



TẠP CHÍ Kinh tế & Phát triển

TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ QUỐC DÂN

ISSN: 1859-0012

TẠP CHÍ KINH TẾ VÀ PHÁT TRIỂN | SỐ 320 - THÁNG 02/2024



NĂM THỨ BA MƯƠI **SỐ 320** THÁNG 02/2024

Mục lục

Mối quan hệ giữa tiêu thụ năng lượng, độ mở thương mại, phát triển tài chính và chất lượng môi trường tại Việt Nam	<i>Hoàng Thị Xuân, Ngô Thái Hưng</i>	2
Tác động của kiểm soát nội bộ đến năng suất của các doanh nghiệp tư nhân ở Việt Nam	<i>Nguyễn Thị Thúy Nga, Lê Quốc Hội, Cảnh Chí Hoàng</i>	13
Dịch vụ ngân hàng phi truyền thống và sức khỏe tài chính cá nhân – bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam	<i>Lê Trần Hà Trang, Khúc Thế Anh, Nguyễn Đức Dương, Phương Kim Quốc Cường, Lê Diệu Linh</i>	22
Khảo sát hiệu ứng bất đối xứng trong biến động tỷ suất sinh lợi của các chuỗi tiền điện tử	<i>Nguyễn Lý Kiều Chinh, Trần Thị Tuấn Anh</i>	33
Tác động của tính bất định đến việc nắm giữ chứng khoán của các ngân hàng thương mại Việt Nam	<i>Nguyễn Hoàng Chung</i>	43
Các nhân tố ảnh hưởng đến mức nắm giữ tiền mặt của công ty niêm yết tại Việt Nam: Tác động điều tiết của hạn chế tài chính	<i>Nguyễn Thanh Liêm, Lê Thị Hồng Thắm, Nguyễn Lê Bảo Hân</i>	53
Dự báo hoạt động ngân hàng bằng thuật toán rừng ngẫu nhiên	<i>Đỗ Quang Hưng</i>	64
Tác động của chính sách cổ tức tới điều chỉnh lợi nhuận: Nghiên cứu thực nghiệm tại các công ty niêm yết	<i>Đỗ Thùy Linh, Vũ Hùng Phương</i>	79
Xây dựng thang đo tổ chức học tập trong các doanh nghiệp Việt Nam	<i>Bùi Quang Tuyền, Tạ Huy Hùng</i>	89

MỐI QUAN HỆ GIỮA TIÊU THỤ NĂNG LƯỢNG, ĐỘ MỞ THƯƠNG MẠI, PHÁT TRIỂN TÀI CHÍNH VÀ CHẤT LƯỢNG MÔI TRƯỜNG TẠI VIỆT NAM

Hoàng Thị Xuân

Trường Đại học Kinh Tế - Luật, Đại học Quốc Gia thành phố Hồ Chí Minh

Email: xuanht23702@sdh.uel.edu.vn

Ngô Thái Hưng

Trường Đại học Tài Chính – Marketing

Email: hung.nt@ufm.edu.vn

Mã bài báo: JED-1439

Ngày nhận: 22/10/2023

Ngày nhận bản sửa: 30/11/2023

Ngày duyệt đăng: 11/12/2023

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.1439

Tóm tắt:

Nghiên cứu hiện tại khám phá mối quan hệ giữa tiêu thụ năng lượng, độ mở thương mại, phát triển tài chính và hệ số khả năng chịu tải – một chỉ số đại diện cho chất lượng môi trường tại Việt Nam, trong khoảng thời gian từ 1994 đến 2022. Sử dụng phân tích Wavelet, kết quả cho thấy tồn tại mối quan hệ giữa các biến nghiên cứu theo thời gian và các miền tần số khác nhau. Cụ thể, kết quả chỉ ra tồn tại mối quan hệ hai chiều giữa hệ số khả năng chịu tải và độ mở thương mại trong ngắn hạn và dài hạn. Ngoài ra, mối quan hệ một chiều giữa hệ số khả năng chịu tải, mức tiêu thụ năng lượng và phát triển tài chính cũng được tìm thấy trong toàn bộ khoảng thời gian nghiên cứu. Đặc biệt, độ mở thương mại, phát triển tài chính, tiêu thụ năng lượng tác động âm đến hệ số khả năng chịu tải ở các miền tần số khác nhau. Kết quả này hàm ý rằng tiêu thụ năng lượng, độ mở thương mại và phát triển tài chính có ảnh hưởng đáng kể đến chất lượng môi trường tại Việt Nam.

Từ khóa: Tiêu thụ năng lượng, chất lượng môi trường, phát triển tài chính, hệ số khả năng chịu tải (LCF), độ mở thương mại.

Mã JEL: Q55, Q56, J14.

The relationship between energy consumption, trade openness, financial development and environmental quality in Vietnam

Abstract:

The research aims to explore the relationship between energy consumption, trade openness, financial development, and load capacity factor, an indicator representing environmental quality in Vietnam by using data from 1994 to 2022. By utilizing wavelet analysis, the study identifies the lead-lag relationship between these indicators across different time and frequency domains. The results reveal bidirectional relationships between the load capacity factor and trade openness in the short and long term. In addition, a unidirectional link between the load capacity factor, energy consumption, and financial development is found over the sample. Specifically, our work also demonstrates a negative nexus between energy consumption, trade openness, financial development, and the load capacity factor at divergent timescales. The findings suggest that energy consumption, trade openness, and financial development significantly impact environmental quality in Vietnam.

Keywords: Energy consumption, environmental quality, financial development, load capacity factor, trade openness.

JEL codes: Q55, Q56, J14.

1. Giới thiệu

Sự suy giảm chất lượng môi trường đã và đang thu hút sự quan tâm của nhân loại khi hậu quả của nó ngày càng ảnh hưởng tiêu cực đến cuộc sống của con người và là một thách thức lớn đối với sự phát triển bền vững của các quốc gia. Chính mối quan tâm lớn dần này đã làm tăng nỗ lực để đạt được thông tin về các tác nhân gây ra tình trạng trên (Acaroğlu & cộng sự, 2023). Nhiều học giả đã tiến hành nghiên cứu và báo cáo các yếu tố quyết định khác nhau đến chất lượng môi trường. Trong số đó, sử dụng năng lượng (EC - Energy consumption), độ mở thương mại (TO - Trade openness) và phát triển tài chính (FD - Financial development) được coi là các yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến chất lượng môi trường và nhận được nhiều sự chú ý trong thời gian gần đây như nghiên cứu của Akhayere & cộng sự (2023), Essandoh & cộng sự (2020), Alola & cộng sự (2023), Latif & Farid (2023)... Tuy nhiên, kết quả của các nghiên cứu vẫn chưa đạt được sự đồng thuận về tác động cụ thể của các biến số nói trên đối với chất lượng môi trường.

Thêm vào đó, nhiều nghiên cứu đã kiểm tra ảnh hưởng của các yếu tố kể trên đối với chất lượng môi trường thông qua biến đại diện là lượng khí thải carbon (CO_2) hoặc dấu chân sinh thái (EFP - Ecological footprint). Tuy nhiên, khí thải CO_2 chỉ cung cấp thông tin về ô nhiễm không khí trong khi ô nhiễm nước và đất bị bỏ qua, do đó nó không đủ để đánh giá tổng quát suy thoái môi trường (Awosusi & cộng sự, 2022). EFP được cho là một thước đo thiệt hại sinh thái rộng hơn lượng khí thải CO_2 . Nhưng EFP cũng chỉ bao quát đến phía cầu của tự nhiên, còn phía cung, tức năng lực sinh học, lại chưa được tính đến. Trên thực tế, phía cung cấp (tức là đầu vào) của chất lượng môi trường là quan trọng để bảo vệ môi trường vì nó hấp thụ các tác động tiêu cực phát sinh từ phía cầu (Akhayere & cộng sự, 2023). Vì vậy, các nghiên cứu gần đây sử dụng hệ số khả năng chịu tải (LCF - Load capacity factor) do Siche & cộng sự (2010) đề xuất như một đại diện mới của suy thoái môi trường. LCF được tính bằng cách chia năng lực sinh học (phía cung) cho dấu chân sinh thái (phía cầu) và coi “1” là giới hạn bền vững môi trường (Siche & cộng sự, 2010). LCF cho biết liệu hệ sinh thái và lối sống hiện tại của xã hội có bền vững hay không. Giả sử LCF nhỏ hơn “1”, trong trường hợp đó, các điều kiện môi trường hiện tại là không bền vững, trong khi LCF lớn hơn “1” cho thấy các nguồn lực sẵn có đủ để đáp ứng nhu cầu nguồn nhân lực (Fareed & cộng sự, 2021). Như vậy có thể thấy LCF là một đánh giá toàn diện hơn so với lượng khí thải CO_2 và EFP bằng cách bao gồm cả phía cung và cầu cùng một lúc (Akhayere & cộng sự, 2023). Do đó, so với nghiên cứu trước đây, cách tiếp cận này đưa các cuộc tranh luận về tính bền vững môi trường lên một tầm cao mới (Awosusi & cộng sự, 2022).

Nghiên cứu này phân tích mối quan hệ giữa tiêu thụ năng lượng, độ mở thương mại, phát triển tài chính đối với chất lượng môi trường tại Việt Nam, một quốc gia mới nổi trong khu vực Đông Nam Á, sử dụng nhiều năng lượng, thị trường tài chính phát triển nhanh chóng và có độ mở thương mại lớn (Hung, 2022). Bên cạnh đó, quốc gia này đang phải gánh chịu những hậu quả nặng nề do suy thoái môi trường và biến đổi khí hậu như: lũ lụt bất thường, hạn hán, nước biển dâng, hiện tượng thời tiết cực đoan, nhiệt độ tăng cao... Mặc dù đã có một số bài báo của các học giả trong và ngoài nước trình bày ảnh hưởng của các biến số kể trên đến chất lượng môi trường ở Việt Nam như Bùi Hoàng Ngọc (2020), Ali & cộng sự (2021), Hung (2022) nhưng các nghiên cứu này đều sử dụng lượng khí thải CO_2 để đánh giá chất lượng môi trường. Hiện chưa có nghiên cứu nào sử dụng LCF như một thước đo cho sự bền vững môi trường trong trường hợp của Việt Nam.

Nghiên cứu hiện tại đóng góp vào các tài liệu hiện có ở những điểm: Thứ nhất, đây là một nỗ lực tiên phong trong việc sử dụng LCF làm thước đo chất lượng môi trường tại Việt Nam. Hướng tiếp cận này được kỳ vọng góp phần hoàn thiện hơn các phát hiện về mối quan hệ giữa các biến số kể trên đối với chất lượng môi trường cho Việt Nam. Thứ hai, nghiên cứu này khám phá mối quan hệ theo thời gian và miền tần số khác nhau giữa các biến số kể trên trong bối cảnh Việt Nam bằng cách sử dụng phương pháp Wavelet. Phương pháp này được sử dụng để thu thập bằng chứng về đồng chuyển động giữa các chuỗi, xem xét thông tin của các biến ở tần số thấp, trung bình và cao. Hơn nữa, kết quả của sự khác biệt về pha trong chuỗi chứng minh mối quan hệ nhân quả và độ trễ dẫn đầu. Kỹ thuật này giúp cho kết quả nghiên cứu chi tiết và cụ thể hơn, từ đó đưa ra hàm ý chính sách tốt hơn. Thứ ba, kết quả của nghiên cứu sẽ cung cấp cho các nhà hoạch định chính sách những thông tin hữu ích để xây dựng thành công các chính sách bảo vệ môi trường tại Việt Nam.

2. Tổng quan nghiên cứu

Năng lượng là yếu tố đầu vào thiết yếu phục vụ cho các mục tiêu tăng trưởng và phát triển kinh tế. Tuy nhiên, việc sử dụng năng lượng là nguyên nhân chính yếu dẫn đến suy thoái môi trường, đặc biệt là năng

lượng từ nhiên liệu hóa thạch (Acaroğlu & cộng sự, 2023). Thời gian qua, nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã được tiến hành nhằm kiểm tra mối quan hệ giữa sử dụng năng lượng và ô nhiễm môi trường. Bayar & cộng sự (2020) điều tra ảnh hưởng của tăng trưởng kinh tế, tiêu thụ năng lượng sơ cấp và phát triển tài chính đối với lượng khí thải CO₂ ở 11 nền kinh tế châu Âu sau quá trình chuyển đổi. Kết quả chỉ ra sự phát triển của khu vực tài chính và tiêu thụ năng lượng sơ cấp làm tăng lượng khí thải CO₂ gây ô nhiễm môi trường. Baloch & cộng sự (2021) báo cáo rằng tăng trưởng kinh tế và sử dụng năng lượng ảnh hưởng tích cực đến lượng khí thải CO₂ ở các nước OECD. Acaroğlu & cộng sự (2023) đã chỉ ra mở cửa thương mại làm tăng lượng khí thải CO₂ nhưng giảm EFP về lâu dài, trong khi tiêu thụ than làm tăng cả lượng khí thải CO₂ và EFP ở Thổ Nhĩ Kỳ. Akhayere & cộng sự (2023) khám phá ảnh hưởng của việc sử dụng năng lượng, mở cửa thương mại và phát triển tài chính đối với LCF của Thổ Nhĩ Kỳ từ năm 1965 đến năm 2018. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng việc sử dụng năng lượng sơ cấp, mở cửa thương mại và phát triển tài chính có tác động tiêu cực đến LCF, cho thấy rằng chúng làm tổn hại đến chất lượng môi trường.

Thương mại quốc tế có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế bằng cách đảm bảo lợi thế so sánh và chuyển giao nguồn lực giữa các quốc gia. Tuy nhiên, mở cửa thương mại có thể ảnh hưởng đến môi trường theo hướng tích cực hoặc tiêu cực phụ thuộc vào mức độ phát triển của quốc gia và các đối tác thương mại của quốc gia đó (Kim & cộng sự, 2019; Essandoh & cộng sự, 2020). Pata & cộng sự (2023) đánh giá tác động của năng lượng tái tạo, mở cửa thương mại, thu nhập và toàn cầu hóa đối với LCF tại Các quốc gia Mỹ Latinh và Caribe từ 1990-2018. Các phát hiện từ nghiên cứu này cho thấy TO đóng một vai trò quan trọng trong việc bảo tồn và phát triển chất lượng môi trường do nó có tác động tích cực đến LCF về lâu dài. Sử dụng hệ số công suất tải ngược (ILCF - Inverted load capacity factor) để đánh giá tác động của TO đến chất lượng môi trường tại Thổ Nhĩ Kỳ giai đoạn 1965-2018, Dam & Sarkodie (2023) đã tìm ra mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa TO và ILCF, đồng thời chỉ ra TO có tác động tích cực đến ILCF trong ngắn hạn, nhưng mối quan hệ này trở nên tiêu cực trong dài hạn, hàm ý rằng thương mại dẫn đến tính bền vững của môi trường về lâu dài. Trong khi đó, Alola & cộng sự (2023) lại cho rằng FD và TO cản trở sự phát triển bền vững của môi trường bằng cách giảm LCF khi tiến hành một nghiên cứu tại Ấn Độ trong khoảng thời gian từ 1965 đến 2018. Kết quả tương tự cũng được tìm thấy trong nghiên cứu của Akhayere & cộng sự (2023). Ngoài ra, Kim & cộng sự (2019) tiết lộ rằng TO dẫn đến giảm lượng khí thải CO₂ cho các nước tiên tiến. Tuy nhiên, đối với các nước đang phát triển, thương mại với các nước phát triển làm tăng lượng khí thải CO₂ nhưng thương mại với các nước đang phát triển lại giảm thiểu lượng khí thải CO₂. Tương tự, Essandoh & cộng sự (2020) xem xét các tác động ngắn hạn trên 52 quốc gia trong giai đoạn 1991-2014 và thấy rằng TO thúc đẩy việc chuyển giao các đơn vị sản xuất phát thải nhiều từ các nước phát triển sang các nước đang phát triển, khiến các nước phát triển đạt được mức giảm phát thải với chi phí mà các nước đang phát triển phải chịu.

Bên cạnh đó, người ta tin rằng một khu vực tài chính phát triển sẽ góp phần vào tăng trưởng kinh tế của đất nước bằng cách kích thích các hoạt động kinh tế. Phát triển tài chính cũng có thể ảnh hưởng đến chất lượng môi trường bằng cách tài trợ cho các hoạt động R&D và đổi mới. Một khu vực tài chính phát triển có thể giám sát việc phân bổ vốn cho các dự án thúc đẩy sử dụng năng lượng hiệu quả và các kỹ thuật sản xuất thân thiện với môi trường. Tuy nhiên, một khu vực tài chính phi cấu trúc thiếu tính minh bạch và kỹ năng quản lý ở các nước đang phát triển thường cố gắng hướng các khoản đầu tư tài chính phục vụ mục tiêu tăng trưởng kinh tế, có thể tài trợ cho các hoạt động mà không xem xét các hậu quả đối với xã hội và môi trường. Một số nghiên cứu đã tìm thấy bằng chứng FD giúp cải thiện chất lượng môi trường, như Khan & Ozturk (2021) kiểm tra cả tác động trực tiếp và gián tiếp của FD đối với ô nhiễm môi trường của 88 nước đang phát triển trong giai đoạn 2000-2014 đã chỉ ra FD làm tăng phân bổ tín dụng, tỷ lệ đầu tư và kích hoạt các dự án thân thiện với môi trường hơn, do đó, đóng một vai trò quan trọng trong việc giảm lượng khí thải CO₂. Đồng quan điểm, Habiba & Xinbang (2022) cho rằng sự phát triển thị trường tài chính nói chung làm giảm ô nhiễm môi trường ở các nền kinh tế mới nổi và tiên tiến. Ngược lại, nghiên cứu của Yang & cộng sự (2021) lại cho thấy FD và EC làm suy giảm đáng kể chất lượng môi trường ở các quốc gia thuộc Hội đồng Hợp tác Vùng Vịnh giai đoạn 1990-2017. Zahoor & cộng sự (2022) xem xét tác động của đầu tư năng lượng sạch và FD đối với tính bền vững của môi trường và tăng trưởng kinh tế của Trung Quốc giai đoạn 1970-2016. Các phương pháp kinh tế lượng tiên tiến được sử dụng đã xác nhận rằng FD kích thích tăng trưởng kinh tế

nhưng làm xấu đi chất lượng môi trường. Latif & Farid (2023) kiểm tra tác động của FD đến LCF tại 48 nền kinh tế châu Á đã chỉ ra rằng FD ban đầu làm suy thoái môi trường nhưng về lâu dài lại góp phần cải thiện chất lượng môi trường. Ngoài ra, nghiên cứu của Arshad & cộng sự (2020) tại các nước Nam và Đông Nam Á trong giai đoạn 1990-2014 đã chỉ ra FD làm tăng lượng khí thải CO₂ ở các quốc gia đang phát triển vì hầu hết các khoản đầu tư tài chính tại những nước này được tài trợ cho các dự án không thân thiện với môi trường. Trong khi đó, ở các nước tiên tiến, FD làm giảm đáng kể lượng khí thải CO₂.

Như vậy, có thể thấy mối quan hệ giữa EC, TO, FD đối với chất lượng môi trường hiện vẫn đang nhận được nhiều sự quan tâm từ các nhà khoa học cũng như những người làm chính sách. Tuy nhiên, kết quả của các nghiên cứu trên còn nhiều mâu thuẫn, nên cần có thêm nghiên cứu về mối quan hệ này, đặc biệt cho trường hợp quốc gia mới nổi, sử dụng nhiều năng lượng, có độ mở thương mại lớn và thị trường tài chính phát triển nhanh chóng như Việt Nam (Hung, 2022). Bên cạnh đó, các nghiên cứu trước đây chủ yếu sử dụng lượng khí thải CO₂ hoặc EFP làm biến đại diện cho chất lượng môi trường. Gần đây, LCF đã được sử dụng, tuy nhiên, tài liệu vẫn chưa phong phú. Đặc biệt, theo tìm hiểu của nhóm chúng tôi, hiện chưa có nghiên cứu nào về Việt Nam sử dụng hệ số này trong các nghiên cứu về kinh tế môi trường. Do đó, nghiên cứu này giúp lấp đầy khoảng trống trên.

3. Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng các phép biến đổi Wavelet, bao gồm biến đổi Wavelet chéo, Wavelet liên tục, và Wavelet kết hợp, để phân tích mối quan hệ giữa EC, TO, FD đối với chất lượng môi trường tại Việt Nam. Sự kết hợp của Wavelet có thể được định nghĩa là một hệ số tương quan cục bộ trong không gian, thời gian và tần số. Nó mô tả mối tương quan giữa x_t và y_t theo cách ba chiều, bao gồm các yếu tố thời gian và tần số cũng như cường độ tương quan. Bên cạnh đó, khi so sánh với phân tích chuỗi thời gian truyền thống, phương pháp Wavelet thể hiện một số các ưu điểm nhất quán, như khắc phục các vấn đề liên quan đến việc thiếu cơ sở dữ liệu trong thời gian ngắn, xem xét đồng thời sự hiện diện của các quyết định ngắn hạn và dài hạn ở các tần số khác nhau (Le, 2022). Sự kết hợp Wavelet (WTC) và biến đổi Wavelet liên tục (CWT), cả hai đều là một phần của khung Wavelet, cung cấp cái nhìn sâu sắc đơn giản về mối tương quan giữa hai chỉ số ở các tần số khác nhau, chuyển động cùng pha và lệch pha, và mối quan hệ dẫn đầu. Do đó, phân tích Wavelet đã trở nên phổ biến trong phân tích dữ liệu kinh tế và tài chính vì hầu hết các dữ liệu kinh tế và tài chính đều có tính chất không ổn định. Vì vậy, Wavelet đã được sử dụng rộng rãi trong kinh tế học và tài chính để kiểm tra các biến động theo thời gian giữa các biến ở các phạm vi khác nhau. Cụ thể:

Biến đổi Wavelet chéo

Biến đổi wavelet chéo phân tích tương quan giữa hai chuỗi thời gian $x(t)$ và $y(t)$ trên cùng không gian thời gian - tần số. Biến đổi wavelet chéo này được mô tả như sau:

$$W_n^{XY}(u, s) = W_n^X(u, s)W_n^{Y*}(u, s) \quad (1)$$

Với u đại diện cho vị trí, s thể hiện bước sóng tương ứng với từng loại miền tần số, $*$ biểu thị mối liên hệ phức hợp giữa hai chuỗi.

Wavelet liên tục

Biến đổi Wavelet liên tục cho phép chúng ta khám phá đồng thời hành vi của chuỗi thời gian trong cả miền tần số và thời gian. Wavelet được định nghĩa như sau:

$$W_x(s) = \int_{-\infty}^{\infty} x(t) \frac{1}{\sqrt{s}} \psi^*\left(\frac{t}{s}\right), \quad (2)$$

Trong đó, dấu $*$ biểu thị sự liên hợp phức, và tham số tỷ lệ s xác định khả năng của Wavelet trong việc phát hiện các thành phần tần số cao hoặc thấp hơn trong chuỗi $x(t)$, dựa trên điều kiện chấp nhận được.

Wavelet kết hợp

Wavelet chéo hai chuỗi $x(t)$ và $y(t)$ là:

$$W_n^{XY}(u, s) = W_n^X(u, s)W_n^{Y*}(u, s) \quad (3)$$

Với u đại diện cho vị trí, s thể hiện tỷ lệ và dấu $*$ biểu thị mối liên hệ phức tạp.

Sự kết hợp wavelet bình phương được biểu diễn bằng phương trình sau:

$$R_n^2(u, s) = \frac{S(s^{-1}|W_n^{XY}(u, s)|^2)}{S(s^{-1}|W_X(u, s)|^2)S(s^{-1}|W_Y(u, s)|^2)} \quad (4)$$

Với tham số s được sử dụng để làm mịn cả thời gian và tần số, giá trị nằm trong khoảng 0-1.

Nghiên cứu hiện tại sử dụng thang đo wavelet như sau: ngắn hạn [0-2 năm], trung hạn [2-4 năm], dài hạn [4-8 năm]. Phần mềm Matlab được sử dụng để ước lượng mối quan hệ giữa các biến.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu hiện tại khám phá mối quan hệ của EC, TO, FD đối với chất lượng môi trường tại Việt Nam trong giai đoạn từ 1994 đến 2022 do sự sẵn có của số liệu. Bảng 1 mô tả chi tiết các biến nghiên cứu và nguồn dữ liệu của chúng.

Bảng 1: Mô tả các biến nghiên cứu và nguồn dữ liệu

Ký hiệu	Tên biến	Mô tả biến và Đơn vị đo lường	Nguồn dữ liệu
LCF	Hệ số khả năng chịu tải	Năng lực sinh học chia cho đầu chân sinh thái (Điểm)	GFN (2022)
EC	Tiêu thụ năng lượng	Lượng điện tiêu thụ bình quân đầu người (Kwh/năm)	British Petroleum (BP, 2022)
TO	Độ mở thương mại	Xuất khẩu hàng hóa và dịch vụ (% GDP) Nhập khẩu hàng hóa và dịch vụ (% GDP)	WDI (2022)
FD	Phát triển tài chính	Tín dụng trong nước cho khu vực tư nhân (% GDP)	WDI (2022)

Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả.

4. Kết quả và thảo luận

Bảng 2 trình bày thống kê mô tả các biến bao gồm LCF, EC, TO và FD giai đoạn 1994-2022.

Bảng 2: Thống kê mô tả

	LCF	EC	TO	FD
Trung bình	0,573	1,986	130,877	69,698
Độ lệch chuẩn	0,187	1,336	29,406	34,808
Giá trị lớn nhất	0,918	4,339	187,235	126,381
Giá trị nhỏ nhất	0,327	0,394	74,721	17,257
Chỉ số độ lệch	0,369	0,593	0,006	0,134
Chỉ số độ nhọn	1,745	1,981	2,434	1,782
Jarque-Bera	2,562	2,956	0,388	1,879
Xác suất	0,278	0,228	0,824	0,391

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

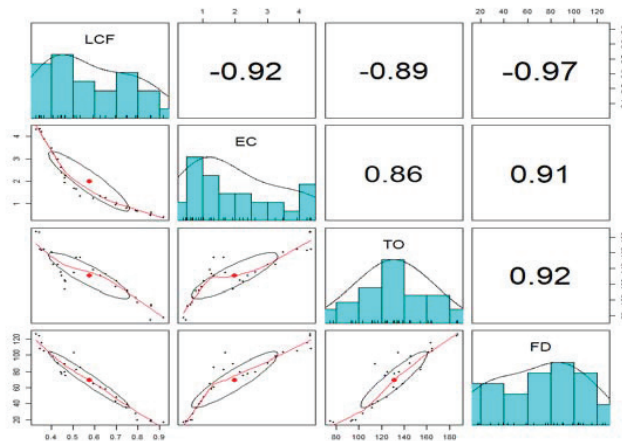
Theo thứ tự, trung bình của LCF là 0,573, EC là 1,98, trong khi đó số liệu của FD và TO tương đối lớn với giá trị lần lượt là 69,69 và 130,87. Tương tự, dựa vào hệ số độ lệch chuẩn, chúng ta nhận thấy rằng FD và TO biến động mạnh nhất trong khi đó LCF biến động ít hơn. Đặc biệt, hệ số nhọn và lệch đều dương và khá nhỏ kết hợp với thống kê Jarque-Bera, tất cả các biến nghiên cứu đều có phân phối chuẩn.

Hình 1 mô tả phân bố và sự tương quan tuyến tính giữa LCF và các biến độc lập được nghiên cứu. Nhìn chung, LCF có tương quan âm và mạnh với EC, TO và FD, với hệ số tương quan lần lượt là -0,89, -0,92 và -0,97.

Nghiên cứu hiện tại tiếp tục sử dụng phân tích wavelet liên tục đối với từng biến nghiên cứu, kết quả được trình bày trong Hình 2.

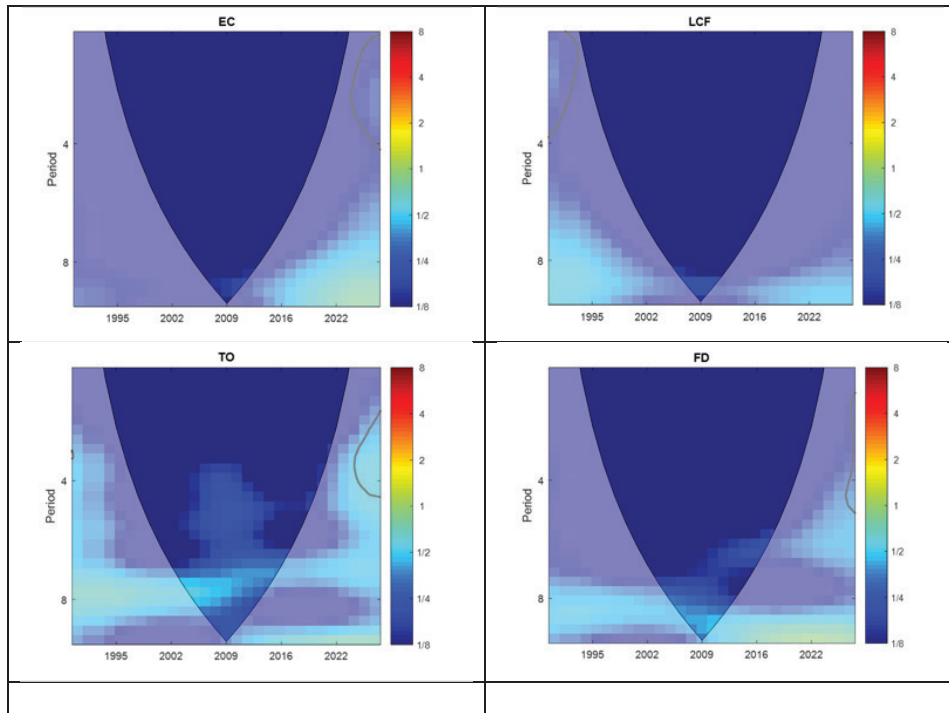
Hình 2 mô tả chuyển động của dữ liệu trong biểu đồ đường viền ba chiều, tức là thời gian, tần số và dải màu. Từ Hình 2, chúng ta có thể chứng kiến rất rõ các đặc điểm tương tự nhau của LCF, EC, TO và FD trong các miền tần số thời gian khác nhau. Trường hợp LCF và EC không tồn tại biến động đáng kể nào trong ngắn, trung và dài hạn. Tuy nhiên TO và FD tồn tại biến động trong dài hạn, cụ thể ở tần số 4-8. Tóm lại, tất cả các biến nghiên cứu có phương sai ổn định trong ngắn hạn và trung hạn.

Hình 1: Ma trận tương quan và biểu đồ phân phối giữa LCF, EC, TO và FD



Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Hình 2: Wavelet liên tục của LCF, EC, TO và FD



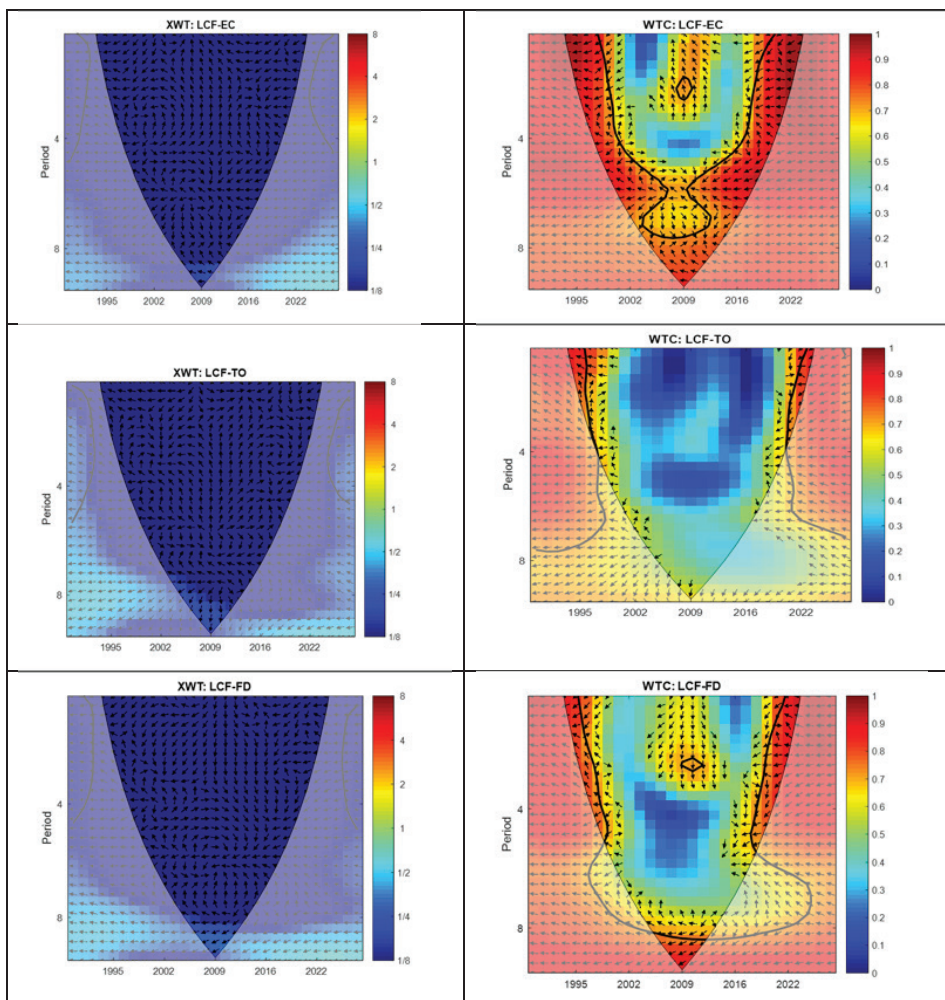
Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Bên trái Hình 3 trình bày wavelet chéo giữa LCF, EC, TO, FD phản ánh hiệp phương sai cục bộ giữa các chỉ số này tại các thời điểm và tần số khác nhau. Các hình này cho thấy hiệp phương sai tăng dần theo tần số, cho thấy mối quan hệ giữa LCF, EC, TO, FD bị ảnh hưởng nhiều hơn bởi những thay đổi dài hạn. Một khoảng thời gian cụ thể (giữa năm 2009 đến 2010) và tần số cụ thể (thấp) có thể được xác định khi độ kết hợp giữa các bước sóng đặc biệt cao. Chúng ta cũng có thể quan sát thấy mức độ ảnh hưởng của EC, TO, FD đối với LCF giảm dần theo thời gian. Hơn thế nữa, thông tin về các giai đoạn (được biểu thị bằng các mũi tên) cho thấy mối quan hệ giữa LCF, EC, TO, FD không đồng nhất trên các thang đo, khi các mũi tên hướng lên, phải và trái trên quy mô thời gian ngắn.

Hình 3 (phía phải) mô tả wavelet kết hợp và độ lệch pha đối với các chỉ số LCF, EC, TO, FD, hiển thị bằng chứng về sự phụ thuộc khác nhau giữa LCF, EC, TO và FD ở các tần số và thời gian khác nhau. Tần số được hiển thị trên trục tung, từ thang đo 1 (một năm) đến thang đo 8 (8 năm), trong khi thời gian được biểu

thị theo trục hoành, từ đầu đến cuối khoảng thời gian mẫu. Wavelet kết hợp hoạt động bằng cách xác định các vùng theo tần số thời gian và không gian nơi hai chuỗi phụ thuộc nhiều, các vùng đó có màu sắc ấm hơn và đồ thị ít phụ thuộc hơn bằng cách sử dụng màu sắc mát hơn.

