quan sát: 78 sau điều chỉnh					
Hệ số hiệu chỉnh Eq:		CointEq1			
CLP(-1)		1.000000			
BMG(-1)		0.006501 (0.00068) [9.60581]			
DCB(-1)		0.924367 (0.16826) [5.49384]			
GDP(-1)		0.005379 (0.00505) [1.06557]			
IRO(-1)		-0.034834 (0.00355) [-9.80201]			
C		-0.000135			
EC	D(DCLP)	D(DBMG)	D(DDCB)	D(DIRO)	D(GDP)
CEq1	-0.007734 (0.17577) [-0.04400]	-197.6235 (29.4658) [-6.70688]	0.125811 (0.17921) [0.70205]	-15.90921 (8.37523) [-1.89955]	54.19659 (13.1831) [4.11106]

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy.

chỉnh ngược chiều với trạng thái cân bằng 0.0077%.

Hàm phản ứng đẩy

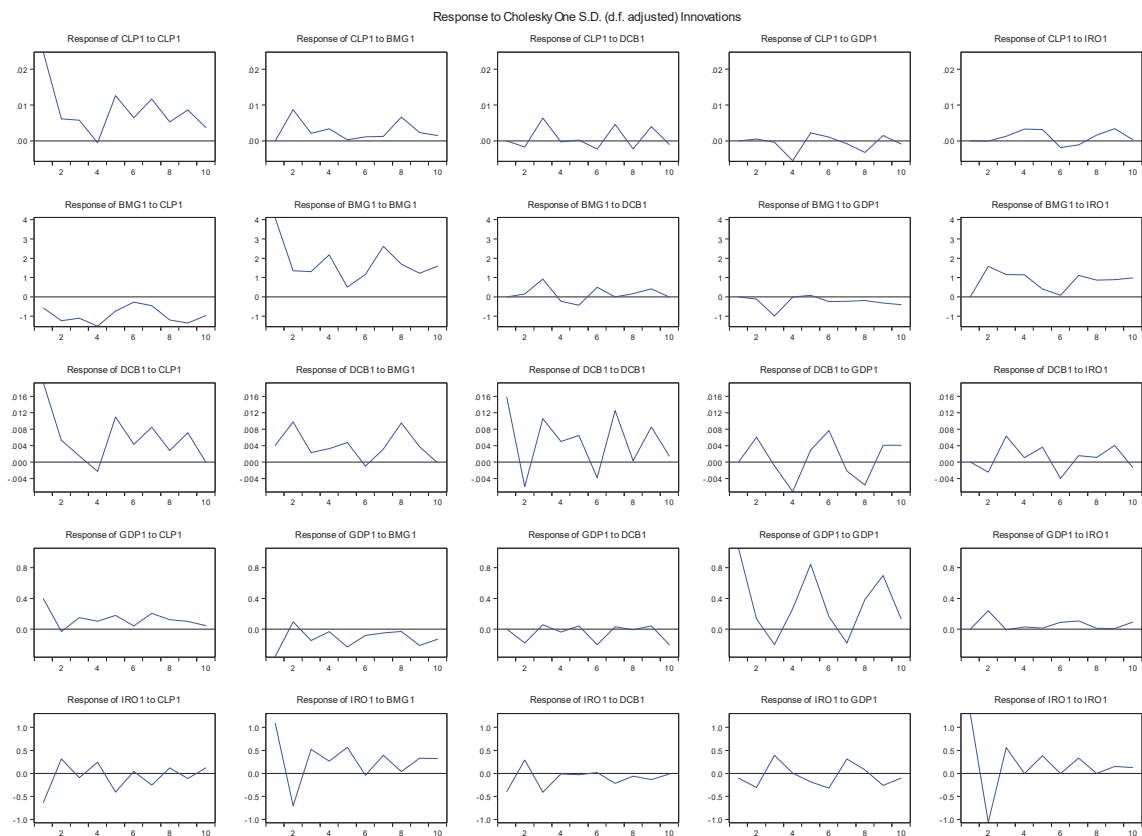
Các cú sốc biến động tăng trưởng cung tiền mở rộng BMG dẫn đến một phản ứng tích cực ban đầu đến khu vực kinh tế tư nhân, có sự tác động cùng chiều và đặc biệt ảnh hưởng mạnh đến CLP trong 3 kỳ đầu tiên. Điều này được lý giải do Việt Nam là một quốc gia đang phát triển, khi nền kinh tế được tăng cường

một lượng vốn thì sẽ thúc đẩy gia tăng sản xuất, hỗ trợ tích cực cho tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, trong dài hạn, phản ứng của CLP biến động không đáng kể và khi lượng vốn gia tăng vượt mức nhu cầu cần thiết của sản xuất từ kỳ thứ 4.

Phản ứng của CLP liên tục đảo chiều khi có các cú sốc của IRO từ kỳ thứ 6. Quá trình tự do hoá tài chính sẽ làm cho lãi suất gia tăng sự biến động. Nhà nước dần dần bị hạn chế quyền can thiệp vào thị trường tiền tệ thông qua lãi suất. Chính vì vậy, khi lãi suất biến động sẽ có những tác động với biên độ lớn đến khu vực kinh tế tư nhân.

Đặc biệt, tín dụng luôn đóng vai trò lớn đối với khu vực kinh tế tư nhân, nguồn vốn CLP cần thiết cho khu vực kinh tế tư nhân luôn được cung cấp chính từ tín dụng ngân hàng. Điều này hoàn toàn phù hợp với tình hình thực tế của các nước đang phát triển như Việt Nam. Vốn tín dụng luôn giữ một vai trò quan trọng

Hình 2: Hàm phản ứng đẩy của BMG, IRO, DCB, GDP, CLP



Phân rã phương sai

trong hoạt động kinh tế.

Phân rã phương sai của sai số khi dự báo các biến trong mô hình VECM nhằm phân tách phần đóng góp của các chuỗi thời gian khác cũng như của chính chuỗi thời gian đó trong phương sai của sai số dự báo. Các kết quả phân rã phương sai phù hợp với kết quả hàm phản ứng xung và quan trọng hơn nữa là xác định tầm quan trọng của các yếu tố tự do hoá tài chính đối với giá trị sản lượng thực tế trong nước. Phần sai số dự báo trong đáp ứng nhu cầu vốn của khu vực kinh tế tư nhân do sự biến động của tín dụng ngân hàng là khoảng hơn 5% kể từ kỳ thứ 7. Mức tác động khá lớn, được duy trì qua các kỳ tiếp theo và kéo dài sau đó, không có dấu hiệu tắt dần. Biến động của lãi suất cho vay ảnh hưởng đến kinh tế khu vực tư nhân được ghi nhận là trên 3%. Tác động của biến tăng trưởng kinh tế đối với kinh tế khu vực tư nhân được ghi nhận là trên 2%. Và mức biến động của cung tiền đối với kinh tế tư nhân là trên 9%. Như vậy, với một quốc gia đang phát triển như Việt Nam, nhu cầu sử dụng vốn lớn đã cho thấy vai trò quan trọng của hệ thống trung gian tài chính nhất là tín dụng được cung cấp từ các ngân hàng thương mại.

Kết quả nghiên cứu có sự tương đồng với các nghiên cứu trước đây. Oleka & Maduagwu (2015) cũng cho

thấy tín dụng cho khu vực tư nhân có tác động tích cực đáng kể đến kinh tế thông qua khu vực sản xuất. Mỗi quan hệ tích cực trong dài hạn và ngắn hạn giữa tín dụng của khu vực tư nhân và tăng trưởng kinh tế được ghi nhận (Lane & McQuade, 2014; Emecheta & Ibe, 2014). Shijaku & Kalluci (2013) cũng cho rằng hoạt động cho vay có liên quan tích cực đến tăng trưởng kinh tế, ngân hàng và tự do hóa tài chính kích thích nhu cầu cho vay cao hơn. Kết quả nghiên cứu này cũng phù hợp với tình hình thực tiễn của Việt Nam. Tín dụng ngân hàng giữ một vị trí quan trọng trong hiệu quả hoạt động kinh tế của khu vực tư nhân. Vốn tín dụng phần

Bảng 5: Phân rã phương sai các chuỗi BMG, IRO, DCB, GDP, CLP

Phân rã phương sai CLP:						
Kỳ	S.E.	CLP	BMG	DCB	IRO	GDP
1	0.024691	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.026954	89.13039	10.42222	0.417055	0.029881	0.000454
3	0.028404	84.35665	9.932055	5.458354	0.045186	0.207753
4	0.029329	79.15334	10.63029	5.131903	3.645225	1.439247
5	0.032168	81.22620	8.844321	4.270321	3.506306	2.152853
6	0.032979	81.11085	8.534671	4.550424	3.433437	2.370614
7	0.035327	81.55401	7.562105	5.676390	3.044219	2.163278
8	0.036586	78.11146	10.37168	5.675406	3.630609	2.210848
9	0.038054	77.37614	9.950536	6.324266	3.508776	2.840278
10	0.038287	77.37502	9.978998	6.315483	3.516526	2.813975
Phân rã phương sai BMG						
Kỳ	S.E.	CLP	BMG	DCB	IRO	GDP
1	4.139202	1.908118	98.09188	0.000000	0.000000	0.000000
2	4.797622	8.030062	80.88535	0.099446	0.057085	10.92806
3	5.397361	10.56854	69.79253	3.001560	3.407972	13.22940
4	6.126675	14.30658	66.83167	2.472443	2.645010	13.74430
5	6.221377	15.28196	65.49058	2.900111	2.582143	13.74521
6	6.359805	14.81016	66.01495	3.397922	2.607133	13.16984
7	6.986127	12.69692	68.79709	2.815970	2.269181	13.42085
8	7.342743	14.12485	67.60255	2.598364	2.126503	13.54773
9	7.637328	16.22774	65.07179	2.699424	2.137412	13.86364
10	7.932892	16.51778	64.36617	2.502173	2.236275	14.37761
Phân rã phương sai DCB:						
Kỳ	S.E.	CLP	BMG	DCB	IRO	GDP
1	0.025174	58.06148	2.586944	39.35158	0.000000	0.000000
2	0.028907	47.37411	13.43593	34.07385	4.400175	0.715942
3	0.031549	40.00066	11.83023	39.76609	3.778538	4.624478
4	0.032995	37.05349	11.83008	38.67618	8.099132	4.341106
5	0.035993	40.41221	11.69385	35.75515	7.461784	4.677006
6	0.037475	38.62812	10.85186	34.01004	11.07830	5.431687
7	0.040644	37.21838	9.840337	38.47650	9.694538	4.770242
8	0.042225	34.93509	14.19659	35.65530	10.71829	4.494736
9	0.044209	34.46323	13.66123	36.27139	10.64929	4.954869
10	0.044441	34.10428	13.52056	35.99857	11.38562	4.990978
Phân rã phương sai GDP:						
Kỳ	S.E.	CLP	BMG	DCB	IRO	GDP
1	1.176510	11.25360	9.283169	0.000342	79.46289	0.000000
2	1.225398	10.43583	9.156867	2.152973	74.43199	3.822335
3	1.260487	11.24798	10.04364	2.236094	72.85668	3.615612
4	1.293613	11.30175	9.594587	2.212739	73.41097	3.479952
5	1.572732	8.938455	8.664372	1.574314	78.46195	2.360911
6	1.599282	8.715790	8.640409	3.107823	76.94112	2.594854
7	1.626853	10.00966	8.441467	3.040982	75.56692	2.940977
8	1.676574	9.978316	7.978374	2.865259	76.40500	2.773054
9	1.831124	8.659988	8.018919	2.457895	78.53695	2.326245
10	1.854721	8.504902	8.312757	3.586591	77.08078	2.514975
Phân rã phương sai IRO:						
Kỳ	S.E.	CLP	BMG	DCB	IRO	GDP
1	1.851899	11.53135	34.75916	4.515740	0.314744	48.87901
2	2.307251	9.297141	31.61237	4.472273	1.923555	52.69466
3	2.498596	8.060855	31.31675	6.518872	4.111219	49.99231
4	2.524395	8.819125	31.78941	6.387577	4.027759	48.97613
5	2.652378	10.31307	33.33909	5.797369	4.118075	46.43239
6	2.672370	10.18336	32.86434	5.717476	5.494294	45.74053
7	2.760557	10.41533	32.83733	5.980125	6.429392	44.33782
8	2.765410	10.57714	32.74219	6.012334	6.485952	44.18239
9	2.806729	10.42432	33.16421	6.074229	7.165034	43.17221
10	2.832346	10.41745	33.86288	5.967876	7.160946	42.59085

lớn do ngân hàng cung cấp đáp ứng cho các hoạt động sản xuất kinh doanh của khu vực kinh tế tư nhân.

5. Kết luận

Nghiên cứu này áp dụng mô hình VECM để xem xét tác động của tín dụng ngân hàng đối với kinh tế khu vực tư nhân ở Việt Nam trong giai đoạn 2000 đến 2021. Kết quả nghiên cứu cho thấy rằng tín dụng ngân hàng cho lĩnh vực sản xuất đã đóng một vai trò quan trọng trong việc định hình xu hướng sản lượng trong lĩnh vực sản xuất ở Việt Nam trong giai đoạn này, điều này tái khẳng định những phát hiện của Ogar & cộng sự (2014) là hoàn toàn phù hợp. Do đó, nghiên cứu kết luận rằng có mối quan hệ dài hạn đáng kể giữa tín dụng ngân hàng và kinh tế khu vực tư nhân. Tín dụng ngân hàng tác động đáng kể đến kinh tế khu vực tư nhân trong cả ngắn hạn và dài hạn. Các ước tính dài hạn phù hợp với các lý thuyết kinh tế và xu hướng của nền kinh tế Việt Nam. Mặc dù, hệ số điều chỉnh EC trong ngắn hạn cho thấy sự điều chỉnh về trạng thái cân bằng sẽ mất nhiều kỳ sau đó, tuy nhiên trong dài hạn lại ghi nhận mức độ tác động đáng kể và không có dấu hiệu tắt dần của các yếu tố trung gian tài chính đối với khu vực kinh tế tư nhân.

Từ những phát hiện nói trên, các khuyến nghị chính sách sau đây được đưa ra nhằm nâng cao hiệu quả hoạt động chung của ngành ngân hàng cũng như đóng góp đáng kể vào kinh tế khu vực tư nhân:

Một là, cần có chính sách tăng tín dụng cho khu vực kinh tế tư nhân để tăng cường thu hút các nhà đầu tư tiềm năng trong lĩnh vực sản xuất. Vì hiện nay nguồn vốn để phục vụ cho sản xuất là vấn đề rất quan trọng đặc biệt là nguồn vốn tín dụng vì vậy khi các nhà đầu tư thấy được chính sách tín dụng mở thì họ sẽ mạnh dạn trong đầu tư tất yếu sẽ thu hút được nhiều nhà đầu tư bỏ vốn vào lĩnh vực sản xuất của Việt Nam, góp phần làm tăng sản lượng cho quốc gia.

Hai là, các cơ quan quản lý ngân hàng nên khuyến khích lĩnh vực sản xuất thông qua chính sách tín dụng phù hợp để các nhà đầu tư trong lĩnh vực sản xuất tiếp cận các khoản vay để nâng cao năng suất trong lĩnh vực này. Ngân hàng Nhà nước nên chỉ đạo tất cả các ngân hàng thương mại tận dụng các khoản tín dụng giá rẻ để đầu tư vào lĩnh vực sản xuất ở Việt Nam, điều này sẽ khuyến khích nhiều nhà đầu tư hơn trong lĩnh vực sản xuất tiếp cận các cơ sở vay phù hợp để nâng cao sản lượng của lĩnh vực sản xuất về lâu dài.

Ba là, theo kết quả nghiên cứu cho thấy ngân hàng Nhà nước không nên can thiệp nhiều vào thị trường vốn vì như thế sẽ ảnh hưởng không tốt đến phát triển kinh tế tư nhân, do đó ngân hàng Nhà nước cần thực hiện các nhiệm vụ khác thay vì can thiệp thị trường thông qua lãi suất hay tỷ lệ dự trữ bắt buộc, cụ thể ngân hàng Nhà nước cần có các chính sách phân bổ tín dụng ưu đãi cho từng khu vực kinh tế tư nhân, tăng cường kiểm soát chất lượng tín dụng và cần có các quy định để tháo gỡ khó khăn hiện nay của kinh tế tư nhân. Ngoài ra, cho phép các tổ chức tài chính cung cấp vốn kinh tế tư nhân để góp phần tăng vốn tín dụng cho khu vực kinh tế tư nhân.

Bốn là, điều chỉnh đồng bộ các quy định về hỗ trợ doanh nghiệp tư nhân vì hiện nay điều kiện để được vay vốn của doanh nghiệp tư nhân là khá cao, do vậy họ không thể tiếp cận được nguồn vốn tín dụng từ các ngân hàng thương mại.

Tài liệu tham khảo

- Adegboye, F. B., Ojo, J. A. T. & Ogunrinola, I. T. (2016), 'Foreign Direct Investment and Industrial Performance in Africa', *The Social Sciences*, 11(24), 5830 – 5837.
- Ahad, M., Dar, A. A. & Imran, M. (2017), 'Does Financial Development promote Industrial Production in Pakistan? Evidence from Combine Co-integration and Causality Approaches', *Global Business Review (Sage Journals)*, 20 (2), 1 - 16.
- Ailemen, I. O., Akhanolu, I. A. & Chibuzor, O. T. (2016), 'Deregulation of Foreign Exchange Market and its Effect on Industrial Produce in Nigeria', *Asian Journal of Information Technology*, 15(13), 2101 – 2107.
- Ariwa, F. O., Ani, O. I., Onyele, K. O., Ekeleme, I. J. & Okwuchukwu, O. (2017), 'Impact of Stock Market Liquidity

-
- and efficiency on performance of the manufacturing sector in Nigeria (1985– 2014)', *Financial Management*, 2(1), 71 – 82.
- Bada, O. T. (2017), 'The effect of Banks' Credits on the Development of Manufacturing and Agricultural Sectors of Nigeria's Economy', *International Journal of Advanced Studies in Economics and Public Sector Management*, 5(1), 14 -130.
- CBN Real Sector Division (2014), 'Effects of monetary policy on the real economy of Nigeria: A disaggregated analysis', *CBN Occasional Paper* No. 54, 1 – 65.
- Edeme & Karimo (2014), 'Economic liberalization and industrial sector performance in Nigeria- a marginal impact analysis', *International Journal of Development and Emerging Economics*, 2(4), 43-59.
- Emecheta B. & Ibe R. (2014), 'Impact of bank credit on economic growth in Nigeria: application of reduced vector autoregressive (VAR) technique [J]', *European Journal of Accounting Auditing and Finance Research*, 2(9), 11-21.
- Emenike K. O. (2016), 'How does monetary policy and private sector credit interact in a developing economy [J]?', *Intellectual Economics*, 10(2), 92-100.
- Imoughele, L. E. & Ismaila, M. (2014), 'Empirical Investigation of the Impact of Monetary Policy on Manufacturing Sector Performance in Nigeria (1986 – 2012)', *International Journal of Education and Research*, 2(1), 1 – 20.
- John, E. E. & Terhemba, I. P. (2016), 'Commercial Bank Credit and Manufacturing Sector Output in Nigeria', *Journal of Economics and Sustainable Development*, 7(16), 189 – 196.
- Lane P. R. & McQuade P. (2014), 'Domestic credit growth and international capital flows [J]', *The Scandinavian Journal of Economics*, 116(1), 218-252.
- Modebe, N. J. & Ezeaku, H. C. (2016), 'Dynamics of Inflation and Manufacturing Sector Performance in Nigeria: Analysis of Effect and Causality', *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(4), 1400 – 1406.
- Obafemi, F. N. & Udah, E. B. (2012), 'The Impact of Financial Sector Reforms on Agricultural and Manufacturing Sectors in Nigeria: An Empirical Investigation', *European Scientific Journal*, 8(17), 155 – 179.
- Obamuyi, T. M., Edun, A. T. & Kayode, O. F. (2012), 'Bank Lending Rate, Economic Growth and the Performance of the Manufacturing sector in Nigeria', *European Scientific Journal*, 8(3), 19– 36.
- Odior, E. S. (2013), 'Macroeconomic Variables and the Productivity of the Manufacturing Sector in Nigeria: A Static Analysis Approach', *Journal of Emerging Issues in Economics, Finance and Banking*, 1(5), 362 – 380.
- Ogar, A., Nkamare, S. E. & Effiong, C. (2014), 'Commercial Bank Credit and its Contributions on Manufacturing Sector in Nigeria', *Research Journal of Finance and Accounting*, 5(22), 188 – 196.
- Ogunsakin, S. (2014), 'Nigerian Financial Sector and Manufacturing Industries', *IOSR Journal of Applied Chemistry*, 7(3), 41 – 46.
- Okonkwo, O. N., Godslove, E. K. & Mmaduabuchi, E. F. (2015), 'Monetary Policy and the Manufacturing Sector in Nigeria', *SSRG International Journal of Economics and Management Studies*, 2(1), 17 – 25.
- Okoye, L. U., Nwakoby, C. I. N., & Okorie, E. U. (2016), 'Economic Openness and Industrial Development in Nigeria', *Journal of Policy and Development Studies*, 10(1), 12 – 26.
- Oleka, C. D. & Maduagwu, N. E. (2015), 'The Empirical Analysis of the Impact of Intermediation Roles of Banks on the Performance of the Nigerian Economy (2003 – 2013)', *European Journal of Business and Management*, 7(13), 306 – 311.
- Olowofeso E. O., Adeleke O. A. & Udoji A. O. (2015), 'Impact of private sector credit on economic growth in Nigeria CBN', *Journal of Applied Statistics*, 6(2), 81-101.
- Omini, E. E., Ogbaba, P. E. & Okoi, B. O. (2017), 'Monetary Policy Shocks and Industrial Output in Nigeria', *British Journal of Economics, Management and Trade*, 16(2), 1 – 13.
- Omolara, C. & John, A. A. (2016), 'Financial Sector Reforms and Output Growth in Manufacturing: Empirical Evidence from Nigeria', *American International Journal of Contemporary Research*, 6(3), 112 – 125.
- Onakoya, B. A., Ogundajo, O. G. & Johnson, S. B. (2017), 'Monetary Policy and the Sustainability of the Manufacturing
-

Sector in Nigeria', *Review of Innovation and Competitiveness*, 3(4), 71 – 88.

- Orji, A., Anthony – Orji, O. I., Nchege, J. E., & Okafor, J. (2015), 'Manufacturing Output and Foreign Direct Investment in Nigeria: A New Evidence', *International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences*, 4(3), 16 – 28.
- Osman E. G. A. (2014), 'The impact of private sector credit on Saudi Arabia Economic Growth (GDP): An Econometrics model using (ARDL) Approach to Cointegration [J]', *Am Int J Soc Sci*, 3(6), 109-117.
- Perez P. (2017), 'An Analysis of Private Sector Credit Growth in Belize: A VECM Approach', *In 49th Annual Monetary Studies Conference*, Radisson Fort George Hotel & Marina, Belize City, Belize.
- Raphael, A. I. & Gabriel, A. A. (2015), 'Effect of Financial Sector Development on Manufacturing Output Growth in Nigeria (1986 – 2012): A Vector Auto-Regression Approach', *Journal of Applied Economics and Business Research*, 5(1), 38 – 55.
- Robinson, Joan. (1952), *The Generalisation of the General Theory, in the Rate of Interest, and Other Essays*, 2nd ed. London: Macmillan.
- Romer, Paul M. (1994), 'The origins of endogenous growth', *Journal of Economic Perspectives*, 8, 3–22.
- Saeed, Muhammad, Muhammad Ramzan Yasir, & Kashif Hamid. (2018), 'Dynamics of Banking Performance Indicators and Economic Growth: Long-Run Financial Development Nexus in Pakistan', *European Online Journal of Natural and Social Sciences*, 7, 141–63.
- Schumpeter, Joseph A. (1911), *The Theory of Economic Development-An Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest, and the Business Cycle*, London: Harvard University Press.
- Shijaku G. & Kalluci I. (2013), *Determinants of bank credit to the private sector: The case of Albania. 2013*. [Online], available from: <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/79092/> [Accessed 30th July 2018].
- Sokunle, R. O. & Harper, A. (2018), 'The Determinants of Manufacturing Sector Growth in Sub – Saharan African Countries', *Research in Business and Economics Journal*, 12, 1 – 9.
- Srivastava, Ankita. (2012), 'Determinants of capital structure in Indian public ltd. companies: An experience of pre and post liberalization', *Indian Journal of Finance*, 6, 30–38.
- Topcu, M. & Coban, S. (2017), 'Financial Development and Firm Growth in Turkish Manufacturing Industry: Evidence from Heterogeneous Panel Based Non – Causality test', *Economic Research*, 30(1), 1758 – 1769.
- Udoh, E. & Ogbuagu, U. R. (2012), 'Financial Sector Development and Industrial Production in Nigeria (1970 - 2009): An ARDL Cointegration Approach', *Journal of Applied Finance and Banking*, 2(4), 49 – 68.
- VCCI (2021), *Báo cáo Thường niên Doanh nghiệp Việt Nam 2021*, Phòng Thương mại và Công nghiệp Việt Na

MỐI QUAN HỆ GIỮA HOẠT ĐỘNG MÔI TRƯỜNG, XÃ HỘI VÀ HIỆU QUẢ TÀI CHÍNH TRONG LĨNH VỰC NGÂN HÀNG: NGHIÊN CỨU CÁC NGÂN HÀNG CHÂU Á

Đỗ Thị Mộng Thường

Khoa Tài chính Ngân hàng, Trường Đại học Kinh tế Luật

Email: thuongdtm21704@sdh.uel.edu.vn

Trịnh Quốc Trung

Trường Đại học Kinh tế Luật

Email: tqtrung@uel.edu.vn

Văn Cập Huy

Công ty TNHH Bright Vista

Email: huyvc80@gmail.com

Đào Lê Kiều Oanh

Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

Email: oanhdlk@buh.edu.vn

Mã bài: JED - 1018

Ngày nhận bài: 04/11/2022

Ngày nhận bài sửa: 30/01/2023

Ngày duyệt đăng: 19/02/2023

DOI: 10.33301/JED.VI.1018

Tóm tắt

Bài báo này xem xét mối quan hệ giữa hoạt động môi trường, xã hội và hiệu quả tài chính trong lĩnh vực ngân hàng thông qua nghiên cứu các ngân hàng thương mại niêm yết trong giai đoạn 2009-2021 tại khu vực Châu Á. Nghiên cứu này chỉ ra rằng các hoạt động môi trường, xã hội và quản trị tác động tích cực với hiệu quả tài chính ngay tức thì và các ngân hàng có quy mô tài sản càng lớn thì các tác động càng tích cực đến hiệu quả tài chính. Đối với các ngân hàng có quy mô tài sản nhỏ hơn mức trung bình, chúng tôi vẫn chưa tìm ra được mối quan hệ giữa môi trường, xã hội và hiệu quả tài chính. Hơn nữa, các hoạt động liên quan đến môi trường, đặc biệt là việc sử dụng tài nguyên liên quan đến môi trường có tác động tiêu cực với hiệu quả tài chính và các hoạt động liên quan đến xã hội và quản trị có tác động tích cực với hiệu quả tài chính.

Từ khóa: Môi trường, xã hội, hiệu quả tài chính, lĩnh vực ngân hàng, Châu Á.

The relationship between environmental, social and financial performance in the banking sector: A study of Asian banks

Abstract

This study aims to clarify the relationship between environmental, social, and financial performance in the banking sector through a study of listed commercial banks in the period of 2009-2021 in Asia. This study indicates that environmental, social, and governance practices have a positive effect on financial performance immediately, and the banks with larger assets than average, the more environmental, social, and governance activities positively impact financial performance. We have not found a relationship between environmental, social, and financial performance for banks with smaller-than-average asset sizes. Furthermore, activities related to the environment, especially the use of resources related to the environment, negatively impact financial performance, and activities related to society and governance positively affect financial performance.

Keywords: Environmental performance, Social responsibility, financial performance, banking sector, Asia.

1. Giới thiệu

Ngành ngân hàng đóng vai trò rất quan trọng trong sự tăng trưởng của nền kinh tế của quốc gia và thúc đẩy đầu tư bền vững vào môi trường và xã hội. Ngân hàng xanh là một cách để tăng trưởng kinh tế bền vững và mang lại nhiều lợi ích chung cho người tiêu dùng, ngân hàng, các ngành công nghiệp và nền kinh tế, chẳng hạn như giao dịch qua internet banking, mobile banking, thẻ tín dụng, hạn chế sử dụng giấy và nước, và tiết kiệm nhiên liệu. Tại các nước phát triển, các tác giả đã đưa ra các bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa môi trường, xã hội và quản trị (ESG) và hiệu quả tài chính (FP) không đồng nhất, chẳng hạn như Bătae & cộng sự (2021) chỉ ra mối quan hệ tích cực và chú trọng vai trò của môi trường; Esteban-Sanchez & cộng sự (2017), Buallay (2019), Siueia & cộng sự (2019) và Gangi (2019) chỉ ra mối quan hệ tiêu cực; Horvathova (2010) cho rằng tác động của môi trường đối với FP là không xác định. Tại khu vực Châu Á, tác giả chưa tìm thấy nghiên cứu nào về mối quan hệ giữa môi trường, xã hội và FP trong lĩnh vực ngân hàng. Điều này đã thu hút chúng tôi khám phá và mong muốn đóng góp cho các nhà quản lý và cơ quan quản lý hoạch định chính sách và chiến lược để thúc đẩy ngân hàng phát triển bền vững.

2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu:

2.1. Trách nhiệm ESG

Ngày càng có nhiều quan tâm đến việc đánh giá các hoạt động ESG trong lĩnh vực ngân hàng. Tính bền vững trong thế giới kinh doanh đã được giới thiệu từ rất lâu và người ta đã chứng minh rằng sự thành công của doanh nghiệp có liên quan đến các vấn đề về kinh tế, môi trường và xã hội. Hussain (2018) cho rằng doanh nghiệp phát triển theo tính bền vững sẽ mang lại nhiều lợi thế cạnh tranh hơn. Trong nền kinh tế, ngành ngân hàng đóng một vai trò quan trọng trong sự ổn định tài chính của khu vực (Scholtens, 2009).

2.1.1. Trách nhiệm môi trường

Các cam kết về môi trường của một ngân hàng được thể hiện qua 3 khía cạnh: việc sử dụng nguồn lực trong nội bộ ngân hàng, lợi ích của việc tài trợ dự án liên quan đến môi trường, và giảm rủi ro cho các quỹ cho vay đối với các ngành công nghiệp bẩn (Gangi, 2019; Jacobs, 2010 và Laguir, 2018). Các sáng kiến liên quan đến môi trường như giảm phát thải và năng lượng tái tạo, sản phẩm dịch vụ thân thiện môi trường (Scholtens, 2009).

2.1.2. Trách nhiệm xã hội (CSR)

Dựa trên quan điểm Lý thuyết Các bên liên quan, kế thừa khái niệm của ISO (2010), CSR của ngân hàng được hiểu là trách nhiệm của ngân hàng thương mại đối với những hoạt động và tác động của các quyết định của ngân hàng thương mại đến môi trường, người lao động và cộng đồng thông qua sự minh bạch và hành vi đạo đức nhằm đóng góp cho sự phát triển bền vững.

2.1.3. Quản trị doanh nghiệp trong lĩnh vực ngân hàng

Dựa trên lý thuyết cơ quan, lợi ích của các nhà quản lý phải phù hợp với lợi ích của các cổ đông thông qua các cơ chế quản trị công ty mạnh mẽ và hội đồng quản trị (Grove & cộng sự, 2011; Harkin, 2020). Các cơ quan quản lý đóng một vai trò quan trọng bằng cách gây áp lực lên các tổ chức ngân hàng trong việc quản trị an toàn và hiệu quả (John, 2016). Sự phức tạp của môi trường kinh doanh và quy định có ảnh hưởng đến các công cụ được sử dụng bởi các nhà đầu tư để đảm bảo rằng ban quản lý hành động vì lợi ích của họ (De Haan & Vlahu, 2016).

2.2. Trách nhiệm môi trường, xã hội và hiệu quả tài chính

Trong lĩnh vực ngân hàng, có rất nhiều nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa ESG và FP. Các nghiên cứu thực nghiệm của các tác giả như Wu (2013), Rajesh & Dileep (2014), Shen (2016), Buallay (2019) và Bătae & cộng sự (2021) đã chỉ ra mối quan hệ giữa ESG và FP là tích cực và cho rằng người quản lý có vai trò rất quan trọng trong việc công bố thông tin CSR, triển khai các hoạt động ngân hàng xanh để phát triển kinh tế bền vững. Ngược lại, Wang (2012) và Surroca & cộng sự (2010) cho rằng các ngân hàng đầu tư vào ESG sẽ tăng chi phí và giảm lợi nhuận. Do đó, các giả thuyết cơ bản đầu tiên có thể được đề xuất cho mối quan hệ trực tiếp giữa hai biến:

H1: Có mối quan hệ cùng chiều giữa ESG và FP trong các ngân hàng tại Châu Á.

Dựa vào các giả định ở trên và có nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã tiến hành kiểm tra những ảnh hưởng của các khía cạnh ESG khác nhau (giảm phát thải và chất thải ra môi trường, các sáng kiến về môi trường,

cộng đồng, quyền con người, trách nhiệm sản phẩm, lực lượng lao động, chiến lược CSR, nhà quản lý và cổ đông) lên FP. Kết quả của các nghiên cứu thực nghiệm đã chỉ ra rằng các khía cạnh liên quan đến môi trường tác động tích cực đến FP, các khía cạnh như SPDV và chính sách quản trị thì tác động tiêu cực đến FP, còn lại các khía cạnh khác thì không có mối tương quan với FP (Bătae & cộng sự, 2021). Vì vậy, để làm rõ mối quan hệ giữa ESG và FP, tương tự các nghiên cứu thực nghiệm trước ở các nước phát triển, nghiên cứu này tiến hành xem xét sự tác động của các khía cạnh ESG gắn liền với các bên liên quan khác nhau lên FP.

2.2.1. Các nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ liên quan đến môi trường và FP

Jha & Bhome (2013) chỉ ra rằng ngân hàng xanh là cách tốt nhất để nâng cao nhận thức của các doanh nghiệp, người tiêu dùng về vấn đề môi trường và khẳng định rằng các ngân hàng triển khai các sáng kiến xanh như máy ATM, nền tảng số hóa sẽ giúp các ngân hàng nâng cao chất lượng tài sản của các ngân hàng trong tương lai và đạt được mục tiêu phát triển bền vững. Ngoài ra, Finger & Rosenboim (2022) cho rằng các sáng kiến giảm lượng khí thải carbon trong hoạt động nội bộ của các ngân hàng sẽ giúp môi trường sạch và xanh hơn, chứ nó không thể là minh chứng đáng kể trong hoạt động phát triển bền vững.

2.2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ liên quan đến trách nhiệm xã hội và FP

Trong lĩnh vực ngân hàng, các tác giả đưa ra các bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa CSR và FP không đồng nhất, cụ thể là Samy & cộng sự (2010), Forcadell & Aracil (2017) và Maqbool & Zameer (2018) đã đưa ra mối quan hệ giữa CSR và FP cùng chiều và CSR là một yếu tố quan trọng trong các chiến lược kinh doanh và người quản lý là một trong những yếu tố ảnh hưởng đến việc công khai CSR (Belasri & cộng sự, 2020). Ngược lại, Platonova (2018), Esteban-Sanchez & cộng sự (2017), Paz-Ríos (2020), Moufity & cộng sự (2021) và Buallay (2019) cho rằng mối quan hệ giữa CSR và FP là tiêu cực hoặc/và không có mối tương quan. Đồng thời, tác giả cho rằng thực hành/công bố thông tin CSR sẽ làm tăng chi phí và làm giảm FP.

H2: mối quan hệ giữa các khía cạnh ESG và FP là tích cực.

3. Mô hình nghiên cứu và dữ liệu nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Để trả lời cho các giả thuyết nêu trên, tác giả đề xuất các phương trình nghiên cứu như sau:

$$FP = \lambda_0 + \lambda_1 ESG_{i,t} + \lambda_2 Loan/Deposit_{i,t} + \lambda_3 Assets/Equity_{i,t} + \lambda_4 Deposit Growth_{i,t} + \lambda_5 Loan Growth_{i,t} + \theta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$FP = \lambda_0 + \lambda_{1-9} ESG_Dimensions_{i,t} + \lambda_{10} Deposit/Loan_{i,t} + \lambda_{11} Assets/Equity_{i,t} + \lambda_{12} Deposit Growth_{i,t} + \lambda_{13} Loan Growth_{i,t} + i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Để giải quyết vấn đề nội sinh (Godos-Díez & cộng sự, 2018), chúng tôi sử dụng các mô hình kinh tế lượng sau đây để kiểm tra ảnh hưởng của hiệu suất ESG năm trước, được đánh giá bằng Thứ nguyên ESG kết hợp và Thứ nguyên ESG độ trễ trên FP.

$$FP = \lambda_0 + \lambda_1 ESG_{i,t-1} + \lambda_2 Loan/Deposit_{i,t} + \lambda_3 Assets/Equity_{i,t} + \lambda_4 Deposit Growth_{i,t} + \lambda_5 Loan Growth_{i,t} + \theta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$FP = \lambda_0 + \lambda_{1-9} ESG_Dimensions_{i,t-1} + \lambda_{10} Deposit/Loan_{i,t} + \lambda_{11} Assets/Equity_{i,t} + \lambda_{12} Deposit Growth_{i,t} + \lambda_{13} Loan Growth_{i,t} + i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Trong đó:

- ESG: trách nhiệm môi trường, xã hội và quản trị của doanh nghiệp
- ESG_Dimensions: các khía cạnh của môi trường, xã hội và quản trị của doanh nghiệp
- FP: hiệu quả tài chính

Tác giả đã sử dụng phương pháp hồi quy đa biến với mô hình bình phương nhất (OLS). Tuy nhiên, phương pháp này dễ bị tự tương quan và phương sai sai số thay đổi, Do vậy, tác giả đã tiếp tục sử dụng thêm mô hình tác động ngẫu nhiên (REM) và mô hình tác động cố định (FEM). Để tìm ra mô hình tối ưu, tác giả đã sử dụng kiểm định F và kiểm định Hausman để chọn mô hình cho phù hợp. Trong trường hợp, mô hình được lựa chọn vẫn còn khuyết điểm về tự tương quan và/hoặc phương sai sai số thay đổi, tác giả tiếp tục sử dụng mô hình GLS để khắc phục các phương trình trên.

3.2. Đo lường và nguồn dữ liệu

3.2.1. Biến ESG và ESG_Dimensions

ESGScore: Thể hiện mức trung bình có trọng số của xếp hạng ESG và các khía cạnh ESG từ các nguồn công bố để phân tích tính bền vững và hành vi của các ngân hàng.

Khía cạnh liên quan đến trách nhiệm môi trường: đánh giá và phản ánh hiệu quả hoạt động và năng lực của ngân hàng trong việc giảm sử dụng nguyên liệu, năng lượng hoặc nước và tìm ra hiệu quả sinh thái hơn (Buallay, 2019; Platonova, 2018; Siueia & cộng sự, 2019).

- ✓ ENV-EM: Giảm phát thải và chất thải
- ✓ Env-IN: Sáng kiến môi trường
- ✓ Env-RU: Sử dụng tài nguyên

Khía cạnh liên quan đến CSR: đánh giá mức độ hài lòng tại nơi làm việc có an toàn, đạo đức kinh doanh và quyền bình đẳng (Shen, 2016; Siueia & cộng sự, 2019; Wu, 2013).

- ✓ S-WF: Lực lượng lao động
- ✓ S-HR: Quyền con người
- ✓ S-COM: Cộng đồng
- ✓ S-PR: Sản phẩm

Khía cạnh liên quan đến quản trị: đánh giá sự công bằng đối với cổ đông, quản trị công ty và các chiến lược về xã hội và môi trường (Buallay, 2019; Esteban-Sanchez & cộng sự, 2017; Harkin, 2020).

- ✓ Gov-MAN: Quản lý và giám sát
- ✓ Gov-SHR: Quyền của cổ đông
- ✓ Gov-CSR: Chiến lược CSR

Biến đo lường hiệu quả tài chính (FP): Tác giả sử dụng chỉ tiêu lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA) và Biên lãi ròng (NIM) làm biến đại diện đo lường hiệu quả tài chính của các ngân hàng (Buallay, 2019; Platonova, 2018).

3.2.2. Các biến kiểm soát

▪ **Loan/deposit**: là tổng dư nợ cho vay trên tổng huy động vốn của ngân hàng. Đây là chỉ tiêu đại diện cho tỷ lệ an toàn trong hoạt động của các ngân hàng.

▪ **Asset/Equity**: là hệ số của tổng tài sản chia cho tổng nguồn vốn của ngân hàng. Biến này đại diện cho khả năng chịu đựng rủi ro của các ngân hàng **có thể sẽ ảnh hưởng đến ESG (Waddock & Graves, 1997)**.

▪ **Deposit Growth**: là tốc độ tăng trưởng huy động vốn của ngân hàng và **Loan Growth**: là tốc độ tăng trưởng cho vay của ngân hàng. Hai biến này đại diện cho việc mở rộng các hoạt động kinh doanh. Việc tăng trưởng lệch pha giữa huy động và cho vay sẽ gây áp lực lên thanh khoản cũng như mặt bằng lãi suất của thị trường. Trong trường hợp, tăng trưởng tín dụng quá nhanh cũng gây tiềm ẩn rủi ro cho hệ thống ngân hàng.

Nguồn dữ liệu: từ Refinitiv Eikon. Tác giả chọn Refinitiv bởi vì đây là cơ sở dữ liệu liên quốc gia đáng tin cậy, nó chứa đựng một trong những cơ sở dữ liệu ESG toàn diện nhất trong ngành, bao gồm hơn 450 số liệu ESG khác nhau đã có từ trước đến nay. Cơ sở dữ liệu này được các nhà nghiên cứu thường xuyên sử dụng và nó có phương pháp luận rõ ràng và minh bạch cho dữ liệu ESG trên các trang web chính thức.

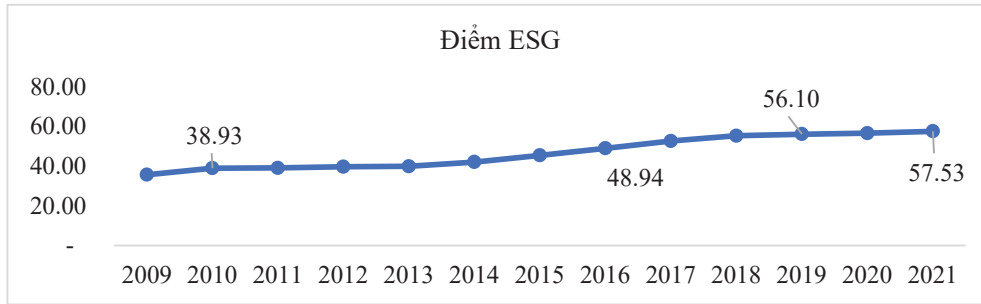
Đối tượng nghiên cứu: Các ngân hàng niêm yết trên sàn chứng khoán tại Khu vực Châu Á có công bố chỉ số ESG từ năm 2009-2021.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê

Hình 1 cho thấy trách nhiệm của các ngân hàng Châu Á trong việc báo cáo các chỉ số ESG đã tăng đều trong những năm qua và sẽ đạt mức trung bình 57.53% vào năm 2021. Năm 2016, chỉ số ESG trung bình của ngành ngân hàng đạt 48.9% cao hơn so với ngành than và ngành công nghiệp nhiên liệu là 23%, mức trung bình của tất cả các ngành là 37.98% và thấp hơn so với dịch vụ internet và công nghiệp phần mềm là 51%.

Hình 1: Biến động của chỉ số ESG trung bình của các ngân hàng Châu Á, giai đoạn 13 năm (2009 - 2021)



Trong Bảng 1, dữ liệu mô tả cho ESG và FP được hiển thị. Trong kết quả, điểm ESG dao động từ mức tối thiểu là 3.74 đến mức cao là 88.08. Các thành phần của quản trị an toàn nhận được xếp hạng trung bình cao nhất.

Bảng 1: Các biến được sử dụng trong thống kê mô hình nghiên cứu

Các biến	Trung bình	Lớn nhất	Nhỏ nhất	Độ lệch chuẩn
ROA	1.3471	6.0855	(2.0529)	0.9502
ROE	15.1078	57.8293	(25.7178)	8.3274
NIM	1.8109	10.7700	(11.5100)	2.2821
ESG	47.1806	88.0813	3.7485	19.7575
Env_EM	54.9309	99.7992	-	23.3904
Env_EI	51.2839	97.5379	4.4910	20.6387
Env_RU	51.1911	98.3366	5.8824	23.1484
S_Com	47.7773	99.0128	1.1534	26.4121
S_HR	47.2442	97.0899	5.1042	24.1909
S_PR	61.2294	99.9389	14.1667	27.8123
S_WF	62.2085	99.9495	1.2972	25.6087
Gov_CSR	58.5242	99.7432	1.3514	25.8457
Gov_Man	62.2058	99.7222	1.8204	26.5006
Gov_SHR	62.4877	99.2424	1.3648	23.6218
Loan/Deposit	73.6233	80.8649	(0.0014)	20.1457
Assets/ Equity	13.6625	67.3315	4.5732	6.1196
Deposit Growth	9.1138	80.1870	(22.5582)	11.6869
Loan Growth	33.0250	56.5623	(22.5661)	565.0942

4.2. Kiểm tra tương quan giữa các biến

Tương quan giữa ESG-FP được trình bày trong Bảng 2. ROA, ROE và NIM có ý nghĩa thống kê ($p < 1\%$). Chỉ có các biến môi trường là không tương quan với FP, trong khi hai trụ cột còn lại là có ý nghĩa thống kê và tích cực ($P < 1\%$, 5%). Hệ số tương quan thuận và có ý nghĩa thống kê, chứng tỏ các ngân hàng được xếp hạng quản trị tốt hoạt động tốt hơn (0.485).

Bảng 2: Hệ số tương quan giữa các biến trong mô hình nghiên cứu

Biến	ROA	ROE	NIM	ESG	Env_E_M	Env_EI	Env_RU	S_Com	S_HR	S_PR	S_WF	Gov_CSR	Gov_Man	Gov_SHR	Loan/Deposit	Assets/Equity	Deposit Growth	Loan Growth
ROA	1	.817**	-.267**	.201*	.152**	.085*	.211**	.222**	.313*	.292*	.262*	.196**	.189**	.164**	-.164**	-.552**	.248**	.148**
ROE		1	-.418**	.165*	.164**	.212**	.293**	.149**	.267*	.310*	.205*	.270**	.164**	.127**	-.185**	-.216**	.312**	.049
NIM			1	-.069	-.070	-.104*	-.240**	-.163*	-.215**	-.329**	-.069	-.299**	.042	-.014	-.145**	.221*	-.139*	.093**
ESG				1	.694**	.389**	.685**	.582**	.517*	.494*	.811*	.544**	.533**	.156**	.205**	-.161**	.084*	-.036
Env_EM					1	.487**	.643**	.446**	.466*	.416*	.592*	.485**	.264**	.016	.161**	-.049	.140**	-.039
Env_EI						1	.326**	.232**	.258*	.256*	.273*	.243**	.081*	.091*	.176**	.104*	.138**	-.063
Env_RU							1	.430**	.557*	.453*	.651*	.609**	.303**	-.014	.092*	-.127**	.199**	-.034
S_Com								1	.570*	.401*	.487*	.218**	.240**	.025	.254**	-.271**	.088*	-.034
S_HR									1	.318*	.511*	.356**	.242**	.066	.195**	-.360**	.139**	-.022
S_PR										1	.449*	.427**	.203**	.087*	.134**	-.287**	.186**	-.044
S_WF											1	.548**	.371**	.121**	.146**	-.154**	.092*	.016
Gov_CSR												1	.260**	.103**	.061	-.022	.145**	-.027
Gov_Man													1	.172**	.028	-.071	.007	.004
Gov_SHR														1	-.010	-.045	.030	-.009
Loan/Deposit															1	-.101**	.041	-.121*
Assets/Equity																1	-.068	-.058
Deposit Growth																	1	.141**
Loan Growth																		1

Tất cả các biến được xác định trong các biến thích hợp *, ** và *** đều đóng góp ý nghĩa vào hệ thống liệt kê ở các mức 10%, 5% và 1%.

4.3. Kết quả hồi quy và thảo luận

Kết quả kiểm định giả thuyết H1, tác giả đã hồi quy phương trình (1) và (3). Kết quả được trình bày ở Bảng 3.

Bảng 3: Kết quả mô hình hồi quy cho mối quan hệ ESG – ROA

Biến	Không tính độ trễ				Tính độ trễ			
	OLS	FEM	REM	GLS	OLS	FEM	REM	GLS
ESGScore	0.00649***	-0.0125***	0.00992***	0.00472***	0.00640***	-0.0131***	-0.0102***	0.00457***
	[4.89]	[-10.17]	[-7.86]	[5.75]	[4.62]	[-10.04]	[-7.67]	[5.52]
Assets/Equity	-0.0837***	-0.0137**	-0.0305***	-0.0749***	-0.0841***	-0.00330	-0.0259***	-0.0754***
	[-19.40]	[-2.50]	[-5.76]	[-23.28]	[-18.50]	[-0.53]	[-4.33]	[-22.81]
Loan/Deposit	-0.0116***	0.00595***	-0.00661	-0.0103***	-0.0102***	-0.00593***	-0.00610***	-0.00899***
	[-8.71]	[-3.74]	[-4.24]	[-10.36]	[-7.44]	[-3.43]	[-3.63]	[-8.71]
Loan Growth	0.000107***	0.0000500*	0.0000540*	0.000231***	0.000113**	0.0000556**	0.0000599**	0.000210***
	[2.27]	[1.93]	[1.95]	[3.00]	[2.44]	[2.18]	[2.19]	[3.08]
Deposit Growth	0.0164***	0.00323**	0.00483***	0.0151***	0.0167***	0.00346**	0.00530***	0.0164***
	[7.26]	[2.27]	[3.22]	[9.65]	[7.06]	[2.32]	[3.37]	[9.69]
Hằng số	2.880***	2.540***	2.680***	2.657***	2.780***	2.402***	2.572***	2.558***
	[21.66]	[16.78]	[16.37]	[24.83]	[20.00]	[14.14]	[14.35]	[22.89]
Quan sát	780	780	780	780	720	720	720	720
R bình phương	0.422	0.176			0.415	0.181		

Ghi chú: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Bảng 4: Kết quả mô hình hồi quy cho mối quan hệ ESG – NIM

Biến	Không tính độ trễ				Tính độ trễ			
	OLS	FEM	REM	GLS	OLS	FEM	REM	GLS
ESGScore	0.0108*** [3.19]	-0.00605*** [-6.40]	-0.00583*** [-5.76]	0.00749*** [7.22]	0.0108*** [3.05]	-0.00634*** [-6.35]	-0.00604*** [-5.62]	0.00736*** [7.28]
Assets/ Equity	-0.0800*** [-7.23]	0.00699* [1.67]	0.00475 [1.07]	-0.103*** [16.48]	-0.0826*** [-7.13]	0.0121** [2.51]	0.00899* [1.74]	-0.102*** [-27.46]
Loan/ Deposit	0.0466*** [13.70]	0.00126 [1.04]	0.00231* [1.78]	0.0317*** [16.48]	0.0482*** [13.82]	0.000634 [0.48]	0.00197 [1.39]	0.0348*** [17.91]
Loan Growth	0.000755*** [-6.28]	0.000140*** [-7.02]	0.000144*** [-6.73]	-0.000500 [-1.18]	0.000730*** [-6.16]	0.000148*** [-7.56]	0.000152*** [-7.20]	-0.000516 [-1.15]
Deposit Growth	0.0310*** [5.36]	0.00409*** [3.76]	0.00454*** [3.88]	0.0311*** [10.46]	0.0270*** [4.47]	0.00303*** [2.65]	0.00359*** [2.91]	0.0268*** [9.52]
Hằng số	-1.303*** [-3.82]	1.879*** [16.20]	1.818*** [8.29]	0.277 [1.51]	-1.364*** [-3.85]	1.871*** [14.38]	1.796*** [7.84]	0.0583 [0.31]
Quan sát	780	780	780	780	720	720	720	720
R bình phương	0.343	0.126			0.359	0.141		

Ghi chú: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

**Bảng 5: Kết quả mô hình hồi quy cho mối quan hệ ESG – ROA
có so sánh giữa các NH có quy mô tài sản lớn**

Biến	Tất cả các NH				Các NH có quy mô lớn hơn mức trung bình			
	OLS	FEM	REM	GLS	OLS	FEM	REM	GLS
ESGScore	0.00649*** [4.89]	-0.0125*** [-10.17]	- 0.00992*** [-7.86]	0.00472*** [5.75]	0.00761*** [6.47]	-0.00328 [-1.64]	-0.0000546 [-0.03]	0.00657*** [7.89]
Assets/ Equity	-0.0837*** [-19.40]	-0.0137** [-2.50]	-0.0305*** [-5.76]	-0.0749*** [-23.28]	-0.0340*** [-8.39]	0.000651 [0.14]	-0.00723 [-1.52]	-0.0260*** [-8.84]
Loan/ Deposit	-0.0116*** [-8.71]	0.00595*** [-3.74]	-0.00661 [-4.24]	-0.0103*** [-10.36]	-0.0160*** [-11.92]	0.000464 [0.12]	0.00896*** [-3.58]	-0.00685*** [4.42]
Loan Growth	0.000107*** [2.27]	0.0000500* [1.93]	0.0000540* [1.95]	0.000231*** [3.00]	0.0292*** [4.76]	0.0206*** [4.73]	0.0240*** [5.18]	0.0152*** [3.40]
Deposit Growth	0.0164*** [7.26]	0.00323** [2.27]	0.00483*** [3.22]	0.0151*** [9.65]	-0.0148*** [-2.95]	0.0107*** [-2.96]	-0.0133*** [-3.55]	-0.00574 [-1.57]
Hằng số	2.880*** [21.66]	2.540*** [16.78]	2.680*** [16.37]	2.657*** [24.83]	2.104*** [15.81]	0.761** [2.40]	1.439*** [6.46]	1.286*** [9.56]
Quan sát	780	780	780	780	247	247	247	247
R bình phương	0.422	0.176			0.537	0.152		

Ghi chú: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Nguồn: tổng hợp kết quả từ phần mềm Stata

ESG có ý nghĩa thống kê (phương trình (1) và (3)) có nghĩa là trong quá trình triển khai ESG, các ngân hàng cũng nhận được phản ứng tích cực từ dư luận. Đồng thời, kết quả cho chúng ta thấy được rằng ESG và FP có mối quan hệ thuận chiều, cụ thể là sự gia tăng hoạt động ESG có tác động tích cực đến ROA và NIM trong hiện tại cũng như trong quá khứ. Ngoài ra, kết quả ở bảng 3 cho chúng ta thấy rằng các hoạt động ESG tác động ngay lập tức đến ROA và kết quả ở bảng 4 cho chúng ta thấy rằng các hoạt động ESG sẽ tác động đến NIM trong thời gian dài hơn.

Bên cạnh đó, tác giả đã phân loại các ngân hàng theo quy mô tài sản lớn hơn so với mức trung bình ở năm 2021. Kết quả phân tích từ nhóm các ngân hàng có quy mô tài sản lớn hơn cho chúng ta thấy rằng các hoạt động ESG càng tăng cường thì hiệu quả tài chính mang lại càng cao và có những nguồn lực dồi dào hơn để thực hiện các nghiệp vụ mang lại giá trị gia tăng hơn so với các ngân hàng có quy mô nhỏ hơn. Tuy nhiên, các ngân hàng có quy mô tài sản nhỏ hơn so với mức trung bình thì chưa tìm thấy được mối quan hệ giữa ESG và FP.

4.4. Kết quả kiểm định giả thuyết H2

Bảng 6: Kết quả mô hình hồi quy cho mối quan hệ các khía cạnh ESG – ROA

Biến	Không tính độ trễ				Tính độ trễ			
	OLS	FEM	REM	GLS	OLS	FEM	REM	GLS
ENV-RU	- 0.00858***	0.00209*	-0.00285**	- 0.00465***	-0.0102***	-0.00276**	- 0.00387***	- 0.00604***
	[-5.43]	[-1.88]	[-2.45]	[-4.51]	[-6.26]	[-2.42]	[-3.22]	[-5.71]
S-Com	0.00325***	0.000370	0.00176	0.00228***	0.00343***	0.0000836	0.00173	0.00219***
	[2.82]	[0.34]	[1.62]	[2.82]	[2.89]	[0.08]	[1.53]	[2.64]
S-HR	- 0.00371***	-0.00439***	-0.00488***	- 0.00490***	-0.00286**	-0.00346***	- 0.00388***	- 0.00377***
	[-3.08]	[-5.11]	[-5.41]	[-5.67]	[-2.30]	[-3.92]	[-4.15]	[-4.12]
S-PR	0.00287***	0.0000531	0.000501	0.00166***	0.00247***	-0.000388	0.00000762	0.00123**
	[3.15]	[0.07]	[0.65]	[2.80]	[2.67]	[-0.51]	[0.01]	[2.04]
S-WF	0.00571***	-0.00172	-0.000682	0.00366***	0.00522***	-0.00204*	-0.00102	0.00272***
	[3.76]	[-1.51]	[-0.57]	[3.95]	[3.34]	[-2.51]	[-0.83]	[3.00]
Gov-CSR	0.00270**	-0.00197**	-0.00124	0.00421***	0.00336***	-0.00240**	-0.00135	0.00490***
	[2.25]	[-2.12]	[-1.29]	[5.56]	[2.78]	[-2.51]	[-1.35]	[6.43]
Gov-Man	0.00341***	-0.000417	0.000306	0.00133**	0.00409***	0.0000515	0.000840	0.00222***
	[3.65]	[-0.48]	[0.35]	[2.08]	[4.26]	[0.06]	[0.91]	[3.36]
Gov-SHR	0.00265***	0.00149**	0.00160**	0.00197***	0.00248***	0.00186***	0.00187**	0.00177***
	[2.86]	[2.10]	[2.15]	[3.40]	[2.62]	[2.61]	[2.48]	[2.97]
Assets/Equity	-0.0791***	-0.0147***	-0.0319***	-0.0663***	-0.0790***	-0.00276	-0.0268***	-0.0685***
	[-18.52]	[-2.75]	[-6.15]	[-19.76]	[-17.66]	[-0.44]	[-4.57]	[-19.95]
Loan/Deposit	-0.0119***	-0.00341**	-0.00449***	- 0.00664***	-0.0110***	-0.00359**	-0.00424**	- 0.00529***
	[-9.15]	[-2.12]	[-2.89]	[-5.64]	[-8.22]	[-2.09]	[-2.59]	[-4.30]
Loan Growth	0.000106**	0.0000505**	0.0000545**	0.000179**	0.000114**	0.0000602**	0.000639**	0.000184**
	[2.38]	[2.00]	[2.01]	[2.05]	[2.58]	[2.45]	[2.41]	[2.46]
Deposit Growth	0.0159***	0.00341**	0.00499***	0.0147***	0.0173***	0.00355**	0.00559***	0.0167***
	[7.34]	[2.47]	[3.42]	[8.51]	[7.66]	[2.47]	[3.66]	[9.19]

Hằng số	2.498*** [17.40]	2.052*** [12.53]	2.172*** [12.55]	2.026*** [16.46]	2.427*** [16.33]	1.909*** [10.64]	2.078*** [11.15]	1.971*** [15.34]
Quan sát	780	780	780	780	720	720	720	720
R bình phương	0.485	0.237			0.482	0.252		
Ghi chú: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01								

Bảng 7: Kết quả mô hình hồi quy cho mối quan hệ các khía cạnh ESG – NIM

Biến	Không tính độ trễ				Tính độ trễ			
	OLS	FEM	REM	GLS	OLS	FEM	REM	GLS
ENV-EM	-0.0116*** [-3.45]	0.00135* [1.71]	0.00113 [1.32]	-0.0115*** [-9.14]	-0.0111*** [-3.21]	0.00114 [1.38]	0.000874 [0.97]	-0.0105*** [-8.28]
ENV-RU	-0.0134*** [-3.30]	-0.00305*** [-3.51]	-0.00332*** [-3.52]	- 0.00893*** [-5.51]	-0.0143*** [-3.44]	-0.00261*** [-2.97]	-0.00291*** [-3.04]	-0.0119*** [-7.24]
S-Com	0.0126*** [4.58]	-0.000441 [-0.54]	0.0000544 [0.06]	0.00921*** [8.30]	0.0125*** [4.40]	-0.000262 [-0.31]	0.000337 [0.37]	0.00939*** [8.12]
S-PR	0.0134*** [5.91]	-0.00123** [-2.20]	-0.000987 [-1.63]	0.0110*** [11.90]	0.0129*** [5.60]	-0.00122** [-2.11]	-0.000950 [-1.51]	0.0102*** [10.98]
Gov-CSR	0.0122*** [4.12]	-0.00182** [-2.52]	-0.00171** [-2.20]	0.0124*** [10.58]	0.0128*** [4.32]	-0.00247*** [-3.31]	-0.00232*** [-2.86]	0.0133*** [11.34]
Assets/ Equity	-0.0571*** [-5.13]	0.00618 [1.47]	0.00356 [0.79]	-0.0684*** [-18.95]	-0.0599*** [-5.15]	0.0120** [2.47]	0.00827 [1.57]	-0.0745*** [-19.27]
Loan/ Deposit	0.0428*** [13.06]	0.00246** [2.00]	0.00362*** [2.73]	0.0292*** [14.80]	0.0441*** [13.10]	0.00179 [1.35]	0.00327** [2.28]	0.0293*** [-1.15]
Loan Growth	- 0.000727*** [-6.34]	- 0.000139*** [-7.05]	- 0.000144*** [-6.75]	-0.000570 [-1.73]	- 0.000711*** [-6.30]	- 0.000144*** [-7.50]	- 0.000150*** [-7.15]	-0.000475 [-1.15]
Deposit Growth	0.0247*** [4.44]	0.00380*** [3.52]	0.00428*** [3.67]	0.0306*** [10.61]	0.0233*** [4.03]	0.00286** [2.52]	0.00353*** [2.86]	0.0257*** [8.93]
Hằng số	-1.484*** [-4.70]	1.737*** [15.31]	1.664*** [7.78]	-0.278* [-1.67]	-1.542*** [-4.69]	1.718*** [13.53]	1.631*** [7.31]	-0.135 [-0.73]
Quan sát	780	780	780	780	720	720	720	720
R bình phương	0.409	0.153			0.424	0.173		
Ghi chú: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01								

Nguồn: tổng hợp kết quả từ phần mềm Stata

Từ kết quả hồi quy của các phương trình (2) và (4) cho chúng ta thấy:

ENV-EM và ROA chưa tìm thấy mối quan hệ và ENV-RU có mối quan hệ tiêu cực với ROA và NIM, tức là càng sử dụng nhiều tài nguyên thì càng tăng chi phí và dẫn đến giảm lợi nhuận và biên lợi nhuận trong thời gian ngắn. Điều này, bác bỏ giả thuyết H2 và kết quả này trái với nghiên cứu của Mahmoudian(2021), Shen (2016), Wang (2019), Wu (2013) và Siueia (2019).

S-Com, S-PR, S-HR, Gov-Man, Gov-SHR và Gov-CSR có mối quan hệ tích cực với ROA/NIM và nó có tác động ngay tức thì. Vì thế các nhà quản trị ngân hàng càng nên quan tâm với các khía cạnh này. Điều này phù hợp với lý thuyết và chấp nhận giả thuyết H2 với khía cạnh xã hội và quản trị.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Kết quả cho thấy rằng các công bố về ESG tại khu vực Châu Á tăng dần qua các năm và đến năm 2021 đạt mức trung bình 57% thấp hơn so với các ngân hàng Châu Âu 67% (Bătae, 2018). Điều này cho thấy các hoạt động ESG tại khu vực Châu Á có dấu hiệu tiến bộ và cần phải được cải thiện hơn. Các hoạt động ESG tác động tích cực với FP ngay tức thì và các ngân hàng có quy mô tài sản càng lớn thì các hoạt động ESG càng tác động tích cực đến FP. Với các ngân hàng có quy mô tài sản nhỏ hơn, chúng tôi vẫn chưa tìm ra được mối quan hệ giữa ESG và FP. Hơn nữa, các hoạt động liên quan đến môi trường, đặc biệt là việc sử dụng tài nguyên liên quan đến môi trường có tác động tiêu cực với FP và các hoạt động liên quan đến xã hội và quản trị có tác động tích cực với FP. Từ đó, chúng tôi cũng có một số kiến nghị cụ thể như sau:

Các ngân hàng thương mại: Các nhà quản trị ngân hàng cần quan tâm đến các hoạt động liên quan đến xã hội và quản trị. Điều này có tác động tích cực đến FP ngay tức thì. Ngân hàng càng đầu tư vào ESG thì càng làm tăng quy mô tài sản, tăng nguồn huy động, từ đó làm tăng hiệu quả tài chính. Bên cạnh đó, các ngân hàng thương mại tại khu vực Châu Á chưa thật sự quan tâm đến các hoạt động môi trường bao gồm môi trường bên ngoài và môi trường bên trong nội bộ của các ngân hàng. Cuối cùng, các nhà quản trị ngân hàng càng duy trì hoạt động này, đặc biệt là các sáng kiến liên quan đến ngân hàng xanh, tín dụng xanh và phát triển SPDV xanh để hướng đến mục tiêu phát triển bền vững và từ bỏ tư duy là đầu tư vào các hoạt động ESG chỉ tăng chi phí và giảm hiệu quả tài chính.

Các cơ quan quản lý: đầu tiên là bổ sung, chỉnh sửa và hoàn thiện khung pháp lý, tạo tiền đề cho các hoạt động và công bố ESG, đặc biệt cần quan tâm và có chính sách áp dụng khác nhau giữa các ngân hàng có quy mô tài sản khác nhau. Thứ hai là đẩy mạnh hoạt động tuyên truyền và thúc đẩy các sáng kiến liên quan đến môi trường như SPDV xanh, ngân hàng xanh, giảm thải khí carbon ra môi trường đến các nhà quản trị ngân hàng để có thể sớm thực thi và cùng hướng đến mục tiêu phát triển bền vững.

Bài báo này đóng góp vào tài liệu phân tích 10 khía cạnh ESG và FP của các ngân hàng Châu Á. Tác giả đã sử dụng 4 mô hình kinh tế lượng sử dụng các khía cạnh ESG như là các yếu tố dự đoán về hiệu quả hoạt động ngân hàng, cùng với các biến kiểm soát phù hợp với ngành ngân hàng. Đây là nghiên cứu đầu tiên cố gắng kiểm tra xem các chỉ số tích cực và tiêu cực của công bố ESG và các khía cạnh ESG tự nguyện có thể dẫn đến cải thiện tài chính tốt hơn giải quyết vấn đề chưa được khám phá liên kết ESG tuyên bố chắc chắn và FP trong lĩnh vực ngân hàng. Bằng chứng từ nghiên cứu có thể giúp cả hai các cơ quan quản lý và nhà đầu tư để hiểu các thực tiễn kinh doanh của các ngân hàng.

Tuy nhiên, hạn chế của nghiên cứu này có 60 mẫu. Nếu có nhiều quan sát hơn thì mô hình nghiên cứu có thể sẽ toàn diện và đầy đủ hơn hoặc có thể tồn tại một số yếu tố khác tác động đến mối liên kết giữa ESG và FP. Chúng tôi hy vọng những thiếu sót này sẽ là những đề tài nghiên cứu tiếp theo cho các học giả.

Tài liệu tham khảo

- Bătae, O.M. (2021), 'The relationship between environmental, social, and financial performance in the banking sector: A European study', *Journal of Cleaner Production*, 290, 125791. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.125791>.
- Belasri, S., Gomes, M., & Pijourlet, G. (2020), 'Corporate social responsibility and bank efficiency', *Journal of Multinational Financial Management*, 54, 100612. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2020.100612>.
- Buallay, A. (2019), 'Is sustainability reporting (ESG) associated with performance? Evidence from the European banking sector', *Management of Environmental Quality: An International Journal*, 30(1), 98-115. DOI: <https://doi.org/10.1108/MEQ-12-2017-0149>.
- De Haan, J., & Vlahu, R. (2016), 'Corporate governance of banks: A survey', *Journal of Economic Surveys*, 30(2), 228-277. DOI: <https://doi.org/10.1111/joes.12101>.
- Esteban-Sanchez, P., de la Cuesta-Gonzalez, M., & Paredes-Gazquez, J.D. (2017), 'Corporate social performance and its relation with corporate financial performance: International evidence in the banking industry', *Journal of Cleaner Production*, 162, 1102-1110. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.06.127>.
- Finger, M., & Rosenboim, M. (2022), 'Going ESG: The Economic Value of Adopting an ESG Policy', *Sustainability*, 14(21), 13917. DOI: <https://doi.org/10.3390/su142113917>.
- Forcadell, F.J., & Aracil, E. (2017), 'European banks' reputation for corporate social responsibility', *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 24(1), 1-14. DOI: <https://doi.org/10.1002/csr.1402>.
- Gangi, F.M. (2019), 'Sustainable development and corporate governance in the financial system: Are environmentally friendly banks less risky?', *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 26(3), 529-547. DOI: <https://doi.org/10.1002/csr.1699>.
- Godos-Diez, J.L., Cabeza-Garcia, L., Alonso-Martínez, D., & Fernández-Gago, R. (2018), 'Factors influencing board of directors' decision-making process as determinants of CSR engagement', *Review of Managerial Science*, 12, 229-253. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11846-016-0220-1>.
- Grove, H., Patelli, L., Victoravich, L.M., & Xu, P. (2011), 'Corporate governance and performance in the wake of the financial crisis: Evidence from US commercial banks', *Corporate Governance: An International Review*, 19(5), 418-436. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-8683.2011.00882.x>.
- Harkin, S., Mare, D.S. & Crook, J. (2020), 'Independence in bank governance structure: Empirical evidence of effects on bank risk and performance', *Research in International Business and Finance*, 52, 101177. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.101177>.
- Jha, N., & Bhome, S.M. (2013), 'A Study of CRM-As a Strategic Tool Adopted by Banks with Reference to Axis Bank in Thane City', *Indian Journal of Applied Research*, 3(5), 454-457.
- Maqbool, S., & Zameer, M.N. (2018), 'Corporate social responsibility and financial performance: An empirical analysis of Indian banks', *Future Business Journal*, 4(1), 84-93. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.fbj.2017.12.002>.
- Moufty, S., Al-Najjar, B., & Ibrahim, A. (2022), 'Communications of sustainability practices in the banking sector: Evidence from cross-country analysis', *International Journal of Finance & Economics*. DOI: <https://doi.org/10.1002/ijfe.2679>.
- Platonova, E.A. (2018), 'The impact of corporate social responsibility disclosure on financial performance: Evidence from the GCC Islamic banking sector', *Journal of Business Ethics*, 151(2), 451-471. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10551-016-3229-0>.
- Rajesh, T., & Dileep, A.S. (2014), 'Role of banks in sustainable economic development through green banking', *International Journal of Current Research and Academic Review*, 2(12), 136-141.
- Samy, M., Odemilín, G., & Bampton, R. (2010), 'Corporate social responsibility: a strategy for sustainable business success. An analysis of 20 selected British companies', *Corporate Governance: The International Journal of Business in Society*, 10(2), 203-217. DOI: <https://doi.org/10.1108/14720701011035710>.
- Scholtens, B. (2009), 'Corporate social responsibility in the international banking industry', *Journal of Business Ethics*,

86(2), 159-175. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10551-008-9841-x>.

- Shen, C.H. (2016), 'To engage or not to engage in corporate social responsibility: Empirical evidence from global banking sector', *Economic Modelling*, 55, 207-225. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.02.007>.
- Siueia, T.T., Wang, J., & Deladem, T.G. (2019), 'Corporate Social Responsibility and financial performance: A comparative study in the Sub-Saharan Africa banking sector', *Journal of Cleaner Production*, 226, 658-668. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.04.027>.
- Surroca, J., Tribó, J.A., & Waddock, S. (2010), 'Corporate responsibility and financial performance: The role of intangible resources', *Strategic Management Journal*, 31(5), 463-490. DOI: <https://doi.org/10.1002/smj.820>.
- Waddock, S.A. & Graves, S.B. (1997), 'The corporate social performance–financial performance link', *Strategic Management Journal*, 18(4), 303-319. DOI: [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-0266\(199704\)18:4<303::AID-SMJ869>3.0.CO;2-G](https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-0266(199704)18:4<303::AID-SMJ869>3.0.CO;2-G).
- Wang, Z., & Sarkis, J. (2017), 'Corporate social responsibility governance, outcomes, and financial performance', *Journal of Cleaner Production*, 162, 1607-1616. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.06.142>.
- WCED (1987), *Our Common Future*, World Commission of Environment and Development (WCED) United Nations.
- Wu, M.W. (2013), 'Corporate social responsibility in the banking industry: Motives and financial performance', *Journal of Banking & Finance*, 37(9), 3529-3547. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.04.023>.

TÁC ĐỘNG CỦA TẠO THANH KHOẢN ĐẾN ỔN ĐỊNH TÀI CHÍNH CỦA CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI TẠI VIỆT NAM - TIẾP CẬN THEO PHƯƠNG PHÁP HỒI QUY PHÂN VỊ

Nguyễn Thị Mỹ Linh

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: nguyenlinh@ufm.edu.vn

Mã bài: JED - 1076

Ngày nhận bài: 08/01/2023

Ngày nhận bài sửa: 06/02/2023

Ngày duyệt đăng: 13/02/2023

DOI: 10.33301/JED.VI.1076

Tóm tắt

Nghiên cứu phân tích tác động của tạo thanh khoản, tốc độ tăng vốn chủ sở hữu và tương tác của chúng đối với sự ổn định tài chính của các ngân hàng thương mại Việt Nam bằng cách sử dụng phương pháp ước lượng hồi quy phân vị đối với mẫu gồm 25 ngân hàng thương mại trong giai đoạn 2007 – 2021. Kết quả cho thấy tạo thanh khoản và tăng trưởng vốn chủ sở hữu có ảnh hưởng tích cực đến ổn định tài chính của ngân hàng. Ngoài ra, tỷ lệ chi phí trên thu nhập, tỷ lệ thu nhập lãi ròng và lạm phát có tác động thuận chiều đến ổn định tài chính của ngân hàng. Hơn nữa, phương pháp hồi quy phân vị còn cho thấy tác động tích cực của tạo thanh khoản đến ổn định là không đồng nhất, nó có vai trò quan trọng hơn đối với ngân hàng có mức độ ổn định trung bình thấp. Từ đó, nghiên cứu đề xuất một số hàm ý đối với các nhà lập chính sách nhằm củng cố sự ổn định tài chính của hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam.

Từ khóa: Tạo thanh khoản, ổn định tài chính ngân hàng thương mại, hồi quy phân vị.

Mã JEL: B26; G21; G31; G32

The effect of liquidity creation on the stability of Vietnamese commercial banks – a quantile regression approach

Abstract

The study analyzes the effect of liquidity creation, equity growth rate, and their interaction on the stability of Vietnamese commercial banks by employing S-GMM and a quantile regression approach for a sample of 25 commercial banks during 2007 – 2021. The empirical results show that liquidity creation and equity growth rate affect significantly and positively bank stability. Moreover, cost-to-income ratio, net interest rate margin, and inflation are determinants of bank stability. Furthermore, the results of quantile regression illustrate that the impact of liquidity creation on bank stability is heterogeneous and that it is stronger in banks with medium and low levels of stability. The study suggests some implications for authorities to maintain the stability of the Vietnamese banking system.

Keywords: Liquidity creation, bank stability, quantile regression.

JEL Codes: B26; G21; G31; G32

1. Giới thiệu

Theo lý thuyết hiện đại về trung gian tài chính, ngân hàng thương mại (NHTM) tồn tại với hai vai trò trung tâm trong nền kinh tế: tạo thanh khoản và chuyển hóa rủi ro (Bhattacharya & Thakor, 1993; Berger & Bouwman, 2009). Về mặt bản chất, ngân hàng tạo thanh khoản bằng cách chuyển đổi các khoản nợ thanh khoản cao thành các tài sản có tính thanh khoản kém. Thông qua việc tạo thanh khoản, hệ thống ngân hàng

đã hỗ trợ cho tăng trưởng kinh tế (Fidrmuc & cộng sự, 2015; Gupta & Kashiramka, 2020). Theo thống kê từ dữ liệu nghiên cứu, trong giai đoạn năm 2007 – 2021, nền kinh tế Việt Nam đạt tốc độ bình quân 5,8% năm. Hệ thống NHTM Việt Nam là xương sống của nền kinh tế do thị trường chứng khoán chưa phát triển (Le, 2019), đóng góp đến 60% - 80% nhu cầu vốn của nền kinh tế. Nhu cầu vốn phục vụ sản xuất kinh doanh tăng lên dẫn đến quy mô tín dụng của hệ thống tăng trưởng nhanh chóng. Ngân hàng có động cơ để tối đa hóa tạo thanh khoản do nó làm tăng khả năng sinh lời (Duan & Niu, 2020) và tăng giá trị ngân hàng (Berger & Bouwman, 2009) bởi tài sản kém thanh khoản sản sinh thu nhập nhiều hơn tài sản thanh khoản cao. Tuy nhiên, chính việc tạo thanh khoản có thể gây tác động tiêu cực đối với sự ổn định của ngân hàng (Fungacova & cộng sự, 2015). Khi đối mặt với cú sốc bên ngoài, những người gửi tiền tiết kiệm đổ xô đến ngân hàng để rút tiền gửi trong khi vốn của ngân hàng được cung cấp cho người đi vay với các cam kết dài hạn, dẫn đến tình trạng thiếu hụt thanh khoản và bất ổn tài chính. Trong khi đó, theo dự thảo báo cáo tổng kết thực hiện chiến lược phát triển kinh tế – xã hội của Ban chấp hành Trung ương khóa XII (2021), mức độ an toàn của hệ thống ngân hàng chưa bền vững so với các nước trong khu vực, dễ bị tổn thương trước tác động bất lợi, đột ngột từ bên ngoài. Các nghiên cứu khám phá các nhân tố quyết định ổn định tài chính trường hợp ngân hàng Việt Nam đã được thực hiện (Pham & cộng sự, 2021; Lê Ngọc Quỳnh Anh & cộng sự, 2020; Trung & cộng sự, 2021; Nguyễn Thị Hương & Nguyễn Thị Thu Huyền, 2022), nhưng chưa khám phá tác động của tạo thanh khoản. Bài viết sẽ cung cấp thêm bằng chứng mối quan hệ giữa tạo thanh khoản và ổn định tài chính của ngân hàng Việt Nam. Đây là đóng góp mới thứ nhất của nghiên cứu này.

Ở một góc độ khác, mặc dù tạo thanh khoản có thể có tác động tiêu cực đến sự ổn định của ngân hàng, nhưng vốn chủ sở hữu có tầm quan trọng trong quá trình này, bởi nó là tấm đệm giúp ngân hàng hấp thụ đối với các cú sốc làm sụt giảm giá trị tài sản (Repullo, 2004; Distinguin & cộng sự, 2013). Hơn nữa, vốn chủ sở hữu lớn sẽ hỗ trợ cho tạo thanh khoản, do nó cho phép ngân hàng mở rộng cho vay và giúp hấp thụ rủi ro trong quá trình này (Repullo, 2004; Donaldson và cộng sự, 2018). Do đó, nếu bỏ qua vai trò của vốn chủ sở hữu có thể dẫn đến những kết luận không đầy đủ về mối quan hệ giữa tạo thanh khoản và ổn định tài chính ngân hàng. Zheng & cộng sự (2019) cho thấy tạo thanh khoản tác động thuận chiều đến ổn định các ngân hàng Hoa Kỳ. Tác động này được điều hòa tích cực bởi sự gia tăng của vốn chủ sở hữu. Tại Ấn Độ, một nền kinh tế mới nổi cũng đối mặt với thiếu hụt thanh khoản, đặc biệt đối với các ngân hàng có vốn chủ sở hữu ít (Gupta & Kashiramka, 2020). Mục tiêu của bài viết này là xem xét tác động của tăng vốn chủ sở hữu, vai trò điều tiết của vốn chủ sở hữu trong mối quan hệ giữa tạo thanh khoản và ổn định tài chính ngân hàng khi hiện nay chưa có nghiên cứu phân tích cho trường hợp Việt Nam với bối cảnh NHTM Việt Nam đang trong quá trình tái cấu trúc vốn, hướng đến đáp ứng yêu cầu an toàn vốn theo chuẩn Basel II. Đây là đóng góp thứ hai của nghiên cứu này.

Điểm mới thứ ba của nghiên cứu là sử dụng phương pháp hồi quy phân vị bên cạnh S-GMM do phương pháp này làm rõ tác động không đồng nhất của các yếu tố đến ổn định tài chính của các NHTM tại Việt Nam trên từng phân vị để đề xuất các giải pháp phù hợp. Một số nghiên cứu thực nghiệm sử dụng phương pháp này khi phân tích tác động tiềm ẩn khác biệt của các nhân tố đến phân phối có điều kiện của ổn định tài chính và rủi ro ngân hàng (Nguyen, 2022; Shabir & cộng sự, 2021; Craig & Dinger, 2013).

2. Cơ sở lý thuyết và nghiên cứu thực nghiệm về tác động của tạo thanh khoản đến ổn định tài chính của NHTM

Nền tảng lý thuyết cung cấp lập luận về tác động nghịch chiều của tạo thanh khoản đến ổn định tài chính này là giả thuyết “Giả thuyết tạo thanh khoản cao” (High liquidity creation hypothesis – HLCH) được đề cập trong nghiên cứu của Gupta & Kashiramka (2020), Fungacova & cộng sự (2015). Cơ sở hình thành nên giả thuyết HLCH xuất phát từ hai giả thuyết “Giả thuyết suy yếu các yếu tố cơ bản” (WFH) và “Giả thuyết thiếu hụt thanh khoản” (LSH). Theo WFH, các yếu tố tài chính cơ bản của ngân hàng suy yếu cho phép dự đoán sự cố xảy ra và các thành phần CAMELS thường được sử dụng làm cơ sở cho hệ thống cảnh báo sớm. Tỷ lệ vốn bị ăn mòn, thanh khoản giảm, chất lượng cho vay xấu đi và thu nhập cạn kiệt là các dấu hiệu cho thấy khả năng phá sản của ngân hàng tăng lên. Trong khi đó theo LSH, khả năng bị tổn thương của ngân hàng trong khủng hoảng bắt nguồn từ việc tài trợ cho các tài sản kém thanh khoản bằng các khoản nợ phải trả thanh khoản cao. LSH nhấn mạnh sự sụp đổ ngân hàng xuất phát từ rủi ro nợ phải trả, trong khi WFH hàm ý phá sản ngân hàng lại xuất phát từ do rủi ro tài sản. Tuy nhiên, trên thực tế cả hai trường hợp này không

loại trừ nhau mà tương tác với nhau gây bất ổn định tài chính của ngân hàng. Tính chất tương tác đan xen của LSH và WFH gây nên bất ổn ngân hàng có thể được giải thích bởi giả thuyết HLCH, được Fungacova & cộng sự (2015) phát triển từ hai giả thuyết LSH và WFH. HLCH giải thích sự ổn định của ngân hàng được quyết định bởi một thước đo toàn diện, đó là tạo thanh khoản. Theo HLCH, tạo thanh khoản khiến các ngân hàng đối mặt với rủi ro thiếu hụt khả năng thanh toán. Khi dòng tiền gửi rút ra lớn và đột ngột, nhưng do thiếu hụt tài sản thanh khoản nên ngân hàng phải bán tài sản kém thanh khoản với giá rẻ nên khả năng phá sản cao hơn. Diamond & Rajan (2001) cho rằng do ngân hàng nhận tiền gửi ngắn hạn và nắm giữ tài sản dài hạn không mang tính tương thích về thời hạn, càng làm tăng thêm khả năng suy yếu tài chính. Ngoài ra, khả năng tạo thanh khoản được mở rộng khi ngân hàng đầu tư tài sản dài hạn kém thanh khoản và tạo thanh khoản sẽ giảm đi khi ngân hàng đầu tư vào trái phiếu chính phủ ngắn hạn (Berger & Bouwman, 2009). Nhưng rõ ràng, mức độ rủi ro của tài trợ cho vay dài hạn cao hơn so với rủi ro đầu tư vào chứng khoán chính phủ ngắn hạn. Nghiên cứu thực nghiệm của Fungacova & cộng sự (2015) thu thập dữ liệu của ngân hàng Nga từ QI/1999 – QIV/2009, sử dụng phương pháp ước lượng hồi quy logit cho dữ liệu bảng đã phát hiện HLCH đúng với trường hợp ngân hàng Nga. Tương tự, Vazquez & Federico (2015) sử dụng mẫu 11.000 ngân hàng Hoa Kỳ và Châu Âu, trong giai đoạn 2001– 2009, bằng phương pháp hồi quy Probit ghi nhận các ngân hàng tạo thanh khoản quá mức và sử dụng đòn bẩy trong giai đoạn trước khủng hoảng có khả năng phá sản cao hơn sau đó.

Trái với giả thuyết trên, một luồng quan điểm khác cho rằng tạo thanh khoản có tác động thuận chiều đến ổn định tài chính vì hai lý do. Đầu tiên, một ngân hàng nếu như không có khả năng quản lý bảng cân đối và thực hiện chức năng tạo thanh khoản thì đây là dấu hiệu cho thấy ngân hàng có vấn đề (Zheng & cộng sự, 2019; Fidrmuc & cộng sự, 2015; Fungacova & cộng sự, 2015). Thứ hai, ngân hàng có mức tạo thanh khoản thấp không có nhiều tiền gửi ngắn hạn, chủ yếu dựa vào nguồn tài trợ dài hạn biến động, nếu khả năng tiếp cận nguồn vốn này đột ngột giảm xuống, ngân hàng trở nên bất ổn và xác suất phá sản tăng lên (Hahm & cộng sự, 2013). Javid & cộng sự (2022) phát hiện mối quan hệ tích cực giữa tạo thanh khoản và sự ổn định của ngân hàng ở Pakistan, bằng cách sử dụng kỹ thuật ước lượng GMM cho một mẫu gồm 28 ngân hàng hoạt động từ năm 2006 đến 2019.

Một nghiên cứu khác lại cho thấy tác động của tạo thanh khoản đến ổn định tài chính là hỗn hợp. Gupta & Kashiramka (2020) xem xét tác động của tạo thanh khoản đến ổn định trên một mẫu gồm 91 NHTM tại Ấn Độ giai đoạn 2007 – 2019. Nếu tính trên toàn bộ mẫu, tạo thanh khoản có tác động thuận chiều đến ổn định tài chính, ngược với giả thuyết HCLH. Ngoài ra, khi chia mẫu ra thì có thêm kết quả khác: tạo thanh khoản có ảnh hưởng thuận chiều lẫn nghịch chiều tùy thuộc vào quy mô ngân hàng. Đối với ngân hàng nhỏ và lớn, tạo thanh khoản có tác động tiêu cực đến ổn định tài chính, nhưng lại có ảnh hưởng tích cực đến ổn định đối với ngân hàng quy mô vừa.

Bên cạnh xem xét tác động của tạo thanh khoản đến ổn định tài chính ngân hàng, một số nghiên cứu còn phân tích vai trò của vốn chủ sở hữu đối với tác động của tạo thanh khoản lên ổn định tài chính do vốn chủ sở hữu là tấm đệm để hấp thụ tổn thất tiềm ẩn (Repullo, 2004; Von Thadden, 2004), cho phép ngân hàng giám sát người đi vay chặt chẽ hơn, làm giảm xác suất vỡ nợ (Holmstrom & Tirole, 1998), giảm động cơ chấp nhận rủi ro quá mức của ngân hàng (Acharya & cộng sự, 2016). Zheng & cộng sự (2019) xem xét vai trò của vốn ngân hàng đối với mối quan hệ giữa tạo thanh khoản và rủi ro phá sản của ngân hàng thông qua Zscore, trên một mẫu bao gồm các NHTM tại Hoa Kỳ giai đoạn QI/2003 – QIV/2014 và sử dụng phương pháp OLS và 2SLS. Nghiên cứu phát hiện tương tác vốn và tạo thanh khoản có tác động tích cực đến ổn định ngân hàng. Điều này cho thấy tăng vốn chủ sở hữu đặc biệt quan trọng làm giảm rủi ro thanh khoản trong quá trình tạo thanh khoản, củng cố ổn định ngân hàng. Đây là cơ sở đưa biến tương tác tốc độ tăng vốn chủ sở hữu và tạo thanh khoản vào mô hình để khám phá vai trò trên của vốn chủ sở hữu.

3. Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu là một hàm hồi quy bội dạng tĩnh trên số liệu bảng để phân tích tác động của tạo thanh khoản đến ổn định tài chính trên cơ sở giả thuyết HLCH và kế thừa các nghiên cứu của Gupta & Kashiramka, (2020), Zheng & cộng sự (2019). Phương trình thực nghiệm như sau:

$$Zscore_{it} = \beta_0 + \beta_1 LC_{it} + \beta_2 CAG_{it} + \beta_3 (CAG_{it} \times LC_{it}) + \sum_{l=1}^L \gamma_l X_{li,t} + \sum_{k=1}^K \delta_k Z_{kt-1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong phương trình (1), Z-score được sử dụng để đo lường ổn định tài chính ngân hàng, LC lần lượt là hai phương thức tạo thanh khoản CatFat và CatNonFat trên tổng tài sản, $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ là các hệ số ước lượng của các biến chính, X_{it} là vector các biến kiểm soát đặc thù ngân hàng thay đổi theo thời gian, γ, δ lần lượt là các hệ số ước lượng của các biến đặc thù ngân hàng và các biến vĩ mô, $\varepsilon_{i,t}$ là sai số ngẫu nhiên, t và i lần lượt là chỉ số thời gian và ngân hàng.

β_1 và β_2 lần lượt là các hệ số ước lượng cho thấy tác động của tạo thanh khoản và tốc độ tăng vốn chủ sở hữu đến ổn định tài chính ngân hàng, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi. Để xem xét vai trò của việc gia tăng vốn chủ sở hữu đến tác động của tạo thanh khoản lên ổn định tài chính, mô hình bao gồm biến tương tác có hệ số ước lượng β_3 .

Từ các giả thuyết và lược khảo nghiên cứu thực nghiệm về tác động tích các yếu tố trong bối cảnh các quốc gia đang phát triển, giả thuyết nghiên cứu được phát biểu như sau:

H1: Tạo thanh khoản có tác động nghịch chiều với ổn định tài chính của NHTM

H2: Tăng vốn chủ sở hữu có tác động thuận chiều với ổn định tài chính của NHTM.

H3: Tương tác giữa vốn chủ sở hữu và tạo thanh khoản có tác động thuận chiều đến ổn định tài chính của NHTM.

Ngoài ra, mô hình nghiên cứu được đưa thêm vào các biến kiểm soát theo mô hình CAMELS do nó thường được các cơ quan quản lý nhà nước các quốc gia sử dụng để làm dấu hiệu cảnh báo sớm, cho phép nắm bắt các yếu tố nội tại quyết định đến mức độ ổn định tài chính ngân hàng. CAMELS bao gồm tỷ lệ an toàn vốn (CAR) đại diện cho khả năng bảo vệ của vốn tự có của ngân hàng trước rủi ro; tỷ lệ nợ xấu trên dư nợ cho vay (NPL) đại diện cho chất lượng tài sản; tỷ lệ thu nhập/chi phí (CIR) đại diện cho hiệu quả quản lý; tỷ lệ thu nhập lãi thuần (NIM) đại diện cho khả năng sinh lời; tỷ lệ thanh khoản (LIR) đại diện cho khả năng thanh khoản và tỷ lệ cho vay trên tiền gửi (LTD) đại diện cho mức độ nhạy cảm với rủi ro thị trường. Hơn nữa, nghiên cứu này sử dụng tốc độ tăng trưởng GDP thực và tỷ lệ lạm phát là hai yếu tố kinh tế vĩ mô hiện hữu tác động đến ổn định tài chính ngân hàng.

Để ước lượng phương trình (1), nghiên cứu sử dụng phương pháp S-GMM được đề xuất bởi Blundell & Bond (1998), cho phép khắc phục hiện tượng tự tương quan, phương sai thay đổi và hiện tượng nội sinh đối với dữ liệu bảng động. Ngoài ra nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy phân vị (Quantile regression) do Koenker & Bassett (1978) đề xuất để ước lượng các tham số của hàm hồi quy trên từng phân vị của biến phụ thuộc. Phương pháp này cho kết quả có độ chính xác cao và phù hợp để phân tích tác động không đồng nhất của biến giải thích trên lên biến phụ thuộc (Coad và Rao, 2006). So với phương pháp hồi quy tuyến tính tiêu chuẩn như OLS, phương pháp hồi quy phân vị ít nhạy cảm hơn với các giá trị ngoại lai, phân phối lệch và tính chất không đồng nhất của biến phụ thuộc (Kannadhasan & Das, 2020; Shaddady & Moore, 2019). Kết quả thu được làm rõ tác động khác nhau của các biến giải thích ở các nhóm phân vị khác nhau của biến phụ thuộc được thể hiện ở quy mô, dấu và ý nghĩa của các hệ số ước lượng.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu mẫu nghiên cứu bao gồm 25 NHTM cổ phần, các biến đặc thù ngân hàng được thu thập từ báo cáo tài chính, các yếu tố vĩ mô từ World Bank, giai đoạn năm 2007 – 2021.

Bài viết trình bày định nghĩa và thống kê bộ dữ liệu trong phần Phụ lục (Bảng A, Bảng B, Bảng C). Các kết quả trong Bảng B cho thấy giá trị trung bình của chỉ số Zscore là 20.502 và vùng dao động từ 0.130 đến 90.491 cho thấy sự ổn định không đồng đều giữa các NHTM tại Việt Nam. Tốc độ tăng vốn chủ sở hữu của ngân hàng khá đáng kể, bình quân 18,46% năm và sự tăng trưởng này cũng có chênh lệch khá lớn giữa các ngân hàng. Tỷ lệ tạo thanh khoản CatFat/Tổng tài sản bình quân 15% và thống kê cho thấy khả năng tạo thanh khoản có sự chênh lệch giữa các ngân hàng khá lớn. Trong khi đó, Bảng C cho thấy hệ số tương quan giữa các cặp và giá trị tuyệt đối của các hệ số tương đối thấp ($<0,7$) nên hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình hồi quy là không đáng kể.

4. Kết quả ước lượng và thảo luận

4.1. Kết quả ước lượng

Kết quả hồi quy theo phương pháp S-GMM cho thấy tạo thanh khoản có tác động tích cực đến ổn định

Bảng 1: Tác động của tạo thanh khoản, tăng vốn chủ sở hữu, tương tác của tăng vốn chủ sở hữu và tạo thanh khoản đến ổn định tài chính của NHTM, 2007 - 2021

Biến phụ thuộc: Zscore		
Biến	SGMM	
	LC = Tỷ lệ CatFat/Tổng tài sản	LC = Tỷ lệ CatNonFat/Tổng tài sản
LC	0.130*** [5.07]	0.135*** [5.17]
CAG	0.098*** [9.91]	0.104*** [9.04]
CAGxLC	-0.000 [-0.52]	0.000 [0.77]
CAR	0.039 [0.74]	0.021 [0.39]
NPL	0.029 [0.24]	-0.095 [-1.19]
CIR	0.064** [2.13]	0.000 [1.05]
NIM	0.942*** [4.46]	1.087*** [6.41]
LIR	-1.784 [-0.32]	0.544 [0.13]
LTD	-0.011 [-0.66]	-0.004 [-0.28]
GGDP	-0.076 [-1.09]	-0.137 [-1.58]
INF	0.221*** [5.44]	0.215*** [8.58]
L.ZSCORE	0.933*** [30.50]	0.888*** [16.71]
_cons	-6.208*** [-3.53]	-5.078** [-2.08]
N	350	350
AR1	-2.33*	-2.27*
AR2	-1.63*	-1.47
Hansen test	14.06	13.46

Ghi chú: (*), (**), (***) tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

tài chính của NHTM, ngược với HLCH và tương đồng với kết quả nghiên cứu của Javid & cộng sự (2022), Gupta & Kashiramka (2020), Zheng & cộng sự (2019). Lý do khác biệt về chiều hướng tác động xuất phát từ mức độ phát triển khác nhau của hệ thống ngân hàng ở các nền kinh tế phát triển và đang phát triển. Tỷ lệ CatNonFat/Tổng tài sản của NHTM Việt Nam trung bình 6% trong giai đoạn 2007– 2021, thấp hơn so với các nước phát triển, như Hoa Kỳ là 20% vào năm 2003 (Berger & Bouwman, 2009); ở Nga hơn 28% năm 2007 (Fungacova & cộng sự, 2015); ở Tây Âu là 29% giai đoạn năm 2004–2018 (Yeddou & Pourroy, 2020) nên tạo thanh khoản lớn làm tăng rủi ro thanh khoản và tăng khả năng suy yếu ngân hàng ở các quốc gia này. Trong khi đó, tạo thanh khoản ở mức thấp hơn cho thấy các NHTM Việt Nam ít tham gia vào các hoạt động gây nên rủi ro thanh khoản quá mức. Kết quả cho trường hợp Việt Nam tương đồng với trường hợp các ngân hàng Ấn Độ, khi trung bình chỉ tạo ra 20,64% và 1,11% CatFat và CatNonFat trên tổng tài sản trong giai đoạn năm 2007–2019, trong khi các ngân hàng được yêu cầu phải đạt được ít nhất 5,5% vốn cấp 1. Tuy nhiên, kết quả cho thấy chưa có bằng chứng về vai trò của vốn đối với tác động của tạo thanh khoản lên ổn định tài chính của NHTM Việt Nam, nằm ngoài sự dự đoán của nghiên cứu khi đưa biến tương tác vào mô hình.

Kết quả thực nghiệm cũng cho thấy CIR, NIM và INF làm tăng ổn định tài chính ngân hàng. Zaidi & cộng sự (2018), Almir & cộng sự (2020) ghi nhận tác động dương của hiệu quả quản lý lên ổn định với cùng dẫn xuất CIR do hiệu quả quản lý giúp ngân hàng đo lường và kiểm soát các rủi ro trong quá trình hoạt động, nhằm đảm bảo ngân hàng hoạt động an toàn và hiệu quả. Ozili (2018), Korbi & Bougatef (2017), Zaidi & cộng sự (2018), Almir & cộng sự (2020) phát hiện tác động dương của khả năng sinh lời NIM đến ổn định. Khi khả năng sinh lời tăng lên, ngân hàng có nguồn lực tài chính dồi dào hơn để dự phòng cho tổn thất bất ngờ. Liên quan đến môi trường vĩ mô, lạm phát được phát hiện tác động dương đến ổn định, tương đồng với nghiên cứu của Flamini & cộng sự (2009); Olson & Zoubi (2011), Ozili (2018), Zaidi & cộng sự (2018), Jabra (2020), Pham & cộng sự (2021). Adusei (2015) cho rằng tác động của lạm phát đối ổn định ngân hàng phụ thuộc vào việc lạm phát có được dự báo trước hay không dự báo trước. Điều này phù hợp với giả định của Perry (1992) rằng lạm phát sẽ ảnh hưởng tích cực đến sự ổn định của ngân hàng khi nó được dự đoán và đưa vào quá trình định giá. Tại Việt Nam, ngân hàng đã lường trước lạm phát và điều chỉnh lãi suất danh nghĩa, khả năng sinh lời của ngân hàng vẫn tăng và do đó ổn định ngân hàng được củng cố khi lạm phát xảy ra.

Để có cái nhìn cận hơn về tác động của tạo thanh khoản trên các phân vị của biến ổn định tài chính NHTM, kết quả hồi quy phân vị tại Bảng 2 cho thấy tác động của CatFat/Tổng tài sản đến ổn định có ý nghĩa thống kê ở các phân vị 0.25 và 0.5 với độ lớn của tác động giảm xuống ở phân vị 0.5. Điều này cho thấy tác động của tạo thanh khoản từ các khoản mục nội và ngoại bảng có vai trò tích cực để duy trì ổn định tài chính ngân hàng và vai trò này có tầm quan trọng hơn đối với ngân hàng có mức độ ổn định trung bình. Trong khi đó, Bảng 3 cho thấy ảnh hưởng của CatNonFat/Tổng tài sản có ý nghĩa thống kê ở các phân vị 0.1 và 0.25, cho thấy tạo thanh khoản từ các khoản mục nội bảng có ảnh hưởng thuận chiều đến ổn định tài chính ngân

Bảng 2: Tác động của tạo thanh khoản trên các phân vị của ổn định tài chính NHTM – Hồi quy phân vị

	(Tạo thanh khoản = Tỷ lệ CatFat/Tổng tài sản)			
	Q0.1	Q0.25	Q0.5	Q0.75
LC	-0.016 [-0.37]	0.081** [2.31]	0.059** [2.02]	0.015 [0.40]
CAG	-0.019 [-1.01]	-0.002 [-0.16]	0.027** [2.06]	0.0138 [0.80]
CAGxLC	0.002** [2.01]	0.000 [0.84]	0.000 [0.28]	-0.000 [-0.02]
CAR	-0.210*** [-2.88]	-0.173*** [-2.88]	0.129*** [2.60]	0.471*** [7.42]
NPL	0.997*** [2.83]	0.749** [2.58]	0.479** [1.99]	-0.421 [-1.37]
CIR	-0.001 [-1.20]	-0.001 [-1.55]	-0.001** [-2.17]	-0.003*** [-2.93]
NIM	0.873** [2.04]	0.966*** [2.74]	0.592** [2.03]	-0.667* [-1.79]
LIR	-2.333 [-0.36]	14.750*** [2.77]	15.37*** [3.49]	14.260** [2.54]
LTD	0.029 [1.31]	0.026 [1.41]	0.0304** [1.98]	0.131*** [6.70]
GGDP	0.243 [0.67]	-0.292 [-0.97]	-0.291 [-1.17]	-0.482 [-1.52]
INF	0.248** [2.51]	0.291*** [3.56]	0.350*** [5.17]	0.656*** [7.61]
_cons	1.594 [0.39]	4.164 [1.23]	6.100** [2.18]	4.863 [1.37]

Ghi chú: (*), (**), (***) tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

hàng và ảnh hưởng này có tầm quan trọng hơn đối với ngân hàng có mức độ ổn định thấp. Như vậy, kết quả hồi quy cho thấy ảnh hưởng của tạo thanh khoản đến ổn định tài chính khác nhau tại các phân vị, mà các phương pháp hồi quy cổ điển chưa giải quyết được, cho thấy cơ quan quản lý ngân hàng cần xem xét tác động của tạo thanh khoản lên ổn định có tính khác biệt tùy thuộc vào mức độ ổn định của ngân hàng. Ngoài ra, biến tương tác CAGxLC cũng có tác động thuận chiều với ổn định. Khi LC là tỷ lệ CatFat/Tổng tài sản cho thấy vốn có vai trò điều tiết đối với quá trình tạo thanh khoản nội và ngoại bảng, làm tăng ổn định đối với ngân hàng có mức độ ổn định thấp. Khi LC là tỷ lệ CatNonFat/Tổng tài sản thì lại có ảnh hưởng đến ổn định ở các ngân hàng có mức độ ổn định trung bình cao, cho thấy vốn chủ sở hữu ngân hàng có vai trò điều tiết đối với quá trình tạo thanh khoản nội bảng của ngân hàng có mức độ ổn định trung bình cao.

Bảng 3: Tác động của tạo thanh khoản trên các phân vị của ổn định tài chính NHTM – Hồi quy phân vị

(Tạo thanh khoản = Tỷ lệ CatNonFat/Tổng tài sản)

	Q0.1	Q0.25	Q0.5	Q0.75
LC	0.203*** [3.73]	0.099** [2.08]	-0.0205 [-0.50]	-0.163*** [-2.80]
CAG	0.029* [1.72]	0.006 [0.43]	0.007 [0.51]	0.013 [0.70]
CAGxLC	0.002 [1.23]	0.001 [1.56]	0.004*** [3.97]	0.007*** [4.55]
CAR	-0.113* [-1.80]	-0.188*** [-3.43]	0.206*** [4.34]	0.534*** [7.95]
NPL	0.621** [2.05]	0.645** [2.43]	0.379* [1.65]	-0.412 [-1.27]
CIR	-0.000 [-0.05]	-0.001 [-1.60]	-0.002*** [-3.16]	-0.004*** [-3.94]
NIM	1.485*** [3.97]	1.477*** [4.51]	0.554* [1.95]	-0.972** [-2.43]
LIR	16.680** [2.56]	18.840*** [3.30]	15.340*** [3.11]	-3.302 [-0.47]
LTD	0.046** [2.36]	0.028 [1.63]	0.046*** [3.07]	0.104*** [4.92]
GGDP	0.446 [1.44]	-0.274 [-1.01]	-0.515** [-2.20]	-0.889*** [-2.69]
INF	0.192** [2.37]	0.222*** [3.13]	0.232*** [3.79]	0.611*** [7.06]
_cons	-8.884** [-2.40]	3.178 [0.98]	7.316*** [2.61]	14.87*** [3.75]

Ghi chú: (*), (**), (***) tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Tạo thanh khoản có thể tạo ra các tác động tiềm ẩn đến ổn định tài chính ngân hàng. Nghiên cứu đánh giá tác động của tạo thanh khoản, tốc độ tăng vốn chủ sở hữu và tương tác của chúng đến ổn định tài chính NHTM Việt Nam giai đoạn năm 2007 – 2021 thông qua các phương pháp ước lượng cho dữ liệu bảng, đặc biệt là phương pháp hồi quy phân vị. Kết quả cho thấy tạo thanh khoản và tốc độ tăng vốn chủ sở hữu làm tăng ổn định tài chính nhưng tương tác của chúng chưa có ý nghĩa thống kê trong mô hình. Ngoài ra, các yếu tố hiệu quả quản lý, khả năng sinh lời và lạm phát cũng làm tăng ổn định.

Các phát hiện từ nghiên cứu này đề xuất rằng chính sách khuyến khích tạo thanh khoản góp phần tích cực vào ổn định tài chính ngân hàng, đặc biệt là ở các phân vị thấp hơn của Zscore, cho thấy tác động này có ảnh hưởng mạnh mẽ hơn đối với ngân hàng có mức độ ổn định trung bình thấp. Hơn nữa, tăng vốn chủ sở hữu giúp ngân hàng đối phó hiệu quả với các cú sốc từ bên ngoài, bảo đảm an toàn trong hoạt động kinh doanh.

Điều này cho thấy chính sách yêu cầu tăng vốn chủ sở hữu của Ngân hàng nhà nước buộc các NHTM phải tăng vốn luôn cần thiết, đặc biệt trong bối cảnh mà người gửi tiền tại các NHTM tại Việt Nam rất nhạy cảm với thông tin tiêu cực về hoạt động kinh doanh hàng ngày của ngân hàng.

PHỤ LỤC

Phụ Lục 1. Mô tả các biến

	Biến	Ký hiệu	Phương pháp đo lường	Kỳ vọng dấu	Nguồn
Biến phụ thuộc	Ổn định ngân hàng	Zscore	$Z - score = \frac{ROA + ETA}{\sigma(ROA)}$ với ETA: tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản; $\sigma(ROA)$ được tính cho giai đoạn nghiên cứu		
	Tốc độ tăng vốn chủ sở hữu	CAG	% thay đổi vốn chủ sở hữu	+	
Biến độc lập	Tạo thanh khoản	LC	$\frac{\text{Tạo thanh khoản}}{\text{Tổng tài sản}} \times 100$ với tạo thanh khoản được xác định theo hai thước đo CatFat và CatNonFat	+	
	Tương tác tăng vốn chủ sở hữu và tạo thanh khoản		CAGxLC	+	Báo cáo tài chính và thường niên của ngân hàng
Biến kiểm soát	Tỷ lệ an toàn vốn	CAR	$\frac{\text{Vốn tự có}}{\text{Tổng tài sản có rủi ro quy đổi}} \times 100$	+	
	Tỷ lệ nợ xấu	NPL	$\frac{\text{Nợ xấu}}{\text{Dự nợ cho vay}} \times 100$	-	
	Tỷ lệ chi phí/Thu nhập	CIR	$\frac{\text{Tổng chi phí}}{\text{Tổng thu nhập}} \times 100$	+	
	Tỷ lệ thu nhập lãi cận biên	NIM	$\frac{\text{Thu nhập lãi} - \text{Chi phí lãi}}{\text{Tổng tài sản}} \times 100$	+	
	Tỷ lệ thanh khoản	LIR	$\frac{\text{Tiền mặt} + \text{Tiền gửi tại các TCTD khác}}{\text{Tổng tài sản}} \times 100$	+	
	Tỷ lệ cho vay/Tiền gửi của khách hàng	LTD	$\frac{\text{Dự nợ cho vay}}{\text{Số dư tiền gửi}} \times 100$	-	
	Tốc độ tăng trưởng GDP thực	GGDP	% thay đổi GDP thực	+	
	Tỷ lệ lạm phát	INF	% thay đổi chỉ số giá tiêu dùng	+/-	WB

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

CatFat = + ½ x tài sản kém thanh khoản + ½ x nợ thanh khoản cao + ½ x cam kết kém thanh khoản + 0 x tài sản thanh khoản trung bình + 0 x nợ thanh khoản trung bình + 0 x cam kết thanh khoản trung bình - ½ x tài sản thanh khoản cao - ½ x nợ kém thanh khoản - ½ x vốn chủ sở hữu - ½ x cam kết thanh khoản cao - ½ x phái sinh thanh khoản cao.

CatNonFat = + ½ x tài sản kém thanh khoản + ½ x nợ thanh khoản cao + 0 x tài sản thanh khoản trung bình + 0 x nợ thanh khoản trung bình - ½ x tài sản thanh khoản cao - ½ x nợ kém thanh khoản - ½ x vốn chủ sở hữu.

Phụ Lục 2: Thống kê mô tả

Biến	Quan sát	Trung bình	Nhỏ nhất	Lớn nhất	Độ lệch chuẩn
ZSCORE	375	20.502	0.130	90.491	12.659
CATFATTA	375	15.072	-34.781	143.847	20.016
CATNONFATTA	375	6.797	-34.800	40.944	13.422
CAG	375	18.460	-47.690	188.825	26.225
CAR	375	13.888	6.620	77.900	7.488
NPL	375	2.090	0.060	11.401	1.400
CIR	375	72.399	18.815	8630.244	443.356
NIM	375	2.941	-0.754	8.1700	1.244
LIR	375	0.202	0.045	0.610	0.105
LTD	375	90.394	23.509	251.981	24.228
GGDP	375	5.795	2.588	7.200	1.340
INF	375	7.015	0.6312	23.115	6.218

CATFATTA và CATNONFATTA: tỷ lệ tạo thanh khoản trên tổng tài sản tương ứng với hai phương pháp xác định tạo thanh khoản CatFat và CatNonFat.

Phụ Lục 3. Ma trận hệ số tương quan giữa các biến

	ZSCORE	CATFATT A	CATNONFATT A	CAG	CAR	NPL	CIR	NIM	LIR	LTD	GGDP	INF
ZSCORE	1											
CATFATTA	0.168***	1										
CATNONFATTA	0.0893*	0.866***	1									
CAG	0.143***	-0.058	0.117**	1								
CAR	0.012	-0.257***	-0.235***	0.122**	1							
NPL	0.040	-0.161***	-0.143***	0.055	0.109**	1						
CIR	-0.088*	-0.039	-0.029	-0.142***	0.054	-0.045	1					
NIM	0.105**	0.007	-0.156***	0.080	0.166***	0.010	-0.167***	1				
LIR	0.043	-0.382***	-0.369***	0.061	0.157***	-0.040	0.071	-0.177***	1			
LTD	0.133***	0.040	-0.0408	0.141***	0.377***	-0.075	-0.077	0.257***	-0.121**	1		
GGDP	-0.062	-0.262***	-0.164***	-0.040	0.073	-0.0455	0.020	-0.047	0.044	-0.008	1	
INF	0.209***	-0.359***	-0.299***	0.244***	0.243***	0.116**	0.0951	0.127**	0.437***	0.0756	0.087*	1

Tài liệu tham khảo

- Acharya, V. V., & Thakor, A. V. (2016), 'The dark side of liquidity creation: Leverage and systemic risk', *Journal of Financial Intermediation*, 28, 4-21.
- Adusei, M. (2015), 'The impact of bank size and funding risk on bank stability', *Cogent Economics & Finance*, 3(1), 1111489. DOI: 10.1080/23322039.2015.1111489.
- Almir, A., Halil, E. I., & Berna, D. (2020), 'The determinants of bank stability: Evidence from selected Balkan countries and Turkey', *International Review*, 1-2, 94-105.
- Berger, A. N., & Bouwman, C. H. (2009), 'Bank liquidity creation', *The Review of Financial Studies*, 22(9), 3779-3837.
- Bhattacharya, S., & Thakor, A. V. (1993), 'Contemporary banking theory', *Journal of Financial Intermediation*, 3(1), 2-50.
- Coad, A., & Rao, R. (2006), 'Innovation and market value: a quantile regression analysis', *Economics Bulletin*, 15(13), 1-10.
- Craig, B. R., & Dinger, V. (2013), 'Deposit market competition, wholesale funding, and bank risk', *Journal of Banking and Finance*, 37(9), 3605-3622.
- Diamond, D. W., & Rajan, R. G. (2001), 'Liquidity risk, liquidity creation, and financial fragility: A theory of banking', *Journal of Political Economy*, 109(2), 287-327.
- Distinguin, I., Roulet, C., & Tarazi, A. (2013), 'Bank regulatory capital and liquidity: Evidence from US and European

- publicly traded banks', *Journal of Banking and Finance*, 37(9), 3295-3317.
- Donaldson, J. R., Piacentino, G., & Thakor, A. (2018), 'Warehouse banking', *Journal of Financial Economics*, 129(2), 250-267.
- Duan, Y., & Niu, J. (2020), 'Liquidity creation and bank profitability', *North American Journal of Economics and Finance*, 54, 101250. DOI: 10.1016/j.najef.2020.101250.
- Fidrmuc, J., Fungacova, Z., & Weill, L. (2015), 'Does bank liquidity creation contribute to economic growth? Evidence from Russia', *Open Economies Review*, 26(3), 479-496.
- Flamini, V., McDonald, M. C. A., & Schumacher, M. L. B. (2009), The determinants of commercial bank profitability in Sub-Saharan Africa, accessed on 8 Dec 2022 from <<https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/The-Determinants-of-Commercial-Bank-Profitability-in-Sub-Saharan-Africa-22572>>
- Fungacova, Z., Turk, R., & Weill, L. (2021), 'High liquidity creation and bank failures', *Journal of Financial Stability*, 57, 100937. DOI: 10.1016/j.jfs.2021.100937.
- Gupta, J., & Kashiramka, S. (2020), 'Financial stability of banks in India: Does liquidity creation matter?', *Pacific-Basin Finance Journal*, 64, 101439. DOI: 10.1016/j.pacfin.2020.101439.
- Hahm, J. H., Shin, H. S., & Shin, K. (2013), 'Noncore bank liabilities and financial vulnerability', *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(s1), 3-36.
- Holmstrom, B., & Tirole, J. (2000), 'Liquidity and risk management', *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(3), 295-319.
- Jabra, W. B. (2020), 'Commercial banking stability determinants in European Countries', *Global Journal of Management and Business Research*, 20(C5), 47-56.
- Javid, M., Chandia, K. E., Zaman, Q. U., & Akhtar, W. (2022), *Examining the effect of liquidity creation on banking profitability and stability: moderating role of political instability*, last retrieved on 8/12/2022. DOI: 10.1108/K-01-2022-0021.
- Kannadhasan, M., & Das, D. (2020), 'Do Asian emerging stock markets react to international economic policy uncertainty and geopolitical risk alike? A quantile regression approach', *Finance Research Letters*, 34, 101276. DOI: 10.1016/j.frl.2019.08.024.
- Koenker, R., & Bassett, G. (2013), 'No Title Regression Quantiles', *Journal of Chemical Information and Modeling*, 53(9), 1689-1699.
- Korbi, F., & Bougatef, K. (2017), 'Regulatory capital and stability of Islamic and conventional banks', *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 10(3), 312-330.
- Le, T. (2019), 'The interrelationship between liquidity creation and bank capital in Vietnamese banking', *Managerial Finance*, 45(2), 331-347.
- Lê Ngọc Quỳnh Anh, Nguyễn Quý Quốc, Lê Thị Phương Thanh (2020), 'Các nhân tố ảnh hưởng đến sự ổn định tài chính của các NHTM Việt Nam', *Tạp chí Khoa học Đại học Huế: Kinh tế và Phát triển*, 129(5B), 95-107.
- Nguyễn Thị Hương & Nguyễn Thị Thu Huyền (2022), 'Nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến sự ổn định tài chính của các NHTM tại Việt Nam', FTU Working Paper Series, 1(1), 167-183.
- Nguyen, Q. K. (2022), 'Audit committee structure, institutional quality, and bank stability: Evidence from ASEAN countries', *Finance Research Letters*, 46, 102369. DOI: 10.1016/j.frl.2021.102369.
- Ozili, P.K. (2018), 'Banking stability determinants in Africa', *International Journal of Managerial Finance*, 14(4), 462-483.
- Olson, D., & Zoubi, T. A. (2011), 'Efficiency and bank profitability in MENA countries', *Emerging Markets Review*, 12(2), 94-110.
- Perry, P. (1992), 'Do banks gain or lose from inflation?', *Journal of Retail Banking*, 14(2), 25-31.
- Pham, T. T., Dao, L. K. O., & Nguyen, V. C. (2021), 'The determinants of bank's stability: a system GMM panel analysis', *Cogent Business and Management*, 8(1), 1963390. DOI: 10.1080/23311975.2021.1963390.
- Repullo, R. (2004), 'Capital requirements, market power, and risk-taking in banking', *Journal of Financial*

Intermediation, 13(2), 156–182.

- Tran, V. T., Lin, C. T., & Nguyen, H. (2016), ‘Liquidity creation, regulatory capital, and bank profitability’, *International Review of Financial Analysis*, 48, 98–109.
- Trung, N. D., Quynh, N. T. N., & Luan, L. D. (2021), ‘Determinants of bank stability: Evidence from Vietnam. A Bayesian approach’, *International Econometric Conference of Vietnam*, Springer Cham, Switzerland, 609-624.
- Vazquez, F., & Federico, P. (2015), ‘Bank funding structures and risk: Evidence from the global financial crisis’, *Journal of Banking and Finance*, 61, 1–14.
- Von Thadden, E. L. (2004), ‘Asymmetric information, bank lending and implicit contracts: the winner’s curse’, *Finance Research Letters*, 1(1), 11-23.
- Yeddou, N., & Pourroy, M. (2020), ‘Bank liquidity creation: Does ownership structure matter?’, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 78, 116–131.
- Rupeika-Apoga, R., Zaidi, S. H., Thalassinos, Y. E., & Thalassinos, E. I. (2018), ‘Bank stability: the case of Nordic and non-Nordic banks in Latvia’, *International Journal of Economics and Business Administration*, 6(2), 39-55.
- Shabir, M., Jiang, P., Bakhsh, S., & Zhao, Z. (2021), ‘Economic policy uncertainty and bank stability: Threshold effect of institutional quality and competition’, *Pacific-Basin Finance Journal*, 68, 101610. DOI: 10.1016/j.pacfin.2021.101610.
- Shaddady, A., & Moore, T. (2019), ‘Investigation of the effects of financial regulation and supervision on bank stability: The application of Camels-Dea to quantile regressions’, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 58, 96-116.
- Zheng, C., Wai, A., Cheung, K., & Cronje, T. (2019), ‘The moderating role of capital on the relationship between bank liquidity creation and failure risk’, *Journal of Banking and Finance*, 108, 105651. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2019.105651.

HIỆU ỨNG TRUYỀN DẪN CỦA TÍN DỤNG NGÂN HÀNG ĐẾN TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ - BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TẠI VIỆT NAM

Trần Thị Phương Thanh
Trường Đại học Tài chính - Marketing
Email: tranthanh@ufm.edu.vn

Mã bài: JED - 1089
Ngày nhận bài: 18/01/2022
Ngày nhận bài sửa: 27/01/2023
Ngày duyệt đăng: 05/02/2023
DOI: 10.33301/JED.VI.1089

Tóm tắt

Bài nghiên cứu kiểm định hiệu ứng truyền dẫn của tín dụng ngân hàng đến tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam thông qua việc sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian trong giai đoạn quý 1 năm 2000 đến quý 1 năm 2021. Mô hình tự hồi quy phân phối trễ phi tuyến (NARDL) được sử dụng để xem xét tác động bất cân xứng của tín dụng ngân hàng đến tăng trưởng kinh tế Việt Nam, xét trong mối quan hệ với cung tiền và lãi suất. Kết quả khẳng định mối quan hệ bất cân xứng giữa tín dụng ngân hàng và tăng trưởng kinh tế. Trong đó, một sự mở rộng tín dụng sẽ có tác động tích cực lên tăng trưởng kinh tế, ngược lại, nguồn vốn từ hoạt động tín dụng giảm sẽ khiến tăng trưởng kinh tế chậm lại. Tuy nhiên, tác động của sự thắt chặt tín dụng ảnh hưởng mạnh hơn đến tăng trưởng kinh tế so với trường hợp nới lỏng tín dụng.

Từ khóa: Tín dụng ngân hàng, tăng trưởng kinh tế, NARDL, Việt Nam.

Mã JEL: E5, E41, E51.

The transmission of bank lending on economic growth: Empirical evidence from Vietnam *Abstract*

The main purpose of this study is to investigate the transmission of bank lending on economic growth, using a multiyear dataset over the period 2000Q1 – 2021Q1. The nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) approach is employed to determine the asymmetric effect of bank credit on the Vietnamese economic growth in relation to money supply and interest rate. The results reveal the asymmetric relationship between bank credit and economic growth. Credit expansion positively impacts economic growth; conversely, the decline in bank lending slows down economic growth. However, bank lending has more considerable impacts on economic growth in the case of a credit crunch than credit expansion.

Keywords: Bank lending, economic growth, NARDL, Vietnam.

JEL Codes: E5, E41, E51

1. Giới thiệu

Tăng trưởng kinh tế là một trong những mục tiêu phát triển quan trọng hàng đầu của mỗi quốc gia. Các định chế tài chính nói chung, ngân hàng thương mại nói riêng là bộ phận quan trọng xét trong mối quan hệ tác động đến tăng trưởng và phát triển kinh tế (Bist, 2018; Usman & cộng sự, 2022). Một đất nước có hệ thống tài chính phát triển sẽ khiến cho sự tăng trưởng và mức thu nhập bình quân đầu người cao hơn ở những quốc gia khác (Mitchener & Wheelock, 2013) thông qua việc hỗ trợ tài chính một cách tốt nhất cho khu vực tư nhân và Chính phủ (Gulzar, 2018; Akdogu & Umutlu, 2014).

Sự phát triển của khu vực ngân hàng làm gia tăng hoạt động huy động vốn và thúc đẩy tăng trưởng vốn

(Hammami & Smida, 2022; Osuji, 2020) vì các định chế này cung cấp dịch vụ tài chính cho công chúng, khơi thông dòng chảy vốn qua kênh đầu tư và tiết kiệm trong nước, qua đó góp phần đảm bảo sự ổn định và phát triển kinh tế - xã hội. Đặc biệt, ở các quốc gia đang phát triển như Việt Nam, xuất phát từ những điểm yếu về bất cân xứng thông tin, sản phẩm tài chính hạn chế của thị trường vốn thì tín dụng ngân hàng đóng vai trò là nguồn tài trợ chủ yếu cho các hoạt động của nền kinh tế (Ngai, 2005). Vì vậy, nghiên cứu tín dụng ngân hàng có ảnh hưởng như thế nào đến tăng trưởng kinh tế là vấn đề được nhiều học giả quan tâm.

Các nghiên cứu trước đây cũng đề cập khá nhiều đến mối quan hệ giữa tín dụng ngân hàng và tăng trưởng kinh tế (Odugbesan & cộng sự, 2021; Ho & Saadaoui, 2022), tuy nhiên những nghiên cứu này chủ yếu khai thác bộ dữ liệu xuyên quốc gia. Do đó, kết quả nghiên cứu sẽ khó giải thích cho những vấn đề riêng biệt của từng đất nước, bởi mỗi quốc gia có đặc điểm riêng về lịch sử phát triển thị trường tài chính, thể chế, văn hoá... Đó là lý do vì sao bài nghiên cứu này tập trung vào phân tích trường hợp của một quốc gia đơn lẻ, cụ thể là Việt Nam.

Tại Việt Nam, tăng trưởng kinh tế và ổn định kinh tế vĩ mô luôn là mục tiêu Chính phủ hướng tới trong những năm qua. Để đạt được hai mục tiêu này cần có sự đóng góp tích cực của tín dụng, đặc biệt là tín dụng ngân hàng, nhằm đảm bảo cung cấp nguồn tài chính ổn định cho nhu cầu tiêu dùng, sản xuất kinh doanh, thương mại và dịch vụ. Tuy nhiên, tăng trưởng tín dụng quá mức có thể gây nên những khó khăn trong việc kiểm soát lạm phát, từ đó tác động đến lãi suất. Vậy xét trong trường hợp của Việt Nam, sự thay đổi dương và âm của tín dụng ngân hàng có mức độ truyền dẫn hay nói cách khác là mức độ ảnh hưởng như thế nào đến tăng trưởng kinh tế trong ngắn hạn và dài hạn là vấn đề quan trọng cần được xem xét và đó cũng là mục tiêu của nghiên cứu này.

2. Nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm

2.1. Nghiên cứu lý thuyết

Mức độ phát triển kinh tế của mỗi quốc gia được chi phối bởi nhiều yếu tố như thể chế, chính sách tiền tệ, công nghệ..., trong đó nguồn vốn là chủ đề lớn được các nhà nghiên cứu đặc biệt quan tâm bởi mức độ tác động của nó đến sự phát triển và ổn định của nền kinh tế. Vấn đề này đã được chứng minh thông qua các học thuyết kinh tế như mô hình Harrod – Domar (Harrod, 1939; Domar, 1946) hay mô hình tăng trưởng ngoại sinh Solow (Swan, 1956; Solow, 1956; Solow, 1957). Các học thuyết này đều nhấn mạnh tầm quan trọng của vốn đến phát triển kinh tế. Dựa theo ý tưởng của Keneys, hai nhà khoa học Harrod và Domar độc lập nghiên cứu, phát triển mô hình kinh tế giải thích vai trò quan trọng của vốn sản xuất đến sản lượng đầu ra. Để kinh tế tăng trưởng, cần thiết phải bổ sung nguồn vốn đầu tư, qua đó có tác động lên cả tổng cầu và tổng cung, dẫn đến tăng sản lượng đầu ra, từ đó tạo ra giá trị thặng dư. Mô hình tân cổ điển Solow ra đời sau tiếp tục bổ sung và phát triển mô hình Harrod – Domar bằng cách bổ sung thêm những biến số về lao động, tăng trưởng năng suất. Kết quả nghiên cứu của mô hình Solow có những điểm mới thú vị, theo đó, khi có đầu tư mới thì nguồn vốn được mở rộng, tuy nhiên nguồn vốn cũng bị khấu hao nên lúc này nguồn vốn mới thực sự chỉ bằng vốn đầu tư mới tạo ra trừ đi phần khấu hao vốn. Do vậy, khi nền kinh tế phát triển đến điểm cân bằng thì nguồn vốn mới tạo ra chỉ đủ bù đắp cho phần hao mòn, chính vì thế các nước nghèo sẽ có tiềm năng tăng trưởng nhanh hơn những nước đã phát triển. Ngoài ra, nguồn vốn đầu tư của một quốc gia tăng lên đến một ngưỡng nhất định, tăng trưởng kinh tế sẽ có xu hướng chậm lại. Trong dài hạn, đổi mới công nghệ mới là yếu tố quan trọng quyết định tăng trưởng.

Tiếp tục phát triển ý tưởng của Solow, lý thuyết tăng trưởng nội sinh ra đời cho rằng tiến bộ công nghệ là biến ngoại sinh khi xem xét trong mối quan hệ với tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, lý thuyết tăng trưởng mới này vẫn nhất quán với các lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển trong việc nhấn mạnh vai trò của tiết kiệm, đầu tư, nâng cao năng suất lao động trong việc thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Góp phần trong việc xây dựng trường phái lý thuyết tăng trưởng nội sinh, nghiên cứu của Lucas (1988) chỉ ra rằng thông qua tiết kiệm, phân bổ nguồn lực hiệu quả, khu vực tài chính sẽ góp phần quan trọng vào tăng trưởng kinh tế.

2.2. Nghiên cứu thực nghiệm

Quan điểm về mối quan hệ giữa tín dụng ngân hàng và tăng trưởng kinh tế đề cập ở trên là cơ sở lý luận cho những nghiên cứu thực nghiệm với cơ sở dữ liệu đa dạng từ nhiều quốc gia trong những khoảng thời gian khác nhau. Tuy nhiên kết quả nghiên cứu vẫn chưa đạt được sự đồng thuận về mối quan hệ giữa tín dụng ngân hàng và tăng trưởng kinh tế. Một nhóm các tác giả khẳng định vai trò tích cực của mở rộng tài chính đến tăng trưởng kinh tế thông qua hoạt động của các định chế trung gian như ngân hàng (Beck & cộng

sự, 2000; Beck & cộng sự, 2014; Levine, 2005; Erman & te Kaat, 2019; Mhadhbi & cộng sự, 2020), trong khi một số khác lại cho rằng tín dụng ngân hàng có tác động rất ít đến tăng trưởng kinh tế (Demetriades & Hussein, 1996).

Với quan điểm ủng hộ mối tương quan tích cực giữa tín dụng ngân hàng và tăng trưởng kinh tế, Osman (2014) nghiên cứu trường hợp của Ả Rập Saudi giai đoạn 1974 – 2012, sử dụng mô hình phân phối trễ tự hồi quy (ARDL) cho kết quả tín dụng khu vực tư nhân có quan hệ tích cực tới tăng trưởng kinh tế trong dài hạn và ngắn hạn. Abedifar & cộng sự (2016); Beck & Levine (2004), Cave & cộng sự (2019) chỉ ra rằng thị trường chứng khoán và ngân hàng có ảnh hưởng tích cực đến tăng trưởng kinh tế, cụ thể thông qua các kênh truyền dẫn của thị phần ngân hàng, sự phát triển của các trung gian tài chính, độ sâu tài chính đến phúc lợi kinh tế. Nghiên cứu của Onder & Ozyildirim (2013) kết luận tín dụng ngân hàng quốc doanh và ngân hàng tư nhân đều có sự truyền dẫn tích cực đến tăng trưởng kinh tế nhưng tác động này của ngân hàng tư nhân là mạnh hơn.

Trái ngược với những nghiên cứu trên, một số tác giả lại cho ra những kết quả gây tranh cãi. Demetriades & Hussein (1996) cho rằng có rất ít bằng chứng ủng hộ vai trò quan trọng của tín dụng ngân hàng đến tăng trưởng kinh tế. Theo Loayza & Ranciere (2006), chỉ số tín dụng có thể được coi là một chỉ tiêu dự báo khủng hoảng kinh tế, do đó, trong ngắn hạn, tăng trưởng tín dụng có thể gắn liền với sự biến động và khủng hoảng và có tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế. Safdar (2014) sử dụng mô hình hiệu chỉnh sai số dạng vector (VECM) và kiểm định nhân quả Granger nghiên cứu trường hợp của Pakistan trong khoảng thời gian từ 1973 – 2013, chỉ ra rằng tín dụng ngân hàng có tác động sâu rộng đến tăng trưởng kinh tế, kể cả trong ngắn hạn. Tuy nhiên tác động này là tiêu cực do những hạn chế và quy định của Ngân hàng Trung ương về tỷ lệ tín dụng cấp cho doanh nghiệp. Beck & cộng sự (2012) cho rằng tín dụng hộ gia đình tác động đến tăng trưởng không đáng kể, trong khi Bezemer & cộng sự (2016) và Samatas & cộng sự (2019) lại cho thấy hiệu ứng tăng trưởng âm.