Hình 3: Biến đổi wavelet chéo và biến đổi wavelet kết hợp giữa LCF, EC, TO và FD



Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Xét wavelet kết hợp giữa LCF và EC, chúng ta thấy rằng sự đồng chuyển động giữa hai biến đang thay đổi theo thời gian và tần số. Nhiều vùng đỏ được xác định suốt giai đoạn lấy mẫu cho thấy sự ảnh hưởng mạnh mẽ và mối quan hệ tiêu cực giữa LCF và EC ở tần suất ngắn hạn và dài hạn. Mối quan hệ này thể hiện rõ ràng hơn trong dài hạn giai đoạn 2002-2016. Kết quả này cho thấy EC tác động tiêu cực đến chất lượng môi trường tại Việt Nam trong ngắn hạn và dài hạn, đặc biệt là những năm gần đây. Với mục tiêu kích thích tăng trưởng kinh tế, nhu cầu về năng lượng liên tục tăng cao tại đất nước này. Trong khi đó, năng lượng phục vụ cho các hoạt động kinh tế lại chủ yếu đến từ các nguồn nhiên liệu hóa thạch, năng lượng sạch hoặc tái tạo chỉ chiếm một phần nhỏ trong cơ cấu năng lượng tại Việt Nam (Ali & cộng sự, 2021), dẫn đến việc gia tăng các loại khí thải nhà kính gây ô nhiễm môi trường là điều tất yếu. Kết quả này thống nhất với các báo cáo trước đây của Bayar & cộng sự (2020), Baloch & cộng sự (2021), Acaroğlu & cộng sự (2023), Akhayere & cộng sự (2023) khi nghiên cứu về tác động của EC đối với chất lượng môi trường.

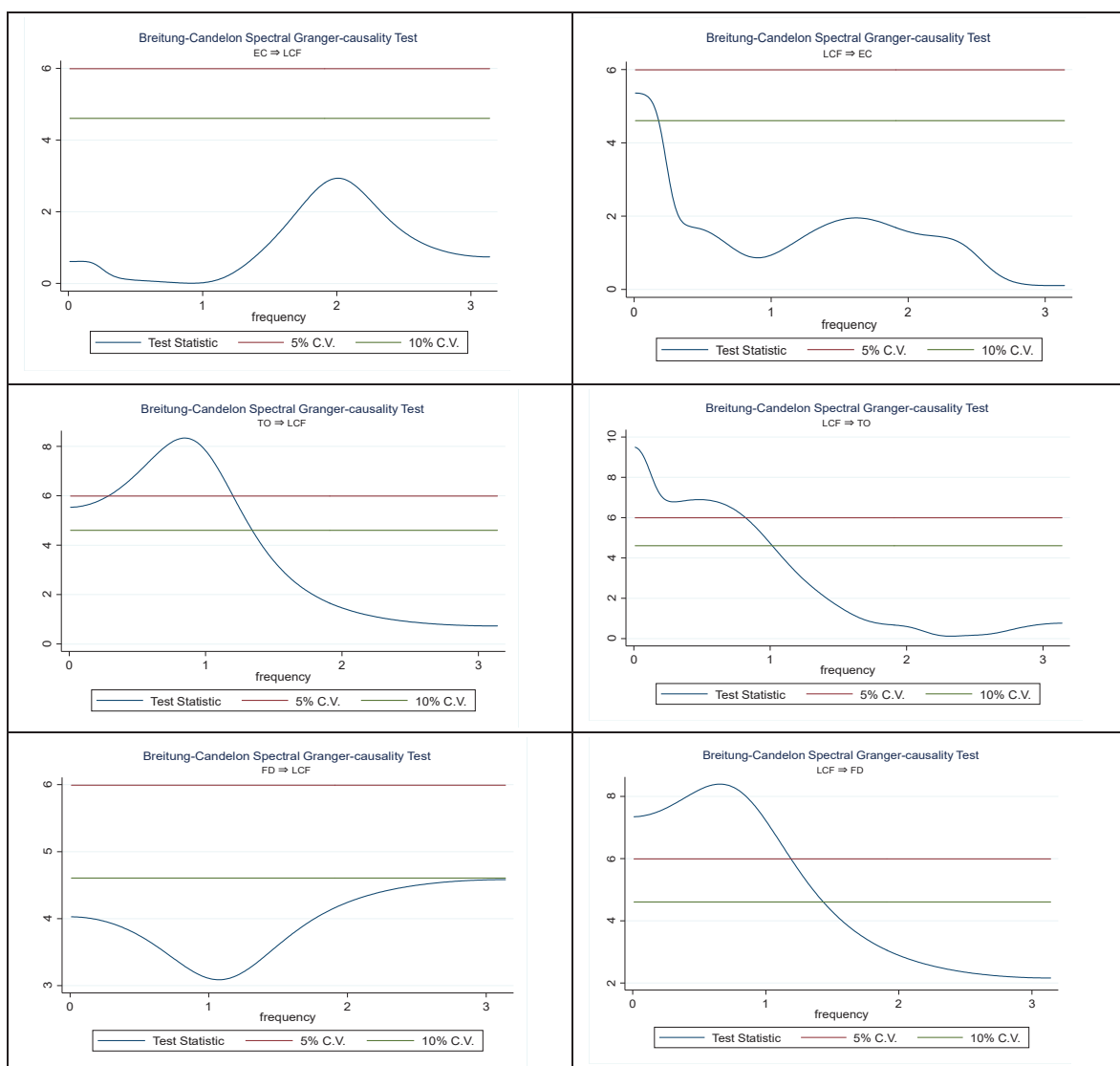
Tương tự, Hình 3 minh họa cho trường hợp LCF và TO. Đối với cặp này, các vùng màu đỏ chỉ xuất hiện ở tần số 0-2 năm ở đầu và cuối giai đoạn lấy mẫu. Rõ ràng, TO có tác động yếu đến LCF và là tác động âm. Nghĩa là độ mở thương mại càng tăng càng làm suy giảm chất lượng môi trường. Thực tế, việc cố gắng thúc đẩy xuất khẩu buộc Việt Nam phải khai thác quá mức nguồn tài nguyên thiên nhiên làm giảm khả năng chịu tải của tự nhiên. Bên cạnh đó, việc nhập khẩu các thiết bị có công nghệ lạc hậu, sử dụng nhiều năng lượng

khuyến cho các vấn đề về môi trường thêm trầm trọng. Phát hiện này tương đồng với kết quả nghiên cứu của Kim & cộng sự (2019), Essandoh & cộng sự (2020), Akhayere & cộng sự (2023), Alola & cộng sự (2023).

Hình 3 cũng mô tả biểu đồ wavelet kết hợp giữa LCF và FD. Kết quả cho thấy tác động của FD lên LCF ở Việt Nam thay đổi theo thời gian và tần số khác nhau. Nhiều vùng màu đỏ được phát hiện đầu, giữa và cuối giai đoạn lấy mẫu. Hầu hết các mũi tên hướng xuống và qua trái, chứng tỏ rằng FD tác tiêu cực đến LCF, đặc biệt trung hạn và ngắn hạn. Rõ ràng, tín dụng và các khoản đầu tư tài chính tại Việt Nam đã và đang tài trợ cho các dự án nhằm mục tiêu kích thích tăng trưởng kinh tế mà chưa tính đến những tác động về môi trường. Kết luận này nhất quán với Arshad & cộng sự (2020), Yang & cộng sự (2021), Zahoor & cộng sự (2022), Hung (2022), Latif & Farid (2023) khi cùng chỉ ra tác động tiêu cực của FD đối với chất lượng môi trường.

Nghiên cứu hiện tại tiếp tục cũng sử dụng kiểm định quan hệ nhân quả phổ của Breitung & Candelon (2006) để nắm bắt mối quan hệ nhân quả giữa chất lượng môi trường, EC, TO, và FD tại Việt Nam. Ở các tần số khác nhau (0-1, 1-2 và 2-3), mối quan hệ nhân quả giữa LCF và các biến độc lập cho biết lần lượt dài hạn, trung hạn và ngắn hạn. Nhân quả tạm thời được xác định bằng tần số trong khoảng từ 2 đến 3, trong khi quan hệ nhân quả dài hạn là tần số trong khoảng từ 0 đến 1. Hình 4 mô tả kết quả của kiểm định này. Đường thẳng trên (màu đỏ) biểu thị mức ý nghĩa 5%, trong khi đường thẳng phía dưới (màu xanh) biểu thị mức ý nghĩa 10%.

Hình 4: Quan hệ nhân quả quang phổ Breitung-Candelon giữa LCF, TO, EC và FD



Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Kết quả từ Hình 4 cho thấy có mối quan hệ hai chiều giữa LCF và EC trong trung hạn và dài hạn tại mức ý nghĩa 5%. Trái lại, tồn tại mối quan hệ một chiều từ LCF đến FD và EC trong dài hạn và trung hạn ở mức ý nghĩa 10%. Tuy nhiên, trong trung hạn và dài hạn giả thuyết không về không tồn tại quan hệ từ FD và EC đến LCF được chấp nhận tại mức ý nghĩa 10%. Kết quả này một lần nữa khẳng định lại kết quả đạt được từ phân tích wavelet.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu này khám phá mối quan hệ theo thời gian và miền tần số khác nhau giữa tiêu thụ năng lượng, độ mở thương mại, phát triển tài chính và chất lượng môi trường tại Việt Nam trong giai đoạn 1994-2022. Các phát hiện dựa trên Wavelet cho thấy tồn tại quan hệ hai chiều giữa LCF và TO trong trung hạn và dài hạn, một chiều từ LCF đến EC và FD trong toàn bộ thời gian nghiên cứu. Các phát hiện thực nghiệm cũng chỉ ra rằng có một mối quan hệ âm giữa LCF-EC trong ngắn và dài hạn. Trong khi đó, mối quan hệ giữa LCF-FD và LCF-TO là âm trong toàn bộ thời gian và các tần số khác nhau. Kết quả này hàm ý rằng tiêu thụ năng lượng, độ mở thương mại và phát triển tài chính là nguyên nhân làm giảm hệ số khả năng chịu tải ở Việt Nam, dẫn đến suy thoái môi trường trầm trọng hơn ở quốc gia này.

Dựa vào những phát hiện trên, nhóm chính sách sau đây được khuyến nghị nhằm nâng cao hệ số khả năng chịu tải, cải thiện chất lượng môi trường tại Việt Nam:

Thứ nhất, Việt Nam cần phải nỗ lực thiết lập các chính sách năng lượng hiệu quả để giảm tiêu thụ năng lượng trong quá trình phát triển bằng cách chuyển đổi mô hình tăng trưởng theo chiều rộng, phụ thuộc nhiều vào tài nguyên thiên nhiên và năng lượng hóa thạch sang mô hình tăng trưởng theo chiều sâu, ưu tiên ứng dụng công nghệ hiện đại và năng lượng tái tạo trong các lĩnh vực của nền kinh tế. Các nhà hoạch định chính sách có thể thúc đẩy việc sử dụng năng lượng tái tạo bằng cách đưa ra các ưu đãi cho việc sử dụng năng lượng này, như trợ cấp giá hoặc các ưu đãi về thuế. Chính phủ cũng có thể thực hiện các chiến dịch nâng cao nhận thức của người dân và doanh nghiệp thông qua giáo dục và truyền thông về tiết kiệm năng lượng và ưu tiên sử dụng năng lượng tái tạo trong sản xuất và tiêu dùng.

Thứ hai, thương mại giúp kích thích tăng trưởng kinh tế và cải thiện cuộc sống của người dân, tuy nhiên, với những quy định về môi trường thiếu chặt chẽ, Việt Nam đang phải gánh chịu những tổn thất về môi trường khi giao thương với các nước. Do đó, Việt Nam cần phải tăng cường các quy định về môi trường trong các hoạt động thương mại, chẳng hạn như việc đánh thuế carbon, thuế tài nguyên, thuế ô nhiễm, thuế vận tải,..., nên được đưa ra khi quốc gia mở rộng hợp tác thương mại với các nước. Chính phủ Việt Nam có thể mở rộng ngoại thương về công nghệ năng lượng sạch để thúc đẩy chất lượng môi trường thông qua quan hệ hợp tác với các nền kinh tế công nghệ cao như Mỹ hay các nước Bắc Âu.

Thứ ba, các nhà hoạch định chính sách nên ưu tiên tài trợ các dự án sử dụng năng lượng sạch và thân thiện với môi trường. Các khoản cấp tín dụng cho các dự án nên tính đến các tác động của nó đối với môi trường. Các ngân hàng nên áp đặt các hạn chế về tín dụng đối với các công ty phát thải ô nhiễm nhiều hơn dựa trên các quy định và chính sách tài chính xanh. Đồng thời, cải thiện khả năng tiếp cận tài chính cho các dự án đầu tư năng lượng tái tạo, đưa ra các chính sách xanh và khuyến khích các công ty áp dụng công nghệ xanh thông qua những ưu đãi về lãi suất.

Mặc dù nghiên cứu hiện tại có những đóng góp nhất định cho tài liệu hiện có về mối quan hệ giữa EC, TO, FD và chất lượng môi trường tại một quốc gia đang phát triển như Việt Nam, nó cũng có một số hạn chế nhất định. Thứ nhất, nghiên cứu này chỉ tập trung vào một quốc gia duy nhất, do đó, những phát hiện có thể không khái quát toàn diện ở các quốc gia khác. Thứ hai, nghiên cứu chỉ điều tra tác động của việc sử dụng năng lượng nói chung, chưa tách biệt giữa năng lượng tái tạo và không tái tạo đối với LCF. Các nghiên cứu trong tương lai có thể phân tích tác động riêng lẻ của từng loại năng lượng đối với LCF. Thêm vào đó, một số nhân tố bên ngoài có thể ảnh hưởng tới thông số phân tích như các chính sách, sự thay đổi công nghệ, hoặc dịch bệnh Covid-19... có thể tác động tới các hoạt động kinh tế, thương mại cũng như mức tiêu thụ năng lượng và chất lượng môi trường nhưng chưa được đề cập trong nghiên cứu này. Trong tương lai, các học giả có thể xem xét tác động của các yếu tố này trong mối tương quan giữa EC, TO, FD và LCF để có cái nhìn toàn diện hơn và đưa ra hàm ý chính sách tốt hơn.

Tài liệu tham khảo:

- Acaroğlu, H., Kartal, H.M. & García Márquez, F.P. (2003), 'Testing the environmental Kuznets curve hypothesis in terms of ecological footprint and CO₂ emissions through energy diversification for Turkey', *Environmental Science and Pollution Research*, 30, 63289-63304.
- Akhayere, E., Kartal, M.T., Adebayo, T.S. & Kavaz, D. (2023), 'Role of energy consumption and trade openness towards environmental sustainability in Turkey', *Environmental Science and Pollution Research*, 30, 21156-21168.
- Ali, K., Bakhsh, S., Ullah, S., Ullah, A. & Ullah, S. (2021), 'Industrial growth and CO₂ emissions in Vietnam: the key role of financial development and fossil fuel consumption', *Environmental Science and Pollution Research*, 28, 7515-7527.
- Alola, A.A., Özkan, O. & Usman, O. (2023), 'Role of non-renewable energy efficiency and renewable energy in driving environmental sustainability in India: Evidence from the load capacity factor hypothesis', *Energies*, 16(6), p.2847.
- Arshad, Z., Robaina, M. & Botelho, A. (2020), 'The role of ICT in energy consumption and environment: an empirical investigation of Asian economies with cluster analysis', *Environmental Science and Pollution Research*, 27, 32913-32932.
- Awosusi, A.A., Kutlay, K., Altuntaş, M., Khodjiev, B., Agyekum, E.B., Shouran, M., Elgbaily, M. & Kamel, S. (2022), 'A roadmap toward achieving sustainable environment: Evaluating the impact of technological innovation and globalization on load capacity factor', *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(6), p.3288.
- Baloch, M.A., Ozturk, I., Bekun, F.V. & Khan, D. (2021), 'Modeling the dynamic linkage between financial development, energy innovation, and environmental quality: does globalization matter?', *Business Strategy and the Environment*, 30(1), 176-184.
- Bayar, Y., Diaconu, L. & Maxim, A. (2020), 'Financial development and CO₂ emissions in post-transition European union countries', *Sustainability*, 12(7), p.2640.
- Breitung, J. & Candelon, B. (2006), 'Testing for short- and long-run causality: A frequency-domain approach', *Journal of Econometrics*, 132(2), 363-378.
- British Petroleum (2022), *Statistical-review-of-world-energy*, retrieved on October 5th 2023, from <https://www.bp.com/en/global/corporate/energy-economics/statistical-review-of-world-energy.html#tab_sr-2022>.
- Bùi Hoàng Ngọc (2020), 'Tác động của tiêu thụ điện đến lượng khí thải CO₂ ở Việt Nam: Đối xứng hay bất đối xứng?', *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 2, 45-60.
- Dam, M.M. & Sarkodie, S.A. (2023), 'Renewable energy consumption, real income, trade openness, and inverted load capacity factor nexus in Türkiye: Revisiting the EKC hypothesis with environmental sustainability', *Sustainable Horizons*, 8, p.100063.
- Essandoh, O.K., Islam, M. & Kakinaka, M. (2020), 'Linking international trade and foreign direct investment to CO₂ emissions: Any differences between developed and developing countries?', *Science of The Total Environment*, 712, p.136437.
- Fareed, Z., Salem, S., Adebayo, T.S., Pata, U.K. & Shahzad, F. (2021), 'Role of export diversification and renewable energy on the load capacity factor in Indonesia: A fourier quantile causality approach', *Frontiers in Environmental Science*, 9, p.770152.
- Global Footprint Network (2022), retrieved on October 5th 2023, from <[https://data.footprintnetwork.org/?_ga=2.186049257.1346784680.1701959642.1647454356.1701959642#/>](https://data.footprintnetwork.org/?_ga=2.186049257.1346784680.1701959642.1647454356.1701959642#/).
- Habiba, U. & Xinbang, C. (2022), 'The impact of financial development on CO₂ emissions: new evidence from developed and emerging countries', *Environmental Science and Pollution Research*, 29, 31453-31466.
- Hung, N.T. (2022), 'Time-frequency nexus between globalization, financial development, natural resources and carbon emissions in Vietnam', *Economic Change and Restructuring*, 55, 2293-2315.
- Khan, M. & Ozturk, I. (2021), 'Examining the direct and indirect effects of financial development on CO₂ emissions for 88 developing countries', *Journal of Environmental Management*, 293, p.112812.

-
- Kim, D.H., Suen, Y.B. & Lin, S.C. (2019), 'Carbon dioxide emissions and trade: Evidence from disaggregate trade data', *Energy Economics*, 78, 13-28.
- Latif, N. & Faridi, M.Z. (2023), 'Examining the impact of financial development on load capacity factor (LCF): System GMM analysis for Asian economies', *Frontiers in Environmental Science*, 10, p.1063212.
- Le, T.H. (2022), 'Connectedness between nonrenewable and renewable energy consumption, economic growth and CO2 emission in Vietnam: New evidence from a wavelet analysis', *Renewable Energy*, 195, 442-454.
- Pata, U.K., Kartal, M.T. & Kaya, F. (2023), 'Navigating the impact of renewable energy, trade openness, income, and globalization on load capacity factor: The case of Latin American and Caribbean (LAC) countries', *International Journal of Energy Research*, p.6828781.
- Siche, R., Pereira, L., Agostinho, F. & Ortega, E. (2010), 'Convergence of ecological footprint and emergy analysis as a sustainability indicator of countries: Peru as case study', *Communications in Nonlinear Science and Numerical Simulation*, 15(10), 3182-3192.
- World Development Indicators* (2022), retrieved on October 5th 2023, from <<https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>>.
- Yang, B., Jahanger, A., Usman, M. & Khan, M.A. (2021), 'The dynamic linkage between globalization, financial development, energy utilization, and environmental sustainability in GCC countries', *Environmental Science and Pollution Research*, 28(13), 16568-16588.
- Zahoor, Z., Khan, I. & Hou, F. (2022), 'Clean energy investment and financial development as determinants of environment and sustainable economic growth: evidence from China', *Environmental Science and Pollution Research*, 29, 16006-16016.

TÁC ĐỘNG CỦA KIỂM SOÁT NỘI BỘ ĐẾN NĂNG SUẤT CỦA CÁC DOANH NGHIỆP TƯ NHÂN Ở VIỆT NAM

Nguyễn Thị Thúy Nga

Học Viện Phụ nữ Việt Nam

Email: ngantt@hvpnv.edu.vn

Lê Quốc Hội

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hoilq@neu.edu.vn

Cảnh Chí Hoàng

Đại học Ngân hàng thành phố Hồ Chí Minh

Email: canhchihoang@gmail.com

Mã bài: JED-1600

Ngày nhận: 07/12/2023

Ngày nhận bản sửa: 15/02/2024

Ngày duyệt đăng: 18/02/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1600

Tóm tắt:

Trong khi các nghiên cứu trước đây thường tập trung vào các quốc gia phát triển, rất ít nghiên cứu xem xét tác động của kiểm soát nội bộ đến năng suất doanh nghiệp ở các quốc gia đang phát triển. Nghiên cứu này đóng góp vào tổng quan tài liệu bằng việc cung cấp những kết quả mới về ảnh hưởng của kiểm soát nội bộ đến năng suất doanh nghiệp tư nhân ở Việt Nam. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng kiểm soát nội bộ trong doanh nghiệp giúp giảm thiểu gian lận, sai sót và nâng cao năng suất của các doanh nghiệp tư nhân. Kết quả là vững sau khi xem xét các nhân tố không thể quan sát được, giải quyết vấn đề nội sinh và sử dụng các chỉ định mô hình khác nhau. Bên cạnh đó, kết quả nghiên cứu cũng chỉ ra rằng việc tham gia vào các hoạt động xuất khẩu và thúc đẩy tính minh bạch trong môi trường kinh doanh cũng được xem là những giải pháp quan trọng để nâng cao năng suất của doanh nghiệp.

Từ khóa: Kiểm soát nội bộ, môi trường kinh doanh, năng suất doanh nghiệp.

Mã JEL: D24, E42.

Influence of internal control on private firm productivity in Vietnam

Abstract:

While the bulk of existing literature concentrates on developed nations, there is a notable dearth of studies exploring the impact of internal control on firm productivity within developing countries. This research enriches the literature by presenting fresh insights into the influence of internal control on firm productivity in Vietnam. Our findings underscore the pivotal role of internal control in mitigating fraud and enhancing the productivity of private firms. Importantly, our results remain robust even after accounting for unobservable characteristics, endogeneity, and employing various model specifications. Additionally, our study highlights that engaging in exporting activities and fostering transparency in the business environment emerge as primary avenues for enhancing firm productivity.

Keywords: Internal control, business environment, firm productivity.

JEL Codes: D24, E42.

1. Lời mở đầu

Hoạt động kiểm soát nội bộ (KSNB) trong doanh nghiệp là một trong những mắt xích quan trọng nhất trong chuỗi các mắt xích của quản trị doanh nghiệp vì kiểm soát nội bộ là công cụ hữu hiệu giúp giảm thiểu rủi ro, phát hiện gian lận và đảm bảo sự tuân thủ các quy định. Thông lệ tốt về quản trị công ty của tập đoàn tài chính quốc tế (IFC) khuyến cáo các doanh nghiệp Việt Nam cần thiết củng cố, cải thiện hoạt động kiểm soát nội bộ và/hoặc kiện toàn ban kiểm soát nội bộ vững mạnh, đủ năng lực để trợ giúp hội đồng quản trị, thực hiện tốt vai trò giám sát và đảm bảo lợi ích của các bên có liên quan.

Trong hơn hai thập kỷ qua, các nghiên cứu về vai trò của kiểm soát nội bộ đối với hoạt động của doanh nghiệp ngày càng tăng (Agbejule & Jokipii, 2009; Chalmers & cộng sự, 2019; Jokipii, 2010; Länsiluoto & cộng sự, 2016; Lawson & cộng sự, 2017; O’Leary & cộng sự, 2006). Tuy thế, phần lớn các nghiên cứu về kiểm soát nội bộ được thực hiện tại các nước tiên tiến, nơi có hệ thống pháp luật chặt chẽ và các doanh nghiệp vì sự phát triển lâu dài của mình thường tự ý thức thiết lập một hệ thống kiểm soát nội bộ thích hợp (Chalmers & cộng sự, 2019). Tại các nước đang phát triển, các hành vi vi phạm pháp luật và tham nhũng tương đối phổ biến (Khan, 2006; Nguyen & cộng sự, 2016), vai trò của kiểm soát nội bộ chưa được các doanh nghiệp nhận thức một cách rõ ràng và đầy đủ.

Việt Nam là bối cảnh phù hợp để nghiên cứu chủ đề này vì hầu hết các công ty ở Việt Nam đều còn trẻ và việc sử dụng kiểm soát nội bộ của họ chỉ được chú trọng trong một vài năm gần đây (Nguyen, 2018; Nguyen, 2017; Vo, 2016). Nhiều nghiên cứu về kiểm soát nội bộ ở Việt Nam đã phân tích kiểm soát nội bộ của một công ty cụ thể, chẳng hạn như điện lực Việt Nam (Nguyen, 2017; Vo, 2016). Một số nghiên cứu đã tìm thấy mối quan hệ tích cực giữa kiểm soát nội bộ và hiệu quả hoạt động trong một doanh nghiệp cụ thể, trong các nghiên cứu này, có sự khác biệt lớn trong quan điểm giữa các doanh nghiệp về mức độ ảnh hưởng cũng như lợi ích của công cụ kiểm soát nội bộ tới hiệu quả hoạt động kinh doanh; nhiều doanh nghiệp có thể đơn giản là không biết cách tốt nhất để thiết kế và triển khai các công cụ này, do thiếu kinh nghiệm (Cang, 2017; Vo, 2016). Hầu hết các nghiên cứu nói trên đã tập trung vào nghiên cứu về kiểm soát nội bộ trong một doanh nghiệp cụ thể, do đó, tồn tại những hạn chế như chỉ có thể đánh giá kiểm soát nội bộ hiện tại của doanh nghiệp đó trong đúng chu kỳ khảo sát để cung cấp các giải pháp và điều kiện hoàn thành kiểm soát nội bộ tại đơn vị đó. Trên thực tế, có một vài nghiên cứu đi sâu vào phân tích và đánh giá về mối quan hệ giữa kiểm soát nội bộ đến lợi nhuận và rủi ro của doanh nghiệp (ví dụ: Vu & Nga, 2022; Duc & cộng sự, 2024). Tuy thế, các chỉ số tài chính chưa phản ánh hết được các khía cạnh hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Vì vậy, trong nghiên cứu này, chúng tôi muốn xem xét kiểm soát nội bộ có ảnh hưởng như thế nào đến năng suất của doanh nghiệp. Những kết quả này được kỳ vọng sẽ là những căn cứ khoa học cho các nhà hoạch định chính sách ở Việt Nam góp phần cải thiện nhận thức và thực hành kiểm soát nội bộ, và cải tiến năng suất của doanh nghiệp.

2. Tổng quan tình hình nghiên cứu

Kiểm soát nội bộ là một chủ đề liên ngành, được các nhà khoa học nghiên cứu từ nhiều góc độ khác nhau như quản trị kinh doanh, kế toán và tài chính hoặc thậm chí là luật kinh doanh, kiểm soát tuân thủ, phòng chống gian lận, phòng, chống hối lộ, tham nhũng. Nhìn chung, trong suốt giai đoạn hình thành, khái niệm kiểm soát nội bộ không ngừng được mở rộng ra khỏi những thủ tục bảo vệ tài sản và ghi chép sổ sách kế toán. Tuy nhiên trước khi báo cáo COSO (1992) ra đời, kiểm soát nội bộ vẫn dừng lại như là một phương tiện phục vụ cho kiểm toán viên trong thực hành kiểm toán báo cáo tài chính.

Từ những năm 1990, Ủy ban các tổ chức tài trợ của Ủy ban Treadway (COSO, 1992, 2013) đã đưa ra khuôn khổ về kiểm soát nội bộ nổi tiếng nhất và hiện đang được áp dụng rộng rãi (Jokipii, 2010), trong đó xác định kiểm soát nội bộ là “một quá trình được thực hiện bởi ban giám đốc, các nhà quản lý và cán bộ nhân viên nhằm cung cấp sự bảo đảm hợp lý về việc đạt được các mục tiêu liên quan đến hiệu quả hoạt động, độ tin cậy của báo cáo và tuân thủ luật pháp cũng như các quy định.” (McNally, 2013), với các yếu tố gồm: Môi trường kiểm soát, đánh giá rủi ro, hoạt động kiểm soát, hệ thống thông tin và truyền thông và giám sát.

COSO khẳng định kiểm soát nội bộ có vai trò quan trọng trong quản lý doanh nghiệp, đặc biệt trong việc ra quyết định của nhà quản lý, là một trong năm chức năng của quản lý, bao gồm: xác định mục tiêu; lập kế hoạch; tổ chức thực hiện; phối hợp và kiểm soát. Thông qua kiểm soát nội bộ, nhà quản lý nhìn nhận được

những thiếu sót trong hệ thống đơn vị để đề ra các biện pháp điều chỉnh kịp thời. Khi có kiểm soát, nhà quản lý sẽ có đầy đủ thông tin để ra quyết định thích hợp nhằm thích ứng với môi trường, giải quyết được các vấn đề mà doanh nghiệp phải đối mặt trong quá trình kinh doanh: như hoạt động không hiệu quả, lãng phí nguồn lực..., đạt được mục tiêu đề ra (McNally, 2013). Kiểm soát nội bộ thực chất là sự tích hợp các hoạt động, biện pháp, cơ chế kiểm soát bên trong doanh nghiệp để giảm thiểu và ngăn ngừa những rủi ro có thể xảy ra cho doanh nghiệp, hệ thống này thường được lồng ghép trong hệ thống quản lý và quản trị doanh nghiệp. Vì vậy, trong bối cảnh các hành vi gian lận cũng như các thất bại trong kinh doanh ngày càng gia tăng, doanh nghiệp bắt đầu chú trọng hơn vào hệ thống kiểm soát nội bộ của họ, quản lý doanh nghiệp hoạt động theo hướng nâng cao hiệu quả kiểm soát nội bộ, từ đó nâng cao hiệu quả quản trị công ty từ hội đồng quản trị và các cổ đông (Sutton, 2006).

Khuôn khổ của COSO ngụ ý rằng một hệ thống kiểm soát nội bộ đầy đủ sẽ giúp tăng cường hiệu quả của hoạt động, độ tin cậy của thông tin, và việc tuân thủ pháp luật cũng như các quy định (Agbejule & Jokipii, 2009; Chalmers & cộng sự, 2019). Trên cơ sở khung khổ lý thuyết của COSO, khá nhiều nghiên cứu chỉ ra rằng một hệ thống kiểm soát nội bộ thiết kế vận hành thích hợp sẽ có tác động đáng kể và tích cực đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp, đặc biệt là hai chỉ tiêu ROA và ROE (Al-Thuneibat & cộng sự, 2015). Ngược lại, một hệ thống kiểm soát nội bộ với nhiều điểm yếu hay thiếu sót sẽ có tác động tiêu cực đến kết quả kinh doanh của doanh nghiệp (Fadzil & cộng sự, 2005; Jensen, 2005). Kiểm soát nội bộ cũng có những tác động đáng kể đến hiệu quả hoạt động tài chính của doanh nghiệp, đặc biệt là các doanh nghiệp vừa và nhỏ. Nghiên cứu về tác động của kiểm soát nội bộ đối với hoạt động tài chính của các doanh nghiệp vừa và nhỏ ở thành phố Kisumu, Kenya cho thấy kiểm soát nội bộ ảnh hưởng đáng kể đến hiệu quả tài chính của các doanh nghiệp nhỏ (Nyakundi & cộng sự, 2014). Trong nghiên cứu này, hiệu quả tài chính được đo lường thông qua ROA (lợi nhuận sau thuế so với tổng tài sản). Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng tồn tại một mối quan hệ có ý nghĩa thống kê giữa các yếu tố môi trường kiểm soát, đánh giá rủi ro, thông tin và truyền thông và hoạt động kiểm soát có mối quan hệ tích cực với hiệu quả tài chính trong khi các yếu tố giám sát kiểm soát có mối quan hệ ngược lại (Ndembu, 2015). Hoặc Jeffrey & cộng sự (2006) đã thực hiện một nghiên cứu thực nghiệm trên 261 doanh nghiệp chưa có hệ thống kiểm soát nội bộ đầy đủ, kết quả cho thấy các mắt xích kiểm soát dễ gặp vấn đề lớn tại các doanh nghiệp có quy trình kinh doanh phức tạp hơn và hệ thống kiểm soát nội bộ yếu có khả năng làm giảm lợi nhuận của doanh nghiệp (Jeffrey & cộng sự, 2006). Một hệ thống kiểm soát nội bộ tốt có thể cải thiện tính chính xác của báo cáo quản trị hay thông tin dữ liệu nội bộ bằng cách ngăn ngừa các sai sót không chủ ý hoặc các hành vi thao túng có chủ ý trong hệ thống kế toán (Yongming & Yini, 2017), Ngoài ra, có một số phân tích thực nghiệm về kết quả cho thấy không có sự liên quan đáng kể giữa kiểm soát nội bộ và hiệu quả kinh doanh (Yongming & Yini, 2017). Tuy nhiên, các chỉ số tài chính chưa phản ánh hết các khía cạnh hiệu quả của doanh nghiệp và cho đến nay chưa có nghiên cứu nào xem xét liệu kiểm soát nội bộ có là nhân tố thực sự cải thiện năng suất của doanh nghiệp.

Tóm lại, kiểm soát nội bộ là một yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp. Tuy thế, phần lớn các nghiên cứu về kiểm soát nội bộ được thực hiện tại các nước tiên tiến. Các bằng chứng về tác động của kiểm soát nội bộ đến hiệu quả kinh doanh hay môi trường hoạt động của một doanh nghiệp gần như chưa được các nhà nghiên cứu khám phá tại Việt Nam. Việt Nam là bối cảnh rất phù hợp để nghiên cứu chủ đề này vì hầu hết các công ty ở Việt Nam đều còn trẻ và việc sử dụng kiểm soát nội bộ của họ chỉ được chú trọng trong một vài năm gần đây (Nguyen, 2018; Nguyen, 2017; Vo, 2016). Cho đến hiện tại, có rất ít bằng chứng về việc các công ty ở Việt Nam có quan tâm đến việc cải thiện tiêu chuẩn kinh doanh bằng cách triển khai các công cụ được quốc tế công nhận để kiểm soát, quản lý rủi ro và tuân thủ, chẳng hạn như kiểm soát nội bộ. Bối cảnh này đã thúc đẩy chúng tôi nghiên cứu vấn đề ảnh hưởng của kiểm soát nội bộ tới năng suất của các doanh nghiệp tại Việt Nam.

3. Nguồn số liệu và phương pháp luận

3.1. Nguồn số liệu

Dữ liệu phục vụ nghiên cứu là dữ liệu mảng được lấy từ các cuộc khảo sát doanh nghiệp vừa và nhỏ 2011, 2013, 2015. Số doanh nghiệp trong mẫu khảo sát các năm tương ứng là 2.552, 2.533, 2.649. Các doanh nghiệp vừa và nhỏ được khảo sát tại 10 tỉnh, thành phố gồm: Hà Nội, Phú Thọ, Hà Tây (cũ), Hải Phòng,

Nghệ An, Quảng Nam, Khánh Hòa, Lâm Đồng, TP. Hồ Chí Minh, Long An. Bộ số liệu cung cấp những thông tin về hoạt động kiểm soát nội bộ của doanh nghiệp, đặc điểm của doanh nghiệp như hoạt động đổi mới, các thông tin về hoạt động xuất nhập khẩu, thông tin về đặc điểm của doanh nghiệp và đặc điểm của chủ/quản lý doanh nghiệp.

Bộ số liệu thứ hai về năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI) ở các năm 2011, 2013 và 2015 cung cấp những thông tin hàng năm về môi trường kinh doanh của tỉnh thành trên cả nước. Ngoài chỉ số năng lực cạnh tranh tổng hợp cho từng tỉnh, thành phố, bộ số liệu còn cung cấp những thông tin chi tiết với 10 chỉ số thành phần của PCI để đánh giá sâu hơn về chất lượng môi trường kinh doanh của từng tỉnh, thành phố.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Theo một số nghiên cứu trước đây (ví dụ: Newman & cộng sự, 2020), mô hình chỉ định dùng để đánh giá các nhân tố ảnh hưởng đến năng suất doanh nghiệp là hàm sản xuất Cobb-Douglas truyền thống. Cụ thể, mô hình được viết dưới dạng thu gọn trong nghiên cứu như sau:

$$VA_{it} = K_{it} * (L_{it})^{(1-\alpha)}, \text{ với } 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

Lấy logarit cả hai vế của phương trình (1), mô hình là như sau:

$$\ln VA_{it} = \beta_1 + \beta_2 \ln k_{it} + \beta_3 \ln L_{it} + u_{it} \quad (2)$$

Trong một chỉ định mở rộng, chúng tôi cũng kiểm soát một vectơ x đại diện cho các nhân tố khác ở mức độ doanh nghiệp như kiểm soát nội bộ, đặc điểm của doanh nghiệp (như tuổi, hoạt động xuất khẩu, hỗ trợ chính phủ...) và tính minh bạch của môi trường kinh doanh cấp tỉnh (ví dụ: Tran & cộng sự, 2016)

$$\ln VA_{it} = \beta_1 + \beta_2 \ln k_{it} + \beta_3 \ln L_{it} + \beta_4 X_{it} + u_{it} \quad (3)$$

Nhiều nghiên cứu trước đây đã cung cấp bằng chứng về các yếu tố thuộc chỉ số môi trường kinh doanh ảnh hưởng tới hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp (Tran & cộng sự, 2016). Do đó, chúng tôi dự kiến đưa tất cả các yếu tố về chất lượng môi trường kinh doanh vào mô hình nghiên cứu nhằm xem xét ảnh hưởng của các yếu tố này đến năng suất của doanh nghiệp trong nghiên cứu này.

Nghiên cứu đánh giá ảnh hưởng của kiểm soát nội bộ tới hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp, một trong những khó khăn lớn nhất trong các nghiên cứu thực nghiệm về hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Vấn đề nội sinh của biến có khả năng làm giảm độ tin cậy của suy diễn nhân quả trong mô hình nghiên cứu. Hiện tượng nội sinh của biến nảy sinh khi các biến giải thích tương quan với phần sai số trong mô hình hồi quy, dẫn đến những ước lượng không nhất quán và/hoặc thiên lệch (Wooldridge, 2002), khiến cho việc đạt được các suy diễn đáng tin cậy là hầu như không thể. Một là do tồn tại các biến thiên cố định không quan sát được. Các biến giải thích trong mô hình nghiên cứu có thể không bao quát được tất cả các đặc tính của doanh nghiệp (quan sát được và không quan sát được) nên kỹ thuật ước lượng các ảnh hưởng cố định (fixed effects – FE estimator). Hai là tính đồng thời, nảy sinh khi ít nhất một biến giải thích được xác định một cách đồng thời với biến phụ thuộc trong mô hình nghiên cứu (Wintoki & cộng sự, 2012). Mặc dù phương pháp ước lượng biến công cụ (Instrument variables – IV) thường được sử dụng trong các nghiên cứu trước đây để kiểm soát các ảnh hưởng cố định không quan sát được và tính đồng thời, song phương pháp này giải quyết được khi tất cả các biến độc lập đều được xem là nội sinh. Blundell & Bond (1998) đã chứng minh rằng ước lượng BB System GMM thì hiệu quả hơn và ít thiên lệch do mẫu hữu hạn hơn so với ước lượng AB difference GMM (Blundell & Bond, 1998). Hơn nữa, các phân tích mô phỏng được thực hiện gần đây đã chứng minh rằng ước lượng BB system GMM là một ước lượng hiệu quả nhất cho các tập dữ liệu bảng động (Flannery & Hankins, 2013). Do vậy, đề tài nghiên cứu này dự định sẽ sử dụng ước lượng BB system GMM cho các mô hình dữ liệu bảng động nhằm kiểm soát các quan ngại nội sinh ẩn chứa trong mối quan hệ kiểm soát nội bộ và hiệu quả doanh nghiệp.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Bảng 1 trình bày ảnh hưởng của kiểm soát nội bộ đến năng suất của doanh nghiệp bằng cách sử dụng các chỉ định và kỹ thuật ước lượng khác nhau. Trong Cột 1 của Bảng 1, sử dụng phương pháp bình phương tối thiểu thông thường (OLS) đối với chỉ định hàm sản xuất Cobb-douglas truyền thống, kết quả chỉ ra rằng các doanh nghiệp có hoạt động kiểm soát nội bộ sẽ có năng suất tốt hơn những doanh nghiệp tư nhân không có hoạt động này. Chỉ định mở rộng ở cột 3 của Bảng 1 bằng việc thêm các biến kiểm soát liên quan đến đặc

điểm doanh nghiệp, một tác động tích cực của duy trì mối tương quan dương giữa kiểm soát nội bộ và năng suất doanh nghiệp. Tuy nhiên, mặc dù có sự kiểm soát của các biến đặc điểm doanh nghiệp, nhưng sai lệch tiềm ẩn xuất phát từ những nhân tố không quan sát được không biến đổi theo thời gian, cũng như các vấn đề nội sinh của biến độc lập.

Để giải quyết những khó khăn nêu trên trong ước lượng, mô hình ảnh hưởng cố định (FE) và hệ thống phương pháp mô men tổng quát (GMM) hai bước đã được áp dụng. Tuy nhiên, OLS và phương pháp tác động cố định có thể đưa ra ước tính hiệu quả hơn hệ thống GMM nếu các biến giải thích không phải là nội sinh. Do đó, kiểm định Durbin-Wu-Hausman được tiến hành cho tất cả các biến độc lập nói chung để xác định tính nội sinh của chúng. Các kết quả được trình bày chi tiết trong Bảng 1 xác nhận việc không giải quyết vấn đề nội sinh có thể làm sai lệch kết quả. Khi xem xét vấn đề nội sinh, kết quả trong cột 5 của Bảng 1 chỉ ra tác động tích cực và được xác định nhất quán của kiểm soát nội bộ đối với năng suất lao động. Cụ thể, hệ số kiểm soát nội bộ ước tính cho thấy rằng các công ty thực hiện cơ chế kiểm soát nội bộ có mức tăng năng suất cao hơn khoảng 20% so với những công ty không áp dụng các biện pháp kiểm soát đó.

Để kiểm tra tính vững của kết quả, nghiên cứu cũng xem xét khía cạnh khác của kiểm soát nội bộ phản ánh tính kiểm soát của hệ thống tài chính. Kết quả ở phụ lục 2 chỉ ra rằng kiểm soát nội bộ vẫn có tác động tích cực đến năng suất của doanh nghiệp. Những phát hiện này phù hợp với lý thuyết tam giác gian lận (fraud triangle theory), cho rằng việc thực hiện kiểm soát nội bộ có thể giảm thiểu sai sót và gian lận. Cụ thể, một hệ thống kiểm soát nội bộ mạnh mẽ sẽ thể hiện được các triết lý quản lý rõ ràng, nhất quán, thúc đẩy quan điểm kinh doanh hướng tới tương lai và do đó ngăn cản nhân viên tham gia vào các hoạt động gian lận (Chalmers & cộng sự, 2019; Jokipii, 2010; Le, Vu & Nguyen, 2021). Hơn nữa, việc triển khai hệ thống kiểm soát nội bộ thường đòi hỏi các mô tả công việc được xác định rõ ràng, quy trình được tiêu chuẩn hóa ở tất cả các vị trí vì vậy ngăn cản sự sai sót và hành vi gian lận của nhân viên (Jeppesen, 2018; Le, Vu & Nguyen, 2021). Do đó, các doanh nghiệp áp dụng cơ chế kiểm soát nội bộ sẽ nâng cao năng suất lao động trong hoạt động của mình.

Như kỳ vọng, các hệ số có ý nghĩa thống kê về năng suất lao động và vốn của doanh nghiệp khẳng định

Bảng 1: Vai trò của kiểm soát nội bộ đến năng suất của doanh nghiệp tư nhân

Variables	OLS	FE	OLS	FE	GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Kiểm soát nội bộ	0.141*** (0.037)	0.154*** (0.049)	0.123*** (0.038)	0.142*** (0.049)	0.243*** (0.079)
Lnl	0.968*** (0.011)	0.695*** (0.027)	0.946*** (0.011)	0.688*** (0.027)	0.744*** (0.035)
Lnk	0.232*** (0.007)	0.160*** (0.013)	0.223*** (0.007)	0.162*** (0.013)	0.210*** (0.020)
Xuất khẩu			0.120*** (0.037)	0.136* (0.081)	0.377*** (0.113)
Hoạt động đổi mới			0.071*** (0.016)	0.031* (0.018)	0.003 (0.023)
Hỗ trợ chính phủ			0.019 (0.025)	0.025 (0.026)	-0.007 (0.037)
Tuổi của doanh nghiệp			-0.127*** (0.012)	-0.017 (0.044)	-0.148*** (0.023)
Sự minh bạch của môi trường kinh doanh			0.170*** (0.021)	0.076*** (0.024)	0.103** (0.045)
Hằng số	2.253*** (0.041)	3.218*** (0.150)	1.615*** (0.126)	2.785*** (0.232)	2.246*** (0.342)
Số quan sát	7,402	7,402	7,386	7,386	7,386
R-squared	0.837	0.321	0.842	0.325	
Số mạng		3,437		3,428	3,428
Durbin-Wu-Hausman (P value)					0.001
Kiểm định Hansen (P-value)					0.835

Ghi chú: các sai số được trình bày trong ngoặc đơn, các mô hình cũng kiểm soát các biến giả thời gian và các biến giả ngành. Mức ý nghĩa được ký hiệu là *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Theo Vu & cộng sự (2018), tuổi của doanh nghiệp và biến giả năm được xem là các biến ngoại sinh.

rằng chúng là đầu vào quan trọng đối năng suất của doanh nghiệp trong chỉ định ước lượng hàm sản xuất truyền thống. Kết quả này phù hợp với các kết quả trước đây trong các nghiên cứu thực nghiệm (ví dụ: Tran & cộng sự, 2016). Các kết quả này vững trên tất cả các chỉ định và ước lượng.

Thêm nữa, kết quả từ Bảng 1 cũng chỉ ra rằng các doanh nghiệp xuất khẩu có mức năng suất cao hơn so với các doanh nghiệp không xuất khẩu, trong khi các doanh nghiệp có lịch sử hoạt động lâu hơn có xu hướng thể hiện năng suất thấp hơn trong tất cả các ước lượng. Kết quả phù hợp với các phát hiện trước đây về vai trò quan trọng của hoạt động xuất khẩu đối với hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp tư nhân nhỏ và vừa của Việt Nam (ví dụ: Vu & cộng sự, 2016).

Cuối cùng, sự hỗ trợ của chính phủ dường như không ảnh hưởng đến năng suất của doanh nghiệp trong thời gian nghiên cứu, một xu hướng được quan sát nhất quán trên tất cả các thông số ước lượng và các chỉ định. Điều này cho thấy các doanh nghiệp có thể sử dụng các khoản thanh toán không chính thức để đảm bảo sự hỗ trợ của chính phủ, đặc biệt trong bối cảnh nạn tham nhũng còn tương đối phổ biến ở Việt Nam (Tran & cộng sự, 2016; Vu & cộng sự, 2018). Vì vậy, vai trò hỗ trợ của Chính phủ trong việc nâng cao năng suất của các doanh nghiệp tư nhân dường như không đáng kể trong bối cảnh như vậy.

5. Tóm tắt và hàm ý chính sách

Trong khi phần lớn nghiên cứu trước đây tập trung vào các quốc gia phát triển thì lại có rất ít nghiên cứu xem xét tác động của kiểm soát nội bộ đến năng suất doanh nghiệp ở các quốc gia đang phát triển như Việt Nam. Nghiên cứu này chứng minh rằng việc thực hiện các biện pháp kiểm soát nội bộ giúp các công ty giảm thiểu sai sót và nâng cao năng suất. Nghiên cứu được xem là một trong những nghiên cứu tiên phong về tác động của kiểm soát nội bộ xuất phát từ các tiêu chuẩn quản lý, cho thấy rằng trong bối cảnh các khuôn khổ thể chế và quy định có thể chưa đủ mạnh, việc tăng cường các biện pháp kiểm soát nội bộ có thể hỗ trợ các doanh nghiệp tư nhân nâng cao năng suất.

Việc thực hiện hệ thống kiểm soát nội bộ có thể phát sinh chi phí và cần thời gian, nhưng kiểm soát nội bộ cũng giúp nâng cao độ tin cậy, sự chắc chắn và tính toàn vẹn trong hoạt động của công ty, giảm thiểu sai sót và tăng năng suất của công ty. Do đó, sự hỗ trợ của chính phủ dành cho doanh nghiệp trong việc thiết lập hệ thống kiểm soát nội bộ thông qua việc cung cấp thông tin, chương trình đào tạo và hỗ trợ tài chính, thông tin có thể là những nhân tố quan trọng, đặc biệt đối với các doanh nghiệp tư nhân nhỏ và vừa tại Việt Nam trong việc thúc đẩy năng suất của họ.

Các kết quả nghiên cứu cũng nhấn mạnh rằng việc tham gia vào các hoạt động xuất khẩu được xem như một cách quan trọng để nâng cao năng suất của doanh nghiệp, phản ánh một thông điệp rộng hơn về tầm quan trọng của việc tham gia các hoạt động thương mại quốc tế. Ngoài ra, nghiên cứu còn cung cấp những bằng chứng về lợi ích không đáng kể của sự hỗ trợ của chính phủ đối với năng suất của doanh nghiệp, cho thấy sự hỗ trợ đó có thể chưa thực sự hiệu quả do các thủ tục rườm rà và điều kiện phức tạp. Vì vậy, hợp lý hóa các quy trình hành chính và tăng cường tính minh bạch trong các hoạt động hỗ trợ đóng vai trò then chốt trong việc nâng cao hiệu quả hỗ trợ của Chính phủ và cuối cùng là cải thiện năng suất của doanh nghiệp.

Lời ghi nhận/Cám ơn: Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ Phát triển Khoa học và Công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong Đề tài mã số 502.01-2020.312.

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

Biến số	2011		2013		2015	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
Lnva (giá trị gia tăng của doanh nghiệp)	5.76	1.59	5.56	1.59	5.57	1.62
Kiểm soát nội bộ 1 (nếu doanh nghiệp có áp dụng các tiêu chuẩn quốc tế như ISO)	0.07	0.25	0.07	0.26	0.04	0.19
Kiểm soát nội bộ 2 (nếu doanh nghiệp có kiểm toán các hoạt động tài chính)	0.39	0.49	0.39	0.49	0.39	0.49
Lnl	1.81	1.16	1.74	1.16	1.70	1.18
Lnk	7.29	1.74	6.90	1.75	6.69	1.76
Hoạt động xuất khẩu	0.06	0.24	0.06	0.24	0.07	0.25
Hoạt động đổi mới sáng tạo	0.44	0.50	0.20	0.40	0.34	0.47
Hỗ trợ của chính phủ	0.14	0.35	0.12	0.32	0.08	0.28
Tuổi của doanh nghiệp	2.38	0.68	2.56	0.63	2.62	0.63
Sự minh bạch của môi trường kinh doanh	5.96	0.42	5.66	0.37	6.2	0.31
Số quan sát	2489		2503		2605	

Phụ lục 2: Tác động của kiểm soát nội bộ đến năng suất doanh nghiệp

Biến số	OLS	FE	OLS	FE	GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Kiểm soát nội bộ 2	0.268*** (0.022)	0.118*** (0.037)	0.228*** (0.022)	0.110*** (0.036)	0.158*** (0.058)
Lnl	0.922*** (0.011)	0.692*** (0.027)	0.908*** (0.012)	0.686*** (0.027)	0.725*** (0.034)
Lnk	0.221*** (0.007)	0.161*** (0.013)	0.214*** (0.007)	0.163*** (0.013)	0.201*** (0.020)
Hoạt động xuất khẩu			0.133*** (0.035)	0.142* (0.081)	0.373*** (0.116)
Hoạt động đổi mới sáng tạo			0.069*** (0.016)	0.034* (0.018)	0.005 (0.023)
Hỗ trợ của chính phủ			0.020 (0.025)	0.025 (0.026)	-0.000 (0.036)
Tuổi của doanh nghiệp			-0.102*** (0.012)	-0.014 (0.044)	-0.125*** (0.024)
Sự minh bạch của môi trường kinh doanh			0.167*** (0.021)	0.073*** (0.024)	0.100** (0.045)
Hằng số	2.337*** (0.041)	3.197*** (0.148)	1.639*** (0.125)	2.779*** (0.230)	2.261*** (0.340)
Số quan sát	7,403	7,403	7,387	7,387	7,387
R-squared	0.840	0.321	0.844	0.325	
Số mảng		3,437		3,428	3,428
Durbin-Wu-Hausman (P value)					0.002
Kiểm định Hansen-J (P-value)					0.598

Ghi chú: các sai số được trình bày trong ngoặc đơn, các mô hình cũng kiểm soát các biến giả thời gian và các biến giả ngành. Mức ý nghĩa được ký hiệu là *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Theo Vu & cộng sự (2018), tuổi của doanh nghiệp và biến giả năm được xem là các biến ngoại sinh.

Tài liệu tham khảo

- Agbejule, A, and Jokipii, A. (2009), 'Strategy, Control Activities, Monitoring and Effectiveness', *Managerial Auditing Journal*, 24(6), 500-522.
- Al-Thuneibat, Ali A., Awad S. Al-Rehaily, & Yousef A. Basodan (2015), 'The Impact of Internal Control Requirements on Profitability of Saudi Shareholding Companies', *International Journal of Commerce and Management*, 25(2), 196-217.

-
- Blundell, R., and Bond, S. (1998), 'Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models', *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143.
- Chalmers, K., David Hay, & Hichem Khlif (2019), 'Internal Control in Accounting Research: A Review', *Journal of Accounting Literature*, 42, 80–103.
- Duc, D. A., Hoi, L. Q., Van Dao, L., Lien, V. T. P., Hang, N. T., & Huong, T. L. (2024), 'Corporate environmental responsibility and the business risk of Vietnamese SMEs: the mediating role of internal control', *Risk Management*, 26(1), 1-24.
- Fadzil, FH, H. Haron, & M. Jantan (2005), 'Internal Auditing Practices and Internal Control System', *Managerial Auditing Journal*, 20(8), 844-866.
- Flannery, J., & KW, Hankins (2013), 'Estimating Dynamic Panel Models in Corporate Finance', *Journal of Corporate Finance*, 19, 1–19.
- Jeffrey T. Doyle, Weili Ge, Sarah E. McVay (2006), 'Determinants of Weaknesses in Internal Control over Financial Reporting', Retrieved 9 March 2020 (https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=770465).
- Jensen, KL. 2005, 'A Basic Study of Agency-Cost Source and Municipal Use of Internal versus External Control', *Accounting and Business Research*, 35(1), 53–67.
- Jokipii, A (2010), 'Determinants and Consequences of Internal Control in Firms: A Contingency Theory Based Analysis', *Journal of Management & Governance*, 14(2),115–44.
- Khan, M. (2006), *Determinants of Corruption in Developing Countries: The Limits of Conventional Economic Analysis*. In Susan Rose-Ackerman (Ed.), International Handbook on the Economics of Corruption.
- Lämsiluoto, A, Annukka J, & Tomas E. (2016), 'Internal Control Effectiveness – a Clustering Approach', *Managerial Auditing Journal*, 31. 5-34.
- Lawson, Bradley P., Leah Muriel, & Paula R. Sanders (2017), 'A Survey on Firms' Implementation of COSO's 2013 Internal Control–Integrated Framework', *Research in Accounting Regulation* 29(1), 30–43.
- Le, H. Q., Vu, T. P. L., Do, V. P. A., & Do, A. D. (2022), 'The enduring effect of formalization on firm-level corruption in Vietnam: The mediating role of internal control', *International Review of Economics & Finance*, 82, 364-373.
- Le, N. T., Vu, L. T., & Nguyen, T. V. (2021), 'The use of internal control systems and codes of conduct as anti-corruption practices: evidence from Vietnamese firms', *Baltic Journal of Management*, 16(2), 173-189.
- McNally, J. S. (2013), *The 2013 COSO Framework & SOX Compliance: One Approach to an Effective Transition*. *Strategic Finance*, 1-8, The Committee of Sponsoring Organizations of the Treadway Commission (COSO).
- Ndembu, Zipporah N. (2015), 'The Effect Of Internal Controls On The Financial Performance Of Manufacturing Firms In Kenya', Thesis, University of Nairobi.
- Newman, C., Rand, J., Tarp, F., & Trifkovic, N. (2020), 'Corporate social responsibility in a competitive business environment', *The Journal of Development Studies*, 56(8), 1455-1472.
- Nguyen, T.P.P. (2018), 'Research factors affecting internal control systems in joint stock companies in Vietnam/Nghiên cứu nhân tố ảnh hưởng đến hệ thống kiểm soát nội bộ trong các công ty cổ phần Việt Nam', PhD Dissertation, National Economics University, Hanoi, Vietnam.
- Nguyen, T.T. (2017), 'Improving internal control system of Vietnam Electricity/Giai pháp hoàn thiện hệ thống kiểm soát nội bộ của Tập đoàn Điện lực Việt Nam', PhD Dissertation, Academy of finance, Hanoi, Vietnam.
- Nguyen, TV., B.D. Ho, C.Q. Le, & H.V. Nguyen (2016), 'Strategic and Transactional Costs of Corruption: Perspectives from Vietnamese Firms', *Crime, Law and Social Change*, 65(4), 351–74.
- Nyakundi, D., Nyamita, M., & Tinega, T. (2014), 'Effect of internal control systems on financial performance of small and medium scale business enterprises in Kisumu City, Kenya', *International Journal of Social Sciences and Entrepreneurship*, 1(11), 1-15.
- O'Leary, Conor, Errol Iselin, & Divesh Sharma (2006), 'The Relative Effects of Elements of Internal Control on Auditors' Evaluations of Internal Control', *Pacific Accounting Review*, 18(2), 69-96.
- Sutton Steve G. (2006), 'Extended-enterprise Systems' Impact on Enterprise Risk Management', *Journal of Enterprise*
-

Information Management, 19(1), 97–114.

- Tran, T. Q., Huong, V. V., Doan, T. T., & Tran, D. H. (2016), 'Corruption, provincial institutions and manufacturing firm productivity: New evidence from a transitional economy', *Estudios de Economía*, 43(2), 199-215.
- Vo, T.P. (2016), 'Impacts of internal control components to performance of Vietnam Electricity/Tác động của các nhân tố cấu thành kiểm soát nội bộ đến hiệu quả hoạt động của Tập đoàn Điện lực Việt Nam', PhD Dissertation, HCM University of Economics, Ho Chi Minh City.
- Vu, H. V., Holmes, M., Tran, T. Q., & Lim, S. (2016). Firm exporting and productivity: what if productivity is no longer a black box. *Baltic Journal of Economics*, 16(2), 95-113.
- Vu, H., Tran, T. Q., Nguyen, T., & Lim, S. (2018), 'Corruption, types of corruption and firm financial performance: New evidence from a transitional economy', *Journal of Business Ethics*, 148, 847-858.
- Vu, Q., & Nga, N. T. T. (2022), 'Does the implementation of internal controls promote firm profitability? Evidence from private Vietnamese small-and medium-sized enterprises (SMEs)', *Finance Research Letters*, 45, 102178.
- Wintoki, M. Babajide, James S. Linck, & Jeffry M. Netter (2012), 'Endogeneity and the Dynamics of Internal Corporate Governance', *Journal of Financial Economics*, 105(3), 581–606.
- Wooldridge, J. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.
- Yongming, Z., & Sun Y. (2017), 'The Impact of Coupling Interaction of Internal Control and CSR on Corporate Performance—Based on the Perspective of Stakeholder', *Procedia Engineering*, 174, 449–455.

DỊCH VỤ NGÂN HÀNG PHI TRUYỀN THÔNG VÀ SỨC KHỎE TÀI CHÍNH CÁ NHÂN – BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TẠI VIỆT NAM

Lê Trần Hà Trang

*Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: tranglth@neu.edu.vn*

Khúc Thế Anh

*Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: anhkt@neu.edu.vn*

Nguyễn Đức Dương

*Đại học Coventry
Email: nguyend27@uni.coventry.ac.uk*

Phương Kim Quốc Cường

*Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: 210860phuong.cuong@isneu.org*

Lê Diệu Linh

*Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: 11213167@st.neu.edu.vn*

Mã bài báo: JED-1589

Ngày nhận: 28/01/2024

Ngày nhận bản sửa: 06/02/2024

Ngày duyệt đăng: 16/02/2024

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.1589

Tóm tắt:

Nghiên cứu này đánh giá các yếu tố có ảnh hưởng tới sức khỏe tài chính thông qua việc sử dụng các dịch vụ ngân hàng phi truyền thống. Phương pháp nghiên cứu cắt ngang và phương pháp phân tích mô hình cấu trúc tuyến tính (PLS-SEM) được chúng tôi áp dụng để phân tích 1.261 quan sát. Các phát hiện của nghiên cứu gồm: (1) Việc sử dụng Fintech có thể cải thiện sức khỏe tài chính của những người có kiến thức tài chính; (2) Dân trí tài chính giúp tăng sự tự tin vào khả năng tài chính cá nhân, sức khỏe tài chính và hành vi sử dụng Fintech của những người được giáo dục tài chính; (3) Sự tự tin vào khả năng tài chính cá nhân không thể làm gia tăng Hành vi sử dụng Fintech của hai nhóm đối tượng trên. Từ đó, chúng tôi đưa ra một số gợi ý cho các doanh nghiệp phát triển Fintech tại Việt Nam.

Từ khóa: Dân trí tài chính, giáo dục tài chính, sức khỏe tài chính, Fintech, hành vi sử dụng Fintech.

Mã JEL: D14, D81, E44, G23.

Non-traditional banking services and personal financial well-being: Empirical evidence in Vietnam

Abstract:

The research is to evaluate factors affecting financial health by using non-traditional banking services. Cross-sectional research methods and linear structural model analysis (PLS-SEM) are applied to analyze 1,261 observations. The research findings show that: (1) Using Fintech can improve the financial well-being of people with financial literacy and financial socialization; (2) Financial literacy helps increase financial self-efficacy, financial well-being and using fintech behavior of people who has financial socialization; (3) Financial Self-efficacy cannot increase using Fintech behavior of the above group. Hence, some suggestions are offered for businesses developing Fintech in Vietnam.

Keywords: Financial literacy, financial socialization, financial well-being, Fintech, using Fintech behavior.

JEL code: D14, D81, E44, G23.

1. Mở đầu

Dịch vụ tài chính không chỉ được cung cấp bởi các ngân hàng, mà còn bởi các công ty dịch vụ tài chính (*financial technology – fintech*), và tạo ra một khái niệm mới được gọi chung là các dịch vụ ngân hàng phi truyền thống. Fintech ngày càng được thể hiện rõ ràng hơn vai trò của mình khi số lượng người dùng ngày càng ra tăng, và cũng giúp các cá nhân quản lý tài chính tốt hơn (Gai & cộng sự, 2018). Các nghiên cứu trước đây đã đề cập đến vấn đề những người có kiến thức, dân trí tài chính và sự tự tin vào năng lực tài chính cá nhân có thể cải thiện được sức khỏe tài chính (*financial well-being*) dựa vào việc sử dụng Fintech (Aulia & cộng sự, 2023) hay xem xét liệu những người hành vi tài chính có ảnh hưởng đến sức khỏe tài chính thông qua Fintech (Sabri & cộng sự, 2023).

Một xu hướng khác tại các nước đang phát triển cho thấy, giáo dục tài chính sẽ giúp các cá nhân có sức khỏe tài chính tốt hơn (She & cộng sự, 2023). Nhưng bối cảnh mới đặt ra câu hỏi: trong điều kiện sử dụng các dịch vụ thông qua ứng dụng số, liệu sức khỏe tài chính có bị tác động bởi hành vi sử dụng những dịch vụ ngân hàng phi truyền thống hay không – tức những dịch vụ cung cấp qua các công ty Fintech?

Để trả lời câu hỏi nghiên cứu và đóng góp cho chủ đề này, bài nghiên cứu của chúng tôi được trình bày với cấu trúc như sau: Phần 2 sẽ trình bày tổng quan các nghiên cứu trước đây và các giả thuyết nghiên cứu; Phần 3 sẽ trình bày phương pháp nghiên cứu; Phần 4 sẽ trình bày kết quả nghiên cứu cùng với các thảo luận dựa trên kết quả đó. Cuối cùng, nghiên cứu kết thúc với các phần về hàm ý chính sách và kết luận tổng thể.

2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết

2.1. Một số khái niệm

Sức khỏe tài chính là khả năng quản lý tài chính hàng ngày, đối mặt với các cú sốc tài chính, đạt được các mục tiêu tài chính, cũng như sự độc lập tài chính; trong đó hành vi, kiến thức và đặc điểm cá nhân về tài chính được xem xét là những yếu tố thúc đẩy sức khỏe tài chính (Brüggen & cộng sự, 2017; She & cộng sự, 2023). Nghiên cứu này đặt ra rằng sức khỏe tài chính là khả năng không chỉ nhận thức về tình hình tài chính mà còn có khả năng tự lập, đồng thời có khả năng đáp ứng những nhu cầu để trải nghiệm cuộc sống và kiểm soát được an toàn tài chính của mình.

Giáo dục tài chính là quá trình bồi dưỡng giá trị, xây dựng nền tảng về thái độ, tiêu chuẩn, kiến thức và hành vi hỗ trợ cho sự ổn định tài chính từ gia đình, bạn bè hoặc phương tiện truyền thông (LeBaron & cộng sự, 2020). Chúng tôi kế thừa nhận định trên và phát triển dựa trên *Family Financial Socialization theory* của Bandura (1986) và nhận thấy rằng giáo dục tài chính có thể tác động đến Hành vi sử dụng Fintech. Trong đó các yếu tố bên trong bao gồm: gia đình, nền tảng giáo dục và cả những yếu tố bên ngoài như truyền thông, các mối quan hệ xung quanh đều có thể dẫn tới Hành vi sử dụng Fintech của từng cá nhân.

Dân trí tài chính (*financial literacy*) được mô tả là sự kết hợp giữa hiểu biết và khả năng lựa chọn thông minh giữa các quyết định liên quan đến tài chính, từ đó đưa ra các ưu - nhược điểm, từ đó đưa ra những quyết định cá nhân mang tính chiến lược (Khúc Thế Anh & cộng sự, 2020; Lusardi, 2019; Lusardi & cộng sự, 2021). Trong bài nghiên cứu này, dân trí tài chính được định nghĩa là khả năng sử dụng những kinh nghiệm và kiến thức của mình để đưa lựa chọn tài chính một cách phù hợp. Nó gồm 3 cấu phần là thái độ tài chính, kiến thức tài chính và hành vi tài chính.

Dịch vụ ngân hàng phi truyền thống là toàn bộ các dịch vụ ngân hàng được định nghĩa theo Luật các Tổ chức Tín dụng (Quốc hội, 2010), nhưng được cung cấp bởi các công ty Fintech. Các dịch vụ phổ biến nhất trong nhóm này thanh toán, tiết kiệm và tín dụng. Các nghiên cứu tại thị trường Việt Nam chưa chỉ ra mối liên hệ giữa việc sử dụng các loại dịch vụ ngân hàng phi truyền thống hay sức khỏe tài chính. Cụ thể, những dịch vụ này hoặc Fintech chỉ được nghiên cứu theo khía cạnh người dùng sẽ tiếp nhận chúng thế nào hoặc chỉ được coi là bối cảnh để nghiên cứu về các yếu tố khác ví dụ như Dân trí tài chính như các nghiên cứu của Anh & Vinh (2022), Morgan & Trinh (2020).

2.2. Giả thuyết nghiên cứu

2.2.1. Vai trò trung gian của Hành vi sử dụng Fintech

Hành vi sử dụng Fintech là cách thức mà mỗi cá nhân tương tác và sử dụng các ứng dụng Fintech để quản lý tài chính cá nhân (Meyliana & Fernando, 2019). Chúng tôi sử dụng quan điểm trên và góc nhìn của Kang

(2018), từ đó cho rằng hành vi sử dụng Fintech bao gồm việc các cá nhân dùng các ứng dụng của các công ty Fintech để thực hiện các dịch vụ ngân hàng phi truyền thống.

Hành vi sử dụng Fintech được cho rằng có tác động tích cực đến sức khỏe tài chính – tức là nó đóng vai trò trung gian trong mối quan hệ giữa giáo dục tài chính và sức khỏe tài chính. Cơ chế tác động của mối quan hệ này được các nghiên cứu trước chỉ ra là Giáo dục tài chính sẽ cách cung cấp kiến thức và kỹ năng cần thiết để thực hiện các quyết định tài chính một cách thông minh. Khi đó, người tiêu dùng sẽ tránh được các bẫy khi sử dụng dịch vụ tín dụng hay lừa đảo, đồng thời tạo ra được kế hoạch tài chính phù hợp. Chính vì có tác động đến Hành vi sử dụng mà nó cũng gián tiếp tác động đến Sức khỏe tài chính (Sabri & cộng sự, 2023; Lanz & cộng sự, 2020). Vì vậy, nhóm nghiên cứu đề xuất giả thuyết sau:

H1: Hành vi sử dụng Fintech làm trung gian trong mối quan hệ giữa Giáo dục tài chính và Sức khỏe tài chính.

Gudmunson & Danes (2011) cho rằng dân trí tài chính, với vai trò là kết quả của giáo dục tài chính, có tác động tích cực đến hành vi tài chính & sức khỏe tài chính. Những người có dân trí tài chính hay chính là kiến thức tốt sẽ tìm được cách thức tiết kiệm, đầu tư phù hợp dựa vào việc sử dụng Fintech một cách hiệu quả, tích cực (Zhao & Zhang, 2020; Lusardi & Mitchell, 2008; Lusardi & Tufano, 2015). Ngoài ra, khi nâng cao dân trí tài chính (bằng kiến thức tài chính, thái độ tài chính, hành vi tài chính), việc sử dụng tài sản vào các mục tiêu tiêu dùng hay sinh lời sẽ rõ nét hơn (Taft & cộng sự, 2013). Giả thuyết nghiên cứu được đưa ra như sau:

H2: Hành vi sử dụng Fintech làm trung gian trong mối quan hệ giữa Dân trí tài chính và Sức khỏe tài chính.

Sự tự tin vào khả năng tài chính cá nhân có thể được diễn giải là khả năng tự tin trong việc sử dụng các dịch vụ và sản phẩm tài chính, cũng như khả năng giải quyết các vấn đề tài chính phức tạp (Amatucci & Crawley, 2011). Chúng tôi sử dụng quan điểm trên trong nghiên cứu này.

Dare & cộng sự (2023); Bangun & Kurniyati (2022); Oquaye & cộng sự (2022) đã chỉ ra sự tự tin vào khả năng tài chính cá nhân được coi như một tác nhân mang tính tinh thần, có tác động đến Hành vi, cụ thể là sử dụng Fintech và gián tiếp tác động đến Sức khỏe tài chính, như một kết quả của việc sử dụng các sản phẩm công nghệ tài chính tiên phong. Vì thế:

H3: Hành vi sử dụng Fintech làm trung gian trong mối quan hệ giữa Sự tự tin, khả năng tài chính và Sức khỏe tài chính.

Tư duy đổi mới của người dùng là mức độ sẵn sàng chấp nhận và sử dụng một công nghệ mới của một cá nhân, theo Agarwal & Prasad (1998) hay Liébana-Cabanillas & cộng sự (2018). Dựa theo góc nhìn của Rogers (1995), được phát triển bởi Setiawan & cộng sự (2021); Liu & cộng sự (2021); Zhang & cộng sự (2018) đã chỉ ra tính đổi mới của người dùng có thể tác động đến Hành vi sử dụng Fintech và gián tiếp tác động đến Sức khỏe tài chính. Cơ chế tác động có thể được giải thích như sau: khi một người có mức độ cởi mở tiếp cận công nghệ cao, họ sẽ liên tục cập nhật và sử dụng các dịch vụ tài chính Fintech mới nhất. Điều này có thể tạo ra được trạng thái sức khỏe tài chính tốt do được hưởng lợi ích từ Fintech. Từ đó, chúng tôi đưa ra giả thuyết:

H4: Hành vi sử dụng Fintech làm trung gian trong mối quan hệ giữa Tư duy đổi mới của người dùng và Sức khỏe tài chính.