Bên cạnh đó, một số nghiên cứu thực nghiệm lại khai thác đến khía cạnh loại hình ngân hàng, loại hình tín dụng và sở hữu ngân hàng khi xem xét mối quan hệ giữa tín dụng và tăng trưởng. Kirikkaleli & Athari (2020) nghiên cứu mối quan hệ giữa tín dụng ngân hàng và tăng trưởng kinh tế ở Thổ Nhĩ Kỳ đối với những ngân hàng có cấu trúc sở hữu khác nhau trong giai đoạn 1993Q4 – 2017Q3. Kết quả của nghiên cứu chỉ ra rằng trong ngắn hạn và trung hạn có sự tác động của tăng trưởng kinh tế đến tín dụng ngân hàng nhưng trong dài hạn chỉ tồn tại quan hệ nhân quả giữa hai biến số này tại các ngân hàng quốc doanh và ngân hàng tư nhân. Đối với ngân hàng nước ngoài chỉ tồn tại mối quan hệ một chiều từ sự tác động của tăng trưởng kinh tế tới tín dụng.

Bên cạnh đó cũng có nhiều nghiên cứu chú trọng đến tìm giá trị ngưỡng khi tìm hiểu về mối quan hệ này. Ho & Saadaoui (2022) chỉ ra ngưỡng tác động là 96,5% đối với tỷ lệ tín dụng ngân hàng lên GDP khi xem xét trường hợp của các quốc gia ASEAN trong khoảng thời gian từ 1993 đến 2019. Tăng trưởng tín dụng ngân hàng có tác động tích cực tới tăng trưởng kinh tế ở trước ngưỡng 96,5%, sau mức này tác động vẫn là tích cực nhưng hệ số lại không có ý nghĩa. Trong một nghiên cứu với quy mô dữ liệu lớn hơn, Lay (2020) chỉ ra mối quan hệ giữa tín dụng ngân hàng và tăng trưởng kinh tế có dạng chữ U ngược với giá trị ngưỡng tìm thấy là 135% của 17 quốc gia phát triển với mốc thời gian từ sau thế chiến thứ II (giai đoạn 1870 -2013).

Các nghiên cứu kể trên có phạm vi quan sát rất rộng ở nhiều quốc gia khác nhau trong những khoảng thời gian riêng, vì thế kết quả tìm được cũng thiếu sự đồng thuận. Tại Việt Nam, các nghiên cứu đa phần tập trung tìm hiểu mối quan hệ giữa phát triển tài chính và tăng trưởng kinh tế (Nguyễn Trần Phúc & Phạm Thị Tuyết Trinh, 2021). Trong khi đó, mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và tín dụng (một thành phần quan trọng của hệ thống tài chính) lại chưa được nhắc tới trong các nghiên cứu định lượng mà hầu hết chỉ dừng lại ở các nghiên cứu định tính. Vì vậy, bài nghiên cứu này thực hiện nhằm lấp đầy khoảng trống nghiên cứu kể trên.

3. Dữ liệu và mô hình nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng 4 biến số, trong đó sản lượng quốc gia đại diện cho tốc độ tăng trưởng kinh tế, các yếu tố thể hiện kênh truyền dẫn tín dụng bao gồm: cung tiền mở rộng, lãi suất cho vay, và tín dụng do ngân hàng cung cấp được mô tả Bảng 1.

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu theo tần suất quý, giai đoạn từ quý 1 năm 2000 đến quý 1 năm 2021. Sản

Bảng 1: Mô tả các biến của mô hình

Biến	Giải thích biến	Đơn vị	Nghiên cứu trước
Biến phụ thuộc			
GDP	Sản lượng quốc gia	%	Lay (2020); Ho & Saadaoui (2022).
Biến độc lập			
CB	Tín dụng do ngân hàng cung cấp	Logarit	Silva & cộng sự (2021); Ho & Saadaoui (2022); Kirikkaleli & Athari (2020).
Biến kiểm soát			
BM	Cung tiền mở rộng	%	Aruoba & cộng sự (2011); Chaitip & cộng sự (2015)
RO	Lãi suất cho vay	%	Imoagwu & Ezeanyejì (2019)

lượng quốc gia (GDP) của Việt Nam được lấy theo tỷ lệ phần trăm từ Ngân hàng Châu Á (ADB). Các thành phần truyền dẫn của tín dụng ngân hàng được lấy từ thống kê tài chính của IMF (IFS): Cung tiền mở rộng (BM) và lãi suất cho vay (RO) được lấy theo tỷ lệ phần trăm; tín dụng do ngân hàng cung cấp (CB) là biến xu hướng không có phân phối chuẩn, mức lệch phải rất cao, nghiên cứu chuyển biến số này sang dạng logarit cơ số tự nhiên để biến số có phân phối gần với phân phối chuẩn, đáp ứng điều kiện dữ liệu đầu vào của mô hình.

Bảng 2: Thống kê mô tả dữ liệu

	BM	CB	GDP	RO
Trung bình	24.735	21.196	6.536	5.352
Trung vị	21.290	21.607	6.730	5.147
Lớn nhất	73.529	22.887	9.261	12.734
Nhỏ nhất	10.466	18.600	0.390	1.891
Độ lệch chuẩn	12.478	1.358	1.448	2.018
Skewness	1.793	-0.423	-1.115	1.102
Kurtosis	7.193	1.803	6.122	4.745
Jarque-Bera	107.854	7.607	52.147	27.996
Xác suất	0.000	0.022	0.000	0.000
Tổng	2102.517	1801.697	555.592	454.975
Tổng độ lệch				
bình phương	13079.47	155.039	176.135	342.207
Số quan sát	85	85	85	85

3.2. Mô hình NARDL

Sau khi tiến hành kiểm định nghiệm đơn vị cho thấy các chuỗi dừng ở sai phân bậc 1. Nghiên cứu này sử dụng mô hình NARDL (Shin & cộng sự, 2014) để xác định mối liên kết bất đối xứng có thể có của tín dụng ngân hàng đối với tăng trưởng kinh tế trong ngắn hạn và dài hạn thông qua phân tách hệ số dương và âm của các biến giải thích. Mô hình NARDL có dạng sau:

$$\Delta GDP_t = \alpha + \beta_1^+ GDP_{t-1} + \beta_2^+ BM_{t-1}^+ + \beta_3^- BM_{t-1}^- + \beta_4^+ RO_{t-1}^+ + \beta_5^- RO_{t-1}^- + \beta_6^+ CB_{t-1}^+ + \beta_7^- CB_{t-1}^- + \sum_{i=0}^m (\theta_i^+ \Delta BM_{t-i}^+ + \theta_i^- \Delta BM_{t-i}^-) + \sum_{i=0}^m (\theta_i^+ \Delta RO_{t-i}^+ + \theta_i^- \Delta RO_{t-i}^-) + \sum_{i=0}^m (\theta_i^+ \Delta CB_{t-i}^+ + \theta_i^- \Delta CB_{t-i}^-) + \varepsilon_t$$

Trong đó, $\beta_i^+ (\sum_{i=0}^m \theta_i^+)$ và $\beta_i^- (\sum_{i=0}^m \theta_i^-)$ là các hệ số cho thấy tác động tích cực và tiêu cực của BM_t , RO_t , CB_t đối với GDP_t .

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Việc kiểm tra nghiệm đơn vị là bước đầu tiên và quan trọng trong mô hình hồi quy các chuỗi thời gian. Do đó, nghiên cứu này sử dụng kiểm định Dickey-Fuller để kiểm tra tính dừng của các chuỗi. Bảng 3 thể hiện kết quả của nghiệm đơn vị gốc. Kết quả cho thấy GDP, BM, RO, CB dừng ở bậc sai phân là I(1). Kết quả xác nhận không có chuỗi nào dừng ở bậc thứ hai, nghiên cứu này có thể tiến tới mô hình NARDL.

Bảng 3: Kiểm tra nghiệm đơn vị		
Giá trị	Nghiệm đơn vị bậc I(0)	Nghiệm đơn vị bậc I(1)
Kiểm định nghiệm đơn vị Dickey-Fuller - Giá trị t (Giá trị P)		
GDP	-2,877 (0,052)	-4,765 (0,000)*
CB	-2,172 (0,217)	-7,644 (0,000)*
RO	-3,646 (0,006)*	-13,470 (0,000)*
BM	-2,214 (0,2030)	5,847 (0,000)*

Nguồn: Kết quả hồi quy Eviews10

Tác giả sử dụng tối đa hai độ trễ cho các bộ hồi quy và các biến mô hình. Trước khi tiếp tục ước tính NARDL, các kiểm định khác nhau được thực hiện như kiểm định Ramsey cho vấn đề dạng hàm, kết quả cho thấy dạng hàm thích hợp để hồi quy thể hiện ở Bảng 4.

Bảng 4: Kiểm định Ramsey RESET			
Ramsey RESET			
Mô hình: NARDL			
	Giá trị	df	Xác suất
Giá trị t	1,179680	65	0,024
Giá trị F	1,391645	(1, 65)	0,024
Kiểm định F			
	Tổng độ lệch bình phương	df	Bình phương trung bình
Kiểm định SSR	0,759	1	0,759
Giới hạn SSR	36,223	66	0,548
Không giới hạn SSR	35,464	65	0,545

Nguồn: Kết quả hồi quy Eviews10

Kiểm tra phép thử phương sai thay đổi Breusch/Pagan cho thấy giá trị P nhỏ hơn 0,05, mô hình không xảy ra hiện tượng phương sai thay đổi thể hiện ở Bảng 5.

Bảng 5: Kiểm định Breusch-Pagan-Godfrey			
Kiểm định Heteroskedasticity: Breusch-Pagan-Godfrey			
Giá trị F	1,645	P. F(13,66)	0,094
Số quan sát *R-bình phương	19,585	P. Chi-bình phương (13)	0,106
Tỷ lệ SS	32,760	P. Chi-bình phương (13)	0,001

Nguồn: Kết quả hồi quy Eviews10

Mô hình NARDL được trình bày trong Bảng 6. Kết quả xác nhận rằng mô hình không có bất kỳ vấn đề nào trong số các vấn đề đã nêu; do đó, nghiên cứu này có thể được sử dụng để ước tính NARDL.

Ngoài ra, Bảng 7 thể hiện kết quả của đồng liên kết phi tuyến giữa các biến dựa trên thống kê F và t_{BDM} . Giả thuyết H_0 : không có đồng liên kết. Giá trị thống kê F lớn hơn t_{BDM} , xác nhận rằng có mối quan hệ lâu dài giữa tín dụng do ngân hàng cung cấp và tốc độ tăng trưởng kinh tế. Do đó, mối quan hệ dài hạn có thể được phân tích thêm khi có ước lượng đồng liên kết phi tuyến.

Bảng 6: Mô hình NARDL				
Giá trị	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Giá trị P*
GDP(-1)	0,193	0,112	1,728	0,088
GDP(-2)	-0,513	0,092	-5,543	0,000
BM_POS	0,041	0,032	1,265	0,210
BM_NEG	-0,023	0,029	-0,781	0,437
CB_POS	1,839	3,633	0,506	0,614
CB_POS(-1)	10,816	5,551	1,947	0,055
CB_NEG	14,901	4,376	3,404	0,001
CB_NEG(-1)	-9,471	3,559	-2,661	0,009
CB_NEG(-2)	7,265	3,209	2,264	0,026
RO_POS	-0,188	0,075	-2,514	0,014
RO_POS(-1)	0,226	0,108	2,082	0,041
RO_POS(-2)	-0,100	0,071	-1,408	0,163
RO_NEG	0,045	0,100	0,456	0,649
C	-1,588	0,957	-1,659	0,101
R-bình phương	0,593	var		-0,030
R-bình phương hiệu chỉnh	0,513	S.D. var		1,061
S.E.	0,740	Akaike		2,395
Tổng phần dư bình phương	36,223	Schwarz		2,812
Log likelihood	-81,822	Hannan-Quinn		2,562
Giá trị F	7,403	Durbin-Watson		1,928
Giá trị P			0,000	

Nguồn: Kết quả hồi quy Eviews10

Để đánh giá tác động bất cân xứng của tín dụng do ngân hàng cung cấp đối với tăng trưởng kinh tế, kiểm định Wald được thực hiện. Kết quả của Bảng 8 cho thấy $t = 1,675$ (với giá trị xác suất tương ứng là 0,0098), điều này cho thấy tác động của tín dụng ngân hàng đối với tăng trưởng kinh tế được ghi nhận có ý nghĩa thống kê trong ngắn hạn và dài hạn.

Bảng 7: Kiểm định đồng liên kết	
Kiểm định liên kết - giá trị:	F-stat: 7,403
	t_{BDM} : 2,94

Nguồn: Kết quả hồi quy Eviews10

Bảng 8: Kiểm định bất đối xứng trong ngắn hạn và dài hạn			
Kiểm định Wald			
Mô hình: NARDL			
Kiểm định	Giá trị	df	Xác suất
Kiểm định t	1,675	66	0,0098
Kiểm định F	2,806	(1, 66)	0,0098
Chi-bình phương	2,806	1	0,0093
Giả thuyết: $C(3)=C(4)$			
Tổng hợp giả thuyết:			
Giới hạn (= 0)		Giá trị	Std. Err.
$C(3) - C(4)$		0,006	0,038

Nguồn: Kết quả hồi quy Eviews10

Kết quả mô hình trong Bảng 9 chỉ ra rằng tăng trưởng kinh tế có thể điều chỉnh về trạng thái cân bằng dài hạn sau mỗi cú sốc dài hạn do tín dụng ngân hàng tạo ra. Khi tín dụng ngân hàng tăng một phần trăm dẫn tới những biến động tích cực trong tăng trưởng kinh tế là 1,839 phần trăm. Tuy nhiên, khi tín dụng ngân hàng giảm một phần trăm dẫn tới những biến động tiêu cực trong tăng trưởng kinh tế là 14,901 phần trăm. Kết quả này cho thấy hầu hết các nền kinh tế đang phát triển như Việt Nam, nhu cầu vốn cho các hoạt động sản xuất kinh doanh là rất lớn. Do thị trường tài chính phát triển chưa cao, nên các chủ thể trong nền kinh tế phụ thuộc vào các khoản cấp tín dụng của ngân hàng hơn là các kênh huy động vốn từ thị trường tài chính. Nền kinh tế quá phụ thuộc vào nguồn vốn tín dụng do ngân hàng cung cấp sẽ gây nên những hiệu ứng tiêu cực đến tốc độ tăng trưởng kinh tế khi cung tín dụng bị giảm sút.

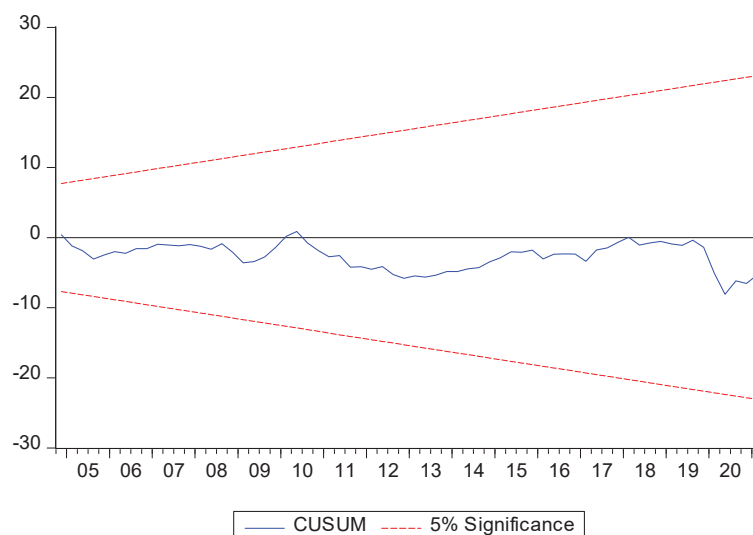
Bảng 9: Tác động bất cân xứng của tín dụng ngân hàng đến tăng trưởng kinh tế

Mô hình NARDL trong dài hạn				
Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Gía trị P
C	-1,588	0,957	-1,659	0,101
GDP(-1)*	-1,319	0,124	-10,618	0,000
BM_POS**	0,041	0,032	1,265	0,211
BM_NEG**	-0,023	0,029	-0,781	0,431
CB_POS(-1)	12,655	6,661	1,899	0,068
CB_NEG(-1)	12,695	6,808	1,864	0,067
RO_POS(-1)	-0,062	0,116	-0,537	0,598
RO_NEG**	0,045	0,100	0,456	0,647
D(GDP(-1))	0,513	0,092	5,543	0,000
D(CB_POS)	1,839	3,633	0,506	0,614
D(CB_NEG)	-14,901	4,376	3,404	0,001
D(CB_NEG(-1))	-7,265	3,209	-2,264	0,029
D(RO_POS)	-0,188	0,075	-2,514	0,014
D(RO_POS(-1))	0,100	0,071	1,408	0,167

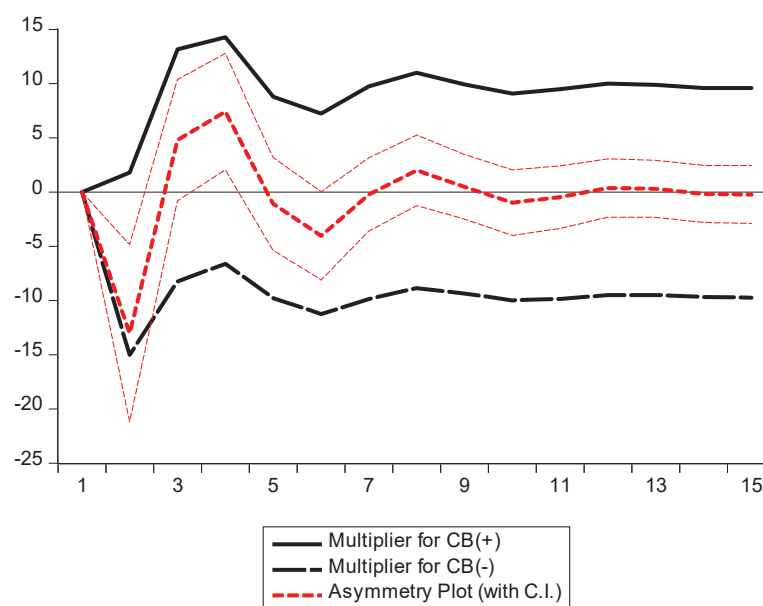
Nguồn: Kết quả hồi quy Eviews10

Để kiểm tra ý nghĩa trong nghiên cứu thống kê của NARDL nghiên cứu này đã thực hiện kiểm tra tính ổn định của các thông số ước tính bằng cách sử dụng Cusum trong Hình 1. Kết quả khẳng định rằng Cusum nằm trong các đường tới hạn với hệ số ý nghĩa là 5%, do đó mô hình ổn định và không bị chấn động đột ngột hoặc phá vỡ cấu trúc.

Hình 1: Biểu đồ tổng tích lũy phần dư Cusum



Hình 2: Biểu đồ số nhân động tích lũy bất đối xứng của tín dụng ngân hàng đối với tăng trưởng kinh tế



Hình 2 trình bày tác động của thay đổi dương và âm của tín dụng ngân hàng đến tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam. Kết quả chỉ ra tác động bất cân xứng của tín dụng ngân hàng đối với tăng trưởng kinh tế. Khi nguồn tín dụng của ngân hàng cung cấp cho nền kinh tế gia tăng sẽ thúc đẩy các hoạt động sản xuất kinh doanh và góp phần gây nên những hiệu ứng tích cực tới tăng trưởng kinh tế. Ngược lại, nhu cầu vốn không được đáp ứng kịp thời, nguồn cung vốn từ hoạt động tín dụng giảm sẽ gây nên những tác động không tốt đối với nền kinh tế. Biểu đồ số nhân động tích lũy cũng cho thấy trong ngắn hạn, tăng trưởng kinh tế phản ứng mạnh hơn trong trường hợp thắt chặt tín dụng so với khi tín dụng ngân hàng tăng. Kết quả này hoàn toàn phù hợp với trường hợp của Việt Nam khi nền kinh tế bị phụ thuộc nhiều vào tín dụng ngân hàng. Cung tiền từ ngân hàng giảm sẽ tác động mạnh khiến hoạt động đầu tư, sản xuất kinh doanh bị co hẹp, từ đó làm tăng trưởng kinh tế chậm lại. Trong khi đó việc nới lỏng tín dụng cần phải có thời gian để dòng vốn phát huy hiệu quả, từ đó tác động đến tăng trưởng kinh tế. Bên cạnh đó, Hình 2 cũng chỉ ra trong cả hai khả năng nới lỏng hay thắt chặt tín dụng thì đều phải sau nửa chu kỳ mới thấy được sự tác động lên tăng trưởng kinh tế, trạng thái cân bằng có thể tìm thấy bắt đầu ở chu kỳ thứ năm.

Phát hiện của nghiên cứu hoàn toàn phù hợp với các học thuyết cổ điển và tân cổ điển, nhấn mạnh tầm quan trọng của vốn trong sự tăng trưởng kinh tế (Harrod, 1939; Domar, 1946). Kết quả này cũng đồng nhất với nghiên cứu của Odugbesan & cộng sự (2021) khi khảo sát trường hợp của nhóm các quốc gia có tiềm năng tăng trưởng kinh tế nhanh chóng (MINT) bao gồm Mexico, Indonesia, Nigeria, Thổ Nhĩ Kỳ.

5. Kết luận

Nghiên cứu này nhằm mục đích xem xét hiệu ứng truyền dẫn của tín dụng ngân hàng đến tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam thông qua ba câu hỏi nghiên cứu: Có sự tác động của tín dụng ngân hàng đến tăng trưởng kinh tế Việt Nam giai đoạn 2000Q1 – 2021Q1 không? Có tồn tại tác động phi tuyến của tín dụng ngân hàng lên tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam? Hướng tác động và mức độ tác động của tín dụng ngân hàng đến tăng trưởng kinh tế trong ngắn và dài hạn? Để trả lời cho vấn đề đặt ra, tác giả sử dụng mô hình tự hồi quy phân phối trễ phi tuyến (NARDL) được phát triển bởi Shin & cộng sự (2014). Kết quả của mô hình hồi quy giải thích một cách thuyết phục hiệu ứng bất cân xứng của tín dụng ngân hàng đến tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam trong ngắn và dài hạn. Tín dụng ngân hàng tác động nhanh chóng đến tăng trưởng kinh tế, đặc biệt trong ngắn hạn, nếu tín dụng ngân hàng giảm sẽ tác động mạnh tới tăng trưởng kinh tế hơn trong trường hợp mở rộng tín dụng. Kết luận này hoàn toàn hợp lý trong trường hợp nền kinh tế bị phụ thuộc nhiều bởi tín dụng ngân hàng như Việt Nam.

Phát hiện của nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm quan trọng cho các nhà đầu tư, các nhà hoạch

định chính sách, giúp dự báo và giải thích những biến động của tăng trưởng kinh tế trước thay đổi của tín dụng ngân hàng. Qua đó hỗ trợ tích cực cho các quyết định đầu tư hoặc xây dựng chính sách phát triển kinh tế của các nhà quản trị. Theo đó, cần có sự điều chỉnh nguồn cung tín dụng ngân hàng phù hợp để cân đối mục tiêu phát triển kinh tế trong ngắn và dài hạn. Nghiên cứu hiện tại mới chỉ khai thác tổng cung tín dụng của các ngân hàng nói chung, chưa phân tích doanh số tín dụng cho từng đối tượng cụ thể như cá nhân hay doanh nghiệp hoặc các nhóm ngành cụ thể trong nền kinh tế. Ngoài ra, chất lượng tín dụng cũng là một yếu tố quan trọng chưa được khai thác khi đặt trong mối quan hệ với tăng trưởng kinh tế. Những khoảng trống nghiên cứu này sẽ là định hướng cho những nghiên cứu trong tương lai.

Tài liệu tham khảo:

- Abedifar, P., Hasan, I., Tarazi, A. (2016), 'Finance-growth nexus and dual-banking systems: relative importance of Islamic banks', *Journal of Economic Behavior & Organization*, 132, 198–215.
- Akdogu, S., & Umutlu, M. (2014), 'The link between financial system and economics: functions of the financial system, financial crises, and policy implications', *International Journal of Financial Research*. DOI: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2427694>.
- Aruoba, S.B., Waller, C.J. & Wright, R. (2011), 'Money and capital', *Journal of Monetary Economics*, Vol. 58 No. 2, pp. 98 - 116.
- Beck, T., Levine, R., Loayza, N. (2000), 'Finance and the sources of growth', *Journal of Financial economics*, 58, 261–300.
- Beck, T., Levine, R. (2004), 'Stock markets, banks, and growth: panel evidence', *Journal of Banking and Finance*, 28, 423–442.
- Beck, T., Büyükkarabacak, B., Rioja, F. K., & Valev, N. T. (2012), 'Who gets the credit? And does it matter? Household vs. firm lending across countries', *The BE Journal of Macroeconomics*, 12(1). DOI: <https://doi.org/10.1515/1935-1690.2262>.
- Beck, T., Degryse, H., Kneer, C. (2014), 'Is more finance better? Disentangling intermediation and size effects of financial systems', *Journal of Financial Stability*, 10, 50–64.
- Bezemer, D., Grydaki, M., and Zhang, L. (2016), 'More mortgages, lower growth?', *Economic Inquiry*, 54(1), 652-674.
- Bist, J. P. (2018), 'Financial development and economic growth: Evidence from a panel of 16 African and non-African low-income countries', *Cogent Economics & Finance*, 6(1), 1449780.
- Cave, J., Chaudhuri, K. & Kumbhakar, S.C. (2019), 'Do banking sector and stock market development matter for economic growth?', *Empirical Economics*, 59, 1513-1535.
- Chaitip, P., Chokethaworn, K., Chaiboonsri, C. & Khounkhalax, M. (2015), 'Money supply in uencing on economic growth-wide phenomena of AEC open region', *Procedia Economics and Finance*, 24, 108-115.
- Demetriades, P.O., Hussein, K.A. (1996), 'Does financial development cause economic growth? Time-series evidence from 16 countries', *Journal of Development Economics*, 51, 387–411.
- Domar, E.D. (1946), 'Capital Expansion, Rate of Growth, and Employment', *Econometrica, Journal of the Econometric Society*, 14(2), 137 – 147.
- Erman, L., te Kaat, D.M. (2019), 'Inequality and growth: industry-level evidence', *Journal of Economic Growth*, 24, 283–308.
- Gulzar, A. (2018), 'The contribution of the financial sector in the economic growth of Pakistan: A literature review on growth theories and indicators of economic growth', *Journal of Business and Financial Affairs*, 7(3), 1-6.
- Hammami, S., & Smida (2022), 'What Is The Role Of The Banking Sector In Economic Growth? Case of Tunisian Banks', *Noble International Journal of Economics and Finance Research*, 7(1), 24-31.
- Harrod, Roy F. (1939), 'An Essay in Dynamic Theory', *The Economic Journal*, 49(193), 14 – 33.
- Ho, S.H., & Saadaoui, J. (2022), 'Bank credit and economic growth: a dynamic threshold panel model for ASEAN countries', *International Economics*, 170, 115-128.

- Imoagwu, C.P., & Ezeanyej, C.I. (2019), 'Financial development and economic growth nexus in Nigeria', *International Journal of Business and Management Invention*, 8(3), 50-63.
- Kirikaleli, D., & Athari, S.A. (2020), 'Time-frequency co-movements between bank credit supply and economic growth in an emerging market: Does the bank ownership structure matter?', *The North American Journal of Economics and Finance*, 54, 101239. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.najef.2020.101239>.
- Lay, S.H. (2020) 'Bank credit and economic growth: Short-run evidence from a dynamic threshold panel model', *Economics Letters*, 192, 109231. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2020.109231>.
- Levine, R. (2005), 'Finance and growth: theory and evidence', *Handbook of Economic Growth*, 1(A), 865-934. DOI: [https://doi.org/10.1016/S1574-0684\(05\)01012-9](https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01012-9).
- Loayza, N.V., Ranciere, R. (2006), 'Financial development, financial fragility, and growth', *Journal of Money, Credit and Banking*, 38, 1051-1076.
- Lucas, R.E. (1988), 'On the mechanics of economic development', *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, pp. 3 - 42.
- Mhadhbi, K., Terzi, C., Bouchrika, A. (2020), 'Banking sector development and economic growth in developing countries: A bootstrap panel Granger causality analysis', *Empirical Economics*, 58, 2817-2836.
- Mitchener, K.J., & Wheelock, D.C. (2013), 'Does the structure of banking markets affect economic growth? Evidence from US state banking markets', *Explorations in Economic History*, 50(2), 161-178.
- Ngai, H. (2005), 'Bank credit and economic growth in Macao', *Monetary Authority of Macao*, retrieved on 21/05/2011 from <www.amcm.gov.mo/publication>.
- Nguyễn Trần Phúc & Phạm Thị Tuyết Trinh (2021). 'Vai trò của phát triển tài chính đối với tăng trưởng kinh tế', *Tạp chí kinh tế và ngân hàng Châu Á*, 182, 32 - 48.
- Odugbesan, J.A., Sunday, T.A., & Olowu, G. (2021), 'Asymmetric effect of financial development and remittance on economic growth in MINT economies: an application of panel NARDL', *Future Business Journal*, 7(1), 1-9.
- Önder, Z., & Özyıldırım, S. (2013), 'Role of bank credit on local growth: Do politics and crisis matter?', *Journal of Financial Stability*, 9, 13-25.
- Osman, E.G.A. (2014), 'The impact of private sector credit on Saudi Arabia Economic Growth (GDP): An Econometrics model using (ARDL) Approach to Cointegration', *American International Journal of Social Science*, 3(6), 109-117.
- Osuji, O. (2020), 'Financial development and savings: Empirical evidence from Nigeria', *Journal of Economics and Allied Research*, 4(3), 152-165.
- Safdar, L. (2014), 'Financial Deepening and Economic Growth in Pakistan: an application of cointegration and Vecm approach', *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*, 5(12), 368-382.
- Samatas, A., Makrominas, M. & Moro, A. (2019), 'Financial intermediation, capital composition and income stagnation: The case of Europe', *Journal of Economic Behavior & Organization*, 162, 273-289.
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014), 'Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework', *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications*, Springer, New York, NY, 281-314.
- Silva, T.C., Tabak, B.M., & Laiz, M.T. (2021), 'The finance-growth nexus: The role of banks', *Economic Systems*, 45(1), 100762. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2020.100762>
- Solow, Robert M. (1956), 'A contribution to the theory of economic growth', *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Solow, Robert M. (1957), 'Technical change and the aggregate production function', *Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312-320.
- Swan, Trevor W. (1956), 'Economic growth and capital accumulation', *Economic Record*, 32(2), 334-361.
- Usman, M., Jahanger, A., Makhadmeh, M.S.A., Balsalobre-Lorente, D., & Bashir, A. (2022), 'How do financial development, energy consumption, natural resources, and globalization affect Arctic countries' economic growth and environmental quality? An advanced panel data simulation', *Energy*, 241, 122515. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.energy.2021.122515>.

HIỆU ỨNG NGUỖNG CỦA THANH KHOẢN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN ĐẾN TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ

Bùi Ngọc Toàn

Trường Đại học Tài chính - Marketing

Email: buingoctoan@ufm.edu.vn

Đoàn Thị Thu Trang

Trường Đại học Công nghiệp thành phố Hồ Chí Minh

Email: doanthithutrang@iuh.edu.vn

Mã bài báo: JED-982

Ngày nhận: 20/10/2022

Ngày nhận bản sửa: 06/12/2022

Ngày duyệt đăng: 04/01/2023

DOI: 10.33301/JED.VI.982

Tóm tắt:

Bài nghiên cứu này được thực hiện nhằm phân tích tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế. Mẫu dữ liệu được thu thập từ 5 quốc gia ASEAN, bao gồm Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam, giai đoạn 2008-2020. Các tác giả sử dụng hiệu ứng ngưỡng để ước lượng giá trị ngưỡng của thanh khoản thị trường chứng khoán. Tiếp theo, các tác giả sử dụng phương pháp GMM (Generalized method of moments) để ước lượng tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế ở các miền trước và sau giá trị ngưỡng này. Kết quả ước lượng cho thấy giá trị ngưỡng của thanh khoản thị trường chứng khoán là 21,243%. Tuy nhiên, tác động tích cực của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế chỉ có ý nghĩa thống kê ở miền sau giá trị ngưỡng. Những phát hiện này là bằng chứng thực nghiệm có ý nghĩa quan trọng đối với các quốc gia ASEAN, đặc biệt là trong việc quản lý thị trường chứng khoán nhằm thúc đẩy nền kinh tế.

Từ khóa: ASEAN-5, tăng trưởng kinh tế, thanh khoản, thị trường chứng khoán.

Mã JEL: E44, G14.

Threshold effects of stock market liquidity on economic growth

Abstract:

This paper is conducted to investigate the impact of stock market liquidity on economic growth. The dataset is obtained in five ASEAN countries, including Indonesia, Malaysia, Philippines, Thailand, and Vietnam in the 2008-2020 period. We employed the threshold effects to define the threshold of stock market liquidity. Then, we applied the Generalized Method of Moments to estimate the effect of stock market liquidity on economic growth in the below-threshold and above-threshold regions. The results reveal stock market liquidity's threshold as 21.243%. However, the positive impact of stock market liquidity on economic growth is significant in the above-threshold region. They are essential empirical evidence to these ASEAN nations, especially in managing the stock market to boost the economy.

Keywords: ASEAN-5, economic growth, liquidity, stock market.

JEL Codes: E44, G14.

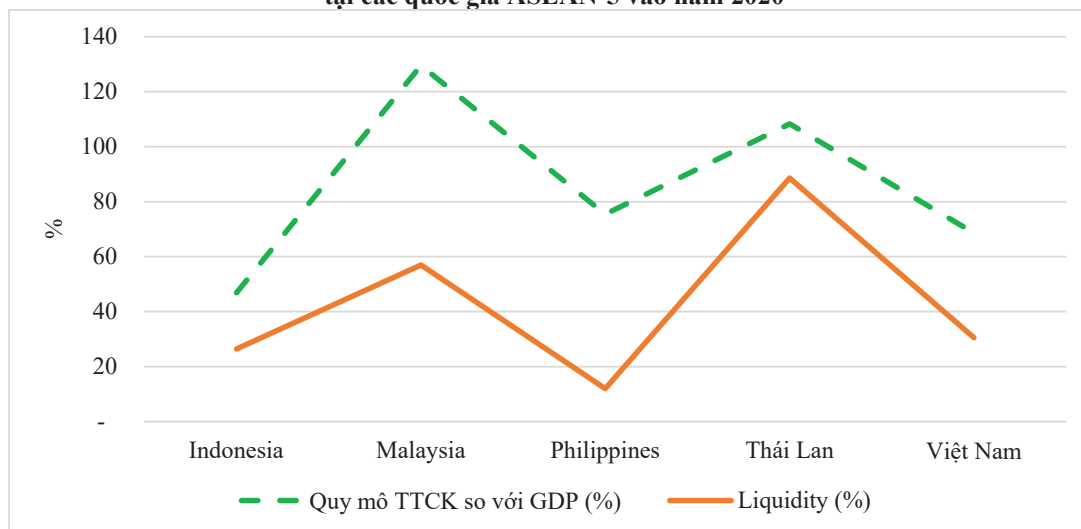
1. Giới thiệu

Thị trường chứng khoán luôn là kênh đầu tư hấp dẫn đối với nhiều nhà đầu tư (Lin & Fuerst, 2014). Bởi vì, kênh đầu tư này thường có tính thanh khoản cao, chi phí giao dịch thấp, đặc biệt là thông tin giao dịch minh bạch hơn so với các kênh đầu tư khác (Lin & Lin, 2011). Khi đầu tư trên thị trường chứng khoán, thanh khoản của thị trường là yếu tố được các nhà đầu tư rất quan tâm. Thông qua thanh khoản thị trường chứng

khoản, các nhà đầu tư sẽ thấy được mức độ mà một chứng khoán có thể được mua hoặc bán dễ dàng, mà không ảnh hưởng đáng kể đến giá của chứng khoán đó (Switzer & Picard, 2016). Hay nói cách khác, thanh khoản thị trường chứng khoán cho thấy khả năng chuyển đổi thành tiền của chứng khoán, cũng như khả năng nhà đầu tư có thể dễ dàng chuyển đổi danh mục đầu tư nhằm đa dạng hóa đầu tư và tối đa hóa thu nhập (Levine, 1991; Ngare & cộng sự, 2014). Thực tế cho thấy việc suy giảm thanh khoản có thể dẫn đến khủng hoảng và sự không chắc chắn của thị trường chứng khoán (Debata & Mahakud, 2018).

Bên cạnh đó, thanh khoản thị trường chứng khoán còn thúc đẩy hiệu quả phân bổ nguồn lực trong nền kinh tế, qua đó thúc đẩy tăng trưởng kinh tế (Levine & Zervos, 1998). Do vậy, tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế là chủ đề nghiên cứu đã được tìm thấy trong một số lượng lớn các tài liệu hiện có. Trong đó, hầu hết các nghiên cứu đã khẳng định tác động tích cực của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế thông qua việc thúc đẩy quá trình giao dịch và phòng ngừa rủi ro cho các nhà đầu tư (Levine, 1991; Ngare & cộng sự, 2014; Ibrahim & Alagidede, 2018), nâng cao khả năng tích lũy vốn và cải thiện năng suất (Levine & Zervos, 1998). Đối lập với quan điểm này, một số nghiên cứu đã chứng minh rằng thanh khoản thị trường chứng khoán có thể tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế, bởi vì nhà đầu tư có xu hướng gia tăng đầu tư nhưng xem nhẹ phòng ngừa rủi ro (Demirgüç-Kunt & Levine, 1996) hoặc đưa ra quyết định đầu tư thiếu chuyên nghiệp (Singh, 1997; Pan & Mishra, 2017). Tuy nhiên, một số nghiên cứu khác đã hoài nghi về tác động tuyến tính của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế. Theo đó, thị trường chứng khoán chỉ thúc đẩy tăng trưởng kinh tế một cách đáng kể khi thị trường chứng khoán phát triển đến một mức độ nhất định (Aghion & cộng sự, 2005; Ibrahim & Alagidede, 2018; Botev & cộng sự, 2019; Song & cộng sự, 2020). Tức là có thể tồn tại giá trị ngưỡng của thanh khoản thị trường chứng khoán, mà trước và sau giá trị ngưỡng này, tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế có thể thay đổi. Mặc dù vậy, hầu như chưa có nghiên cứu thực nghiệm nào tiến hành ước lượng giá trị ngưỡng của thanh khoản thị trường chứng khoán trong tác động này, đây là khoảng trống lớn trong các nghiên cứu thực nghiệm.

Hình 1: Thanh khoản và quy mô thị trường chứng khoán tại các quốc gia ASEAN-5 vào năm 2020



Nguồn: Tính toán của các tác giả.

Có thể thấy rằng việc xem xét tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế là chủ đề nghiên cứu thú vị nhưng còn tồn tại khoảng trống lớn cần khám phá, đặc biệt là về vấn đề ước lượng giá trị ngưỡng của thanh khoản thị trường chứng khoán trong tác động này. Nhận thấy được khoảng trống đó, các tác giả thực hiện bài nghiên cứu này với kỳ vọng có thể đóng góp cho các tài liệu hiện có thông qua hai cách như sau: (1) trước tiên, các tác giả kỳ vọng sẽ lấp đầy khoảng trống trong các nghiên cứu trước thông qua việc tiến hành ước lượng giá trị ngưỡng của thanh khoản thị trường chứng khoán, đồng thời xem xét tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế ở các miền trước và sau giá trị ngưỡng này; (2) bài nghiên cứu này được thực hiện dựa trên mẫu dữ liệu 5 quốc gia ASEAN (ASEAN-5), đây là các quốc gia có nhiều đặc điểm tương đồng, với thị trường chứng khoán còn khá non trẻ nhưng đã

đạt được một số thành tựu khá ấn tượng. Thật vậy, đây là những quốc gia có nền kinh tế đang trong giai đoạn phát triển, cụ thể là quá độ từ các quốc gia đang phát triển thành các quốc gia phát triển (Mody, 2004). Hơn nữa, các quốc gia này còn có đặc điểm chung là mức độ thu nhập thấp hoặc trung bình, nhưng tốc độ tăng trưởng nhanh (Hoskisson & cộng sự, 2000). Đối với thị trường chứng khoán, hầu hết các quốc gia này có quy mô và thanh khoản thị trường chứng khoán khá thấp, chẳng hạn như Indonesia, Philippines và Việt Nam (Hình 1).

Với bài nghiên cứu này, các tác giả kỳ vọng sẽ tạo ra bằng chứng thực nghiệm có ý nghĩa quan trọng đối với các quốc gia ASEAN-5, đặc biệt là trong việc quản lý thị trường chứng khoán nhằm cải thiện thanh khoản thị trường chứng khoán gắn với tăng trưởng kinh tế bền vững.

2. Cơ sở lý thuyết, các nghiên cứu thực nghiệm và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Tăng trưởng kinh tế có thể được hiểu là sự thay đổi về sản lượng hàng hóa và dịch vụ trong một khoảng thời gian nhất định, sản lượng này thường được tính theo bình quân trên đầu người (Kuznets, 1973). Do vậy, đây là chỉ tiêu quan trọng trong kinh tế vĩ mô của mỗi quốc gia, được sự quan tâm lớn bởi các nhà quản lý và các nhà nghiên cứu. Đối với thanh khoản thị trường chứng khoán, đây là mức độ mà một chứng khoán có thể được mua hoặc bán dễ dàng, mà không ảnh hưởng đáng kể đến giá của chứng khoán đó (Switzer & Picard, 2016). Tức là khả năng chuyển đổi thành tiền của chứng khoán, cũng như khả năng nhà đầu tư có thể dễ dàng chuyển đổi danh mục đầu tư nhằm đa dạng hóa đầu tư và tối đa hóa thu nhập (Levine, 1991; Ngare & cộng sự, 2014).

Tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế có thể được giải thích thông qua một số lý thuyết, chẳng hạn như: *lý thuyết tăng trưởng cổ điển*, *lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển*, *lý thuyết tăng trưởng nội sinh* và *lý thuyết tăng trưởng Keynes*. Theo đó, lý thuyết tăng trưởng cổ điển (Smith, 1776; Ricardo, 1817) và lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển (Solow, 1956) là những nền tảng ban đầu nhấn mạnh vai trò của nguồn vốn đối với tăng trưởng kinh tế. Đối với lý thuyết tăng trưởng nội sinh, ngoài vấn đề nguồn vốn, tăng trưởng kinh tế còn bị tác động bởi đặc điểm riêng của từng quốc gia (Romer, 1990). Trong khi đó, lý thuyết tăng trưởng Keynes cho rằng hệ thống tài chính đóng vai trò quan trọng trong việc kích thích tiết kiệm và đầu tư. Lý thuyết này còn nhấn mạnh vai trò điều tiết của nhà nước thông qua các chính sách nhằm cải thiện hệ thống tài chính, khuyến khích đầu tư và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế (Keynes, 1936).

2.2. Tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm

Tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế đã được đề cập đến trong một số lượng lớn các nghiên cứu thực nghiệm. Trong đó, hầu hết các nghiên cứu thực nghiệm đã tìm thấy tác động tích cực của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế. Thật vậy, thanh khoản thị trường chứng khoán thúc đẩy quá trình tích lũy và phân bổ nguồn vốn hiệu quả, giảm các chi phí giao dịch, từ đó kích thích tăng trưởng kinh tế. Hơn nữa, thanh khoản thị trường chứng khoán còn thúc đẩy quá trình giao dịch và phòng ngừa rủi ro cho các nhà đầu tư (Ngare & cộng sự, 2014). Điều này cho thấy thị trường chứng khoán có thể đóng vai trò trung tâm trong các hoạt động kinh tế, là nền tảng quan trọng thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Với quan điểm này, có thể kể đến các nghiên cứu của Levine (1991), Levine & Zervos (1998), Rousseau & Wachtel (2000), Beck & Levine (2004), Estrada & cộng sự (2010), Ngare & cộng sự (2014), Fufa & Kim (2018), Setiawan & cộng sự (2020).

Một số nghiên cứu thực nghiệm đã tìm thấy tác động tiêu cực của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế. Chẳng hạn, Demirgüç-Kunt & Levine (1996) cho rằng thanh khoản thị trường chứng khoán có thể cản trở tăng trưởng kinh tế thông qua 3 kênh sau: (1) thanh khoản thị trường chứng khoán khuyến khích các nhà đầu tư tham gia thị trường chứng khoán, làm cho một số nhà đầu tư gia tăng tiêu dùng, thậm chí là tiêu dùng nhiều hơn so với thu nhập mà họ có thể nhận được trong tương lai, điều này làm giảm mức độ tích lũy cơ bản cũng như lượng tiền đầu tư trong tương lai; (2) thanh khoản có thể làm cho thị trường chứng khoán trở nên hấp dẫn hơn đối với nhà đầu tư, thậm chí có thể khuyến khích họ giảm lượng tiền dùng cho phòng ngừa rủi ro, làm cho quy mô tiết kiệm và đầu tư bị suy giảm nếu rủi ro xảy ra; (3) thanh khoản thị trường chứng khoán có thể làm cho nhà đầu tư có xu hướng tập trung vào lãi và lỗ trong ngắn hạn, điều này dẫn đến hiện tượng nhà đầu tư không chú trọng vào năng lực quản trị của công ty, gây cản trở tăng trưởng kinh tế trong dài hạn. Với một quan điểm khác, Singh (1997), Pan & Mishra (2017) chứng minh rằng

việc đưa ra quyết định đầu tư thiếu chuyên nghiệp trên thị trường tài chính có thể làm cho nền kinh tế trở nên bất ổn, gây cản trở tăng trưởng kinh tế trong dài hạn. Ngoài ra, Tridico (2013) khẳng định các quốc gia có thị trường chứng khoán lớn ở khu vực Châu Âu thường có mức độ tăng trưởng kinh tế thấp, điều này thể hiện rất rõ sau khi xuất hiện khủng hoảng tài chính.

Với quan điểm khác, một số nhà nghiên cứu đã đưa ra nhận định rằng sự phát triển của thị trường chứng khoán có thể tác động phi tuyến đến tăng trưởng kinh tế. Tức là có thể tồn tại giá trị ngưỡng của thanh khoản thị trường chứng khoán, mà tại đó mức độ tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế có thể thay đổi. Mặc dù vậy, còn thiếu vắng các nghiên cứu thực nghiệm xem xét tác động phi tuyến của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế. Hầu hết các nghiên cứu về chủ đề này thường phân tích tác động của chỉ số phát triển tài chính (thanh khoản thị trường chứng khoán là một thành phần của chỉ số này) hoặc quy mô của thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế. Chẳng hạn, Aghion & cộng sự (2005), Ibrahim & Alagidede (2018) đưa ra nhận định rằng tăng trưởng kinh tế sẽ rất thấp nếu mức độ phát triển tài chính của một quốc gia không đạt đến một ngưỡng nhất định. Với nhận định cụ thể hơn, Botev & cộng sự (2019) đã tìm thấy tác động phi tuyến của quy mô thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế ở các quốc gia thuộc Tổ chức Hợp tác và Phát triển Kinh tế (OECD) theo dạng hình chữ U, với giá trị ngưỡng của quy mô thị trường chứng khoán chiếm khoảng 11,9% so với GDP. Tức là, tác động của quy mô thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế ở trước giá trị ngưỡng là tiêu cực, tác động này chuyển sang tích cực khi quy mô thị trường chứng khoán vượt qua giá trị ngưỡng. Đồng quan điểm, Song & cộng sự (2020) đã tìm thấy tác động phi tuyến theo dạng hình chữ U của quy mô thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế biến ở Trung Quốc, với giá trị ngưỡng của quy mô thị trường chứng khoán là 11,56% so với GDP. Bên cạnh đó, một số nghiên cứu cho rằng tác động phi tuyến của thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế có thể dưới dạng hình chữ U ngược. Tức là sự phát triển của thị trường chứng khoán có thể tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế, tuy nhiên tác động này có thể chuyển sang tiêu cực khi sự phát triển của thị trường chứng khoán vượt qua ngưỡng nhất định. Với quan điểm này, có thể kể đến nghiên cứu của Cournede & cộng sự (2015) khi tìm thấy tác động phi tuyến của thị trường tài chính đến tăng trưởng kinh tế dưới dạng hình chữ U ngược, giá trị ngưỡng của quy mô thị trường tài chính đạt khoảng 90% so với GDP. Gần đây, Zhang & Zhou (2021) kết luận rằng độ sâu tài chính (quy mô của tín dụng ngân hàng, trái phiếu chính phủ, trái phiếu công ty, thị trường chứng khoán và nợ nước ngoài so với GDP) có mối quan hệ dạng hình chữ U ngược với tăng trưởng kinh tế tại 52 quốc gia.

Nhìn chung, hầu hết các nghiên cứu thực nghiệm đã tìm thấy tác động tích cực của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế. Bên cạnh đó, một số nghiên cứu khác đã chứng minh rằng thanh khoản thị trường chứng khoán có thể gây cản trở tăng trưởng kinh tế. Ngoài ra, thanh khoản thị trường chứng khoán có thể tác động phi tuyến đến tăng trưởng kinh tế, tức là tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế có thể thay đổi tùy theo mức độ của thanh khoản thị trường chứng khoán. Tuy nhiên, hầu hết các nghiên cứu về vấn đề này thường xem xét tác động của phát triển tài chính hoặc quy mô thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế, còn thiếu vắng các nghiên cứu xem xét thị trường chứng khoán dưới góc độ thanh khoản. Trong khi thanh khoản thường được xác định thông qua tỷ lệ giữa giá trị cổ phiếu giao dịch so với giá trị vốn hóa thị trường chứng khoán, tức là cho thấy hiệu quả của thị trường chứng khoán một cách toàn diện hơn so với việc chỉ xét đến quy mô của thị trường chứng khoán (Pan & Mishra, 2017). Hay nói cách khác, đây là khoảng trống lớn trong các nghiên cứu thực nghiệm. Thực tế cho thấy việc xác định giá trị ngưỡng của thị trường chứng khoán là điều rất khó khăn (Deidda & Fattouh, 2002). Do đó, tồn tại rất ít nghiên cứu thực nghiệm về vấn đề này cũng là điều dễ hiểu.

2.3. Giả thuyết nghiên cứu

Trong bài nghiên cứu này, dựa vào ý tưởng của Aghion & cộng sự (2005), Ibrahim & Alagidede (2018), Botev & cộng sự (2019), Song & cộng sự (2020), các tác giả kỳ vọng sẽ ước lượng được giá trị ngưỡng của thanh khoản thị trường chứng khoán, mà trước và sau giá trị ngưỡng này, tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế có thể thay đổi. Do vậy, các tác giả đề xuất giả thuyết nghiên cứu như sau:

Giả thuyết H₁: Tồn tại giá trị ngưỡng của thanh khoản thị trường chứng khoán, mà trước và sau giá trị ngưỡng này, tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế có thể thay đổi.

Ngoài việc ước lượng giá trị ngưỡng của thanh khoản thị trường chứng khoán, các tác giả còn tập trung

vào việc ước lượng mức độ tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế ở các miền trước và sau giá trị ngưỡng này. Các quốc gia ASEAN-5 có đặc điểm là thị trường chứng khoán còn khá non trẻ với thanh khoản thấp. Điều này có thể làm giảm khả năng cung ứng vốn cho nền kinh tế (Aghion & cộng sự, 2005), thậm chí là gây bất ổn nền kinh tế (Singh, 1997), dẫn đến cản trở tăng trưởng kinh tế (Pan & Mishra, 2017). Tuy nhiên, khi thanh khoản thị trường chứng khoán vượt qua giá trị ngưỡng nhất định, thanh khoản thị trường chứng khoán hoàn toàn có thể thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, điều này phù hợp với nhận định trước đó của Botev & cộng sự (2019), Song & cộng sự (2020). Tức là thanh khoản thị trường chứng khoán có thể tác động đến tăng trưởng kinh tế dưới dạng phi tuyến theo hình chữ U. Do vậy, các tác giả đề xuất các giả thuyết nghiên cứu tiếp theo như sau:

Giả thuyết H₂: Trước giá trị ngưỡng của thanh khoản thị trường chứng khoán, thanh khoản thị trường chứng khoán tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế.

Giả thuyết H₃: Sau giá trị ngưỡng của thanh khoản thị trường chứng khoán, thanh khoản thị trường chứng khoán tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế.

3. Thiết kế nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Căn cứ vào các tài liệu hiện có và giả thuyết nghiên cứu, thanh khoản thị trường chứng khoán có thể tác động đáng kể đến tăng trưởng kinh tế thông qua mô hình tổng quát như sau:

$$Y_{it} = \alpha + \beta Liquidity_{it} + \delta Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong mô Hình 1, tăng trưởng kinh tế (Y) được đo lường thông qua logarit của GDP bình quân đầu người, cách đo lường này phù hợp với hầu hết các nghiên cứu trước, chẳng hạn như Fufa & Kim (2018), Ibrahim & Alagidede (2018), Botev & cộng sự (2019). Thanh khoản thị trường chứng khoán (Liquidity) được xác định bằng giá trị cổ phiếu giao dịch so với giá trị vốn hóa thị trường chứng khoán, cách đo lường này được dựa trên cơ sở nghiên cứu của Pan & Mishra (2017), Fufa & Kim (2018). Với việc sử dụng kết hợp giữa giá trị cổ phiếu giao dịch và giá trị vốn hóa thị trường chứng khoán khi đo lường thanh khoản, thị trường chứng khoán sẽ được đánh giá toàn diện hơn, thay vì chỉ xét đến quy mô của thị trường chứng khoán theo giá trị giao dịch hoặc theo giá trị vốn hóa. Các biến kiểm soát (Control) trong mô hình nghiên cứu bao gồm: lực lượng lao động (Labor), lạm phát (Inflation) và kiểm soát tham nhũng (Corruption). Trong đó, Labor được đo lường bằng tăng trưởng hàng năm của lực lượng lao động, đây là yếu tố đầu vào quan trọng trong quá trình sản xuất kinh doanh, là động lực để thúc đẩy tăng trưởng kinh tế tại mỗi quốc gia (Ngare & cộng sự, 2014; Ibrahim & Alagidede, 2018). Inflation được xác định thông qua tăng trưởng của chỉ số giá tiêu dùng, lạm phát tăng cao có thể gây khó khăn đối với hoạt động sản xuất kinh doanh, gây cản trở tăng trưởng kinh tế (Ngare & cộng sự, 2014; Fufa & Kim, 2018; Ibrahim & Alagidede, 2018; Botev & cộng sự, 2019). Corruption là mức độ kiểm soát tham nhũng của quốc gia (Ngare & cộng sự, 2014), chỉ số này được công bố trong bộ chỉ số quản trị toàn cầu (WGI) của Ngân hàng Thế giới (WB), mức độ kiểm soát tham nhũng được cải thiện có thể nâng cao hiệu quả phân bổ các nguồn lực trong nền kinh tế, qua đó thúc đẩy tăng trưởng kinh tế.

Dựa vào ý tưởng của Aghion & cộng sự (2005), Ibrahim & Alagidede (2018), Botev & cộng sự (2019), Song & cộng sự (2020), thanh khoản thị trường chứng khoán có thể tác động phi tuyến đến tăng trưởng kinh tế. Hay nói cách khác, có thể tồn tại giá trị ngưỡng (λ) của thanh khoản thị trường chứng khoán trong mô hình 1. Khi đó, mô hình ngưỡng về tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế có dạng như sau:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 Liquidity_{it} I(Liquidity_{it} \leq \lambda) + \beta_2 Liquidity_{it} I(Liquidity_{it} > \lambda) + \delta Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Trong mô hình 2, $I(.)$ là một hàm chỉ báo của biến ngưỡng Liquidity. Các biến khác tương tự như mô hình 1.

3.2. Phương pháp ước lượng

Đối với phương pháp ước lượng, các tác giả sử dụng hiệu ứng ngưỡng cho dữ liệu dạng bảng do Hansen (1999) và Wang (2015) đề xuất nhằm ước lượng giá trị ngưỡng (λ) của thanh khoản thị trường chứng khoán. Sau đó, các tác giả tiến hành ước lượng tác động của thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế ở các miền trước và sau giá trị ngưỡng này, thông qua các ước lượng cơ bản trên dữ liệu dạng bảng, như: mô hình bình phương nhỏ nhất (Pooled OLS), mô hình tác động cố định (FEM) và mô hình tác động ngẫu nhiên

(REM). Nếu các giả thuyết hồi quy trong mô hình nghiên cứu bị vi phạm, các tác giả sử dụng phương pháp GMM do Arellano & Bond (1991) đề xuất để khắc phục các khuyết tật của mô hình, cách thực hiện này được dựa theo quan điểm của Doytch & Uctum (2011).

3.3. Dữ liệu

Mẫu dữ liệu nghiên cứu được thu thập tại các quốc gia ASEAN-5, trong giai đoạn 2008-2020, bao gồm: Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam. Nhằm đảm bảo mẫu dữ liệu có sự cân bằng, các tác giả chỉ thu thập được đầy đủ dữ liệu của 5 quốc gia ở khu vực ASEAN trong giai đoạn này. Mặt khác, với việc bắt đầu thu thập mẫu dữ liệu từ năm 2008, các tác giả có thể đánh giá được tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế trong giai đoạn sau khi xuất hiện khủng hoảng tài chính toàn cầu (xuất hiện vào cuối năm 2007). Các biến trong mô hình nghiên cứu được các tác giả thu thập từ nguồn của WB.

4. Kết quả nghiên cứu

Mẫu dữ liệu nghiên cứu được mô tả trong Bảng 1.

Bảng 1: Kết quả thống kê mô tả

Biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
Y	8,297	0,627	7,047	9,344
Liquidity	40,576	26,095	10,895	102,840
Labor	1,424	1,535	-3,111	4,559
Inflation	3,832	3,926	-1,139	23,115
Corruption	-0,366	0,3045	-0,839	0,411

Nguồn: Tính toán của các tác giả.

Bảng 1 cho thấy Y đạt giá trị trung bình là 8,297 (tương ứng 4.861,19 USD), giá trị thấp nhất (7,047, tương ứng 1.149,42 USD) thuộc về Việt Nam vào năm 2008, giá trị cao nhất (9,344, tương ứng 11.432,82 USD) thuộc về Malaysia vào năm 2019. Đối với thanh khoản thị trường chứng khoán, giá trị trung bình là 40,576%, giá trị nhỏ nhất (10,895%) thuộc về Philippines vào năm 2019, giá trị cao nhất (102,84%) thuộc về Thái Lan vào năm 2008. Đến năm 2020, thanh khoản thị trường chứng khoán của Thái Lan vẫn được duy trì cao nhất so với các quốc gia trong mẫu dữ liệu nghiên cứu (Hình 1).

Để ước lượng giá trị ngưỡng (λ) của thanh khoản thị trường chứng khoán trong mô hình nghiên cứu (1), các tác giả sử dụng hiệu ứng ngưỡng cho dữ liệu dạng bảng do Hansen (1999) và Wang (2015) đề xuất. Kết quả ước lượng này được trình bày ở Bảng 2.

Bảng 2: Kết quả ước lượng giá trị ứng ngưỡng

Mô hình	Giá trị ngưỡng	Khoảng tin cậy 95%
λ	21,243***	21,234 21,468
Prob		0,000

*Ghi chú: *** mức ý nghĩa 1%.*

Nguồn: Tính toán của các tác giả.

Bảng 2 cho thấy tồn tại một giá trị ngưỡng (λ) của thanh khoản thị trường chứng khoán trong mô hình (1), với $\lambda = 21,243\%$, do đó giả thuyết H_1 được chấp nhận. Hay nói cách khác, tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế có thể khác nhau ở các miền trước và sau giá trị ngưỡng này, tức là phù hợp với mô hình (2). Do vậy, các tác giả tiến hành ước lượng tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế theo mô hình 2. Trong đó, Liquidity_1 là thanh khoản thị trường chứng khoán ở miền trước giá trị ngưỡng λ , Liquidity_2 là thanh khoản thị trường chứng khoán ở miền sau giá trị ngưỡng này.

Các tác giả tiến hành phân tích hệ số tương quan nhằm thấy được mức độ tương quan giữa các biến trong mô hình nghiên cứu (2), kết quả này được thể hiện trong Bảng 3. Theo đó, kết quả phân tích hệ số tương quan cho thấy Liquidity_1 tương quan tiêu cực với Y, trong khi tương quan giữa Liquidity_2 và Y là tích cực. Đối với các biến kiểm soát, Labor và Corruption tương quan tích cực với Y, tuy nhiên Inflation tương quan tiêu cực với Y.

Bảng 3: Kết quả phân tích hệ số tương quan

Biến	Y	Liquidity_1	Liquidity_2	Labor	Inflation	Corruption
Y	1,000					
Liquidity_1	-0,309	1,000				
Liquidity_2	0,117	-0,674	1,000			
Labor	0,022	0,091	-0,292	1,000		
Inflation	-0,590	0,011	0,071	0,201	1,000	
Corruption	0,821	-0,257	0,026	0,198	-0,400	1,000

Nguồn: Tính toán của các tác giả.

Bảng 4: Kết quả ước lượng mô hình theo các phương pháp cơ bản

Y	Pooled OLS	FEM	REM
Hằng số	9,009*** (0,000)	8,899** (0,000)	9,009*** (0,000)
Liquidity_1	-0,009 (0,272)	-0,014*** (0,001)	-0,009 (0,268)
Liquidity_2	0,001 (0,593)	-0,007*** (0,000)	0,001 (0,591)
Labor	-0,010 (0,731)	-0,027** (0,031)	-0,010 (0,730)
Inflation	-0,051*** (0,000)	-0,014** (0,015)	-0,051*** (0,000)
Corruption	1,382*** (0,000)	0,592*** (0,000)	1,382*** (0,000)
R ²	77,55%	68,32%	46,22%
Mức ý nghĩa	40,77*** (0,000)	23,72*** (0,000)	203,84*** (0,000)
Kiểm định F		78,96*** (0,000)	
Kiểm định Hausman		118,07*** (0,000)	

Ghi chú: ** và *** tương ứng với mức ý nghĩa 5% và 1%.

Nguồn: Tính toán của các tác giả.

Tiếp theo, các tác giả tiến hành ước lượng mô hình (2) theo các phương pháp cơ bản đối với dữ liệu dạng bảng, đó là: Pooled OLS, FEM và REM. Bảng 4 cho thấy phương pháp FEM phù hợp hơn so với các phương pháp ước lượng khác. Do vậy, các giả thuyết hồi quy sẽ được các tác giả kiểm định dựa trên cơ sở kết quả ước lượng mô hình theo phương pháp FEM.

Bảng 5: Kết quả kiểm định các giả thuyết hồi quy

Kiểm định Modified Wald	Kiểm định Wooldridge	VIF trung bình	Kiểm định nội sinh
11,39** (0,044)	38,106*** (0,004)	1,67	10,235*** (0,000)

Ghi chú: ** và *** tương ứng với mức ý nghĩa 5% và 1%.

Nguồn: Tính toán của các tác giả.

Kết quả kiểm định tại Bảng 5 cho thấy hệ số VIF trung bình khá thấp, tức là hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình (2) được đánh giá là không nghiêm trọng. Tuy nhiên, các kiểm định còn lại cho thấy mô hình tồn tại hiện tượng phương sai thay đổi, hiện tượng tự tương quan và hiện tượng nội sinh. Để khắc phục các khuyết tật này, các tác giả tiến hành ước lượng mô hình (2) theo phương pháp GMM.

Mô hình nghiên cứu (2) được ước lượng theo phương pháp GMM có ý nghĩa thống kê, với các kiểm định đều phù hợp (Bảng 6). Theo đó, thanh khoản thị trường chứng khoán tác động đáng kể đến tăng trưởng kinh tế ở miền sau giá trị ngưỡng λ , tức là chấp nhận giả thuyết H₃. Hay nói cách khác, khi thanh khoản thị trường chứng khoán lớn hơn 21,243%, thanh khoản thị trường chứng khoán tác động tích cực đến tăng

Bảng 6: Kết quả ước lượng mô hình theo GMM

Y	Hệ số hồi quy	P> z
Hằng số	8,823***	0,000
Liquidity_1	0,010	0,506
Liquidity_2	0,007**	0,023
Labor	0,055*	0,082
Inflation	-0,148***	0,000
Corruption	0,974***	0,000
Mức ý nghĩa	212,76*** (0,000)	
Kiểm định Arellano - Bond	AR (1) -1,74* (0,082)	
	AR (2) -0,13 (0,900)	
Kiểm định Sargan	21,08 (0,176)	

Ghi chú: *, ** và *** tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Tính toán của các tác giả.

trường kinh tế. Tuy nhiên, với thanh khoản thị trường chứng khoán nhỏ hơn 21,243%, các tác giả chưa tìm thấy bằng chứng có ý nghĩa thống kê về tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế. Thông qua việc tìm thấy tác động tích cực của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế, bài nghiên cứu này ủng hộ nhận định trước đó của Levine (1991), Levine & Zervos (1998), Rousseau & Wachtel (2000), Beck & Levine (2004), Estrada & cộng sự (2010), Ngare & cộng sự (2014), Setiawan & cộng sự (2020). Tuy nhiên, kết quả nghiên cứu này cho thấy tác động tích cực của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế chỉ có ý nghĩa thống kê khi thanh khoản thị trường chứng khoán lớn hơn 21,243%, đây là phát hiện mới của bài nghiên cứu này so với các nghiên cứu trước. Theo đó, thanh khoản thị trường chứng khoán chỉ tạo ra tác động đáng kể đến tăng trưởng kinh tế khi vượt qua giá trị ngưỡng nhất định, cụ thể là giá trị ngưỡng 21,243%. Dựa trên kết quả này, các quốc gia ASEAN-5 sẽ có cơ sở để quản lý thị trường chứng khoán phù hợp nhằm kích thích tăng trưởng kinh tế. Cụ thể, các quốc gia ASEAN-5 cần duy trì thanh khoản thị trường chứng khoán ở mức trên 21,243%, vấn đề này đặc biệt quan trọng đối với các quốc gia đang có thanh khoản thị trường chứng khoán thấp hơn giá trị ngưỡng này, chẳng hạn như Philippines (Bảng 7).