2.2.2. Vai trò trung gian của Dân trí tài chính

Tác động ngoại cảnh, cụ thể là giáo dục tài chính, có ảnh hưởng quan trọng đến kiến thức của người dùng hay dân trí tài chính (Ameliawati & Setiyani, 2018; Jorgensen & Savla, 2010). Các nghiên cứu đã chỉ ra rằng quá trình tiếp nhận và phát triển các kiến thức về tài chính cá nhân hay chính là dân trí tài chính bị ảnh hưởng bởi Giáo dục tài chính.

Bên cạnh đó, việc dựa vào Dân trí tài chính để đưa ra những hành vi tài chính đúng đắn, đạt được mục đích cũng góp phần tạo ra ổn định tài chính cho người dùng (Huston, 2010). Nghiên cứu trước đã chỉ ra rằng khi nền tảng kiến thức về tài chính tốt, họ sẽ càng có thiên hướng đưa ra các hành vi tài chính hiệu quả bao gồm việc đầu tư với sự hỗ trợ của Fintech. Chúng tôi đề xuất giả thuyết:

H5: Dân trí tài chính là trung gian trong mối quan hệ giữa Giáo dục tài chính và Hành vi sử dụng tài chính.

Dân trí tài chính được coi là yếu tố nhận thức, có tác động đáng kể tới sự tự tin vào khả năng tài chính của một cá nhân (yếu tố hành vi). Theo cơ chế, khi một người tự tin hơn về khả năng tài chính của mình, họ sẽ có xu hướng thực hiện các hành động tài chính tích cực hơn, như tiết kiệm, đầu tư, và tránh các hành vi tiêu cực như mắc nợ (Rahayu & cộng sự, 2022; Noor & cộng sự, 2020). Chúng tôi cho rằng:

H6: Dân trí tài chính là trung gian trong mối quan hệ giữa Giáo dục tài chính và Sự tự tin vào khả năng tài chính cá nhân.

Dựa trên lý thuyết *Diffusion of Innovation* của Rogers (1995), sự đổi mới của một người dùng trong quá trình sử dụng một hệ thống cụ thể nào đó được cho là bị ảnh hưởng bởi các yếu tố bao gồm hiểu biết cá nhân và trải nghiệm trong quá khứ. Quan điểm đã được nghiên cứu của Liu & cộng sự (2021) hay Setiawan & cộng sự (2021) chỉ ra cùng cơ chế: những người có nền tảng tài chính tốt hơn thường có khả năng đổi mới và sáng tạo cao hơn khi sử dụng các dịch vụ ngân hàng phi truyền thống, được cung cấp bởi các công ty Fintech. Từ đó:

H7: Dân trí tài chính là trung gian trong mối quan hệ giữa Giáo dục tài chính và Tư duy đổi mới của người dùng.

Gudmunson & Danes (2011), Farooq & cộng sự (2021) cho rằng những người có hiểu biết tài chính tốt hơn thường có mức độ ổn định tài chính cao hơn. Nghiên cứu của Qasim & Siddiqui (2021); Utkarsh & cộng sự (2020) cũng đã đồng thuận và đều chỉ ra cơ chế tác động tương tự. Dựa vào đó, chúng tôi đưa ra giả thuyết sau:

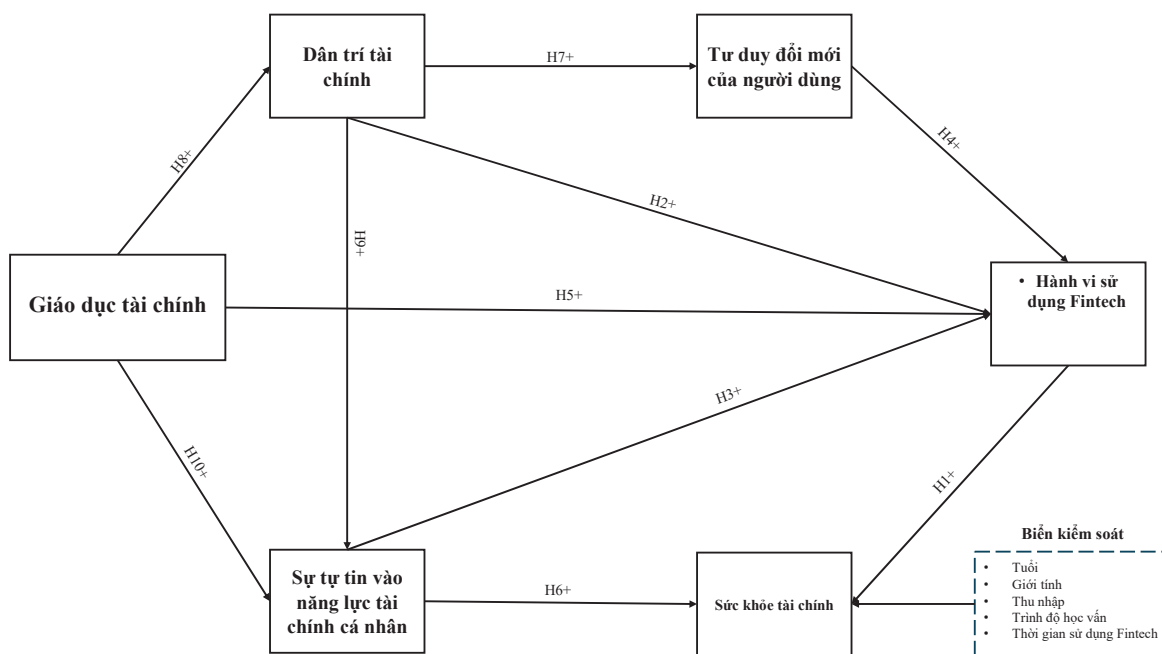
H8: Dân trí tài chính là trung gian trong mối quan hệ giữa Giáo dục tài chính và Sức khỏe tài chính.

2.2.3. Vai trò trung gian của Sự tự tin vào khả năng tài chính cá nhân

Theo mô hình *Social cognitive theory*, yếu tố Dân trí tài chính có tác động đến Sự tự tin vào năng lực tài chính cá nhân. Noor & cộng sự (2020) chỉ ra rằng những cá nhân có đầy đủ kiến thức & thông tin tài chính sẽ tự tin vào về khả năng của họ trong việc thực hiện các giao dịch thành công.

Theo Bandura (1977), đối với những cá nhân có sự tự tin cao vào khả năng tài chính của mình sẽ đạt được việc quản lý tài chính một cách hiệu quả hơn. Lý luận cũng được chấp thuận bởi các nghiên cứu của Dare &

Hình 1: Mô hình nghiên cứu



Nguồn: Nhóm nghiên cứu phát triển.

cộng sự (2023); Setianingsih & cộng sự (2022). Ngoài ra, Shim & cộng sự (2009), Asebedo & Seay (2018) cho rằng những người có tự giác tài chính cao hơn sẽ có khả năng cảm nhận dịch vụ Fintech là hữu ích, hài lòng với chúng và tiếp tục sử dụng chúng. Vì vậy:

H9: Sự tự tin vào khả năng tài chính cá nhân là trung gian trong mối quan hệ giữa Dân trí tài chính và Hành vi sử dụng Fintech.

Zhao & Zhang (2020); Ariati & cộng sự (2023) cũng chỉ ra rằng Giáo dục tài chính có tác động tới Sự tự tin vào khả năng tài chính cá nhân, cuối cùng dẫn tới hành vi sử dụng Fintech thực tế. Nguyên nhân thể hiện ở khi được giáo dục tài chính (sớm), các cá nhân sẽ tự tin hơn về sử dụng dịch vụ tài chính (tìm kiếm được khuyến mãi hoặc tránh được rủi ro do lừa đảo). Do đó:

H10: Sự tự tin vào khả năng tài chính cá nhân là trung gian trong mối quan hệ giữa Giáo dục tài chính và Hành vi sử dụng Fintech.

2.3. Mô hình nghiên cứu

Dựa vào các giả thuyết phía trên, chúng tôi phát triển mô hình nghiên cứu như Hình 1.

3. Phương pháp nghiên cứu

Trong bài nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng hai phương pháp thu thập dữ liệu bao gồm: Phương pháp định tính và Phương pháp định lượng. Phương pháp định lượng sẽ được trình bày chi tiết tại Phần 4, nên phần này chỉ tập trung vào định tính.

Đối với phương pháp định tính, chúng tôi đã tổ chức phỏng vấn hai đối tượng chính: (1) Các chuyên gia tài chính cá nhân và các nhà phát triển dịch vụ Fintech gồm 12 cá nhân; (2) Các cá nhân sử dụng dịch vụ Fintech bao gồm 25 cá nhân. Chúng tôi thực hiện tại các cuộc phỏng vấn tại ba thành phố, gồm Thành phố Hồ Chí Minh, Đà Nẵng và Hà Nội. Các cuộc phỏng vấn phần lớn đều diễn ra online. Mỗi cuộc phỏng vấn đều được chúng tôi ghi âm và thảo luận trong tối đa 24 giờ. Thông qua những thông tin được tổng hợp, chúng tôi nhận ra rằng việc nghiên cứu về Dân trí tài chính, Giáo dục tài chính, Sự tự tin vào khả năng tài chính cá nhân, Tư duy đổi mới của người dùng rất cần thiết, đặc biệt là tại Việt Nam. Ngoài ra, các chuyên gia cũng gợi ý cho chúng tôi các phương pháp nghiên cứu và sử dụng các thang đo phù hợp.

Dựa trên các gợi ý từ chuyên gia, chúng tôi đã sử dụng phương pháp định lượng. Chúng tôi đã xây dựng bảng hỏi với hai phần chính: (1) Phần đầu bao gồm các thông tin về nhân khẩu học bởi Wei & cộng sự (2019). (2) Phần hai bao gồm của bảng hỏi bao gồm: Dân trí tài chính bao gồm 7 câu hỏi bởi Widyastuti & cộng sự (2016) – được điều chỉnh theo OECD (2022), Anh & Vinh (2022); Tư duy đổi mới của người dùng bao gồm 3 câu hỏi Zhang & cộng sự (2018); Hành vi sử dụng Fintech bao gồm 9 câu hỏi Ndassi & cộng sự (2023); Sức khỏe tài chính bao gồm 4 câu hỏi Gutter & Copur (2011); Giáo dục tài chính bao gồm 6 câu hỏi bởi Radianto & Suryanto (2023); Sự tự tin vào khả năng tài chính bản thân Lown (2011). Trong phần này, chúng tôi đã áp dụng thang đo Likert 5 điểm với mức (1) đại diện cho Hoàn toàn không đồng ý và mức (5) đại diện cho Hoàn toàn đồng ý.

Chúng tôi đã sử dụng phương pháp phát bảng hỏi giấy cùng với phỏng vấn để đảm bảo chất lượng câu trả lời thu được chính xác nhất. Mỗi cá nhân tham gia phỏng vấn đều được chúng tôi trả một khoản tiền cảm ơn. Kết quả phỏng vấn được nhập liệu trên Excel 2016, sau đó được lọc bỏ câu trả lời không phù hợp, xử lý bằng SMARTPLS 4.0.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Mô tả mẫu nghiên cứu

Nghiên cứu của chúng tôi đã thu thập được 1.334 câu trả lời, tuy nhiên chỉ có 1.261 quan sát được sử dụng sau khi các câu trả lời trùng lặp hoặc không có mục đích được loại bỏ. Các đặc tính nhân khẩu học của các quan sát được thể hiện trong Bảng 1.

Phần lớn người tham gia khảo sát là nam giới, chiếm 57,73% số lượng người tham gia khảo sát. Thu nhập bình quân của họ rơi chủ yếu vào khoảng dưới 15 triệu đồng/tháng. Có tới hơn 70% số lượng người tham gia khảo sát trong nhóm này. Mức thu nhập này phần nào đó cũng phản ánh được trình độ học vấn của những người tham gia khảo sát (mức thu nhập của người dân Việt Nam tuy ở mức trung bình thấp – nhưng vẫn khá

Bảng 1: Đặc điểm nhân khẩu học

Thông tin nhân khẩu học	Đặc tính	Tần suất	Tỷ lệ
Giới tính	Nam	728	57,73%
	Nữ	533	42,27%
Thu nhập bình quân tháng (triệu đồng)	Dưới 10	562	44,57%
	Từ 10 đến dưới 15	355	28,15%
	Từ 15 đến dưới 20	215	17,05%
	Từ 20 đến dưới 25	74	5,87%
	Trên 25	55	4,36%
Trình độ học vấn	Đến trung học phổ thông	454	36,02%
	Trung cấp và Cao đẳng	389	30,84%
	Cử nhân, kỹ sư hoặc các chương trình sau đại học	418	33,14%
Thời gian sử dụng Fintech	Dưới 1 năm	353	27,99%
	1 – 2 năm	310	24,58%
	2 – 3 năm	146	11,58%
	3 – 4 năm	310	20,06%
	Trên 4 năm	199	15,79%

Nguồn: Nhóm nghiên cứu phát triển.

thấp so với các nước trên thế giới – theo World Bank (2019)). Cuối cùng, hầu hết nhóm tham gia khảo sát đều đã sử dụng Fintech trong vòng 2 năm (chiếm tới hơn 50% số lượng người tham gia khảo sát).

4.2. Kết quả kiểm định mô hình

Để đánh giá độ tin cậy mô hình đo lường, chúng tôi đã sử dụng phương pháp PLS-SEM của Hair Jr & cộng sự (2020) sau khi nghiên cứu thỏa mãn *PLS-SEM algorithm* đạt điều kiện (*iteration* < 3.000); *Outer loading* của các biến tiềm ẩn đều trên 0,708 (ngoại trừ các biến UFB1,4,5,8,9; và FSE 7,8); VIF của các biến tiềm ẩn còn lại cũng thỏa mãn điều kiện nhỏ hơn 5. Kết quả kiểm định được trình bày trong Bảng 2.

Bảng 2: Kiểm định độ tin cậy mô hình

Variables	Cronbach's alpha (CA)	Composite reliability (rho a) (CR)	Average variance extracted (AVE)
Dân trí tài chính (FL)	0,763	0,767	0,583
Giáo dục tài chính (FS)	0,742	0,743	0,564
Sự tự tin vào khả năng tài chính cá nhân (FSE)	0,880	0,883	0,626
Tư duy đổi mới của người dùng (UI)	0,700	0,703	0,625
Hành vi sử dụng Fintech (UFB)	0,759	0,759	0,580
Sức khỏe tài chính (FWB)	0,810	0,811	0,637

Nguồn: Nhóm nghiên cứu phát triển.

Dựa vào các kết quả được cung cấp ở Bảng 2, có thể đánh giá rằng tất cả các latent variables xuất hiện trong mô hình đo lường đều thể hiện mức độ tin cậy tốt. Đối với mức độ tin cậy, các hệ số Cronbach Alpha, Composite Reliability của tất cả các biến đều thỏa mãn mức lớn hơn 0,7; hệ số AVE cao hơn 0,5. Sau khi tất cả các biến trong mô hình đo lường của nghiên cứu đã đảm bảo tính reliability và validity, chúng tôi thực hiện phương pháp Bootstrapping để kiểm định các giả thuyết, kết quả Bootstrapping được thể hiện lần lượt trong Bảng 3.

Dựa vào Bảng 3, có thể thấy, các giả thuyết, H1; H2; H5; H6; H8 được ủng hộ với hệ số P-value nhỏ hơn 0,05. Tuy nhiên, với mức độ tin cậy 95% đối với các giả thuyết còn lại bao gồm H3; H4; H7; H9; H10 thì không được ủng hộ với P-value lớn hơn 0,05. Tất cả các kết quả Bootstrapping của các giả thiết nói trên được biểu thị dưới dạng mô hình trong Hình 2.

4.3. Thảo luận kết quả và hàm ý chính sách

Bảng 3: Tổng hợp kết quả Bootstrapping

Giả thuyết	Biến độc lập	Biến trung gian	Biến phụ thuộc	Hệ số tác động gián tiếp	P_value (<0,05)	Loại trung gian
1	FS	UFB	FWB	0,095	0	Trung gian một phần
2	FL			0,083	0	Trung gian một phần
3	FSE			0,016	0,155	Không có tác động trung gian
4	UI			0,02	0,061	Không có tác động trung gian
5	FS	FL	UFB	0,034	0	Trung gian một phần
6			FSE	0,008	0,03	Trung gian một phần
7			UI	0,002	0,127	Không có tác động trung gian
8			FWB	0,043	0,01	Trung gian một phần
9	FL	FSE	UFB	0,002	0,235	Không có tác động trung gian
10	FS			0,004	0,169	Không có tác động trung gian

Nguồn: Kết quả từ SMARTPLS 4.0.

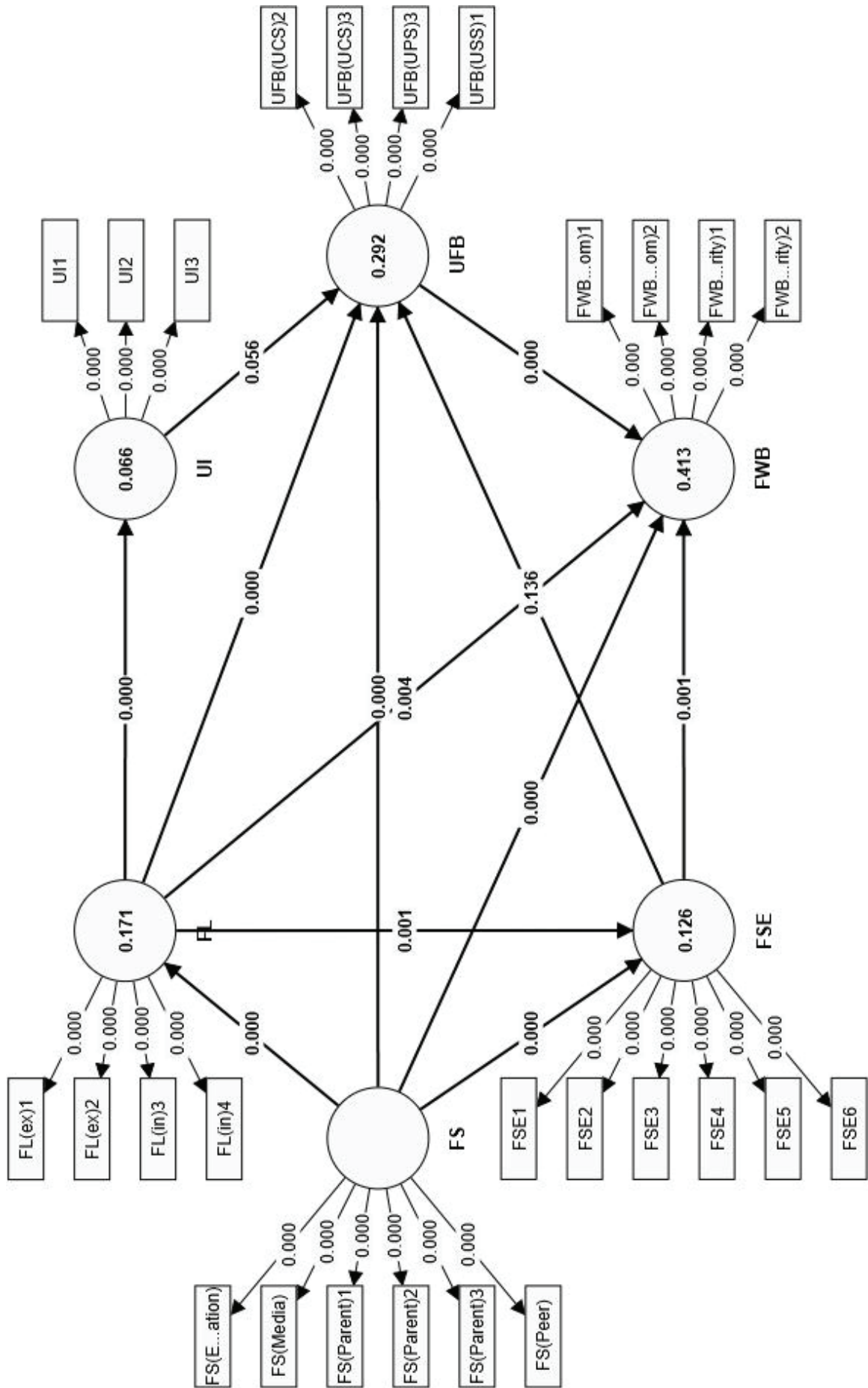
Đầu tiên, nghiên cứu của chúng tôi đã làm rõ vai trò trung gian của Hành vi sử dụng Fintech, bao gồm các giả thuyết H1; H2; H3; H4. Tuy nhiên, các giả thuyết 3 và 4 không được ủng hộ dẫn đến kết quả nghiên cứu của chúng tôi chưa được đồng thuận với các nghiên cứu của Dare & cộng sự (2023); Setiawan & cộng sự (2021) nhưng lại được ủng hộ bởi các nghiên cứu như Lanz & cộng sự (2020) hay Sabri & cộng sự (2023). Như vậy, chỉ cần có dân trí tài chính cao hoặc được giáo dục tài chính tốt thì khi dùng Fintech, người dùng sẽ cải thiện được sức khỏe tài chính. Có thể kết luận rằng việc nâng cao sức khỏe tài chính bằng Fintech chỉ có thể được nắm bắt bởi những người có kiến thức. Tuy nhiên, để có thể mở rộng hơn tới những người chưa có kiến thức nền tảng, cần phải đẩy mạnh sự phát triển của truyền thông cũng như các trải nghiệm dịch vụ dễ dàng ví dụ như thanh toán, cho vay, tiết kiệm một chạm, hoặc thể chấp trực tuyến nhằm kích thích người tiêu dùng tìm hiểu, sử dụng và thoát ly khỏi các dịch vụ truyền thống.

Ngoài ra, một góc độ khác mà chúng tôi đưa ra về giáo dục tài chính cần được quan tâm. Dân trí tài chính – theo nhiều các nghiên cứu đi trước – được cho là có ảnh hưởng đến sức khỏe tài chính và cũng tác động đến việc sử dụng các dịch vụ tài chính phi ngân hàng. Trong mục tiêu tài chính toàn diện của Việt Nam, việc giáo dục trở nên cần thiết để thế hệ mới (gen Alpha và các thế hệ sau) có thể sử dụng tiền một cách phù hợp. Việc đưa các môn học như kinh tế học, tài chính cá nhân xuống các trường cấp ba nên được cân nhắc. Một khía cạnh khác về giáo dục tài chính sớm như đưa các môn học liên quan đến tài chính cá nhân cần được triển khai vào các trường đại học.

Bên cạnh đó, chúng tôi đã chứng minh được vai trò trung gian của Dân trí tài chính, bao gồm H5, H6, H7 và H8 – tức là những người được giáo dục tài chính và có dân trí tài chính cao sẽ có được sự tự tin vào năng lực tài chính bản thân, có xu hướng tham gia sử dụng dịch vụ tài chính Fintech nhiều hơn và đạt được sức khỏe tài chính tốt. Kết quả nghiên cứu này được đồng thuận bởi nhiều nghiên cứu khác nhau trên thế giới như Ameliawati & Setiyani (2018); Rahayu & cộng sự (2022); Qasim & Siddiqui (2021). Từ đó có thể thấy, Fintech ở Việt Nam đang dần dần được công nhận bởi nhóm người dùng có kiến thức tài chính tốt. So với các số liệu về dân trí tài chính hay ứng dụng Fintech tại Việt Nam của Anh & Vinh (2022), Đào Hồng Nhung & cộng sự (2020), Lê Thanh Tâm (2022), đây là một sự phát triển vượt bậc về mặt phổ cập kiến thức tài chính. Tuy nhiên, kết quả của chúng tôi cũng chỉ ra, dân trí tài chính cao không thể làm tăng tinh thần đổi mới của người dùng dù họ được giáo dục tài chính. Sự e ngại về những rủi ro công nghệ vẫn được thể hiện ở người dùng, chứng tỏ các dịch vụ Fintech tuy có hiệu quả nhưng có thể vẫn còn rủi ro bảo mật. Từ kết quả trên, chúng tôi gợi ý tích hợp bảo mật sinh trắc học cho tất cả giao dịch để đảm bảo rút ngắn thời gian giao dịch và tính bảo mật.

Cuối cùng, nhóm nghiên cứu chưa chứng minh được vai trò trung gian của sự tự tin vào tài chính cá nhân, bao gồm các giả thuyết H9; H10 – tức là những người được giáo dục tài chính và có dân trí tài chính sẽ có hành vi sử dụng Fintech mà không cần tới sự hỗ trợ của tự tin vào khả năng tài chính cá nhân. Kết quả

Hình 2: Kết quả Bootstrapping



nghiên cứu này được ủng hộ bởi các nghiên cứu của Ariati & cộng sự (2023). Điều này thể hiện rõ họ rất cởi mở trong việc sử dụng, coi Fintech như một cách để họ có thể quản trị tài chính tốt hơn. Vì thế, vấn đề về thúc đẩy tính năng, tăng khả năng quản trị bảo mật, rủi ro như đã đề cập ở trên nhằm thu hút được nhóm khách hàng này.

5. Kết luận

Trong số 10 giả thuyết được xây dựng đã có 5 giả thuyết được hỗ trợ bao gồm H1, H2, H5, H6, H8 trong khi 5 giả thuyết còn lại bị từ chối bao gồm các giả thuyết 3, 4, 7, 9, 10. Điểm đáng kể nhất trong nghiên cứu này là chứng minh được (1) Vai trò trung gian của Hành vi sử dụng Fintech; (2) Vai trò trung gian của Dân trí tài chính; (3) Vai trò trung gian của Sự tự tin vào năng lực tài chính cá nhân.

Chúng tôi cũng thừa nhận một số hạn chế của nghiên cứu. Thứ nhất, vấn đề về nhân khẩu học. Mỗi một cá nhân khác nhau – do hoàn cảnh gia đình, điều kiện làm việc, giới tính, hôn nhân... sẽ có một góc nhìn về tài chính cá nhân. Do vậy, cần kiểm định vấn đề nhân khẩu học. Thứ hai, kết quả phỏng vấn sâu cũng thấy rằng giáo dục tài chính có tác động trực tiếp đến sức khỏe tài chính, nhưng chưa được kiểm định trong nghiên cứu này. Cuối cùng, trong tôi có đánh giá giáo dục tài chính, nhưng một số nghiên cứu mà chúng tôi được biết tiếp cận nhóm người trẻ, được giáo dục tài chính sớm. Giáo dục sớm sẽ tác động đến sức khỏe tài chính cá nhân. Đây là hướng đi sẽ được bổ khuyết trong thời gian tới.

Ngoài ra, có một khó khăn mà chúng tôi chưa xử lý được. Nhiều nghiên cứu chỉ ra rằng tôn giáo có thể tác động đến sức khỏe tài chính, nhưng chúng tôi không thể xác định được ai là người theo đạo Phật (trong khi 12 tôn giáo khác ở Việt Nam lại được xác định rất dễ dàng). Hầu hết những người được phỏng vấn hoặc trả lời bảng hỏi đều đi chùa tối thiểu vài lần trong một năm, thậm chí chịu ảnh hưởng lớn từ tư tưởng nhà Phật, nhưng họ cho rằng mình không theo đạo Phật. Chúng tôi mong muốn nhận được góp ý về vấn đề này.

Tài liệu tham khảo:

- Agarwal, R. & Prasad, J. (1998), 'A conceptual and operational definition of personal innovativeness in the domain of information technology', *Information systems research*, 9(2), 204-215.
- Amatucci, F.M. & Crawley, D.C. (2011), 'Financial self-efficacy among women entrepreneurs', *International Journal of Gender and Entrepreneurship*, 3(1), 23-37.
- Ameliawati, M. & Setiyani, R. (2018), 'The influence of financial attitude, financial socialization, and financial experience to financial management behavior with financial literacy as the mediation variable', *KnE Social Sciences*, 3(10), 811-832.
- Anh, K.T. & Vinh, T.T. (2022), 'Impact of financial literacy on Vietnamese students' spending management', *VNU Journal of Economics and Business*, 2(2), 95-102.
- Ariati, Y., Buchdadi, A.D. & Gurendrawati, E. (2023), 'Financial literacy and family financial socialization: Study of its impact on financial well-being as mediated by financial self-efficacy', *The International Journal of Social Sciences World (TIJOSSW)*, 5(2), 123-140.
- Asebedo, S.D. & Seay, M.C. (2018), 'Financial self-efficacy and the saving behavior of JFCP_29_2_A15_357-368-retirees', *Journal of Financial Counseling and Planning*, 29(2), 357-368.
- Aulia, A., Rahayu, R. & Bahari, A. (2023), 'The influence of digital financial literacy on financial well-being with financial behavior as a moderation variable: Communities in West Sumatra', *Jurnal Akuntansi*, 13(2), 141-149.
- Bandura, A. (1977), 'Self-efficacy: toward a unifying theory of behavioral change', *Psychological review*, 84(2), 191-215.
- Bandura, A. (1986), 'Social foundations of thought and action', *Englewood Cliffs*, 1986(2), 23-28.
- Bangun, B.P.P. & Kurniyati, N.N. (2022), 'The role of financial behavior in mediation the influence of financial literacy and financial self-efficacy on financial well-being', *International Journal of Economics and Management Research*, 1(3), 166-176.
- Brüggen, E.C., Hogreve, J., Holmlund, M., Kabadayi, S. & Löfgren, M. (2017), 'Financial well-being: A

conceptualization and research agenda', *Journal of business research*, 79, 228-237.

- Dare, S.E., van Dijk, W.W., van Dijk, E., van Dillen, L.F., Gallucci, M. & Simonse, O. (2023), 'How executive functioning and financial self-efficacy predict subjective financial well-being via positive financial behaviors', *Journal of Family and Economic Issues*, 44(2), 232-248.
- Đào Hồng Nhung, Trần Thanh Thu & Nguyễn Minh Tuấn (2020), 'Tác động của Fintech đối với tài chính toàn diện: Bằng chứng thực nghiệm tại các quốc gia và một số khuyến nghị cho Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 276, 41-48.
- Farooq, S.H., Shah, S.Z.A. & Rasheed, S. (2021), 'Impact of financial attitude, financial literacy and parental financial socialization on prudent financial management practices: A moderating effect of financial well-being among the youth of Pakistan', *Abasyn University Journal of Social Sciences*, 14(1), 14-33.
- Gai, K., Qiu, M. & Sun, X. (2018), 'A survey on FinTech', *Journal of Network and Computer Applications*, 103, 262-273.
- Gudmunson, C.G. & Danes, S.M. (2011), 'Family financial socialization: Theory and critical review', *Journal of Family and Economic Issues*, 32(4), 644-667.
- Gutter, M. & Copur, Z. (2011), 'Financial behaviors and financial well-being of college students: Evidence from a national survey', *Journal of Family and Economic Issues*, 32(4), 699-714.
- Hair Jr, J.F., Howard, M.C. & Nitzl, C. (2020), 'Assessing measurement model quality in PLS-SEM using confirmatory composite analysis', *Journal of Business Research*, 109, 101-110.
- Huston, S.J. (2010), 'Measuring financial literacy', *Journal of Consumer Affairs*, 44(2), 296-316.
- Jorgensen, B.L. & Savla, J. (2010), 'Financial literacy of young adults: The importance of parental socialization', *Family relations*, 59(4), 465-478.
- Kang, J. (2018), 'Mobile payment in Fintech environment: trends, security challenges, and services', *Human-centric Computing and Information sciences*, 8(1), 1-16.
- Khúc Thế Anh, Phạm Bích Liên & Bùi Kiên Trung (2020), 'Nhân tố tác động đến dân trí tài chính của người nghèo khu vực nông thôn Việt Nam', *Kinh tế & Phát triển*, 272, 42-51.
- Lanz, M., Sorgente, A. & Danes, S.M. (2020), 'Implicit family financial socialization and emerging adults' financial well-being: A multi-informant approach', *Emerging Adulthood*, 8(6), 443-452.
- LeBaron, A.B., Holmes, E.K., Jorgensen, B.L. & Bean, R.A. (2020), 'Parental financial education during childhood and financial behaviors of emerging adults', *Journal of Financial Counseling and Planning*, 31(1), 42-54.
- Lê Thanh Tâm (2022), *Phát triển hệ sinh thái Fintech cho tài chính toàn diện tại Việt Nam*, Nhà xuất bản Đại học Kinh tế Quốc dân, Hà Nội.
- Liébana-Cabanillas, F., Marinkovic, V., De Luna, I.R. & Kalinic, Z. (2018), 'Predicting the determinants of mobile payment acceptance: A hybrid SEM-neural network approach', *Technological Forecasting and Social Change*, 129, 117-130.
- Liu, B., Wang, J., Chan, K.C. & Fung, A. (2021), 'The impact of entrepreneurs's financial literacy on innovation within small and medium-sized enterprises', *International Small Business Journal*, 39(3), 228-246.
- Lown, J.M. (2011), 'Development and validation of a financial self-efficacy scale', *Journal of Financial Counseling and Planning*, 22(2), 54-64.
- Lusardi, A. (2019), 'Financial literacy and the need for financial education: evidence and implications', *Swiss Journal of Economics Statistics*, 155(1), 1-8.
- Lusardi, A., Hasler, A. & Yakoboski, P.J. (2021), 'Building up financial literacy and financial resilience', *Mind & Society*, 20(2), 181-187.
- Lusardi, A. & Mitchell, O.S. (2008), 'Planning and financial literacy: How do women fare?', *American Economic Review*, 98(2), 413-417.
- Lusardi, A. & Tufano, P. (2015), 'Debt literacy, financial experiences, and overindebtedness', *Journal of Pension Economics Finance*, 14(4), 332-368.
- Meyliana, M. & Fernando, E. (2019), 'The influence of perceived risk and trust in adoption of fintech services in Indonesia', *CommIT (Communication and Information Technology) Journal*, 13(1), 31-37.
- Morgan, P.J. & Trinh, L.Q. (2020), 'Fintech and financial literacy in Viet Nam', *ADB Working Paper Series*, ADBI,

Japan.

- Ndassi, A.O., Kala Kamdjoug, J.R. & Gueyie, J.P. (2023), 'Mobile money, bank deposit and perceived financial inclusion in Cameroon', *Journal of Small Business & Entrepreneurship*, 35(1), 14-32.
- Noor, N., Batool, I. & Arshad, H.M. (2020), 'Financial literacy, financial self-efficacy and financial account ownership behavior in Pakistan', *Cogent Economics & Finance*, 8(1), 1-17.
- OECD (2022), *OECD/INFE Toolkit for Measuring Financial Literacy and Financial Inclusion*, OECD Publishing.
- Oquaye, M., Owusu, G.M.Y. & Bokpin, G.A. (2022), 'The antecedents and consequence of financial well-being: A survey of parliamentarians in Ghana', *Review of Behavioral Finance*, 14(1), 68-90.
- Qasim, M. & Siddiqui, D.A. (2021), 'Impact of financial socialization, financial literacy, and attitude towards money on financial well-being in Pakistan: The complementary role of financial self-efficacy, locus of control, and collectivism', *Financial Literacy, and Attitude Towards Money on Financial Well-Being in Pakistan: The Complementary Role of Financial Self-Efficacy, Locus of Control, and Collectivism (October 14, 2021)*, 4(1), 1-31.
- Quốc hội (2010), *Luật số 47/2010/QH12 về Luật các Tổ chức Tín dụng*, ban hành ngày 16 tháng 6 năm 2010.
- Radianto, W.D. & Suryanto, A. (2023), 'Analysis of the benefits of financial technology and financial socialization towards financial behavior in students in Surabaya post pandemic with financial literacy as the intervening variable', *Business and Finance Journal*, 8(1), 30-47.
- Rahayu, R., Ali, S., Aulia, A. & Hidayah, R. (2022), 'The current digital financial literacy and financial behavior in Indonesian millennial generation', *Journal of Accounting and Investment*, 23(1), 78-94.
- Rogers, E.M. (1995), 'Diffusion of Innovations: modifications of a model for telecommunications', *Die diffusion von innovationen in der telekommunikation*, 15, 25-38.
- Sabri, M.F., Anthony, M., Law, S.H., Rahim, H.A., Burhan, N.A.S. & Ithnin, M. (2023), 'Impact of financial behaviour on financial well-being: evidence among young adults in Malaysia', *Journal of Financial Services Marketing*, 1, 1-20.
- Setianingsih, D., Dewi, M. & Chanda, A. (2022), 'The effect of financial knowledge, financial planning, internal locus of control, and financial self-efficacy on financial management behaviour: A case study of SMEs grocery stores', *Jurnal Samudra Ekonomika*, 6(1), 19-30.
- Setiawan, B., Nugraha, D.P., Irawan, A., Nathan, R.J. & Zoltan, Z. (2021), 'User innovativeness and fintech adoption in Indonesia', *Journal of Open Innovation: Technology, Market, and Complexity*, 7(3), 1-18.
- She, L., Waheed, H., Lim, W.M. & E-Vahdati, S. (2023), 'Young adults' financial well-being: current insights and future directions', *International journal of bank marketing*, 41(2), 333-368.
- Shim, S., Xiao, J.J., Barber, B.L. & Lyons, A.C. (2009), 'Pathways to life success: A conceptual model of financial well-being for young adults', *Journal of applied developmental psychology*, 30(6), 708-723.
- Taft, M.K., Hosein, Z.Z., Mehrizi, S.M.T. & Roshan, A. (2013), 'The relation between financial literacy, financial wellbeing and financial concerns', *International Journal of Business Management*, 8(11), 63-75.
- Utkarsh, P.A., Ashta, A., Spiegelman, E. & Sutan, A. (2020), 'Catch them young: Impact of financial socialization, financial literacy and attitude towards money on financial well-being of young adults', *International Journal of Consumer Studies*, 44(6), 531-541.
- Wei, Y., Wang, Z., Wang, H., Li, Y. & Jiang, Z. (2019), 'Predicting population age structures of China, India, and Vietnam by 2030 based on compositional data', *PLoS One*, 14(4), 1-42.
- Widyastuti, U., Suhud, U. & Sumiati, A. (2016), 'The impact of financial literacy on student teachers' saving intention and saving behaviour', *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 7(6), 41-49.
- World Bank (2019), *Vietnam Development Report 2019: Connecting Vietnam for Growth and Shared Prosperity*, The World Bank, Hanoi.
- Zhang, T., Lu, C. & Kizildag, M. (2018), 'Banking "on-the-go": examining consumers' adoption of mobile banking services', *International Journal of Quality and Service Sciences*, 10(3), 279-295.
- Zhao, H. & Zhang, L. (2020), 'Talking money at home: the value of family financial socialization', *International Journal of Bank Marketing*, 38(7), 1617-1634.

KHẢO SÁT HIỆU ỨNG BẤT ĐỐI XỨNG TRONG BIẾN ĐỘNG TỶ SUẤT SINH LỢI CỦA CÁC CHUỖI TIỀN ĐIỆN TỬ

Nguyễn Lý Kiều Chinh

Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh - Phân Hiệu Vĩnh Long

Email: chinhnlk@ueh.edu.vn

Trần Thị Tuấn Anh

Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh

Email: anhttt@ueh.edu.vn

Mã bài: JED-1337

Ngày nhận bài: 11/08/2023

Ngày nhận bài sửa: 11/10/2023

Ngày duyệt đăng: 18/11/2023

DOI: 10.33301/JED.VI.1337

Tóm tắt

Nghiên cứu này sử dụng các mô hình GARCH, bao gồm EGARCH(1,1), GJR-GARCH(1,1), TGARCH(1,1) và APARCH(1,1) để khảo sát sự bất đối xứng trong biến động tỷ suất sinh lợi của các chuỗi tiền điện tử như Bitcoin, Ethereum, Ripple (XRP), Binance Coin (BNB) và DigiByte (DGB) trong khoảng thời gian từ ngày 01 tháng 01 năm 2018 đến ngày 31 tháng 5 năm 2023. Kết quả cho thấy mô hình EGARCH(1,1) là mô hình tốt nhất để mô tả hiệu ứng bất đối xứng trong biến động tỷ suất sinh lợi của các chuỗi tiền điện tử. Sự biến động tăng nhiều hơn trong phản ứng với cú sốc tích cực hơn là cú sốc tiêu cực, hàm ý một hiệu ứng bất đối xứng khác với hiệu ứng thường thấy trên thị trường chứng khoán. Kết quả nghiên cứu giúp nhà đầu tư và nhà quản lý rủi ro trong thị trường tiền điện tử hiểu rõ hơn về sự biến động tỷ suất sinh lợi, nhận biết, đánh giá rủi ro một cách chính xác hơn và đưa ra các chiến lược đầu tư phù hợp.

Từ khóa: Hiệu ứng bất đối xứng, Mô hình GARCH, tiền điện tử.

JEL code: G15, G17, Q02

Investigating the asymmetric effects in the volatility of cryptocurrencies

Abstract

This research uses GARCH models, including EGARCH(1,1), GJR-GARCH(1,1), TGARCH(1,1), and APARCH(1,1), to investigate asymmetry in variables. Returns movements of cryptocurrencies such as Bitcoin, Ethereum, Ripple (XRP), Binance Coin (BNB), and DigiByte (DGB) between January 1, 2018 and May 31, 2023. The results show that the EGARCH(1,1) model is the best model to describe the asymmetric effect in the return volatility of cryptocurrency chains. Volatility increases more in response to positive shocks than adverse shocks, implying an asymmetric effect different from that typically observed in stock markets. Research results help investors and risk managers in the cryptocurrency market better understand the volatility of returns, identify and assess risks more accurately, and develop appropriate investment strategies.

Keywords: Asymmetric effect, GARCH model, cryptocurrency.

JEL code: G15, G17, Q02

1. Giới thiệu

Theo CoinMarketCap, hơn 25.000 dự án tiền điện tử được giao dịch trên thị trường hiện nay. Nhưng ngay cả khi có hàng ngàn loại tiền điện tử, thị trường vẫn bị thống trị bởi tiền điện tử đầu tiên Bitcoin và Ethereum. Vốn hóa thị trường của Ethereum và Bitcoin chiếm gần 70% thị trường tiền điện tử trị giá khoảng 1,2 nghìn tỷ USD (Ashmore & Powell, 2023). Tiền điện tử có sự khác biệt đáng kể so với các tài sản tài

chính khác trên thị trường tài chính và do đó mang lại cơ hội hấp dẫn cho các nhà đầu tư và người tham gia thị trường về phân tích danh mục đầu tư, quản lý rủi ro và thậm chí phân tích tâm lý người tiêu dùng (Dyhrberg, 2016b). Tuy nhiên, tiền điện tử là một nguồn tài chính bất ổn tiềm ẩn, do thiếu sự quy định, sự thiếu tin cậy, rủi ro công nghệ và đặc biệt là tác động của tin tức và thị trường. Thị trường tiền điện tử rất nhạy cảm với các tin tức và sự kiện liên quan đến tiền điện tử như chính sách chính phủ và tâm lý thị trường. Một thông tin tích cực hoặc tiêu cực có thể gây ra sự biến động mạnh trong giá trị tiền điện tử, khiến cho thị trường trở nên không ổn định và khó dự đoán. Do đó, các nhà đầu tư quan tâm đến việc ước lượng một cách chính xác biến động của các chuỗi tiền tệ này.

Phát hiện từ một số nghiên cứu cho thấy có sự tồn tại của hiệu ứng bất đối xứng trên thị trường chứng khoán Trung Quốc (Wan & cộng sự, 2014) và trên thị trường vàng (Baur, 2012) nhưng vẫn chưa có nhiều nghiên cứu trên thị trường tiền điện tử. Baur & cộng sự (2018) tìm thấy sự tồn tại của sự biến động bất đối xứng tích cực đối với phần lớn tiền điện tử trong mẫu từ năm 2013 đến 2018. Trong khi đó, Bouri & cộng sự (2017), nghiên cứu sự tồn tại của bất đối xứng từ 2011 đến 2013 nhưng không tìm thấy kết quả thống kê có ý nghĩa trong khung thời gian từ 2013 đến 2016. Các kết quả khác nhau từ các nghiên cứu này là lý do để khảo sát hiệu ứng bất đối xứng trong biến động tỷ suất sinh lợi của chuỗi tiền điện tử gồm có Bitcoin, Ethereum, XRP, BNB, DGB. Đây là những loại tiền điện tử phổ biến nhất đang lưu hành hiện nay, có vốn hóa thị trường cao nhất và được dự báo là những loại tiền được chú ý nhất, đáng được đầu tư nhất từ năm 2021 đến tháng 6/2023 (HACOM, 2021; Lưu Khánh Quyền, 2022; Vũ Hero, 2023). Ngoài ra, theo tìm hiểu của tác giả thì chưa có nghiên cứu nào về khảo sát hiệu ứng bất đối xứng trong biến động tỷ suất sinh lợi của chuỗi tiền điện tử BNB, DGB.

Vì vậy, trong bài báo này sử dụng các mô hình GARCH bất đối xứng (Asymmetric Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity) như mô hình EGARCH của Nelson (1991), mô hình GJR-GARCH của Glosten & cộng sự (1993), mô hình T-GARCH của Glosten & cộng sự (1993) và Zakoian (1994) và mô hình APARCH của Ding & cộng sự (1993) để khảo sát hiệu ứng bất đối xứng trong sự biến động về giá của 5 loại tiền điện tử gồm Bitcoin, Ethereum, XRP, BNB, DGB. Các hàm ý quản trị từ bài báo này, dựa trên các kết quả và diễn giải của mô hình họ GARCH bất đối xứng, sẽ giúp các nhà đầu tư xây dựng chiến lược và lựa chọn đầu tư phù hợp. Các phần còn lại của bài báo được tổ chức như sau: Mục 2 trình bày tổng quan tài liệu trong khi Mục 3 mô tả phương pháp luận được sử dụng. Dữ liệu và kết quả nghiên cứu được trình bày trong Mục 4. Kết luận và các khuyến nghị được trình bày trong Mục 5.

2. Tổng quan lý thuyết

Sự hiện diện của hiệu ứng bất đối xứng trong quá trình biến động trước những cú sốc không lường trước được là một đặc điểm nổi bật của chuỗi thời gian thị trường tài chính. Hiện tượng biến động bất đối xứng được phát triển lần đầu tiên bởi Black (1976), đề cập đến thực tế là tỷ suất sinh lợi của chứng khoán và độ biến động có điều kiện của nó có mối tương quan nghịch. Christie (1982) giải thích hiệu ứng biến động bất đối xứng bằng giả thuyết tác động đòn bẩy. Nếu một cổ phiếu ghi nhận lợi suất âm, điều này tăng đòn bẩy tài chính, từ đó làm tăng biến động của cổ phiếu do rủi ro cao hơn. Campbell & Hentschel (1992) cho rằng biến động bất đối xứng vì tác động của cú sốc tích cực không mạnh như cú sốc tiêu cực. Trong chuỗi thời gian của thị trường tài chính, sự bất đối xứng trong quá trình biến động trước các cú sốc là rất đáng chú ý (Ibrahim, 2020).

Theo Black (1976) và Christie (1982), hiệu ứng bất đối xứng trong thị trường tài chính được định nghĩa là sự khác biệt trong độ biến động của giá tài sản giữa các giai đoạn tăng và giảm. Nghĩa là, khi giá tài sản tăng, độ biến động có thể tăng lên mạnh hơn so với khi giá tài sản giảm. Hiệu ứng này cho thấy rằng thị trường có xu hướng phản ứng mạnh hơn và nhanh chóng hơn đối với các thông tin tích cực so với các thông tin tiêu cực.

Với sự phổ biến ngày càng tăng của các loại tiền điện tử, trong những năm gần đây, ngày càng có nhiều tài liệu phân tích sự giống nhau về đặc tính biến động giữa tiền điện tử và các tài sản tài chính khác (Baur & cộng sự, 2018; Dyhrberg, 2016a; Bouri & cộng sự, 2017; Klein & cộng sự, 2018). Nghiên cứu sự biến động của tiền điện tử rất quan trọng đối với nhà đầu tư tài chính vì có thể phòng ngừa rủi ro hoặc định giá trong đầu tư tài chính. Do đó, những kết quả này sẽ đặc biệt hữu ích về quản lý rủi ro và danh mục đầu tư, đồng thời có thể giúp họ đưa ra quyết định sáng suốt hơn về đầu tư tài chính cũng như những lợi ích và cạm bẫy

tiềm ẩn của việc sử dụng tiền điện tử (Chu & cộng sự, 2017).

Nghiên cứu của Baur & Dimpfl (2018) khảo sát hiệu ứng bất đối xứng của 20 loại tiền điện tử lớn nhất thế giới dựa trên vốn hóa thị trường, kết quả cho thấy những cú sốc tích cực làm tăng mức độ biến động nhiều hơn những cú sốc tiêu cực với phần lớn trong số 20 loại tiền điện tử nhưng chỉ có bằng chứng yếu cho hai loại tiền điện tử lớn nhất Bitcoin và Ethereum cho thấy rằng hai loại tiền điện tử này không bị chi phối bởi các nhà đầu tư thiếu hiểu biết.

Nghiên cứu của Cheikh & cộng sự (2020) tập trung vào nghiên cứu biến động bất đối xứng trong thị trường tiền điện tử (Bitcoin, Ethereum, XRP, and Litecoin). Nghiên cứu sử dụng mô hình ST-GARCH mang lại sự linh hoạt hơn trong việc nắm bắt tác động khác biệt của các cú sốc tích cực so với các cú sốc tiêu cực. Ngoài ra, nghiên cứu tìm thấy bằng chứng mạnh mẽ về phản ứng bất đối xứng ngược đối với tiền điện tử Bitcoin, XRP, Litecoin. Tuy nhiên, không có hiệu ứng bất đối xứng nào được phát hiện đối với tiền điện tử Ethereum bằng mô hình EGARCH, GRJ-GARCH, ZARCH, ST-GARCH. Katsiampa (2017) sử dụng các biến thể của mô hình GARCH bao gồm GARCH, EGARCH và TGARCH để ước lượng biến động của Bitcoin. Họ so sánh các mô hình này dựa trên các tiêu chí như khả năng dự báo, hiệu suất và sự phù hợp với dữ liệu thực tế. Kết quả nghiên cứu cho thấy rằng mô hình GARCH có thể được sử dụng để ước lượng biến động của Bitcoin. Tuy nhiên, các biến thể của mô hình GARCH, như EGARCH và TGARCH, có thể cung cấp một ước lượng tốt hơn về biến động và khả năng dự báo.

Nghiên cứu của Eroğlu Sevinç & Yüce Akıncı (2021) cho thấy lợi suất của Bitcoin bị ảnh hưởng bởi các cú sốc trong quá khứ và các cú sốc biến động của các giai đoạn trước có thể tồn tại lâu dài trong hiện tại. Ngoài ra, các cú sốc trong quá khứ có tác động hiệu ứng bất đối xứng với giai đoạn hiện tại và thông tin tiêu cực đã được phát hiện là ảnh hưởng đến sự biến động của lợi suất Bitcoin nhiều hơn thông tin tích cực, phản ánh sự tồn tại của hiệu ứng đòn bẩy đối với lợi suất của Bitcoin.

Nghiên cứu của Kakinaka & Umeno (2022) cho rằng cấu trúc phụ thuộc vào quy mô của hiệu ứng biến động bất đối xứng trong 6 loại tiền điện tử tiêu biểu gồm có Bitcoin, Ethereum, XRP, Litecoin, Monero và Dash. Bằng cách phát triển phương pháp tiếp cận động của phân tích hồi quy Fractal dựa trên DFA, cho thấy rằng hiện tượng biến động bất đối xứng thay đổi theo quy mô, tiền điện tử và cấu trúc thay đổi theo thời gian. Trái ngược với những gì thường thấy trên thị trường chứng khoán, các loại tiền tệ nhỏ cho thấy hiệu ứng biến động bất đối xứng “ngịch đảo” ở quy mô tương đối lớn, trong đó các cú sốc tích cực có tác động lớn hơn đến sự biến động so với các cú sốc tiêu cực.

Nghiên cứu của Gherghina & Simionescu (2023) tìm hiểu về hiệu ứng bất đối xứng của tin tức về đại dịch COVID-19 đối với thị trường tiền điện tử, bằng cách sử dụng phương pháp hồi quy phi tuyến tính tự hồi quy và phân tích tần số để xác định mối quan hệ nguyên nhân giữa tin tức về COVID-19 và thị trường tiền điện tử cho thấy tin tức về COVID-19 có tác động bất đối xứng đến thị trường tiền điện tử. Cụ thể, tin tức tiêu cực về đại dịch có tác động lớn hơn và kéo dài hơn đến biến động giá trong thị trường tiền điện tử so với tin tức tích cực. Nghiên cứu cũng chỉ ra rằng tác động này không chỉ xuất hiện ngay lập tức mà còn kéo dài trong thời gian dài sau khi tin tức được công bố.

Nghiên cứu của Altunöz (2023), EGARCH được xác định là mô hình tốt nhất cho Bitcoin và TGARCH cho Ethereum và XRP, kết quả thu được các hệ số âm đối với Bitcoin chỉ ra rằng các cú sốc tiêu cực sẽ làm tăng sự biến động nhiều hơn so với các cú sốc tích cực. Điều này có nghĩa là Bitcoin có hiệu ứng đòn bẩy. Không tìm thấy hiệu ứng đòn bẩy nào đối với Ethereum hoặc XRP, và do đó những cú sốc tích cực được hiểu là làm tăng tính biến động của chúng so với những cú sốc tiêu cực. Mô hình E-GARCH đã được áp dụng cho bộ dữ liệu từ ngày 8 tháng 3 năm 2019 đến ngày 30 tháng 11 năm 2022 về 5 loại tiền điện tử Bitcoin, BNB, Ethereum, Dogecoin và XRP phát hiện ra rằng giá trị của hệ số quy mô đối với tất cả các loại tiền tệ là có ý nghĩa thống kê, tin tức tác động đáng kể đến sự biến động. Hơn nữa, sự biến động liên tục trong tất cả các loại tiền điện tử được cho là rất cao và có ý nghĩa thống kê (Bhatnagar & cộng sự, 2023).

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình ARCH

Năm 1982, Engle đề xuất mô hình ARCH, đưa ra cơ sở lý thuyết để mô hình hóa rủi ro. Mô hình ARCH (m) có dạng:

$$r_t = \mu_t + u_t \quad (1)$$

Trong đó $u_t = \sigma_t \varepsilon_t$; ε_t là biến ngẫu nhiên độc lập có cùng phân bố với kỳ vọng bằng 0 và phương sai bằng 1

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 \dots + \alpha_m u_{t-m}^2 \quad (2)$$

$$\alpha_0 > 0; \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_m \geq 0$$

3.2. Mô hình GARCH

Bollerslev (1986) đã mở rộng mô hình ARCH và đặt tên là mô hình ARCH tổng quát (GARCH). Mô hình GARCH (m,s) có dạng:

$$r_t = \mu_t + u_t$$

Trong đó $u_t = \sigma_t \varepsilon_t$; ε_t : biến ngẫu nhiên độc lập, phân bố đồng nhất (iid)

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3)$$

$$\alpha_0 > 0; \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_m \geq 0; \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_s \geq 0 \text{ và } \sum_{i=1}^m \alpha_i + \sum_{j=1}^s \beta_j < 1$$

m là số bậc trễ của u_{t-i}^2 ; s là số bậc trễ của σ_{t-j}^2 ;

3.3. Mô hình GARCH bất đối xứng

Mô hình GARCH tiêu chuẩn giả định rằng các số hạng sai số dương và âm có tác động đối xứng lên độ biến động. Tuy nhiên, trong thực tế chuỗi thời gian tài chính với cùng một độ lớn tăng hoặc giảm thì độ biến động khi chỉ số suy giảm cao hơn khi chỉ số tăng. Điều này có nghĩa là tác động của thông tin tiêu cực đối với biến động có điều kiện có thể tồn tại lâu hơn tác động của thông tin tích cực. Do đó, một số phần mở rộng được tham số hóa của mô hình GARCH tiêu chuẩn đã được đề xuất.

3.3.1 Mô hình E-GARCH

Mô hình EGARCH (m,s) được đề xuất bởi Nelson (1991) có dạng:

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha \left(\left| \frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \gamma_i \frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) \quad (4)$$

Trong đó: γ biểu thị các hiệu ứng đòn bẩy giải thích cho sự bất đối xứng của mô hình. Nếu $\gamma < 0$ nghĩa là thông tin tiêu cực gây ra nhiều biến động hơn những thông tin tích cực. Nếu $\gamma > 0$ có nghĩa là thông tin tích cực gây ra nhiều biến động hơn thông tin tiêu cực. Nếu $\gamma = 0$ cho thấy mô hình đối xứng.

3.3.2 Mô hình GJR-GARCH

Mô hình GJR-GARCH được đề xuất bởi Glosten & cộng sự (1993) có dạng:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m (\alpha_i u_{t-i}^2 + \gamma_i I_t u_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (5)$$

Trong đó $I=1$ đối với $u_{t-1} \leq 0$ và $I=0$ đối với $u_{t-1} > 0$

Tác động của phần dư âm là $(\alpha_i + \gamma_i)$; tác động của phần dư dương là α_i

3.3.3 Mô hình TGARCH

Dạng tổng quát của mô hình TGARCH (m,s) được tác giả Glosten & cộng sự (1993) và Zakoian (1994) trình bày như sau:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m (\alpha_i + \gamma_i d_{t-i}) u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (6)$$

$$d_{t-i} = \begin{cases} 1 & \text{nếu } u_{t-i} < 0 \\ 0 & \text{nếu } u_{t-i} \geq 0 \end{cases}$$

Trong đó $\alpha_i, \gamma_i, \beta_j (\forall i = (1, m); \forall j = (1, s))$: là các tham số không âm, thỏa mãn các giả thuyết của mô hình GARCH. Những thông tin tích cực ($u_{t-i} > 0$) và những thông tin tiêu cực ($u_{t-i} < 0$) có ảnh hưởng khác nhau đến phương sai có điều kiện. Nếu có những thông tin tích cực thì những thông tin tích cực có ảnh hưởng là α_i đến phương sai có điều kiện. Nếu có những thông tin tiêu cực thì những thông tin tiêu cực có ảnh hưởng là $\sum (\alpha_i + \gamma_i)$ đến phương sai có điều kiện. Nếu $\gamma_i > 0$ thì sẽ có hiệu ứng bất đối xứng và thông tin tiêu cực gây ra biến động nhiều hơn thông tin tích cực.

3.3.4 Mô hình APARCH

Ding & cộng sự (1993) đã đưa ra APARCH (Asymmetric Power ARCH)

$$\sigma_t^\delta = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m (\alpha_i |u_{t-i}| - \gamma_i u_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^\delta \quad (7)$$

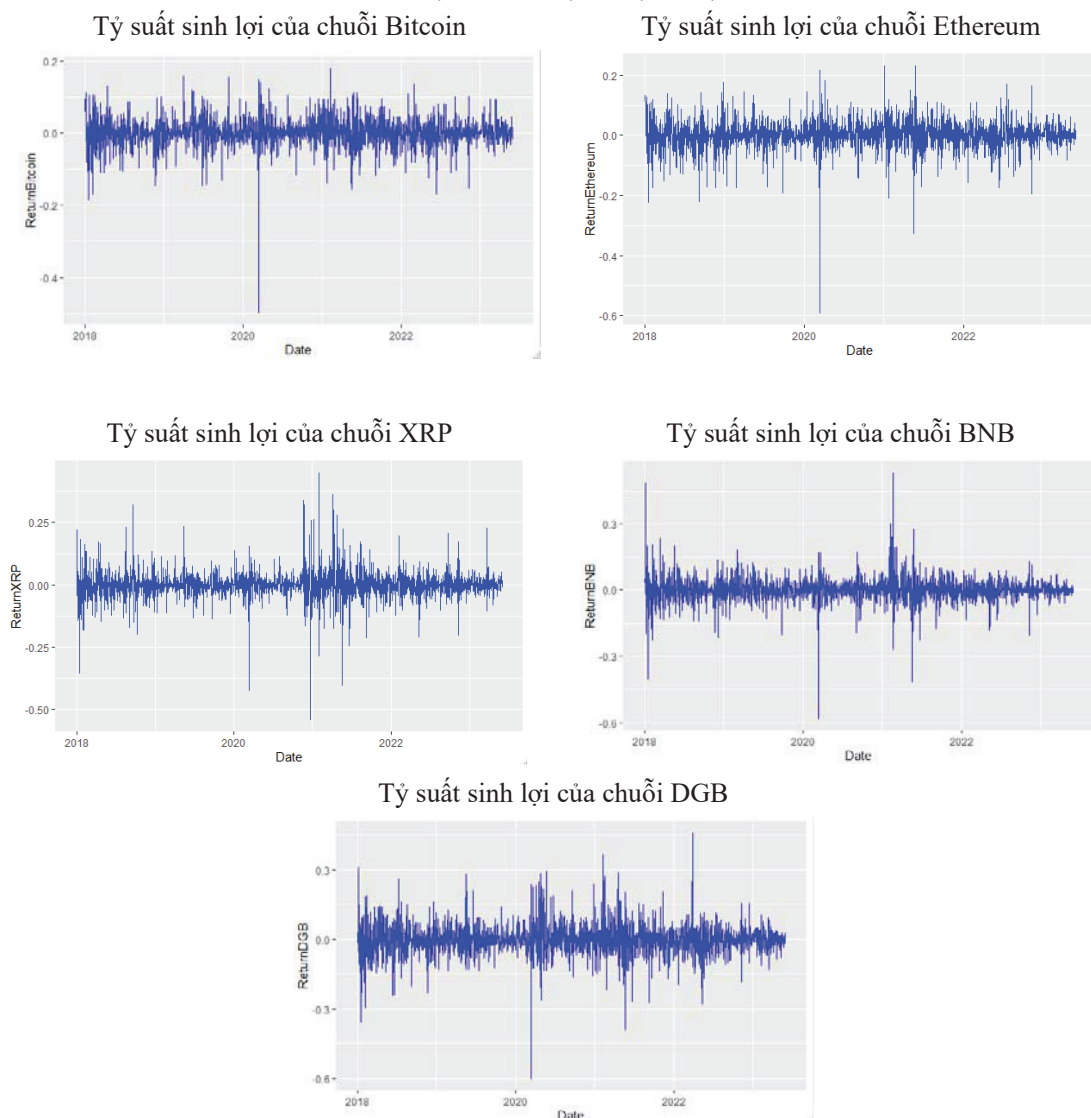
Trong đó: γ là tham số bất đối xứng và δ là tham số thuật ngữ lũy thừa.

Có thể phù hợp với nhiều mô hình loại GARCH trong mô hình APARCH bằng cách gán các giá trị nhất định cho α, β, γ và δ .

Đặc biệt, APARCH sẽ được rút gọn thành mô hình GARCH, nếu α, β tự do, $\delta = 2$ và $\gamma = 0$.

4. Dữ liệu và kết quả nghiên cứu

Hình 1: Giá thực tế và tỷ suất sinh lợi của chuỗi tiền điện tử Bitcoin, Ethereum, XRP, BNB, DGB



4.1. Dữ liệu

Bộ dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu này là giá hàng ngày tính bằng USD được thu thập từ www.investing.com trong khoảng thời gian từ ngày 01 tháng 01 năm 2018 đến ngày 31 tháng 5 năm 2023. Nghiên cứu tập trung vào 5 loại tiền điện tử phổ biến có vốn hóa cao trong giai đoạn từ năm 2021 đến năm 2023 gồm có Bitcoin, Ethereum, XRP, BNB, DGB để lập mô hình biến động tỷ suất sinh lợi. Nghiên cứu sử dụng biến phụ thuộc là tỷ suất sinh lợi của tiền điện tử R_t . Biến phụ thuộc R_t được đo lường bởi phần trăm thay đổi của giá hàng ngày hiện hành so với giá hàng ngày của ngày giao dịch liền kề trước đó. Cụ thể:

$$R_t = \ln(P_t / P_{t-1}) \quad (8)$$

R_t là tỷ suất sinh lợi của các loại tiền điện tử vào thời điểm t ; P_t, P_{t-1} lần lượt là giá của các loại tiền điện tử thời điểm t và $t - 1$. Hình 1 tỷ suất sinh lợi của các loại tiền tệ đang được xem xét.

4.2. Kết quả nghiên cứu

Mỗi loại tiền điện tử (Bitcoin, Ethereum, XRP, BNB, DGB) trong chuỗi R_t có 1976 quan sát với giá trị trung bình lần lượt là 0,0004; 0,0005; -0,0007; 0,0018 và -0,0011. Tỷ suất sinh lợi trung bình cao nhất được tìm thấy đối với BNB và DGB thể hiện tỷ suất sinh lợi trung bình thấp nhất trong chuỗi tiền tệ đang nghiên cứu. Bảng 1 báo cáo số liệu thống kê mô tả của dữ liệu. Dựa vào hệ số Skewness và hệ số Kurtosis của tỷ suất lợi nhuận 5 loại tiền điện tử đều có đuôi tương đối to với độ nhọn đáng kể so với phân phối bình thường. Ngoài ra, dùng kiểm định Jarque-Bera, chứng tỏ dữ liệu không có phân phối chuẩn. Kết quả kiểm định ARCH LM ở Bảng 1 cho thấy rằng chuỗi này có hiệu ứng ARCH đối với phần dư, ngụ ý rằng phương sai của tỷ suất sinh lợi của chuỗi 5 loại tiền là thay đổi. Vì phần dư có hiệu ứng ARCH nên nhóm tác giả sử

Bảng 1: Thống kê mô tả của chuỗi tiền tệ điện tử

	Bitcoin	Ethereum	XRP	BNB	DGB
Minimum	-0,4973	-0,5896	-0,5410	-0,5812	-0,5961
Maximum	0,1774	0,2308	0,4490	0,5306	0,4629
Mean	0,0004	0,0005	-0,0007	0,0018	-0,0011
Median	0,0005	0,0010	0,0001	0,0012	-0,0016
Stdev	0,0388	0,0505	0,0583	0,0561	0,0688
Skewness	-1,1912	-1,0948	0,0007	0,049	-0,0211
Kurtosis	15,7415	11,9954	12,8580	18,7033	6,9817
Jarque Bera	20919***	12272***	13646***	28870***	4025,1000***
ARCH LM-test	0,0135	0,0003	0,0000	0,0000	0,0005

Ghi chú: *, **, *** biểu thị mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5%, 1%

dụng mô hình GARCH để mô hình hóa phương sai thay đổi có điều kiện.

Áp dụng kiểm định nghiệm đơn vị Augmented Dickey-Fuller (Dickey & Fuller, 1981) thông thường và kiểm định nghiệm đơn vị Phillips-Perron (Phillips & Perron, 1988), kết quả trình bày trong Bảng 2, cả hai kết quả kiểm định cho thấy tỷ suất sinh lợi của chuỗi tiền điện tử là chuỗi dừng, tránh được kết quả hồi quy giả mạo trong phân tích chuỗi thời gian. Ngoài ra, dùng kiểm định Ljung-Box, kết quả cho thấy tồn tại hiện tượng tự tương quan đối với biến động của chuỗi lợi suất tiền điện tử. Điều này cho thấy biến động thời kỳ

Bảng 2: Kiểm định tính dừng và tương quan chuỗi

	Bitcoin	Ethereum	XRP	BNB	DGB
ADF test statistic	-11,657***	-11,752***	-12,456***	-11,657***	-11,576***
(p-value)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
PP test statistic	-47,094***	-47,886***	-46,099***	-47,094***	-49,335***
(p-value)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
Ljung-Box	(0,0046)	(0,0007)	(0,0996)	(0,0072)	(0,0000)
(p-value)					

Ghi chú: *, **, *** biểu thị mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5%, 1%

sau phụ thuộc vào biến động các thời kỳ trước đó.

Sử dụng các tiêu chí thông tin khác nhau, cụ thể là tiêu chí thông tin Akaike (AIC) và tiêu chí thông tin Bayes (BIC) với các giá trị càng nhỏ tương ứng với sự phù hợp tốt hơn. Kết quả ở Bảng 3 xác định bậc p

Bảng 3: Lựa chọn mô hình ARIMA phù hợp

	Bitcoin	Ethereum	XRP	BNB	DGB
ARIMA (p,d,q)	(0,0,2)	(2,0,1)	(0,0,0)	(1,0,1)	(1,0,0)
AIC	-7238,8	-6207,5	-5622,64	-5786,02	-4991,45
BIC	-7222,03	-6185,15	-5617,05	-5763,66	-4980,28

Bảng 4: Kết quả đánh giá hiệu ứng bất đối xứng của chuỗi tiền điện tử gồm Bitcoin, Ethereum, XRP, BNB, DGB

Hệ số	EGARCH (1,1)	GJR- GARCH (1,1)	T- GARCH (1,1)	APARCH (1,1)
Bitcoin				
γ	0,1990*** (0,0000)	-0,0123 (0,5366)	-0,06291 (0,2954)	-0,0261 (0,7358)
AIC	-4,0171	-4,0072	-4,0146	-4,0140
BIC	-3,9944	-3,9846	-3,9920	-3,9885
Kết quả: Có sự tồn tại của hiệu ứng bất đối xứng trong mô hình EGARCH (1,1)				
Ethereum				
γ	0,2147*** (0,0000)	-0,0038 (0,9142)	-0,0152 (0,8301)	0,0182 (0,8340)
AIC	-3,4081	-3,4035	-3,4087	-3,4049
BIC	-3,3827	-3,3780	-3,3833	-3,3766
Kết quả: Không có sự tồn tại của hiệu ứng bất đối xứng trong mô hình TGARCH (1,1) nhưng có sự tồn tại của hiệu ứng bất đối xứng trong mô hình EGARCH (1,1)				
XRP				
γ	0,3882*** (0,0000)	0,0112 (0,8106)	0,0142 (0,7992)	0,0134 (0,8234)
AIC	-3,4024	-3,4019	-3,4021	-3,4015
BIC	-3,3854	-3,3849	-3,3852	-3,3817
Kết quả: Có sự tồn tại của hiệu ứng bất đối xứng trong mô hình EGARCH (1,1)				
BNB				
γ	0,3882*** (0,0000)	0,0112 (0,8106)	0,0142 (0,7992)	0,0134 (0,8234)
AIC	-3,4024	-3,4019	-3,4021	-3,4015
BIC	-3,3854	-3,3849	-3,3852	-3,3817
Kết quả: Có sự tồn tại của hiệu ứng bất đối xứng trong mô hình EGARCH (1,1)				
DGB				
γ	0,1594*** (0,0000)	-0,0058 (0,6966)	-0,0276 (0,6833)	-0,0392 (0,6069)
AIC	-2,8677	-2,8656	-2,8662	-2,8655
BIC	-2,8479	-2,8458	-2,8464	-2,8429
Kết quả: Có sự tồn tại của hiệu ứng bất đối xứng trong mô hình EGARCH (1,1)				

Ghi chú: *, **, *** biểu thị mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5%, 1%

của chuỗi tự hồi qui AR (Auto regression) và bậc q của chuỗi trung bình trượt MA (Moving average) cho chuỗi tiền tệ điện tử.

Bởi vì dữ liệu không có phân phối chuẩn nên phân phối Student được dùng để ước lượng trong các mô

hình. Phương trình phương sai của các mô hình GARCH bất đối xứng trong chuỗi tiền điện tử của nghiên cứu này gồm có EGARCH(1,1), GJR- GARCH(1,1), TGARCH(1,1) và APARCH(1,1). Sau khi các mô hình loại GARCH khác nhau được ước tính, các thử nghiệm chuẩn đoán cho phần dư bình phương được tiến hành để đánh giá mức độ phù hợp của các mô hình được lựa chọn. Ngoài ra, để so sánh lựa chọn giữa các mô hình GARCH khác nhau, tiêu chí lựa chọn thông tin được sử dụng, cụ thể là AIC và BIC, trong đó các giá trị càng nhỏ tương ứng với sự phù hợp tốt hơn. Kết quả được trình bày trong Bảng 4 và đồ thị thể hiện phần dư chuẩn hóa của mô hình cho thấy mô hình E-GARCH là mô hình tốt nhất thể hiện sự biến động về giá của chuỗi tiền tệ Bitcoin, XRP, BNB, DGB. Tuy nhiên, sự biến động về giá của chuỗi tiền tệ Ethereum lại được thể hiện tốt nhất qua mô hình T- GARCH.