Bảng 7: Thanh khoản thị trường chứng khoán so với giá trị ngưỡng

Năm	Indonesia	Malaysia	Philippines	Thái Lan	Việt Nam
2008	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng
2009	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng	Dưới ngưỡng	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng
2010	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng	Dưới ngưỡng	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng
2011	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng	Dưới ngưỡng	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng
2012	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng	Dưới ngưỡng	Trên ngưỡng	Dưới ngưỡng
2013	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng	Dưới ngưỡng	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng
2014	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng	Dưới ngưỡng	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng
2015	Dưới ngưỡng	Trên ngưỡng	Dưới ngưỡng	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng
2016	Dưới ngưỡng	Trên ngưỡng	Dưới ngưỡng	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng
2017	Dưới ngưỡng	Trên ngưỡng	Dưới ngưỡng	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng
2018	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng	Dưới ngưỡng	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng
2019	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng	Dưới ngưỡng	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng
2020	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng	Dưới ngưỡng	Trên ngưỡng	Trên ngưỡng

Nguồn: Tính toán của các tác giả.

Ngoài ra, kết quả nghiên cứu còn cho thấy tác động tích cực của các biến kiểm soát lực lượng lao động và kiểm soát tham nhũng đến tăng trưởng kinh tế. Như vậy, việc gia tăng lực lượng lao động và kiểm soát tham nhũng được cải thiện sẽ góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, lạm phát gia tăng có thể gây cản trở tăng trưởng kinh tế. Kết quả này phù hợp với nhận định trước đó của Ngare & cộng sự (2014), Fufa & Kim (2018), Ibrahim & Alagidede (2018), Botev & cộng sự (2019).

5. Kết luận

Mục tiêu của bài nghiên cứu này là xem xét tác động của thanh khoản thị trường chứng khoán đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia ASEAN-5, giai đoạn 2008-2020. Để giải quyết được mục tiêu nghiên cứu này, các tác giả sử dụng kết hợp hiệu ứng ngưỡng và phương pháp GMM để ước lượng mô hình nghiên cứu. Kết quả ước lượng cho thấy tồn tại ngưỡng của thanh khoản thị trường chứng khoán với giá trị là 21,243%. Theo đó, thanh khoản thị trường chứng khoán chỉ tạo ra tác động đáng kể đến tăng trưởng kinh tế khi vượt qua giá trị ngưỡng này. Do vậy, vấn đề đặt ra đối với các quốc gia ASEAN-5 là *phải gia tăng* thanh khoản thị trường chứng khoán ở mức độ phù hợp, cụ thể là duy trì thanh khoản ở mức trên 21,243%. Vấn đề này đặc biệt quan trọng đối với các quốc gia đang có thanh khoản thị trường chứng khoán thấp hơn giá trị ngưỡng này, chẳng hạn như đối với Philippines (thanh khoản thị trường chứng khoán đạt giá trị 12% vào năm 2020). Đối với Indonesia và Việt Nam, thanh khoản thị trường chứng khoán của hai quốc gia này đạt giá trị tương ứng là 26,44% và 30,57% vào năm 2020, giá trị này cao hơn so với ngưỡng 21,243%. Tuy nhiên, thanh khoản thị trường chứng khoán của Indonesia và Việt Nam còn thấp hơn so với giá trị trung bình (40,576%) của các quốc gia trong mẫu nghiên cứu. Do vậy, vấn đề cải thiện thanh khoản thị trường chứng khoán *đối với các quốc gia này* là rất cần thiết. Cụ thể, các quốc gia ASEAN-5 *nên tái cơ cấu toàn diện* thị trường chứng khoán, trong đó cần tập trung vào việc gia tăng quy mô giao dịch và tiến tới cải thiện thanh khoản thị trường chứng khoán. Để thực hiện được điều này, thị trường chứng khoán cần phát triển theo hướng nâng cao hiệu quả hoạt động, phát triển đa dạng các sản phẩm và đảm bảo quyền lợi của các nhà đầu tư. Đây là những nền tảng quan trọng để nâng cao khả năng thu hút vốn, gia tăng quy mô giao dịch và tiến tới cải thiện thanh khoản thị trường chứng khoán. Dựa trên cơ sở này, các tác giả đề xuất một số hàm ý chính cụ thể nhằm cải thiện thanh khoản thị trường chứng khoán gắn với tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia ASEAN-5 như sau:

- Cải thiện hiệu quả hoạt động quản lý và giám sát thị trường chứng khoán. Bên cạnh đó, cần xử lý nghiêm những trường hợp vi phạm trên thị trường chứng khoán, có chính sách bảo vệ quyền và lợi ích hợp pháp của các nhà đầu tư, đặc biệt là các nhà đầu tư nước ngoài. Qua đó, khả năng thu hút vốn cũng như thanh khoản của thị trường chứng khoán sẽ gia tăng.

- Các sản phẩm trên thị trường chứng khoán cần được phát triển đa dạng, đặc biệt là các công cụ phái sinh. Điều này giúp nhà đầu tư có nhiều lựa chọn hơn trong việc đầu tư và phòng ngừa rủi ro.

- Các quốc gia ASEAN-5 cần đảm bảo quyền bình đẳng giữa các nhà đầu tư, đặc biệt là trong việc tiếp cận thông tin. Bên cạnh đó, cần cải thiện tính công khai và minh bạch của thị trường chứng khoán. Điều này sẽ giúp nhà đầu tư có đầy đủ thông tin cần thiết nhằm đưa ra quyết định đầu tư một cách đúng đắn. Ngoài ra, các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán cần công bố báo cáo tài chính theo chuẩn quốc tế, điều này sẽ thúc đẩy quá trình hội nhập quốc tế của thị trường chứng khoán tại các quốc gia ASEAN-5.

Kết quả nghiên cứu cho thấy tăng trưởng kinh tế bị tác động đáng kể bởi các biến kiểm soát trong mô hình nghiên cứu. Do vậy, ngoài việc gia tăng thanh khoản thị trường chứng khoán ở mức độ phù hợp, các quốc gia ASEAN-5 cần kết hợp đồng bộ với các giải pháp như gia tăng lực lượng lao động (đặc biệt là lực lượng lao động có chất lượng cao), cải thiện mức độ kiểm soát tham nhũng và kiểm soát lạm phát. Đây là những nền tảng quan trọng để thúc đẩy tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia ASEAN-5.

Mặc dù đã đạt được mục tiêu nghiên cứu đề ra, tuy nhiên bài nghiên cứu này còn tồn tại một số hạn chế nhất định. Chẳng hạn, bài nghiên cứu này không xác định ngưỡng của quy mô thị trường chứng khoán theo giá trị giao dịch hoặc theo giá trị vốn hoá, mà chỉ xác định giá trị ngưỡng của thanh khoản thị trường chứng khoán, với thanh khoản thị trường chứng khoán được đo lường thông qua tỷ lệ giá trị cổ phiếu giao dịch so với giá trị vốn hóa thị trường chứng khoán. Bên cạnh đó, do hạn chế về thời gian trong mẫu dữ liệu nên bài nghiên cứu này chỉ xác định được một giá trị ngưỡng của thanh khoản thị trường chứng khoán. Dựa trên cơ sở này, các nhà nghiên cứu có thể phát triển hướng nghiên cứu mới trong tương lai thông qua việc mở rộng quy mô mẫu nghiên cứu, bổ sung thêm những cách đo lường khác về thanh khoản thị trường chứng khoán, hoặc bổ sung thêm các biến kiểm soát khác vào mô hình nghiên cứu.

Tài liệu tham khảo:

- Aghion, P., Howitt, P. & Mayer-Foulkes, D. (2005), 'The effect of financial development on convergence: Theory and evidence', *The Quarterly Journal of Economics*, 120, 173-222.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991), 'Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment fluctuations', *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Beck, T. & Levine, R. (2004), 'Stock markets, banks, and growth: Panel evidence', *Journal of Banking and Finance*, 28(3), 423-442.
- Botev, J., Egert, B. & Jawadi, F. (2019), 'The nonlinear relationship between economic growth and financial development: Evidence from developing, emerging and advanced economies', *International Economics*, 160, 3-13.
- Cournede, B., Denk, O. & Hoeller, P. (2015), 'Finance and inclusive growth', *OECD Economic Policy Papers No. 14*, Paris: OECD Publishing.
- Debata, B. & Mahakud, J. (2018), 'Economic policy uncertainty and stock market liquidity: Does financial crisis make any difference?', *Journal of Financial Economic Policy*, 10(1), 112-135.
- Deidda, L. & Fattouh, B. (2002), 'Non-linearity between finance and growth', *Economics Letters*, 74(3), 339-345.
- Demirgüç-Kunt, A. & Levine, R. (1996), 'Stock markets, corporate finance, and economic growth: An overview', *The World Bank Economic Review*, 10(2), 223-239.
- Doytch, N. & Uctum, M. (2011), 'Does the worldwide shift of FDI from manufacturing to services accelerate economic growth? A GMM estimation study', *Journal of International Money and Finance*, 30(3), 410-427.
- Estrada, G., Park, D. & Ramayandi, A. (2010), 'Financial development and economic growth in developing Asia', *ADB Working Economic Series No.233*, ADB.
- Fufa, T. & Kim, J. (2018), 'Stock markets, banks, and economic growth: Evidence from more homogeneous panels', *Research in International Business and Finance*, 44, 504-517.
- Hansen, B.E. (1999), 'Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference', *Journal of Econometrics*, 93(2), 345-368.
- Hoskisson, R.E., Eden, L., Lau, C.M. & Wright, M. (2000), 'Strategy in emerging economies', *Academy of Management Journal*, 43(3), 249-267.
- Ibrahim, M. & Alagidede, P. (2018), 'Nonlinearities in financial development-economic growth nexus: Evidence from sub-Saharan Africa', *Research in International Business and Finance*, 46, 95-104.
- Keynes, J.M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, London: Macmillan.
- Kuznets, S. (1973), 'Modern economic growth: Findings and reflections', *The American Economic Review*, 63(3), 247-258.
- Levine, R. (1991), 'Stock markets, growth, and the tax policy', *Journal of Finance*, 46(4), 1445-1465.
- Levine, R. & Zervos, S. (1998), 'Stock markets, banks and growth', *American Economic Review*, 88(3), 537-558.
- Lin, P. & Fuerst, F. (2014), 'The integration of direct real estate and stock markets in Asia', *Applied Economics*, 46(12), 1323-1334.
- Lin, T. & Lin, Z. (2011), 'Are stock and real estate markets integrated? An empirical study of six Asian economies', *Pacific-Basin Finance Journal*, 19, 571-585.
- Mody, A. (2004), 'What is an emerging market?', *IMF Working Papers WP/04/177*, IMF.
- Ngare, E., Nyamongo, E.M. & Misati, R.N. (2014), 'Stock market development and economic growth in Africa', *Journal of Economics and Business*, 74(1), 24-39.
- Pan, L. & Mishra, V. (2017), 'Stock market development and economic growth: Empirical evidence from China', *Economic Modelling*, 68, 661-673.
- Ricardo, D. (1817), *On the Principles of Political Economy and Taxation*, London: John Murray.
- Romer, P. (1990), 'Endogenous technological change', *Journal of Political Economy*, 98(5), S71-S102.
- Rousseau, P.L. & Wachtel, P. (2000), 'Banks, stock markets and China's great leap forward', *Emerging Markets*

Review, 8(3), 206-217.

- Setiawan, B., Purnamasari, E. & Ulum, M.B. (2020), 'macroeconomic indicators and stock market development on economic growth: Empirical evidence from ASEAN countries', *Sriwijaya International Journal of Dynamic Economics and Business*, 3(4), 271-282.
- Singh, A. (1997), 'Financial liberalization, stock markets and economic development', *Economic Journal*, 107, 771-782.
- Smith, A. (1776), *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, 1st edition, London: W. Strahan.
- Solow, R.M. (1956), 'A contribution to the theory of economic growth', *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Song, Y., Chen, B., Tao, R., Su, C.W. & Umar, M. (2020), 'Too much or less? Financial development in Chinese marine economic growth', *Regional Studies in Marine Science*, 37, p.101324.
- Switzer, L.N. & Picard, A. (2016), 'Stock market liquidity and economic cycles: A non-linear approach', *Economic Modelling*, 57, 106-119.
- Tridico, P. (2013), 'The impact of the economic crisis on EU labour markets: a comparative perspective', *International Labour Review*, 152(2), 175-190.
- Wang, Q. (2015), 'Fixed-effect panel threshold model using Stata', *The Stata Journal*, 15(1), 121-134.
- Zhang, B. & Zhou, P. (2021), 'Financial development and economic growth in a micro-founded small open economy model', *The North American Journal of Economics and Finance*, 58, p.101544.

PHẢN ỨNG CỦA THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM TRONG BỐI CẢNH ĐẠI DỊCH COVID

Trần Phạm Trác

Đại học Tài chính - Marketing

Email: trantrac@ufm.edu.vn

Lê Thị Thuý Hằng

Đại học Tài chính - Marketing

Email: ltt.hang@ufm.edu.vn

Mã bài báo: JED-981

Ngày nhận: 20/10/2022

Ngày nhận bản sửa: 25/11/2022

Ngày duyệt đăng: 27/12/2022

DOI: 10.33301/JED.VI.981

Tóm tắt:

Đại dịch COVID-19 đã ảnh hưởng đến các nền kinh tế trên thế giới. Số lượng ca bệnh gia tăng trên toàn thế giới đã gây ra sự bất ổn của thị trường tài chính mỗi ngày. Những biến động này dẫn đến việc nhiều nền kinh tế chịu tổn thất lớn do sự lây lan của đại dịch. Bài báo này nhằm mục đích nghiên cứu tác động của đại dịch COVID-19 đối với thị trường chứng khoán của Việt Nam. Trong nghiên cứu này, mô hình VECM được sử dụng để nghiên cứu ước tính chuyển động của thị trường chứng khoán trong các giai đoạn của đại dịch COVID-19: giai đoạn đầu, giai đoạn khi lệnh giãn cách xã hội được thực hiện và giai đoạn bình thường mới, khi chính phủ ngừng thực hiện lệnh giãn cách xã hội. Khung thời gian nghiên cứu kéo dài từ ngày 30 tháng 01 năm 2020 đến ngày 29 tháng 06 năm 2022. Kết quả cho thấy đại dịch COVID-19 không còn những tác động tiêu cực mạnh mẽ đến chuyển động của thị trường chứng khoán trong dài hạn, nhất là khi chính phủ không còn thực hiện lệnh đóng cửa. Kết quả nghiên cứu cho thấy không ghi nhận những hạn chế kéo dài của đại dịch COVID-19 đối với thị trường chứng khoán.

Từ khóa: COVID-19, thị trường chứng khoán, VECM, Việt Nam.

Mã JEL: C23, G32, G34.

Reactions of Vietnam Stock Exchange in the context of Covid pandemic

Abstract:

The COVID-19 pandemic has affected economies around the world. The increasing number of cases worldwide has caused instability in the financial markets daily. These fluctuations have resulted in many economies suffering huge losses due to the spread of the pandemic. This study aims to investigate the impact of the COVID-19 pandemic on Vietnam's stock market. In this research, the VECM model is employed to estimate stock market movements during the phases of the COVID-19 pandemic: the early stage, the period when the social distancing order is implemented, and the new normal when the government stops implementing the social distancing order. The research time frame lasted from January 30, 2020 to June 29, 2022. The results show that the COVID-19 pandemic no longer has a strong negative impact on stock market movements in the long term, especially when the government is no longer implementing the shutdown order. The results show no long-term limitations of the COVID-19 pandemic on the stock market.

Keywords: COVID-19, stock market, VECM, Vietnam.

JEL codes: C23, G32, G34.

1. Giới thiệu

Đại dịch COVID-19 hiện nay ngày càng được công nhận là một mối quan tâm nghiêm trọng về sức khỏe cộng đồng trên toàn thế giới, gây ra sự lo lắng và căng thẳng trên toàn thế giới. Trong bối cảnh đó, vấn đề về tác động của đại dịch đối với hoạt động kinh tế vĩ mô đã nhận được nhiều sự quan tâm. Nhiều nghiên cứu đã cố gắng khám phá và giải thích sự tương tác giữa các biến số kinh tế vĩ mô và đại dịch, chẳng hạn như mối quan hệ của đại dịch và hiệu quả hoạt động ngân hàng và bảo hiểm (Leoni, 2013), chính phủ và công chúng (Cummins, 2006) và thị trường tài chính (Chen & cộng sự, 2018). Kết quả từ các nghiên cứu trước đó đã chứng minh mối liên hệ chặt chẽ giữa đại dịch và hoạt động kinh tế vĩ mô (Bloom & cộng sự, 2018).

Cho đến nay, tác động của đại dịch COVID-19 đến thị trường chứng khoán có nhiều kết quả và mức độ khác nhau. Về mặt lý thuyết, sự bùng phát của COVID-19 cũng sẽ ảnh hưởng đến kỳ vọng của các nhà đầu tư, có thể khiến lợi nhuận cổ phiếu giảm. Nói một cách cụ thể, trên cơ sở lý thuyết quyền chọn thực tế, các nhà đầu tư có quyền thực hiện các hành động khác nhau để đối phó với rủi ro và sự không chắc chắn có thể xảy ra. Về cơ bản, các nhà đầu tư có thể trì hoãn các quyết định đầu tư. Trong khoảng thời gian diễn ra đại dịch COVID-19, các nhà đầu tư có thể tạm hoãn đầu tư khi cảm thấy rủi ro và không chắc chắn, điều này sẽ giảm lợi nhuận từ cổ phiếu.

Tuy nhiên, vẫn chưa biết đại dịch COVID-19 ảnh hưởng đến thị trường chứng khoán ở mức độ nào và nhất là trong tình hình hiện nay, khi chính phủ các quốc gia đã khống chế tương đối thành công đại dịch COVID-19. Việc xác định rõ tác động của đại dịch COVID-19 không chỉ có ý nghĩa quan trọng trong việc hoạch định trước chiến lược đầu tư phù hợp cho các nhà đầu tư mà còn rất quan trọng đối với các chính phủ để đối phó với sự biến động có thể xảy ra trên thị trường chứng khoán. Do đó, mục đích chính của bài báo này là khám phá sự tương tác giữa đại dịch COVID-19 và thị trường chứng khoán của Việt Nam.

Nhiều nghiên cứu nhấn mạnh sự tác động của đại dịch COVID-19 đến thị trường chứng khoán và các biến số kinh tế vĩ mô (Lee & Zeng, 2011; Wang & Lee, 2020). Các nghiên cứu chủ yếu trong giai đoạn xảy ra dịch COVID-19 hoặc giai đoạn chính phủ thực hiện lệnh đóng cửa. Kết quả chủ yếu ghi nhận những tác động tiêu cực của đại dịch COVID-19 đến thị trường chứng khoán và các biến số kinh tế vĩ mô. Nghiên cứu này góp phần cung cấp bằng chứng thực nghiệm tác động của đại dịch COVID-19 đến thị trường chứng khoán của Việt Nam trong tất cả các giai đoạn, đặc biệt là sau khi kết thúc lệnh đóng cửa, nền kinh tế chuyển qua một trạng thái hoạt động mới, thường được gọi là giai đoạn “bình thường mới”. Vì vậy, chúng tôi cố gắng xem xét mối liên hệ giữa các biến số này trong một bối cảnh dài hạn và bao hàm những biến chuyển khác nhau của đại dịch COVID-19.

Nghiên cứu này xem xét tác động của COVID-19 đối với thị trường chứng khoán của Việt Nam, một nền kinh tế đang phát triển nhanh chóng và một quốc gia đã thành công trong việc kiểm soát đại dịch và hồi sinh thị trường tài chính sau đợt đóng cửa các hoạt động trên toàn quốc. Các tác động cụ thể của giai đoạn trước và sau khi áp dụng giãn cách xã hội do COVID-19 đối với thị trường chứng khoán của Việt Nam được đề cập trong nghiên cứu này. Trong phần tiếp theo, nghiên cứu trình bày các nghiên cứu thực nghiệm có liên quan về chủ đề nghiên cứu. Phần 3 nêu ra cách tiếp cận thực nghiệm của mô hình nghiên cứu. Cụ thể, nghiên cứu sử dụng mô hình vector hiệu chỉnh sai số hồi quy (Vector error correction model - VECM). Sau đó, các kết quả ước tính được trình bày và thảo luận trong Phần 4. Cuối cùng, Phần 5 đưa ra một số kết luận và khuyến nghị.

2. Các nghiên cứu mối liên hệ giữa đại dịch covid và thị trường chứng khoán

Coronavirus mới (SARS-CoV-2) có nguồn gốc từ Vũ Hán, Trung Quốc, đã gây ra sự tàn phá đáng kể trên thế giới. Nó đã gây ra thiệt hại nghiêm trọng cho nền kinh tế thế giới bao gồm cả thị trường chứng khoán (Chowdhury & cộng sự, 2021). Ashraf (2020) kiểm tra phản ứng của các thị trường chứng khoán đối với đại dịch COVID-19 khi lấy dữ liệu từ 64 quốc gia. Ông đã quan sát phản ứng tiêu cực và chủ động của thị trường chứng khoán đối với COVID-19. Lợi nhuận thị trường chứng khoán giảm với sự gia tăng các trường hợp nhiễm bệnh mới. Shehzad & cộng sự (2020) đã sử dụng mô hình hồi quy phương sai sai số thay đổi có điều kiện tự hồi quy tổng quát (Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity - GARCH) không đối xứng để điều tra tác động của COVID-19 trên thị trường chứng khoán Hoa Kỳ, Đức, Ý và Nhật Bản. Họ quan sát thấy hiệu ứng đòn bẩy đối với lợi tức cổ phiếu và nhận thấy rằng thị trường chứng khoán châu Á ít bị ảnh hưởng bởi COVID-19 hơn so với thị trường chứng khoán Mỹ và châu Âu. Albulescu (2020) đã

điều tra tác động của các thông báo chính thức về COVID-19 đối với sự biến động tài chính của thị trường chứng khoán Hoa Kỳ. Ông xác định COVID-19 là một yếu tố quan trọng khiến các mô hình đánh giá rủi ro biến động tài chính khó sử dụng. Ngoài thị trường chứng khoán, COVID-19 đã làm tê liệt nghiêm trọng các lĩnh vực quan trọng khác của nền kinh tế như vận tải, thương mại và thực phẩm. Đại dịch có ảnh hưởng lan rộng đến các lĩnh vực tài chính khác nhau bao gồm ngân hàng, bảo hiểm và thị trường chứng khoán và gây ra mối đe dọa đáng kể cho thị trường toàn cầu (The Economist, 2020a). The Economist cũng đề cập rằng thị trường chứng khoán giảm do nỗi sợ hãi về virus gia tăng. Nguyên nhân khiến tình hình kinh tế ngày càng xấu đi là do thiếu hụt nguồn cung lao động, hàng hóa và dịch vụ. Tổng sản phẩm quốc nội (GDP) toàn cầu sẽ giảm với tốc độ 2,5% hàng năm trong quý đầu tiên. Tốc độ tăng trưởng GDP của Hoa Kỳ và Châu Âu sẽ thấp hơn 2 điểm phần trăm so với mức bình thường nếu đại dịch không xảy ra (The Economist, 2020b). Người ta đã quan sát thấy trong một số trường hợp thị trường chứng khoán được định giá để phản ứng với nỗi sợ hãi. Phản ứng của các nhà đầu tư quốc tế đối với các cuộc tấn công khủng bố ngày 11 tháng 9 năm 2001 và sự bùng phát của Hội chứng hô hấp cấp tính nghiêm trọng (SARS) năm 2003 là hoàn toàn không thể đoán trước (Burch & cộng sự, 2016).

Nhiều nghiên cứu khác nhau đã báo cáo rằng sự phát triển của các ca nhiễm COVID-19 mới và những ca tử vong mới có tác động đáng kể đến thị trường chứng khoán. Alber (2020) đã tiến hành phân tích dữ liệu bảng và cho thấy rằng thị trường chứng khoán của Trung Quốc, Pháp, Đức và Tây Ban Nha đã bị ảnh hưởng bởi COVID-19. COVID-19 ảnh hưởng tiêu cực đến thị trường chứng khoán ở các quốc gia này. Kartal & cộng sự (2021) nghiên cứu phản ứng của các chỉ số thị trường chứng khoán chính của các Quốc gia Đông Á (Trung Quốc, Hồng Kông, Nhật Bản, Mông Cổ, Hàn Quốc và Đài Loan) đối với đại dịch COVID-19. Nghiên cứu thực hiện trong khoảng thời gian từ ngày 2 tháng 1 năm 2020 đến ngày 30 tháng 9 năm 2020 và các tác giả đặt hai thời kỳ phụ vào ngày ghi nhận trường hợp COVID-19 đầu tiên (tức là các thời kỳ tiền đại dịch và đại dịch). Kết quả của mô hình hồi quy cho thấy tác động tiêu cực của đại dịch đối với các thị trường chứng khoán của các Quốc gia Đông Á được nghiên cứu.

Baker & cộng sự (2020) đã phân tích phản ứng của thị trường chứng khoán Hoa Kỳ đối với COVID-19 trong khoảng thời gian 22 ngày giao dịch từ ngày 24 tháng 2 đến ngày 24 tháng 3 năm 2020. Họ quan sát thấy 18 cổ phiếu tăng giá và 16 đến 18 cổ phiếu giảm giá theo tin tức về COVID-19 trên các phương tiện truyền thông. Nhiều nhà nghiên cứu đã so sánh cuộc khủng hoảng COVID-19 có những hậu quả to lớn với thị trường tài chính và nền kinh tế tương tự với hậu quả của cuộc khủng hoảng tài chính năm 2008. Trong cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu, thị trường chứng khoán Mỹ không được cấu trúc tốt để đối phó với những sự kiện không chắc chắn. Mặc dù, bây giờ thị trường đã tốt hơn nhiều trước khi đối mặt với những cuộc khủng hoảng như vậy, nhưng tin tức gây sốc về virus lây lan khắp thế giới vẫn làm lung lay niềm tin của các nhà đầu tư. Cùng với những tin tức tiêu cực, các phản ứng của chính sách đối với đại dịch cũng đóng một vai trò quan trọng trong việc làm cho thị trường trở nên biến động hơn (Harvey, 2020).

Ozili & Arun (2020) đã chỉ ra rằng do sự bùng phát virus coronavirus gây ra và nỗi sợ mất đi lợi nhuận trong kinh doanh, 6 nghìn tỷ đô la Mỹ (USD) của cải đã bị cuốn trôi khỏi thị trường chứng khoán toàn cầu trong tuần 24 tháng 2. Cũng trong tuần này, chỉ số S&P 500 của Hoa Kỳ đã mất khối tài sản 5 nghìn tỷ USD. Trong số 5 nghìn tỷ USD thiệt hại, khoản lỗ lớn nhất của 10 công ty chiếm 1,4 nghìn tỷ USD tài sản. Số lượng ngày càng tăng của việc khóa cửa, hạn chế đi lại và các chính sách tiền tệ trong cuộc khủng hoảng COVID-19 đã ảnh hưởng trực tiếp đến việc mở cửa, giá thấp nhất và cao nhất của các chỉ số thị trường chứng khoán ở Hoa Kỳ. Một lần nữa, phân tích xu hướng của thị trường chứng khoán Hoa Kỳ, Fernandes (2020) cho thấy chỉ số S&P 500 của thị trường chứng khoán Hoa Kỳ đã giảm xuống dưới 30% vào tháng 3 năm 2020. Ông cho rằng hiệu suất thị trường chứng khoán của Vương quốc Anh và Đức thậm chí còn tồi tệ hơn hiệu suất của thị trường chứng khoán Hoa Kỳ. Mức giảm lợi nhuận hàng năm của cổ phiếu ở Vương quốc Anh là 37% trong khi ở Đức, con số này là 33%. Tuy nhiên, hai quốc gia có hiệu suất thấp nhất trên thị trường chứng khoán toàn cầu là Brazil (-48%) và Columbia (-47%). Tuy nhiên, nghiên cứu đã không đi chi tiết để tìm ra những lý do cụ thể đằng sau sự khác biệt trong hoạt động của thị trường chứng khoán của các quốc gia khác nhau. Nghiên cứu cũng phân tích lợi nhuận cổ phiếu hàng năm cho các lĩnh vực khác nhau. Nó cho thấy hoạt động kém nhất là ngành Dầu khí và Than với mức lợi nhuận âm 50%. Sau lĩnh vực nhiên liệu, mức thiệt hại cao thứ hai là ngành Du lịch và Giải trí với mức lợi nhuận âm 40%. Theo sau đó, lĩnh vực hàng không vũ trụ, khai thác mỏ, ngân hàng và truyền thông cũng bị ảnh hưởng rất nặng nề và giảm hơn

30% (Fernandes, 2020).

Al-Awadhi & cộng sự (2020) đã nghiên cứu ảnh hưởng của đại dịch COVID-19 đối với hai trong số các chỉ số thị trường chứng khoán quan trọng nhất ở Trung Quốc (Chỉ số Hang Seng và Chỉ số Tổng hợp của Sở Giao dịch Chứng khoán Thượng Hải) trong giai đoạn từ 10 tháng 1 năm 2020 đến 16 tháng 3 năm 2020. Bằng cách sử dụng phương pháp tiếp cận dữ liệu bảng và nhận thấy rằng sự gia tăng hàng ngày trong tổng số ca mắc mới và tổng số ca tử vong mới do COVID-19 gây ra tác động tiêu cực đáng kể đối với các chỉ số thị trường chứng khoán quan trọng nhất ở Trung Quốc. Adenomon & cộng sự (2020) sử dụng mô hình GARCH và nhận thấy tác động tiêu cực của các biến đại dịch lên thị trường chứng khoán ở Nigeria, trong khoảng thời gian từ ngày 2 tháng 1 năm 2020 đến ngày 16 tháng 4 năm 2020.

Zhang & cộng sự (2020) đã tiến hành một nghiên cứu để xem các mô hình của rủi ro theo quốc gia cụ thể và rủi ro có hệ thống chung trên thị trường tài chính toàn cầu do COVID-19 gây ra. Nghiên cứu cho rằng đại dịch COVID-19 đã có những tác động lớn đến thị trường chứng khoán toàn cầu. Các thông tin của COVID-19 làm gián đoạn hoạt động giao dịch bốn lần của thị trường chứng khoán Mỹ trong vòng 10 ngày. Trước sự cố này, bộ ngắt mạch chỉ kích hoạt một lần kể từ khi được đưa vào sử dụng vào năm 1987. Theo sau thị trường chứng khoán Mỹ, nghiên cứu cũng cho biết đại dịch cũng đã tác động lan truyền đến các thị trường chứng khoán ở châu Âu và châu Á. Chỉ số cổ phiếu của 100 công ty có giá trị vốn hóa thị trường lớn nhất niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán London (Financial times stock exchange - FTSE) của Vương quốc Anh đã giảm hơn 10% vào ngày 12 tháng 3 năm 2020. Chowdhury & cộng sự (2021) chỉ ra rằng số ngày ngừng hoạt động và số lượng bệnh nhân COVID-19 mới, hạn chế di chuyển nội bộ và hạn chế đi lại quốc tế đã ảnh hưởng đến giá thị trường chứng khoán. Nghiên cứu của Gherghina & cộng sự (2020) sử dụng mô hình ARDL dựa trên các trường hợp nhiễm bệnh COVID-19 mới có hệ số ý nghĩa cao hơn so với mô hình chứa số ca tử vong mới khi xem xét tác động của COVID-19 đối với thị trường chứng khoán Romania (chỉ số BET) trong khoảng thời gian từ ngày 31 tháng 12 năm 2019 đến ngày 20 tháng 4 năm 2020.

Các nghiên cứu tìm hiểu tác động của COVID-19 đối với thị trường chứng khoán và các hoạt động kinh tế khác tập trung vào một số quốc gia (tức là Hoa Kỳ và Trung Quốc) hoặc khu vực (tức là Bắc Mỹ và Châu Âu). Tuy nhiên, rất cần nhiều phân tích chuỗi thời gian trên thị trường chứng khoán và các yếu tố kinh tế vĩ mô khác để đo lường kết quả thực tế của đại dịch này ở các quốc gia khác nhau. Do đó, nghiên cứu này nhằm mục đích lấp đầy khoảng trống kiến thức bằng cách điều tra mối quan hệ giữa sự bùng phát COVID-19 và tình hình hoạt động của tất cả các lĩnh vực trên thị trường chứng khoán của Việt Nam trong các giai đoạn khác nhau của đại dịch COVID-19. Việt Nam là quốc gia đã kiểm soát tương đối thành công đại dịch COVID-19. Nghiên cứu sẽ kiểm định các thông tin đại dịch COVID-19 tác động đến thị trường chứng khoán của Việt Nam có khác biệt hay tương đồng với các nghiên cứu thực nghiệm tại các quốc gia khác trên thế giới, nhất là trong giai đoạn các hoạt động kinh tế chuyển qua thời kỳ bình thường mới sau khi khống chế đại dịch COVID-19.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình hồi quy VECM

Mô hình VECM(p):

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + u_t$$

Có thể viết lại mô hình này như sau:

$$Y_t - Y_{t-1} = (A_1 + A_2 + \dots + A_p - I)Y_{t-1} - (A_2 + \dots + A_p)(Y_{t-1} - Y_{t-2}) - (A_3 + \dots + A_p)(Y_{t-2} - Y_{t-3}) - \dots - A_p(Y_{t-p+1} - Y_{t-p}) + u_t$$

$$Y_t = Y_{t-1} + C_1 Y_{t-1} + C_2 Y_{t-2} + \dots + C_{p-1} Y_{t-p+1} + u_t$$

Trong đó:

$$= - (I - A_1 - A_2 - \dots - A_p); C_i = , i=1,2,\dots,p-1.$$

Mô hình chứa số hạng Πy_{t-1} chính là phần hiệu chỉnh sai số (Error correction model - ECM) (Banerjee & cộng sự, 1993).

Đặt $EC_{t-1} = \beta y_{t-1}$; các cách kết hợp chuỗi không dừng trong y_t thành một chuỗi dừng và EC_{t-1} là phần dư trong các cách kết hợp đó. Và EC_{t-1} cho biết trạng thái mất cân bằng ở kỳ t-1, khi đó α cho biết hệ số điều chỉnh của Δy_t khi có mất cân bằng xảy ra.

Mô hình chứa số hạng hiệu chỉnh sai số Y_{t-1} .

3.2. Mô tả biến của mô hình

Nghiên cứu có 4 biến số: số ca nhiễm Covid (CASES), lệnh đóng cửa của chính phủ (LOCKDOWN), lãi suất cho vay trên thị trường ngân hàng (IBOR), và chỉ số Vn index của thị trường chứng khoán (VNINDEX). Thực tế có thể có nhiều biến hơn được cho là phù hợp cho phân tích hiện tại. Tuy nhiên, mô hình VECM mà tác giả sử dụng đòi hỏi phải có đủ số quan sát. Sự gia tăng biến trong hệ thống có thể nhanh chóng làm cho quá trình hồi quy không hiệu quả. Nghiên cứu sẽ xem xét số ca nhiễm Covid, lệnh đóng cửa của chính phủ sẽ có tác động như thế nào đến chỉ số Vn index của thị trường chứng khoán ở các thời điểm khác nhau trong bối cảnh Việt Nam xảy ra tình trạng dịch bệnh Covid. Dữ liệu được lấy theo ngày giai đoạn từ ngày 30 tháng 01 năm 2020 đến ngày 30 tháng 06 năm 2022. Ngày 30 tháng 01 năm 2020 là ngày đầu tiên thị trường chứng khoán mở cửa sau Tết cổ truyền của Việt Nam, giai đoạn từ ngày 30 tháng 01 năm 2020 đến ngày 30 tháng 06 năm 2022 là giai đoạn trước, trong và sau khi chính phủ thực hiện lệnh đóng cửa để ngăn chặn tình trạng lây lan của dịch bệnh. Đặc biệt, giai đoạn nghiên cứu bao gồm giai đoạn chính phủ ngưng thực hiện lệnh đóng cửa, nền kinh tế chuyển qua một thời kỳ mới, thích nghi với đại dịch. Việc xem xét các thông tin của đại dịch trong thời kỳ bình thường mới tác động đến thị trường chứng khoán là hữu ích và gắn liền với tình hình thực tế. Lãi suất liên ngân hàng hàng ngày được lấy từ trang web Ngân hàng nhà nước Việt Nam. Số trường hợp bị nhiễm Covid hàng ngày ở Việt Nam được lấy từ trang web của Bộ Y tế Việt Nam. Chỉ số VnIndex được lấy từ trang web VNDirect. Tổng cộng, có 606 quan sát trong nghiên cứu. Ngoài trừ biến lãi suất tính theo tỷ lệ %, số trường hợp bị nhiễm Covid hàng ngày và chỉ số Vn Index không có phân phối chuẩn nên được lấy logarit. Lệnh đóng cửa của chính phủ là biến giả và nhận giá trị là 0 hoặc 1.

Bảng 1: Mô tả các biến của mô hình

Biến	Mô tả	Đơn vị	Ghi chú
CASE	Số ca nhiễm Covid của Việt Nam hàng ngày	Logarit	Biến đại diện cho đại dịch Covid (Al-Awadhi & cộng sự, 2020; Chowdhury & cộng sự, 2021; Gherghina & cộng sự, 2020)
LOCKDOWN	Lệnh phong tỏa toàn quốc của chính phủ (nếu ngày có lệnh phong tỏa nhận giá trị 1, nếu ngày không có lệnh phong tỏa nhận giá trị 0)	0 hoặc 1	Biến đại diện cho lệnh đóng cửa của chính phủ (Chowdhury & cộng sự, 2021)
IBOR	Lãi suất cho vay trên thị trường liên ngân hàng hàng ngày	%	Biến kiểm soát
VNINDEX	Chỉ số thể hiện sự biến động giá cổ phiếu tại Trung tâm Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (HOSE)	Logarit	Biến đại diện cho thị trường tài chính Việt Nam (Alber, 2020; Kartal & cộng sự, 2021; Al-Awadhi & cộng sự, 2020; Adenomon & cộng sự, 2020; Chowdhury & cộng sự, 2021)

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Các kiểm định của mô hình

4.1.1. Tính dừng của các chuỗi dữ liệu

Bảng 2: Kiểm định nghiệm đơn vị của chuỗi dữ liệu (d=1)

Kiểm định nghiệm đơn vị	t-Statistic	Prob.*
Giả thuyết: VNINDEX có nghiệm đơn vị	-24,243	0,000
Giả thuyết: CASES có nghiệm đơn vị	-24,278	0,000
Giả thuyết: LOCKDOWN có nghiệm đơn vị	-7,871	0,000
Giả thuyết: IBOR có nghiệm đơn vị	-17,363	0,000

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy.

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị cho thấy với mức ý nghĩa $\alpha = 0,05$ thì đều chấp nhận giả thiết H_0 về việc tồn tại nghiệm đơn vị nên các chuỗi CASES, LOCKDOWN, IBOR, VNINDEX đều không dừng ở sai phân

$d = 0$ và các chuỗi đều dừng ở mức sai phân bậc 1. Như vậy, các chuỗi dữ liệu đã dừng cùng bậc sai phân.

4.1.2. Kiểm định đồng liên kết

Kiểm định nghiệm đơn vị, các chuỗi CASES, LOCKDOWN, IBOR, VNINDEX cùng dừng ở sai phân bậc 1: $I(1)$. Sử dụng kiểm định đồng liên kết để kiểm tra CASES, LOCKDOWN, IBOR, VNINDEX có đồng

Bảng 3: Kiểm định đồng liên kết

Giả thuyết mức liên kết	Giá trị riêng	Giá trị thống kê	0,05 mức ý nghĩa	Giá trị P
Không*	0,173	144,228	69,818	0,000
Ít nhất 1	0,030	29,495	47,856	0,744
Ít nhất 2	0,011	10,723	29,797	0,967
Ít nhất 3	0,005	3,657	15,494	0,929

Kiểm định cho thấy có đồng liên kết ở mức ý nghĩa $\alpha = 0,05$.

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy.

liên kết hay không.

Kết quả thu được từ kiểm định đồng liên kết cho thấy CASES, LOCKDOWN, IBOR, VNINDEX có đồng liên kết, ở mức ý nghĩa $\alpha = 0,05$, khi $k = 0$ (None), $p\text{-value} = 0,000 > \alpha$ nên bác bỏ giả thiết $H_0: r = 0$ (không có đồng liên kết giữa các biến). Các chuỗi có đồng liên kết, vì vậy mô hình VECM thích hợp để hồi quy.

4.1.3. Kiểm định lựa chọn độ trễ tối ưu cho mô hình

Bảng 4: Kiểm định lựa chọn độ trễ tối ưu cho mô hình

Lựa chọn độ trễ tối ưu VAR						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	4416,395	NA	4,54e-12	-14,766	-14,648	-14,720
2	4576,827	316,557	2,80e-12	-15,251	-15,015	-15,159
3	4668,620	179,889	2,17e-12	-15,505	-15,151	-15,367
4	4739,038	137,055*	1,81e-12*	-15,688	-15,216*	-15,504
5	4762,721	45,777	1,76e-12	-15,713	-15,124	-15,484
6	4829,817	128,787	1,48e-12	-15,885	-15,178	-15,609

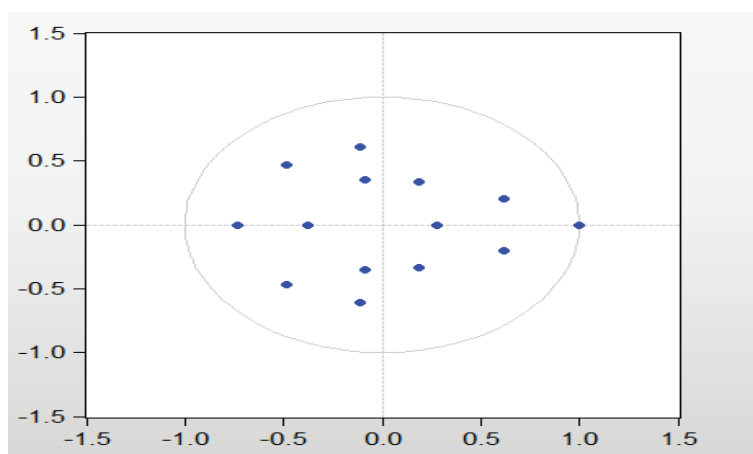
** cho biết độ trễ được chọn theo các tiêu chí.*

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy.

Thông thường, độ trễ tối ưu của mô hình được lựa chọn thông qua các tiêu chí LogL, LR, FPE, AIC, SC, HQ. Để xác định độ trễ tối ưu của mô hình VECM, cần xác định độ trễ tối ưu của mô hình VAR.

Nghiên cứu này sử dụng các tiêu chí LR, SC, FPE để xác định độ trễ tối ưu cho mô hình. Tương ứng, trong phân tích hiện tại, tác giả xác định độ trễ của mô hình VAR: $p = 4$. Mô hình VECM sẽ có độ trễ thấp

Hình 1: Kiểm định tính ổn định của mô hình



Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy.

hơn độ trễ mô hình VAR 1 bậc, vì vậy mô hình VECM sẽ có độ trễ $p = 3$.

4.1.4. Kiểm định tính ổn định của mô hình

Để kiểm định tính ổn định của mô hình VECM sử dụng AR Root Test để xem xét các nghiệm hay các giá trị riêng đều nhỏ hơn 1 hoặc không nằm ngoài vòng tròn đơn vị thì mô hình VECM đạt được tính ổn định. Kết quả cho thấy các nghiệm đều không nằm ngoài vòng tròn đơn vị nên mô hình VECM có tính ổn định.

4.1.5. Kiểm định tính nhiễu trắng của phần dư

Phần dư của mô hình VECM phải là nhiễu trắng thì mô hình VECM mới có thể được sử dụng để dự báo.

Bảng 5: Kiểm định tính nhiễu trắng của phần dư

VECM Kiểm tra tính nhiễu trắng của phần dư thông qua hệ số tự động tương quan					
Độ trễ	Giá trị Q	Giá trị P.*	Q hiệu chỉnh	Giá trị P*	df
1	642,083	---	643,155	---	---
2	702,645	---	703,920	---	---
3	707,181	---	708,478	---	---
4	724,408	0,000	725,821	0,000	60

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy.

Kết quả cho thấy $p\text{-value} > \alpha$ ($\alpha = 0,05$) từ độ trễ thứ 4. Nên không xảy ra hiện tượng tự tương quan từ độ trễ thứ 3. Nên độ trễ thích hợp của mô hình $p = 3$, lúc đó phần dư của mô hình là nhiễu trắng. Mô hình VECM thích hợp để hồi quy.

Như vậy, các kiểm định cho thấy các chuỗi dừng ở cùng bậc sai phân, kiểm định đồng liên kết có đồng liên kết, điều này đảm bảo cho việc lựa chọn mô hình VECM là hợp lý. Với độ trễ thích hợp được lựa chọn là 3 đồng thời mô hình VECM được đảm bảo là ổn định, các biến đưa vào mô hình là cần thiết, phần dư không bị nhiễu trắng, thích hợp để hồi quy. Từ đó, tác giả tiến hành phân tích kết quả mô hình, phân rã phương sai và các chức năng phản ứng xung là cơ sở cho các kết luận.

Bảng 6: Mô hình hồi quy VECM

Mô hình VECM				
Cointegrating Eq:		CointEq1		
VNINDEX(-1)		1,000		
IBOR(-1)		-0,190		
		(0,080)		
		[2,361]		
CASES(-1)		53,500		
		(1,136)		
		[-47,056]		
LOCKDOWN(-1)		2,703		
		(0,309)		
		[-8,738]		
C		-0,000		
Error Correction:	VNINDEX	IBOR	CASES	LOCKDOWN
CointEq1	-0,012	-0,024	0,028	0,030
	(0,003)	(0,015)	(0,000)	(0,004)
	[-0,461]	[-1,505]	[48,724]	[6,949]

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy.

4.2. Kết quả của mô hình và thảo luận

4.2.1. Kết quả mô hình VECM

Sau khi tiến hành các kiểm định mô hình VECM, kết quả mô hình hồi quy VECM thu được như sau:

Phương trình đồng liên kết thể hiện quan hệ giữa các biến trong dài hạn có dạng:

$$u = VNINDEX - 0,190IBOR + 53,500CASES + 2,703LOCKDOWN - 0,012$$

$$VNINDEX = 0,190IBOR - 53,500CASES - 2,703LOCKDOWN + 0,012 - u$$

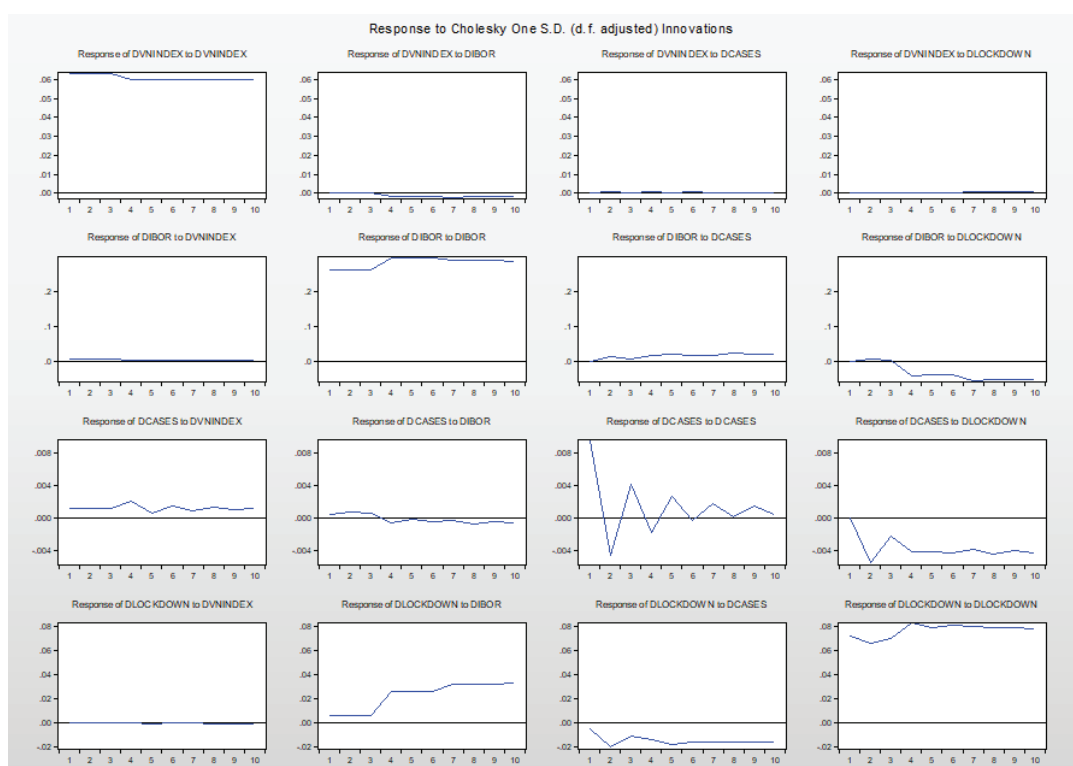
Kết hợp giữa các chuỗi không dừng thành một chuỗi dừng, và ECt-1 là phần dư trong cách kết hợp đó. ECt-1 = α cho biết trạng thái mất cân bằng ở kỳ t-1, α chính là hệ số điều chỉnh khi có sự mất cân bằng xảy ra trong ngắn hạn.

ECt-1 = 0,012 cho thấy nếu mất cân bằng kỳ trước 1 đơn vị, tại kỳ thứ nhất thì biến phụ thuộc sẽ điều chỉnh cùng chiều với trạng thái cân bằng. Như vậy, mất tổng hơn 9 kỳ để khôi phục trạng thái cân bằng.

4.2.2. Hàm phản ứng đẩy

Các chức năng phân rã phương sai và các chức năng phản ứng xung sẽ được thực hiện nhằm xem xét tác động của các yếu tố liên quan đại dịch COVID-19 đến thị trường chứng khoán của Việt Nam. Các chức năng này giúp phân tích được những ảnh hưởng trực tiếp và gián tiếp từ cú sốc yếu tố này tác động đến các yếu tố kia. Nhờ đó cho phép chúng ta đánh giá đầy đủ mối liên kết động của chúng. Kết quả cho thấy tác động của thông tin liên quan đến COVID-19 hầu như không ảnh hưởng đến thị trường tài chính. Việt Nam được coi là kiểm soát dịch bệnh thành công, chính phủ mở cửa trở lại các lĩnh vực khác nhau, đặc biệt là kinh tế.

Hình 2: Hàm phản ứng đẩy



Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy.

4.2.3. Phân rã phương sai

Phân rã phương sai của sai số khi dự báo các biến trong mô hình VECM nhằm phân tách phần đóng góp của các chuỗi thời gian khác cũng như của chính chuỗi thời gian đó trong phương sai của sai số dự báo. Các kết quả phân rã phương sai phù hợp với kết quả hàm phản ứng xung, xác định tầm quan trọng của các yếu tố dịch bệnh và lệnh đóng cửa đối với thị trường chứng khoán Việt Nam. Mặc dù phần sai số dự báo ở VNINDEX do sự biến động về số ca COVID mới là không đáng kể, số ca nhiễm mới hầu như không ảnh hưởng đến thị trường chứng khoán, đặc biệt là trong dài hạn. Trong ngắn hạn, phần sai số dự báo ở VNINDEX do sự biến động về số ca COVID mới chưa tới 0,01% ở từng kỳ. Và mức tác động không đáng kể này tiếp tục thể hiện trong các kỳ tiếp theo, trong dài hạn mức tác động không có dấu hiệu gia tăng. Điều này hoàn toàn phù hợp với chính sách điều hành hiện nay của chính phủ Việt Nam, các hoạt động kinh tế vẫn hoạt động bình thường trong bối cảnh dịch COVID-19 đã được kiểm soát tương đối tốt. Sau khi tiêm vaccine

Bảng 7: Phân rã phương sai

Phân rã phương sai của VNINDEX:					
Kỳ	S.E.	VNINDEX	IBOR	CASES	LOCKDOWN
1	0,063558	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,089889	99,98887	3,05E-06	0,009662	0,001468
3	0,110090	99,99148	2,33E-06	0,007395	0,001123
4	0,125297	99,96719	0,023336	0,007974	0,001498
5	0,138886	99,95265	0,038599	0,007010	0,001741
6	0,151239	99,94226	0,048772	0,007041	0,001925
7	0,162758	99,93215	0,058086	0,006521	0,003245
8	0,173503	99,92476	0,064743	0,006212	0,004284
9	0,183628	99,91885	0,070207	0,005881	0,005061
10	0,193214	99,91446	0,073771	0,005705	0,006068

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy.

cho người dân và tình hình dịch bệnh đã được cải thiện, chính phủ đã từng bước mở cửa các hoạt động của nền kinh tế. Nền kinh tế đã khôi phục từng bước, một loạt các chính sách y tế và kinh tế song hành phù hợp với thời kỳ bình thường mới giúp cho các chủ thể tham gia nền kinh tế, đặc biệt là các nhà đầu tư tham gia thị trường chứng khoán yên tâm. Các thông tin liên quan đến số ca nhiễm bệnh COVID-19 mới không còn là mối lo ngại lớn của nhà đầu tư và có những tác động tiêu cực đến thị trường chứng khoán của Việt Nam.

Kết quả cho thấy các chính sách điều hành của Chính phủ mở cửa lại nền kinh tế khi tình hình dịch bệnh COVID-19 được kiểm soát đã giúp hạn chế những tác động lớn của COVID đến thị trường chứng khoán trong thời kỳ sau khi chính phủ ngưng thực hiện lệnh đóng cửa. Điều này phù hợp với các nghiên cứu thực nghiệm trước đây. Baker & cộng sự (2020) đã cho thấy giá của nhiều cổ phiếu vẫn gia tăng khi xuất hiện các tin tức về COVID-19 trên các phương tiện truyền thông. Nghiên cứu của Harvey (2020) cũng cho thấy bên cạnh những tin tức tiêu cực, chính sách quản lý điều hành của nhà nước đối với đại dịch cũng đóng một vai trò quan trọng trong việc tác động đến thị trường.

5. Kết luận

Nghiên cứu này cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm sự biến chuyển của thị trường chứng khoán của Việt Nam trong bối cảnh dịch bệnh COVID-19 bằng cách sử dụng dữ liệu hàng ngày từ ngày 30 tháng 01 năm 2020 đến ngày 30 tháng 6 năm 2022. Kết quả cho thấy xét về lâu dài, các thông tin liên quan đến đại dịch COVID-19 dần ít gây nên những tác động tiêu cực đến thị trường chứng khoán. Các biện pháp can thiệp của chính phủ như chính sách cách ly xã hội đã có tác động tiêu cực đến thị trường chứng khoán. Tuy nhiên, trong giai đoạn Việt Nam không còn thực hiện lệnh phong tỏa, thực hiện thời kỳ mới nhằm phục hồi kinh tế thì những tác động của dịch bệnh COVID-19 đối với thị trường chứng khoán bị chững lại và không còn gia tăng nữa. Kết quả này cho thấy trong thời kỳ sau khi chính phủ ngưng thực hiện lệnh đóng cửa, tình hình dịch bệnh COVID-19 đã được kiểm soát tốt thì các thông tin liên quan đến số ca bệnh COVID-19 mới không còn gây nên những tác động tiêu cực đến thị trường chứng khoán. Kết quả này khác với các nghiên cứu khi đại dịch COVID-19 đang ở đỉnh dịch và các chính phủ phải thực hiện lệnh phong tỏa, các thông tin ca bệnh COVID-19 có những tác động tiêu cực đến thị trường chứng khoán (Alber, 2020; Kartal & cộng sự, 2021; Al-Awadhi & cộng sự, 2020; Adenomon & cộng sự, 2020; Chowdhury & cộng sự, 2021,...).

Số ca nhiễm gia tăng ở giai đoạn đầu đã làm tê liệt nền kinh tế, tuy nhiên các hoạt động của nền kinh tế đã tìm cách thích nghi trong tình hình đại dịch Covid kéo dài. Khi số ca nhiễm biến động thì ở các giai đoạn đầu thị trường chứng khoán vẫn chưa chịu những ảnh hưởng tiêu cực ngay lập tức. Khi số ca nhiễm gia tăng thì chính phủ sẽ thực hiện lệnh phong tỏa toàn quốc để ngăn chặn tình trạng lây lan của dịch bệnh. Lệnh phong tỏa gây nên những hiệu ứng tiêu cực tác động ngay lập tức cho thị trường chứng khoán. Tuy nhiên, khi chính phủ thực hiện chính sách nền kinh tế trong bối cảnh bình thường mới, các hoạt động của nền kinh tế được khai thông lại khi tình hình dịch đã được kiểm soát tương đối.

Nhìn chung, sự lây lan của COVID-19 đã có tác động tàn phá đến nền kinh tế thế giới và khi đại dịch ở Việt Nam kéo dài, chính phủ thực hiện phục hồi nền kinh tế theo hướng thích nghi và thời kỳ mới đã có

những kết quả tích cực cho thị trường chứng khoán và nền kinh tế. Nghiên cứu này cũng khuyến nghị các nhà đầu tư nên theo dõi những biến chuyển của đại dịch COVID-19 ở Việt Nam trước khi đưa ra bất kỳ quyết định đầu tư nào liên quan đến thị trường chứng khoán của Việt Nam. Tuy nhiên, không nên quá chú trọng vào yếu tố số lượng trường hợp COVID-19 ở thời điểm hiện nay cho các quyết định đầu tư.

Tài liệu tham khảo:

- Adenomon, M.O., Maijamaa, B. & John, D.O. (2020), *On the effects of COVID-19 outbreak on the Nigerian stock exchange performance: Evidence from GARCH models*, Eur - PMC Preprints.
- Al-Awadhi, A.M., Alsaifi, K., Ahmad, A. & Alhammadi, S. (2020), 'Death and contagious infectious diseases: Impact of the COVID-19 virus on stock market return', *The Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 27, p.100326.
- Alber, N. (2020), 'The effect of Coronavirus spread on stock markets: The case of the worst 6 countries', *Investments eJournal*, DOI:10.2139/ssrn.3578080.
- Albulescu, C. (2020), *Coronavirus and financial volatility: 40 days of fasting and fear*, retrieved on October 10th 2022, from <<https://doi.org/10.48550/arXiv.2003.04005>>.
- Ashraf, B.N. (2020), 'Stock markets' reaction to COVID-19: Cases or fatalities?', *Research in International Business and Finance*, 54, p.101249.
- Baker, S.R., Bloom, N., Davis, S.J., Kost, K.J., Sammon, M.C. & Viratyosin, T. (2020), 'The unprecedented stock market impact of COVID-19', *National Bureau of economic research Working Papers No. w26945*, National Bureau of Economic Research.
- Banerjee, D., John, G. & David, H. (1993), *Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*, Oxford University Press.
- Bloom, D.E., Cadarette, D. & Sevilla, J.P. (2018), 'Epidemics and economics: New and resurgent infectious diseases can have far-reaching economic repercussions', *Finance and Development*, 55(2), 46-49.
- Burch, T.R., Emery, D.R. & Fuerst, M.E. (2016), 'Who moves markets in a sudden marketwide crisis? Evidence from 9/11', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51(2), 463-487.
- Chen, M.P., Lee, C.C., Lin, Y.H. & Chen, W.Y. (2018), 'Did the SARS epidemic weaken the integration of Asian stock markets? Evidence from smooth time-varying cointegration analysis', *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 31(1), 908-926.
- Chowdhury, E.K., Khan, I.I. & Dhar, B.K. (2021), 'Catastrophic impact of COVID-19 on the global stock markets and economic activities', *Business and Society Review*, 127(2), 437-460.
- Cummins, J.D. (2006), 'Should the government provide insurance for catastrophes?', *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 88(4), 337-379.
- Fernandes, N. (2020), *Economic effects of coronavirus outbreak (COVID-19) on the world economy*, unpublished manuscript, from <<https://ssrn.com/abstract=35575>>.
- Gherghina, C.S., Daniel S., Armeanu, T. & Joldes, C.C. (2020), *Stock Market Reactions to COVID-19 Pandemic Outbreak: Quantitative Evidence from ARDL Bounds Tests and Granger Causality Analysis*, retrieved on October 10th 2022, from <<https://www.mdpi.com/1660-4601/17/18/6729>>.
- Harvey, A.C. (2020), *The economic and financial implications of COVID-19 pandemic*, the Mayo Center for Asset Management at the University of Virginia Darden School of Business and the Financial Management Association International virtual seminars series, from <<https://www.darden.virginia.edu/mayo-center/events/virtualseeker-series>>.
- Kartal, M.T., Depren, S.K. & Depren, Ö. (2021), 'How main stock exchange indices react to Covid-19 Pandemic: daily evidence from East Asian countries', *Global Economics Review*, 50, 54-71.

-
- Lee, C.C. & Zeng, J.H. (2011), 'The impact of oil price shocks on stock market activities: Asymmetric effect with quantile regression', *Mathematics and Computers in Simulation*, 81(9), 1910-1920.
- Leoni, P.L. (2013), 'HIV/AIDS and banking stability in developing countries', *Bulletin of Economic Research*, 65(3), 225-237.
- Ozili, P.K. & Arun, T. (2020), *Spillover of COVID-19: Impact on the global economy*, unpublished manuscript, from <<https://ssrn.com/abstract=3562570>>.
- Shehzad, K., Xiaoxing, L. & Kazouz, H. (2020), 'COVID-19's disasters are perilous than global financial crisis: A rumor or fact?', *Finance Research Letters*, 36, p.101669.
- The Economist (2020a), *The Right Medicine for the World Economy*, retrieved on October 10th 2022, from <<https://www.economist.com/leaders/2020/03/05/the-right-medicine-for-the-world-economy>>.
- The Economist (2020b), *Tracking the Economic Impact of COVID-19 in Real Time*, retrieved on October 10th 2022, from <<https://www.economist.com/united-states/2020/03/14/tracking-the-economic-impact-of-covid-19-in-real-time>>.
- Wang, E.Z. & Lee, C.C. (2020), 'Dynamic spillovers and connectedness between oil returns and policy uncertainty', *Applied Economics*, 52(35), 3788-3808.
- Zhang, D., Hu, M. & Ji, Q. (2020), 'Financial markets under the global pandemic of COVID-19', *Finance Research Letters*, 36, p.101528.

MỐI QUAN HỆ GIỮA GIÁ VÀNG, CHỈ SỐ THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VÀ TỶ GIÁ TẠI VIỆT NAM: NGHIÊN CỨU TRONG BỐI CẢNH ĐẠI DỊCH COVID-19 VÀ XUNG ĐỘT CHÍNH TRỊ NGÀ-UKRAINA

Trần Thị Kim Oanh

Đại học Tài Chính - Marketing

Email: kimoanh@ufm.edu.vn

Lê Quốc Đình

Đại học Tài Chính - Marketing

Email: dinhle2807@gmail.com

Mã bài: JED-980

Ngày nhận: 20/10/2022

Ngày nhận bản sửa: 29/11/2022

Ngày duyệt đăng: 02/01/2023

DOI: 10.33301/JED.VI.980

Tóm tắt:

Bài viết nghiên cứu mối tương quan giữa thị trường chứng khoán, giá vàng và tỷ giá USD trong bối cảnh đại dịch COVID-19 và xung đột chính trị Nga-Ukraina. Dữ liệu từ 03/02/2000 đến 10/05/2022, được chia thành 3 giai đoạn: 03/02/2020 đến 22/07/2020 (dịch COVID-19 mới bắt đầu), từ 23/07/2020 đến 23/02/2022 (bắt đầu có ca tử vong vì COVID-19 đầu tiên tại Việt Nam), từ 24/02/2022 đến 10/05/2022 (xung đột chính trị Nga-Ukraina). Bằng mô hình tự hồi quy (VAR), kết quả hàm phản ứng đẩy cho thấy có sự điều chỉnh cấu trúc giữa các thị trường ở các giai đoạn, tồn tại mối quan hệ nghịch chiều giữa thị trường chứng khoán và vàng trong giai đoạn 1 và 3, nhưng mối quan hệ này lại cùng chiều ở giai đoạn 2. Cả ba giai đoạn cho thấy mối quan hệ nghịch chiều giữa giá chứng khoán và tỷ giá, nghịch chiều giữa giá vàng tỷ giá ở giai đoạn 1 và cùng chiều ở giai đoạn 2 và 3. Từ đây bài viết đề xuất các hàm ý chính sách giúp ổn định nền kinh tế Việt Nam.

Từ khóa: Thị trường chứng khoán, giá vàng, tỷ giá USD, VAR, COVID-19, xung đột chính trị Nga-Ukraina.

Mã JEL: E44

Relationship between gold price, stock market index and exchange rate in Vietnam: A research in the context of the Covid-19 pandemic and Russia-Ukraine conflict

Abstract:

This article studies the correlation between the stock market, gold price and USD exchange rate in the context of the COVID-19 pandemic and the Russia-Ukraine conflict. Research data from February 3, 2000 to May 10, 2022, divided into 3 phases: Phase 1 from February 3, 2020 to July 22, 2020 (COVID-19 has just started), Phase 2 from July 23, 2020 to February 23, 2022 (first COVID-19 death case in Vietnam), Phase 3 from February 24, 2022 to May 10, 2022 (Russia-Ukraine conflict). Applying the vector autoregression model (VAR), the impulse-response function results show a strong structural adjustment between the markets at different phases. There is a negative relationship between the stock and gold in phase 1 and phase 3, but a positive one in phase 2. The negative relationship between stock price and exchange rate is found in all 3 phases, while the relationship between the gold price and exchange rate is negative in phase 1 and positive in phases 2 and 3. From the above results, the study provides policy implications to stabilize Vietnam's economy.

Keywords: Stock market, gold price, USD exchange rate, VAR, COVID-19, Russia-Ukraine conflict.