Kết quả Bảng 4 cho thấy mô hình phù hợp nhất thể hiện tồn tại hiệu ứng bất đối xứng của chuỗi tiền điện tử gồm Bitcoin, Ethereum, XRP, BNB, DGB là mô hình EGARCH (1,1). Hệ số bất đối xứng của chuỗi tiền điện tử tương ứng lần lượt là 0,1990; 0,2147; 0,3882; 0,2586; 0,1594 (lớn hơn 0) và có ý nghĩa thống kê. Từ đó, chứng tỏ cú sốc thông tin tích cực gây ra nhiều biến động hơn những cú sốc thông tin tiêu cực.

Đối với tiền điện tử Bitcoin, kết quả nghiên cứu này phù hợp với nghiên cứu của Cheikh & cộng sự (2020); đảo ngược với nghiên cứu của Eroğlu Sevinç & Yüce Akıncı (2021) và Altunöz (2023), có hệ số bất đối xứng âm, khẳng định cú sốc thông tin tiêu cực ảnh hưởng đến lợi suất của Bitcoin nhiều so với cú sốc thông tin tích cực. Đối với tiền điện tử Ethereum, mô hình T-GARCH là mô hình phù hợp nhất để mô tả sự biến động của chuỗi Ethereum. Tuy nhiên hệ số bất đối xứng γ trong mô hình T-GARCH có giá trị là -0,0152 và không có ý nghĩa thống kê, tức là cho biết thực sự không có sự khác biệt giữa cú sốc âm và cú sốc dương đối với phương sai, kết quả này mâu thuẫn với nghiên cứu của Altunöz (2023) về TGARCH là mô hình tốt cho Ethereum. Do đó, kết quả mô hình tốt nhất thể hiện tồn tại hiệu ứng bất đối xứng của Ethereum là mô hình EGARCH (1,1). Kết quả này không phù hợp với nghiên cứu của Cheikh & cộng sự (2020) không có hiệu ứng bất đối xứng nào được phát hiện trên các mô hình loại GARCH khác nhau EGARCH, GRJ-GARCH, ZARCH, ST-GARCH. Lý giải điều này là do dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu về Ethereum khá ngắn (từ năm 2015 đến năm 2018) nên không đủ để thể hiện hiệu ứng bất đối xứng. Đối với tiền điện tử XRP, kết quả nghiên cứu này phù hợp với nghiên cứu của Cheikh & cộng sự (2020). Trong khi đó, hệ số bất đối xứng γ trong mô hình T-GARCH không có ý nghĩa thống kê, kết quả này mâu thuẫn với nghiên cứu của Altunöz (2023) về TGARCH là mô hình tốt cho XRP. Đối với tiền điện tử BNB, kết quả này đã làm sáng tỏ cú sốc nào đã làm tăng độ biến động hơn, điều mà nghiên cứu của Bhatnagar & cộng sự (2023) chưa thể hiện. Đối với tiền điện tử DGB, kết quả này lần đầu tiên được tìm thấy đây vì chưa có nhà nghiên cứu nào đã nghiên cứu trước đó.

Trong nghiên cứu này, sự biến động tăng lên nhiều khi phản ứng với những cú sốc tích cực hơn là những cú sốc tiêu cực đối với chuỗi tiền điện tử Bitcoin, Ethereum, XRP, BNB, DGB. Hiệu ứng bầy đàn của các nhà đầu tư thiếu hiểu biết có thể là nguyên nhân dẫn đến sự gia tăng biến động, vốn được hiểu là phản ứng trước những cú sốc tích cực (Fakhfekh & Jeribi, 2020). Trong 5 loại tiền điện tử được nghiên cứu, XRP là loại tiền điện tử chịu sự biến động mạnh nhất trước các cú sốc thông tin tích cực (hệ số bất đối xứng bằng 0,3882), có lẽ do XRP là một trong những tiền điện tử hàng đầu thế giới và cũng là một trong những loại tiền điện tử hấp dẫn nhất. DGB là loại tiền điện tử chịu sự biến động yếu nhất trước các cú sốc thông tin tích cực (hệ số bất đối xứng bằng 0,1594), mặc dù công nghệ DGB tốt hơn nhiều so với công nghệ của các loại tiền điện tử khác nhưng dường như ít ai biết về điều đó (Aaron, 2023). Ngoài ra, kết quả nghiên cứu này được thực hiện trong khoảng thời gian gần với hiện tại hơn (từ năm 2018 đến năm 2023) khi mà tình hình dịch Covid-19 đã không còn bùng phát mạnh và lợi suất của chuỗi tiền tệ điện tử không phải chịu ảnh hưởng bởi sự sụp đổ của thị trường tài chính năm 2013 nên cú sốc thông tin tiêu cực không gây ra nhiều biến động hơn những cú sốc thông tin tích cực.

5. Kết luận

Nghiên cứu này tập trung vào việc sử dụng các mô hình GARCH bất đối xứng, bao gồm EGARCH(1,1), GJR-GARCH(1,1), TGARCH(1,1) và APARCH(1,1), để phân tích sự biến động tỷ suất sinh lợi của các loại tiền điện tử như Bitcoin, Ethereum, XRP, BNB và DGB trong khoảng thời gian từ ngày 01 tháng 01 năm 2018 đến ngày 31 tháng 5 năm 2023. Bằng cách sử dụng tiêu chí AIC và BIC, nghiên cứu đã lựa chọn mô hình phù hợp nhất để mô tả sự biến động tỷ suất sinh lợi của các loại tiền điện tử. Kết quả cho thấy mô hình

EGARCH(1,1) là mô hình phù hợp nhất để mô tả sự biến động tỷ suất sinh lợi của Bitcoin, XRP, BNB và DGB. Điều này cho thấy sự tồn tại của hiệu ứng bất đối xứng đối với các loại tiền điện tử này, kết quả nghiên cứu của bài báo ngụ ý sự tồn tại của mối quan hệ biến động lợi suất tích cực trong thị trường tiền điện tử, thị trường tiền điện tử dường như thể hiện sự biến động lớn hơn khi có cú sốc tích cực hơn là cú sốc tiêu cực. Biến động gia tăng để đối phó với những cú sốc tích cực có thể được giải thích với nhà đầu tư thiếu hiểu biết, mua do lo sợ bỏ lỡ việc định giá tiền điện tử đang tăng lên, bơm và bán phá giá. Tuy nhiên, đối với Ethereum, mô hình tốt nhất để mô tả sự biến động tỷ suất sinh lợi là T-GARCH(1,1). Mặc dù đã tìm thấy mô hình phù hợp nhưng không có hiệu ứng bất đối xứng đáng kể đối với Ethereum. Điều này cho thấy rằng các sự kiện tiêu cực và tích cực có tác động tương đối đối xứng đến biến động tỷ suất sinh lợi của Ethereum.

Kết quả nghiên cứu này giúp nhà đầu tư và nhà quản lý rủi ro trong thị trường tiền điện tử hiểu rõ hơn về sự biến động tỷ suất sinh lợi, nhận biết, đánh giá rủi ro một cách cẩn thận và xem xét khả năng mất mát trong trường hợp xảy ra cú sốc tích cực. Đa dạng hóa danh mục đầu tư là một cách để giảm thiểu rủi ro trong trường hợp xảy ra biến động không mong muốn. Đầu tư vào nhiều loại tiền tệ và tài sản khác nhau có thể giúp giảm thiểu tác động của hiệu ứng bất đối xứng. Ngoài ra, các nhà đầu tư và người làm chính sách cần theo dõi và phân tích thông tin kỹ lưỡng để đưa ra quyết định đầu tư và chính sách hợp lý, hiểu rõ các yếu tố có thể gây ra cú sốc thông tin và tác động của chúng là quan trọng để đưa ra dự đoán và định giá chính xác, từ đó có thể điều chỉnh chiến lược đầu tư của mình sao cho khả năng sinh lợi tối ưu và khả năng xảy ra rủi ro là ít nhất.

Tài liệu tham khảo

- Aaron, S. (2023), *Digibyte Price Prediction 2023 and Beyond: Tendencies*, retrieved on July 24, 2023, from <<https://www.bitdegree.org/crypto/tutorials/digibyte-price-prediction>>.
- Altunöz, U. (2023), 'Analyzing the Volatility Dynamics of Crypto Currency and the Occurrence of Speculative Bubbles: The Examples of Bitcoin, Ethereum, and XRP', *Istanbul Journal of Economics*, 73(1), 615-644. DOI: <https://doi.org/10.26650/ISTJECON2023-1021393>.
- Ashmore, D. & Powell, F. (2023), *Top 10 cryptocurrencies of July 2023*, retrieved on August 7, 2023, from <<https://www.usatoday.com/money/blueprint/investing/cryptocurrency/top-10-cryptocurrencies/>>.
- Baur, D. G. (2012), 'Asymmetric Volatility in the Gold Market', *Journal of Alternative Investments*, 14(4), 26-38. DOI: <https://doi.org/10.3905/jai.2012.14.4.026>.
- Baur, D. G. & Dimpfl, T. (2018), 'Asymmetric volatility in cryptocurrencies', *Economics Letters*, 173, 148-151.
- Baur, D. G., Dimpfl, T. & Kuck, K. (2018), 'Bitcoin, Gold and the US Dollar—A Replication and Extension', *Finance Research Letters*, 25, 103-110. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2017.10.012>.
- Bhatnagar, Mukul, Taneja, Sanjay & Rupeika-Apoga, Ramona (2023), 'Demystifying the Effect of the News (Shocks) on Crypto Market Volatility', *Journal of Risk and Financial Management*, 16(2). DOI: 10.3390/jrfm16020136.
- Black, F. (1976), 'Studies of stock market volatility changes', *Proceedings of the 1976 Meeting of the Business and Economic Statistics Section*, American Statistical Association, Washington DC., 177-181.
- Bollerslev, T. (1986), 'Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity', *Journal of Econometrics*, 31, 307-327. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1).
- Bouri, E., Azzi, G., & Dyrberg, A.H. (2017), 'On the return-volatility relationship in the Bitcoin market around the price crash of 2013', *Economics E-Journal*, 11(2), 1-16.
- Campbell, J. Y., & Hentschel, L. (1992), 'No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns', *Journal of Financial Economics*, 31(3), 281-318.
- Cheikh, N. B., Zaied, Y. B. & Chevallerier, J. (2020), 'Asymmetric volatility in cryptocurrency markets: new evidence from smooth transition GARCH models', *Finance Research Letters*, 35, 101293. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.09.008>.

-
- Christie, A. A. (1982), 'The stochastic behavior of common stock variances', *Journal of Financial Economics*, 10, 407-432.
- Chu, J., Chan, S., Nadarajah, S. & Osterrieder, J. (2017), 'GARCH Modelling of Cryptocurrencies', *Journal of Risk Financial Management*, 10(17), 1-15.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981), 'Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root', *Econometrica*, 49, 1057-1072. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/1912517>.
- Ding, Z., Engle, R. & Granger, C. (1993), 'Long Memory Properties of Stock Market Returns and a New Model', *Journal of Empirical Finance*, 1, 83-106. DOI: [https://doi.org/10.1016/0927-5398\(93\)90006-D](https://doi.org/10.1016/0927-5398(93)90006-D).
- Dyhrberg, A. H. (2016a), 'Bitcoin, gold, and the dollar - a GARCH volatility analysis', *Finance Research Letters*, 16(C), 85-92.
- Dyhrberg, A. H. (2016b), 'Hedging Capabilities of Bitcoin. Is It the Virtual Gold?', *Finance Research Letters*, 16, 139-144. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2015.10.025>.
- Engle, R. F. (1982), 'Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation', *Econometrica*, 50, 987-1007. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912773>.
- Eroğlu Sevinç, D. & Yüce Akıncı, G. (2021), 'Modeling the Volatility of Bitcoin Returns Using EGARCH Method', *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 16(62), 787-800. DOI: 10.19168/jyasar.861308.
- Fakhfekh, Mohamed & Jeribi, Ahmed (2020), 'Volatility Dynamics of Crypto "Currencies" Returns: Evidence from Asymmetric and Long Memory GARCH Models', *Research in International Business and Finance*, 51, 101075. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.101075>.
- Gherghina, Ş. C. & Simionescu, L. N. (2023), 'Exploring the asymmetric effect of COVID-19 pandemic news on the cryptocurrency market: evidence from nonlinear autoregressive distributed lag approach and frequency domain causality', *Financial Innovation*, 9. DOI: <https://doi.org/10.1186/s40854-022-00430-w>.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. (1993), 'On the relation between the expected values and the volatility of the nominal excess return on stocks', *The Journal of Finance*, 48, 1779-1801. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x>.
- HACOM (2021), *Top 10 đồng tiền điện tử được chú ý nhất hiện nay*, truy cập ngày 25/9/2021, từ <<https://hacom.vn/top-10-dong-tien-dien-tu-duoc-chu-y-nhat-hien-nay>>.
- Ibrahim, Yousef (2020), 'Spillover of COVID-19: Impact on Stock Market Volatility', *International Journal of Psychosocial Rehabilitation*, 24(6), 18069-18081. DOI: 10.37200/V24I6/34211.
- Kakinaka, Shinji & Umeno, Ken (2022), 'Asymmetric volatility dynamics in cryptocurrency markets on multi-time scales', *Research in International Business and Finance*, 62(C). DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2022.101754>.
- Katsiampa, P. (2017), 'Volatility Estimation for Bitcoin: A Comparison of Garch Models', *Economics Letters*, 158, 3-6. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2017.06.023>.
- Klein, T., Thu, H. P., & Walther, T., (2018), 'Bitcoin is not the New Gold – A comparison of volatility, correlation, and portfolio performance', *International Review of Financial Analysis*, 59, 105-116.
- Luu Khánh Huyền (2022), *TOP 5 các đồng tiền ảo nên đầu tư nhất vì độ HOT của chúng chưa bao giờ dừng*, truy cập ngày 06/6/2022, từ <<https://infina.vn/blog/danh-sach-cac-dong-tien-ao-nen-dau-tu-nhat/>>.
- Nelson, D. (1991), 'Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach', *Econometrica*, 59(2), 347-370. DOI: <https://doi.org/10.2307/2938260>.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988), 'Testing for a unit root in time series regression', *Biometrika*, 75(2), 335-346. DOI: <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>.
- Vũ Hero (2023), *Top 10 đồng tiền ảo phổ biến đáng để đầu tư nhất hiện nay 2023*, truy cập ngày 16/6/2023, từ <<https://nganhangviet.org/dong-tien-ao-pho-bien-hien-nay/>>.
- Wan, D., Cheng, K., & Yang, X. (2014), 'The reverse volatility asymmetry in Chinese financial market', *Applied Financial Economics*, 24(1), 1555-1575. DOI: 10.1080/09603107.2013.818208.
- Zakoian, J. (1994), 'Threshold Heteroskedastic Models', *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 931-955. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0165-1889\(94\)90039-6](http://dx.doi.org/10.1016/0165-1889(94)90039-6).
-

TÁC ĐỘNG CỦA TÍNH BẤT ĐỊNH ĐẾN VIỆC NẮM GIỮ CHỨNG KHOÁN CỦA CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Nguyễn Hoàng Chung
Trưởng Đại học Thủ Dầu Một
Email: chungnh@tdmu.edu.vn

Mã bài: JED-1398
Ngày nhận bài: 14/09/2023
Ngày nhận bài sửa: 17/11/2023
Ngày duyệt đăng: 20/11/2023
DOI: 10.33301/JED.VI.1398

Tóm tắt

Nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm về hoạt động của các trung gian tài chính khi đối mặt với sự khó khăn bằng cách kiểm tra tác động của tính bất định đối với việc nắm giữ chứng khoán của ngân hàng. Sử dụng dữ liệu cấp ngân hàng tại Việt Nam trong giai đoạn 2007 - 2019 để tính toán bất định vi mô dựa trên sự phân tán của các cú sốc ngân hàng, nghiên cứu cho thấy tính bất định của ngân hàng có xu hướng làm gia tăng việc nắm giữ chứng khoán tại các ngân hàng. Phân tách chứng khoán tổng hợp, nghiên cứu cho thấy các khoản đầu tư an toàn hơn (bao gồm trái phiếu chính phủ và trái phiếu các định chế tài chính) chi phối tác động tổng thể của tính bất định của ngân hàng đối với việc nắm giữ chứng khoán, việc này bù đắp cho sự sụt giảm danh mục đầu tư rủi ro hơn (bao gồm trái phiếu doanh nghiệp và cổ phiếu) trong thời kỳ bất định cao hơn.

Từ khóa: Tính bất định của ngân hàng; trái phiếu; cổ phiếu; nắm giữ chứng khoán.

Phân loại JEL: G21, G32.

The impact of uncertainty on banks' security holdings in Vietnam

Abstract

The study enriches the empirical evidence on financial intermediaries' operations in the face of uncertainty by examining the impact of banking uncertainty on banks' security holdings. Using bank-level data in Vietnam during 2007 - 2019 to compute a micro uncertainty proxy based on the dispersion of bank shocks, this paper shows that banking uncertainty tends to enhance total security holdings at banks. Decomposing aggregate securities into disaggregate components, we find that safer investments (including government bonds and financial institution bonds) dominate the overall impact of banking uncertainty on security holdings, which completely offset a drop in the volume of riskier investments (including corporate bonds and stocks) in times of higher uncertainty.

Keywords: Banking uncertainty; bonds; shares; security holdings.

JEL Classification: G21, G32.

1. Giới thiệu

Làm thế nào tính bất định trong các quyết định kinh tế và chính sách có thể thúc đẩy các chỉ số kinh tế và tài chính? Nhiều nghiên cứu cho thấy tính bất định gây ra hậu quả tiêu cực đối với đầu tư của các công ty (Drobetz & cộng sự, 2018; Gulen & Ion, 2016; Kang & cộng sự, 2014), việc làm của các cá nhân (Caggiano & cộng sự, 2017) và tổng sản lượng của nền kinh tế (Baker & cộng sự, 2016; Bloom & cộng sự, 2018). Tập trung vào lĩnh vực ngân hàng, một thành phần cốt lõi quan trọng của hệ thống kinh tế, các nghiên cứu trước

đây cũng cho thấy các phản ứng khác nhau của ngân hàng đối với tính bất định. Ví dụ, khi phải đối mặt với tính bất định cao hơn, các ngân hàng có xu hướng gặp nhiều rủi ro hơn (Karadima & Louri, 2021; Wu & cộng sự, 2020), hoặc tăng giá cho vay (Ashraf & Shen, 2019), hoặc giảm giá trị thị trường (He & Niu, 2018), hoặc giảm thiểu đòn bẩy tài chính (Fu & Luo, 2021) và ít có khả năng chấp nhận các khoản vay mới (Alessandri & Bottero, 2020). Các nghiên cứu khác chỉ ra rằng tính bất định có thể làm giảm tăng trưởng tín dụng ngân hàng (Bilgin & cộng sự, 2021; Bordo & cộng sự, 2016; Buch & cộng sự, 2015; Danisman & cộng sự, 2020; Hu & Gong, 2019; Valencia, 2017). Tuy nhiên, khía cạnh tính bất định làm thay đổi việc nắm giữ chứng khoán của các ngân hàng như thế nào là mục đích của nghiên cứu này. Nghiên cứu tiếp cận khía cạnh này dựa trên việc các ngân hàng đang mua một khối lượng chứng khoán ngày càng tăng, do đó chứng khoán hoá giấy tờ có giá này thành một phần khá lớn trong danh mục tài sản ngân hàng (Paludkiewicz, 2019). Tuy nhiên, các nghiên cứu nhìn chung thiếu đi các cảnh báo sớm về việc nắm giữ nhiều chứng khoán hơn của các ngân hàng có thể xóa sạch tín dụng được cấp cho nền kinh tế (Diamond & Rajan, 2001). Nghiên cứu gần đây cũng chứng minh rằng hiệu quả của kênh truyền tài chính sách tiền tệ có thể bị tổn hại khi các ngân hàng cơ cấu danh mục tài sản của họ theo hướng có tích trữ danh mục chứng khoán lớn hơn (Peydro & cộng sự, 2021).

Để phân tích thực nghiệm về tác động của tính bất định đối với việc nắm giữ chứng khoán của các ngân hàng, nghiên cứu lấy mẫu gồm 31 ngân hàng thương mại (NHTM) từ Việt Nam trong giai đoạn 2007-2019. Nghiên cứu thực hiện hồi quy bằng cách sử dụng các kỹ thuật hiệu ứng cố định với các lỗi tiêu chuẩn Driscoll-Kraay đã được hiệu chỉnh và tiếp tục giải quyết vấn đề nội sinh tiềm ẩn thông qua các phương pháp ước tính mô-men tổng quát (Generalized Method of Moments - GMM). Để tính bất định, nghiên cứu sử dụng dữ liệu cấp ngân hàng để tính toán sự phân tán mặt cắt ngang của các cú sốc đối với các biến cấp ngân hàng chính, như được đề xuất bởi Buch & cộng sự (2015). Tính bất định vi mô này đặc biệt dành riêng để phản ánh tính bất định trong lĩnh vực ngân hàng. Ưu điểm chính của tính bất định vi mô của nghiên cứu là nó áp dụng cho tất cả các ngân hàng trong cùng một hệ thống (thay vì chỉ các ngân hàng niêm yết) và nó không nghi ngờ về tính chính xác của thông tin văn bản trên báo chí cần được thu thập để tạo ra tính bất định dựa trên văn bản (như proxy bất định về chính sách kinh tế). Đáng chú ý, đối với việc nắm giữ chứng khoán toàn diện của các ngân hàng, nghiên cứu không chỉ quan tâm đến việc tính bất định tác động đến danh mục chứng khoán như thế nào, mà nghiên cứu còn chú ý đến tính bất định liên quan đến các thành phần phân tách khác nhau của chứng khoán ngân hàng. Nghiên cứu thực hiện điều này bằng cách chia tổng số chứng khoán của các ngân hàng thành nhiều mục, bao gồm trái phiếu chính phủ, trái phiếu tổ chức tài chính, trái phiếu doanh nghiệp và cổ phiếu.

Nghiên cứu xem xét Việt Nam vì nó cung cấp một môi trường có giá trị cho nghiên cứu này. Việt Nam có thể được đối xử như một đại diện công bằng cho các nền kinh tế mới nổi, nơi các ngân hàng tuyên bố một vị trí lớn trong hệ thống tài chính và đóng góp đáng kể vào việc điều tiết nền kinh tế (Dang, 2020). Trong giai đoạn này, các NHTM đã nhanh chóng tăng cường nắm giữ chứng khoán, qua đó trở thành thành viên chủ chốt của thị trường chứng khoán. Tuy nhiên, các khoản nắm giữ chứng khoán này (chủ yếu là trái phiếu Chính phủ) đã bị hạn chế bởi các quy định của ngân hàng trong những năm gần đây (Dang & Huynh, 2020). Về nguyên tắc, thực hiện tìm kiếm lại tính bất định trong một nền kinh tế mới nổi cũng được hưởng một số lợi thế.

Cụ thể, các nền kinh tế mới nổi phải đối mặt với tính bất định cao hơn so với các nền kinh tế phát triển (Bloom, 2014), và có thể hậu quả của tính bất định đối với các ngân hàng ở các thị trường mới nổi có thể rõ rệt hơn các ngân hàng ở các nền kinh tế phát triển theo Nguyen & cộng sự (2020). Trên thực tế, trong vài năm qua, hoạt động ngân hàng ở Việt Nam đã được kích hoạt và biến động đáng kể do nguyên nhân của nhiều lực lượng khác nhau, chẳng hạn như cuộc khủng hoảng toàn cầu năm 2008, sự bùng nổ nợ xấu năm 2012 và cải cách chính trị tác động đến hoạt động của hệ thống ngân hàng cùng với áp lực nặng nề để nâng cấp các tiêu chuẩn nhân lực quốc tế (Batten & Vo, 2019).

Nghiên cứu này góp phần vào hệ thống khung khổ lý thuyết về tác động của tính bất định ngân hàng đến danh mục nắm giữ chứng khoán của các ngân hàng thương mại tại Việt Nam. Nghiên cứu cố gắng phân tách chứng khoán tổng hợp thành các tài sản tài chính cụ thể bao gồm: trái phiếu chính phủ, trái phiếu tổ chức tài chính, trái phiếu doanh nghiệp và cổ phiếu. Bên cạnh đó, nghiên cứu này không tiếp cận theo hướng các

phản ứng liên quan đến danh mục đầu tư tài sản của các ngân hàng trước tính bất định của chính sách kinh tế, mà dựa vào sự phân tán cắt ngang của các cú sốc cấp ngân hàng đại diện bởi tính bất định của ngân hàng thương mại tác động đến hoạt động của ngân hàng thông qua các hoạt động đầu tư tài chính. Nghiên cứu kiểm định liệu rằng khi tính bất định gia tăng các ngân hàng thương mại sẽ phản ứng với điều này như thế nào thông qua việc tăng giảm khối lượng nắm giữ tài sản tài chính, việc này có thể lây lan ảnh hưởng đến kênh tín dụng của nền kinh tế (Diamond & Rajan, 2001) hoặc tác động đến tính hiệu quả của kênh truyền dẫn chính sách tiền tệ (Peydró & cộng sự, 2021).

Nghiên cứu cấu trúc phần còn lại của bài báo như sau. Phần thứ hai của bài báo cung cấp một đánh giá tài liệu ngắn gọn. Phần thứ ba thể hiện đặc tả mô hình thực nghiệm, nguồn dữ liệu và cấu trúc biến của nghiên cứu. Phần thứ tư của bài báo cung cấp kết quả ước tính và giải thích có liên quan. Phần cuối cùng kết thúc công việc của nghiên cứu với ý nghĩa chính sách bắt nguồn từ những phát hiện của nghiên cứu.

2. Cơ sở lý thuyết

Về lý thuyết, một số cơ chế giúp dự báo ảnh hưởng của tính bất định đối với việc nắm giữ chứng khoán của ngân hàng. Sự sụt giảm đáng kể trong các hoạt động tín dụng trong thời kỳ bất ổn cao, do sự trì hoãn đầu tư và chi tiêu từ các công ty và hộ gia đình, có thể dẫn đến sự khác biệt hơn cho các ngân hàng để cung cấp tín dụng cho nền kinh tế (Bloom, 2009). Ngoài ra, người cho vay có thể do dự hơn khi cho vay nếu họ nhận thức được rằng tính bất định có thể làm tăng đáng kể khả năng vỡ nợ của người vay (Mishkin, 1999). Do đó, các ngân hàng có thể áp dụng chiến lược “chờ và xem” (wait and see) (McDonald & Siegel, 1986) và chọn đầu tư vào chứng khoán với các tính năng phù hợp như một kế hoạch thay thế (Broner & cộng sự, 2014). Ngoài ra, khi nói đến quyết định của chính ngân hàng, người ta có thể lập luận rằng các ngân hàng có thể lưu trữ một lượng tài sản lưu động tối ưu với động cơ phòng ngừa để tự bảo vệ mình trước những cú sốc thanh khoản bất lợi tiềm ẩn do tính bất định gây ra (Allen & Gale, 2004). Theo đó, các tài sản lưu động này có thể ở dạng tiền mặt hoặc chứng khoán (Berger & cộng sự, 2020). Nhìn chung, tính bất định dự kiến sẽ khuyến khích các ngân hàng tăng cường nắm giữ chứng khoán.

Dưới áp lực của nhu cầu tín dụng thấp hơn trong bối cảnh bất ổn lớn hơn, các ngân hàng phải cắt giảm lãi suất cho vay (Hartzmark, 2016). Trong bối cảnh người gửi tiền yêu cầu phí bảo hiểm rủi ro cao hơn do mối đe dọa của các cú sốc bất lợi, các ngân hàng phải chấp nhận chi phí tài trợ cao hơn (Valencia, 2017). Cùng với nhau, các cơ chế này làm giảm lợi nhuận của ngân hàng, do đó buộc các ngân hàng phải tìm cách bù đắp cho lợi nhuận bị giảm vì mục tiêu kinh doanh của họ thường cố định. Do đó, các ngân hàng có nhiều khả năng tiếp cận các dự án có “rủi ro cao, lợi nhuận cao” (high risk, high return) (Dell’Ariccia & cộng sự, 2014). Nếu động cơ “tìm kiếm lợi nhuận” này hoạt động, các ngân hàng có thể giảm lượng nắm giữ chứng khoán, thường liên quan đến lợi nhuận thấp hơn so với các khoản vay. Vì danh mục đầu tư do các ngân hàng nắm giữ bao gồm nhiều loại quan hệ bí mật với các đặc điểm lợi nhuận rủi ro khác nhau, nên cần phải phân tách các danh mục đầu tư này để đưa ra đánh giá toàn diện hơn. Tóm lại, tính bất định ảnh hưởng như thế nào đến việc nắm giữ chứng khoán của các ngân hàng là mơ hồ về mặt lý thuyết.

Berger & cộng sự (2020) sử dụng một biện pháp mới về tích trữ thanh khoản ngân hàng (dựa trên phân loại tất cả các khoản mục ngân hàng tài sản và nợ phải trả) để chỉ ra rằng các ngân hàng Mỹ xây dựng bộ đệm thanh khoản của họ trong thời kỳ bất ổn chính sách kinh tế cao hơn. Trong một nghiên cứu gần đây, Ashraf (2020) tập trung vào 21 quốc gia chính và đưa ra kết luận tương tự nhưng thông qua một biện pháp thanh khoản khác được xác định bởi tỷ lệ tiền mặt và dự trữ trên tổng tài sản. Nói chung, hai nghiên cứu này vẫn có sự khác biệt so với cách mà nghiên cứu này tiếp cận, cụ thể nghiên cứu quan tâm đến việc nắm giữ chứng khoán của các ngân hàng, cũng được chia thành các loại trái phiếu và cổ phiếu khác nhau. Ngoài ra, trong khi cả hai bài báo trước đây phân tích mức độ tổng hợp của tính bất định về chính sách kinh tế bằng cách sử dụng chỉ số dựa trên văn bản, công việc của nghiên cứu khám phá tính bất định vì mô đặc biệt liên quan đến ngành ngân hàng bằng cách sử dụng dữ liệu cấp ngân hàng.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình và biến

Để kiểm tra thực nghiệm mối quan hệ giữa tính bất định và nắm giữ chứng khoán của các ngân hàng, nghiên cứu bắt đầu với mô hình cơ sở sau:

Phương trình

$$Secuhold_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times Secuhold_{i,t-1} + \beta_2 \times Uncertainty_{i,t-1} + \beta_3 \times Microctrl_{i,t-1} + \beta_4 \times Macroctrl_{i,t-1} + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

trong đó i chỉ số ngân hàng và chỉ số t năm. Biến phụ thuộc $Secuhold$ được tính bằng tỷ lệ tổng chứng khoán trên tổng tài sản. Nhằm mục đích cung cấp một khía cạnh toàn diện, nghiên cứu tiếp tục phân tách chứng khoán, bao gồm trái phiếu chính phủ, trái phiếu tổ chức tài chính, trái phiếu doanh nghiệp và cổ phiếu.

$Uncertainty_{i,t-1}$ là thước đo tính bất định cho các ngân hàng. v_i là hiệu ứng cố định ngân hàng và $\varepsilon_{i,t}$ là phần dư. Vectơ $Microctrl_{i,t-1}$ là một tập hợp các biện pháp kiểm soát cấp ngân hàng bao gồm: (1) quy mô ngân hàng (logarit tổng tài sản), (2) quy mô vốn chủ sở hữu (vốn chủ sở hữu/tổng tài sản), (3) Dự phòng rủi ro tín dụng, (4) Tỷ suất sinh lời. Trong khi đó, Trong nhóm biến kiểm soát vec-tơ vĩ mô $Macroctrl_{i,t-1}$, nghiên cứu kết hợp tốc độ tăng trưởng GDP để kiểm soát chu kỳ kinh tế và lãi suất cho vay tái cấp vốn (lãi suất điều hành) đại diện cho cơ chế chính sách tiền tệ theo Dang & Huynh (2020). Theo nghiên cứu xem xét các biến độc lập trễ một năm (t-1) vì cho vay ngân hàng không thể phản ứng ngay lập tức với các cú sốc bên trong và bên ngoài. Hơn nữa, việc này có thể giảm thiểu một phần mối quan hệ nhân quả ngược. Nghiên cứu tiến hành hồi quy hiệu ứng cố định bằng cách sử dụng độ lệch chuẩn Driscoll-Kraay (Hoechle, 2007). Tuy nhiên, mô hình của nghiên cứu có thể gặp phải các vấn đề về nội sinh. Do đó, nghiên cứu kết hợp vào mô hình của mình biến phụ thuộc biến trễ và áp dụng công cụ ước tính GMM (Roodman, 2009). Công cụ ước tính này không chỉ giải quyết tính nội sinh tiềm ẩn mà còn cho phép tính liên tục của việc cho vay ngân hàng. Nghiên cứu thực hiện các kiểm định để giải thích cho việc sử dụng GMM. Các kiểm định AR (1)/AR (2) cho mỗi tương quan bậc một và hai và kiểm định Hansen để xác định việc vượt quá mức số biến công cụ trong mô hình định lượng.

Bảng 1: Thống kê mô tả biến

	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Định nghĩa
Tổng số chứng khoán	16,43	6,87	5,20	30,55	Tổng chứng khoán/Tổng tài sản (%)
Trái phiếu Chính phủ	8,49	4,90	1,10	19,40	Trái phiếu Chính phủ/Tổng tài sản (%)
Trái phiếu tổ chức	3,63	3,22	0,00	11,06	Trái phiếu tổ chức/Tổng tài sản (%)
Trái phiếu doanh nghiệp	3,48	3,38	0,00	11,57	Trái phiếu doanh nghiệp/Tổng tài sản (%)
Cổ phiếu	0,37	0,51	0,00	1,88	Cổ phiếu/Tổng tài sản (%)
Tỷ lệ quy mô NHTM	32,01	1,22	30,02	34,27	Logarit tự nhiên của tổng tài sản (tính bằng triệu đồng)
Tỷ lệ vốn chủ sở hữu	9,87	4,36	4,94	20,47	Vốn chủ sở hữu/Tổng tài sản (%)
Dự phòng rủi ro tín dụng	0,95	0,67	0,12	2,51	Dự phòng tổn thất cho vay/Tổng các khoản vay (%)
Tỷ suất sinh lời	1,55	0,81	0,25	3,15	Lợi nhuận trên tài sản (%)
Tính bất định theo tài sản	21,94	6,75	13,43	34,09	Phân tán các cú sốc đối với tài sản
Tính bất định theo nguồn vốn	24,23	7,89	16,00	40,93	Phân tán các cú sốc đối với tài trợ
Tính bất định theo lợi nhuận	1,27	0,39	0,67	2,06	Phân tán các cú sốc đến lợi nhuận
Tăng trưởng kinh tế (GDP)	6,25	0,64	5,25	7,13	Tốc độ tăng trưởng GDP (%)
Lãi suất tái cấp vốn	8,02	2,54	6,00	15,00	Lãi suất tái cấp vốn (%)

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Khi chọn các biến kiểm soát cấp ngân hàng, trước tiên nghiên cứu cho phép quy mô ngân hàng. Theo giả thuyết “quá lớn để thất bại”, các ngân hàng lớn có thể hoạt động với một danh mục tài sản rủi ro và nắm giữ một bộ đệm nhỏ của chứng khoán thanh khoản (Delechat & cộng sự, 2012). Nghiên cứu chọn vốn ngân hàng, lấy cảm hứng từ việc các ngân hàng có thể tăng nhu cầu giao dịch chứng khoán do yêu cầu vốn quy định (Bonner, 2016). Ngoài ra, rủi ro ngân hàng và lợi nhuận được xem xét. Mặc dù rủi ro tín dụng ngân hàng tăng vọt có thể khuyến khích các ngân hàng chuyển sang nắm giữ chứng khoán - theo động cơ phòng ngừa, lợi nhuận ngân hàng giảm có thể khiến các ngân hàng tích trữ ít tài sản thanh khoản hơn và đầu tư nhiều hơn vào các tài sản “rủi ro cao, lợi suất cao” - theo động cơ chiến lược (Acharya & cộng sự, 2012; Dell’Ariccia & cộng sự, 2014). Cùng với các biến số cấp ngân hàng này, nghiên cứu cũng coi tăng trưởng

kinh tế và tỷ lệ tái cấp vốn là các yếu tố kiểm soát kinh tế vĩ mô. Lý do nghiên cứu chọn các biến này là trong thời kỳ tăng trưởng kinh tế hoặc chính sách tiền tệ nới lỏng, các thành phần kinh tế có thể làm tăng nhu cầu tín dụng và các ngân hàng có thể có nhiều vốn vay hơn để cấp cho thị trường, điều này có khả năng kích thích cho vay và hạn chế nắm giữ chứng khoán (Adesina, 2019; Bertay & cộng sự, 2015). Nhìn chung, tất cả các biến kiểm soát trong nghiên cứu này được xác định trong Bảng 1.