JEL Code: E44

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh đại dịch COVID-19, các lĩnh vực kinh tế đều bị ảnh hưởng, thị trường chứng khoán (TTCK) trên toàn cầu đều lao dốc. Các nghiên cứu Abdulkarim & cộng sự (2020), Hatmanu & Cautisanu (2021) cho thấy COVID-19 có tác động tiêu cực đến chỉ số giá chứng khoán. Liu & cộng sự (2020) thậm chí còn chỉ ra rằng sự gia tăng số ca mắc COVID-19 làm tăng nguy cơ sụp đổ của thị trường chứng khoán. Các doanh nghiệp cũng như các nhà đầu tư (NĐT) phải tìm kiếm các kênh đầu tư khác hiệu quả hơn. Cùng với đó, việc giảm lãi suất USD của FED đã khiến nhiều nhà đầu tư bỏ đô la Mỹ, thay vào đó là tập trung cho những thị trường an toàn hơn, cụ thể là vàng. Giới đầu tư nhận định, vàng là nơi trú ẩn an toàn nhất với cơ hội tăng giá cao. Điều này vô hình chung đã khiến giá vàng liên tục tăng cao trong thời gian dài.

Vào ngày 24/02/2022, Nga phát động cuộc tấn công vào Ukraina. Sự kiện này ngay lập tức đã làm giảm điểm của thị trường chứng khoán Việt Nam. Về lâu dài, xung đột giữa hai nước sẽ có tác động như thế nào đến thị trường chứng khoán Việt Nam vẫn là một câu hỏi mà nhiều nhà đầu tư băn khoăn. Theo Husnul & cộng sự (2017) vàng được sử dụng như một khoản đầu tư thay thế vì nó có xu hướng không có rủi ro và không bị ảnh hưởng bởi áp lực xung đột chính trị. Vàng là một trong những kim loại quý được coi là tài sản an toàn để tích trữ lâu dài vì nó có độ bền tốt (Robiyanto & cộng sự, 2017) và là một công cụ hiệu quả để đa dạng hóa và giảm thiểu rủi ro cho danh mục đầu tư (Tuna, 2019). Và một bộ phận không thể thiếu đó chính là thị trường ngoại hối, những biến động trong tỷ giá đặc biệt đồng đô la Mỹ có tác động đáng kể đến nền kinh tế của các quốc gia trên thế giới.

Khi có sự biến động: lãi suất từ Fed, dịch bệnh, chiến tranh, địa chính trị... các thị trường hình thành cho mình lối đi riêng, nhưng sự liên kết giữa các thị trường này với nhau luôn tồn tại theo từng giai đoạn biến động. Với sự phát triển ngày càng cao của công nghệ, các kỹ thuật mô hình ngày càng được áp dụng đưa ra các kết quả khác nhau. Thị trường tài chính dưới nhiều góc độ trong đại dịch COVID-19 và xung đột Nga-Ukraina sẽ tiếp tục có những nút thắt, những hàng rào và sự khác biệt lớn giữa các khu vực kinh tế, giữa các quốc gia kinh tế và thậm chí giữa các loại ngành kinh tế tùy thuộc vào địa chính trị và sự tàn phá tiếp theo của COVID-19 với các biến thể mới nhất. Vì vậy nghiên cứu mối quan hệ giữa thị trường chứng khoán, giá vàng và tỷ giá USD trong hai giai đoạn dịch COVID-19 và xung đột Nga-Ukraina hết sức cần thiết, cung cấp cái nhìn thực tiễn về sự điều chỉnh cấu trúc vốn giữa các thị trường trong hai giai đoạn này.

Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng mô hình Var để nghiên cứu mối tương quan giữa thị trường chứng khoán, giá vàng và tỷ giá USD trong bối cảnh đại dịch COVID-19 và xung đột chính trị Nga-Ukraina. Từ đó, tác giả đề xuất các hàm ý chính sách nhằm ổn định thị trường chứng khoán, thị trường ngoại hối và thị trường vàng giúp ổn định nền kinh tế Việt Nam tạo lòng tin trong dân chúng, tránh bị tác động lớn từ những cú sốc bên ngoài.

2. Mối quan hệ giữa chỉ số thị trường chứng khoán, giá vàng và tỷ giá hối đoái

2.1. Lý thuyết mối quan hệ giữa giá vàng, chỉ số thị trường chứng khoán và tỷ giá hối đoái

Mối quan hệ giữa chỉ số thị trường chứng khoán và tỷ giá hối đoái

Theo Branson (1981) khi tỷ giá tăng thì các doanh nghiệp nhập khẩu chịu rủi ro về tỷ giá, sẽ phải trích dự phòng rủi ro cao làm chi phí doanh nghiệp tăng dẫn đến sự giảm sút trong kết quả kinh doanh, giá cổ phiếu doanh nghiệp sẽ giảm. Ngược lại, khi tỷ giá giảm, các doanh nghiệp nhập khẩu sẽ được hưởng lợi do chi phí trả thấp hơn, kinh doanh có lãi giá chứng khoán sẽ tăng.

Ngược lại, Dornbusch & Fischer (1980) cho rằng tỷ giá tăng sẽ làm tăng sản lượng đầu ra và doanh thu giúp doanh nghiệp có lợi thế cạnh tranh do hàng hoá của các doanh nghiệp này rẻ hơn trong thương mại quốc tế, điều này giúp các công ty trong nước này có dòng tiền tương lai tốt hơn và từ đó làm tăng giá cổ phiếu. Cách tiếp cận thứ hai cho thấy có mối tương quan dương giữa giá chứng khoán và tỷ giá.

Theo Gavin (1989) đồng tiền trong nước được định giá thấp để nâng cao giá trị của những doanh nghiệp xuất khẩu hàng hóa nếu doanh nghiệp sử dụng nhiều chi phí nhập khẩu sản phẩm đầu vào, khi đó chi phí tăng sẽ làm giảm lợi nhuận dẫn đến giá cổ phiếu có thể giảm hoặc không tăng. Từ cách tiếp cận thứ ba cho thấy tỷ giá và giá cổ phiếu có mối quan hệ yếu hoặc hoàn toàn không có quan hệ.

Mối quan hệ giữa thị trường chứng khoán và giá vàng

Baur & Lucey (2010) đã chỉ ra rằng vàng là kênh trú ẩn an toàn và phòng ngừa rủi ro khi thị trường chứng

khoản không thuận lợi và trong các cuộc khủng hoảng, giá vàng tăng mạnh khi giá chứng khoán sụt giảm, mặc dù mức độ tác động mạnh yếu có thể khác nhau đối với từng nền kinh tế. Đồng thời, vàng cũng được xem như một chỉ báo hàng đầu đối với thị trường chứng khoán. Các nhà đầu tư có thói quen đa dạng hóa danh mục đầu tư trong đó có vàng vì nó thường có mối quan hệ nghịch đảo với xu hướng của thị trường chứng khoán.

Mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và giá vàng

Beckers & Soenen (1984) đã chỉ ra bằng chứng vàng là công cụ phòng ngừa rủi ro hay là kênh trú ẩn an toàn. Vàng và USD là hai yếu tố quan trọng trong nền kinh tế vĩ mô, mối quan hệ này xuất phát từ việc vàng được xem là công cụ hữu hiệu để ngừa lạm phát. Trong khi đó giá trị của vàng được neo theo giá đô la. Khi giá trị của đồng USD giảm, nhà đầu tư mất nhiều đô la hơn để mua vàng và ngược lại. Như vậy, giá trị đồng USD chịu ảnh hưởng lớn bởi chính sách tiền tệ cũng như cung cầu của chính phủ. Mặc dù bất cứ đồng tiền nào cũng phản ánh quan hệ tỷ lệ nghịch với giá vàng. Tuy nhiên, người ta thường nhắc đến giá vàng và USD để so sánh mối tương quan này, bởi đồng USD luôn chiếm tỷ trọng lớn nhất trong dự trữ ngoại hối của các Ngân hàng Trung ương. Khi lãi suất của đồng USD tăng giá, thay vì mua vàng nhà đầu tư có xu hướng bỏ tiền vào đồng đô la. Lúc này lượng cầu USD sẽ tăng, kéo theo giá USD tăng. Sjaastad & Scacciavillani (1996) cũng đã phát hiện ra rằng sự tăng giá hoặc mất giá của đồng tiền sẽ có ảnh hưởng mạnh mẽ đến giá vàng và sự sụp đổ của hệ thống tỷ giá thả nổi Bretton Woods là nguyên nhân chính dẫn đến sự bất ổn trong giá vàng thế giới

2.2. Các nghiên cứu mối quan hệ giữa giá vàng, chỉ số thị trường chứng khoán và tỷ giá hối đoái trong giai đoạn chiến tranh - xung đột chính trị và đại dịch COVID-19

Bruno & Marcel (2001) nghiên cứu sự kiện đưa ra kết luận rằng các cuộc chiến tranh trong lịch sử được phản ánh trong giá tài sản trong cổ phiếu và trái phiếu chính phủ Đức và Áo. Hudson & cộng sự (2015) nghiên cứu ảnh hưởng của Thế chiến thứ hai (WWII) trên thị trường chứng khoán Anh cho thấy có sự tương quan mạnh mẽ giữa các sự kiện chiến tranh và lợi nhuận thị trường. Gần đây, Goel & cộng sự (2017) nghiên cứu tác động của các cuộc tấn công khủng bố đối với thị trường tài chính, kết quả cho thấy mối quan hệ giữa chỉ số thị trường chứng khoán thế giới và các sự cố khủng bố quy mô lớn có quan hệ nghịch biến với nhau. Bounougou & cộng sự (2022) xem xét tác động của xung đột chính trị giữa Nga-Ukraina đến thị trường chứng khoán của 94 quốc gia trên thế giới. Kết quả chỉ ra xung đột Nga-Ukraina tác động tiêu cực đến cổ phiếu của các nước trên thế giới.

Thakolsri (2021) chứng minh rằng gia tăng giá vàng thế giới, giá dầu, và tỷ giá đồng Baht Thái Lan (USD/THB) có mối quan hệ tiêu cực đến thị trường chứng khoán Thái Lan trong khoảng thời gian từ tháng 01/2000 đến tháng 01/2018. Mohiuddin & cộng sự (2021) nghiên cứu và chỉ ra mối tương quan giữa các biến giá dầu, giá vàng thế giới, tỷ giá hối đoái và giá thị trường chứng khoán ở Pakistan. Cụ thể, giá dầu thô và tỷ giá hối đoái tương quan dương đến lợi nhuận của chỉ số KSE-100 kể cả trước và sau dịch COVID-19. Giá vàng có tương quan âm đến thị trường chứng khoán, và tương quan dương với tỷ giá. Ngoài ra, Gök & Kara (2021) chứng minh rằng mối quan hệ giữa lãi suất đến tỷ giá hối đoái, giá chứng khoán trong thời kỳ COVID-19, mang lại những tác động quan trọng cho các nhà đầu tư và các nhà hoạch định chính sách.

3. Mô hình nghiên cứu và phương pháp nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập theo ngày từ ngày 03/02/2000 đến 10/05/2022 được chia thành 3 giai đoạn:

Giai đoạn 1: Từ 03/02/2020 đến 22/07/2020. Giai đoạn bắt đầu có ca nhiễm COVID-19 đầu tiên tại Việt Nam. Sự gia tăng số ca nhiễm sẽ đưa tới phản ứng bi quan thái quá của nhà đầu tư sẽ dẫn tới trạng thái trì hoãn đầu tư khiến thị trường chứng khoán Việt Nam có một cú sốc giảm điểm. Thêm vào đó, tâm lý sợ thất bại cũng làm cho nhiều nhà đầu tư mất niềm tin vào sức chống đỡ của thị trường chứng khoán và chọn cách rút bỏ đầu tư, bán tháo chứng khoán cũng góp phần làm cho thị trường chứng khoán giảm điểm.

Giai đoạn 2: Từ 23/07/2020 đến 23/02/2022. Giai đoạn bắt đầu có ca tử vong đầu tiên do COVID-19 tại Việt Nam. Trong giai đoạn số ca nhiễm ngày càng tăng, chính phủ triển khai nhằm ổn định nền kinh tế nói chung và thị trường chứng khoán nói riêng, và nhờ vào sự kiểm soát, khống chế dịch rất tốt qua từng ngày, đã tạo niềm tin vững chắc trong giới đầu tư. Hơn nữa, trong thời gian qua, có quá nhiều thông tin liên quan đến dịch bệnh khiến người dân đã quen tiếp nhận thông tin, dẫn đến phản ứng của thị trường chứng khoán

cũng “chai sạn” đi. Ngoài ra, vắc xin ngừa COVID-19 được triển khai đại chúng được nhiều quốc gia đề cập đã củng cố thêm tâm lý cho nhà đầu tư. Nghiên cứu mối quan hệ 3 thị trường trong giai đoạn này là điều cần thiết.

Giai đoạn 3: Từ 24/02/2022 đến 10/05/2022. Giai đoạn bắt đầu diễn ra xung đột chính trị Nga-Ukraina. Sự kiện này ngay lập tức đã làm giảm điểm của thị trường chứng khoán Việt Nam. Tuy vậy về lâu dài, mối căng thẳng giữa hai nước sẽ có tác động như thế nào đến thị trường chứng khoán Việt Nam vẫn là một câu hỏi mà nhiều nhà đầu tư băn khoăn. Chính vì vậy, nghiên cứu mối quan hệ giữa các thị trường trong giai đoạn này là rất cần thiết.

Trên cơ sở kế thừa từ các nghiên cứu của tác giả Mohiuddin & cộng sự (2020) áp dụng tại Pakistan trong đợt dịch COVID-19 và nghiên cứu của tác giả Thakolsri (2021) áp dụng tại thị trường chứng khoán Thái Lan, tác giả thiết lập mô hình nghiên cứu:

$$Y_t = A_1 Y_{i,t-1} + A_2 Y_{i,t-2} + \dots + A_k Y_{i,t-k} + \beta_x X_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó:

$Y_{i,t} = (LVNI_{i,t}, LEX_{i,t}, LGOLDVN_{i,t})$ là vector ngẫu nhiên cấp (1x3) các biến nội sinh.

$Y_{i,t-p}$ là các vector cấp (1x3) biến nội sinh trễ.

$A_1, A_2, \dots, A_k$ là vector cấp (kxk) các hệ số ước lượng.

k là độ trễ tối ưu.

$X_{i,t}$ là các vector ngoại sinh cấp (1x1), bao gồm số ca mắc COVID-19 (LCASE), số ca tử vong do COVID-19 (LDEATH).

u_i là vector hiệu ứng cố định biến phụ thuộc.

$\varepsilon_{i,t}$ là vector sai số riêng.

Bảng 1: Mô tả các biến và nguồn lấy dữ liệu

Biến	Ký hiệu	Đo lường	Nguồn	Nghiên cứu
Chỉ số giá VN-Index	VNI	Ln(VN-INDEX)	investing.com	Thakolsri (2021), Mohiuddin & cộng sự (2021)
Tỷ giá hối đoái	EX	Ln(USD/VND)		
Giá vàng Việt Nam	GOLDVN	Ln(VND/Lượng)		
Số ca nhiễm COVID-19	CASE	Ln(ca/ngày)	ourworldindata.org	Baiga và cộng sự (2021)
Số ca tử vong COVID-19	DEATH	Ln(ca/ngày)		

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả và các kiểm định cơ bản

4.1.1. Thống kê mô tả

Bảng 2: Thống kê mô tả các biến qua 3 giai đoạn

Giai đoạn 1					Giai đoạn 2				Giai đoạn 3			
Biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Lớn nhất	Nhỏ nhất	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Lớn nhất	Nhỏ nhất	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Lớn nhất	Nhỏ nhất
LVNI	6,7219	0,0894	6,8467	6,4910	7,0890	0,1829	7,3321	6,6659	7,2769	0,0481	7,3296	7,1465
LEX	10,0567	0,0055	10,0708	10,0507	10,0424	0,0076	10,0521	10,0268	10,0383	0,0022	10,0425	10,0347
LGOLDVN	10,7790	0,0708	10,8648	10,6897	10,9594	0,0367	11,0936	10,8921	11,1447	0,0199	11,2050	11,0951
LCASE	0,5407	0,9077	3,1780	0,0000	5,0229	3,7410	11,3127	0,0000	10,9018	1,4432	13,0263	7,6009
LDEATH	x	x	x	x	2,0663	2,4805	6,6896	0,0000	2,8610	1,2215	4,5218	0,0000

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu bằng Eview 8

Bảng 2, kết quả thống kê mô tả các biến tham gia vào mô hình nghiên cứu. Ta có thể thấy giá trị trung bình của các biến LVNI, LGOLDVN, LCASE, LDEATH ở giai đoạn 2 và 3 cao hơn giai đoạn 1. Điều này cho

thấy có sự biến động tăng mạnh trong giai đoạn 2 và 3 so với giai đoạn 1. Đặc biệt là số ca nhiễm COVID-19 ở giai đoạn 1 ở mức 0,5407 (ở dạng logarit), nhưng giai đoạn 2 và 3 ở mức lần lượt là 5,0223 và 10,9018 (ở dạng logarit).

4.1.2. Các kiểm định cơ bản

Kết quả kiểm định ở Bảng 3 cho thấy các biến trong mô hình ở giai đoạn 1 không dừng tại cùng một bậc. Ở giai đoạn 1, biến LCASE dừng ở I(0) và các biến LVNI, LEX và LGOLDVN dừng ở I(1). Giai đoạn 2 và giai đoạn 3 tất cả các biến dừng cùng một bậc I(1), tác giả kiểm định đồng liên kết ở 2 giai đoạn này.

Bảng 3: Kiểm định nghiệm đơn vị bằng phương pháp ADF

Biến	Giai đoạn 1			Giai đoạn 2			Giai đoạn 3		
	Chuỗi gốc	Sai phân bậc 1	Bậc dừng	Chuỗi gốc	Sai phân bậc 1	Bậc dừng	Chuỗi gốc	Sai phân bậc 1	Bậc dừng
LVNI	-1,6228	-8,6443***	I(1)	-1,3215	-20,5763***	I(1)	0,1625	-7,4170***	I(1)
LGOLDVN	-0,8708	-11,1676***	I(1)	-0,0405	-19,5374***	I(1)	-0,6423	-5,7350***	I(1)
LEX	-1,4745	-8,4734***	I(1)	-1,3982	-10,6597***	I(1)	-0,9657	-6,6342***	I(1)
LCASE	-2,6338*	x	I(0)	-0,1712	-18,2550***	I(1)	1,3993	-9,1088***	I(1)
LDEATH	x	x	x	-0,8920	-19,5536***	I(1)	0,7702	-6,5754***	I(1)

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

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu bằng Eview 8

Kết quả kiểm định đồng liên kết (Bảng 4 và Bảng 5) cho thấy các giá trị tới hạn ở mức 5% lớn hơn giá trị thống kê Trace và thống kê Max-Eigen nên không có đồng liên kết giữa các biến với nhau trong hai giai đoạn này. Do đó, tác giả có thể tiến hành thực hiện ước lượng mô hình VAR đối với cả ba giai đoạn.

Bảng 4: Kiểm định đồng liên kết giai đoạn 2

Giả thuyết	Giá trị riêng	Thống kê Trace	Giá trị tới hạn ở 5%	Thống kê Max-Eigen	Giá trị tới hạn ở 5%
Không	0,0497	51,4316	69,8189	19,6588	33,8769
Tối đa 1	0,0394	31,7727	47,8561	15,5210	27,5843
Tối đa 2	0,0293	16,2518	29,7971	11,4699	21,1316
Tối đa 3	0,0123	4,7819	15,4947	4,7619	14,2646
Tối đa 4	5,16E-05	0,0199	3,8415	0,0199	3,8415

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu bằng Eview 8

Bảng 5: Kiểm định đồng liên kết giai đoạn 3

Giả thuyết	Giá trị riêng	Thống kê Trace	Giá trị tới hạn ở 5%	Thống kê Max-Eigen	Giá trị tới hạn ở 5%
Không	0,4350	55,9719	69,8189	27,9770	33,8769
Tối đa 1	0,2568	27,9949	47,8561	14,5420	27,5843
Tối đa 2	0,1676	13,4529	29,7971	8,9862	21,1316
Tối đa 3	0,0864	4,4667	15,4947	4,4303	14,2646
Tối đa 4	0,0007	0,0364	3,8415	0,0364	3,8415

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu bằng Eview 8

Căn cứ vào Bảng 6, 7 và 8, độ trễ tối đa đối với giai đoạn 1, giai đoạn 2 và giai đoạn 3 lần lượt là 1, 4 và 1. Kiểm định tính ổn định của mô hình (Hình 1) cho thấy tất cả các nghiệm của đa thức đặc trưng trong các mô hình đều nằm trong vòng tròn đơn vị, nghĩa là mô hình VAR ở các giai đoạn đảm bảo tính ổn định, bền vững.

Kiểm tra tự tương quan với giả thuyết H_0 : Trong mô hình không có xảy ra tự tương quan với nhau. Mô hình nghiên cứu cần giá trị xác suất (p-value) > 5%, tức chưa thể bác bỏ H_0 , có thể kết luận mô hình không xảy ra tự tương quan. Bảng 9 kiểm định tự tương quan mô hình 3 giai đoạn cho thấy tại các độ trễ 1, 4 và 1 mô hình không xảy ra tự tương quan mô hình.

Bảng 6: Xác định độ trễ tối ưu giai đoạn 1

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1095,223	NA	2,84e-14	-19,84041	-19,74221*	-19,80058
1	1120,256	47,79135	2,41e-14*	-20,00466*	-19,51366	-19,80551*
2	1131,045	19,81145	2,65e-14	-19,90990	-19,02611	-19,55143
3	1137,937	12,15650	3,14e-14	-19,74432	-18,46773	-19,22652

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu bằng Eview 8

Bảng 7: Xác định độ trễ tối ưu giai đoạn 2

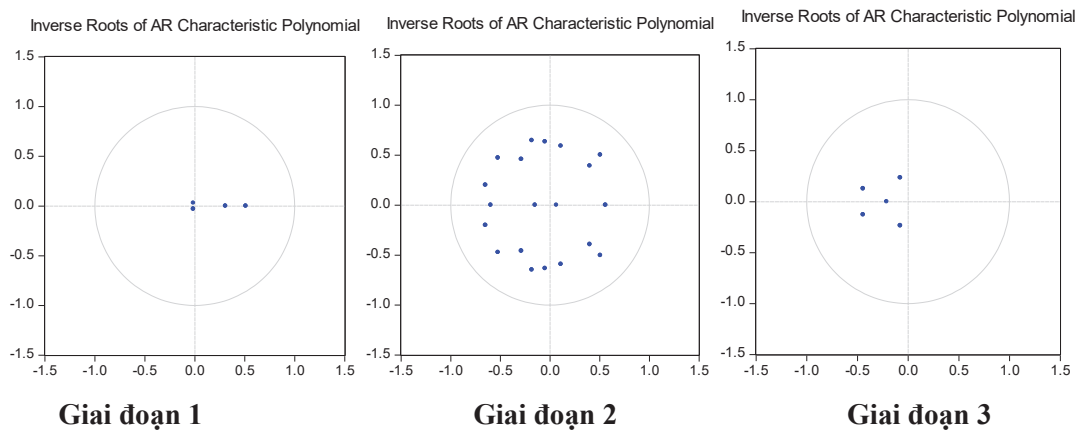
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	3651,819	NA	2,87e-15	-19,29534	-19,24329	-19,27468
1	3786,302	264,6959	1,61e-15	-19,87461	-19,56232*	-19,75067
2	3846,555	117,0003	1,33e-15	-20,06114	-19,48860	-19,83391*
3	3884,067	71,84820	1,25e-15	-20,12734	-19,29456	-19,79682
4	3911,407	51,64236	1,23e-15*	-20,13972*	-19,04669	-19,70592

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu bằng Eview 8

Bảng 8: Xác định độ trễ tối ưu giai đoạn 3

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	450,6951	NA	2,64e-15	-19,37805	-19,17928*	-19,30359*
1	477,7240	47,00681*	2,44e-15*	-19,46626*	-18,27367	-19,01951
2	496,9189	29,20960	3,26e-15	-19,21387	-17,02745	-18,39482
3	510,9535	18,30602	5,83e-15	-18,73711	-15,55686	-17,54577
4	534,6376	25,74359	7,64e-15	-18,67990	-14,50582	-17,11626

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu bằng Eview 8 của tác giả

Hình 1: Kết quả kiểm định sự ổn định mô hình**Bảng 9: Kiểm định tự tương quan mô hình 3 giai đoạn**

Giai đoạn 1			Giai đoạn 2			Giai đoạn 3		
Độ trễ	Thống kê LM	Xác suất	Độ trễ	Thống kê LM	Xác suất	Độ trễ	Thống kê LM	Xác suất
1	17,37017	0,3620	1	28,2303	0,2974	1	26,4473	0,3840
2	11,84181	0,7548	2	31,1028	0,1856	2	23,1645	0,5680
3	9,609919	0,8862	3	26,9658	0,3576	3	17,9772	0,8434
4	26,37272	0,0490	4	32,7412	0,1377	4	22,5712	0,6026

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu bằng Eview 8.

4.2. Kết quả phương trình phản ứng xung

Giai đoạn 1 khi cú sốc chỉ số thị trường chứng khoán giảm một độ lệch chuẩn, tỷ giá hối đoái tăng 0,0004% ngay ngày đầu tiên và kéo dài đến 7 ngày. Ở giai đoạn 2, phản ứng này chỉ kéo dài trong vòng 2 ngày, còn giai đoạn 3 thì phản ứng khá nhanh trong vòng 1 ngày. Ở giai đoạn 1 khi cú sốc chỉ số thị trường chứng khoán giảm một độ lệch chuẩn, tỷ giá hối đoái tăng 0,0004% trong khi ở giai đoạn 2 và giai đoạn 3 tăng lần lượt là 0,0001% và 0,00021%. Kết quả cho thấy khi cú sốc chỉ số thị trường chứng khoán giảm thì tỷ giá tăng và mạnh nhất là giai đoạn 1 và giai đoạn 3. Từ kết quả này, có thể khẳng định trong ngắn hạn, chỉ số thị trường chứng khoán tác động ngược chiều với tỷ giá hối đoái của Việt Nam, phù hợp với giả thuyết nghiên cứu và nghiên cứu thực nghiệm của Ismat Mohiuddin & cộng sự (2021).

Với giá vàng ở SJC, giai đoạn 1 và 3 khi cú sốc chỉ số thị trường chứng khoán giảm một độ lệch chuẩn, phản ứng ở giai đoạn 1 mạnh hơn giai đoạn 3, giá vàng SJC tăng 0,0014% và 0,0004% ngay ngày đầu tiên và kết thúc trong ngày. Giai đoạn 2 phản ứng cùng chiều và kéo dài trong vòng 1 ngày. Tuy nhiên, ở giai đoạn 2 khi cú sốc chỉ số thị trường chứng khoán giảm một độ lệch chuẩn, giá vàng của SJC giảm 0,0002%, cho thấy khi cú sốc chỉ số thị trường chứng khoán giảm thì giá vàng SJC tăng ở giai đoạn 1 và giai đoạn 3, ở giai đoạn 1 tăng mạnh hơn giai đoạn 3, trong khi đó giai đoạn 2 lại giảm.

Tương tự, đối với trước cú sốc của giá vàng và tỷ giá thì mối tương quan giữa các biến cũng cho kết quả tương đồng (Bảng 10). Mối quan hệ 2 chiều này hàm ý rằng có sự liên kết chặt chẽ giữa ba thị trường này với nhau và các nhà đầu tư sẽ dịch chuyển dòng tiền của mình vào 1 hoặc 2 thị trường còn lại khi có cú sốc giảm hoặc tăng điểm từ thị trường thứ 3. Phân tích cụ thể hơn:

Bảng 10: Tổng hợp tương quan dấu

Tương quan	Giai đoạn 1	Giai đoạn 2	Giai đoạn 3
Chỉ số thị trường chứng khoán với Tỷ giá	-	-	-
Chỉ số thị trường chứng khoán với giá vàng SJC	-	+	-
Giá vàng SJC và tỷ giá	-	+	+

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Ở giai đoạn 1, tâm lý của nhà đầu tư bị tác động bởi dịch COVID-19 nên nhà đầu tư chuyển vốn từ thị trường chứng khoán sang đầu tư các tài sản an toàn là vàng và USD. Điều này đã khiến giá vàng và USD liên tục tăng cao trong thời gian dài. Đây là nguyên nhân chính dẫn đến việc tăng giá vàng và USD trong nước. Mặc dù, Việt Nam có những biện pháp kiểm soát dịch tốt, nền kinh tế vẫn duy trì ở mức ổn định, tỷ giá VND/USD bị kiểm soát chặt chẽ bởi Ngân hàng Nhà nước nhưng đồng nội tệ vẫn bị mất giá - tỷ giá VND/USD trong giai đoạn này luôn ở mức kịch trần cho phép. Điều này khẳng định lại kết quả nghiên cứu, tồn tại mối quan hệ nghịch chiều giữa thị trường chứng khoán và giá vàng, thị trường chứng khoán và tỷ giá trong hai giai đoạn 1.

Trong giai đoạn 2, Việt Nam đã khắc phục khó khăn ban đầu, nhiều thông tin liên quan đến dịch bệnh khiến người dân đã quen tiếp nhận thông tin, dẫn đến phản ứng của thị trường chứng khoán cũng “chai sạn” đi. Điều này giúp thị trường chứng khoán duy trì tăng mạnh trong thời gian gần đây. Ngoài ra, vắc xin ngừa COVID-19 đã củng cố thêm tâm lý cho nhà đầu tư và lãi suất huy động đang ở mức thấp và có xu hướng giảm tiếp. Do vậy, nhiều dòng tiền nhàn rỗi, dòng tiền rẻ có thể rời khỏi kênh tiết kiệm để đổ vào chứng khoán, trong khi các kênh đầu tư khác như bất động sản, ngoại hối... còn khá trầm lắng. Các hiệp định thương mại tự do giữa Việt Nam và các nước được nhận định sẽ mang lại nhiều lợi ích cho doanh nghiệp Việt Nam khiến nhà đầu tư mới gia nhập thị trường liên tục gia tăng, giúp VN-Index tăng mạnh trong giai đoạn 2, dòng tiền mới tham gia vào thị trường liên tục xác lập kỷ lục, mang tính liên tục và bền vững, là tiền đề cho đồng VND không bị định giá thấp, mà ngược lại tăng giá trong giai đoạn này. Ngoài ra ta thấy rằng vàng vẫn tăng mạnh, cùng chiều với xu hướng của thị trường chứng khoán, cho thấy nhà đầu tư nắm vàng để trú ẩn và chọn vàng để củng cố danh mục đầu tư. Từ kết quả này ta thấy ở giai đoạn 2 thị trường chứng khoán tương quan tâm với tỷ giá và tương quan dương với giá vàng SJC.

Giai đoạn 3 xung đột giữa Nga-Ukraina tác động mạnh đến kinh tế. thị trường chứng khoán giảm mạnh, giá vàng tăng vọt, sức ép lạm phát và tăng trưởng ảnh hưởng đến tình hình vĩ mô, có thể dẫn đến một cuộc đại suy thoái kinh tế toàn cầu. Tại Việt Nam, ngay khi xung đột chính trị giữa Nga-Ukraina xảy ra, giá vàng

miếng SJC vượt 65 triệu đồng/lượng - mức chưa từng có trong lịch sử, chỉ tính riêng trong ngày 24/02/2022, giá vàng tăng tới 3,5 triệu đồng/lượng. Điều đó cho thấy trong bối cảnh có nhiều lo ngại xung quanh căng thẳng của cuộc chiến Nga-Ukraina và áp lực lạm phát trên toàn thế giới khiến nhiều nhà đầu tư ngoại chuyên hướng phân bổ tài sản vào các kênh an toàn hơn - mối quan hệ thị trường chứng khoán và vàng lại nghịch chiều.

4.3. Kết quả phân rã phương sai

Giai đoạn 1, chỉ số thị trường chứng khoán được giải thích bởi chính nó, tỷ giá VND/USD, giá vàng SJC và số ca nhiễm lần lượt là 96,59%, 1,55%, 1,85% và 0,01% (trung bình 4 kỳ). Giai đoạn 2, chỉ số thị trường chứng khoán giải thích được bởi chính nó, tỷ giá VND/USD, giá vàng SJC, số ca nhiễm và số ca tử vong lần lượt là 98,23%, 0,10%, 0,28%, 0,39% và 1,00%. Tương tự giai đoạn 3, chỉ số thị trường chứng khoán giải thích được bởi chính nó, tỷ giá VND/USD, giá vàng Việt Nam, số ca nhiễm và số ca tử vong lần lượt là 97,01%, 0,73%, 0,52%, 0,21% và 1,53%. Kết quả cú sốc giảm điểm ở thị trường chứng khoán được giải thích bởi giá vàng, tỷ giá và số ca nhiễm nhưng chủ yếu được giải thích bởi chính nó. Tương tự, sự thay đổi của giá vàng và tỷ giá có sự đóng góp nhiều từ sự thay đổi của thị trường chứng khoán (Bảng 11). Sự thay đổi của tỷ giá được giải thích bởi thị trường chứng khoán ở giai đoạn 1 và giai đoạn 3 lần lượt là 12,14% và 9,99% cao hơn rất nhiều so với giai đoạn 2 chỉ 1,85%. Sự thay đổi giá vàng được giải thích bởi tỷ giá ở giai đoạn 1 và giai đoạn 2 lần lượt là 1,27% và 0,23% thấp hơn đáng kể so với giai đoạn 3 là 8,8%. Điều này hàm ý rằng mối quan hệ giá vàng, chỉ số giá thị trường chứng khoán và tỷ giá ở giai đoạn 2 và giai đoạn 3 có sự rõ nét hơn so với giai đoạn 1.

Bảng 11: Phân rã phương sai chỉ số thị trường chứng khoán 3 giai đoạn

Vai trò của giá vàng và tỷ giá VND/USD đối với sự thay đổi chỉ số thị trường chứng khoán giai đoạn 1					
Kỳ	Chỉ số TTCK	Tỷ giá hối đoái	Giá vàng Việt Nam	Số ca nhiễm COVID-19	Số ca tử vong COVID-19
1	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	x
2	95,6168	1,9498	2,4205	0,0129	x
3	95,3753	2,1299	2,4803	0,0145	x
4	95,3502	2,1484	2,4869	0,0145	x
Vai trò của giá vàng và tỷ giá VND/USD đối với sự thay đổi chỉ số thị trường chứng khoán giai đoạn 2					
1	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	98,4427	0,1118	0,1745	0,5137	0,7574
3	97,3796	0,1166	0,3523	0,5213	1,6303
4	97,0820	0,1640	0,6072	0,5256	1,6212
Vai trò của giá vàng và tỷ giá VND/USD đối với sự thay đổi chỉ số thị trường chứng khoán giai đoạn 3					
1	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	96,8803	0,9407	0,6514	0,2687	1,2589
3	95,7281	0,9978	0,7108	0,2819	2,2814
4	95,4158	0,9945	0,7074	0,2834	2,5989

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu bằng Eview 8

Bảng 12: Phân rã phương sai tỷ giá hối đoái 3 giai đoạn

Vai trò của giá vàng và chỉ số thị trường chứng khoán đối với sự thay đổi tỷ giá VND/USD giai đoạn 1					
Kỳ	Chỉ số TTCK	Tỷ giá hối đoái	Giá vàng Việt Nam	Số ca nhiễm COVID-19	Số ca tử vong COVID-19
1	9,4906	90,5094	0,0000	0,0000	x
2	12,7921	86,4861	0,0295	0,6924	x
3	13,1076	85,8457	0,1234	0,9233	x
4	13,1531	85,7233	0,1360	0,9877	x
Vai trò của giá vàng và chỉ số thị trường chứng khoán đối với sự thay đổi tỷ giá VND/USD giai đoạn 2					
1	1,1278	98,8722	0,0000	0,0000	0,0000
2	1,9567	97,5082	0,5072	0,0154	0,0125
3	2,1428	97,2612	0,5214	0,0612	0,0135
4	2,1839	97,1715	0,5566	0,0722	0,0158
Vai trò của giá vàng và chỉ số thị trường chứng khoán đối với sự thay đổi tỷ giá VND/USD giai đoạn 3					
1	10,3630	89,6371	0,0000	0,0000	0,0000
2	9,9531	81,0268	1,4135	4,1072	3,4993
3	9,8348	80,8490	1,6682	4,1306	3,5174
4	9,8350	80,8058	1,6903	4,1359	3,5330

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu bằng Eview 8

Bảng 13: Phân rã phương sai giá vàng 3 giai đoạn

Vai trò của tỷ giá VND/USD và chỉ số thị trường chứng khoán đối với sự thay đổi giá vàng giai đoạn 1					
Kỳ	Chỉ số TTCK	Tỷ giá hối đoái	Giá vàng Việt Nam	Số ca nhiễm COVID-19	Số ca tử vong COVID-19
1	2,7759	1,2679	95,9563	0,0000	x
2	2,7898	1,2647	95,6995	0,2460	x
3	2,7883	1,2727	95,6461	0,2929	x
4	2,7887	1,2761	95,6307	0,3045	x
Vai trò của tỷ giá VND/USD và chỉ số thị trường chứng khoán đối với sự thay đổi giá vàng giai đoạn 2					
1	0,0759	0,1402	99,7839	0,0000	0,0000
2	0,2291	0,2116	99,4446	0,0280	0,0866
3	0,2347	0,2915	99,3184	0,0301	0,1254
4	0,2336	0,2914	98,8721	0,4716	0,1314
Vai trò của tỷ giá VND/USD và chỉ số thị trường chứng khoán đối với sự thay đổi giá vàng giai đoạn 3					
1	0,0731	5,3834	94,5435	0,0000	0,0000
2	0,4165	9,6642	89,5374	0,1510	0,2309
3	0,7861	10,0937	88,0909	0,1448	0,8845
4	0,9492	10,0653	87,6284	0,1440	1,2131

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu bằng Eview 8

5. Kết luận và hàm ý chính sách

5.1. Kết luận

Nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường chứng khoán, vàng và ngoại hối, giai đoạn từ 03/02/2020 đến 10/05/2022, được chia thành 3 giai đoạn: giai đoạn 1 từ 03/02/2020 đến 22/07/2020 khi bắt đầu có ca nhiễm COVID-19 đầu tiên; giai đoạn 2 từ 23/07/2020 đến 23/02/2022 khi có ca tử vong đầu COVID-19 đầu tiên; giai đoạn 3 từ 24/02/2022 đến 10/05/2022 khi xảy ra xung đột giữa Nga-Ukraina. Bảng mô hình VAR nghiên cứu đã cung cấp một số kết quả cho thấy có sự điều chỉnh cấu trúc giữa các thị trường khá mạnh mẽ ở các giai đoạn, tồn tại mối quan hệ nghịch chiều giữa thị trường chứng khoán và vàng trong giai đoạn 1 và giai đoạn 3, nhưng mối quan hệ này ngược lại ở giai đoạn 2. Cụ thể giai đoạn 2, khi một cú sốc tăng chỉ số thị trường chứng khoán tác động tăng giá vàng. Đối với mối quan hệ giữa chỉ số thị trường chứng khoán và tỷ giá VND/USD, tồn tại mối quan hệ ngược chiều giữa chỉ số thị trường chứng khoán và tỷ giá VND/USD cả ba giai đoạn. Mặc khác, kết quả nghiên cứu cho thấy tác động của giá vàng đến tỷ giá VND/USD cùng chiều ở giai đoạn 2 và giai đoạn 3, ngược chiều ở giai đoạn 1. Kết quả phân rã phương sai cũng cho thấy, ở giai đoạn 1 chỉ số thị trường chứng khoán được giải thích bởi các yếu tố là giá vàng, tỷ giá VND/USD và số ca nhiễm nhưng ở giai đoạn 2 và giai đoạn 3 thì giá vàng, tỷ giá VND/USD, số ca nhiễm càng đóng góp mạnh mẽ hơn trong việc thay đổi của chỉ số thị trường chứng khoán.

5.2. Hàm ý chính sách ổn định các thị trường chứng khoán, thị trường ngoại hối và thị trường vàng

Đối với thị trường chứng khoán

Trong giai đoạn bất ổn do dịch COVID-19 và xung đột giữa Nga-Ukraina, tâm lý của nhà đầu tư dễ có xu hướng bán tháo, rời bỏ thị trường chứng khoán. Do đó, về phía các nhà đầu tư nên bình tĩnh xem xét dự định rút tiền ra khỏi thị trường chứng khoán để tìm các kênh đầu tư khác. Về phía Chính phủ nên kịp thời hỗ trợ như giảm mức phí, lệ phí trong lĩnh vực chứng khoán, giảm thuế thu nhập cá nhân đối với thuế giao dịch chứng khoán nhằm góp phần kích thích nhà đầu tư cá nhân tham gia vào thị trường chứng khoán.

Đối với thị trường ngoại hối

Trong giai đoạn bất ổn do dịch COVID-19 và xung đột giữa Nga-Ukraina, chứng khoán toàn cầu giảm sâu, tâm lý lo ngại lạm phát trong tương lai bao trùm toàn thế giới, giá vàng tăng cao và đồng USD tăng giá. Trong khi Việt Nam có độ mở cao, việc điều hành tỷ giá của Việt Nam luôn phải đối mặt với những thách thức đến từ bên ngoài như việc các nước lớn đang dần thu hẹp các gói nới lỏng tiền tệ, đồng USD lên giá... Đối với thị trường trong nước, yếu tố tâm lý cũng luôn thường trực mỗi khi thị trường tài chính thế giới biến động. Công tác điều hành tỷ giá cần tiếp tục bảo đảm linh hoạt, bám sát cung cầu thị trường, các cân đối vĩ mô. Mặc khác, khi giá USD tăng cao như vậy các doanh nghiệp nhập khẩu sẽ gặp vấn đề lớn hơn trong bối cảnh các hợp đồng kinh tế có xu hướng ổn định.

Trong giai đoạn dịch COVID-19 và xung đột giữa Nga-Ukraina, tâm lý tích trữ cũng như tâm lý lo sợ lạm phát tăng, các nhà đầu tư tìm đến kênh đầu tư an toàn là vàng, điều này dẫn đến giá vàng trong nước tăng cao và chênh lệch khá xa so với giá vàng thế giới. Điều này dẫn đến sự bất ổn cho nền kinh tế nói chung, thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối nói riêng. Hiện nguồn cung vàng miếng trên thị trường đang có tín hiệu rất khan hiếm nên tránh tình trạng độc quyền kinh doanh vàng miếng SJC như hiện nay. Do đó, Chính phủ cần cơ chế quản lý vàng phù hợp như sớm ban hành các văn bản quy định làm khung pháp lý cho hoạt động giao dịch vàng, điều tiết hoạt động kinh doanh của sản phẩm vàng, có cơ chế linh hoạt hơn nhằm giúp thị trường vàng trong nước liên thông với thị trường quốc tế.

Tài liệu tham khảo

- Abdulkarim, F. M., Akinlaso, M., Hamid, B. A. & Ali, H. S. (2020). 'The nexus between oil price and islamic stock markets in Africa: A wavelet and Multivariate - GARCH approach'. *Borsa Istanbul Review*, 20(2), 108-120.
- Baiga, A.S., Butt, H. A., Haroon, O., & Rizvi, S. A. R. (2021), 'Deaths, panic, lockdowns and US equity markets: The case of COVID-19 pandemic', *Finance Research Letters*, 38, 101701.
- Baur, D. G., & Lucey, B. M. (2010), 'Is gold a hedge or a safe haven? An analysis of stocks, bonds and gold', *Financial Review*, 45(2), 217-229.
- Beckers, S., & Soenen, L. (1984), 'Gold: More attractive to non-US than to US investors?', *Journal of Business Finance & Accounting*, 11(1), 107-112.
- Boungou, W. & Yatié, A. (2022), 'The impact of the Ukraine-Russia war on world stock market returns', *Economics Letters*, 215, 110516.
- Branson, W. H. (1981), *Macroeconomic Determinants of Real Exchange Risk (NBER Working Paper 801)*. Retrieved from the National Bureau of Economic Research: <https://www.nber.org/papers/w0801>.
- Bruno, S. F. & Marcel, K. (2001), 'Wars and Markets: How Bond Values Reflect the Second World War', *Economica*, 68(271), 317-333.
- Dornbusch, R., & Fischer, S. (1980), 'Exchange rates and the current account'. *The American Economic Review*, 70(5), 960-971.
- Gavin, M. (1989), 'The stock market and exchange rate dynamics', *Journal of International Money and Finance*, 8(2), 181-200.
- Goel, S., Cagle, S. & Shawky. H. (2017), 'How vulnerable are international financial markets to terrorism? An empirical study based on terrorist incidents worldwide', *Journal of Financial Stability*, 33, 120-132.
- Gök, R. & Kara, E. (2021), 'Testing for Causality among CDS, Interest, and Exchange Rates: New Evidence from the Granger Coherence Analysis', *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 16(2), 427-445.
- Hatmanu, M. & Cautisanu, C. (2021), 'The Impact of COVID-19 Pandemic on Stock Market: Evidence from Romania', *Int. J. Environ. Res. Public Health*, 18(17), 9315.
- Hudson, R. & Urquhart, A. (2015), 'War and stock markets: The effect of World War Two on the British Stock Market', *International Review of Financial Analysis*, 40, 166-177.
- Husnul, H. M., Hidayat, R. R., & Sulasmayati, S. (2017), 'Analisis pengaruh inflasi, kurs (IDR/USD), produk domestik bruto dan harga emas dunia terhadap indeks harga saham gabungan (studi pada Indonesia periode 2008-2016)', *Jurnal Administrasi Bisnis*, 53(1), 66-74.

-
- Liu, H., Manzoor, A., Wang, C., Zhang, L. & Manzoor, Z. (2020), 'The COVID-19 outbreak and affected countries stock markets response', *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(8), 2800.
- Mohiuddin, I., Inam, S. G., Alvi, J. & Rehan, M. (2021), 'Impact of Crude Oil, Exchange rate and Gold Price on KSE100 Index: Before & during COVID-19 Pandemic by using VAR model', *Journal of Contemporary Issues in Business and Government*, 27(6), 420-439.
- Robiyanto, R., Wahyudi, S., Pangestuti, I. R. D. (2017), 'The volatility - variability hypotheses testing and hedging effectiveness of precious metals for the Indonesian and Malaysian capital markets', *Gadjah Mada Int. J. Business*, 19(2), 167-192.
- Sjaastad, L. A. & Scacciavillani, F. (1996), 'The price of gold and the exchange rate', *Journal of International Money and Finance*, 15(6), 879-897.
- Thakolsri, S. (2021), 'Modeling the relationships among gold price, oil price, foreign exchange, and the stock market index in Thailand', *Investment Management and Financial Innovations*, 18(2), 261-272.
- Tuna, G. (2019), 'Interaction between precious metals price and Islamic stock markets', *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 12(1), 96-114.

NHỮNG YẾU TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN Ý ĐỊNH SỬ DỤNG VÍ ĐIỆN TỬ CỦA NGƯỜI DÂN Ở MIỀN BẮC VIỆT NAM

Trần Văn Hùng

Viện Quản trị Kinh doanh, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hungtv@neu.edu.vn

Lê Hồng Quyết

Viện Quản trị Kinh doanh, trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: 11184210@st.neu.edu.vn

Mã bài báo: JED-547

Ngày nhận: 28/2/2022

Ngày nhận bản sửa: 09/05/2022

Ngày duyệt đăng: 17/08/2022

DOI: 10.33301/JED.VI.547

Tóm tắt:

Bài viết nhằm xây dựng và kiểm định mô hình nghiên cứu những yếu tố tác động đến ý định sử dụng ví điện tử của người dân ở miền Bắc nước ta. Kết quả nghiên cứu cho thấy có 4 yếu tố tác động, trong đó có 3 yếu tố “Sự tin tưởng”, “Nhận thức tính hữu ích”, “Nhận thức tính dễ sử dụng” có tác động tích cực đến ý định sử dụng ví điện tử của người dân miền Bắc nước ta. Yếu tố thứ tư “Nhận thức rủi ro” có tác động ngược đến ý định sử dụng ví điện tử của người dân miền Bắc nước ta. Công trình nghiên cứu đã cung cấp những minh chứng thực nghiệm trong bối cảnh của đại dịch Covid 19. Bài viết đề xuất các khuyến nghị cụ thể với các nhà phát hành ví điện tử và các tổ chức cung cấp dịch vụ ví điện tử để thúc đẩy người dân Việt Nam sử dụng chúng trong thời gian tới.

Từ khóa: Ví điện tử, ý định sử dụng ví điện tử.

Mã JEL: A31.

Factors affecting the intention to use E-wallet of people in the North of Vietnam

Abstract:

The article built and examined the research model of factors affecting the intention to use E-wallets by people in the North of our country. The research results show that there are 4 factors, in which there are 3 factors “Trust”, “Perceived usefulness”, and “Perceived ease of use” which have a positive impact on the intention to use E-wallets of people in the North of our country. The fourth factor “Risk perception” has a negative impact on the intention to use E-wallets of people in the North of our country. The study has provided empirical evidence in the context of the Covid 19 pandemic. The article proposed specific recommendations to E-wallet users and E-wallet service providers to promote Vietnamese people to use E-wallets in the coming time.

Keywords: E-wallet, intention to use E-wallets.

JEL code: A31.

1. Giới thiệu

Cuộc cách mạng công nghiệp 4.0, thời đại trí tuệ nhân tạo tạo cơ hội cho sự ra đời và phát triển của ví điện tử trên thế giới và Việt Nam. Từ năm 1997, hãng Coca Cola đầu tiên cho ra mắt ví điện tử của hãng đến ngày nay, đã có rất nhiều ví điện tử nổi tiếng ở trên thế giới và ở Việt Nam. Ở Việt Nam, đó là ví điện tử mang các thương hiệu như ví điện tử Shopee, ví điện tử Grap Moca, ví điện tử MoMo.

Sử dụng ví điện tử là một xu hướng hiện đại ở Việt Nam với sự kết hợp giữa công nghệ tài chính hiện đại với việc thanh toán chi trả trực tuyến trên các loại thị trường khác nhau. Theo đánh giá của Nam Khánh (2021), “từ năm 2020 đến năm 2025, tỷ lệ tăng trưởng hàng năm kép của giá trị giao dịch qua ví điện tử tại Việt Nam có thể lên tới 29%”. Tình hình trên đòi hỏi những đơn vị kinh doanh ví điện tử cần hiểu rõ người tiêu dùng Việt Nam sử dụng ví điện tử chịu tác động của những yếu tố nào. Từ đó có phương pháp quản trị khoa học để thu hút ngày càng nhiều người tiêu dùng sử dụng ví điện tử mang nhãn hiệu của mình.

Công trình nghiên cứu này được tiến hành nhằm xây dựng mô hình các yếu tố tác động đến ý định sử dụng ví điện tử của người dân Việt Nam và xác định tầm quan trọng của các yếu tố tác động đến ý định sử dụng ví điện tử của người dân Việt Nam, nghiên cứu điển hình tại một số tỉnh thành ở miền bắc Việt Nam trong điều kiện của đại dịch Covid-19. Đây là cơ sở khoa học để đề xuất những giải pháp khuyến nghị với các nhà kinh doanh ví điện tử ở Việt Nam thời gian tới. Sau đây là những nhiệm vụ nghiên cứu cụ thể:

- Tổng quan các công trình nghiên cứu trên thế giới và trong nước để đề xuất mô hình nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến ý định sử dụng ví điện tử của người dân Việt Nam.
- Rà soát hoàn thiện mô hình nghiên cứu, thực hiện kiểm định mô hình nghiên cứu với các công cụ thống kê trên phần mềm SPSS phiên bản 22 gồm: phân tích nhân tố khám phá (EFA), kiểm định độ tin cậy Cronbach's Alpha, kiểm định tương quan Pearson, hồi quy đa biến và phân tích một chiều (One-way Anova).
- Kiểm định và đo lường mối quan hệ giữa các yếu tố (biến độc lập) với ý định sử dụng ví điện tử của người dân (biến phụ thuộc). Từ đó, xác định thứ tự tầm quan trọng của những yếu tố tác động đến ý định sử dụng ví điện tử của người dân.
- Kiểm định sự khác biệt trong tác động của từng yếu tố giữa các đối tượng người dân khác nhau đến ý định sử dụng ví điện tử.
- Đề xuất các giải pháp kiến nghị với các nhãn hiệu ví điện tử để các nhãn hiệu này thu hút nhiều hơn sự tham gia tích cực của người dân trong việc sử dụng ví điện tử của họ.

2. Tổng quan nghiên cứu và cơ sở lý thuyết

2.1. Ví điện tử và các loại ví điện tử

Theo các nghiên cứu như nghiên cứu của Shaw (2014), Delafrooz & cộng sự (2011), ví điện tử là phương thức thanh toán không dùng tiền mặt nhanh và hiệu quả được thay dùng tiền mặt trực tiếp bằng thanh toán qua tin nhắn. Thông qua ví điện tử, người tiêu dùng có thể thực hiện việc thanh toán tại điểm bán hoặc trực tuyến một cách dễ dàng, thuận tiện. Ngoài công dụng thanh toán, ví điện tử còn có nhiều công dụng khác nữa như có thể lưu giữ các thông tin cá nhân, lịch sử các giao dịch, và cho phép thực hiện các giao dịch từ xa giữa người mua, người bán và các đơn vị dịch vụ có liên quan.

Ví điện tử có nhiều loại được phân loại theo các cách khác nhau tùy theo mục đích khác nhau. Căn cứ vào quan hệ giữa nhà phát hành ví điện tử và người dùng cuối cùng ví điện tử, nhà khoa học Juyal (2011) phân loại ví điện tử thành 3 loại: Ví điện tử đóng (Closed e-wallet), ví điện tử nửa kín (Semi-closed e-wallet), ví điện tử mở (Open e-wallet).

Ví điện tử đóng là ví được phát hành bởi một công ty, thường là doanh nghiệp bán lẻ hoặc kinh doanh trực tuyến, cho khách hàng của họ để mua hàng hóa và dịch vụ độc quyền từ công ty đó, nhưng không cho phép người dùng rút tiền hoặc thay đổi số dư trong đó thành tiền trong tài khoản ngân hàng. Tiêu biểu cho loại ví điện tử đóng này có thể kể đến ví điện tử Amazon, ví điện tử Myntra và ví điện tử Shopee.

Khác với ví điện tử đóng, ví điện tử nửa kín có thể sử dụng để mua hàng hóa và dịch vụ, bao gồm cả dịch vụ tài chính, tại các địa điểm và người bán được liên kết với ví thông qua nhà phát hành, nhưng không bị hạn chế chỉ mua sản phẩm dịch vụ từ nhà phát hành. Ví dụ cho loại ví điện tử nửa kín là ví điện tử Grab Moca, ví điện tử Airpay, ví điện tử Momo. Với ví điện tử nửa kín, người dùng không thể rút tiền mặt từ tài khoản ví của mình, nhưng họ có thể đổi số dư trong ví của mình thành tiền trong tài khoản ngân hàng được kết nối với ví điện tử mà nó có mạng lưới liên kết.

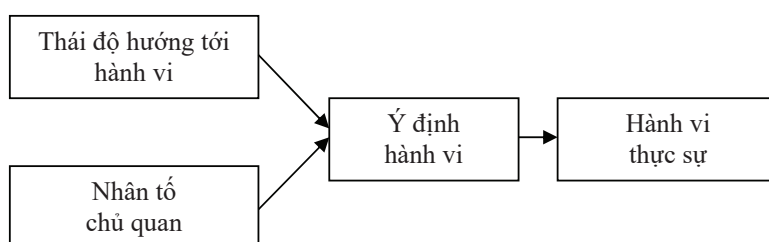
Ví điện tử mở cho phép người dùng có thể sử dụng chúng cho bất kỳ giao dịch nào mà ví nửa kín cho phép, bao gồm chuyển tiền và rút tiền từ máy ATM và ngân hàng. Tại Việt Nam và nhiều nơi trên thế giới, ví này chỉ có thể được phát hành bởi các ngân hàng, đơn vị hợp tác với các ngân hàng lớn, ví dụ ví điện tử do Liên Việt Postbank và Viettel phát hành.

2.2. Các mô hình nghiên cứu nhân tố tác động đến ý định hành vi của người tiêu dùng

2.2.1. Thuyết hành động hợp lý (TRA)

Thuyết hành động hợp lý (TRA) được các nhà khoa học Fishbein và Ajzen nghiên cứu và giới thiệu lần đầu tiên vào năm 1967, tiếp tục được sửa đổi và hoàn thiện vào các năm 1975, 1988 và 1991. Theo lý thuyết này (xem Hình 1), yếu tố ảnh hưởng đến hành vi của con người là ý định thực hiện hành vi đó. Ý định thực hiện hành vi đó được quyết định bởi hai nhân tố là thái độ của con người về hành vi đó và các nhân tố thuộc về chủ quan của con người như kinh nghiệm, phong cách sống, trình độ, tuổi tác, giới tính.

Hình 1: Thuyết hành động hợp lý TRA



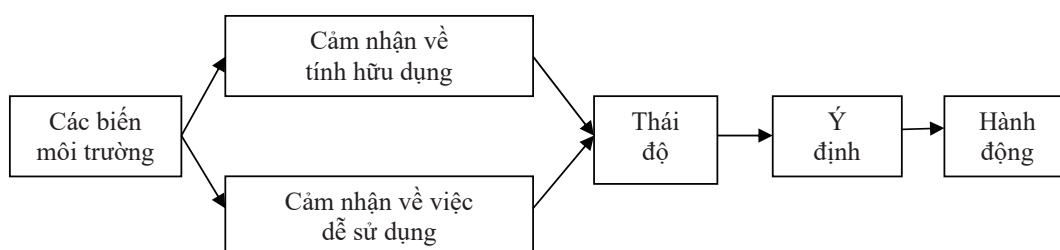
Nguồn: Ajzen (1985).

Lý thuyết trên khá chung chung cho thấy hành động của một chủ thể chịu sự tác động trực tiếp bởi nhận thức chủ quan của họ đối với những thuộc tính của sản phẩm, dịch vụ sẽ mang lại giá trị gì cho họ khi họ hướng hành vi của mình đến để có được sản phẩm, dịch vụ đó.

2.2.2. Mô hình chấp nhận công nghệ (TAM)

Mô hình chấp nhận công nghệ (TAM) được Davis và các cộng sự phát triển vào năm 1986 và được hoàn thiện sau hai lần vào các năm 1989 và 1993. Mô hình ra đời năm 1986 được gọi là TAM 1, và mô hình hoàn thiện sau hai lần hoàn thiện được gọi là TAM 2. Theo mô hình TAM, hành vi và thái độ của một chủ thể có quan hệ nhân quả với nhau (xem Hình 2).

Hình 2: Mô hình chấp nhận công nghệ (TAM 1)



Nguồn: Davis (1989).

Mô hình chấp nhận công nghệ TAM 1 thể hiện mối quan hệ nhân quả giữa tính hữu dụng, sự dễ dàng sử dụng của công nghệ và thái độ của người sử dụng đối với công nghệ đó. Theo mô hình này, hành động (quyết định) của một chủ thể để thực hiện một việc gì đó phụ thuộc vào dự định và xa hơn nữa là thái độ của người đó đối với công việc nào đó. Trong đó, thái độ của họ phụ thuộc vào (1) cảm nhận về tính hữu dụng và (2) cảm nhận về việc dễ dàng sử dụng. Các cảm nhận đến lượt mình chịu sự tác động của các biến môi trường như các biến quy trình công nghệ, kinh nghiệm, kiến thức hoặc trình độ đào tạo.

Về cơ bản, mô hình TAM có nhiều điểm chi tiết hơn mô hình TRA khi nói đến tác động của các nhân tố đến hành vi thực sự của một chủ thể. Hạn chế của mô hình TAM là cho rằng tác động của biến môi trường, bên ngoài là không lớn, gián tiếp.

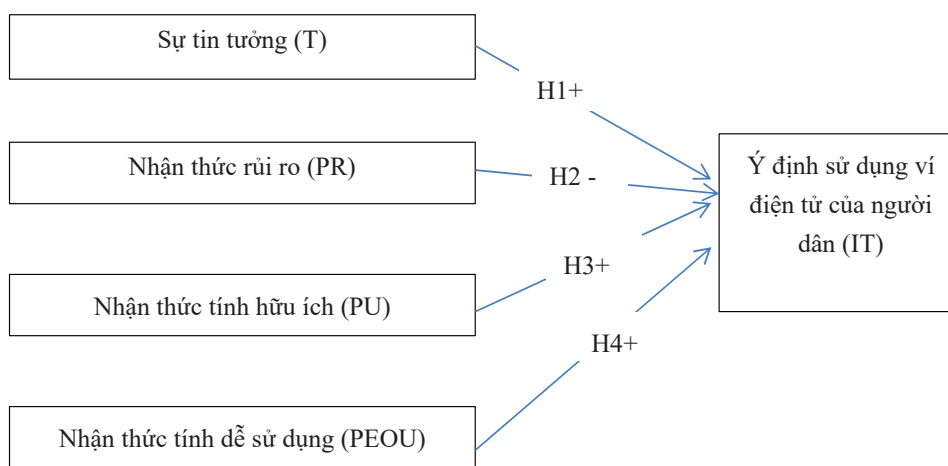
2.2.3. Một số mô hình nghiên cứu khác

Trong nhiều công trình nghiên cứu khác gần đây như nghiên cứu của Gefen (2000), Chen & Corkindale (2008), Shaw (2014) đã cho rằng nhân tố môi trường có ảnh hưởng lớn đến hành vi của người tiêu dùng và nhờ đó bổ sung vào mô hình nghiên cứu TRA và TAM một nhân tố mới, nhân tố sự tin tưởng của người sử

dụng, một yếu tố không thể thiếu trong các giao dịch hay giao tiếp với công chúng.

Khi tham gia vào các hoạt động hoặc giao dịch trực tuyến, có rất nhiều mối nguy hiểm cần xem xét trước và sau khi sử dụng dịch vụ. Khi khách hàng không chắc chắn về chất lượng của sản phẩm, thương hiệu hoặc dịch vụ trực tuyến, họ có thể lo lắng về sự chậm trễ vô cơ trong việc giao sản phẩm, thanh toán cho một sản phẩm trước khi nhận được sản phẩm cũng như các hành động gian lận và hành động bất hợp pháp khác. Vì vậy, Tarip & Eddaoudi (2009), Kim & cộng sự (2014), Yang & cộng sự (2015) đã bổ sung thêm nhân tố nhận thức về rủi ro khi sử dụng sản phẩm dịch vụ như mất dữ liệu, gian lận tín dụng thẻ.

Hình 3: Mô hình nghiên cứu đề xuất những yếu tố tác động đến ý định sử dụng ví điện tử của người dân ở các tỉnh miền Bắc Việt Nam



Bảng 1: Những nhân tố và thang đo cho mô hình nghiên cứu đề xuất

Nhân tố		Thang đo		Nguồn
Mô tả	Mã hóa	Mô tả	Mã hóa	
Sự tin tưởng	T	Ví điện tử có đầy đủ các tính năng để bảo vệ an ninh cho tài sản của tôi	T1	Gefen (2000), Chen & Corkindale (2008), Shaw (2014)
		Ví điện tử bảo mật thông tin tài chính của tôi	T2	
		Ví điện tử có đầy đủ các tính năng để bảo vệ quyền riêng tư của tôi	T3	
		Ví điện tử giữ cho dữ liệu cá nhân của tôi được an toàn	T4	
		Ví điện tử không bị gian lận	T5	
Nhận thức rủi ro	PR	Nhận thấy rủi ro cao trong các giao dịch	PR1	Tarip & Eddaoudi (2009), Kim & cộng sự (2014), Yang & cộng sự (2015)
		Mua phải sản phẩm không đúng với cam kết	PR2	
		Các dịch vụ (bao gói, vận chuyển, thanh toán,...) không như lời hứa	PR3	
		Quyền riêng tư của tôi bị xâm phạm không giống với điều khoản quy định	PR4	
Nhận thức tính hữu ích	PU	Ví điện tử cải thiện hiệu quả quản lý tài chính cá nhân của tôi	PU1	Davis (1989)
		Ví điện tử giúp tiết kiệm thời gian của tôi	PU2	
		Ví điện tử cho phép tôi mua được hàng hóa mong muốn với giá cả hợp lý hơn	PU3	
		Ví điện tử mang lại nhiều giá trị khác (khuyến mại, giảm giá các dịp đặc biệt,...)	PU4	
Nhận thức tính dễ sử dụng	PEOU	Đối với tôi, ví điện tử rất dễ sử dụng và tiện lợi	PEOU1	Davis (1989)
		Các thao tác để giao dịch tiền, hàng rất rõ ràng	PEOU2	
		Tương tác giữa người mua, người bán và trung gian rất nhanh và chính xác	PEOU3	
Ý định sử dụng Ví điện tử của người dân	IT	Tôi sẵn sàng sử dụng ví điện tử ngay	IT1	Davis (1989); Barone & Miniard (1999)
		Tôi chắc chắn sẽ sử dụng ví điện tử trong tương lai gần	IT2	
		Tôi sẽ chuyển sang giao dịch bằng ví điện tử trong tương lai gần	IT3	

2.3. Mô hình nghiên cứu đề xuất, thang đo và các giả thuyết nghiên cứu

Từ tổng quan các công trình nghiên cứu ở trên, nhóm tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu những yếu tố ảnh hưởng đến ý định sử dụng ví điện tử E-wallet của người dân ở các tỉnh miền Bắc Việt Nam (Hình 3).

Mô hình được đề xuất để kiểm định các giả thuyết sau:

Giả thuyết H1: Sự tin tưởng có ảnh hưởng tích cực tới ý định sử dụng ví điện tử.

Giả thuyết H2: Nhận thức rủi ro có ảnh hưởng tiêu cực tới ý định sử dụng ví điện tử.

Giả thuyết H3: Nhận thức tính hữu ích có ảnh hưởng tích cực tới ý định sử dụng ví điện tử.

Giả thuyết H4: Nhận thức tính dễ sử dụng có ảnh hưởng tích cực tới ý định sử dụng ví điện tử.

Từ mô hình nghiên cứu đề xuất, nhóm nghiên cứu tổng hợp và hình thành thang đo cho các biến trong mô hình (Bảng 1).

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Quy trình nghiên cứu

Sau đây là các bước nghiên cứu đã được tiến hành:

Bước 1: Xác định vấn đề nghiên cứu. Vấn đề nghiên cứu trong công trình này là “Các yếu tố ảnh hưởng tới ý định sử dụng ví điện tử của người dân ở miền Bắc Việt Nam”.

Bước 2: Tổng quan các nghiên cứu đã được thực hiện, đề xuất mô hình nghiên cứu với các thang đo dự kiến và các giả thuyết nghiên cứu.

Bước 3: Thu thập dữ liệu. Dữ liệu được nhóm tác giả xác thu thập đảm bảo độ tin cậy cho phân tích gồm cả dữ liệu thứ cấp, phỏng vấn sâu và điều tra xã hội học.

Bước 4: Phân tích dữ liệu. Dữ liệu được thu thập sẽ được làm sạch bằng các phương pháp thống kê thích hợp thông qua phần mềm SPSS phiên bản 22.0: Kiểm định Cronbach's Alpha, phân tích nhân tố khám phá (EFA), phân tích hồi quy và phân tích post-hoc ANOVA.

Bước 5: Thảo luận kết quả nghiên cứu và đề xuất kiến nghị với các doanh nghiệp, tổ chức phát hành ví điện tử.

3.2. Thu thập dữ liệu

3.2.1. Thu thập dữ liệu thứ cấp

Dữ liệu thứ cấp được thu thập chủ yếu từ thông tin đăng tải trực tuyến trên website của các tổ chức, các công trình nghiên cứu đã được công bố ở trong và ngoài nước cũng như các trang mạng uy tín. Thông tin thứ cấp chủ yếu được thu thập phục vụ việc tổng quan về thị trường thanh toán ví điện tử toàn cầu, thị trường ví điện tử tại Việt nam, xu hướng phát triển trong tương lai trong các năm từ 2016 đến nay và dự báo đến năm 2025.

3.2.2. Thu thập dữ liệu sơ cấp

Phỏng vấn sâu

Phỏng vấn sâu được thực hiện với 5 đối tượng đã biết đến ví điện tử. Mục đích của cuộc phỏng vấn sâu là để nhận được phản hồi về bảng câu hỏi khảo sát. Từ đó, bổ sung, loại bỏ và sửa chữa các nội dung trong bảng điều tra xã hội học để hoàn thiện và thực hiện khảo sát trên diện rộng.

Các cuộc phỏng vấn này còn nhằm mục tiêu thu thập ý kiến của đại diện người dân về tính năng của ví điện tử, điều gì thúc đẩy họ sử dụng và ngăn cản họ sử dụng ví điện tử.

Phỏng vấn sâu cũng nhằm tham khảo ý kiến của người dân về những giải pháp cần được áp dụng nhằm thu hút người dân sử dụng ví điện tử nhiều hơn.

Điều tra xã hội học

- Đối tượng điều tra: Người dân ở các tỉnh miền Bắc Việt Nam từ Thanh Hóa trở ra có ý định sử dụng ví điện tử bao gồm cả những người đã và đang sử dụng ví điện tử. Mẫu nghiên cứu sẽ không bao gồm những người dân không có ý định sử dụng ví điện tử.

- Quy mô mẫu điều tra: Theo Hair & cộng sự (1998), quy mô mẫu điều tra tối thiểu là 5 lần tổng số thang đo (còn gọi là biến) của mô hình nghiên cứu. Theo mô hình nghiên cứu đề xuất, tổng số thang đo là 19. Như

vậy, quy mô mẫu điều tra tối thiểu là 95 người dân. Tuy nhiên, để có kết quả có độ tin cậy cao nhất có thể, nhóm nghiên cứu đã gửi phiếu điều tra đến càng nhiều người sống ở các tỉnh thành miền Bắc Việt Nam (từ Thanh Hóa trở ra) càng tốt. Kết quả nhóm đã nhận được 287 phiếu trả lời. Số phiếu hợp lệ là 245.

- Phương pháp chọn mẫu: Nghiên cứu này sử dụng phương pháp chọn mẫu thuận tiện. Nhóm nghiên cứu đã tập hợp danh sách 475 người dân trong độ tuổi từ 16 trở lên trên tất cả các tỉnh thành ở miền bắc Việt Nam từ Thanh Hóa trở ra để gửi phiếu điều tra đề nghị trả lời.

- Gửi và thu phiếu điều tra: Phiếu điều tra được nhóm tác giả gửi đến 475 người dân có đầy đủ địa chỉ từ 10 tháng 11 năm 2021 qua địa chỉ email, zalo và nhận lại bản trả lời muộn nhất vào 17 giờ ngày 20 tháng 12 năm 2021.

3.3. Phân tích dữ liệu

Phần mềm SPSS 22.0 và các công cụ hỗ trợ khác như Excel được sử dụng để phân tích bộ dữ liệu. Trên phần mềm SPSS, nhóm tác giả đã tiến hành phân tích nhân tố khám phá (EFA) và kiểm định độ tin cậy Cronbach's Alpha để loại bỏ các thang đo, nhân tố không đủ độ tin cậy.

Trước tiên, để kiểm định độ hội tụ và phân biệt của các thang đo, nhóm nghiên cứu đã tiến hành kiểm định giả thuyết với kiểm định KMO và Barlett (Bảng 2) và thực hiện phân tích nhân tố khám phá (EFA) với

Bảng 2: Kiểm định KMO và Barlett

Hệ số KMO (Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy)	0,855
Kiểm định Barlett của Chi bình phương (Approx. Chi Square)	1369,914
Sphericity Df	120
Mức ý nghĩa (Sig.)	0,000

Nguồn: Kết quả điều tra xã hội học 2021 của nhóm nghiên cứu.

Bảng 3: Ma trận xoay hệ số tải nhân tố sau 2 vòng xoay nhân tố

Thang đo	Nhân tố			
	1	2	3	4
T4	0,768			
T3	0,735			
T2	0,701			
T5	0,697			
T1	0,693			
PR3		0,816		
PR1		0,784		
PR2		0,722		
PR4		0,679		
PU2			0,743	
PU3			0,736	
PU1			0,701	
PU4			0,692	
PEOU2				0,793
PEOU3				0,774
PEOU1				0,726

Nguồn: Kết quả phân tích nhân tố khám phá EFA tài liệu thu thập năm 2021.

Bảng 4: Tóm tắt giá trị Eigenvalue và tổng phương sai xoay nhân tố

Nhân tố	Eigenvalue			Tổng phương sai xoay nhân tố (Rotation Sums of Squared Loadings)		
	Tổng số (Total)	% sai lệch (% of variance)	% sai lệch cộng dồn (Cumulative %)	Tổng số (Total)	% phương sai xoay nhân tố (% of variance)	% phương sai xoay nhân tố cộng dồn (Cumulative %)
11	5,311	33,193	33,193	5,311	33,193	33,193
22	1,762	11,015	44,208	1,762	11,015	44,208
33	1,599	9,991	54,199	1,599	9,991	54,199
44	1,185	7,405	61,604	1,185	7,405	61,604

Nguồn: Kết quả phân tích nhân tố khám phá EFA tài liệu thu thập năm 2021.

thành phần chính và phép quay Varimax (Bảng 3). Kết quả EFA cho thấy tất cả các biến quan sát đều đạt yêu cầu kiểm định độ hội tụ và phân biệt với tải nhân tố $> 0,5$; $0 < \text{KMO} = 0,855 < 1$ và $\text{Sig} = 0,000 < 0,05$, Eigenvalue > 1 và tổng phương sai được trích xuất là 61,604% (Bảng 4).

Bảng 3 cho thấy sự hội tụ của các thang đo và các nhân tố trong mô hình. Như vậy, tất cả các biến đều đáp ứng yêu cầu đã được Hair (2010) nêu ra.

Việc kiểm định độ tin cậy được thực hiện bằng phương pháp Cronbach's Alpha. Cronbach's Alpha của tất cả các biến trong mô hình nghiên cứu (Sự tin tưởng, Nhận thức rủi ro, Nhận thức tính hữu ích, Nhận thức tính dễ sử dụng) lần lượt là 0,813; 0,808; 0,736 và 0,746. Biến Ý định sử dụng ví điện tử có Cronbach's Alpha là 0,922. Cả 4 biến độc lập và biến phụ thuộc đều có hệ số Cronbach's Alpha lớn hơn ngưỡng tiêu chuẩn là 0,7 và các điều kiện khác đều đảm bảo yêu cầu đã được Hair & cộng sự (1998) nêu ra. Do đó, không có quan sát nào bị loại trừ (Bảng 5).

Bảng 5: Tổng hợp kết quả phân tích độ tin cậy Chronbach's Alpha				
	Trung bình của thang đo nếu loại biến	Phương sai của thang đo nếu loại biến	Hệ số tương quan biến tổng	Chronbach's Alpha nếu loại thang đo
Nhân tố: Sự tin tưởng. Chronbach's Alpha: 0,811. Số thang đo: 5				
T1	15,09	8,102	0,576	0,781
T2	15,07	7,306	0,616	0,770
T3	15,18	7,246	0,639	0,762
T4	15,14	8,344	0,574	0,782
T5	15,20	8,415	0,609	0,774
Nhân tố: Nhận thức rủi ro. Chronbach's Alpha: 0,809. Số thang đo: 4				
PR1	8,51	7,021	0,708	0,723
PR2	8,48	7,087	0,611	0,772
PR3	8,40	6,799	0,706	0,723
PR4	8,59	8,522	0,498	0,818
Nhân tố: Nhận thức tính hữu ích. Chronbach's Alpha: 0,732. Số thang đo : 4				
PU1	11,49	3,407	0,428	0,724
PU2	11,40	3,224	0,548	0,657
PU3	11,40	3,004	0,575	0,639
PU4	11,35	3,114	0,541	0,660
Nhân tố: Nhận thức tính dễ sử dụng. Chronbach's Alpha: 0,757. Số thang đo: 3				
PEOU1	7,46	3,454	0,530	0,738
PEOU2	7,52	2,701	0,637	0,614
PEOU3	7,68	2,661	0,606	0,653
Biến phụ thuộc: Ý định sử dụng Ví điện tử của người dân. Chronbach's Alpha: 0,922. Số thang đo: 3				
IT1	8,43	2,607	0,819	0,905
IT2	8,44	2,517	0,873	0,863
IT3	8,49	2,390	0,836	0,894

Nguồn: Kết quả phân tích nhân tố khám phá EFA tài liệu thu thập năm 2021.

Bảng 6: Kết quả phân tích tương quan Pearson (r)				
Factor	Trust	PR	PU	POEU
Trust	1**	-0,397**	0,266**	0,461**
PR		1**	-0,355**	-0,467**
PU			1**	0,282**
POEU				1**
IT	0,450**	-0,519**	0,579**	0,429**

** Hệ số Sig. của tương quan Pearson mức 0,01.

Nguồn: Kết quả điều tra xã hội học 2021 của nhóm nghiên cứu.

Công trình nghiên cứu cũng đã tiến hành định kiểm định tương quan PEARSON nhằm kiểm định sự tương quan giữa các biến độc lập với các biến phụ thuộc và kiểm định dấu hiệu đa cộng tuyến. Kết quả cho thấy hệ số tương quan Pearson (r) của các cặp biến nằm trong khoảng từ $-1 < r < 1$ với $\text{sig} < 0,05$ và độ mạnh

Bảng 7: Kết kiểm định giả thuyết nghiên cứu và hồi quy đa biến

Biến	R bình phương đã Hiệu chỉnh	Beta Chuẩn hóa	Sig.	VIF
Sự tin tưởng (T)	0,501	0,224	0,000	1,376
Nhận thức rủi ro (PR)		-0,227	0,000	1,324
Nhận thức tính hữu ích (PU)		0,434	0,000	1,138
Nhận thức tính dễ sử dụng (PEOU)		0,108	0,046	1,416

Nguồn: Kết quả điều tra xã hội học 2021 của nhóm nghiên cứu.

trung bình, cho thấy các biến có tương quan với nhau nhưng không có dấu hiệu của đa cộng tuyến (Bảng 6)

Công trình nghiên cứu cũng thực hiện kiểm định giả thuyết và phân tích hồi quy đa biến (Bảng 7) để thiết lập mối quan hệ giữa các yếu tố (biến độc lập) với ý định sử dụng ví điện tử của người dân ở miền Bắc Việt Nam (biến phụ thuộc).

Qua Bảng 7, hồi quy đa biến được thực hiện với 4 biến độc lập bao gồm “Sự tin tưởng” (T), “Nhận thức rủi ro” (PR), “Nhận thức tính hữu ích” (PU) và “Nhận thức tính dễ sử dụng” (PEOU) và một biến phụ thuộc “Ý định sử dụng ví điện tử” (IT) là rất có ý nghĩa vì tất cả các giá trị Sig. của giá trị F của các biến độc lập đều nhỏ hơn 0,05. Mô hình hồi quy không có hiện tượng đa cộng tuyến vì tất cả các hệ số VIP đều nhỏ hơn 2 phù hợp với các yêu cầu đã được Hair (2010) nêu ra.

Nghiên cứu này đã thực hiện phân tích phương sai một chiều (One-way Anova) để xác định có hay không có sự khác nhau giữa các nhóm dân cư theo các tiêu chí nhân khẩu học khi đánh giá tác động của các yếu tố đến ý định sử dụng ví điện tử của người dân ở miền Bắc nước ta.

Theo Lê Văn Huy & Trương Trần Trâm Anh (2012), kết luận của phân tích phương sai một chiều (One-way Anova) nêu ra là:

- Nếu giá trị (Sig.) của phân tích phương sai One-Way Anova nhỏ hơn hoặc bằng 0,05 ($\text{Sig} \leq 0,05$), thì kết luận tồn tại nhóm tuổi, nhóm giới tính, nhóm điều tra có sự khác nhau trong đánh giá biến xem xét.
- Ngược lại, nếu giá trị (Sig.) của phân tích phương sai One-Way Anova lớn hơn 0,05 ($\text{Sig} > 0,05$), thì kết luận chưa có đủ cơ sở để nói rằng có sự khác biệt giữa các nhóm tuổi, nhóm giới tính, nhóm điều tra trong đánh giá biến xem xét.

Sau đây là kết quả chi tiết (Bảng 8):

- Với Giới tính, ý định sử dụng ví điện tử giữa nhóm nam và nữ có sự khác biệt, trong đó ý định sử dụng ví điện tử của nam lớn hơn nữ.

Bảng 8: Sự khác nhau giữa các nhóm điều tra về mức độ đánh giá ý định sử dụng ví điện tử của người dân ở miền bắc nước ta

Tiêu chí đánh giá	Số quan sát	Trung bình ý định hành động	Độ lệch chuẩn	Giá trị Sig.
Giới tính				0,025
Nam	63	4,3915	0,62659	
Nữ	182	4,1667	0,81405	
Toàn bộ	245	4,2245	0,77634	
Tuổi				0,046
Nhỏ hơn 23 tuổi	163	4,4532	0,68178	
Trên 23 tuổi	82	4,0865	0,63405	
Toàn bộ	245	4,2245	0,77634	
Học vấn				0,025
Có trình độ trung học phổ thông trở lên	224	4,4127	0,58824	
Khác	21	4,1987	0,68682	
Toàn bộ	245	4,2245	0,77634	

Nguồn: Kết quả điều tra xã hội học 2021 của nhóm nghiên cứu.

- Với độ tuổi, có 2 nhóm khác biệt: Nhóm có độ tuổi từ 22 trở xuống có ý định sử dụng ví điện tử cao hơn so với nhóm có độ tuổi trên 22 tuổi.
- Với trình độ văn hóa, nhóm có trình độ trung học phổ thông trở lên có ý định sử dụng ví điện tử cao hơn

các nhóm khác.

4. Tóm tắt và thảo luận kết quả nghiên cứu

4.1. Đặc điểm mẫu điều tra

Trong tổng số 245 người trả lời phiếu điều tra hợp lệ thì :

- Nam có 63 người (chếm 25,7%), nữ có 182 người (chiếm 74,3%).
- Nhóm tuổi trả lời nhiều nhất là nhóm có tuổi từ 23 tuổi trở xuống với 163 người (chiếm 66,5%). Nhóm trên 23 tuổi (chiếm 33,5%).
- Người có thu nhập bình quân hàng tháng dưới 5 triệu đồng tham gia trả lời nhiều nhất chiếm 51,8%. Tiếp theo là nhóm có thu nhập từ 5 đến 10 triệu đồng chiếm 30,6% và 11 đến 20 triệu đồng chiếm 12,7%. Nhóm có thu nhập trên 20 triệu đồng/tháng có ít người tham gia nhất chiếm 4,9%.
- Người dùng ví điện tử tham gia khảo sát có trình độ học vấn từ phổ thông trung học trở lên chiếm 91%, trong đó, người có trình độ cao đẳng trở lên chiếm 61,6%.

4.2. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Thứ nhất, mô hình 4 nhân tố ảnh hưởng đến ý định sử dụng ví điện tử của người dân ở miền bắc Việt Nam được tổng hợp và đề xuất trên đây là hoàn toàn phù hợp với điều kiện hiện nay ở miền bắc nước ta.

Thứ hai, cả bốn giả thuyết (H1, H2, H3, H4) gắn liền với 4 biến (T, PR, PU và PEOU) đều được hỗ trợ bởi mô hình nghiên cứu. Riêng ba biến “Sự tin tưởng” (T), “Nhận thức tính hữu ích” (PU) và “Nhận thức tính dễ sử dụng” (PEOU) có ảnh hưởng tích cực đến biến phụ thuộc vì hệ số Beta chuẩn hóa của ba biến lần lượt có giá trị dương (0,224; 0,434 và 0,108) với giá trị Sig. đều nhỏ hơn 0,05. Điều đó có nghĩa rằng nếu một trong ba nhân tố này tăng lên, ý định sử dụng ví điện tử của người dân miền Bắc nước ta sẽ tăng lên.

Thứ ba, riêng yếu tố “Nhận thức rủi ro” (PR) có giá trị Beta chuẩn hóa âm (-0,227) với giá trị Sig. là 0,000 nhỏ hơn 0,05 chứng tỏ biến này có ảnh hưởng tiêu cực tới biến phụ thuộc. Điều này có nghĩa rằng nếu nhận thức rủi ro tăng lên, ý định sử dụng ví điện tử của người dân miền Bắc nước ta sẽ giảm đi.

Thứ tư, trong số 3 yếu tố tác động tích cực nêu trên, yếu tố “Nhận thức tính hữu ích” có tác động mạnh nhất, vì có hệ số Beta chuẩn hóa cao nhất (0,434). Yếu tố có tác động thấp nhất là yếu tố “Nhận thức tính dễ sử dụng” vì có hệ số Beta chuẩn hóa thấp nhất (0,108).

Thứ năm, hệ số bình phương R đã điều chỉnh có giá trị 0,501, có nghĩa là mô hình trên có thể giải thích 50,1% mối quan hệ giữa các yếu tố ảnh hưởng đến ý định sử dụng ví điện tử của người dân miền Bắc nước ta.

Thứ sáu, có 3 biến có sự khác biệt giữa các nhóm người có ý định sử dụng ví điện tử là giới tính, tuổi, và trình độ học vấn. Trong đó, nam giới có ý định sử dụng ví điện tử cao hơn nữ giới. Đây là điểm đặc biệt cần được nghiên cứu sâu hơn trong thời gian tới. Nhóm có độ tuổi dưới trẻ từ 22 trở xuống, đang theo học tại các trường đại học, cao đẳng, trung cấp, trung học phổ thông có ý định sử dụng ví điện tử cao hơn các nhóm còn lại. Đây là đối tượng trẻ và cũng là tương lai của các hãng phát hành ví điện tử.

5. Kết luận và khuyến nghị

Từ kết quả nghiên cứu nêu trên nhóm tác giả có một số khuyến nghị sau:

Thứ nhất, các tổ chức phát hành ví điện tử và các tổ chức cung cấp dịch vụ ví điện tử cần chú trọng đến việc gia tăng tính hữu ích của ví điện tử. Đây là điểm rất quan trọng, vì có đến 80 % người được hỏi trả các câu hỏi phỏng vấn cho rằng mục đích chính của việc sử dụng ví điện tử của họ là vì lý do lợi ích kinh tế. Như vậy, ngoài sự tiện lợi như khả năng thanh toán nhiều nơi, tiết kiệm thời gian giao dịch, người dân sử dụng ví điện tử còn quan tâm đến các lợi ích kinh tế thiết thực như dịch vụ hàng hóa đa dạng, chi phí giao dịch thấp, thường có ưu đãi, giảm giá.

Thứ hai, các tổ chức phát hành và cung cấp dịch vụ ví điện tử cần đầu tư nghiên cứu nhằm nâng cao tính năng bảo mật thông tin của hệ thống công nghệ đang áp dụng của mình giúp tăng cường lòng tin, giảm bớt những rủi ro có thể xảy ra liên quan tới bảo mật thông tin hay những mất mát khác có thể xảy ra từ phía người tiêu dùng sử dụng ví điện tử. Nâng cấp hệ thống công nghệ nhằm tăng khả năng bảo mật thông tin tất sẽ cần đến nội bộ vận hành mới có chất lượng và kỹ năng quản lý tốt hơn để vận hành hệ thống và sử dụng các công cụ gắn liền với hệ thống mới đã được nâng cấp. Các tổ chức nêu trên cần nâng cao năng lực

của đội ngũ nhân sự vận hành chuyên trách nhằm hỗ trợ cho khách hàng trong quá trình sử dụng ví điện tử.

Thứ ba, cần nâng cao sự chuyên nghiệp của các trung tâm dịch vụ khách hàng của các tổ chức phát hành và cung cấp dịch vụ ví điện tử nhằm giảm bớt các vấn đề, khó khăn mà khách hàng gặp phải khi sử dụng ví điện tử và nhờ đó tăng sự tin tưởng của họ thông qua tiếp xúc hoặc gọi điện tới nhân viên.

Thứ tư, các tổ chức phát hành ví điện tử và các tổ chức cung cấp dịch vụ ví điện tử cần gia tăng các tiện ích được tích hợp trong ví điện tử để một mặt gia tăng lợi ích, mặt khác gia tăng lòng tin và tạo sự thuận tiện hơn cho người dân sử dụng ví điện tử, thậm chí tiết giảm một phần lợi nhuận để khuyến khích người tiêu dùng sử dụng ví điện tử.

Thứ năm, các tổ chức phát hành ví điện tử và các đơn vị cung cấp dịch vụ ví điện tử cần thực hiện các giải pháp nhằm giảm thiểu các rủi ro khi sử dụng ví điện tử như áp dụng công nghệ mới nhất vào bảo vệ tài khoản, bảo mật thông tin khách hàng, nâng cao trách nhiệm của đội ngũ bán hàng, dịch vụ viên.

Tài liệu tham khảo

- Ajzen, I. (1985), *From intentions to actions: A theory of planned behavior*, Heidelberg: Springer.
- Barone, M.J. & Miniard, P.W. (1999), 'How and when factual ad claims mislead consumers: Examining the deceptive consequences of interactions for partial comparative advertisements', *Journal of Consumer Research*, 36, 58-74.
- Chen, Y.H.H. & Corkindale, D. (2008), *Towards an understanding of the behavioral intention to use online news services: an exploratory study*, truy cập lần cuối ngày 25 tháng 1 năm 2022, từ <<https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/10662240810883326/full/html>>.
- Davis, F.D. (1989), 'Perceived usefulness, perceived ease of use, and user acceptance of information technology', *MIS Quarterly*, 13(3), p.319.
- Delafronz, N., Paim, L.H. & Khatibi, A. (2011), 'Understanding consumer's internet purchase intention in Malaysia', *African Journal of Business Management*, 5(3), 2837-2846.
- Gefen, D. (2000), 'E-commerce: the role of familiarity and trust', *The International Journal of Management Science*, 28(6), 725-737.
- Hair, J.F (2010), *Multivariate data analysis: A global perspective*, Upper Saddle River, NJ: Pearson Education.
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J., Anderson, R.E. & Tatham, R.L. (1998), *Multivariate data analysis*, Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Juyal, P. (2011), *Types of digital wallets: A detailed guide*, truy cập ngày 19 tháng 1 năm 2022, từ <<https://paytm.com/blog/payments/mobile-wallet/types-of-digital-wallets/>>.
- Kim, C., Tao, W., Shin, N. & Kim, K.S. (2014), 'An empirical study of customers' perceptions of security and trust in e-payment systems', *Electronic Commerce Research and Applications*, 9(1), 84-95.
- Lê Văn Huy & Trương Trần Trâm Anh (2012), *Giáo trình phương pháp nghiên cứu trong kinh doanh*, Nhà xuất Tà chính.
- Nam Khánh (2021), *Việt Nam là chiến trường nóng bỏng của Ví điện tử, MOMO đang dẫn đầu, bỏ xa á quân VIETTELPAy (2021)*, truy cập ngày 19 tháng 1 năm 2022, từ <<https://vietnambiz.vn/viet-nam-la-chien-truong-nong-bong-cua-vi-dien-tu-momo-dang-dan-dau-bo-xa-a-quan-viettelpay-20210708214506538.htm>>.
- Shaw, N. (2014), 'The mediating influence of trust in the adoption of the mobile wallet', *Journal of Retailing and Consumer Services*, 21(4), 449-459.
- Tarip, N. & Eddaoudi, B. (2009), 'Assessing the effect of trust and security factors on consumers' willingness for online shopping among the urban moroccans', *International Journal of Business and Management Science*, 2(1), 17-32.
- Yang, Q., Pang, C., Liu, L., Yen, D.C. & Tarn, J.M. (2015), 'Exploring consumer perceived risk and trust for online payments: An empirical study in China's younger generation', *Computers in Human Behavior*, 50, 9-24.

THÀNH VIÊN HỘI ĐỒNG QUẢN TRỊ ĐỘC LẬP VÀ HIỆU QUẢ TÀI CHÍNH CỦA DOANH NGHIỆP – NGHIÊN CỨU TRÊN SÀN GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN

Nguyễn Văn Chiến

Trường Đại học Thủ Dầu Một

Email: chiennv@tdmu.edu.vn

Trần Mạnh Dũng

Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: manhdung@ktpt.edu.vn

Mã bài báo: JED-978

Ngày nhận: 20/10/2022

Ngày nhận bản sửa: 28/10/2022

Ngày duyệt đăng: 09/12/2022

DOI: 10.33301/JED.VI.978

Tóm tắt:

Mục tiêu của nghiên cứu này nhằm đánh giá sự tham gia thành viên độc lập trong hội đồng quản trị độc lập đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Sử dụng dữ liệu bảng tại 48 doanh nghiệp niêm yết trên Sàn giao dịch chứng khoán giai đoạn 2008 đến 2020 và phương pháp hồi quy bình phương tối thiểu gộp, phương pháp tác động cố định, tác động ngẫu nhiên, và sử dụng phương pháp bình phương tối thiểu nhằm loại bỏ các khuyết tật xảy ra trong mô hình ước lượng, kết quả nghiên cứu cho rằng không có mối quan hệ giữa sự tham gia của thành viên độc lập trong hội đồng quản trị và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, điều này phản ánh sự tham gia của thành viên độc lập trong hội đồng quản trị tại các công ty Việt Nam chưa thực sự hiệu quả. Ngoài ra, doanh nghiệp có quy mô hội đồng quản trị lớn hơn thì thường có hiệu quả tài chính cao hơn. Nghiên cứu không tìm thấy bằng chứng tác động giữa tính thanh khoản, quy mô của doanh nghiệp và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, nhưng nghiên cứu khẳng định tác động tiêu cực của cấu trúc vốn đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp.

Từ khóa: Hội đồng quản trị, cấu trúc vốn, nợ vay, hiệu quả tài chính.

Mã JEL: C23, G32, G34.

Board independence and corporate financial performance - a stock exchange research

Abstract:

This research aims to evaluate the impact of board independence in the board of directors on corporate financial performance. Using panel data of 48 firms listed on the Stock Exchange for the period 2008 to 2020, employing pooled ordinary least squares, fixed effects method and random effects method, and the Feasible Generalized Least Square method to eliminate the defects occurring in the estimated model, the results reveal that there is no relationship between board independence in the board of directors and financial performance, reflecting that the participation of independent members on the board of directors in Vietnamese firms is not really effective. In addition, firms with larger size of board of directors tend to be more financially efficient. The research found no evidence of liquidity, firm size and firm financial performance, but the research confirmed a negative impact of capital structure on firm financial performance.

Keywords: Board of directors, capital structure, debt, financial performance.

JEL Codes: C23, G32, G34.

1. Đặt vấn đề

Doanh nghiệp có vai trò quan trọng trong nền kinh tế tại mỗi quốc gia. Doanh nghiệp thực hiện sản xuất kinh doanh, tạo công ăn việc làm, có khoản đóng góp vào ngân sách, là đầu mối kết nối ngoại thương, trao đổi hàng hóa với các quốc gia khác. Do vậy, các quốc gia không ngừng cải thiện môi trường kinh doanh nhằm giúp các doanh nghiệp có khả năng đạt được lợi nhuận cao, qua đó giúp doanh nghiệp đạt được hiệu quả trong kinh doanh (Tran & Turkiela, 2020).

Hội đồng quản trị được đánh giá là trái tim của doanh nghiệp, hội đồng quản trị có vai trò trong định hướng các quyết sách trong doanh nghiệp và đồng thời tham gia điều hành doanh nghiệp đạt được mục tiêu lợi nhuận của doanh nghiệp và cuối cùng là lợi ích của cổ đông. Theo Luật doanh nghiệp 2020, hội đồng quản trị là cơ quan quản lý công ty, có toàn quyền nhân danh công ty để quyết định, thực hiện quyền và nghĩa vụ của công ty. Trong đó, hội đồng quản trị có vai trò chính trong các hoạt động: (1) quyết định chiến lược, kế hoạch phát triển trung hạn và kế hoạch phát triển hàng năm của công ty, (2) kiến nghị loại cổ phần và số lượng cổ phần được chào bán, quyết định giá bán cổ phiếu hoặc trái phiếu tại công ty, hay có thể nói rằng hội đồng quản trị có vai trò quyết định đối với mọi hoạt động kinh doanh trong công ty.

Để cải thiện hoạt động của hội đồng quản trị, các doanh nghiệp có thể mời các chuyên gia hoặc những người có am hiểu về hoạt động của doanh nghiệp trở thành thành viên hội đồng quản trị. Thực vậy, những tiếng nói độc lập từ người bên ngoài làm cho hội đồng quản trị trở nên hiệu quả hơn, khi đó những quyết sách của hội đồng quản trị đối với hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp trở nên hiệu quả và kịp thời, mang lại hiệu quả cho doanh nghiệp (Zhou & cộng sự, 2018; García-Ramos & Díaz, 2021).

Nghiên cứu mối quan hệ về hội đồng quản trị và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp đã được thực hiện qua một số nghiên cứu trước, và kết quả cho rằng hội đồng quản trị, và đặc biệt là tính độc lập của hội đồng quản trị có tác động tích cực lên hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Nghĩa là, khi hội đồng quản trị có tính độc lập có thể làm cho lợi nhuận của doanh nghiệp được cải thiện, và ngược lại khi hội đồng quản trị không có tính độc lập thì không cải thiện được hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp. Nghiên cứu của García-Ramos & Díaz (2021) cho thấy rằng hiệu quả tài chính của công ty phụ thuộc vào một số đặc điểm hội đồng quản trị (quy mô hội đồng quản trị, tính độc lập của hội đồng quản trị, cơ cấu lãnh đạo và hoạt động của hội đồng quản trị). Hoặc Zhou & cộng sự (2018) cho rằng công ty có hội đồng quản trị quy mô lớn hoạt động tốt hơn, nhưng các công ty có nhiều thành viên hội đồng quản trị độc lập hoạt động kém hơn.

Bài nghiên cứu này được chia thành 5 phần chính. Ngoài phần đặt vấn đề ở phần 1, trong phần 2 và phần 3, nghiên cứu sẽ thảo luận các nghiên cứu trước, thu thập và xử lý số liệu, xây dựng phương trình hồi quy. Trong phần 4, nghiên cứu sẽ thảo luận về kết quả nghiên cứu và phần cuối là kết luận chung của nghiên cứu.

2. Tình hình các nghiên cứu trước

Hội đồng quản trị có vai trò quan trọng trong hoạt động tại hầu hết các doanh nghiệp cổ phần, những quyết sách của hội đồng quản trị có khả năng ảnh hưởng tới hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp, ảnh hưởng tới lợi nhuận của doanh nghiệp. Trước bối cảnh đó, nâng cao hiệu quả hoạt động của hội đồng quản trị trở nên cấp thiết và giúp doanh nghiệp có khả năng cải thiện được hoạt động của mình.

Trong một nghiên cứu điển hình, Pombo & Gutiérrez (2011) đánh giá mối quan hệ của cấu trúc hội đồng quản trị thông qua việc bổ nhiệm các giám đốc bên ngoài và vai trò của các giám đốc bận rộn đối với hiệu quả hoạt động của công ty. Nghiên cứu dựa trên một mẫu gồm 335 công ty trong giai đoạn 1996-2006, trong đó 244 công ty tư nhân và 285 công ty trực thuộc một trong bảy tập đoàn kinh doanh phi tài chính lớn nhất cả nước. Năm trong số các nhóm này, vào năm 2006, vẫn do gia đình kiểm soát. Pombo & Gutiérrez (2011) nhận thấy mối quan hệ tích cực giữa cả tỷ lệ giám đốc bên ngoài và mức độ liên kết của hội đồng quản trị, với tỷ suất sinh lợi của công ty. Các giám đốc bận rộn bên ngoài là động lực chính giúp cải thiện hiệu quả hoạt động của công ty. Tính tích cực của chủ sở hữu khối cũng như khả năng tranh chấp trở thành một cơ chế nội bộ giúp cải thiện việc giám sát của giám đốc và định giá công ty trước khi đăng ký.

Nghiên cứu của Nam & cộng sự (2018) sử dụng phương pháp hai giai đoạn Heckman, nghiên cứu này nhằm đánh giá xem liệu kinh nghiệm làm việc của ban giám đốc, cũng như tỷ lệ giám đốc bên ngoài có ảnh hưởng đến xu hướng xuất khẩu và hiệu quả xuất khẩu tại các công ty Hàn Quốc hay không. Nam & cộng sự (2018) nhận thấy rằng các công ty Hàn Quốc có các cựu quan chức chính phủ trong hội đồng quản trị có nhiều khả năng xuất khẩu nhiều hơn, nhưng không có bằng chứng thực nghiệm nào chứng minh hiệu quả

xuất khẩu. Các phát hiện cũng cho thấy rằng các công ty có cựu nhân viên đến từ công ty đa quốc gia trong hội đồng quản trị có xu hướng xuất khẩu và hiệu suất xuất khẩu cao hơn. Tương tự, các doanh nghiệp có tỷ lệ giám đốc bên ngoài cao hơn cho thấy xu hướng xuất khẩu và hiệu quả xuất khẩu cao hơn. Những phát hiện này nhấn mạnh tầm quan trọng của hội đồng quản trị trong giai đoạn đầu tiên của quá trình quốc tế hóa của các công ty Hàn Quốc và cung cấp những hiểu biết mới về loại thành viên hội đồng nào có thể mang lại lợi ích cho công ty của họ về xu hướng xuất khẩu và hoạt động xuất khẩu.

Đặc điểm của hội đồng quản trị và hiệu quả hoạt động của công ty cũng là vấn đề được nghiên cứu bởi Zhou & cộng sự (2018) và cho rằng các công ty được quản lý tốt hoạt động tương đối tốt hơn các công ty được quản lý kém. Tuy nhiên, lý thuyết phụ thuộc nguồn lực cho thấy rằng một hội đồng quản trị có nhiều giám đốc nội bộ hơn có thể có nhiều kiến thức chuyên môn hơn về cách điều hành công ty tốt hơn, do đó góp phần vào hoạt động của công ty tốt hơn. Sử dụng một mẫu các công ty được giao dịch công khai trên Sở giao dịch chứng khoán Athens trong giai đoạn 2008-2012, Zhou & cộng sự (2018) cho rằng những công ty có hội đồng quản trị quy mô lớn hoạt động tốt hơn, nhưng các công ty có nhiều thành viên hội đồng quản trị độc lập hoạt động kém hơn. Tác giả cũng nhận thấy rằng các công ty có hội đồng quản trị quy mô nhỏ và công ty có hội đồng quản trị có nhiều thành viên độc lập hơn có nhiều khả năng thành lập ủy ban kiểm toán hơn, nhưng không tìm thấy mối liên hệ nào giữa đặc điểm của ủy ban kiểm toán và hiệu quả hoạt động của công ty. Ngoài ra, nghiên cứu không tìm thấy mối quan hệ tiêu cực giữa tính độc lập của hội đồng quản trị và hiệu quả hoạt động của công ty trong tương lai. Những phát hiện này cho thấy rằng hội đồng quản trị của các công ty Hy Lạp đóng vai trò tích cực hơn trong việc tư vấn hơn là giám sát. Những phát hiện này có ý nghĩa đối với các nhà hoạch định chính sách, nhà nghiên cứu, nhà quản lý doanh nghiệp và nhà đầu tư nói chung và đặc biệt là những người ở các thị trường mới nổi.

Tran & Turkiela (2020) xem xét mức độ tập trung quyền lực trong ban lãnh đạo có ảnh hưởng đến sự thay đổi của hoạt động công ty và cho rằng các công ty có sự tập trung quyền lực cao hơn trong hội đồng quản trị có ảnh hưởng tới hoạt động của công ty. Hơn nữa, tác giả cũng cho rằng khi hội đồng quản trị tập trung áp dụng các chiến lược công ty cực đoan hơn, thì sự tập trung quyền lực của hội đồng quản trị ảnh hưởng đến sự biến động hoạt động của công ty. Trong khi đó, theo García-Ramos & Díaz (2021) về tác động của cấu trúc của hội đồng quản trị đối với hiệu quả tài chính của công ty, qua mẫu gồm 295 công ty phi tài chính từ Nam Âu trong giai đoạn 2001-2010 và bằng cách sử dụng phân tích so sánh định tính tập hợp mờ, kết quả của nghiên cứu này cho thấy rằng hiệu quả tài chính của công ty phụ thuộc vào một số đặc điểm hội đồng quản trị (quy mô hội đồng quản trị, tính độc lập của hội đồng quản trị, cơ cấu lãnh đạo và hoạt động của hội đồng quản trị) và một số đặc điểm của công ty (quy mô công ty, đòn bẩy công ty và tuổi của công ty).

Các nghiên cứu trước cũng cho rằng, lựa chọn cấu trúc vốn cũng có ảnh hưởng tới hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, như nghiên cứu của Ullah & cộng sự (2020), Ramli & cộng sự (2018). Trong nghiên cứu của Ullah & cộng sự (2020) thực hiện tại 90 doanh nghiệp ngành dệt may tại Pakistan trong giai đoạn 2008 đến 2017 và cho rằng hệ số nợ và quy mô của doanh nghiệp có tác động tiêu cực đối với hiệu quả doanh nghiệp, khẳng định rằng một doanh nghiệp sử dụng nợ vay ít hơn có khả năng có lợi nhuận cao hơn và một doanh nghiệp có quy mô nhỏ hơn có hiệu quả kinh doanh cao hơn. Ullah & cộng sự (2020) cũng cho rằng các doanh nghiệp tại Pakistan cần nâng cao hiệu quả quản trị doanh nghiệp thông qua tạo áp lực lên nhà quản lý, tăng sở hữu cổ phiếu cho nhà quản lý, đồng thời giảm tỷ lệ vay nợ quá mức có thể dẫn tới kiệt quệ tài chính để cải thiện chất lượng hoạt động của doanh nghiệp. Tương tự, Ramli & cộng sự (2018) tại Indonesia và Malaysia cho rằng có tác động tích cực của cấu trúc vốn lên hiệu quả sản xuất kinh doanh doanh nghiệp Malaysia, nhưng không có tác động gì tại Indonesia. Ramli & cộng sự (2018) cũng cho rằng cấu trúc tài sản, cơ hội tăng trưởng, lợi ích tầm chắn thuế và lãi suất có tác động tương tác với cấu trúc vốn và ảnh hưởng đến hiệu quả tài chính doanh nghiệp, điều đó cho thấy các nhân tố trong doanh nghiệp có nhiều mối liên quan với nhau tạo động lực thúc đẩy doanh nghiệp hoạt động.

Thanh khoản của doanh nghiệp cũng có ảnh hưởng tới hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp, như được thảo luận trong nghiên cứu của Chia & cộng sự (2020). Sử dụng dữ liệu cho tất cả các công ty phi tài chính được giao dịch trên Bursa Malaysia trong giai đoạn mẫu 2000-2015, kết quả từ mô hình bậc hai cơ sở cho thấy cổ phiếu phải được giao dịch cao hơn ngưỡng thanh khoản trước khi thu được lợi ích từ giá trị công ty lớn hơn. Các phân tích tương tác cũng phát hiện ra ba biến điều tiết quan trọng trong mối quan hệ giá trị thanh khoản - công ty, trong đó tác động giá trị đòi hỏi một thị trường thanh khoản hơn cho các công ty đại

chúng Malaysia có mối quan hệ chính trị, quyền sở hữu của người được đề cử nước ngoài cao hơn và quyền sở hữu của tổ chức nước ngoài cao hơn.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Nguồn dữ liệu để thực hiện nghiên cứu này bao gồm 48 doanh nghiệp điển hình được thu thập trên sàn giao dịch chứng khoán Việt Nam, thời gian từ 2008 đến 2020. Các dữ liệu được thu thập từ báo cáo tài chính được kiểm toán, báo cáo thường niên, bản cáo bạch.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Trong nghiên cứu này, phương pháp hồi quy dữ liệu bảng được lựa chọn để phân tích, bao gồm bình phương tối thiểu gộp (pooled OLS), phương pháp tác động cố định (FEM) và tác động ngẫu nhiên (REM). Nghiên cứu cũng thực hiện đánh giá các khuyết tật, như hiện tượng đa cộng tuyến, phương sai thay đổi và tự tương quan. Nếu xảy ra các khuyết tật, nghiên cứu sử dụng phương pháp bình phương tối thiểu khả thi (Feasible generalized least square - FGLS).

Dựa trên những nghiên cứu trước, trong nghiên cứu này tác giả sử dụng đánh giá tác động của tính độc lập của hội đồng quản trị và hiệu quả tài chính doanh nghiệp thông qua hồi quy đa biến, đã được nghiên cứu và phát triển bởi Pombo & Gutiérrez (2011), phương trình hồi quy được đề xuất như sau:

Do hiệu quả tài chính của doanh nghiệp được đo lường bằng một trong 3 nhân tố tỷ số lợi nhuận ròng trên tài sản (ROA), lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE) hoặc lợi nhuận (thu nhập) trên mỗi cổ phiếu (EPS), nên phương trình hồi quy có các dạng sau:

Mô hình 1:

$$ROE_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 BOARD1_{it} + \beta_2 BOARD2_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 LIQ_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \mu_i + \mu'_{it}$$

Mô hình 2:

$$ROA_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 BOARD1_{it} + \beta_2 BOARD2_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 LIQ_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \mu_i + \mu'_{it}$$

Phân tích trong dài hạn, mô hình nghiên cứu ước lượng thông qua mô hình 3 và mô hình 4 sau đây:

Mô hình 3:

$$EPS_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 BOARD1_{it} + \beta_2 BOARD2_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 LIQ_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \mu_i + \mu'_{it}$$

Trong đó:

ROE_{it} , là biến đo lường tỷ suất sinh lời trên vốn cổ phần của doanh nghiệp i tại năm t , được đo bằng lợi nhuận sau thuế chia cho vốn chủ sở hữu.

ROA_{it} , là biến đo lường tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản của doanh nghiệp i tại năm t , được đo bằng lợi nhuận sau thuế chia cho tổng tài sản.

EPS_{it} , là biến đo lường lợi nhuận trên một cổ phần của doanh nghiệp i tại năm t , được đo bằng lợi nhuận sau thuế chia cho số lượng cổ phần phổ thông.

$BOARD1_{it}$, là biến đo lường quy mô của hội đồng quản trị, đo lường qua số thành viên của hội đồng quản trị.

$BOARD2_{it}$, là biến đo lường sự tham gia của thành viên độc lập của hội đồng quản trị, đo lường qua số lượng thành viên độc lập trong hội đồng quản trị.

LEV_{it} , biến đại diện cho cấu trúc vốn của doanh nghiệp i tại năm t , đo lường bằng tổng nợ so với tổng tài sản.

LIQ_{it} , biến đại diện cho tính thanh khoản của doanh nghiệp i tại năm t , đo lường bằng tổng nợ ngắn hạn so với tổng tài sản ngắn hạn.

$SIZE_{it}$, biến đại diện cho quy mô của doanh nghiệp i tại năm t , đo lường bằng log của tổng tài sản.
là tung độ góc.

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$, là hệ số ước lượng đối với các biến lần lượt là: quy mô hội đồng quản trị, tỷ lệ thành viên độc lập, cấu trúc vốn, tính thanh khoản, quy mô doanh nghiệp.

μ_{it} là nhiễu trắng.

4. Kết quả và thảo luận kết quả

Bảng 1: Thống kê mô tả

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
ROA	624	3,097	6,401	-28,050	83,905
ROE	624	6,672	23,548	-175,502	149,071
EPS	624	1296,046	2449,139	-19937	12871,7
BOARD1	624	5,142	0,795	3	9
BOARD2	624	1,054	1,101	0	5
LEV	624	0,656	0,169	0,115	1
LIQ	624	1,095	1,388	0,078	10,951
SIZE	624	11,831	0,542	9,112	13,500

Nguồn: Tính toán của tác giả.

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 1 trình bày về kết quả thống kê mô tả của các biến sử dụng trong mô hình hồi quy. Hiệu quả tài chính của doanh nghiệp đo lường qua ROA, ROE hoặc EPS. Kết quả cho thấy ROA đạt trung bình 3,097%, giá trị lớn nhất đạt 83,905% và giá trị nhỏ nhất đạt -28,050%. ROE bình quân đạt 6,672%, giá trị lớn nhất đạt 149,071% và giá trị nhỏ nhất đạt -175,502%, EPS đạt bình quân 1296,046 đồng, giá trị lớn nhất đạt 12871,7 đồng và giá trị nhỏ nhất đạt -19937 đồng, qua đó có thể thấy các doanh nghiệp có hiệu quả tài chính khác nhau, có những doanh nghiệp có lợi nhuận cao, đồng thời có doanh nghiệp có lợi nhuận thấp.

Đối với tính độc lập của hội đồng quản trị, số thành viên độc lập đạt trung bình 1,054, giá trị lớn nhất là 5, và giá trị nhỏ nhất là 0, cho thấy có công ty có nhiều thành viên độc lập trong hội đồng quản trị và có công ty không có thành viên độc lập nào. Quy mô hội đồng quản trị đạt bình quân 5,142 thành viên, giá trị lớn nhất là 9 và nhỏ nhất là 3, cho thấy có sự khác nhau tương đối lớn về quy mô hội đồng quản trị.

Đối với cấu trúc vốn, hệ số nợ bình quân đạt 65,6%, có doanh nghiệp có hệ số nợ rất thấp chỉ đạt 11,5%, nhưng cũng có doanh nghiệp có hệ số nợ đạt 100%. Khả năng thanh khoản bình quân đạt 1,095 lần, nhưng cũng có doanh nghiệp có khả năng thanh khoản thấp khi chỉ đạt 0,078 lần.

4.2. Phân tích tương quan

Phân tích tương quan nhằm đánh giá mức độ phụ thuộc giữa các biến sử dụng trong mô hình, đặc biệt là các biến độc lập và tránh hiện tượng đa cộng tuyến có thể xảy ra. Hiện tượng đa cộng tuyến thường xảy ra khi hệ số tương quan giữa các biến lớn hơn 0,85. Qua kết quả Bảng 2 cho thấy các cặp biến độc lập có hệ số tương quan thấp, nên không có khả năng xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình hồi quy.

Bảng 2: Ma trận tương quan

Biến	ROA	ROE	EPS	BOARD1	BOARD2	LEV	LIQ	SIZE
ROA	1							
ROE	0,7606	1						
EPS	0,7325	0,7918	1					
BOARD1	0,0704	0,1196	0,1203	1				
BOARD2	0,1044	0,0524	0,0555	0,3446	1			
LEV	-0,4256	-0,2080	-0,2487	-0,0710	-0,1888	1		
LIQ	0,1158	0,0783	0,1365	0,1886	0,1685	-0,2919	1	
SIZE	0,0385	-0,0273	0,0814	0,2391	0,0669	-0,0135	0,0463	1

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Để kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến, nghiên cứu sử dụng hệ số phóng đại phương sai VIF, nếu hệ số VIF lớn hơn 10 thì có khả năng xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến. Kết quả Bảng 3 cho thấy hệ số VIF bằng 1,14, qua đó khẳng định không có khả năng xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến ở mô hình hồi quy.

Bảng 3: Hệ số phóng đại phương sai

Biến	ROA		ROE		EPS	
	VIF	1/VIF	VIF	1/VIF	VIF	1/VIF
SIZE	1,22	0,818008	1,22	0,818008	1,22	0,818008
BOARD1	1,18	0,850165	1,18	0,850165	1,18	0,850165
LIQ	1,13	0,882576	1,13	0,882576	1,13	0,882576
LEV	1,12	0,893752	1,12	0,893752	1,12	0,893752
FV	1,06	0,942561	1,06	0,942561	1,06	0,942561
Giá trị trung bình VIF	1,14		1,14		1,14	

Nguồn: Tính toán của tác giả.

4.3. Kết quả hồi quy và thảo luận kết quả

Bảng 4: Kết quả hồi quy - biến phụ thuộc ROA

Biến	Hệ số ước lượng			
	Pooled OLS	FEM	REM	FGLS
BOARD1	0,2640 (0,414)	-0,0486 (0,918)	0,1178 (0,765)	0,2640 (0,412)
BOARD2	0,0822 (0,720)	-0,1558 (0,620)	-0,0513 (0,850)	0,0822 (0,718)
LEV	-16,1068*** (0,000)	-16,6227*** (0,000)	-16,5449*** (0,000)	-16,1068*** (0,000)
LIQ	-0,0836 (0,639)	-0,0979 (0,709)	-0,0873 (0,691)	-0,0836 (0,638)
SIZE	0,2928 (0,508)	-0,0659 (0,932)	-0,2402 (0,683)	0,2928 (0,506)
_Cons	8,8455* (0,089)	13,7436 (0,147)	10,6520 (0,131)	8,8455* (0,087)
Kiểm định F	F(47, 571) = 3,50; Prob > F = 0,0000			
Kiểm định Hausman	Chi2(5) = 1,28; Prob > chi2 = 0,9366			
Kiểm định Breusch và Pagan	Prob > chibar2 = 0,000			
Kiểm định Wooldridge	Prob > F = 0,9948			

Ghi chú: *, ***, *** với mức ý nghĩa 10% và 1%. Giá trị p-value hiện thị trong dấu ngoặc “()”

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 5: Kết quả hồi quy - biến phụ thuộc ROE

Biến	Hệ số ước lượng			
	Pooled OLS	FEM	REM	FGLS
BOARD1	3,7889*** (0,003)	4,0514** (0,021)	3,8529** (0,013)	3,7889*** (0,003)
BOARD2	-0,5680 (0,530)	-1,5885 (0,175)	-1,2761 (0,227)	-0,5680 (0,528)
LEV	-28,4350*** (0,000)	-32,0019*** (0,000)	-30,7841*** (0,000)	-28,4350*** (0,000)
LIQ	0,0288 (0,967)	-1,1060 (0,257)	-0,6958 (0,422)	0,0288 (0,967)
SIZE	-2,5617 (0,143)	1,7805 (0,538)	-0,0663 (0,978)	-2,5617 (0,141)
_Cons	36,7168* (0,074)	-11,3484 (0,747)	9,9455 (0,728)	36,7168* (0,072)
Kiểm định F	F(47, 571) = 5,51; Prob > F = 0,0000			
Kiểm định Hausman	Chi2(5) = 2,53; Prob > chi2 = 0,7720			
Kiểm định Breusch và Pagan	Prob > chibar2 = 0,000			
Kiểm định Wooldridge	Prob > F = 0,6979			

Ghi chú: *, **, *** với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%. Giá trị p-value hiện thị trong dấu ngoặc “()”

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 6: Kết quả hồi quy - biến phụ thuộc EPS

Biến	Hệ số ước lượng			
	Pooled OLS	FEM	REM	FGLS
BOARD1	281,5943** (0,033)	148,3271 (0,411)	192,7376 (0,226)	281,5943** (0,031)
BOARD2	-72,7825 (0,435)	-42,5324 (0,723)	-47,6653 (0,660)	-72,7825 (0,432)
LEV	-3354,144*** (0,000)	-3461,299*** (0,000)	-3445,218*** (0,000)	-3354,144*** (0,000)
LIQ	96,2726 (0,185)	-107,408 (0,284)	-36,0425 (0,685)	96,2726 (0,182)
SIZE	253,3564 (0,159)	466,6491 (0,117)	391,5098 (0,108)	253,3564 (0,157)
_Cons	-977,9607 (0,643)	-2554,598 (0,480)	-1997,313 (0,501)	-977,9607 (0,641)
Kiểm định F		F(47, 571) = 5,56; Prob > F = 0,0000		
Kiểm định Hausman		Chi2(5) = 3,07; Prob > chi2 = 0,6898		
Kiểm định Breusch và Pagan		Prob > chibar2 = 0,000		
Kiểm định Wooldridge		Prob > F = 0,0046		

Ghi chú: *,*** với mức ý nghĩa 10% và 1%. Giá trị p-value hiện thị trong dấu ngoặc “()”.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Kết quả hồi quy thể hiện ở Bảng 4, Bảng 5 và Bảng 6 cho thấy:

Khi biến độc lập là ROA, qua kiểm định F và Hausman cho thấy REM là lựa chọn tốt nhất, thông qua kiểm định Breusch và Pagan cho thấy có hiện tượng phương sai thay đổi, qua kiểm định Wooldridge cho thấy không có hiện tượng tự tương quan, nên có thể kết luận hồi quy theo REM chưa mang lại kết quả tốt nhất, nên thực hiện hồi quy FGLS là phù hợp.

Khi biến độc lập là ROE, qua kiểm định F và Hausman cho thấy REM cũng là lựa chọn tốt nhất. Theo kiểm định Breusch và Pagan và Wooldridge cho thấy hồi quy theo REM có xảy ra hiện tượng phương sai thay đổi và không có hiện tượng tự tương quan, nên thực hiện hồi quy theo FGLS là phù hợp.

Khi biến độc lập là EPS, qua kiểm định F và Hausman cho thấy REM cũng là lựa chọn tốt nhất. Theo kiểm định Breusch và Pagan và Wooldridge cho thấy hồi quy theo REM có xảy ra hiện tượng phương sai thay đổi và đồng thời xảy ra hiện tượng tự tương quan, nên để có kết quả hồi quy tốt nhất, nghiên cứu thực hiện hồi quy theo FGLS.

Có mối quan hệ dương và có ý nghĩa thống kê giữa quy mô của hội đồng quản trị và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp đối với trường hợp hiệu quả tài chính doanh nghiệp là ROE hoặc EPS. Nghĩa là, quy mô của doanh nghiệp có tác động tích cực lên hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Hoặc có thể giải thích rằng, doanh nghiệp có quy mô hội đồng quản trị lớn hơn thì thường có lợi nhuận cao hơn doanh nghiệp có quy mô hội đồng quản trị nhỏ. Kết quả này có thể giải thích như sau: doanh nghiệp có quy mô hội đồng quản trị lớn hơn thì thường nhận được nhiều ý kiến phản biện khác nhau, do vậy doanh nghiệp có thể có những quyết sách kịp thời và hiệu quả hơn, hoạt động của doanh nghiệp trở nên tốt hơn và do đó lợi nhuận của doanh nghiệp cao hơn. Kết quả nghiên cứu này cũng tương tự như nghiên cứu của García-Ramos & Díaz (2021) tác giả cho rằng quy mô hội đồng quản trị có tác động tích cực lên hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp tại Nam Âu, hoặc Zhou & cộng sự (2018) còn cho rằng hội đồng quản trị của các công ty Hy Lạp đóng vai trò tích cực hơn trong việc tư vấn hơn là giám sát, khi doanh nghiệp có quy mô hội đồng quản trị lớn hơn thì doanh nghiệp nhận được nhiều tư vấn bổ ích hơn và do vậy doanh nghiệp trở nên hiệu quả hơn trong tìm kiếm lợi nhuận.

Nghiên cứu không tìm thấy mối quan hệ giữa tính độc lập của hội đồng quản trị và hiệu quả tài chính doanh nghiệp. Hay có thể nói rằng hội đồng quản trị có các thành viên độc lập không có tác động gì lên hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Điều này phản ánh sự tham gia của thành viên độc lập chưa thực sự mang lại hiệu quả của doanh nghiệp, có thể là do các thành viên độc lập tham gia tương đối hạn chế trong hội đồng quản trị qua quá trình tư vấn đường lối chiến lược phát triển của doanh nghiệp. Kết quả này ngược với nghiên cứu của García-Ramos & Díaz (2021) khi tác giả cho rằng có mối quan hệ giữa sự tham gia của

thành viên hội đồng quản trị độc lập và hiệu quả tài chính trong doanh nghiệp, sự tham gia của thành viên độc lập làm tăng khả năng phân biện, tư vấn hoạt động trong doanh nghiệp.

Nghiên cứu không tìm thấy bằng chứng tác động giữa tính thanh khoản, quy mô của doanh nghiệp và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, nhưng nghiên cứu khẳng định tác động tiêu cực của cấu trúc vốn đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Cụ thể, doanh nghiệp sử dụng nhiều nợ vay thì hiệu quả tài chính giảm, và doanh nghiệp sử dụng nợ vay ít hơn thì thường có hiệu quả tài chính cao hơn. Điều này đặt ra bài toán doanh nghiệp phải có khả năng quản trị nợ vay tốt hơn để giúp cho doanh nghiệp đạt được lợi nhuận theo yêu cầu của cổ đông. Nghiên cứu này cũng tương tự như Ullah & cộng sự (2020) thực hiện tại 90 doanh nghiệp ngành dệt may tại Pakistan trong giai đoạn 2008 đến 2017 khẳng định rằng một doanh nghiệp sử dụng nợ vay ít hơn có khả năng có lợi nhuận cao hơn, hoặc Ramli & cộng sự (2018) tại Indonesia và Malaysia, cho rằng có tác động tích cực của nợ vay lên hiệu quả tài chính doanh nghiệp Malaysia, nhưng không có tác động gì tại Indonesia.

5. Kết luận

Hội đồng quản trị được đánh giá là trái tim của doanh nghiệp và có vai trò trong định hướng các quyết sách trong doanh nghiệp và đồng thời tham gia điều hành doanh nghiệp đạt được mục tiêu lợi nhuận của doanh nghiệp và cuối cùng là lợi ích của cổ đông. Nghiên cứu mối quan hệ giữa tính độc lập của hội đồng quản trị và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, sử dụng dữ liệu tại 48 doanh nghiệp niêm yết trong thời gian từ năm 2008 đến 2020, sử dụng phương pháp hồi quy bình phương tối thiểu gộp (pooled OLS), phương pháp tác động cố định (FEM) và tác động ngẫu nhiên (REM). Nghiên cứu cũng thực hiện đánh giá các khuyết tật, như hiện tượng đa cộng tuyến, phương sai thay đổi và tự tương quan. Nếu xảy ra các khuyết tật, nghiên cứu sử dụng phương pháp bình phương tối thiểu khả thi (Feasible generalized least square - FGLS). Kết quả nghiên cứu khẳng định rằng doanh nghiệp có quy mô hội đồng quản trị lớn hơn thì thường có hiệu quả tài chính cao hơn. Tuy vậy, không có mối quan hệ giữa tính độc lập của hội đồng quản trị và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, điều này phản ánh sự tham gia của thành viên độc lập trong hội đồng quản trị tại các công ty Việt Nam chưa thực sự hiệu quả, các ý kiến đóng góp của thành viên độc lập đối với quyết sách của công ty còn hạn chế. Ngoài ra, nghiên cứu không tìm thấy bằng chứng tác động giữa tính thanh khoản, quy mô của doanh nghiệp và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, nhưng nghiên cứu khẳng định tác động tiêu cực của cấu trúc vốn đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp.

Nghiên cứu có một số hàm ý chính sách, đó là: các doanh nghiệp nên duy trì hội đồng quản trị có nhiều thành viên, để giúp cho doanh nghiệp hoạt động trở nên hiệu quả hơn, để làm được điều này các chính sách của Chính phủ, Luật doanh nghiệp nên thực hiện theo hướng ưu tiên doanh nghiệp có nhiều thành viên hội đồng quản trị hơn là doanh nghiệp có ít thành viên hội đồng quản trị, đặc biệt là các công ty đại chúng có quy mô lớn. Hai là, Nhà nước nên cải thiện chính sách bằng cách tăng cường vai trò của thành viên hội đồng quản trị độc lập, để các thành viên hội đồng quản trị độc lập thực sự có tiếng nói quan trọng trong doanh nghiệp và qua đó giúp doanh nghiệp hoạt động hiệu quả hơn. Ba là, Nhà nước điều hành chính sách kinh tế vĩ mô ổn định, nhằm giúp cho lãi suất thị trường ổn định và qua đó doanh nghiệp có khả năng quản trị được rủi ro liên quan tới lựa chọn các khoản nợ vay để cải thiện hoạt động trong doanh nghiệp.

Tài liệu tham khảo

- Chia, Y.E., Lim, K.P. & Goh, K.L. (2020), 'Liquidity and firm value in an emerging market: Nonlinearity, political connections and corporate ownership', *The North American Journal of Economics and Finance*, 52, p.101169.
- García-Ramos, R. & Díaz, B.D. (2021), 'Board of directors structure and firm financial performance: A qualitative comparative analysis', *Long Range Planning*, 54(6), p.102017.
- Nam, J., Liu, X., Lioliou, E. & Jeong, M. (2018), 'Do board directors affect the export propensity and export performance of Korean firms? A resource dependence perspective', *International Business Review*, 27(1), 269-280.
- Pombo, C. & Gutiérrez, L.H. (2011), 'Outside directors, board interlocks and firm performance: Empirical evidence from Colombian business groups', *Journal of Economics and Business*, 63(4), 251-277.

-
- Ramli, N.A., Latan, H. & Solovida, G.T. (2018), 'Determinants of capital structure and firm financial performance - A PLS-SEM approach: Evidence from Malaysia and Indonesia', *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 71, 148-160.
- Tran, H. & Turkiela, J. (2020), 'The powers that be: Concentration of authority within the board of directors and variability in firm performance', *Journal of Corporate Finance*, 60, p.101537.
- Zhou, H., Owusu-Ansah, S. & Maggina, A. (2018), 'Board of directors, audit committee, and firm performance: Evidence from Greece', *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 31, 20-36.
- Ullah, A., Pinglu, C., Ullah, S., Zaman, M. & Hashmi, S.H. (2020), 'The nexus between capital structure, firm-specific factors, macroeconomic factors and financial performance in the textile sector of Pakistan', *Heliyon*, 6(8), p.e04741.

ẢNH HƯỞNG CỦA SỞ HỮU GIA ĐÌNH ĐẾN KHẢ NĂNG TĂNG TRƯỞNG CỦA DOANH NGHIỆP: BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TẠI VIỆT NAM

Phạm Quốc Việt

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: vietpq@ufm.edu.vn

Phạm Đức Huy

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: huypham@ufm.edu.vn

Mã bài: JED - 970

Ngày nhận bài: 19/10/2022

Ngày nhận bài sửa: 11/12/2022

Ngày duyệt đăng: 13/12/2022

DOI: 10.33301/JED.VI.970

Tóm tắt

Nghiên cứu này làm rõ ảnh hưởng của sở hữu gia đình đến khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp. Nhóm tác giả xem xét ảnh hưởng của tỷ lệ sở hữu cổ phiếu của gia đình, tỷ lệ thành viên gia đình trong hội đồng quản trị, và tỷ lệ thành viên gia đình trong ban quản lý đến khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp. Bằng phương pháp hồi quy dữ liệu bảng trên dữ liệu của 22 công ty gia đình niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2010-2021. Kết quả cho thấy tỷ lệ sở hữu cổ phần của gia đình và tỷ lệ các thành viên gia đình tham gia vào ban quản lý có ảnh hưởng tích cực đến khả năng tăng trưởng của công ty. Kết quả này khẳng định sở hữu gia đình có ảnh hưởng khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp. Đây vừa là cơ sở cho các gợi ý chính sách nhằm gia tăng tốc độ tăng trưởng của doanh nghiệp, đồng thời bổ sung bằng chứng thực nghiệm về vai trò của quản trị công ty trong các công ty gia đình.

Từ khóa: Cấu trúc sở hữu, công ty tăng trưởng, công ty tăng trưởng nhanh, sở hữu gia đình, quản trị công ty.

Mã JEL: D23

The effect of family ownership on firm growth: Evidence from Vietnamese listed firms

Abstract

This study clarifies the role of family ownership in firm growth. The authors examine the effect of family ownership, the ratio of family members participating in the board of directors, and the ratio of family members participating in the management on the firm growth. The authors used the panel data regression method based on the data of listed family companies in the stock exchange period 2010-2021. The results show that family ownership and the number of family members participating in the management positively influence the firm growth. Therefore, this result confirms the effect of family ownership on firm growth, based on which implications are provided to support the growth of firms. Moreover, these results add new evidence of the role of corporate governance in family firms.

Keywords: Ownership, high growth firms, growth firms, family ownership, corporate governance.

JEL Codes: D23

1. Giới thiệu

Các nghiên cứu thực nghiệm đã chỉ ra rằng các công ty tăng trưởng cao tạo ra phần lớn việc làm mới (Henrekson & Johansson, 2010; Storey, 1994). Storey (1994) cho rằng có ba loại yếu tố thúc đẩy sự tăng trưởng của doanh nghiệp, đặc biệt là các doanh nghiệp nhỏ. Nhóm yếu tố đầu tiên là nguồn lực của chủ sở hữu, đây là những yếu tố có thể được xác định trước khi thành lập doanh nghiệp. Nhóm yếu tố thứ hai là các

đặc điểm cụ thể của doanh nghiệp như quy mô, độ tuổi, lĩnh vực kinh doanh nhóm thứ ba được hình thành bởi các lựa chọn về mặt chiến lược của chủ sở hữu hoặc hội đồng quản trị. Cấu trúc sở hữu là một trong những cơ chế nội bộ cốt lõi của quản trị công ty, có nhiều bằng chứng cho thấy cấu trúc sở hữu là một trong những yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp (Bjuggren & cộng sự, 2013; Delmar & cộng sự, 2003; Pham & cộng sự, 2020) và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp (Anderson & Reeb, 2003b; Claessens & cộng sự, 2000; Faccio & Lang, 2002).