$Uncertainty_{i,t-1}$ là thước đo tính bất định của NHTM, bao gồm phân tán theo tài sản ($UncAsset$), phân tán theo nguồn vốn ($UncFund$) và phân tán theo lợi nhuận ($UncProfit$) của các cú sốc được tính toán dựa theo quy trình hai bước của Buch & cộng sự (2015). Theo đó, nghiên cứu xác định các cú sốc cụ thể theo năm (t) của các ngân hàng (i) với từng biến cấp ngân hàng bằng phương trình như sau:

$$\log(X_{i,t}) - \log(X_{i,t-1}) = \Delta \log(X_{i,t}) = \alpha_i + \beta_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

Trong đó $\Delta \log(X_{i,t})$ biểu thị phần trăm thay đổi của tài sản hoặc nguồn vốn ngắn hạn tại ngân hàng i trong năm t . Nghiên cứu cũng thực hiện ước tính bằng cách sử dụng phương trình trên cho mức sinh lời của ngân hàng (tỷ suất lợi nhuận trên tài sản) trong khi nó là một biến liên tục. α_i đại diện cho các hiệu ứng cố định của ngân hàng và β_t đại diện cho các hiệu ứng cố định theo thời gian. Các phần dư $\epsilon_{i,t}$ từ phương trình chỉ ra cú sốc từng ngân hàng mà nghiên cứu cần thu thập để tạo ra sự phân tán theo mặt cắt ngang của các cú sốc. Tiếp đến, nghiên cứu dựa vào độ lệch chuẩn của phần dư để có được tính bất định của ngành ngân hàng trong năm t :

$$Uncertainty_{i,t-1} = SD(\epsilon_{i,t}) \quad (3)$$

Sự phân tán mặt cắt ngang của các cú sốc cấp ngân hàng càng lớn thì tính bất định của hệ thống ngân hàng càng cao. Nghiên cứu xây dựng một thước đo về độ bất định dựa trên dữ liệu cấp ngân hàng và làm cơ sở đánh giá tình hình bất định trong lĩnh vực ngân hàng cũng như tiến hành phân tích tác động của nó đối với hoạt động của ngân hàng. Kết quả cho thấy thước đo bất định trong lĩnh vực ngân hàng có giá trị càng lớn, tính bất định của ngân hàng càng cao.

3.2. Dữ liệu

Nghiên cứu của nghiên cứu sử dụng một bảng dữ liệu không cân bằng với 383 quan sát trong giai đoạn 2007-2019 từ các NHTM Việt Nam. Dữ liệu cấp ngân hàng được thu thập từ báo cáo tài chính hàng năm của 31 NHTM, chiếm hơn 90% tổng tài sản của hệ thống ngân hàng. Số liệu kinh tế vĩ mô được lấy từ cơ sở dữ liệu phát triển tài chính toàn cầu của Ngân hàng Thế giới và Ngân hàng Nhà nước Việt Nam. Nghiên cứu thẳng tất cả các biến số cấp ngân hàng ở mức 2,5% và 97,5% để vô hiệu hóa tác động của các khoản ngoại lệ cực đoan.

Bây giờ chúng ta xem Bảng 1 để biết số liệu thống kê mô tả của tất cả các biến. Các ngân hàng Việt Nam đạt trung bình 16,43% tổng tài sản vào chứng khoán trong giai đoạn nghiên cứu. Hầu hết các chứng khoán là trái phiếu, trong đó 8,49% được phát hành bởi chính phủ và 3,63% được phát hành bởi các tổ chức tài chính. Với các biện pháp vi mô của nghiên cứu dựa trên, sự phân tán của ba cú sốc cấp ngân hàng, phân phối thống kê của chúng với độ lệch chuẩn lớn và phạm vi rộng của các giá trị tối thiểu và tối đa cho thấy sự biến động đáng kể trong tính bất định của ngân hàng. Bên cạnh đó, các biến kiểm soát khác cho thấy một mô hình chung là các đặc điểm cụ thể của ngân hàng là không liên quan giữa các ngân hàng với nhau trong bộ dữ liệu, do đó đảm bảo lợi thế của việc sử dụng dữ liệu cấp ngân hàng để phân tích bản chất nắm giữ chứng khoán của ngân hàng dưới tính bất định. Ngoài ra, nghiên cứu cũng thực hiện kiểm tra bằng cách sử dụng hệ số (VIF) để đảm bảo không tồn tại đa tuyến tính nghiêm trọng.

4. Kết quả và thảo luận

Theo các cột 1-3 của Bảng 2, nghiên cứu thực hiện hồi quy dựa trên công cụ ước tính SGMM hai bước. Trong tất cả các thông số kỹ thuật, các hệ số của tính bất định có ý nghĩa thống kê và tác động cùng chiều. Mô hình này chỉ ra rằng tổng lượng chứng khoán của các ngân hàng đang nắm giữ có xu hướng tăng lên để tương thích với tính bất định cao hơn trong ngân hàng.

Bên cạnh đó, để cung cấp cái nhìn sâu sắc hơn về tác động này, nghiên cứu hiện đang phân tách tổng số chứng khoán và tiến hành hồi quy với các thành phần phân tách bao gồm một trong bốn thành phần của nó: trái phiếu chính phủ, trái phiếu tổ chức, trái phiếu doanh nghiệp và cổ phiếu. Do đó, theo các cột 4-6 của bảng 2, việc nắm giữ trái phiếu chính phủ của các NHTM gia tăng khi tính bất định của ngân hàng tăng lên.

Bảng 2: Kết quả ước lượng mô hình tổng chứng khoán và trái phiếu chính phủ

	SGMM 2 bước			SGMM 2 bước		
	Biến: tổng chứng khoán			Biến: trái phiếu chính phủ		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Biến trễ biến phụ thuộc	0,481*** (0,018)	0,549*** (0,023)	0,499*** (0,027)	0,614***	0,517***	0,494***
Tính bất định theo tài sản	0,150*** (0,015)			0,095*** (0,018)		
Tính bất định theo nguồn vốn		0,149*** (0,017)			0,047** (0,020)	
Tính bất định theo lợi nhuận			0,633** (0,309)			3,237*** (0,318)
Tỷ lệ quy mô NHTM	-0,790*** (0,277)	-0,673*** (0,232)	-1,351*** (0,446)	0,403 (0,274)	-0,768*** (0,266)	0,032 (0,235)
Tỷ lệ vốn chủ sở hữu	-0,187** (0,077)	-0,147** (0,070)	-0,213*** (0,077)	-0,022 (0,054)	-0,352*** (0,112)	-0,072* (0,044)
Dự phòng rủi ro tín dụng	1,268*** (0,178)	1,196*** (0,151)	1,420*** (0,286)	1,218*** (0,192)	3,764*** (0,609)	1,024*** (0,157)
Tỷ suất sinh lời	0,053 (0,288)	-0,178 (0,280)	-0,151 (0,257)	-0,913*** (0,175)	-1,441*** (0,362)	-0,262 (0,188)
Tăng trưởng kinh tế (GDP)	-0,702*** (0,066)	-0,364*** (0,093)	-1,106*** (0,259)	-0,100 (0,091)	-0,260 (0,189)	-0,409*** (0,089)
Lãi suất tái cấp vốn	-0,100** (0,042)	-0,081** (0,035)	0,293*** (0,051)	0,178*** (0,036)	0,262*** (0,039)	-0,070 (0,052)
Số quan sát	352	352	352	352	352	352
Số ngân hàng	31	31	31	31	31	31
Số biến công cụ	29	29	29	29	29	29
Kiểm định AR1	0,001	0,001	0,002	0,001	0,000	0,001
Kiểm định AR2	0,685	0,691	0,579	0,908	0,598	0,483
Kiểm định Hansen	0,351	0,303	0,407	0,287	0,640	0,364

Ghi chú: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$; () chỉ dấu cho độ lệch chuẩn
 Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Bảng 3: Kết quả ước lượng cho trái phiếu định chế tài chính và trái phiếu doanh nghiệp

	SGMM 2 bước			SGMM 2 bước		
	Biến: trái phiếu định chế tài chính			Biến: trái phiếu doanh nghiệp		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Biến trễ biến phụ thuộc	0,725*** (0,028)	0,737*** (0,020)	0,781*** (0,025)	0,718*** (0,037)	0,732*** (0,021)	0,630*** (0,020)
Tính bất định theo tài sản	0,053*** (0,016)			-0,089*** (0,021)		
Tính bất định theo nguồn vốn		0,099*** (0,009)			-0,049*** (0,009)	
Tính bất định theo lợi nhuận			0,743*** (0,050)			-0,512*** (0,128)
Tỷ lệ quy mô NHTM	0,062*** (0,012)	0,197 (0,183)	0,091 (0,214)	-1,031*** (0,189)	-0,138 (0,144)	-0,296* (0,179)
Tỷ lệ vốn chủ sở hữu	0,064*** (0,024)	0,063 (0,039)	0,080* (0,048)	-0,170*** (0,043)	-0,011 (0,035)	-0,066* (0,037)
Dự phòng rủi ro tín dụng	-0,191*** (0,070)	-0,082 (0,117)	-0,282*** (0,085)	-0,132 (0,166)	0,036 (0,071)	-0,025 (0,117)
Tỷ suất sinh lời	0,461*** (0,037)	0,268** (0,106)	0,521*** (0,055)	0,323 (0,203)	-0,168 (0,135)	-0,271** (0,113)
Tăng trưởng kinh tế (GDP)	-0,167** (0,069)	0,086 (0,081)	-0,296*** (0,107)	-0,460*** (0,101)	-0,686*** (0,084)	-0,430*** (0,087)
Lãi suất tái cấp vốn	-0,285*** (0,019)	-0,299*** (0,024)	-0,234*** (0,020)	0,030 (0,031)	0,105*** (0,028)	0,054** (0,027)
Số quan sát	352	352	352	352	352	352
Số ngân hàng	31	31	31	31	31	31
Số biến công cụ	29	29	29	29	29	29
Kiểm định AR1	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,002
Kiểm định AR2	0,464	0,372	0,725	0,379	0,659	0,784
Kiểm định Hansen	0,294	0,355	0,443	0,173	0,147	0,128

Ghi chú: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$; () chỉ dấu cho độ lệch chuẩn
 Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Tiếp đến, theo cột 1-3 của Bảng 3 cho thấy, trái phiếu tổ chức tài chính do các ngân hàng nắm giữ có tác động có ý nghĩa thống kê đến tính bất định. Do đó, những kết quả này cho thấy rằng khi tính bất định của ngân hàng được thúc đẩy, các ngân hàng phản ứng bằng cách nắm giữ nhiều trái phiếu chính phủ và tổ chức tài chính hơn. Bên cạnh đó, theo cột 4-6 của Bảng 3 cho thấy ảnh hưởng của tính bất định đối với trái phiếu tương quan là nghịch biến trong hầu hết các cột. Nó chỉ ra rằng giá trị trái phiếu doanh nghiệp của các NHTM nắm giữ có thể giảm trong bối cảnh bất định gia tăng.

Bảng 4: Kết quả ước lượng mô hình với cổ phiếu

	Hồi quy tác động cố định FEM (D&K)			SGMM 2 bước		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Biến trễ biến phụ thuộc				0,539*** (0,008)	0,567*** (0,006)	0,570*** (0,008)
Tính bất định theo tài sản	-0,006** (0,002)			-0,004*** (0,001)		
Tính bất định theo nguồn vốn		-0,005** (0,002)			-0,005*** (0,001)	
Tính bất định theo lợi nhuận			-0,058* (0,030)			-0,119*** (0,013)
Tỷ lệ quy mô NHTM	-0,250*** (0,038)	-0,253*** (0,037)	-0,239*** (0,047)	0,007 (0,012)	0,008 (0,015)	-0,029*** (0,006)
Tỷ lệ vốn chủ sở hữu	-0,017*** (0,005)	-0,017*** (0,004)	-0,019* (0,010)	0,011*** (0,004)	0,011** (0,004)	-0,006*** (0,001)
Dự phòng rủi ro tín dụng	-0,057 (0,056)	-0,056 (0,057)	-0,040** (0,017)	-0,095*** (0,012)	-0,138*** (0,005)	-0,003 (0,008)
Tỷ suất sinh lời	-0,014 (0,043)	-0,013 (0,043)	0,023 (0,035)	0,043*** (0,016)	0,063*** (0,013)	0,031*** (0,007)
Tăng trưởng kinh tế (GDP)	-0,093*** (0,026)	-0,098*** (0,019)	-0,018 (0,039)	-0,032*** (0,010)	-0,049*** (0,013)	-0,034*** (0,005)
Lãi suất tái cấp vốn	-0,007 (0,006)	-0,010* (0,006)	-0,011** (0,005)	-0,003 (0,003)	-0,010*** (0,001)	-0,007*** (0,002)
Số quan sát	352	352	352	352	352	352
Số ngân hàng	31	31	31	31	31	31
Số biến công cụ				29	29	29
Kiểm định AR1				0,018	0,012	0,011
Kiểm định AR2				0,450	0,468	0,352
Kiểm định Hansen				0,170	0,176	0,153

Ghi chú: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$; () chỉ dấu cho độ lệch chuẩn

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Cuối cùng trong Bảng 4, chỉ số bất định tác động nghịch biến đối với các biến phụ thuộc là cổ phiếu. Kết quả này cho thấy các ngân hàng có thể giảm đầu tư chứng khoán là cổ phiếu để đối phó với tính bất định gia tăng. Nhìn chung, các ước lượng hệ số trên tất cả các tính bất định cũng thay thế ý nghĩa kinh tế của kết quả của nghiên cứu, giữ vững với hiệu ứng cố định/hồi quy GMM động và trên các biện pháp thay thế dựa trên dữ liệu cấp ngân hàng.

Như vậy, nghiên cứu kiểm định từng tài sản tài chính của chứng khoán cho thấy tính bất định cao hơn trong một thị trường tài chính quan trọng khiến các ngân hàng thận trọng hơn với các quyết định đầu tư của họ (Allen & Gale, 2004). Vì vậy, các NHTM phản ứng bằng cách nắm giữ nhiều chứng khoán hơn nói chung. Sự gia tăng nắm giữ chứng khoán này bị chi phối bởi sự gia tăng các khoản đầu tư an toàn hơn (bao gồm cả trái phiếu chính phủ và tổ chức tài chính), bù đắp hoàn toàn sự sụt giảm trong các khoản đầu tư rủi ro hơn (trái phiếu doanh nghiệp và cổ phiếu). Do đó, nghiên cứu thu được một số bằng chứng nhất định ủng hộ động cơ phòng ngừa cho các ngân hàng trong thời điểm bất định khi nói đến việc nắm giữ trái phiếu chính phủ, được đánh giá là tài sản phi rủi ro và nắm giữ trái phiếu tài chính, ít rủi ro hơn so với trái phiếu doanh nghiệp, cổ phiếu và đặc biệt là các khoản vay. Với phát hiện này, người ta có thể lo ngại rằng sự thay đổi của các ngân hàng đối với trái phiếu chính phủ và tổ chức tài chính trong những giai đoạn bất định có thể.

5. Kết luận

Nghiên cứu này kiểm định tác động của tính bất định ngân hàng đối với việc nắm giữ chứng khoán của các ngân hàng thương mại. Sử dụng mẫu dữ liệu các ngân hàng thương mại tại Việt Nam trong giai đoạn 2007-2019, kết quả nghiên cứu cho rằng các ngân hàng thương mại gia tăng nắm giữ các tài sản tài chính

an toàn hơn (trái phiếu chính phủ) nhưng giảm danh mục nắm giữ các tài sản tài chính rủi ro hơn (trái phiếu doanh nghiệp và cổ phiếu) trong giai đoạn mà tính bất định của các ngân hàng thương mại gia tăng. Phát hiện của nghiên cứu củng cố hàm ý chính sách cho rằng các ngân hàng thương mại sẽ thận trọng nắm giữ các tài sản tài chính an toàn như là đệm dự phòng trong những thời kỳ bất định. Tuy nhiên, việc làm này cũng tác động làm giảm lợi nhuận từ danh mục đầu tư được nắm giữ bởi các ngân hàng. Theo hướng này, các nhà quản lý và hoạch định chính sách cần phải giảm thiểu các hoạt động gây rủi ro, để tổn thương ngân hàng để giảm thiểu tính bất định, từ đó giúp các ngân hàng thương mại có thể đa dạng hoá danh mục chứng khoán nắm giữ nhằm tối đa hoá lợi nhuận từ hoạt động đầu tư tài chính.

Tài liệu tham khảo

- Acharya, V., Davydenko, S. A., & Strebulaev, A. (2012), 'Cash holdings and credit risk', *Review of Financial Studies*, 25(12), 3572–3609. DOI: 10.1093/rfs/hhs106.
- Adesina, K. S. (2019), 'Basel III liquidity rules: The implications for bank lending growth in Africa', *Economic Systems*, 43(2). DOI: 10.1016/j.ecosys.2018.10.002.
- Alessandri, P., & Bottero, M. (2020), 'Bank lending in uncertain times', *European Economic Review*, 128. DOI:10.1016/j.euroecor-ev.2020.103503.
- Allen, F., & Gale, D. (2004), 'Competition and financial stability', *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36(3b), 453–480. DOI:10.1353/mcb.2004.0038.
- Ashraf, B. N. (2020), 'Policy uncertainty and bank liquidity hoarding: International evidence', *SSRN Electronic Journal*. DOI: 10.2139/ssrn.3574193.
- Ashraf, B. N., & Shen, Y. (2019), 'Economic policy uncertainty and banks' loan pricing', *Journal of Financial Stability*, 44. DOI: 10.1016/j.jfs.2019.100695.
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016), 'Measuring economic policy uncertainty', *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636. DOI:10.1093/qje/qjw024.
- Batten, J. A., & Vo, X. V. (2019), 'Determinants of bank profitability - Evidence from Vietnam', *Emerging Markets Finance and Trade*, 55(6), 1417–1428. DOI: 10.1080/1540496X.2018.1524326.
- Berger, A. N., Guedhami, O., Kim, H. H., & Li, X. (2020), 'Economic policy uncertainty and bank liquidity hoarding', *Journal of Financial Intermediation*. DOI:10.1016/j.jfi.2020.100893.
- Bertay, A. C., Demirgüç-Kunt, A., & Huizinga, H. (2015), 'Bank ownership and credit over the business cycle: Is lending by state banks less procyclical?', *Journal of Banking and Finance*, 50, 326–339. DOI:10.1016/j.jbankfin.2014.03.012.
- Bilgin, M. H., Danisman, G. O., Demir, E., & Tarazi, A. (2021), 'Bank credit in uncertain times: Islamic vs. conventional banks', *Finance Research Letters*, 39. DOI:10.1016/j.frl.2020.101563.
- Bloom, N. (2009), 'The impact of uncertainty shocks', *Econometrica*, 77(3), 623–685. DOI: 10.3982/ecta6248.
- Bloom, N. (2014), 'Fluctuations in uncertainty', *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153–176. DOI: 10.1257/jep.28.2.153.
- Bloom, N., Floetotto, M., Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I., & Terry, S. J. (2018), 'Really uncertain business cycles', *Econometrica*, 86(3), 1031–1065. DOI: 10.3982/ecta10927.
- Bonner, C. (2016), 'Preferential regulatory treatment and banks' demand for government bonds', *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(6), 1195–1221. DOI:10.1111/jmcb.12331.

-
- Bordo, M. D., Duca, J. V., & Koch, C. (2016), 'Economic policy uncertainty and the credit channel: Aggregate and bank level U.S. evidence over several decades', *Journal of Financial Stability*, 26, 90–106. DOI: 10.1016/j.jfs.2016.07.002.
- Broner, F., Erce, A., Martin, A., & Ventura, J. (2014), 'Sovereign debt markets in turbulent times: Creditor discrimination and crowding-out effects', *Journal of Monetary Economics*, 61(1), 114–142. DOI:10.1016/j.jmoneco.2013.11.009.
- Buch, C. M., Buchholz, M., & Tonzer, L. (2015), 'Uncertainty, bank lending, and bank- level heterogeneity', *IMF Economic Review*, 63(4), 919–954. DOI: 10.1057/imfer.2015.35.
- Caggiano, G., Castelnuovo, E., & Figueres, J. M. (2017), 'Economic policy uncertainty and unemployment in the United States: A nonlinear approach', *Economics Letters*, 151, 31–34. DOI:10.1016/j.econlet.2016.12.002.
- Dang, V. D. (2020), 'Bank funding and liquidity in an emerging market', *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*, 13(3), 256–272. DOI: 10.1504/ijepee.2020.109054.
- Dang, V. D., & Huynh, J. (2020), 'Holdings of sovereign bonds by commercial banks in Vietnam', *Cogent Economics & Finance*, 8(1). DOI: 10.1080/23322039.2020.1818409.
- Danisman, G. O., Ersan, O., & Demir, E. (2020), 'Economic policy uncertainty and bank credit growth: Evidence from Euro- pean banks', *Journal of Multinational Financial Management*, 57–58. DOI: 10.1016/j.mulfin.2020.100653.
- Delechat, C., Henao Arbelaez, C., Muthoora, P. S., & Vtyurina, S. (2012), 'The determinants of banks' liquidity buffers in Central America', *In IMF Working Papers*. DOI: 10.5089/9781616356675.001.
- Dell'Araccia, G., Laeven, L., & Marquez, R. (2014), 'Real interest rates, leverage, and bank risk-taking', *Journal of Economic Theory*, 149(1), 65–99. DOI:10.1016/j.jet.2013.06.002.
- 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. DOI: 10.1086/319552.
- Drobtz, W., El Ghouli, S., Guedhami, O., & Janzen, M. (2018), 'Policy uncertainty, investment, and the cost of capital', *Journal of Financial Stability*, 39, 28–45, DOI:10.1016/j.jfs.2018.08.005.
- Fu, B., & Luo, D. (2021), 'Monetary policy uncertainty and bank leverage: Evidence from China', *Economics Letters*, 203. DOI: 10.1016/j.econlet.2021.109866.
- Gulen, H., & Ion, M. (2016), 'Policy uncertainty and corporate investment', *Review of Financial Studies*, 29(3), 523–564. DOI:10.1093/rfs/hhv050.
- Hartzmark, S. M. (2016), 'Economic uncertainty and interest rates', *Review of Asset Pricing Studies*, 6(2), 179–220. DOI:10.1093/rapstu/raw004.
- He, Z., & Niu, J. (2018), 'The effect of economic policy uncertainty on bank valuations', *Applied Economics Letters*, 25(5), 345–347. DOI: 10.1080/13504851.2017.1321832.
- Hoechle, D. (2007), 'Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence', *Stata Journal*, 7(3), 281–312. DOI: 10.1177/1536867x0700700301.
- Hu, S., & Gong, D. (2019), 'Economic policy uncertainty, prudential regulation and bank lending', *Finance Research Letters*, 29, 373–378. DOI: 10.1016/j.frl.2018.09.004.
- Kang, W., Lee, K., & Ratti, R. A. (2014), 'Economic policy uncertainty and firm level investment', *Journal of Macroeconomics*, 39(PA), 42–53. DOI: 10.1016/j.jmacro.2013.10.006.
- Karadima, M., & Louri, H. (2021), 'Economic policy uncertainty and non-performing loans: The moderating role of bank concentration', *Finance Research Letters*, 38. DOI: 10.1016/j.frl.2020.101458.
- McDonald, R., & Siegel, D. (1986), 'The value of waiting to invest', *Quarterly Journal of Economics*, 101(4), 707–727. DOI: 10.2307/1884175.
- Mishkin, F. S. (1999), 'Financial consolidation: Dangers and opportunities', *Journal of Banking and Finance*, 23(2),

675–691. DOI: 10.1016/S0378-4266(98)00084-3.

- Nguyen, P. C., Le, T. H., & Su, T. D. (2020), 'Economic policy uncertainty and credit growth: Evidence from a global sample', *Research in International Business and Finance*, 51. DOI: 10.1016/j.ribaf.2019.101118.
- Paludkiewicz, K. (2019), 'Unconventional monetary policy, bank lending, and security holdings: The yield-induced portfolio rebalancing channel', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 56(2), 531-568. DOI: 10.1017/S0022109019001054.
- Peydró, J. L., Polo, A., & Sette, E. (2021), 'Monetary policy at work: Security and credit application registers evidence', *Journal of Financial Economics*, 140(3), 789–814. DOI: 10.1016/j.jfineco.2021.01.008.
- Roodman, D. (2009), 'How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata', *Stata Journal*, 9(1), 86–136. DOI: 10.1177/1536867x0900900106.
- Valencia, F. (2017), 'Aggregate uncertainty and the supply of credit', *Journal of Banking and Finance*, 81, 150–165. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2017.05.001.
- Wu, J., Yao, Y., Chen, M., & Jeon, B. N. (2020), 'Economic uncertainty and bank risk: Evidence from emerging economies', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 68. DOI: 10.1016/j.intfin.2020.101242.

CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN MỨC NẮM GIỮ TIỀN MẶT CỦA CÔNG TY NIÊM YẾT TẠI VIỆT NAM: TÁC ĐỘNG ĐIỀU TIẾT CỦA HẠN CHẾ TÀI CHÍNH

Nguyễn Thanh Liêm

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

Email: liemnt@uel.edu.vn

Lê Thị Hồng Thắm

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

Email: thamlth19404a@st.uel.edu.vn

Nguyễn Lê Bảo Hân

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

Email: hannlb19404b@st.uel.edu.vn

Mã bài báo: JED-1304

Ngày nhận: 29/06/2023

Ngày nhận bản sửa: 01/09/2023

Ngày duyệt đăng: 09/11/2023

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.1304

Tóm tắt:

Nghiên cứu này sử dụng bộ dữ liệu gồm 616 công ty phi tài chính niêm yết tại Việt Nam trong giai đoạn 2012 - 2021. Kết quả nghiên cứu cho thấy đòn bẩy tài chính, dòng tiền, vốn lưu động và chi phí đầu tư tài sản cố định có ảnh hưởng đến mức nắm giữ tiền của các công ty niêm yết tại Việt Nam. Nghiên cứu xem xét tác động điều tiết của hạn chế tài chính đến các mối quan hệ trên. Kết quả cho thấy hạn chế tài chính có ảnh hưởng đáng kể đến mối quan hệ giữa các nhân tố và mức nắm giữ tiền mặt theo hướng các quyết định tối ưu về mức nắm giữ tiền khó được đảm bảo. Dựa trên các kết quả trên, nghiên cứu cung cấp một số hàm ý liên quan nhằm cải thiện khả năng quản lý tiền mặt của các doanh nghiệp Việt Nam.

Từ khóa: Nắm giữ tiền, hạn chế tài chính.

Mã JEL: G30, G32.

Factors affecting cash holdings of listed companies in Vietnam: the regulatory impact of financial constraints

Abstract:

This study uses a dataset of 616 non-financial companies listed in Vietnam for 2012 - 2021. The research results show that financial leverage, cash flow, working capital, and capital expenditure influence the cash holdings of listed companies in Vietnam. The study also examines the moderating impact of financial constraints on the above relationships. The results show that financial constraints significantly affect the relationship between factors and cash holdings in the direction that optimal decisions about money holdings are not guaranteed. Based on the above results, the study provides some relevant implications for improving the cash management of Vietnamese firms.

Keywords: Cash holdings, financial constraints.

JEL codes: G30; G32.

1. Giới thiệu

Mức nắm giữ tiền mặt luôn là vấn đề quan trọng của các doanh nghiệp vì nhiều lý do. Việc có một lượng tiền mặt ổn định sẽ giúp cho doanh nghiệp giải quyết được các vấn đề như thanh toán các nghĩa vụ đối với chủ nợ, cũng như giải quyết các vấn đề khẩn cấp kịp thời, kể cả trong đại dịch Covid-19 (Ntantamis & Zhou, 2022). Các nghiên cứu trước cho thấy mục đích của việc nắm giữ tiền mặt chủ yếu là do mục đích phòng ngừa (Han & Qiu, 2007; Bates & cộng sự, 2009; Denis & Sibilkov, 2010), giảm chi phí giao dịch (Mulligan, 1997; Kuan & cộng sự, 2011). Tuy nhiên, trong trường hợp dự trữ tiền mặt nhiều hơn mức cần thiết, doanh nghiệp phải chịu một số chi phí cơ hội do phải từ bỏ các khoản đầu tư sinh lời hoặc chịu chi phí người đại diện do giữ quá nhiều tiền mặt nhàn rỗi (Javadi & cộng sự, 2021). Ngược lại, nắm giữ ít tiền mặt hơn mức cần thiết có thể loại bỏ chi phí cơ hội phát sinh, đồng thời khiến công ty dễ bị kiệt quệ tài chính hơn.

Việc nắm giữ tiền mặt của các công ty còn phụ thuộc rất nhiều vào các yếu tố bên trong và bên ngoài doanh nghiệp. Theo tổng hợp của Uyar & Kuzey (2014), sự khác biệt lớn về mức tiền mặt nắm giữ ở các công ty thuộc các quốc gia khác nhau có thể là do các khác biệt về quản trị công ty (Dittmar & Mahrt-Smith, 2007; Chen, 2008; Kuan & cộng sự, 2011). Do đó, kết quả về các nhân tố ảnh hưởng đến mức nắm giữ tiền có thể sẽ khác nhau tùy thuộc vào quốc gia nghiên cứu.

Các thị trường mới nổi có tiềm năng tăng trưởng cao, khác biệt so với các thị trường phát triển ở một số khía cạnh như chất lượng thể chế yếu, quản trị công ty chưa phát triển dẫn đến quyền lợi của cổ đông thiểu số không được đảm bảo, mức độ chênh lệch thông tin lớn giữa nhà quản lý và nhà đầu tư (Uyar & Kuzey, 2014). Tất cả những yếu tố này dẫn tới chi phí tiếp cận vốn bên ngoài cao cho các doanh nghiệp ở những thị trường đang phát triển. Khi hệ thống tài chính phát triển, các bất hoàn hảo trên thị trường có thể giảm đi, và nguồn vốn bên ngoài được kỳ vọng rẻ hơn, và doanh nghiệp sẽ không phải phụ thuộc nhiều vào nguồn vốn nội bộ.

Tại Việt Nam, một quốc gia đang phát triển, các doanh nghiệp gặp nhiều vấn đề liên quan đến tiếp cận nguồn vốn bên ngoài, nên phải phụ thuộc vào các nguồn lực nội bộ, trong đó có tiền mặt. Việc làm rõ các nhân tố ảnh hưởng đến mức nắm giữ tiền tại Việt Nam hỗ trợ đưa ra các hàm ý cho việc quản trị vốn lưu động và đầu tư sao cho đạt hiệu quả cao. Hơn nữa, chưa có nghiên cứu xem xét tác động điều tiết của hạn chế tài chính, chủ yếu ở khía cạnh là khó khăn trong tiếp cận vốn ngoài, đối với tác động của các nhân tố đến mức nắm giữ tiền mặt. Thông qua sử dụng mô hình cho dữ liệu bảng cho mẫu nghiên cứu gồm các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam trong giai đoạn từ 2012 đến 2021, bài nghiên cứu mong muốn cung cấp góc nhìn mới về các nhân tố ảnh hưởng đến việc nắm giữ tiền mặt của các doanh nghiệp ở quốc gia đang phát triển, vốn chịu nhiều ảnh hưởng của hạn chế tài chính.

Trên đây nhóm tác giả đã giới thiệu sơ lược về bài nghiên cứu, phần còn lại sẽ được trình bày như sau. Phần 2 đưa ra những lý thuyết và tổng quan các nghiên cứu trước đó của đề tài. Phần 3 sẽ trình bày dữ liệu và các phương pháp nghiên cứu. Phần 4 sẽ trình bày và thảo luận kết quả nghiên cứu. Phần 5 đưa ra kết luận và các khuyến nghị phù hợp cho các công ty về việc nắm giữ tiền mặt.

2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết thực nghiệm

Tiền mặt của các doanh nghiệp thì sẽ bao gồm các khoản tiền và tương đương tiền và các khoản tiền gửi ngân hàng. Có ba mục đích liên quan đến việc doanh nghiệp giữ tiền: giao dịch, dự phòng và đầu cơ. Về mục đích liên quan đến giao dịch, các doanh nghiệp cần tiền mặt để thực hiện các giao dịch hàng ngày vì tiền mặt là phương tiện trao đổi có tính thanh khoản cao nhất (Opler & cộng sự, 1999; Bates & cộng sự, 2009). Về mục đích phòng ngừa, việc nắm giữ tiền mặt giúp bảo vệ doanh nghiệp khỏi những tình huống chi tiêu bất ngờ hoặc không mong muốn mà không cần phải bán tài sản hoặc huy động vốn từ bên ngoài (Ferreira & Vilela, 2004). Cuối cùng, doanh nghiệp tích trữ tiền mặt để có thể khai thác các cơ hội đầu tư một cách hiệu quả.

Lý thuyết đánh đổi (Trade-off theory) gợi ý rằng các công ty xác định mức nắm giữ tiền mặt tối ưu bằng cách tính toán và cân bằng giữa chi phí biên (chủ yếu là chi phí cơ hội và khả năng bị lợi dụng bởi các giám đốc) và lợi ích biên của việc nắm giữ tiền (Opler & cộng sự, 1999). Việc nắm giữ tiền làm giảm các khả năng kiệt quệ tài chính vì nó đóng vai trò như một nơi trú ẩn an toàn trước những tổn thất bất ngờ và những khó khăn trong việc huy động vốn từ bên ngoài. Thứ hai, nắm giữ tiền giúp doanh nghiệp có thể theo đuổi các

chính sách đầu tư tối ưu ngay cả khi gặp khó khăn về tài chính. Thứ ba, nắm giữ tiền mặt giúp giảm thiểu chi phí huy động vốn bên ngoài hoặc thanh lý các tài sản lưu động hiện có.

Trong khi đó, lý thuyết Trật tự phân hạng (Pecking order theory) cho rằng các nhà quản lý có một trật tự ưa thích về nguồn tài trợ để giảm thiểu thiệt hại do bất cân xứng thông tin (Donaldson, 1961; Myers & Majluf, 1984). Trật tự này được khuyến nghị rằng nguồn tài trợ đầu tiên bằng thu nhập giữ lại, sau đó là nợ, và cuối cùng là vốn cổ phần. Cuối cùng, lý thuyết dòng tiền tự do của Jensen (1986) chỉ ra rằng việc tăng dòng tiền tự do sẽ gây ra vấn đề đại diện giữa nhà quản lý và cổ đông. Do đó, để tránh chi phí người đại diện, các cổ đông thường có xu hướng thích dòng tiền tự do được chi trả với dạng cổ tức nhiều hơn.

2.1. Đòn bẩy tài chính (LEV)

Doanh nghiệp có sử dụng đòn bẩy tài chính có xu hướng tích trữ tiền nhiều hơn do có khả năng bị kiệt quệ tài chính cao hơn, phù hợp với quan điểm phòng ngừa (Guney & cộng sự, 2007).