Jensen & Meckling (1976) cho rằng cấu trúc sở hữu được phân loại theo hình thức sở hữu bao gồm sở hữu nội bộ (tỷ lệ cổ phần được nắm giữ bởi các nhà quản lý) và sở hữu bên ngoài (tỷ lệ cổ phần được nắm giữ bởi các nhà đầu tư không trực tiếp tham gia quản lý doanh nghiệp), cấu trúc sở hữu cũng có thể phân loại theo đặc điểm của chủ sở hữu như sở hữu cá nhân, sở hữu gia đình, sở hữu tổ chức hoặc có thể phân loại theo vị trí địa lý như sở hữu trong nước, sở hữu nước ngoài hoặc theo mức độ tập trung hoặc phân tán của sở hữu. Berle & Means (1932) cho thấy tập trung quyền sở hữu cao giúp cải thiện việc giám sát, giảm bớt xung đột lợi ích giữa các nhà quản lý và cổ đông và do đó cải thiện hiệu quả hoạt động của công ty. Tuy nhiên, Shleifer & Vishny (1997) chỉ ra vấn đề đại diện phát sinh từ xung đột lợi ích giữa cổ đông lớn và cổ đông thiểu số và cho rằng các cổ đông lớn có thể chiếm đoạt tài sản của các cổ đông thiểu số bằng cách trả cổ tức đặc biệt, chuyển lợi nhuận cho các công ty liên quan hoặc các công ty con nhằm chiếm đoạt lợi ích của các cổ đông (La Porta & cộng sự, 1999, 2000). Do đó, việc tập trung quyền sở hữu cao làm trầm trọng thêm rủi ro bị chiếm đoạt của các cổ đông và gây bất lợi cho giá trị doanh nghiệp.

Nghiên cứu của Anderson & Reeb (2003a) cho rằng khi cấu trúc sở hữu của công ty là một nhóm các nhà đầu tư đồng nhất về sở hữu và quản lý kinh doanh (công ty gia đình) thì xung đột lợi ích sẽ được giảm thiểu, điều đó có nghĩa là cấu trúc sở hữu tập trung cao sẽ làm gia tăng thành quả của công ty (Claessens & Djankov, 1999; Roodposhti & Chashmi, 2011). Thêm vào đó, Anderson & Reeb (2003b) thừa nhận rằng khi thành viên gia đình đóng vai trò là giám đốc điều hành thì hiệu quả kinh doanh tốt hơn là các giám đốc điều hành thuê ngoài. Điều này được giải thích là do gia đình hiểu việc kinh doanh công ty mình và các thành viên gia đình đó tham gia như là những người quản lý của công ty. Có thành viên gia đình trong nhóm quản lý hàng đầu sẽ ảnh hưởng đến hiệu quả kinh doanh của công ty, tuy nhiên hiệu quả của quản lý từ gia đình là khác nhau. Các nghiên cứu tìm thấy rằng các nhà quản lý gia đình tác động tích cực đến hiệu quả kinh doanh với điều kiện là họ hành động như những người quản lý và tuân thủ tốt những thực tiễn về quản trị và quản lý (Andres, 2008; Le Breton-Miller & Miller, 2009). Nguyen, Van Tuan & Nguyen (2016) cho rằng Việt Nam là nền kinh tế mới nổi với đặc điểm quyền sở hữu tập trung cao, đây là mức sở hữu giúp các cổ đông lớn nắm quyền chi phối công ty trong đó cổ đông lớn thường là sở hữu nhà nước hoặc sở hữu từ các công ty gia đình, những người sáng lập do đó họ thường tham gia trực tiếp vào công tác quản lý, điều hành doanh nghiệp. Do đó, bằng cách sử dụng dữ liệu của các công ty gia đình trong giai đoạn 2010-2021, nhóm tác giả nghiên cứu ảnh hưởng của sở hữu gia đình đến khả năng tăng trưởng của các công ty gia đình niêm yết ở Việt Nam.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp

Delmar & cộng sự (2003) đã nghiên cứu sâu hơn về mối quan hệ giữa tăng trưởng và khởi nghiệp, cho rằng tinh thần kinh doanh được hiểu là tạo ra hoạt động kinh tế mới hoặc một số thay thế gần giống với hoạt động đó thì tăng trưởng doanh nghiệp là việc giới thiệu sản phẩm hoặc dịch vụ mới. Davidsson & Wiklund (2008) cho rằng để đo lường khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp thì tăng trưởng doanh thu nên là lựa chọn ưu tiên vì tất cả các công ty cần phải có doanh số bán hàng để tồn tại và doanh số bán hàng thường đi trước các chỉ số khác; chính việc tăng doanh số bán hàng đòi hỏi sự gia tăng tài sản và nhân viên, dẫn đến lợi nhuận hoặc thị phần tăng lên. Ngoài ra, tăng trưởng việc làm cũng là chỉ số đánh giá khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp. Tuy nhiên, Delmar & cộng sự (2003) cho rằng nếu doanh nghiệp thuê nhân viên bên ngoài nhiều thì tăng trưởng việc làm không phải lúc nào cũng tương quan cao với tăng trưởng doanh số. Cùng quan điểm đó, Pham & cộng sự (2020) cho rằng khi đề cập đến các doanh nghiệp mới, người ta thường bàn đến tiềm năng tạo ra việc làm bổ sung hoặc nỗ lực tạo ra các sản phẩm hàng hóa và dịch vụ tốt hơn. Các doanh nghiệp mới là động lực vượt qua các cấu trúc kinh tế hiện hữu (chuyển dịch từ nền kinh tế dựa vào công nghiệp sang dựa vào dịch vụ). Hơn nữa, những công ty kỹ thuật cao trong công nghiệp và dịch vụ liên quan cung cấp các kiến thức về công nghệ mới. Tuy nhiên, kỳ vọng về doanh nghiệp mới là giải pháp cho

vấn đề thất nghiệp đã bị thổi phồng quá mức. Thực vậy, nhiều nghiên cứu cho thấy khả năng tạo việc làm của các doanh nghiệp mới chỉ khoảng 1/3, so với 2/3 của các doanh nghiệp đã thành lập lâu đời. Hoxha & Capelleras (2010) đã tổng kết các thước đo đã được sử dụng trong các nghiên cứu thực nghiệm về khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp. Các tác giả trước, mặc dù sử dụng các thuật ngữ khác nhau để chỉ khả năng này, nhưng thường dùng định nghĩa tỷ lệ tăng trưởng doanh thu ít nhất 20 đến 25% hàng năm trong khoảng thời gian từ 3 đến 5 năm (Siegel & cộng sự, 1993; Storey, 1994).

2.2. *Mối quan hệ giữa sở hữu gia đình và khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp*

Davidsson & Wiklund (2000) cho rằng khả năng tăng trưởng nhanh của công ty được nghiên cứu từ nhiều khía cạnh lý thuyết như kinh tế học hiện đại, lý thuyết phụ thuộc nguồn lực (resource-based view) và quan điểm lựa chọn chiến lược phù hợp (strategic adaption), trong đó một số nghiên cứu tập trung vào vai trò của chủ sở hữu. Cùng quan điểm đó, Penrose & Penrose (2009) cho rằng sự tăng trưởng bền vững của công ty đòi hỏi ngoài khả năng kinh doanh thì vốn là một nguồn lực khan hiếm được phân bổ không đồng đều giữa các chủ sở hữu để thực hiện các ý định tăng trưởng. Coad (2009) cho rằng các khái niệm về hiệu quả hoạt động và tăng trưởng có mối quan hệ với nhau, nghĩa là hiệu quả hoạt động xấu đi sớm hay muộn sẽ dẫn đến tăng trưởng âm và cấu trúc sở hữu dường như là một yếu tố có liên quan đến sự tăng trưởng của doanh nghiệp.

Khi nghiên cứu về sở hữu gia đình và tăng trưởng của doanh nghiệp, một số nghiên cứu cho rằng chủ sở hữu công ty gia đình sẽ hành động để duy trì quyền kiểm soát trong tay gia đình và chống lại những rủi ro có thể gây nguy hiểm cho điều đó (Kotlar & cộng sự, 2018). Do đó, họ có thể bỏ qua các cơ hội kinh doanh mới và ít đổi mới hơn nếu điều này đe dọa đến sự kiểm soát của gia đình (Patel & Chrisman, 2014). Nghiên cứu của Ivanova Yordanova (2011) cho rằng nếu các công ty gia đình ngại rủi ro hơn và ít sẵn sàng thực hiện các hoạt động kinh doanh hơn, thì điều này cuối cùng có thể có tác động tiêu cực đến tăng trưởng. Hơn nữa, Murphy (2005) cho rằng các công ty gia đình ít thích rủi ro hơn và giữ đòn bẩy thấp hơn so với các công ty phi gia đình. Đồng thời, Hamelin (2010) nhận thấy rằng các công ty gia đình áp dụng một hành vi tăng trưởng thận trọng hơn và để duy trì quyền kiểm soát công ty các công ty gia đình thường từ chối vốn cổ phần bên ngoài. Do đó, nếu các thành viên trong gia đình muốn giữ quyền kiểm soát công ty của họ, họ sẽ ít phải gánh nợ hơn (Molly & cộng sự, 2019), hoặc phát hành cổ phiếu làm loãng quyền kiểm soát của họ (Belén Villalonga & Amit, 2009). Ngoài ra, Westhead & cộng sự (2001) cho rằng sự chông chéo về thể chế trong các công ty gia đình, tức là sự tồn tại đồng thời của thể chế gia đình và thể chế kinh doanh đang ảnh hưởng đến tăng trưởng vì gia đình có xu hướng đặt các mục tiêu xã hội (ý thức hệ, văn hóa và bản sắc) trước các mục tiêu kinh tế (doanh thu, lợi nhuận) do đó việc theo đuổi các mục tiêu xã hội thay vì kinh tế có liên quan trực tiếp đến tham vọng tăng trưởng của công ty. Từ những quan điểm nêu trên, chúng tôi xây dựng giả thuyết như sau:

Giả thuyết H1: sở hữu gia đình ảnh hưởng tiêu cực đến tăng trưởng của doanh nghiệp.

Một số quan điểm cho rằng công ty gia đình có thể thiếu quản lý hiệu quả vì các giám đốc điều hành cấp cao nhất của gia đình được thu hút từ một nhóm nhân tài nhỏ hơn so với các công ty không thuộc gia đình (Bandiera & cộng sự, 2015; Le Breton-Miller & Miller, 2015; Mehrotra & cộng sự, 2013). Những giám đốc điều hành như vậy có thể không có kỹ năng để điều phối các chiến lược tăng trưởng một cách thành công và các giám đốc trong các công ty gia đình thường lựa chọn các dự án có rủi ro thấp (Bennedsen & cộng sự, 2007). Đồng thời, Schulze & cộng sự (2003) cho rằng lòng vị tha trong chế độ quản lý của gia đình cũng có thể làm trầm trọng thêm chế độ gia đình trị. Ủng hộ quan điểm này, Bertrand & Schoar (2006) gợi ý rằng các thành viên trong gia đình có thể chiếm đoạt lợi ích tư nhân từ doanh nghiệp thông qua chuyên quyền, thiên vị và lôi kéo để những người điều hành kém năng lực vẫn ở vị trí của họ mặc dù kết quả kém. Cùng quan điểm đó, Pérez-González (2006) phát hiện ra rằng khi một Giám đốc điều hành mới có quan hệ họ hàng với Giám đốc điều hành cũ thì công ty cho thấy hiệu quả hoạt động thấp hơn. Thêm vào đó, Belén Villalonga & Amit (2006) cho thấy rằng việc quản lý gia đình sẽ làm tăng giá trị cho một công ty, nhưng chỉ khi người sáng lập vẫn còn tham gia vào hoạt động của công ty và nếu một hậu duệ quản lý công ty, thì giá trị công ty sẽ bị suy giảm. Nghiên cứu của Bennedsen & cộng sự (2007) cho thấy rằng việc kế thừa gia đình có tác động tiêu cực đến khả năng sinh lời của tài sản và tác động tiêu cực đặc biệt lớn trong các ngành đang phát triển nhanh. Từ những quan điểm nêu trên, nhóm tác giả xây dựng giả thuyết như sau:

Giả thuyết H2. Tỷ lệ thành viên gia đình trong HĐQT ảnh hưởng tiêu cực đến tăng trưởng của công ty

Giả thuyết H3. Tỷ lệ thành viên gia đình trong Ban quản lý ảnh hưởng tiêu cực đến tăng trưởng của công ty

3. Phương pháp nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu gồm 264 quan sát là các công ty cổ phần tại Việt Nam, niêm yết trên sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (HSX) và sở giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX), trong giai đoạn 2010-2021. Dữ liệu nghiên cứu được lấy từ báo cáo tài chính, báo cáo thường niên của các công ty niêm yết trên HNX và HSX. Các doanh nghiệp thuộc lĩnh vực tài chính như ngân hàng, bảo hiểm và dịch vụ tài chính được loại ra khỏi mẫu vì cách hạch toán và các chỉ tiêu trên báo cáo tài chính của các loại hình công ty này có sự khác biệt tương đối so với nhóm công ty phi tài chính còn lại, do đó sẽ ảnh hưởng đến kết quả nghiên cứu.

Để phân loại công ty gia đình, các nhà nghiên cứu đã đưa ra nhiều định nghĩa khác nhau nhằm phục vụ cho mục tiêu nghiên cứu của mình. Nghiên cứu của Miller & Le Breton-Miller (2006) cho rằng công ty gia đình là những công ty mà các thành viên trong cùng một gia đình có liên quan với nhau đóng vai trò như là những cổ đông lớn hay những người quản lý điều hành hoạt động công ty cùng thời điểm hoặc qua thời gian (Martínez & cộng sự, 2007; Sciascia & Mazzola, 2008). Các nghiên cứu của Anderson & Reeb (2003a), Villalonga & Amit (2006) sử dụng định nghĩa cổ đông lớn nhất công ty là thành viên của gia đình sáng lập. Trong khi đó, Claessens & cộng sự (2000), Faccio & Lang (2002), La Porta & cộng sự (1999) lại sử dụng định nghĩa dựa trên số lượng quyền biểu quyết hoặc vốn cổ phần lớn nhất mà gia đình (hoặc cá nhân) nắm giữ. Như vậy, dựa vào những đặc điểm nêu trên nhóm tác giả phân loại và xác định các công ty gia đình để đưa vào mẫu nghiên cứu.

Mô hình được nhóm nghiên cứu sử dụng về cơ bản kế thừa nghiên cứu của Moreno & Casillas (2007) đối với biến phụ thuộc và các biến kiểm soát, có bổ sung thêm từ Anderson & Reeb (2003b); Le Breton-Miller & cộng sự (2011) cho các biến độc lập. Phương trình kiểm tra mối quan hệ giữa sở hữu gia đình với khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp:

$$\text{GROWTH}_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \text{FIO}_{it} + \beta_2 \text{FIB}_{it} + \beta_3 \text{FIM}_{it} + \beta_4 \text{TURN}_{it} + \beta_5 \text{AGE}_{it} + \beta_6 \text{SIZE}_{it} + \beta_7 \text{SOLV}_{it} + \beta_8 \text{LIQ}_{it} + \epsilon_{it}$$

Biến phụ thuộc: Davidsson & Wiklund (2000) cho rằng việc làm và doanh số bán hàng là những chỉ số đánh giá tăng trưởng được sử dụng phổ biến nhất, nhưng việc làm hầu như chỉ được sử dụng trong các nghiên cứu về tăng trưởng cao. Đồng thời, Davidsson & cộng sự (2017) cho rằng tăng trưởng doanh số bán hàng là đại diện thích hợp hơn cho tăng trưởng doanh nghiệp. Do đó, nhóm nghiên cứu sử dụng tốc độ tăng trưởng kép của doanh thu để đại diện cho khả năng tăng trưởng của công ty (Moreno & Casillas, 2007; Phạm & cộng sự, 2020).

Biến độc lập: Sở hữu gia đình (FIO) là tỷ lệ sở hữu cổ phần của các thành viên trong gia đình (FIO) được tính bằng tổng tỷ lệ sở hữu cổ phần của tất cả thành viên gia đình trong công ty (Anderson & Reeb, 2003b; Andres, 2008; Barontini & Caprio, 2006). Thành viên gia đình trong hội đồng quản trị (FIB) là tỷ lệ số thành viên của gia đình tham gia trực tiếp vào nhóm điều hành cao cấp đó chính là hội đồng quản trị của công ty (Andres, 2008; Gul & Leung, 2004; Le Breton-Miller & cộng sự, 2011). Và thành viên gia đình trong nhóm quản lý hàng đầu (FIM) là tỷ lệ số thành viên của gia đình trong tham gia nhóm quản lý hàng đầu đó chính là Ban giám đốc của công ty (Anderson & Reeb, 2003b; Andres, 2008; Le Breton-Miller & Miller, 2009).

Biến kiểm soát: các biến kiểm soát bao gồm tuổi công ty (AGE) được tính bằng Logarit tự nhiên số năm niêm yết, quy mô công ty (SIZE) được tính bằng Logarit tự nhiên của tổng tài sản, khả năng trả nợ (SOLV) được tính bằng tổng tài sản so với nợ phải trả, thanh khoản (LIQ) được tính bằng tài sản ngắn hạn so với nợ ngắn hạn và hiệu suất sử dụng tài sản (TURN) được tính bằng Doanh thu so với tổng tài sản (Moreno & Casillas, 2007; Phạm Quốc Việt & cộng sự, 2019).

Phương pháp nghiên cứu: Nhóm nghiên cứu sử dụng phương pháp tiếp cận định lượng, thông qua ước lượng các hệ số hồi quy giữa biến phụ thuộc (tăng trưởng của doanh nghiệp) và các biến độc lập, đại diện cho sở hữu gia đình và một số biến kiểm soát được lựa chọn (quy mô, tuổi đời...). Các ước lượng được sử dụng dự kiến là Pooled OLS, FEM, REM. Bên cạnh đó, nhóm nghiên cứu thực hiện các kiểm định vi phạm giả thuyết mô hình và nếu có sẽ lựa chọn phương pháp xử lý phù hợp (GLS, GMM) tùy vào giả thuyết nào bị vi phạm thông qua các phương pháp kiểm định.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Mẫu tổng thể dữ liệu nghiên cứu sau khi sàng lọc bao gồm 22 công ty trong giai đoạn 2010 – 2021 nên tổng cộng có 264 quan sát. Số liệu thống kê mô tả cho thấy khả năng tăng trưởng công ty đo bằng GROWTH trong mẫu quan sát trung bình đạt 18,3% với công ty thấp nhất là -91,1%, công ty cao nhất đạt 678% và độ lệch chuẩn 0.627 cho thấy có sự dao động đáng kể về khả năng tăng trưởng giữa các công ty gia đình qua các năm. Thông qua giá trị median cho thấy, tỷ lệ 50% các công ty cổ phần có tốc độ tăng trưởng mức 8,2% và độ nghiêng của phân phối cho thấy GROWTH có phân phối lệch phải (giá trị Skewness = 5,316). Hệ số nhọn kurtosis cho thấy phân phối xác suất GROWTH tập trung ở mức độ cao (Bảng 1).

Bảng 1: Thống kê mô tả các biến

Biến	Trung bình	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Giá trị lớn nhất	Giá trị nhỏ nhất	Độ lệch	Độ nhọn
GROWTH	0,183	0,082	0,627	6,780	-0,911	5,316	50,717
FIO	0,406	0,360	0,180	0,814	0,067	0,448	2,397
FIB	0,466	0,400	0,181	1,000	0,200	0,726	3,089
FIM	0,493	0,444	0,186	1,143	0,182	0,801	2,931
AGE	7,591	8,000	3,612	15,000	1,000	0,007	1,969
SIZE	27,909	27,670	1,948	33,691	24,647	0,920	3,783
SOLV	0,543	0,550	0,203	1,294	0,131	0,018	3,122
LIQ	0,756	0,746	0,331	2,377	0,194	1,297	6,762
TURN	0,923	0,820	0,687	4,191	0,053	1,730	7,285

Đánh giá về mức độ sở hữu gia đình cho thấy, tỷ lệ sở hữu gia đình trung bình là 40,6% trong đó công ty có tỷ lệ sở hữu gia đình cao nhất 81,4% công ty có tỷ lệ sở hữu thấp nhất là 6,7% và tỷ lệ trung bình 46,6% các thành viên trong gia đình tham gia vào Hội đồng quản trị, công ty có tỷ lệ cao nhất là 100% thành viên trong gia đình tham gia công ty có tỷ lệ thấp nhất là 20%. Tương tự tỷ lệ trung bình 46,6% thành viên tham gia quản lý thuộc ban giám đốc của công ty.

Bảng 2: Ma trận tương quan và VIF

	FIO	FIB	FIM	lnAGE	SIZE	SOLV	LIQ	TURN	VIF
FIO	1								1,52
FIB	0,2406	1							1,74
FIM	0,4404	0,5289	1						1,79
lnAGE	0,1035	0,0168	0,0192	1					1,07
SIZE	-0,0218	-0,3536	-0,1356	0,1856	1				1,64
SOLV	-0,2162	0,0666	-0,0462	0,0306	0,3441	1			2
LIQ	-0,1316	-0,0238	0,1098	0,1036	0,328	0,6312	1		1,9
TURN	0,2889	0,0918	0,0684	-0,0609	-0,328	-0,21	-0,0816	1	1,28

4.2. Phân tích ma trận tương quan

Thông qua ma trận hệ số tương quan có thể thấy tương quan giữa các biến trong mô hình thấp (nhỏ hơn 0,8) và hệ số nhân tử phóng đại phương sai (VIF) nhỏ hơn 10 cho thấy rằng các biến đưa vào mô hình không xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình hồi quy.

4.3. Phân tích hồi quy

Từ kết quả Bảng 3, kiểm định Hausman cho thấy mô hình hồi quy FEM được lựa chọn. Đồng thời, thông qua các kiểm định phương sai thay đổi, kiểm định tự tương quan cho thấy mô hình cho thấy mô hình GLS là phù hợp. Tuy nhiên, khi nghiên cứu về quản trị công ty Wintoki & cộng sự (2012), Pham & cộng sự (2020) cho rằng có khả năng xảy ra hiện tượng nội sinh dẫn đến kết quả ước lượng sai lệch. Davidson và MacKinnon (1993) đề xuất kiểm định nội sinh (Wu-Hausman) nhằm xác định biến nội sinh. Các kết quả

kiểm định Hansen và AR2 cho thấy mô hình SGMM là phù hợp. Cụ thể như sau:

Kết quả nghiên cứu cho thấy sở hữu gia đình (FIO) tác động tiêu cực đến khả năng tăng trưởng của công ty. Tuy nhiên, khi xem xét tỷ lệ thành viên gia đình trong hội đồng quản trị (FIB) không có mối liên hệ với khả năng tăng trưởng của công ty trong khi đó tỷ lệ các thành viên gia đình tham gia vào ban giám đốc (FIM) lại có ảnh hưởng tích cực đến khả năng tăng trưởng của công ty, trong khi đó . Đồng thời, các biến kiểm soát cho thấy quy mô doanh nghiệp (SIZE) và hiệu suất sử dụng tài sản (TURN) có tác động tích cực đến khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp. Trong khi đó, khả năng trả nợ (SOLV), thanh khoản (LIQ) có tác động tiêu cực đến khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp và tuổi công ty (lnAGE) không cho thấy mối liên hệ với khả năng tăng trưởng của công ty.

Bảng 3: Kết quả hồi quy và kiểm định giữa các mô hình

	OLS	FEM	REM	GLS	SGMM
Biến độc lập					
FIO	-0,404 (0,263)	-0,057 (0,581)	-0,404 (0,263)	-0,326*** (0,120)	-1,161** (0,562)
FIB	0,225 (0,279)	0,144 (0,500)	0,225 (0,279)	0,029 (0,142)	0,462 (0,535)
FIM	0,089 (0,276)	0,600 (0,453)	0,089 (0,276)	0,131 (0,104)	1,406** (0,694)
Biến kiểm soát					
SIZE	0,067*** (0,025)	0,066 (0,122)	0,067*** (0,025)	0,060*** (0,012)	0,150** (0,065)
SOLV	0,274 (0,267)	0,753 (0,498)	0,274 (0,267)	0,330** (0,133)	-0,815* (0,463)
LIQ	-0,248 (0,160)	-0,401* (0,222)	-0,248 (0,160)	-0,242*** (0,082)	-1,182*** (0,433)
TURN	0,077 (0,063)	0,482*** (0,140)	0,077 (0,063)	0,097*** (0,032)	0,288* (0,158)
lnAGE	-0,004 (0,063)	-0,013 (0,086)	-0,004 (0,063)	-0,067*** (0,022)	0,007 (0,054)
Hằng số	-1,697** (0,711)	-2,520 (3,226)	-1,697** (0,711)	-1,450*** (0,324)	-3,417 (2,141)
Số quan sát	264	264	264	264	264
R2	0,043	0,067	0,034		
Kiểm định Hausman	chi2(8) = 14.87**				
Kiểm định Wald	chi2 (22) = 44008.71***				
Kiểm định Wooldridge	F(1,21) = 3.187*				
AR2	0,913				
Hansen	0,899				

*Ghi chú: ***, **, * đại diện cho các mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.*

Số trong ngoặc đơn là giá trị của sai số chuẩn.

Kết quả nghiên cứu cho thấy về sở hữu gia đình có ảnh hưởng tiêu cực đến khả năng tăng trưởng của công ty. Kết quả nghiên cứu này phù hợp với nghiên cứu của Patel & Chrisman (2014), Kotlar & cộng sự (2018) bởi vì các công ty gia đình có khả năng ưu tiên và duy trì quyền kiểm soát của gia đình do đó họ có thể bỏ qua các cơ hội kinh doanh mới và ít đổi mới hơn. Đồng thời, với việc các công ty gia đình e ngại rủi ro do đó ít vay nợ và từ chối các nguồn vốn cổ phần từ các nhà đầu tư bên ngoài, do đó các công ty gia đình sẽ thiếu các nguồn lực để hỗ trợ cho mục tiêu tăng trưởng (Ivanova Yordanova, 2011; Molly & cộng sự, 2019; Belén Villalonga & Amit, 2009). Điều này càng được thể hiện rõ ở Việt Nam vì đây nền kinh tế mới nổi với đặc điểm quyền sở hữu tập trung cao (Nguyen, Van Tuan & Nguyen, 2016) với văn hóa của cha truyền con nối,

ý thức hệ về bản sắc dân tộc, các công ty gia đình ở Việt Nam có xu hướng đặt các mục tiêu xã hội trước các mục tiêu về kinh doanh do đó ảnh hưởng trực tiếp đến khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp (Westhead & cộng sự, 2001). Tuy nhiên, kết quả nghiên cứu lại cho thấy tỷ lệ các thành viên gia đình tham gia vào ban giám đốc lại có ảnh hưởng tích cực đến khả năng tăng trưởng của công ty điều này có thể được giải thích rằng sự tham gia của các thành viên gia đình tạo ra các điều kiện để thúc đẩy hành vi quản lý và các nhà quản lý gia đình quan tâm đến sự tồn tại lâu dài, danh tiếng của một công ty và giúp nuôi dưỡng ý thức của cộng đồng quản lý giữa các nhân viên trong các công ty gia đình (Miller & Le Breton-Miller, 2006). Đồng thời, với vai trò là các nhà quản lý công ty, các thành viên có lợi thế trong việc phát triển các mối quan hệ lâu dài với các ngân hàng, nhân viên và nhà cung cấp, tạo niềm tin và do đó giảm chi phí giao dịch mang lại kết quả kinh tế tích cực trong dài hạn (Poza, 2013).

5. Kết luận

Kết quả nghiên cứu này khẳng định vai trò của sở hữu gia đình và việc các thành viên gia đình tham gia vào ban giám đốc của công ty có ảnh hưởng khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp; vừa là cơ sở cho các gợi ý chính sách nhằm gia tăng tốc độ tăng trưởng của doanh nghiệp trong nước, mặt khác bổ sung các bằng chứng thực nghiệm về vai trò của quản trị công ty trong các công ty gia đình. Từ kết quả nghiên cứu cho thấy tỷ lệ sở hữu của gia đình trong công ty càng cao sẽ làm hạn chế khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp bởi vì trong các công ty gia đình trị (tập trung sở hữu cao) thường có xu hướng ngại rủi ro do đó sẽ ít vay nợ và từ chối các khoản vốn cổ phần từ các nhà đầu tư bên ngoài. Trong khi đó, vốn là nguồn lực quan trọng cho mục tiêu tăng trưởng của doanh nghiệp, do đó theo nhóm tác giả các doanh nghiệp này nên duy trì tỷ lệ sở hữu gia đình ở mức hợp lý để có thể huy động thêm các nguồn lực quan trọng từ các nhà đầu tư bên ngoài nhằm hỗ trợ cho mục tiêu phát triển của doanh nghiệp. Đồng thời, với sự tham gia vào bộ máy quản lý của các thành viên gia đình ngoài việc sẽ giúp công ty cải thiện danh tiếng và xây dựng các giá trị văn hóa thì sẽ giúp công ty tận dụng các mối quan hệ, kiến thức của các thành viên gia đình về lĩnh vực kinh doanh, nhà cung cấp và các đối tác. Tuy nhiên, để làm được điều đó, các thành viên gia đình tham gia vào bộ máy quản lý phải là những người có kiến thức, kỹ năng trong công tác quản lý và điều hành.

Tài liệu tham khảo:

- Anderson, R.C. & Reeb, D.M. (2003a), 'Founding-family ownership and firm performance: Evidence from the S&P 500', *Journal of Finance*, 58(3), 1301–1328.
- Anderson, R.C. & Reeb, D.M. (2003b), 'Founding-family ownership, corporate diversification, and firm leverage', *The Journal of Law and Economics*, 46(2), 653–684.
- Andres, C. (2008), 'Large shareholders and firm performance—An empirical examination of founding-family ownership', *Journal of Corporate Finance*, 14(4), 431–445.
- Bandiera, O., Guiso, L., Prat, A. & Sadun, R. (2015), 'Matching firms, managers, and incentives', *Journal of Labor Economics*, 33(3), 623–681.
- Barontini, R. & Caprio, L. (2006), 'The effect of family control on firm value and performance: Evidence from continental Europe', *European Financial Management*, 12(5), 689–723.
- Bennedsen, M., Nielsen, K. M., Pérez-González, F. & Wolfenzon, D. (2007), 'Inside the family firm: The role of families in succession decisions and performance', *The Quarterly Journal of Economics*, 122(2), 647–691.
- Berle, A. & Means, G. (1968), *The modern corporation and private property*, McMillan, New York, NY.
- Bertrand, M. & Schoar, A. (2006), 'The role of family in family firms', *Journal of economic perspectives*, 20(2), 73–96.
- Bjuggren, C.M., Daunfeldt, S.O. & Johansson, D. (2013), 'High-growth firms and family ownership'. *Journal of Small Business and Entrepreneurship*, 26(4), 365–385.
- Claessens, S. & Djankov, S. (1999), 'Ownership Concentration and Corporate Performance in the Czech Republic', *Journal of Comparative Economics*, 27(3), 498–513.

-
- Claessens, S., Djankov, S. & Lang, L.H. (2000), 'The separation of ownership and control in East Asian corporations', *Journal of financial Economics*, 58(1-2), 81-112.
- Coad, A. (2009), *The growth of firms: A survey of theories and empirical evidence*, Edward Elgar Publishing, UK.
- Davidson, R. & MacKinnon, J.G. (1993), *Estimation and inference in econometrics*, Vol. 63, Oxford, New York.
- Davidsson, P. & Wiklund, J. (2017), 'Conceptual and empirical challenges in the study of firm growth', *The Blackwell handbook of entrepreneurship*, 26-44.
- Davidsson, P. & Wiklund, J. (2000), 'Conceptual and Empirical Challenges in the Study of Firm Growth', In Sexton, D. & Landström, H. (Eds.), *Handbook of Entrepreneurship. Blackwell Business*, Malden, MA, 26-44.
- Delmar, F., Davidsson, P. & Gartner, W.B. (2003), 'Arriving at the high-growth firm', *Journal of Business Venturing*, 18(2), 189-216.
- Faccio, M. & Lang, L.H.P. (2002), 'The ultimate ownership of Western European corporations', *Journal of Financial Economics*, 65(3), 365-395.
- Gul, F.A. & Leung, S. (2004), 'Board leadership, outside directors' expertise and voluntary corporate disclosures', *Journal of Accounting and public Policy*, 23(5), 351-379.
- Hamelin, A. (2010), *Does family control of small business lead to under exploitation of their financial growth potential? Evidence of the existence of conservative growth behavior in family controlled French SMEs* (No. 2010-01), Laboratoire de Recherche en Gestion et Economie (LaRGE), Université de Strasbourg.
- Henrekson, M. & Johansson, D. (2010), 'Gazelles as job creators: A survey and interpretation of the evidence', *Small Business Economics*, 35(2), 227-244.
- Hoxha, D. & Capelleras, J. (2010), 'Fast-growing firms in a transitional and extreme environment: are they different?', *Journal of Small Business and Enterprise Development*, 17(3), 350-370.
- Ivanova Yordanova, D. (2011), 'Entrepreneurial orientation in family and non-family firms: evidence from Bulgaria', *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, 4(1), 185-203.
- Jensen, M.C. & Meckling, W.H. (1976), 'Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure', *Journal of Financial Economics*, 3(3), 82-137.
- Kotlar, J., Signori, A., De Massis, A. & Vismara, S. (2018), 'Financial wealth, socioemotional wealth, and IPO underpricing in family firms: A two-stage gamble model', *Academy of Management Journal*, 61(3), 1073-1099.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F. & Shleifer, A. (1999), 'Corporate ownership around the world', *Journal of Finance*, 54(2), 471-517.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. (2000), 'Investor protection and corporate governance', *Journal of Financial Economics*, 58(1-2), 3-27.
- Le Breton-Miller, I. & Miller, D. (2009), 'Agency vs. stewardship in public family firms: A social embeddedness reconciliation', *Entrepreneurship: Theory and Practice*, 33(6), 1169-1191.
- Le Breton-Miller, I. & Miller, D. (2015), 'Learning stewardship in family firms: For family, by family, across the life cycle', *Academy of Management Learning & Education*, 14(3), 386-399.
- Le Breton-Miller, I., Miller, D. & Lester, R.H. (2011), 'Stewardship or agency? A social embeddedness reconciliation of conduct and performance in public family businesses', *Organization science*, 22(3), 704-721.
- Martínez, J.I., Stöhr, B.S. & Quiroga, B.F. (2007), 'Family ownership and firm performance: Evidence from public companies in Chile', *Family Business Review*, 20(2), 83-94.
- Mehrotra, V., Morck, R., Shim, J. & Wiwattanakantang, Y. (2013), 'Adoptive expectations: Rising sons in Japanese family firms', *Journal of Financial Economics*, 108(3), 840-854.
- Miller, D. & Le Breton-Miller, I. (2006), 'Family governance and firm performance: Agency, stewardship, and capabilities', *Family Business Review*, 19(1), 73-87.
- Molly, V., Uhlaner, L. M., De Massis, A. & Laveren, E. (2019), 'Family-centered goals, family board representation, and debt financing', *Small Business Economics*, 53(1), 269-286.
-

-
- Moreno, A.M. & Casillas, J.C. (2007), 'High-growth SMEs versus non-high-growth SMEs: a discriminant analysis', *Entrepreneurship and Regional Development*, 19(1), 69-88.
- Murphy, A. (2005), 'Corporate ownership in France: the importance of history', In *A history of corporate governance around the world: Family business groups to professional managers*, University of Chicago Press, 185-222.
- Van Tuan, N. & Tuan, N.A. (2016), 'Corporate governance structures and performance of firms in Asian markets: A comparative analysis between Singapore and Vietnam', *Organizations and Markets in Emerging Economies*, 7(2), 112-140.
- Patel, P.C. & Chrisman, J.J. (2014), 'Risk abatement as a strategy for R&D investments in family firms', *Strategic Management Journal*, 35(4), 617-627.
- Penrose, E. & Penrose, E.T. (2009), *The Theory of the Growth of the Firm*, Oxford University press, UK.
- Pérez-González, F. (2006). 'Inherited control and firm performance', *American Economic Review*, 96(5), 1559-1588.
- Phạm Quốc Việt, Hồ Thu Hoài, Phạm Đức Huy, Nguyễn Văn Phong & Lê Thị Hồng Hạnh (2019), 'Vai trò của giám đốc điều hành trong doanh nghiệp tăng trưởng nhanh-Trường hợp Việt Nam', *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính - Marketing*, 53, 34-43.
- Pham, Q., Ho, T., Pham, D. & Nguyen, H. (2020), 'Effects of corporate governance on high growth rate: evidence from Vietnamese listed companies', *Management Science Letters*, 10(7), 1553-1566.
- Poza, Ernesto J. & Daugherty, Mary S (2013), *Family Business*, S South-Western Cengage Learning Pub.
- Roodposhti, F.R. & Chashmi, S.N. (2011), 'The impact of corporate governance mechanisms on earnings management', *African Journal of Business Management*, 5(11), 4143.
- Schulze, W.S., Lubatkin, M.H. & Dino, R.N. (2003), 'Toward a theory of agency and altruism in family firms', *Journal of Business Venturing*, 18(4), 473-490.
- Sciascia, S. & Mazzola, P. (2008), 'Family involvement in ownership and management: Exploring nonlinear effects on performance', *Family Business Review*, 21(4), 331-345.
- Shleifer, A. & Vishny, R.W. (1997), 'A survey of corporate governance', *The Journal of Finance*, 52(2), 737-783.
- Siegel, R., Siegel, E. & Macmillan, I.C. (1993), 'Characteristics distinguishing high-growth ventures', *Journal of Business Venturing*, 8(2), 169-180.
- Storey, D.J. (1994), *Understanding the Small Business Sector*, Routledge, London.
- Villalonga, Belen & Amit, R. (2006), 'How do family ownership, control and management affect firm value?', *Journal of Financial Economics*, 80(2), 385-417.
- Villalonga, Belén & Amit, R. (2009), 'How are US family firms controlled?', *The Review of Financial Studies*, 22(8), 3047-3091.
- Westhead, P., Cowling, M. & Howorth, C. (2001), 'The development of family companies: Management and ownership imperatives', *Family Business Review*, 14(4), 369-385.
- 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.

CÁC YẾU TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN HIỆU QUẢ SỬ DỤNG DỊCH VỤ BẢO HIỂM SỐ: NGHIÊN CỨU ĐIỂN HÌNH MỘT SỐ ĐƠN VỊ BẢO HIỂM NHÂN THỌ TẠI THỊ TRƯỜNG VIỆT NAM

Trần Thị Thanh Nga

Khoa Tài chính – Ngân hàng, Trường Đại học tài chính – marketing

Email: Ngatcnh@ufm.edu.vn

Đặng Thị Thu Thảo

Công ty TNHH bảo hiểm nhân thọ Prudential Việt Nam

Email: Dangthithuthao.1979@gmail.com

Mã bài báo: JED-991

Ngày nhận: 23/10/2022

Ngày nhận bản sửa: 28/01/2023

Ngày duyệt đăng: 05/02/2023

DOI: 10.33301/JED.Vi.991

Tóm tắt:

Mục tiêu nghiên cứu nhằm xác định các yếu tố: công nghệ, tổ chức, môi trường tác động đến hiệu quả sử dụng dịch vụ bảo hiểm số (Insurtech) tại Việt Nam. Nghiên cứu sử dụng mô hình cấu trúc tuyến tính theo phương pháp PLS-SEM, dựa trên 200 mẫu phân tích tại 8 doanh nghiệp bảo hiểm nhân thọ Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy, yếu tố công nghệ (quy trình số hóa, an toàn dữ liệu và bảo mật thông tin, chiến lược chuyển đổi số); tổ chức (nhân lực doanh nghiệp); môi trường (nhu cầu khách hàng, đại dịch Covid 19) ảnh hưởng đến khả năng thích ứng công nghệ. Đồng thời, yếu tố khả năng thích ứng công nghệ của các doanh nghiệp bảo hiểm có ảnh hưởng quan trọng đến hiệu quả sử dụng dịch vụ bảo hiểm số.

Từ khóa: Hiệu quả, bảo hiểm số, PLS-SEM.

Mã JEL: G21, G41.

Factors influencing the efficiency of using digital insurance services: The case of life insurance firms in Vietnam

Abstract:

This study is conducted to determine the determinants of technology, organization and environment that affect the efficiency of using digital insurance services (Insurtech) in Vietnam. The research uses the linear structural model by PLS - SEM method, based on 200 samples collected at eight Vietnamese life insurance firms. The results reveal that technological factors (digitization process, data safety and information security, digital transformation strategy); organization (human resources); environment (customer demand, Covid 19 pandemic) affects technology adaptability. At the same time, the technology adaptability of insurers has an important impact on the efficiency of using digital insurance services.

Keywords: Efficiency, insurtech, PLS-SEM.

JEL Codes: G21, G41.

1. Giới thiệu

Bảo hiểm số là thuật ngữ đề cập các đổi mới công nghệ nhằm tăng tính hiệu quả và tiết kiệm từ mô hình bảo hiểm truyền thống. Các công ty InsurTech là những công ty áp dụng công nghệ trong lĩnh vực bảo hiểm có sử dụng trí tuệ nhân tạo, Internet vạn vật và dữ liệu lớn nhằm cải thiện việc định phí, thẩm định, xử lý yêu cầu bồi thường, tương tác khách hàng, hệ thống phát hiện và chống gian lận (Bogoviz & cộng sự, 2019).

Vấn đề doanh nghiệp sẵn sàng thích ứng sử dụng công nghệ số và hiệu quả của doanh nghiệp dựa vào khung lý thuyết TOE (Technology – Organisation - Environment) được nhiều nghiên cứu quan tâm đến (Gangwar & cộng sự, 2014; Oliveira & Martins 2011; Hameed & cộng sự, 2012; Setyaningsih & Kemal 2019; Chữ Bá Quyết, 2021; Hoang & cộng sự, 2021; Lee & cộng sự, 2021; Nguyễn Kim Thảo, 2022; Volosovych & cộng sự, 2021; Njegomir & Bojanić, 2021). Theo mô hình TOE, yếu tố công nghệ liên quan đến các công nghệ sẵn có và công nghệ mới phải đảm bảo công bằng bên trong và bên ngoài (Aboelmaged, 2018). Chúng tôi nhận thấy các nghiên cứu liên quan đến chủ đề đổi mới công nghệ số đối với ứng dụng công nghệ số ở các doanh nghiệp bảo hiểm còn khá hạn chế. Đây được xem là nghiên cứu điển hình đầu tiên thực hiện khảo sát các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả sử dụng dịch vụ công nghệ số dưới góc nhìn của doanh nghiệp bảo hiểm. Nghiên cứu gồm 5 phần. Phần 1 giới thiệu nghiên cứu; phần 2 sẽ trình bày cơ sở lý thuyết phát triển mô hình nghiên cứu; phần 3 sẽ trình bày phương pháp nghiên cứu bao gồm việc chọn kích cỡ mẫu quan sát, phát triển thang đo và phương pháp phân tích; kết quả nghiên cứu được trình bày trong phần 4; phần 5 trình bày thảo luận và kiến nghị.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Bảo hiểm số (InsurTech)

InsurTech là thuật ngữ được ghép từ Insurance (bảo hiểm) và Technology (công nghệ) là ứng dụng các công nghệ làm cho mô hình bảo hiểm hiệu quả hơn, từ tạo ra sản phẩm, phân phối và quản lý hoạt động. Một số cải tiến công nghệ nổi bật đã và đang được sử dụng trong InsurTech bao gồm: Phân tích dữ liệu (Data Analytics) và AI (ChatBot), dữ liệu lớn (Big Data), Số hóa (Digitization) và Blockchain (SmartContract),... Các lĩnh vực nổi bật mà InsurTech mang lại như tối ưu hóa sử dụng nguồn tài nguyên con người, sản phẩm bảo hiểm mang tính cá nhân hóa cao, số hóa thông tin quản lý bảo hiểm, đa dạng kênh phân phối,... Bảo hiểm số (Insurtech) là tương lai của ngành bảo hiểm và được xem như một phần của Fintechs (Halima & Yassine, 2022). King & cộng sự (2021) cho rằng phần lớn các doanh nghiệp bảo hiểm hiện đang bắt đầu phản ứng với công nghệ số vì những cơ hội mới mang lại khá hữu ích. Njegomir & Bojanić (2021) cho rằng Insurtech là xu hướng ứng dụng công nghệ thông tin trong quản lý rủi ro, bán hàng và phân phối, với dữ liệu lớn và phân tích dự đoán trong bảo hiểm. Trong khi đó, Volosovych & cộng sự (2021) nhận định vai trò của công nghệ là quan trọng trong sự phát triển của các doanh nghiệp bảo hiểm, góp phần nâng cao lợi thế cạnh tranh.

2.2. Các yếu tố tác động đến hiệu quả khi đổi mới công nghệ

Nghiên cứu dựa trên khung phân tích gồm ba nhóm yếu tố: Công nghệ (Technology - T), Tổ chức (Organisation - O) và Môi trường (Environment - E) được phát triển bởi Tornatzky & cộng sự (1990) để đánh giá của các yếu tố tác động đến hiệu quả khi đổi mới công nghệ. Khung phân tích dựa trên TOE bao gồm cả các biến vi mô và vĩ mô và được các nhà nghiên cứu Hameed & cộng sự (2012), Hoang & cộng sự (2021) công nhận rộng rãi như một khuôn khổ được thiết lập tốt trong bối cảnh ứng dụng công nghệ trong tổ chức.

2.3. Khả năng thích ứng

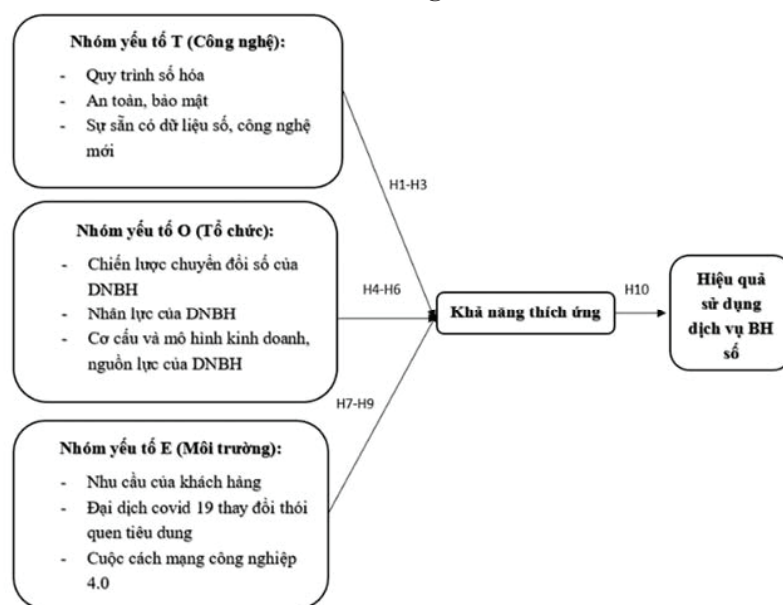
Muốn đạt được hiệu quả sử dụng công nghệ số, người dùng phải được đào tạo, hướng dẫn thực hiện thao tác trên ứng dụng trực tuyến (Taylor & Todd, 1995). Các yếu tố liên quan đến nội dung trên website của doanh nghiệp được người dùng quan tâm, vì họ nhận thức được mức độ dễ sử dụng, cảm giác tiện lợi, kiểm soát nhận thức và trải nghiệm sẽ nâng cao sự hài lòng chất lượng dịch vụ của công nghệ số (Gilbert & cộng sự, 2004). Theo Chircu & cộng sự (2000), thiếu khả năng tiếp nhận công nghệ sẽ tạo rào cản về kiến thức cũng như cản trở việc áp dụng công nghệ mới, ngay cả khi sẵn sàng để chấp nhận. Khi áp dụng công nghệ mới, các doanh nghiệp đều quan tâm liệu nhân viên có thể tiếp cận thông tin hiệu quả thông qua các lớp tập huấn, đào tạo để đáp ứng với nhu cầu ứng dụng bảo hiểm số. Tuy nhiên, nếu khả năng tiếp nhận của người dùng thích ứng nhanh thì sẽ rất hiệu quả.

2.4. Hiệu quả

Moorman & Miner (1998) cho rằng áp dụng sản phẩm mới sẽ ảnh hưởng đến khả năng thích ứng và hiệu quả của việc triển khai. Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả tiếp cận hiệu quả sử dụng công nghệ số vào dịch vụ bảo hiểm là: Phát triển sản phẩm, dịch vụ khách hàng, kiểm soát chi phí, quản lý rủi ro đáp ứng nhu cầu người dùng (Halima & Yassine, 2022). Những đổi mới của Insurtech cho phép các công ty mở rộng

phạm vi bảo hiểm, giới thiệu sản phẩm và dịch vụ mới, đơn giản hóa yêu cầu bồi thường, giảm chi phí và cung cấp khả năng xác định và đo lường rủi ro nâng cao (Koprivica, 2018). Nhờ nền tảng công nghệ, doanh nghiệp có cơ hội tiếp cận khách hàng toàn cầu và có được thông tin thị trường tức thì (Makepe & cộng sự, 2012). Theo Volosovych & cộng sự (2021), công nghệ đóng vai trò quan trọng trong sự phát triển của các doanh nghiệp bảo hiểm, góp phần nâng cao chủng loại sản phẩm, đạt lợi thế cạnh tranh. Các doanh nghiệp bảo hiểm đang dần đón nhận các công nghệ mới, điều chỉnh chiến lược, cơ cấu tổ chức, quản lý rủi ro, nhân viên và văn hóa để gia tăng giá trị cho doanh nghiệp và khách hàng (Njegomir & Bojanić, 2021). Sau khi lược khảo các nghiên cứu có liên quan và dựa trên các nghiên cứu trước như: Kumar & cộng sự (2022), Chữ Bá Quyết (2021), Nguyễn Văn Phương (2017), Urciuoli & cộng sự (2013) nhóm tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu như Hình 1.

Hình 1: Mô hình nghiên cứu



2.5. Phát triển các giả thiết nghiên cứu

2.5.1. Nhóm yếu tố T có 3 giả thuyết

Các doanh nghiệp thực hiện chuyển đổi số do cần giảm chi phí, rủi ro trong lưu trữ giấy tờ, số hóa tài liệu, giúp nhân viên và nhà quản trị thuận tiện làm việc mọi lúc mọi nơi (Bektenova, 2018). Nhận thức hữu ích trong mô hình nghiên cứu là người dùng tin rằng việc sử dụng một sản phẩm công nghệ giúp gia tăng hiệu suất công việc và cuộc sống của họ (Davis, 1989). Nếu dịch vụ bảo hiểm số mang lại hữu ích thì người dùng có ý định lựa chọn sử dụng và ngược lại. Vì vậy, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H1: Quy trình số hóa có mối tương quan tích cực với khả năng thích ứng công nghệ.

Các doanh nhân cân nhắc khả năng bảo mật thông tin khi lựa chọn công nghệ số (Nguyễn Kim Thảo, 2022). Tính chính xác dữ liệu là yếu tố thúc đẩy áp dụng công nghệ, dễ dàng cập nhật thông tin chính xác, chất lượng (Nguyễn Văn Phương, 2017). Người dùng luôn cảm nhận rủi ro có thể là nguy cơ bị mất thông tin cá nhân thông qua tương tác trực tuyến; nhiều rủi ro tiềm ẩn khác như: Rủi ro về tâm lý, rủi ro xã hội, nguy cơ kiện tụng, rủi ro tài chính và sự riêng tư... Từ đó, ảnh hưởng đến việc khuyến khích sử dụng các dịch vụ công nghệ số (Pires & cộng sự, 2004; Ueltschy & cộng sự, 2004). Nếu người dùng nhận thức rủi ro trong an toàn dữ liệu và bảo mật thông tin thì có xu hướng từ chối và ngược lại. Vì vậy, nghiên cứu đề xuất giả thuyết tiếp theo:

H2: An toàn dữ liệu và bảo mật thông tin có mối tương quan tích cực với khả năng thích ứng công nghệ.

Các tập dữ liệu phong phú và cung cấp nhanh chóng, các doanh nghiệp bảo hiểm bắt đầu phản ứng với quá trình số hóa và những cơ hội nó mang lại (King & cộng sự, 2021). Nhận thức hữu ích trong mô hình

nguyên cứu là người dùng tin rằng việc sử dụng một sản phẩm công nghệ giúp gia tăng hiệu suất công việc và cuộc sống của họ (Davis, 1989). Vì vậy, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H3: Sự sẵn có dữ liệu số và công nghệ mới có mối tương quan tích cực với khả năng thích ứng công nghệ.

2.5.2. Nhóm yếu tố O có 3 giả thuyết

Các doanh nghiệp bảo hiểm nhận thức mối liên hệ chặt chẽ giữa trải nghiệm khách hàng và chiến lược kỹ thuật số (Volosovych & cộng sự, 2021). Số hóa quy trình tạo lợi thế cạnh tranh cho doanh nghiệp (Chữ Bá Quyết, 2021). Nhiều nghiên cứu (Baabdullah & cộng sự, 2019; Ahmad & cộng sự, 2020) cho rằng yếu tố nhận thức tính hữu ích có ảnh hưởng tích cực đến ý định sử dụng dịch vụ. Vì vậy, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H4: Chiến lược chuyển đổi số của doanh nghiệp tác động tích cực đến khả năng thích ứng công nghệ.

Đối với các công ty, điều quan trọng là xây dựng chiến lược phát triển nhân sự phù hợp (Sorko & cộng sự, 2016; Nguyễn Kim Thảo, 2022), nguồn nhân lực là yếu tố cơ bản tác động đến sự thành công của chuyển đổi số. (Chircu & Kauffman, 2000) cho rằng thiếu khả năng tiếp nhận công nghệ sẽ tạo rào cản về kiến thức cũng như cản trở việc áp dụng công nghệ mới, ngay cả khi sẵn sàng để chấp nhận. Vì vậy, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H5: Nhân lực doanh nghiệp tác động tích cực khả năng thích ứng công nghệ.

Các doanh nghiệp bảo hiểm phát triển mô hình kinh doanh kỹ thuật số để gia tăng trải nghiệm khách hàng (Njegomir & Bojanić, 2021). Cơ cấu tổ chức và chiến lược kinh doanh có tác động đáng kể đến hiệu quả, lợi nhuận (Lai & cộng sự, 2015). Nguyễn Kim Thảo (2022) cho rằng trong chuyển đổi số, các doanh nghiệp cân nhắc chi phí công nghệ phù hợp với nguồn lực. Ý định hành vi là sự tự tin, khả năng kiểm soát của một cá nhân trong thực hiện hành vi, phụ thuộc vào sự sẵn có của các nguồn lực và các cơ hội để thực hiện hành vi (Ajzen, 1991). Vì vậy, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H6: Cơ cấu và mô hình kinh doanh, nguồn lực của doanh nghiệp tác động tích cực đến khả năng thích ứng công nghệ.

2.5.3. Nhóm yếu tố E có 3 giả thuyết

Nhằm đáp ứng nhu cầu khách hàng, doanh nghiệp bảo hiểm bắt đầu chuyển sang công nghệ số để tạo ra các dịch vụ sản phẩm cá nhân hiệu quả hơn (Klapkiv & Klapkiv, 2017; Łyskawa & cộng sự, 2019). Theo Cappelletto (2018), các công ty chú ý vào lòng trung thành của khách hàng thông qua việc sử dụng tương tác phương tiện truyền thông nhằm đáp ứng cách tiếp cận sản phẩm theo xu hướng cá nhân hóa. Ý định hành vi là mong muốn của một cá nhân sử dụng và tiếp tục sử dụng công nghệ, và từ đó quyết định việc sử dụng (Venkatesh & Davis, 2000). Vì vậy, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H7: Nhu cầu của khách hàng tác động tích cực đến khả năng thích ứng công nghệ.

Để giảm thiểu tác động của đại dịch Corona các doanh nghiệp bảo hiểm đẩy mạnh hoạt động thông qua sử dụng công nghệ (Ahmad & Saxena, 2021). Nghiên cứu của Hai & cộng sự (2021) nhận định sự xuất hiện của Covid-19 thúc đẩy việc chuyển đổi kỹ thuật số. Khi người dùng nhận thức được ảnh hưởng tích cực và cần thiết thì sẽ gia tăng ý định sử dụng công nghệ số. Vì vậy, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H8: Đại dịch Covid 19 thay đổi thói quen tiêu dùng tác động tích cực đến khả năng thích ứng công nghệ.

Số hóa sẽ định hình lại các yếu tố kinh doanh: sản phẩm, tiếp thị, giá cả, phân phối, dịch vụ (Njegomir & Bojanić, 2021). Thực hiện sản phẩm mới cũng ảnh hưởng đến khả năng thích ứng và hiệu quả của việc triển khai (Moorman & Miner, 1998). Vì vậy tác giả đề xuất giả thuyết:

H9: Cuộc cách mạng công nghiệp 4.0 tác động tích cực đến khả năng thích ứng công nghệ.

2.5.4. Với yếu tố Khả năng thích ứng công nghệ có giả thuyết

Gefen & Straub (2000) cho rằng nếu website được sử dụng cho mục đích giao dịch trực tuyến thì việc chấp nhận có thể ảnh hưởng đến tỉ lệ thích ứng của người dùng. Nguyễn Văn Phương (2017) cho rằng khả năng thích ứng công nghệ của doanh nghiệp có ảnh hưởng quan trọng và trực tiếp đến hiệu quả sử dụng dịch vụ. Vì vậy, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H10: Khả năng thích ứng công nghệ tác động tích cực đến hiệu quả sử dụng bảo hiểm số của doanh nghiệp.

3. Phương pháp nghiên cứu

Dữ liệu được thu thập từ 8 doanh nghiệp bảo hiểm nhân thọ Việt Nam sử dụng Insurtech trong khoảng thời gian từ năm 2019 đến 2021. Phiếu điều tra được gửi tới các đại lý, nhân viên và quản lý từ 18 tuổi trở lên của 8 doanh nghiệp bảo hiểm Việt Nam bằng phương pháp khảo sát trực tuyến thông qua công cụ Google forms cùng khảo sát trực tiếp. Mỗi doanh nghiệp trung bình 30-40 phiếu. Phiếu điều tra gồm thông tin (Họ tên, tuổi, giới tính, số năm công tác, làm việc tại doanh nghiệp, chức vụ) với 25 câu hỏi khảo sát - tương ứng 25 biến quan sát cho 4 khái niệm chính của mô hình nghiên cứu. Các câu hỏi về yếu tố tác động đến hiệu quả sử dụng dịch vụ bảo hiểm số đều sử dụng thang đo Likert từ 1 đến 5 điểm (1= hoàn toàn không đồng ý đến hoàn toàn đồng ý = 5 điểm). Thời gian điều tra diễn ra từ ngày 01 tháng 7 đến ngày 31 tháng 08 năm 2022. Tổng số phiếu thu được là 250, số phiếu được sử dụng phân tích là 200 (các phiếu thiếu thông tin được loại bỏ), quy mô mẫu tối thiểu cần thiết cho nghiên cứu này là $n = 5 \times m$ trong đó m là số biến quan sát (Bove, 2006).

Bảng 1: Thống kê mô tả kết quả khảo sát

Chỉ tiêu		Số lượng	Tỉ trọng (%)
Giới tính	Nam	124	64,00
	Nữ	72	36,00
Độ tuổi	18 - < 30 tuổi	34	17,00
	30 tuổi – 50 tuổi	138	69,00
	>50 tuổi	28	14,00
	Tổng	200	100,00

Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả.

Sau khi thu thập, dữ liệu khảo sát được nhóm tác giả xử lý thông qua phần mềm SPSS 20.0 và Smart PLS 4.0. SPSS 20.0 dùng để xử lý cho kết quả thống kê mô tả. Smart PLS 4.0 được sử dụng nhằm đánh giá mô hình đo lường và đánh giá mô hình cấu trúc với phương pháp PLS-SEM. Một trong những ưu điểm lớn nhất của PLS-SEM là có thể xử lý các mô hình phức tạp với nhiều mối quan hệ cũng như xử lý tốt mô hình đo lường dạng nguyên nhân hay cấu tạo (formative measurement model) (Ringle & cộng sự, 2012).

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Đánh giá độ tin cậy thang đo

Các kết quả trình bày trong Bảng 2 cho thấy các chỉ tiêu đánh giá của thang đo trong mô hình đáp ứng hoàn toàn tiêu chí tối thiểu. Độ tin cậy tổng hợp (CR/rho_c) của các thang đo bậc một có giá trị cao, dao động từ 0,842 đến 0,921. Tiếp đó, hệ số Cronbach's alpha có giá trị khoảng từ 0,717 đến 0,871; Và hệ số rhoA dao động từ 0,719 đến 0,872. Từ kết quả này cho thấy thang đo được sử dụng đều có độ tin cậy cao. Các biến quan sát có hệ số tải (Outer loading) của các yếu tố đều đảm bảo $> 0,4$ (nhỏ hơn 0,4 sẽ bị loại bỏ, các biến có hệ số tải lớn hơn 0,4 và nhỏ hơn 0,7 và nếu xóa đi giúp cải thiện các tiêu chí thống kê đạt mức yêu cầu sẽ được xem xét có nên loại bỏ hay không), dao động trong khoảng [0,753; 0,931]. Chỉ số phương sai trích trung bình (average variance extracted - AVE) của các yếu tố trong mô hình đều lớn hơn 0,5 (dao động trong khoảng [0,64; 0,85]).

4.2. Đánh giá giá trị phân biệt

Kết quả Bảng 3 cho thấy căn bậc hai AVE của mỗi yếu tố đo lường có giá trị từ (0,80; 0,922) đều lớn hơn hệ số liên hệ giữa yếu tố đó với các yếu tố khác cho thấy mô hình đạt giá trị phân biệt. Qua bước đánh giá mô hình đo lường cho thấy các thang đo trong nghiên cứu thỏa mãn các tiêu chí của một thang đo tốt và thích hợp kiểm định các giả thuyết nghiên cứu.

Giá trị in đậm trên đường chéo là căn bậc hai của AVE

4.3. Kiểm định mô hình cấu trúc

Mô hình nghiên cứu được phân tích bằng phương pháp phân tích bình phương tối thiểu từng phần (Partial Least Square - PLS). Phương pháp nhằm kiểm tra khả năng dự báo và kiểm định các giả thuyết nghiên cứu. Quy trình kiểm tra mô hình cấu trúc được thực hiện theo đề xuất của Hair & cộng sự (2016) với sự hỗ trợ của Smart PLS 4.0.

Bảng 2: Kết quả đo lường các biến

Tên biến	Điểm trung bình	Độ lệch chuẩn	Hệ số tải ngoài (OL)	Cronbach's alpha	RohA	Độ tin cậy tổng hợp (CR)	Phương sai trích (AVE)
Tiêu chuẩn			$\geq 0,7$	$\geq 0,7$	$\geq 0,7$	$\geq 0,7$	$\geq 0,5$
<i>1. Quy trình số hóa (QTSH)</i>							
CN1	4,350	,7485	0,931	0,824	0,832	0,919	0,85
CN2	4,265	,7796	0,913				
<i>2. An toàn, bảo mật (ATBM)</i>							
CN3	4,130	,7181	0,898	0,774	0,775	0,898	0,816
CN4	4,030	,7563	0,908				
<i>3. Sự sẵn có dữ liệu số và công nghệ mới (SCDL)</i>							
CN5	4,090	,7515	0,896	0,749	0,749	0,888	0,799
CN6	4,135	,6994	0,891				
<i>4. Chiến lược chuyển đổi số (CDS)</i>							
TC1	4,220	,6811	0,886	0,728	0,728	0,88	0,786
TC2	4,155	,7374	0,887				
<i>5. Nhân lực của doanh nghiệp (NLDN)</i>							
TC3	4,180	,6632	0,925	0,819	0,821	0,917	0,847
TC4	4,085	,7420	0,915				
<i>6. Cơ cấu và mô hình kinh doanh, nguồn lực (MHKD)</i>							
TC5	4,095	,6916	0,886	0,805	0,853	0,882	0,715
TC6	4,070	,7125	0,753				
TC7	4,225	,6296	0,89				
<i>7. Nhu cầu của khách hàng (NCKH)</i>							
MT1	4,320	,6782	0,931	0,785	0,824	0,901	0,82
MT2	4,295	,6784	0,879				
<i>8. Đại dịch Covid 19 (COVID)</i>							
MT3	4,420	,6289	0,826	0,717	0,806	0,871	0,773
MT4	4,205	,7976	0,929				
<i>9. Cuộc cách mạng công nghiệp 4.0 (CMCN)</i>							
MT5	4,315	,6693	0,773	0,718	0,719	0,842	0,64
MT6	4,245	,6909	0,833				
MT7	4,105	,7257	0,793				
<i>10. Khả năng thích ứng (KNTU)</i>							
TU1	4,195	,7938	0,923	0,82	0,82	0,917	0,847
TU2	4,175	,7858	0,918				
<i>11. Hiệu quả sử dụng dịch vụ bảo hiểm số (HQ)</i>							
HQ1	4,280	,8397	0,913	0,871	0,872	0,921	0,795
HQ2	4,170	,7773	0,87				
HQ3	4,185	,8272	0,892				

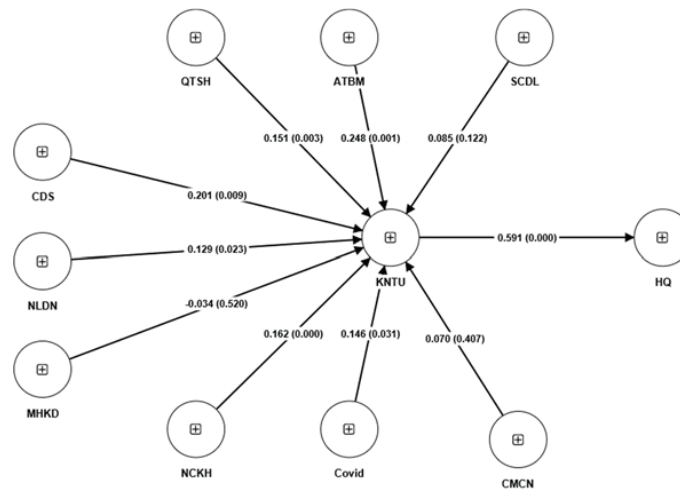
Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả.

Bảng 3: Giá trị phân biệt giữa các nhân tố (Fornell-Larcker)

	ATBM	CDS	CMCN	Covid	HQ	KNTU	MHKD	NCKH	NLDN	QTSH	SCDL
ATBM	0,903										
CDS	0,371	0,887									
CMCN	0,225	0,373	0,8								
Covid	0,357	0,381	0,329	0,879							
HQ	0,445	0,504	0,371	0,453	0,892						
KNTU	0,577	0,525	0,397	0,514	0,591	0,92					
MHKD	0,24	0,257	0,285	0,207	0,241	0,293	0,846				
NCKH	0,391	0,185	0,235	0,326	0,343	0,475	0,284	0,906			
NLDN	0,379	0,335	0,279	0,385	0,473	0,495	0,386	0,424	0,92		
QTSH	0,371	0,362	0,323	0,414	0,41	0,518	0,291	0,332	0,347	0,922	
SCDL	0,316	0,37	0,416	0,261	0,379	0,419	0,312	0,235	0,243	0,368	0,894

Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả.

Hình 2: Sự tác động của các yếu tố nghiên cứu



Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

Kết quả cho thấy mức độ biến động của biến Khả năng thích ứng (KNTU) được giải thích bởi các biến ngoại sinh khá cao với hệ số xác định điều chỉnh R^2 là 57,7%. Kế tiếp, Hiệu quả (HQ) cũng được dự báo khá tốt với hệ số xác định R^2 là 34,6%.

Bảng 4: Giá trị R^2 hiệu chỉnh

Biến phụ thuộc	R^2	R^2 điều chỉnh
Hiệu quả (HQ)	0,35	0,346
Khả năng thích ứng (KNTU)	0,596	0,577

Kết quả thực hiện bootstrapping = 5000 mẫu con lặp lại không có thay đổi về giá trị và đều có ý nghĩa thống kê, cho biết các mối quan hệ hoàn toàn tương đồng với mẫu ban đầu (Bảng 5)

Bảng 5: Kiểm định các giả thuyết nghiên cứu

Giả thuyết	Original sample (O)	Sample mean (M)	Giá trị t	P values	Kết luận
H1: Quy trình số hóa có mối tương quan tích cực với khả năng thích ứng công nghệ	0,151	0,15	2,971	0,003	Chấp nhận
H2: An toàn dữ liệu và bảo mật thông tin có mối tương quan tích cực với khả năng thích ứng công nghệ	0,248	0,245	3,202	0,001	Chấp nhận
H3: Sự sẵn có dữ liệu số và công nghệ mới có mối tương quan tích cực với khả năng thích ứng công nghệ	0,085	0,084	1,548	0,122	Bác bỏ
H4: Chiến lược chuyển đổi số của doanh nghiệp tác động tích cực đến khả năng thích ứng công nghệ	0,201	0,198	2,628	0,009	Chấp nhận
H5: Nhân lực doanh nghiệp tác động tích cực khả năng thích ứng công nghệ	0,129	0,128	2,279	0,023	Chấp nhận
H6: Cơ cấu và mô hình kinh doanh, nguồn lực doanh nghiệp tác động tích cực đến khả năng thích ứng công nghệ	-0,034	-0,032	0,644	0,520	Bác bỏ
H7: Nhu cầu khách hàng tác động tích cực đến khả năng thích ứng công nghệ	0,162	0,162	3,52	0,000	Chấp nhận
H8: Đại dịch Covid 19 thay đổi thói quen tiêu dùng tác động tích cực đến khả năng thích ứng công nghệ	0,146	0,155	2,153	0,031	Chấp nhận
H9: Cuộc cách mạng công nghiệp 4.0 tác động tích cực đến khả năng thích ứng công nghệ	0,07	0,073	0,83	0,407	Bác bỏ
H10: Khả năng thích ứng công nghệ có tác động tích cực đến hiệu quả sử dụng bảo hiểm số của doanh nghiệp	0,591	0,6	6,764	0,000	Chấp nhận

Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả.

5. Kết quả nghiên cứu và hàm ý chính sách

Yếu tố công nghệ (quy trình số hóa, an toàn và bảo mật) có tác động đến khả năng thích ứng công nghệ. Quy trình số hóa có tác động trực tiếp đến khả năng thích ứng công nghệ với hệ số chuẩn hóa là $\beta = 0,151$. Các doanh nghiệp cần thực hiện chuyển đổi để giảm chi phí, rủi ro trong lưu trữ giấy tờ, số hóa tài liệu (Nguyễn Kim Thảo, 2022; Bektenova, 2018). An toàn và bảo mật có tác động tích cực nhất đến khả năng thích ứng công nghệ với hệ số hồi quy chuẩn hóa là $\beta = 0,248$. Người dùng luôn cảm nhận rủi ro có thể là nguy cơ bị mất thông tin cá nhân thông qua tương tác trực tuyến; nhiều rủi ro tiềm ẩn khác như: rủi ro về tâm lý, rủi ro xã hội, rủi ro tài chính và sự riêng tư (Nguyễn Kim Thảo, 2022; Nguyễn Văn Phương, 2017) sẽ hạn chế sử dụng các dịch vụ công nghệ số.

Yếu tố tổ chức (Chiến lược chuyển đổi số, nhân lực doanh nghiệp, cơ cấu và mô hình kinh doanh) có tác động đến khả năng thích ứng công nghệ. Chiến lược chuyển đổi số có tác động tích cực đến khả năng thích ứng công nghệ với hệ số chuẩn hóa $\beta = 0,201$. Các doanh nghiệp bảo hiểm nhận thức mối liên hệ chặt chẽ giữa trải nghiệm khách hàng và chiến lược kỹ thuật số (Volosovych & cộng sự, 2021). Số hóa quy trình tạo lợi thế cạnh tranh cho doanh nghiệp (Chữ Bá Quyết, 2021). Nhiều nghiên cứu (Ahmad & cộng sự, 2020; Baabdullah & cộng sự, 2019) cho rằng yếu tố nhận thức tính hữu ích có ảnh hưởng tích cực đến ý định sử dụng dịch vụ. *Nhân lực doanh nghiệp tác động tích cực khả năng thích ứng công nghệ* với ($\beta = 0,129$). Nguồn nhân lực là yếu tố cơ bản tác động đến sự thành công của chuyển đổi số (Sorko & cộng sự, 2016; Thảo, 2022) nếu thiếu khả năng tiếp nhận công nghệ sẽ tạo rào cản về kiến thức cũng như cản trở việc áp dụng công nghệ mới, ngay cả khi sẵn sàng để chấp nhận. Nếu các doanh nghiệp bảo hiểm có đội ngũ nhân viên am hiểu công nghệ có thể nhanh chóng vận hành các thao tác công nghệ số. *Cơ cấu và mô hình kinh doanh* tác động ngược chiều đến khả năng thích ứng công nghệ với hệ số chuẩn hóa $\beta = -0,034$. Theo Ajzen (1991) phản ánh mức độ dễ dàng hay khó khăn khi thực hiện hành vi, điều này cũng một phần phụ thuộc vào sự sẵn có của các nguồn lực và các cơ hội để thực hiện hành vi. Kết quả nghiên cứu trái ngược với các nghiên cứu trước đó (Njegomir & Bojanić, 2021; Lai & cộng sự, 2015).

Yếu tố môi trường (nhu cầu khách hàng, môi trường tác động đến hành vi khách hàng) tác động trực tiếp đến khả năng thích ứng công nghệ với hệ số hồi quy chuẩn hóa ($\beta = 0,162$). Kết quả nghiên cứu yếu tố này tương đồng với các nghiên cứu trước (Klapkiv & Klapkiv, 2017; Łyskawa & cộng sự, 2019; Cappiello, 2018). Đại dịch Covid tác động tích cực đến khả năng thích ứng công nghệ với hệ số hồi quy chuẩn hóa ($\beta = 0,146$); kết quả tương đồng với nghiên cứu của Ahmad & Saxena (2021), Hai & cộng sự (2021).

Khả năng thích ứng công nghệ tác động tích cực trực tiếp đến hiệu quả sử dụng dịch vụ bảo hiểm số. Mối quan hệ này một lần nữa khẳng định lại kết quả nghiên cứu về nhận thức mức độ dễ sử dụng, cảm giác tiện lợi và trải nghiệm sẽ nâng cao sự hài lòng chất lượng và hiệu quả dịch vụ của công nghệ số (Gilbert & cộng sự, 2004; Phương, 2017; Urciuoli & cộng sự, 2013). Kết quả của nghiên cứu đã cho thấy các yếu tố tác động đến hiệu quả sử dụng dịch vụ bảo hiểm số tại các thị trường khác nhau, khu vực khác nhau và thời gian khác nhau thì có những yếu tố thành phần thay đổi và mức độ tác động cũng có sự khác nhau. Ngoài ra, nghiên cứu phục vụ cho các nhà quản trị xây dựng các biện pháp nhằm gia tăng hiệu quả sử dụng công nghệ số trong bảo hiểm.

Từ lược kết quả phân tích mô hình PLS-SEM, nhóm tác giả đề xuất:

Thứ nhất, các yếu tố công nghệ (quy trình số hóa, an toàn dữ liệu và bảo mật thông tin) cần được quan tâm. *Quy trình số hóa tác động đến khả năng thích ứng công nghệ*, doanh nghiệp bảo hiểm cần nâng cấp hạ tầng kỹ thuật, đổi mới quy trình để khách hàng và đội ngũ nhân viên trải nghiệm sản phẩm đơn giản, thuận tiện. Kết hợp Fintech thu phí đa dạng kênh thanh toán và thuận tiện. *An toàn và bảo mật tác động đến khả năng thích ứng công nghệ*, doanh nghiệp bảo hiểm tăng cường giám sát các giao dịch, nâng cấp bảo mật thông tin, an ninh mạng tạo an tâm cho khách hàng và đội ngũ nhân viên.

Thứ hai, yếu tố tổ chức (chiến lược chuyển đổi số và nhân lực doanh nghiệp) tác động khả năng thích ứng công nghệ, từ đó tác động đến hiệu quả sử dụng dịch vụ bảo hiểm số. Vì vậy, các doanh nghiệp bảo hiểm có chiến lược chuyển đổi số để cải thiện quy trình, nỗ lực kết nối các chủ thể tạo ra hệ sinh thái đa dạng thống nhất với chính phủ bên cạnh việc thay đổi đội ngũ nhân viên am hiểu công nghệ có thể nhanh chóng vận hành.

Thứ ba, yếu tố môi trường (nhu cầu khách hàng, môi trường tác động đến hành vi khách hàng) cần được

quan tâm hàng đầu. Nhu cầu khách hàng tác động đến khả năng thích ứng công nghệ vì vậy các doanh nghiệp bảo hiểm cần tạo điều kiện thuận lợi và nâng cấp dịch vụ đáp ứng nhu cầu của khách hàng. Hơn nữa, cần có bộ phận dự báo và phân tích yếu tố môi trường vĩ mô để có những phương án chuẩn bị khi có cú sốc xảy ra từ đó đón đầu được xu hướng công nghệ trong tương lai.

Mặc dù đã đưa ra một số phát hiện trong lĩnh vực bảo hiểm số trong bối cảnh tại Việt Nam hậu covid 19 nhưng còn những hạn chế trong quá trình nghiên cứu như: *Thứ nhất*, thu thập dữ liệu là những doanh nghiệp bảo hiểm mới bắt đầu áp dụng công nghệ số hoặc chỉ áp dụng những công nghệ cơ bản nên mức độ đánh giá chưa có độ tin cậy cao. *Thứ hai*, chỉ thu thập dữ liệu với những đại lý, nhân viên và quản lý của 8 doanh nghiệp bảo hiểm nhân thọ điển hình trong số 19 doanh nghiệp bảo hiểm nhân thọ tại Việt Nam và sử dụng phương pháp lấy mẫu thuận tiện có chủ đích. Vì vậy, các nghiên cứu tiếp theo có thể sử dụng phương pháp lấy mẫu theo xác suất thích hợp hơn và đề xuất thêm các yếu tố khác có ảnh hưởng nhưng chưa được đề cập trong mô hình nghiên cứu này.

Tài liệu tham khảo:

- Aboelmaged, M. (2018), 'The drivers of sustainable manufacturing practices in Egyptian SMEs and their impact on competitive capabilities: A PLS-SEM model', *Journal of Cleaner Production*, 175, 207-221.
- Ahmad, A., Rasul, T., Yousaf, A. & Zaman, U. (2020), 'Understanding factors influencing elderly diabetic patients' continuance intention to use digital health wearables: extending the Technology Acceptance Model (TAM)', *Journal of Open Innovation: Technology, Market, and Complexity*, 6(3), p.81.
- Ahmad, M.S. & Saxena, C. (2021), 'Reducing the Covid-19 impact on the insurance industry by using technologies', *EFFLATOUNIA-Multidisciplinary Journal*, 5(2).
- Ajzen, I. (1991), 'The theory of planned behavior', *Organizational behavior and human decision processes*, 50(2), 179-211.
- Baabdullah, A.M., Alalwan, A.A., Rana, N.P., Kizgin, H., Patil, P. (2019), 'Consumer use of mobile banking (M-Banking) in Saudi Arabia: Towards an integrated model', *International Journal of Information Management*, 44, 38-52.
- Bektenova, G. (2018), 'Are Regtech, Fintech, Blockchain the future?', *KnE Social Sciences*, 61-67.
- Bogoviz, A.V., Ludmila, I.T., Bodiako, A.V., Gimelshteyn, A.V. & Tretyakova, I.O. (2019), 'The model of trust management in the age of the internet of things from the positions of various interested parties', *Ubiquitous Computing and the Internet of Things: Prerequisites for the Development of ICT*, 1163-1170.
- Bove, R. (2006), *Estimation and Sample Size Determination for Finite Populations*, West Chester University of Pennsylvania.
- Cappiello, A. (2018), 'InsurTech and customer relationship', *Technology and the Insurance Industry*, 75-97, DOI:10.1007/978-3-319-74712-5_5.
- Chircu, A.M., Davis, G.B. & Kauffman, R.J. (2000), 'Trust, expertise, and e-commerce intermediary adoption', *Proceedings of AMCIS 2000*, AMCIS, p.405.
- Chircu, A.M. & Kauffman, R.J. (2000), 'Limits to value in electronic commerce-related IT investments', *Journal of Management Information Systems*, 17(2), 59-80.
- Chữ Bá Quyết (2021), 'Nghiên cứu khám phá các nhân tố ảnh hưởng đến chuyển đổi số thành công của doanh nghiệp ở Việt Nam', *Tạp chí Khoa học & Đào tạo Ngân hàng*, 233, 57-70.
- Davis, F.D. (1989), 'Perceived usefulness, perceived ease of use, and user acceptance of information technology', *MIS quarterly*, 13(3), 319-340.

-
- Gangwar, H., Date, H. & Raoot, A.D. (2014), 'Review on IT adoption: insights from recent technologies', *Journal of enterprise information management*, 27(4), 488-502.
- Gefen, D. & Straub, D.W. (2000), 'The relative importance of perceived ease of use in IS adoption: A study of e-commerce adoption', *Journal of the association for Information Systems*, 1(1), p.8.
- Gilbert, D., Balestrini, P. & Littleboy, D. (2004), 'Barriers and benefits in the adoption of e-government', *International Journal of Public Sector Management*, 17(4), 286-301.
- Hai, T.N., Quang, N.V. & Mai, N.T.T. (2021), 'Digital transformation: Opportunities and challenges for leaders in the emerging countries in response to COVID-19 pandemic', *Emerging Science Journal*, 5, 21-36.
- Hair, J.F., Ringal, C. & Sarstedt, M. (2016), *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)*, Sage Publications
- Halima, E. & Yassine, T. (2022), 'Insurtech & Blockchain: Implementation of Technology in Insurance Operations and its Environmental Impact', proceeding of IOP Conference Series: Earth and Environmental Science, IOP Publishing, Doi: 10.28991/esj-2021-SPER-03.
- Hameed, M.A., Counsell, S. & Swift, S. (2012), 'A conceptual model for the process of IT innovation adoption in organizations', *Journal of Engineering and Technology Management*, 29(3), 358-390.
- Hoang, T.D.L., Nguyen, H.K. & Nguyen, H.T. (2021), 'Towards an economic recovery after the COVID-19 pandemic: Empirical study on electronic commerce adoption of small and medium enterprises in Vietnam', *Management & Marketing*, 16(1), 47-68.
- King, M., Timms, P.D. & Rubin, T.H. (2021), 'Use of big data in insurance', in *The Palgrave Handbook of Technological Finance*, Rau, R., Wardrop, R. & Zingales, L. (Ed.), Springer, 669-700.
- Klapkiv, L. & Klapkiv, J. (2017), 'Technological innovations in the insurance industry', *Rozprawy Ubezpieczeniowe. Konsument na rynku usług finansowych*, 26(4), 67-78.
- Koprivica, M. (2018), 'Insurtech: challenges and opportunities for the insurance sector', proceeding of 2nd International Scientific Conference ITEMA, ITEMA, 619-625.
- Kumar, A., Singh, R.K. & Swain, S. (2022), 'Adoption of technology applications in organized retail outlets in India: A TOE model', *Global Business Review*, 0(0), from <<https://doi.org/10.1177/09721509211072382>>.
- Lai, G.C., Chou, L.Y. & Chen, L.R. (2015), 'The impact of organizational structure and business strategy on performance and risk-taking behavior in insurance industry', *Applied Finance and Accounting*, 1(2), 107-128.
- Lee, Y.Y., Falahat, M. & Sia, B. (2021), 'Drivers of digital adoption: a multiple case analysis among low and high-tech industries in Malaysia', *Asia-Pacific Journal of Business Administration*, 13(1), 80-97.
- Łyskawa, K., Kędra, A., Klapkiv, L. & Klapkiv, J. (2019), 'Digitalization in insurance companies', presentation at *International Scientific Conference: Contemporary Issues In Business, Management And Economics Engineering*, Vilnius, Lithuania, May 9th-10th.
- Moorman, C. & Miner, A.S. (1998), 'The convergence of planning and execution: Improvisation in new product development', *Journal of marketing*, 62(3), 1-20.
- Nguyễn Kim Thảo (2022), 'Nghiên cứu khám phá về chuyển đổi số của các doanh nghiệp Việt Nam trong khu vực xuất nhập khẩu', *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 33(3), 42-58.
- Nguyễn Văn Phương (2017), 'Tác động của môi trường và khả năng thích ứng công nghệ đến hiệu quả sử dụng dịch vụ công trực tuyến: Nghiên cứu điển hình một số doanh nghiệp tại tỉnh Bình Dương', *Tạp chí phát triển kinh tế*, 28(5), 83-116.
- Njegomir, V. & Bojanić, T. (2021), 'Disruptive technologies in the operation of insurance industry', *Tehnički vjesnik*, 28(5), 1797-1805.
- Oliveira, T. & Martins, M.F. (2011), 'Literature review of information technology adoption models at firm level', *Electronic journal of information systems evaluation*, 14(1), 110-121.
- Pires, G., Stanton, J. & Eckford, A. (2004), 'Influences on the perceived risk of purchasing online', *Journal of Consumer Behaviour: An International Research Review*, 4(2), 118-131.
-

-
- Ringle, C.M., Sarstedt, M. & Straub, D.W. (2012), 'Editor's comments: a critical look at the use of PLS-SEM', *MIS Quarterly*, 36(1), iii-xiv.
- Setyaningsih, I. & Kemal, N. (2019), 'Green manufacturing's adoption framework for small and medium enterprises in Indonesia', Presentation at *the International Conference on Industrial Engineering and Operations Management*, Bangkok, Thailand, March 5th-7th.
- Sorko, S.R., Rabel, B. & Richter, H.M. (2016), 'The future of employment—challenges in human resources through digitalization', *Industry 4.0*, 1(2), 128-131.
- Tornatzky, L.G., Fleischer, M. & Chakrabarti, A.K. (1990), *Processes of technological innovation*, Lexington books.
- Ueltschy, L.C., Krampf, R.F. & Yannopoulos, P. (2004), 'A cross-national study of perceived consumer risk towards online (internet) purchasing', *Multinational Business Review*, 12(2), 59-82.
- Urciuoli, L., Hintsä, J. & Ahokas, J. (2013), 'Drivers and barriers affecting usage of e-Customs: A global survey with customs administrations using multivariate analysis techniques', *Government Information Quarterly*, 30(4), 473-485.
- Venkatesh, V. & Davis, F.D. (2000), 'A theoretical extension of the technology acceptance model: Four longitudinal field studies', *Management science*, 46(2), 186-204.
- Volosovych, S., Zelenitsa, I., Kondratenko, D., Szymla, W. & Mamchur, R. (2021), 'Transformation of insurance technologies in the context of a pandemic', *Insurance Markets and Companies*, 12(1), 1-13.
- Wen, K.W. & Chen, Y. (2010), 'E-business value creation in Small and Medium Enterprises: a US study using the TOE framework', *International Journal of Electronic Business*, 8(1), 80-100.

QUYẾT ĐỊNH SỬ DỤNG DỊCH VỤ TƯ VẤN ĐẦU TƯ CHỨNG KHOÁN: BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TẠI THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH

Nguyễn Thị Ngọc Loan

Trường Đại học Tài chính - Marketing

Email: nguyenloan@ufm.edu.vn

Nguyễn Thị Mỹ Linh

Trường Đại học Tài chính - Marketing

Email: ntmylinh@ufm.edu.vn

Phan Chung Thủy

Trường Đại học Kinh Tế thành phố Hồ Chí Minh

Email: phanthuy@ueh.edu.vn

Mã bài báo: JED-1006

Ngày nhận: 31/10/2022

Ngày nhận bản sửa: 28/11/2022

Ngày duyệt đăng: 27/12/2022

DOI: 10.33301/JED.VI.1006

Tóm tắt:

Nghiên cứu này xem xét sự ảnh hưởng của hiểu biết tài chính và niềm tin vào tư vấn tài chính đến quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn đầu tư chứng khoán của nhà đầu tư cá nhân. Dựa trên cuộc khảo sát trực tuyến 255 nhà đầu tư chứng khoán tại thành phố Hồ Chí Minh từ tháng 1 đến tháng 3 năm 2022, bằng kỹ thuật phân tích hồi qui Probit, chúng tôi nhận thấy hiểu biết tài chính và niềm tin vào tư vấn tài chính đóng vai trò quan trọng đối với quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn đầu tư chứng khoán. Hơn nữa, ảnh hưởng này dường như mạnh mẽ hơn sau khi kiểm soát thêm các yếu tố mức chấp nhận rủi ro, kinh nghiệm đầu tư, tần suất giao dịch và nhân khẩu học. Kết quả này là cơ sở để chúng tôi đề xuất các khuyến nghị đối với các nhà hoạch định chính sách và tư vấn tài chính góp phần phát triển thị trường chứng khoán nói chung và thị trường dịch vụ tư vấn đầu tư chứng khoán nói riêng tại thành phố Hồ Chí Minh.

Từ khóa: Nhà đầu tư cá nhân, tư vấn đầu tư chứng khoán.

Mã JEL: G02, G2.

The decision to use securities investment advisory services: Empirical evidence in Ho Chi Minh City

Abstract:

This study examines the impact of financial knowledge and belief in financial advisors on individual investors' decisions to use security investment advisory services. By employing the Probit regression analysis technique, we found that financial understanding and confidence in financial advisors based on an online survey of 255 securities investors in Ho Chi Minh City from January to March 2022 play an important role in the decision to use security investment consulting services. Furthermore, this effect seems stronger after controlling for risk tolerance, investment experience, trading frequency, and demographic characteristics. This result is the basis for our proposals for recommendations for policymakers and financial advisors to contribute to the development of the stock market in general and the securities investment advisory service market in Ho Chi Minh City in particular.

Keywords: Individual investors, securities investment advisory.

JEL code: G02, G2.

1. Giới thiệu

Gần đây, đã có các nghiên cứu ghi nhận các nhà đầu tư cá nhân mắc phải những sai lầm nghiêm trọng về tài chính gây ảnh hưởng đến sức khỏe tài chính. Đặc biệt, các nhà đầu tư cá nhân nắm giữ danh mục đầu tư kém đa dạng (Goetzmann & Kumar, 2008; Kelly, 1995) và giao dịch quá nhiều (Barber & Odean, 2000; Graham & cộng sự, 2009). Kết quả, nhà đầu tư có khuynh hướng làm cho thị trường chứng khoán hoạt động kém hiệu quả (Barber & cộng sự, 2009). Những kết quả tài chính tiêu cực có thể được giảm thiểu nếu nhà đầu tư cá nhân sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính, vì sẽ được hỗ trợ khắc phục các hành vi lệch lạc (Bluthgen & cộng sự, 2008; Hoechle & cộng sự, 2017; Kramer, 2012) và cải thiện năng lực tài chính (Calcagno & Monticone, 2015) cũng như phát triển các cơ chế tài chính (Collins & O’rourke, 2010).

Tuy nhiên, bằng chứng cho thấy các nhà đầu tư cá nhân có thể không sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính vì kém hiểu biết tài chính (Bhattacharyya & cộng sự, 2012) và niềm tin vào tư vấn tài chính thấp (Lachance & Tang, 2012). Một số nhà đầu tư cá nhân có xu hướng tránh tiếp cận tư vấn tài chính vì lo ngại khi làm việc cùng các chuyên gia (Gerrans & Hershey, 2017; Van Rooij & cộng sự, 2011). Một số nghiên cứu đã cho thấy các chuyên gia tư vấn tài chính gây hại nhiều hơn lợi (Mullainathan & cộng sự, 2012; Hackethal & cộng sự, 2012), trong khi nghiên cứu khác chỉ ra những tác động tích cực của chuyên gia tư vấn (Kramer, 2012; Hung & Yoong, 2010). Vì vậy, không thể dự đoán rõ ràng hiểu biết tài chính có liên quan đến quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính hay không.

Ngoài ra, có bằng chứng mâu thuẫn, như Calcagno & Monticone (2015) và Collins (2012) cho thấy hiểu biết tài chính và hành vi sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính là sự bổ sung hơn là thay thế nhau. Theo Bucher & Koenen (2011), nhà đầu tư hiểu biết tài chính càng cao sẽ khiến chuyên gia tư vấn tài chính cung cấp thông tin tốt hơn. Và các nhà đầu tư càng am hiểu sẽ tư vấn tài chính càng nhiều vì chi phí cơ hội về thời gian cao. Đồng quan điểm, Van Rooij & cộng sự (2011) nhận thấy người ít hiểu biết tài chính sẽ dựa nhiều hơn vào các nguồn tư vấn tài chính không chính thức, như bạn bè và gia đình. Kém hiểu biết khiến họ không đủ khả năng nhận biết tình trạng thiếu hiểu biết tài chính, dẫn đến việc đánh giá quá cao khả năng của mình và không cần đến dịch vụ tư vấn tài chính (Kruger & Dunning, 1999).

Trái với cuộc tranh luận về lợi ích và bất lợi của tư vấn tài chính, các yếu tố làm cho nhu cầu tư vấn ngày càng tăng kể từ thời Covid-19 lại ít được chú ý. Báo cáo cho biết lượng khách hàng yêu cầu tư vấn gia tăng trong dịch Covid-19, gồm nhiều vấn đề lo ngại về tài chính (American college of surgeons, 2020), do sự lây lan nhanh và chưa từng có của Covid-19 đã làm cho thị trường tài chính biến động lớn, khiến các nhà đầu tư bị thiệt hại nặng chỉ trong thời gian ngắn (Zhang & Ma, 2020). Hơn nữa, Covid-19 đã chuyển dịch vụ tư vấn tài chính từ hình thức tương tác trực tiếp sang các nền tảng trực tuyến, ảnh hưởng đến cách thức tư vấn đã được hình thành và tồn tại (Fox & Bartholomae, 2020).

Gần đây, có các nghiên cứu chỉ ra sự ảnh hưởng của hiểu biết tài chính đến tư vấn tài chính qua phân tích dữ liệu khảo sát Hộ gia đình của ngân hàng De Nederlandsche và các nhà đầu tư của một ngân hàng bán lẻ lớn ở Hà Lan (Kramer, 2016); ảnh hưởng của niềm tin đến tư vấn tài chính dựa vào dữ liệu khảo sát từ American Life Panel (ALP) của tập đoàn RAND (Burke & Hung, 2021); ảnh hưởng của hiểu biết tài chính đến hành vi sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính trong giai đoạn trước và trong dịch Covid-19 tại Mỹ (Rabbani & cộng sự, 2021). Ở Việt Nam, nghiên cứu yếu tố ảnh hưởng đến quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn đầu tư chứng khoán còn hạn chế, đặc biệt sau khi dịch Covid-19 đã được kiểm soát hiệu quả. Nghiên cứu này điều tra ảnh hưởng của hiểu biết tài chính và niềm tin vào tư vấn tài chính cùng các biến kiểm soát khác đến quyết định sử dụng và mức độ sử dụng dịch vụ tư vấn đầu tư chứng khoán tại thành phố Hồ Chí Minh nhằm cung cấp những bằng chứng quan trọng và những hiểu biết sâu sắc cho các bên tham gia thị trường.

Nghiên cứu này được thực hiện nhằm lấp đầy khoảng trống nghiên cứu, phù hợp với thực tiễn tại Việt Nam và giải quyết các mục tiêu: (i) hiểu biết tài chính và niềm tin vào tư vấn tài chính có ảnh hưởng như thế nào đến quyết định sử dụng và mức độ sử dụng dịch vụ tư vấn đầu tư chứng khoán của các nhà đầu tư cá nhân; (ii) đề xuất một số khuyến nghị cho các chủ thể tham gia trên thị trường chứng khoán.

2. Tổng quan các nghiên cứu trước

2.1. Hiểu biết tài chính

Các nghiên cứu trước đã chỉ ra nhiều mâu thuẫn trong mối quan hệ giữa hiểu biết tài chính và nhu cầu tư vấn tài chính... Cụ thể, Hung & Yoong (2010), Kramer (2016), Gerrans & Hershey (2017) và Hsu (2021)

đã tìm thấy mối quan hệ tiêu cực giữa hiểu biết tài chính và tư vấn tài chính.

Ngược lại, có bằng chứng ủng hộ quan điểm hiểu biết tài chính có thể bổ sung cho sự am hiểu về tài chính. Đặc biệt, Calcagno & Monticone (2015) phát hiện những nhà đầu tư cá nhân có hiểu biết tài chính cao có nhiều khả năng sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính vì họ biết lợi ích của tư vấn. Hơn nữa, các nhà đầu tư ít hiểu biết thường đánh giá quá cao năng lực của họ, dẫn đến ít tìm kiếm dịch vụ tư vấn (Kruger & Dunning, 1999). Với bối cảnh Hà Lan, Van Rooij & cộng sự (2011) cho thấy các nhà đầu tư có hiểu biết tài chính cao thường sử dụng nguồn thông tin chính thức như lời khuyên từ các chuyên gia. Tương tự, Collins (2012) nhận thấy các hộ gia đình ở Mỹ có kiến thức tài chính thấp thường ít sử dụng tư vấn tài chính, trong khi Burke & Hung (2021) chỉ ra hiểu biết tài chính cao có quan hệ tích cực với nhu cầu tư vấn tài chính chuyên nghiệp trong bối cảnh Hoa Kỳ. Nguyen Thi Anh Nhu & Rozsa (2019) cho thấy người có hiểu biết tài chính cao thường tích cực tiếp cận dịch vụ tư vấn lựa chọn hình thức đầu tư khi nghỉ hưu tại Việt Nam. Rabbani & cộng sự (2021) phát hiện hiểu biết tài chính có quan hệ thuận với việc sử dụng tư vấn tài chính ở cả trước và trong dịch Covid-19 tại Mỹ.

2.2. Niềm tin vào tư vấn tài chính

Có nhiều nghiên cứu chỉ ra quan hệ đồng biến giữa niềm tin và quyết định của nhà đầu tư. Theo Georgarakos & Inderst (2011), niềm tin vào tư vấn tài chính có ảnh hưởng đến việc tham gia thị trường chứng khoán, đặc biệt là đối với các nhà đầu tư ít hiểu biết tài chính. Do đó, niềm tin có thể trực tiếp ảnh hưởng đến quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính. Về mặt này, Guiso & Jappelli (2006), Kramer (2016) và Christellis & cộng sự (2010) nhận thấy niềm tin có quan hệ tích cực mạnh mẽ với việc sử dụng tư vấn tài chính và ủy thác đầu tư.

2.3. Các yếu tố khác ảnh hưởng đến quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính

Các nghiên cứu trước đã chỉ ra mức chấp nhận rủi ro có quan hệ nghịch (Hanna, 2011; Kramer, 2016; Rabbani & cộng sự, 2021) và quan hệ thuận (Anne & Lei, 2021) với nhu cầu tư vấn tài chính.

Các nghiên cứu hiện có đã xác định các yếu tố có ảnh hưởng nhất quán đến hành vi sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính như tuổi, giới tính, hôn nhân, sự giàu có và thu nhập, học vấn, kiến thức tài chính và các biến cố tiêu cực trong cuộc sống (Fan, 2020, 2021; Ford & cộng sự, 2020). Nhu cầu tư vấn tài chính có xu hướng gắn liền với thu nhập và sự giàu có (Chang, 2005; Bluethgen & cộng sự, 2008; Elmerick & cộng sự, 2002; Hanna, 2011; Joo & Grable, 2001; Rengert & Rhine, 2016), giáo dục (Hanna, 2011; Elmerick & cộng sự, 2002), nữ (Bluethgen & cộng sự, 2008; Joo & Grable, 2001; Hackethal & cộng sự, 2012), đã kết hôn (Joo & Grable, 2001), và tuổi (Bluethgen & cộng sự, 2008; Hanna, 2011; Fan, 2021). Hackethal & cộng sự (2012) cũng cho rằng kinh nghiệm đầu tư có quan hệ thuận với nhu cầu tư vấn tài chính.

Trong giai đoạn Covid-19 tại Hoa Kỳ, khi đánh giá đặc điểm nhân khẩu học, Rabbani & cộng sự (2021) cho thấy nữ, lớn tuổi hơn nhóm tham chiếu từ 25 đến 34 tuổi, và các góa phụ sử dụng nhiều tư vấn tài chính trước và trong đại dịch. Trước đại dịch, những người có thu nhập lớn hơn 100.000 đô la so với nhóm tham chiếu dưới 25.000 đô la, ít sử dụng tư vấn tài chính, trong khi trong đại dịch, những người có thu nhập nhiều hơn 100.000 đô la sử dụng nhiều tư vấn tài chính. Tác động tiêu cực đã được ghi nhận giữa việc sử dụng tư vấn tài chính và trình độ học vấn trong quá trình dịch bệnh. Nữ sử dụng tư vấn tài chính nhiều hơn nam giới và tỷ lệ này đã giảm đáng kể ở nữ trong thời kỳ đại dịch so với trước đại dịch Covid-19 (Rabbani & cộng sự, 2021).

3. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

3.1.1. Hiểu biết tài chính

Hiểu biết tài chính là một trong các yếu tố giải thích tại sao các nhà đầu tư cá nhân có hoặc không sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính. Nhà đầu tư hiểu biết tài chính cao có nhiều khả năng sử dụng dịch vụ vì họ biết lợi ích nhận được. Bằng chứng, đã có nhiều nghiên cứu chỉ ra mối quan hệ tích cực giữa hiểu biết tài chính và tư vấn tài chính (Kruger & Dunning, 1999; Collins, 2012; Burke & Hung, 2021; Calcagno & Monticone, 2015; Nguyen Thi Anh Nhu & Rozsa, 2019; Rabbani & cộng sự, 2021). Giả thuyết nghiên cứu:

H1: Hiểu biết tài chính có quan hệ tích cực với quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính.

3.1.2. Niềm tin vào tư vấn tài chính

Niềm tin là động lực quan trọng khi đưa ra quyết định. Nhà đầu tư có niềm tin càng cao sẽ càng có nhiều khả năng sử dụng dịch vụ. Thật vậy, có nhiều nghiên cứu đã chỉ ra quan hệ tích cực giữa chúng (Guiso & Jappelli, 2006; Christellis & cộng sự, 2010; Kramer, 2016), kể cả khi kiểm soát các đặc điểm nhân khẩu học (Burke & Hung, 2021). Giả thuyết nghiên cứu:

H2: Niềm tin vào tư vấn tài chính có quan hệ tích cực với quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính.

3.1.3. Các yếu tố khác

Như các nghiên cứu khác, chúng tôi sử dụng các biến mức chấp nhận rủi ro, kinh nghiệm đầu tư, tần suất giao dịch và nhân khẩu học làm biến kiểm soát. Có nhiều nghiên cứu chỉ ra quan hệ thuận hoặc nghịch của mức chấp nhận rủi ro và khuynh hướng tiếp cận dịch vụ tư vấn (Gerhardt & Hackethal, 2009; Lachance & Tang, 2012; Kramer, 2016; Rabbani & cộng sự, 2021). Tuổi tác, học vấn và thu nhập có thể giải thích hành vi sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính (Hung & Yoong, 2010; Calcagno & Monticone, 2015; Kramer, 2016; Anne & Lei, 2021).

3.1.4. Mô hình nghiên cứu

Hàm hồi quy:

$$Y = \beta_0 + \beta_i X_i + \varepsilon \quad (1)$$

Trong đó: Y là biến phụ thuộc, có hai trường hợp:

(i) Y: mã hóa “1” nếu nhà đầu tư sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính và “0” nếu không sử dụng. Sử dụng hồi quy probit.

(ii) Y: “mức độ sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính”, mã hóa “1” nếu nhà đầu tư sử dụng tư vấn nhưng tự quyết định đầu tư, “2” nếu nhà đầu tư ủy thác một phần nhỏ danh mục đầu tư, và “3” nếu nhà đầu tư ủy thác phần lớn hoặc toàn bộ các quyết định cho tư vấn tài chính. Sử dụng hồi quy ordered probit.

X_i : Biến độc lập gồm hiểu biết tài chính, niềm tin vào tư vấn. Các biến kiểm soát gồm mức chấp nhận rủi ro, kinh nghiệm đầu tư, tần suất giao dịch, giới tính, hôn nhân, tuổi, học vấn và thu nhập. β_0 là hệ số hồi quy và β_i là các hệ số hồi quy tương ứng với các biến X_i . ε là sai số.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Khảo sát được thực hiện tại thành phố Hồ Chí Minh trong quý 1 năm 2022, bảng hỏi được thiết kế sẵn và gửi đi thông qua nền tảng Unipark (www.unipark.de). Mất khoảng 30 phút để hoàn thành, gồm ba phần: (a) đánh giá niềm tin vào tư vấn tài chính và khả năng chấp nhận rủi ro, (b) thước đo hiểu biết tài chính, (c) đánh giá nhân khẩu học. Mẫu được giới hạn ở ba nhóm: khách hàng của ngân hàng, khách hàng của công ty môi giới, và sinh viên đại học.

Mẫu ban đầu gồm 908 người, loại 16 người do thời gian hoàn thành khảo sát quá dài và các câu trả lời có giá trị quá cao. Từ mẫu cuối cùng gồm 892 người, chọn một mẫu con 255 người có đầu tư chứng khoán để phân tích sâu hơn.

Biến phụ thuộc “quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính” được mã hóa “1” nếu có sử dụng và “0” nếu không có.

Vì hành vi sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính có thể khác nhau giữa các cá nhân, phụ thuộc vào cách mà các chuyên gia tư vấn tham gia vào quyết định đầu tư của họ (Bachmann & Hens, 2015; Hsu, 2021). Để đánh giá thêm về hành vi, chúng tôi hỏi người tham gia câu hỏi được sử dụng bởi Bachmann & Hens (2015): “Câu nào sau đây mô tả chính xác nhất việc bạn sẵn sàng ủy thác các quyết định tài chính cho tư vấn tài chính hiện tại của mình?”. Để tránh khó khăn khi ước lượng, chúng tôi gộp các câu trả lời và mã hóa “1” = có tư vấn nhưng tự quyết định, “2” = ủy thác một phần nhỏ danh mục đầu tư, và “3” = ủy thác toàn bộ hoặc phần lớn quyết định.

Hiểu biết tài chính được đo lường qua ba câu hỏi kiến thức tài chính cơ bản được phát triển bởi Lusardi & Mitchell (2007), gồm tỷ suất sinh lời, lạm phát và đa dạng hóa rủi ro. Các câu hỏi được đo lường đúng hay sai. Sau đó, mã hóa “0” = “hiểu biết tài chính thấp” nếu đúng 0 đến 1 câu, và “1” = “hiểu biết tài chính cao” nếu đúng 2 đến 3 câu. Niềm tin vào tư vấn tài chính được đo lường qua mức độ đồng ý từ thấp đến cao bằng câu hỏi với thang đo Likert 7 điểm “Hầu hết các chuyên gia tài chính đều đáng tin cậy?”.

Mức chấp nhận rủi ro có điểm từ “0” đến “10” qua câu hỏi: “Nhìn chung, bạn là người chấp nhận rủi ro,

hay cố gắng tránh rủi ro?”. Kinh nghiệm đầu tư được dựa vào thời gian đầu tư, phân bổ chứng khoán và lịch sử giao dịch. Tần suất giao dịch dựa vào số lần giao dịch trong 3 tháng qua. Giới tính được mã hóa “0” cho nữ và “1” cho nam. Hôn nhân được mã hóa “0” chưa kết hôn hoặc khác và “1” đã kết hôn. Tuổi dưới 30 được mã hóa “1”; “2” từ 30 đến dưới 39; và “3” từ 40 trở lên. Học vấn gồm: 1 = trung học phổ thông trở xuống; 2 = Cao đẳng/Đại học; và 3 = Thạc sĩ/Tiến sĩ. Thu nhập (triệu đồng): 1 = dưới 8; 2 = 8 đến dưới 16; và 3 = 16 trở lên.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 1: Phân tích mô tả

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình/Tỷ lệ	Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình/Tỷ lệ
Bảng A: Hành vi tìm kiếm dịch vụ tư vấn			Bảng D: Hoạt động giao dịch		
<i>Quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn</i>			Kinh nghiệm đầu tư	255	1,839 (1,024)
Không sử dụng	100	39%	Tần suất giao dịch	255	2,718 (1,658)
Có sử dụng	155	61%	Bảng E: Các biến nhân khẩu-xã hội học		
<i>Mức độ sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính</i>			Giới tính		
Sử dụng dịch vụ nhưng tự quyết định toàn bộ	36	23%	Nữ	120	47%
Ủy thác một phần nhỏ cho tư vấn tài chính	107	69%	Nam	135	53%
Ủy thác phần lớn hoặc toàn bộ các quyết định cho tư vấn tài chính	12	8%	Độ tuổi		
Bảng B: Điểm của hiểu biết tài chính			< 30	184	72%
0	100	39%	30 - 39	52	20%
1	155	61%	> 40	19	8%
Bảng C: Các biến tâm lý			Kết hôn		
Niềm tin vào tư vấn tài chính	255	2,941 (1,234)	Có	56	22%
Mức chấp nhận rủi ro			Không	199	78%
Thấp hơn trung bình	59	23%	Trình độ học vấn		
Cao hơn trung bình	196	77%	Từ trung học phổ thông trở xuống	100	39%
			Cao đẳng/Đại học	129	51%
			Thạc sĩ/Tiến sĩ	26	10%
			Thu nhập (triệu đồng)		
			Dưới 8	141	56%
			Từ 8 đến dưới 16	57	22%
			Từ 16 trở lên	57	22%

Bảng 2: Tóm tắt thống kê theo hành vi và mức độ sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính

Biến	Quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính		Mức độ sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính		
	Không sử dụng	Sử dụng	Tư vấn nhưng tự quyết định toàn bộ	Ủy thác một phần nhỏ	Ủy thác toàn bộ hoặc phần lớn
Bảng A: Hiểu biết tài chính					
	0,55 (0,5)	0,645 (0,48)	0,694 (0,467)	0,673 (0,471)	0,25 (0,452)
Bảng B: Các biến tâm lý					
Niềm tin vào tư vấn tài chính	2,79 (1,208)	3,032 (1,245)	2,888 (1,236)	3,102 (1,265)	2,833 (1,114)
Mức chấp nhận rủi ro	0,71 (0,456)	0,860 (0,396)	0,778 (0,421)	0,804 (0,399)	0,917 (0,288)
Bảng C: Hành vi đầu tư					
Kinh nghiệm đầu tư	1,85 (1,028)	1,825 (1,020)	1,888 (1,165)	1,794 (0,978)	1,916 (0,996)
Tần suất giao dịch	2,66 (1,596)	2,742 (1,697)	2,388 (1,626)	2,822 (1,681)	3,083 (2,020)

Ghi chú: Giá trị trung bình (Độ lệch chuẩn).

Bảng 1 tóm tắt các thống kê chính của mẫu. Mẫu có học vấn tương đối cao, hơn 60% có một bằng đại học. Độ tuổi còn trẻ, hầu hết dưới 30 (72%) và chưa kết hôn (78%). Nam chiếm 53% mẫu. Hơn phân nửa mẫu có thu nhập hàng tháng dưới 8 triệu đồng (55%). Có 61% sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính, và trong đó có 77% ủy thác một phần hoặc toàn bộ các quyết định đầu tư cho tư vấn tài chính.

Bảng 2 cho thấy những người có sử dụng dịch vụ tư vấn và ủy thác một phần các quyết định đầu tư có điểm cao nhất về hiểu biết tài chính. Ngược lại, điểm thấp nhất thuộc về những người ủy thác toàn bộ.

Những người ủy thác đầu tư toàn bộ có mức chấp nhận rủi ro thấp nhất. Ngược lại, những người có mức chấp nhận rủi ro cao nhất thì chủ yếu tự quyết định đầu tư. Và thật thú vị khi những người tin tưởng vào tư vấn nhất lại không ủy thác toàn bộ mà chỉ ủy thác một phần nhỏ. Dường như thiếu hiểu biết tài chính là lý do chính để ủy thác toàn bộ.

4.2. Kết quả hồi quy

Bảng 3: Kết quả hồi quy probit và ordered probit sử dụng biến công cụ thay cho hiểu biết tài chính

Biến	(1) Quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính	(2) Quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính	(3) Mức độ sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính	(4) Mức độ sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính
Hiểu biết tài chính cao	1,343** (0,595)	1,170** (0,551)	-0,191 (0,442)	-0,134 (0,450)
Niềm tin vào tư vấn tài chính		0,180** (0,077)		-0,012 (0,084)
Mức chấp nhận rủi ro	0,431** (0,217)	0,382* (0,212)	0,350 (0,257)	0,350 (0,257)
Kinh nghiệm đầu tư	-0,022 (0,099)	-0,023 (0,098)	-0,000 (0,110)	-0,001 (0,109)
Tần suất giao dịch	0,050 (0,060)	0,041 (0,059)	0,083 (0,065)	0,071 (0,063)
Giới tính (nam)	0,013 (0,190)	0,054 (0,185)	-0,221 (0,147)	-0,189 (0,158)
Tuổi				
< 30				
30 - 39	-1,132*** (0,339)	-1,161*** (0,334)	-0,520 (0,410)	-0,539 (0,411)
≥ 40	-0,602 (0,463)	-0,695 (0,454)	-0,585 (0,498)	-0,590 (0,498)
Kết hôn	0,305 (0,299)	0,349 (0,294)	0,123 (0,328)	0,122 (0,328)
Học vấn				
Trung học phổ thông trở xuống				
Cao đẳng/Đại học	-0,339 (0,219)	-0,263 (0,213)	0,092 (0,237)	0,090 (0,237)
Thạc sĩ/Tiến sĩ	0,272 (0,394)	0,426 (0,387)	0,133 (0,430)	0,127 (0,431)
Thu nhập (triệu đồng)				
< 8				
8 đến < 16	0,278 (0,257)	0,318 (0,254)	0,519* (0,296)	0,521* (0,296)
≥ 16	0,506* (0,279)	0,576** (0,278)	0,064 (0,313)	0,074 (0,318)
N	255	255	155	155

Ghi chú: * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Để hạn chế rủi ro nội sinh, chúng tôi kiểm soát nhân khẩu học, mức chấp nhận rủi ro, kinh nghiệm đầu tư và tần suất giao dịch. Nhưng việc bỏ qua các biến độc lập khác như sự quá tự tin, hành vi lệch lạc, đặc điểm tính cách... trong mô hình có thể gây ra hiện tượng nội sinh. Vì các nghiên cứu trước đã chứng minh quá tự tin ảnh hưởng tiêu cực (Lusardi & Mitchell, 2007; Porto & Xiao, 2016; Kramer, 2016; Hsu, 2021), lệch lạc tự bảo vệ và tính toán bất hợp lý tác động tích cực (Hsu, 2021) đến nhu cầu tư vấn tài chính. Tính cởi mở và tận tâm ảnh hưởng tích cực và tính hướng ngoại ảnh hưởng tiêu cực đến nhu cầu tư vấn chuyên nghiệp (Chatterjee & Fan, 2021). Để xử lý nội sinh, đầu tiên, chúng tôi thu được kết quả qua kỹ thuật hồi quy probit

và ordered probit để kiểm tra ảnh hưởng của các yếu tố đến quyết định sử dụng và mức độ sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính. Tiếp theo, chúng tôi làm theo cách tiếp cận của nhiều tác giả (Kimball & Shumway, 2010; Van Rooij & cộng sự, 2011), hỏi về kiến thức tài chính mà họ đã được học trước khi tham gia đầu tư. Chúng tôi giả định giáo dục tài chính tương quan thuận với mức độ hiểu biết tài chính ở hiện tại, nhưng không liên quan trực tiếp đến nhu cầu tư vấn tài chính chuyên nghiệp. Chúng tôi sử dụng biến công cụ như cách tiếp cận của Lusardi & Tufano (2015) và Fornero & Monticone (2011), vì phù hợp với nghiên cứu này. Ở Bảng 3, sử dụng hồi quy probit hai bước với biến giải thích nội sinh cho mô hình 1, 2. Hồi quy ordered probit với biến công cụ cho mô hình 3, 4 được xử lý bằng công cụ Stata “CMP” do Roodman (2011) phát triển.

4.2.1. Ảnh hưởng của hiểu biết tài chính và niềm tin đến quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính

Biến phụ thuộc trong mô hình (1) và (2) ở Bảng 3 là biến nhị phân “quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính”. Sau khi xử lý vấn đề nội sinh cho thấy hiểu biết tài chính càng cao thì quyết định tư vấn tài chính càng nhiều, giống kết quả ban đầu. Giả thuyết H_1 được ủng hộ, phù hợp với các nghiên cứu trước đây về tác động tích cực của hiểu biết tài chính đối với việc sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính (Rabbani & cộng sự, 2021; Nguyen Thi Anh Nhu & Rozsa, 2019; Calcagno & Monticone, 2015; Van Rooij & cộng sự, 2011). Đồng thời, niềm tin vào tư vấn tài chính có quan hệ tích cực đáng kể với quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính. Giả thuyết H_2 được ủng hộ, phù hợp với kết quả của Kramer (2016) và Christellis & cộng sự (2010). Ngoài ra, tuổi cũng là yếu tố kiểm soát chính, so với nhóm dưới 30 tuổi, nhóm trên 30 tuổi ít sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính hơn, phù hợp với nghiên cứu trước (Bluethgen & cộng sự, 2008; Fan, 2021; Hanna, 2011; Hackethal & cộng sự, 2012; Joo & Grable, 2001). Theo Chang (2005), Bluethgen & cộng sự (2008), Elmerick & cộng sự (2002), Hanna (2011), Joo & Grable (2001), Rengert & Rhine (2016), việc sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính có xu hướng gắn liền với thu nhập và sự giàu có. Trong nghiên cứu này, nhà đầu tư có thu nhập càng cao càng có xu hướng tiếp cận tư vấn tài chính, nhưng ảnh hưởng này không rõ ràng. Các biến còn lại không có ảnh hưởng đáng kể. Các biến đều có hệ số phóng đại phương sai (VIF) nhỏ hơn 5, mô hình không vi phạm hiện tượng đa cộng tuyến.

4.2.2. Ảnh hưởng của hiểu biết tài chính và niềm tin đến mức độ sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính

Biến phụ thuộc trong mô hình (3) và (4) ở Bảng 3 là biến thứ bậc “mức độ sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính”. Giống với kết quả ban đầu, hiểu biết tài chính và niềm tin vào tư vấn tài chính không có tác động đáng kể đến mức độ sử dụng dịch vụ. Điều này có thể do mẫu được thu thập ngay sau thời điểm bùng phát mạnh mẽ của dịch covid-19, nên hành vi sử dụng dịch vụ tư vấn của nhà đầu tư có thể bị tác động bởi nhiều yếu tố tâm lý tiêu cực khác.

5. Thảo luận kết quả nghiên cứu và kết luận

Theo Haslem (2010), tư vấn tài chính có thể làm giảm sự hoảng loạn bán hàng trong giai đoạn bị khủng hoảng về môi trường hoặc tài chính. Nhưng Rabbani & cộng sự (2021) cho rằng các sự kiện như đại dịch Covid-19 không hẳn làm thay đổi nhu cầu tư vấn tài chính trong bối cảnh Hoa Kỳ. Trái lại, người ta có thể cho rằng một cuộc khủng hoảng về sức khỏe hoặc tài chính quốc gia, quốc tế có thể thúc đẩy khách hàng tăng cường sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính, vấn đề này không được quan sát trong nghiên cứu của chúng tôi. Nghiên cứu này nhằm xác định và tìm hiểu ảnh hưởng của các yếu tố quan trọng đến quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính của nhà đầu tư chứng khoán cá nhân tại thành phố Hồ Chí Minh. Chúng tôi nhận thấy hiểu biết tài chính đóng vai trò quan trọng đối với hành vi quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính. Phát hiện này chuẩn mạnh sau khi kiểm soát mức chấp nhận rủi ro, kinh nghiệm đầu tư, tần suất giao dịch, nhân khẩu học, đặc biệt, nhà đầu tư có mức độ hiểu biết tài chính càng cao thì càng sử dụng dịch vụ tư vấn đầu tư chứng khoán. Kết quả này phù hợp với phát hiện của các nghiên cứu trước (Van Rooij & cộng sự, 2011; Burke & Hung, 2021; Calcagno & Monticone, 2015; Nguyen Thi Anh Nhu & Rozsa, 2019; Rabbani & cộng sự, 2021). Tuy nhiên, khi mức độ hiểu biết tài chính thay đổi, không có ảnh hưởng rõ ràng đến mức độ sử dụng dịch vụ.

Tương tự, kết quả nghiên cứu cũng cho thấy nhà đầu tư có niềm tin vào tư vấn tài chính càng cao thì sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính càng nhiều, phù hợp với các nghiên cứu trước (Guiso & Jappelli, 2006; Kramer, 2016; Christellis & cộng sự, 2010). Nhưng khi niềm tin thay đổi, không có ảnh hưởng rõ ràng đến mức độ sử dụng dịch vụ.

Các yếu tố khác như tuổi, thu nhập cũng có ảnh hưởng đến quyết định sử dụng dịch vụ tư vấn tài chính.

So với nhà đầu tư dưới 30 tuổi, nhà đầu tư càng lớn tuổi càng ít sử dụng dịch vụ, phù hợp với nghiên cứu trước (Hsu, 2021; Guiso & Jappelli, 2006). Tương tự, so với mức thu nhập dưới 8 triệu thì nhà đầu tư có thu nhập từ 16 triệu đồng trở lên sử dụng nhiều dịch vụ tư vấn tài chính hơn. Các phát hiện này cũng phù hợp với nghiên cứu trước (Hsu, 2021; Guiso & Jappelli, 2006). Mức chấp nhận rủi ro, kinh nghiệm đầu tư, tần suất giao dịch, giới tính, và hôn nhân không có tác động đáng kể.

Nghiên cứu được thực hiện vào quý 1 năm 2022, sau đợt bùng phát mạnh mẽ của dịch Covid-19, nhưng không quan sát hành vi sử dụng dịch vụ tư vấn đã thay đổi như thế nào so với trước đó. Vì vậy, các nghiên cứu trong tương lai có thể nghiên cứu theo chiều dọc để đánh giá sự thay đổi theo thời gian của hành vi sử dụng dịch vụ tư vấn. Từ kết quả trên, chúng tôi có đề xuất: *Thứ nhất*, các nhà hoạch định chính sách cần nhận định bên cạnh hiểu biết tài chính thì dịch vụ tư vấn tài chính cần được xem là một cơ chế hỗ trợ nhà đầu tư chứng khoán cá nhân một cách hiệu quả. Tuy nhiên, trước hết cần cải thiện trình độ hiểu biết tài chính cho nhà đầu tư cá nhân, vì những người có mức độ hiểu biết tài chính thấp có thể không nhận thấy được những ý kiến tư vấn tài chính lệch lạc do người tư vấn cũng là người bán các sản phẩm tài chính (Inderst & Ottaviani, 2009; Stoughton & cộng sự, 2011), nên tư vấn có thể không nhằm mang lại lợi ích cho khách hàng mà vì lợi ích của chính họ. Hiểu biết tài chính cao giúp nhà đầu tư nhận ra những lợi ích từ tư vấn tài chính, từ đó thay đổi hành vi quyết định sử dụng dịch vụ. Hiểu biết tài chính và tư vấn tài chính nên bổ sung cho nhau hơn là thay thế nhau. *Thứ hai*, các nhà hoạch định chính sách nên thực hiện nhiều bước bổ sung để thiết lập nên nghiệp vụ tư vấn tài chính ưu tiên bảo vệ lợi ích khách hàng và hạn chế xung đột lợi ích.

Tài liệu tham khảo:

- American college of surgeons (2020), *Optimal resources for cancer care: Standards 2020*, Chicago.
- Anne, C.B. & Lei, S. (2021), 'Investment in financial literacy and financial advice-seeking: Substitutes or complements?', *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 81, 385-396.
- Bachmann, K. & Hens, T. (2015), 'Investment competence and advice seeking', *Investment Competence and Advice Seeking*, 6, 27-41.
- Barber, B.M., Lee, Y.T., Liu, Y.J. & Odean, T. (2009), 'Just how much do individual investors lose by trading?', *Review of Financial Studies*, 22(2), 609-632.
- Barber, B.M. & Odean, T. (2000), 'Trading is hazardous to your wealth: the common stock investment performance of individual investors', *Journal of Finance*, 55, 773-806.
- Bhattacharya, U., Hackethal, A., Kaesler, S., Loos, B. & Meyer, S. (2012), 'Is unbiased financial advice to retail investors sufficient? Answers from a large field study', *Review of Financial Studies*, 25(4), 975-1032.
- Bluethgen, R., Gintschel, A., Hackethal, A. & Müller, A. (2008), 'Financial advice and individual investors' portfolios', *European Business School Working Paper*, European Business School.
- Bucher, K.T. & Koenen, J. (2011), 'Do smarter consumers get better advice', *Working Paper*, Munich Center for the Economics of Aging (MEA) at the Max Planck Institute for Social Law and Social Policy.
- Burke, J. & Hung, A.A. (2021), 'Trust and financial advice', *Journal of Pension Economics & Finance*, 20(1), 9-26.
- Calcagno, R. & Monticone, C. (2015), 'Financial literacy and the demand for financial advice', *Journal of Banking Finance*, 50, 363-380.
- Chang, M. (2005), 'With a little help from my friends (and my financial planner)', *Social Forces*, 83, 1469-1497.
- Chatterjee, S. & Fan, L. (2021), 'Older adults' life satisfaction: The roles of seeking financial advice and personality traits', *Journal of Financial Therapy*, 12(1), p.4.
- Christellis, D., Jappelli, T. & Padula, M. (2010), 'Cognitive ability and portfolio choice', *European Economic Review*, 54, 18-38.
- Collins, J.M. (2012), 'Financial advice: a substitute for financial literacy?', *Financial Service Review*, 21(4), 307-322.

-
- Collins, J.M. & O'rourke, C.M. (2010), 'Financial education and counseling – Still holding promise', *Journal of Consumer Affairs*, 44(3), 483-498.
- Elmerick, S.A., Montalto, C.P. & Fox, J.J. (2002), 'Use of financial planners by US households', *Financial Service Review*, 11, 217-231.
- Fan, L. (2020), 'Information search, financial advice use, and consumer financial behavior', *Journal of Financial Counseling and Planning*, 32(1), 21-34.
- Fan, L. (2021), 'A conceptual framework of financial advice-seeking and short- and long-term financial behaviors: An age comparison', *Journal of Family and Economics*, 42(3), 90-112.
- Ford, M.R., Ross, D.B., Grable, J. & DeGraf, A. (2020), 'Examining the role of financial therapy on relationship outcomes and help-seeking behavior', *Contemporary Family Therapy*, 42(3), 55-67.
- Fornero, E., & Monticone, C. (2011), 'Financial literacy and pension plan participation in Italy', *Journal of Pension Economics and Finance*, 10(4), 547-564.
- Fox, J. & Bartholomae, S. (2020), 'Household finances, financial planning, and COVID-19', *Financial Planning Review*, 3(4), p.e1103.
- Georgarakos, D. & Inderst, R. (2011), 'Financial advice and stock market participation', *ECB Working Paper*, ECB.
- Gerhardt, R. & Hackethal, A. (2009), 'The influence of financial advisors on household portfolios: a study on private investors switching to financial advice', *Working Paper*, SSRN.
- Gerrans, P. & Hershey, D.A. (2017), 'Financial adviser anxiety, financial literacy, and financial advice seeking', *The Journal of Consumer Affairs*, 51(1), 54-90.
- Goetzmann, W.N. & Kumar, A. (2008), 'Equity portfolio diversification', *Review of Finance*, 12, 433-463.
- Graham, J.R., Harvey, C.R. & Huang, H. (2009), 'Investor competence, trading frequency, and home bias', *Management Science*, 55(7), 1094-1106.
- Guiso, L. & Jappelli, T. (2006), 'Information acquisition and portfolio performance', *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper*, Centre for Economic Policy Research.
- Hackethal, A., Haliassos, M. & Jappelli, T. (2012), 'Financial advisors: a case of babysitters?', *Journal of Banking Finance*, 36, 509-524.
- Hanna, S.D. (2011), 'The demand for financial planning services', *Journal of Personal Finance*, 10(1), 36-62.
- Haslem, J.A. (2010), 'The new reality of financial advisors and investors', *The Journal of Investing*, 19(4), 23-30.
- Hoechle, D., Ruenzi, S., Schaub, N. & Schmid, M. (2017), 'The impact of financial advice on trade performance and behavioral biases', *Review of Finance*, 21(2), 871-910.
- Hsu, Y.L., Chen, H.L., Huang, P.K. & Lin, W.Y. (2021), 'Does financial literacy mitigate gender differences in investment behavioral bias?', *Finance Research Letters*, 41, p.101789.
- Hung, A.A. & Yoong, J.K. (2010), 'Asking for help: Survey and experimental evidence on financial advice and behavior change', *RAND Center for Labor and Population Working Paper*, RAND Center for Labor and Population.
- Inderst, R. & Ottaviani, M. (2009), 'Misselling through agents', *The American Economic Review*, 99, 883-908.
- Joo, S. & Grable, J. (2001), 'Factors associated with seeking and using professional retirement-planning help', *Family & Consumer Sciences Research Journal*, 30(1), 37-63.
- Kelly, E.W. (1995), 'Counselor values: A national survey', *Journal of Counseling & Development*, 73(6), 648-653.
- Kimball, M.S. & Shumway, T. (2010), 'Investor sophistication and the home bias, diversification, and employer stock puzzles', *Working paper*, American Finance Association Meetings.
- Kramer, M.M. (2012), 'Financial advice and individual investor portfolio performance', *Financial Management*, 41, 395-428.
- Kramer, M.M. (2016), 'Financial literacy, confidence and financial advice seeking', *Journal of Economic Behavior & Organization*, 131, 198-217.
- Kruger, J. & Dunning, D. (1999), 'Unskilled and unaware of it: how difficulties in recognizing one's own incompetence lead to inflated self- Assessments', *The Journal of Personality and Social Psychology*, 77, 1121-1134.
-

-
- Lachance, M.E. & Tang, N. (2012), 'Financial advice and trust', *Financial Services Review*, 21(3), p.209.
- Lusardi, A. & Mitchell, O.S. (2007), 'Financial literacy and retirement planning: New evidence from the rand American life panel', *Michigan Retirement Research Centre Working Paper*, Michigan Retirement Research Centre.
- Lusardi, A. & Tufano, P. (2015), 'Debt literacy, financial experiences, and over-indebtedness', *Journal of Pension Economics & Finance*, 14(4), 332-368.
- Mullainathan S., Noeth, M. & Schoar, A. (2012), 'The market for financial advice: An audit study', *National Bureau of Economic Research No. w17929*, National Bureau of Economic Research.
- Nguyen Thi Anh Nhu & Rozsa, Z. (2019), 'Financial literacy and financial advice seeking for retirement investment choice', *Journal of Competitiveness*, 11(1), 70-83.
- Porto, N. & Xiao, J.J. (2016), 'Financial literacy overconfidence and financial advice seeking', *Journal of Financial Service Professionals*, 70(4), 78-88.
- Rabbani, A., Heo, W. & Grable, J.E. (2021), 'The role of financial literacy in describing the use of professional financial advisors before and during the COVID-19 pandemic', *Journal of Financial Services Marketing*, 26, 226-236.
- Rengert, K.M. & Rhine, S.L. (2016), *Bank efforts to serve unbanked and underbanked consumers: Qualitative research*, Washington, DC: Federal Deposit Insurance Corporation.
- Roodman, D. (2011), 'Fitting fully observed recursive mixed-process models with cmp', *Stata Journal*, 11(2), 159-206.
- Stoughton, N.M., Wu, Y. & Zechner, J. (2011), 'Intermediated investment management', *The Journal of Finance*, 66(3), 947-980.
- Van Rooij, M., Lusardi, A. & Alessie, R. (2011), 'Financial literacy and stock market participation', *Journal of Financial Economics*, 102, 449-472.
- Zhang, Y. & Ma, Z.F. (2020), 'Impact of the COVID-19 pandemic on mental health and quality of life among local residents in Liaoning province, China: A cross-sectional study', *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(7), p.2381.