Tuy nhiên, nợ cũng có thể là nguồn thay thế tiền mặt (Bigelli & Sanchez-Vidal, 2012; Guney & cộng sự, 2007). Luo (2005) cho thấy các công ty có mối quan hệ chặt chẽ với ngân hàng giữ ít tiền hơn. Uyar & Kuzey (2014) và Diaw (2021) cũng ghi nhận mối quan hệ ngược chiều giữa nợ và tiền mặt ở các nước đang phát triển. Do đòn bẩy tài chính có thể có tương tác cùng chiều và ngược chiều đến mức nắm giữ tiền, giả thuyết đặt ra trong nghiên cứu là:

Giả thuyết H1: Đòn bẩy tài chính có tác động đến mức nắm giữ tiền.

2.2. Quy mô (SIZE)

Quy mô của một công ty phản ánh một phần về tiềm lực và khả năng tài chính của nó. Quy mô càng lớn sẽ giúp doanh nghiệp giảm được các rào cản và tăng cơ hội trong tiếp cận các nguồn vốn ngoài, nhờ đó không phải phụ thuộc quá nhiều vào nguồn lực nội bộ. Ngược lại, các doanh nghiệp nhỏ cần giữ nhiều tiền hơn do chi phí tiếp cận vốn cao (Al-Najjar, 2013). Vì vậy, mối quan hệ giữa quy mô và việc nắm giữ tiền mặt thường sẽ được kỳ vọng ngược chiều nhau (Almeida & cộng sự, 2004; Bigelli & Sanchez-Vidal, 2012; Drobetz & Gruninger, 2007). Tuy nhiên một số nghiên cứu lại cho thấy quy mô công ty có tương quan cùng chiều (Diaw, 2021; Al-Najjar, 2013; Ferreira & Vilela, 2004; Opler & cộng sự, 1999). Điều này là do các doanh nghiệp lớn có ít tình trạng bất cân xứng thông tin gắn với việc giữ tiền. Ozkan & Ozkan (2004) cho rằng sẽ có mối quan hệ cùng chiều giữa quy mô và mức giữ tiền, do quy mô càng lớn, tình trạng bất cân xứng càng giảm.

Giả thuyết H2: Quy mô có tác động đến mức nắm giữ tiền.

2.3. Dòng tiền (CF)

Sử dụng lý thuyết Đánh đổi, Kim & cộng sự (2011) cho rằng có tương quan ngược chiều giữa dòng tiền từ hoạt động và tiền mặt, vì dòng tiền làm giảm sự cần thiết phải dự trữ tiền mặt. Tuy vậy, sử dụng lý thuyết Trật tự phân hạng, Opler & cộng sự (1999) dự đoán một mối quan hệ cùng chiều giữa hai yếu tố, vì các công ty tạo ra dòng tiền có khả năng giữ lại một số tiền mặt để tài trợ cho các khoản đầu tư hoặc sử dụng trong thời điểm khó khăn. Opler & cộng sự (1999), Ferreira & Vilela (2004), Uyar & Kuzey (2014) và Diaw (2021) ghi nhận mối quan hệ cùng chiều giữa tiền mặt và dòng tiền từ hoạt động.

Giả thuyết H3: Dòng tiền từ hoạt động có tác động đến mức nắm giữ tiền.

2.4. Vốn lưu động (NWC)

Lý thuyết đánh đổi tinh dự đoán mối quan hệ ngược chiều giữa nắm giữ tiền mặt và vốn lưu động ròng. Bigelli & Sanchez-Vidal (2012) lập luận rằng vốn lưu động ròng là một giải pháp thay thế hoàn hảo cho tiền mặt đối với một số công ty Ý. Các công ty có mức vốn lưu động ròng cao thay thế tiền mặt bằng các tài sản lưu động khác. Lian & cộng sự (2011) tìm thấy bằng chứng tương tự ở Trung Quốc. Tuy nhiên, Al-Najjar (2013) gợi ý rằng, ngoại trừ Ấn Độ, có rất ít bằng chứng về mối quan hệ này đối với các quốc gia BRIC khác.

Giả thuyết H4: Vốn lưu động có tương quan ngược chiều đến mức nắm giữ tiền mặt.

2.5. Đầu tư (CAPEX)

Các công ty có chi phí đầu tư lớn sẽ có ít hoặc không có thặng dư từ các quỹ được tạo ra trong nội bộ để tăng tính thanh khoản, và do đó họ nắm giữ ít tài sản thanh khoản hơn (Opler & cộng sự, 1999). Chi tiêu vốn (đầu tư) cải thiện chất lượng và gia tăng số lượng tài sản mới và những tài sản có thể đóng vai trò là tài

sản thế chấp, nhờ đó tăng khả năng vay nợ và làm giảm nhu cầu nắm giữ tiền mặt (Bates & cộng sự, 2009; Diaw, 2021; Kim & cộng sự, 2011; Chen, 2008). Do đó, chúng ta kỳ vọng về mối quan hệ ngược chiều giữa chi phí đầu tư tài sản cố định và nắm giữ tiền mặt.

Giả thuyết H5: Đầu tư có tương quan ngược chiều với nắm giữ tiền mặt của công ty.

2.6. Cơ hội tăng trưởng (REV_GR)

Lý thuyết đánh đổi dự đoán có một mối tương quan cùng chiều giữa cơ hội tăng trưởng và nắm giữ tiền mặt. Chi phí cơ hội do thiếu thanh khoản càng nghiêm trọng hơn đối với các công ty có dự án đầu tư chất lượng cao. Hơn nữa, chi phí kiệt quệ tài chính đối với các công ty này cao hơn (Williamson, 1988) có thể khiến nguồn tài chính bên ngoài trở nên đắt đỏ hơn (Harris & Raviv, 1990). Để tránh những chi phí này, các công ty có dự án đầu tư chất lượng cao sẽ có xu hướng gia tăng thanh khoản để không gặp rủi ro đầu tư dưới mức trong tương lai (Diaw, 2021). Đồng quan điểm, Opler & cộng sự (1999) và Ozkan & Ozkan (2004) cho thấy mối tương quan cùng chiều giữa các cơ hội tăng trưởng với việc nắm giữ tiền mặt. Ngược lại, lý thuyết chi phí đại diện dự đoán một mối quan hệ tiêu cực giữa hai biến, do các công ty có cơ hội tăng trưởng thấp với ban quản lý kém có khả năng tích trữ nhiều tiền mặt hơn.

Giả thuyết H6: Cơ hội tăng trưởng có tác động đến mức nắm giữ tiền.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Nguồn số liệu

Mẫu nghiên cứu bao gồm các công ty niêm yết phi tài chính trên 2 sàn chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 10 năm 2012-2021. Nhóm nghiên cứu loại các doanh nghiệp có dưới 2 quan sát trong giai đoạn nghiên cứu, vì đây có thể là các doanh nghiệp không đại diện tốt cho tổng thể là các doanh nghiệp niêm yết Việt Nam, đồng thời loại bỏ các doanh nghiệp phi tài chính do các đặc điểm hoạt động và báo cáo tài chính rất khác biệt so với các doanh nghiệp phi tài chính. Nguồn sử dụng trong nghiên cứu là từ bộ dữ liệu Thomson Refinitiv. Cuối cùng, mẫu nghiên cứu gồm 616 công ty niêm yết trong giai đoạn 10 năm (với dữ liệu bảng không cân bằng gồm 5.196 quan sát).

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Với mục đích xem xét tác động của các nhân tố đến mức nắm giữ tiền, nghiên cứu kế thừa Diaw (2021) để phát triển mô hình hồi quy như sau:

$$CASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 * LEV_{i,t} + \beta_2 * SIZE_{i,t} + \beta_3 * CF_{i,t} + \beta_4 * NWC_{i,t} + \beta_5 * CAPEX_{i,t} + \beta_6 * REV_GR_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Ngoài ra, nhằm xem xét hạn chế tài chính có ảnh hưởng đến mối quan hệ giữa các nhân tố đến nắm giữ tiền mặt, nghiên cứu bổ sung mô hình sau:

$$CASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 * LEV_{i,t} + \beta_2 * SIZE_{i,t} + \beta_3 * CF_{i,t} + \beta_4 * NWC_{i,t} + \beta_5 * CAPEX_{i,t} + \beta_6 * REV_GR_{i,t} + \beta_7 * CONS * LEV_{i,t} + \beta_8 * CONS * SIZE_{i,t} + \beta_9 * CONS * CF_{i,t} + \beta_{10} * CONS * NWC_{i,t} + \beta_{11} * CONS * CAPEX_{i,t} + \beta_{12} * CONS * REV_GR_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó:

CASH là biến phụ thuộc, thể hiện mức nắm giữ tiền mặt của các công ty niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam, đo bằng tỷ lệ giữa tiền và tương đương tiền trên tổng tài sản. LEV là biến độc lập, thể hiện mức độ sử dụng đòn bẩy của doanh nghiệp, đo bằng tỷ số giữa tổng nợ trên tổng tài sản. SIZE là biến thể hiện quy mô của doanh nghiệp, đo bằng log tự nhiên của tổng tài sản. CF là biến thể hiện dòng tiền của doanh nghiệp, đo bằng tỷ lệ giữa dòng tiền từ hoạt động kinh doanh trên tổng tài sản. NWC là biến đại diện cho vốn lưu động thuần của doanh nghiệp, đo bằng vốn lưu động thuần trên tổng tài sản. CAPEX thể hiện mức đầu tư, đo bằng mức chi tiêu vốn trên tổng tài sản. REV_GR thể hiện cơ hội tăng trưởng qua từng năm của doanh nghiệp, đo bằng tốc độ tăng trưởng của doanh thu mỗi năm (Diaw, 2021). Tác giả lựa chọn thước đo này thay vì tỷ số giá trị thị trường trên giá trị sổ sách của cổ phiếu (Rajan & Zingales, 1995) vì quan ngại tại thị trường chứng khoán còn non trẻ như Việt Nam có nhiều yếu tố khác có thể ảnh hưởng đến thị giá, đặc biệt là yếu tố bầy đàn (herding behavior) (Vo & Phan, 2019a, b). Thước đo REV_GR cũng được sử dụng trong nghiên cứu của Diaw (2021) cho bối cảnh nghiên cứu ở các quốc gia đang phát triển. CONS thể hiện mức độ hạn chế tài chính, xây dựng từ hai thước đo về quy mô (tổng tài sản và doanh thu). Nếu tổng tài sản/doanh thu của công ty lớn hơn mức trung vị của công ty trong ngành, CONS nhận giá trị bằng 1, và 0 nếu ngược

lại. Tác giả giả định rằng những doanh nghiệp có quy mô càng nhỏ càng gặp nhiều khó khăn trong tiếp cận nguồn vốn bên ngoài (hạn chế tài chính càng cao), và ngược lại. $\epsilon_{i,t}$ là sai số ngẫu nhiên

Phương pháp ước lượng: nghiên cứu sử dụng hồi quy đa biến thông thường, gồm OLS và FEM (mô hình ảnh hưởng cố định) (Baltagi, 2005). Bên cạnh mô hình FEM, nghiên cứu có kiểm tra cho các khuyết tật của mô hình, gồm phương sai thay đổi và tự tương quan lần lượt bằng các kiểm định Wald và Woolridge. Sau đó, nghiên cứu khắc phục các khuyết tật (nếu có) bằng sai số chuẩn vững.

Hơn nữa, nghiên cứu cũng kiểm soát thêm khả năng nội sinh phát sinh do khả năng có mối quan hệ hai chiều giữa biến phụ thuộc và biến giải thích (vì các quyết định tài chính của doanh nghiệp thường không độc lập và có ảnh hưởng qua lại với nhau) thông qua việc sử dụng độ trễ một kỳ của các biến giải thích như biến giải thích mới. Hướng xử lý này cũng đã được sử dụng trong nhiều nghiên cứu như Buch & cộng sự (2013) và Clemens & cộng sự (2012). Tóm lại, đây là một trong những nỗ lực của tác giả nhằm đảm bảo tính vững của các kết quả trong nghiên cứu này.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả

Phân tích thống kê mô tả của các biến có trong bài nghiên cứu được thể hiện trong Bảng 1. Tỷ lệ nắm giữ tiền mặt là khoảng 15% tổng tài sản. Tỷ lệ tương đối thấp cho thấy bản thân các công ty có thể không đánh giá cao việc giữ tiền mặt nhiều. Tỷ lệ đòn bẩy tài chính (LEV) trung bình là 21,7%. Tỷ lệ dòng tiền hoạt động trên tổng tài sản (CF) có giá trị trung bình là 5,6%. Vốn lưu động (NWC) của các công ty có giá trị trung bình là 7,7%, tương đồng với tỷ lệ vốn lưu động ở các doanh nghiệp ở các thị trường mới nổi qua bài nghiên cứu của Diaw (2021) (8%). Chi phí vốn (CAPEX) có giá trị trung bình là 5%, cho thấy mức độ đầu tư không quá cao. Cuối cùng là tăng trưởng doanh thu có giá trị trung bình 74,7%. Thật vậy, ở một quốc gia đang phát triển như Việt Nam thì tốc độ tăng trưởng doanh thu của các doanh nghiệp trong bài nghiên cứu đã phản ánh chính xác tiềm năng và cơ hội đang hiện diện.

Bảng 1: Thống kê mô tả mẫu nghiên cứu

Biến	Số QS	Trung bình	Sai số	Tối thiểu	Tối đa
CASH	6.210	0,148	0,157	0,000	0,962
LEV	6.207	0,217	0,185	0,000	0,8
SIZE	6.210	27,287	1,578	23,288	33,695
CF	6.206	0,056	0,140	-0,694	1,410
NWC	6.207	0,077	0,199	-0,745	0,919
CAPEX	5.854	0,049	0,070	-0,018	0,940
REV_GR	5.531	0,747	28,762	-24,5	2110,111

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu nghiên cứu.

4.2. Phân tích tương quan

Bảng 2: Hệ số tương quan giữa các biến

	CASH	LEV	SIZE	CF	NWC	CAPEX	REV_GR
CASH	1,000						
LEV	-0,395	1,000					
SIZE	-0,124	0,373	1,000				
CF	0,212	-0,199	-0,052	1,000			
NWC	-0,205	-0,294	-0,201	-0,173	1,000		
CAPEX	-0,080	0,125	0,026	0,135	-0,167	1,000	
REV_GR	-0,010	-0,021	-0,005	0,001	-0,011	0,003	1,000

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu nghiên cứu.

Các hệ số tương quan cặp cung cấp một số bằng chứng ban đầu về tác động của các nhân tố đến mức nắm giữ tiền. Tuy nhiên, các hệ số tương quan chỉ thể hiện kết quả hồi quy đơn biến, mà chưa kiểm soát tác động đồng thời của các yếu tố khác. Do đó, nghiên cứu tiếp tục thực hiện hồi quy đa biến để xác định mối quan hệ giữa các nhân tố đến mức nắm giữ tiền một cách chính xác hơn. Một điểm đáng chú ý là các hệ số tương quan giữa các biến độc lập tương đối thấp, nên khả năng đa cộng tuyến sẽ thấp. Ngoài ra, nghiên cứu cũng thực hiện kiểm định Nhân tử phóng đại phương sai, và kết quả cho thấy các hệ số nhỏ hơn 10. Từ đó, có thể rút ra kết luận vấn đề đa cộng tuyến không đáng lo ngại đối với dữ liệu nghiên cứu.

4.3. Hồi quy dữ liệu bảng

4.3.1. Kết quả hồi quy

Kết quả hồi quy OLS cho thấy bốn trong sáu biến độc lập trong mô hình nghiên cứu có tương quan có ý nghĩa thống kê với mức nắm giữ tiền mặt (Bảng 3). Do mô hình OLS không khai thác đầy đủ thông tin với dữ liệu bảng, nghiên cứu thực hiện ước lượng bằng mô hình Fixed effects (Ảnh hưởng cố định). Kết quả nhìn chung thống nhất với hồi quy OLS. Ngoài ra, tác giả thực hiện kiểm định Wald và Woolridge để kiểm định các khuyết tật mô hình về phương sai thay đổi và tự tương quan. P-value của các kiểm định này đều nhỏ hơn 1%, cho thấy sự tồn tại của các khuyết tật trên. Do đó, tác giả bổ sung kết quả hồi quy mô hình Fixed effects sử dụng sai số chuẩn vững. Các hệ số vẫn có cùng mức ý nghĩa thống kê như mô hình Fixed effects, đảm bảo tính vững của các kết quả trong nghiên cứu này.

Kết quả nghiên cứu cho thấy đòn bẩy tài chính (LEV) có mối tương quan nghịch chiều với mức nắm giữ tiền (CASH), nghĩa là các công ty niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam càng tăng tỷ lệ sử dụng đòn bẩy tài chính thì càng phải giảm mức nắm giữ tiền mặt. Kết quả này thống nhất với giả thuyết H1 về việc đòn bẩy tài chính có tác động đến mức nắm giữ tiền cũng như kết quả nghiên cứu thực nghiệm của Uyar & Kuzey (2014), Diaw (2021) và Guizani (2017). Kết quả này hàm ý nợ đóng vai trò như một nguồn tài chính thay thế cho tiền mặt tại Việt Nam. Điều này có thể cho thấy vai trò của hệ thống ngân hàng trong việc cung cấp vốn tại quốc gia đang phát triển này.

Vốn lưu động (NWC) cũng có sự tương quan ngược chiều (-0,278) với mức nắm giữ tiền mặt (CASH) của công ty ở mức ý nghĩa 1%, thống nhất với Diaw (2021) và Guizani (2017). Mối tương quan này cho thấy công ty có vốn lưu động càng cao thì mức nắm giữ tiền mặt càng thấp. Như vậy, kết quả này hàm ý về mối quan hệ thay thế nhau giữa vốn lưu động và tiền mặt. Kết quả này phù hợp với giả thuyết H4 về tương quan ngược chiều giữa vốn lưu động và mức nắm giữ tiền.

Đầu tư (CAPEX) và mức nắm giữ tiền mặt có mối tương quan nghịch (-0,170) với nhau, nghĩa là khi công ty có mức đầu tư càng cao thì càng có xu hướng nắm giữ tiền mặt nhiều. Kết quả này có sự tương đồng với kết quả trong nghiên cứu của Diaw (2021) và Guizani (2017), và ủng hộ giả thuyết H5. Các công ty có chi phí đầu tư lớn sẽ còn ít nguồn lực để tăng tính thanh khoản, và do đó họ nắm giữ ít tài sản thanh khoản hơn (Opler & cộng sự, 1999). Điều này có thể đặc biệt phù hợp ở những thị trường đang phát triển. Ngoài ra, đầu tư cải thiện chất lượng và gia tăng số lượng tài sản mới và những tài sản có thể đóng vai trò là tài sản thế chấp, nhờ đó tăng khả năng vay nợ và làm giảm nhu cầu nắm giữ tiền mặt (Kim & cộng sự, 2011; Chen, 2008). Nếu điều này đúng trong thực tế, đây là kết quả rất đáng khích lệ.

Dòng tiền hoạt động (CF) có mối tương quan thuận (0,046) với nắm giữ tiền mặt, có nghĩa là công ty niêm yết có dòng tiền hoạt động càng dồi dào thì công ty càng có xu hướng nắm giữ tiền mặt. Kết quả này thống nhất với giả thuyết H3 về sự tồn tại của tác động của dòng tiền hoạt động, cũng như phù hợp với kết quả trong nghiên cứu của Diaw (2021). Opler & cộng sự (1999) kỳ vọng một mối quan hệ cùng chiều giữa hai yếu tố, vì các công ty tạo ra dòng tiền có khả năng giữ lại một số tiền mặt để tài trợ cho các khoản đầu tư hoặc sử dụng trong thời điểm khó khăn. Kết quả này không phù hợp với dự đoán của lý thuyết Đánh đổi với dự đoán về tương quan ngược chiều giữa dòng tiền từ hoạt động và tiền mặt, vì dòng tiền làm giảm sự cần thiết phải dự trữ tiền mặt. Điều này thể hiện các doanh nghiệp Việt Nam có lẽ gặp nhiều khó khăn trong tiếp cận vốn bên ngoài, nên sẽ tranh thủ tích trữ tiền mặt dùng cho một số trường hợp khó khăn.

Tuy nhiên, kết quả hồi quy FE cho về sự tác động của các yếu tố lên nắm giữ tiền mặt cho thấy quy mô công ty (SIZE) và tăng trưởng doanh thu (REV_GR) không có ý nghĩa thống kê. Do đó, kết quả này không ủng hộ các giả thuyết liên quan đến hai yếu tố này (giả thuyết H2 và H6), và ngược với kết quả trong nghiên cứu thực nghiệm của Diaw (2021).

Bảng 3: Kết quả hồi quy

	OLS	FEM	FEM_robust
LEV	-0,399*** [-35,70]	-0,216*** [-15,57]	-0,216*** [-8,24]
SIZE	0,000 [0,33]	0,002 [0,53]	0,002 [0,30]
CF	0,098*** [6,94]	0,046*** [4,30]	0,046*** [3,15]
NWC	-0,274*** [-27,40]	-0,278*** [-25,74]	-0,278*** [-11,90]
CAPEX	-0,223*** [-8,13]	-0,170*** [-7,97]	-0,170*** [-6,53]
REV_GR	-0,000 [-1,06]	0,000 [0,36]	0,000 [0,24]
_cons	0,249 [7,42]	0,178 [2,24]	0,178 [1,29]
F test	362,44	165,34	45,79
Prob > F	0,000	0,000	0,000
Số quan sát	5.196	5.196	5.196
R ²	0,295	0,178	0,178

Ghi chú: *, **, ***: Tương ứng có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5% và 1%. Số trong ngoặc vuông là t-statistics.

4.3.2. Hồi quy với biến tương tác

Bảng 4: Kết quả hồi quy có biến tương tác

	CONS = SMALL SIZE	CONS = SMALL REVENUE
CONS*CF	0,095*** [4,50]	0,093*** [4,04]
CONS*NWC	-0,250*** [-8,08]	-0,190*** [-7,47]
CONS*CAPEX	-0,237*** [-6,40]	-0,202*** [-5,07]
CONS*REV_GR	0,000*** [4,36]	0,001*** [4,92]
_cons	0,447*** [3,02]	0,382*** [2,64]
Số quan sát	5.197	5.197
R ²	0,084	0,065

Ghi chú: *, **, ***: Tương ứng có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5% và 1%. Số trong ngoặc vuông là t-statistics.

Tại Việt Nam, một quốc gia đang phát triển, các doanh nghiệp gặp nhiều vấn đề liên quan đến tiếp cận nguồn vốn bên ngoài (hạn chế tài chính), nên phải phụ thuộc vào các nguồn lực nội bộ, trong đó có tiền mặt.

Việc nghiên cứu xem xét tác động điều tiết của hạn chế tài chính, chủ yếu ở khía cạnh là khó khăn trong tiếp cận vốn ngoài, đối với tác động của các nhân tố đến mức nắm giữ tiền mặt là rất cần thiết, và trực tiếp liên quan đến bối cảnh tại Việt Nam.

Bài nghiên cứu sử dụng mô hình (2), trong đó có biến tương tác giữa hạn chế tài chính (CONS) và các biến giải thích khác. Tuy nhiên, dù tác giả mong muốn sử dụng tất cả các biến như trong mô hình (2), vấn đề đa cộng tuyến được phát hiện thông qua kiểm tra Nhân tử phóng đại phương sai (VIF test), và cần được xử lý. Kết quả cuối là mô hình chỉ gồm một số biến tương tác như trong Bảng 4.

Bảng 5: Kết quả hồi quy có xét yếu tố nội sinh

Cash _t	(1)	(2) CONS= SMALL SIZE	(3) CONS = SMALL REVENUE
LEV _{t-1}	-0,169*** [-6,93]		
SIZE _{t-1}	-0,005 [-0,86]		
CF _{t-1}	0,058*** [3,24]		
NWC _{t-1}	-0,111*** [-5,43]		
CAPEX _{t-1}	-0,151*** [-5,71]		
REV_GR _{t-1}	-0,000 [-1,09]		
CONS*CF _{t-1}		0,099*** [4,26]	0,088*** [3,24]
CONS*NWC _{t-1}		-0,096*** [-3,35]	-0,0861*** [-3,76]
CONS*CAPEX _{t-1}		-0,184*** [-4,77]	-0,215*** [-5,16]
CONS*REV_GR _{t-1}		-0,000 [-1,00]	-0,000 [-0,02]
_cons	0,328** [2,23]	0,571*** [3,82]	0,586*** [3,91]
Số quan sát	4.611	4.612	4.612
R2	0,073	0,033	0,032

*Ghi chú: *, **, ***: Tương ứng có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5% và 1%. Số trong ngoặc vuông là t-statistics.*

Kết quả cung cấp bằng chứng thống nhất cho thấy các doanh nghiệp Việt Nam đang chịu ảnh hưởng (tiêu cực) của hạn chế tài chính. Đầu tiên, những doanh nghiệp có hạn chế tài chính thì khi có dòng tiền hoạt động càng lớn thì nó càng có xu hướng giữ lại tiền mặt càng nhiều (CONS*CF có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê), thay vì xem hai yếu tố trên có mối quan hệ thay thế nhau. Tiếp theo, các doanh nghiệp bị hạn chế tài chính khi đã đầu tư vào vốn lưu động hoặc có chi phí đầu tư tài sản cố định thì giảm tiền mặt nắm giữ. Các công ty có chi phí đầu tư lớn sẽ còn ít nguồn lực để tăng tính thanh khoản, và do đó họ nắm giữ ít tài sản thanh khoản hơn (Opler & cộng sự, 1999). Kaplan & Zingales (1997) cho rằng mối quan hệ cùng chiều giữa đầu tư và tiền mặt thậm chí mạnh hơn đối với những doanh nghiệp có ít hạn chế tài chính. Điều này

có thể đặc biệt phù hợp ở những thị trường đang phát triển. Cuối cùng, khi có cơ hội tăng trưởng tốt, các doanh nghiệp sẽ gặp chi phí càng cao hơn nếu gặp hạn chế tài chính, nên doanh nghiệp có xu hướng tích trữ tiền nhiều hơn để tránh các tình trạng này (CONS*REV_GR có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê). Kết quả sử dụng CONS theo cả hai khía cạnh là quy mô tài sản (Size) và doanh thu (Revenue) đều cho thấy sự thống nhất cao.

Đề tài đang nghiên cứu các yếu tố tác động đến nắm giữ tiền mặt của công ty tuy nhiên vẫn không thể loại trừ khả năng về sự tác động ngược lại - tức là việc biến phụ thuộc sẽ ảnh hưởng đến các biến giải thích. Ví dụ, doanh nghiệp khi nắm giữ tiền mặt nhiều có thể giảm nhu cầu đi vay, lúc này nắm giữ tiền mặt (biến CASH) sẽ ảnh hưởng ngược đến đòn bẩy tài chính (biến LEV). Shiao & cộng sự (2018) cho thấy các doanh nghiệp Đài Loan và Trung Quốc giảm đầu tư và tăng vốn chủ sở hữu để tăng mức nắm giữ tiền theo sau khủng hoảng 2007-2008. Đây cũng là một trong những nguyên nhân gây ra hiện tượng nội sinh, dẫn đến các biến giải thích có thể có tương quan với phần dư và kết quả ước lượng hệ số bị chệch. Để xử lý khả năng tiềm tàng về mối quan hệ hai chiều trên, nghiên cứu sử dụng biến phụ thuộc thuộc kỳ t, trong khi các biến giải thích thuộc kỳ t-1. Về mặt logic, các yếu tố xảy ra trước ít có khả năng bị ảnh hưởng bởi những yếu tố xảy ra sau đó.

Kết quả hồi quy có xử lý nội sinh được thể hiện trong Bảng 5. Nhìn chung, sau khi có xét đến yếu tố nội sinh thì kết quả vẫn không thay đổi. Cột (1) cho thấy kết quả không đổi về dấu và số biến có ý nghĩa thống kê. Cột (2) và (3) xem xét biến tương tác, và cho kết quả tương đối thống nhất với Bảng 4. Tuy nhiên, biến tương tác CONS*REV_GR mất ý nghĩa thống kê, nhưng ít nhất biến này không có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê. Do đó, nhìn chung kết quả ủng hộ các phát hiện trong các bảng trước.

5. Kết luận

Thị trường tài chính ở Việt Nam, cũng như các quốc gia đang phát triển, dù đang lớn mạnh lên nhưng vẫn còn nhiều hạn chế, làm giảm khả năng tiếp cận vốn bên ngoài và khiến doanh nghiệp vẫn phải phụ thuộc vào các nguồn lực nội bộ, trong đó có tiền mặt. Việc nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến mức nắm giữ tiền mặt có nhiều ý nghĩa trong môi trường Việt Nam. Đặc biệt, chưa có nghiên cứu xem xét đến tác động điều tiết của hạn chế tài chính đến mối quan hệ giữa các yếu tố và mức nắm giữ tiền. Nghiên cứu này sử dụng mẫu gồm các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam trong giai đoạn 2012 đến 2021 nhằm xem xét các vấn đề trên.

Các kết quả hồi quy đã ủng hộ giả thuyết đó là đòn bẩy tài chính, quy mô, dòng tiền, chi phí vốn và tăng trưởng doanh thu có tương quan ngược chiều với việc nắm giữ tiền mặt của các công ty, trong khi dòng tiền hoạt động làm tăng mức nắm giữ tiền mặt. Đặc biệt, tác giả cũng đã đánh giá tác động điều tiết của hạn chế tài chính đến mối quan hệ ảnh hưởng giữa các biến đến việc nắm giữ tiền mặt tại các doanh nghiệp một cách cơ bản nhất. Kết quả cho thấy bằng chứng khá thống nhất về việc hạn chế tài chính có ảnh hưởng đáng kể đến tác động của các nhân tố đến mức nắm giữ tiền.

Các hàm ý bao gồm việc gia tăng khả năng tiếp cận vốn ngoài của các doanh nghiệp ở Việt Nam, từ đó các doanh nghiệp sẽ giảm được việc phụ thuộc vào nguồn vốn nội bộ. Ngoài ra, cần làm giảm mức bất cân xứng thông tin trên thị trường để tạo điều kiện cho doanh nghiệp có thể giữ tiền nhiều hơn cho các mục đích tối ưu hóa hoạt động của doanh nghiệp, không phải bỏ qua các cơ hội đầu tư có tiềm năng cao.

Tuy nhiên, nghiên cứu này vẫn chưa xem xét các biến đại diện các khía cạnh khác của hạn chế tài chính. Nghiên cứu trong tương lai có thể xét đến các khía cạnh khác để kiểm tra tính vững của các phát hiện trong nghiên cứu này, hoặc khai phá các kết quả mới.

Tài liệu tham khảo:

- Almeida, H., Campello, M. & Weisbach, M.S. (2004), 'The cash flow sensitivity of cash', *The Journal of Finance*, 59(4), 1777-1804.
- Al-Najjar, B. (2013), 'The financial determinants of corporate cash holdings: Evidence from some emerging markets', *International Business Review*, 22(1), 77-88.

-
- Baltagi, B.H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, West Sussex, England, John Wiley & Sons, Ltd.
- Bates, T.W., Khale, K.M. & Stulz, R.M. (2009), 'Why do US firms hold so much more cash than they used to?', *Journal of Finance*, 64, 1985-2021.
- Bigelli, M. & Sanchez-Vidal, J. (2012), 'Cash holdings in private firms', *Journal of Banking & Finance*, 36(1), 26-35.
- Buch, C., Koch, C.T. & Koetter, M. (2013), 'Do banks benefit from internationalization? Revisiting the market power-risk nexus', *Review of Finance*, 17, 1401-1435.
- Chen, Y. (2008), 'Corporate governance and cash holdings: listed new economy versus old economy firms', *Corporate Governance: An International Review*, 16, 430-442.
- Clemens, M.A., Radelet, S., Bhavnani, R.R. & Bazzi, S. (2012), 'Counting chickens when they hatch: Timing and the effects of aid on growth', *The Economic Journal*, 122, 590-617.
- Denis, D. & Sibilkov, V. (2010), 'Financial constraints, investment, and the value of cash holdings', *Review of Financial Studies*, 23(11), 247-269.
- Diaw, A. (2021), 'Corporate cash holdings in emerging markets', *Borsa Istanbul Review*, 21, 139-148.
- Dittmar, A. & Mahrt-Smith, J. (2007), 'Corporate governance and the value of cash holdings', *Journal of Financial Economics*, 83, 599-634.
- Donaldson, G. (1961), 'Corporate debt capacity: a study of corporate debt policy and the determination of corporate debt capacity', Division of Research, Graduate School of Business Administration, Harvard University, Boston.
- Drobetz, W. & Gruninger, M.C. (2007), 'Corporate cash holdings: Evidence from Switzerland', *Financial Markets and Portfolio Management*, 21(3), 293-324.
- Ferreira, M.A. & Vilela, A.S. (2004), 'Why do firms hold cash? Evidence from EMU countries', *European Financial Management*, 10(2), 295-319.
- Guizani, M. (2017), 'The financial determinants of corporate cash holdings in an oil rich country: Evidence from Kingdom of Saudi Arabia', *Borsa Istanbul Review*, 17(3), 133-143.
- Guney, Y., Ozkan, A. & Ozkan, N. (2007), 'International evidence on the nonlinear impact of leverage on corporate cash holdings', *Journal of Multinational Financial Management*, 17(1), 45-60.
- Han, S. & Qiu, J. (2007), 'Corporate precautionary cash holdings', *Journal of Corporate Finance*, 13, 43-57.
- Harris, M. & Raviv, A. (1990), 'Capital structure and the informational role of debt', *The Journal of Finance*, 45(2), 321-349.
- Javadi, S., Mollagholamali, M., Nejadmalayeri, A. & Al-Thaqeb, S. (2021), 'Corporate cash holdings, agency problems, and economic policy uncertainty', *International Review of Financial Analysis*, 77(C), DOI: 10.1016/j.irfa.2021.101859.
- Jensen, M.C. (1986), 'Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers', *The American Economic Review*, 76(2), 323-329.
- Kaplan, S. & Zingales, L. (1997), 'Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?', *Quarterly Journal of Economics*, 112, 169-215.
- Kim, J., Kim, H. & Woods, D. (2011), 'Determinants of corporate cash-holding levels: an empirical examination of the restaurant industry', *International Journal of Hospitality Management*, 30, 568-574.
- Kuan, T.H., Li, C.S. & Chu, S.H. (2011), 'Cash holdings and corporate governance in family-controlled firms', *Journal of Business Research*, 64, 757-764.
- Lian, Y., Sepehri, M. & Foley, M. (2011), 'Corporate cash holdings and financial crisis: An empirical study of Chinese firms', *Eurasian Business Review*, 1(2), 112-124.
- Luo, Q. & Hachiya, T. (2005), 'Corporate governance, cash holdings, and firm value: evidence from Japan', *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 8(4), 613-636.
- Mulligan, C. (1997), 'Scale economies, the value of time, and the demand for money: longitudinal evidence from firms', *Journal of Political Economy*, 105(5), 1061-1079.
- Myers, S.C. & Majluf, N.S. (1984), 'Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have', *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187-221.

-
- Ntantamis, C. & Zhou, J. (2022), 'Corporate payout, cash holdings, and the COVID-19 crisis: Evidence from the G-7 countries', *Finance Research Letters*, 50(C), DOI: 10.1016/j.frl.2022.103275.
- Opler, T., Pinkowitz, L. & Stulz, R. (1999), 'The determinants and implications of corporate cash holdings', *Journal of Financial Economics*, 52, 3-46.
- Ozkan, A. & Ozkan, N. (2004), 'Corporate cash holdings: an empirical investigation of UK companies', *Journal of Banking and Finance*, 28, 2103-2134.
- Rajan, R.G. & Zingales, L. (1995), 'What do we know about capital structure? Some evidence from international data', *The Journal of Finance*, L(5), 1421-1460.
- Shiau, H.L., Chang, Y.H. & Yang, Y.J. (2018), 'The cash holdings and corporate investment surrounding financial crisis: The cases of China and Taiwan', *The Chinese Economy*, 51(2), 175-207.
- Vo, X.V. & Phan, D.B.A. (2019a), 'Herd behavior and idiosyncratic volatility in a frontier market', *Pacific-Basin Finance J*, 53, 321-330.
- Vo, X.V. & Phan, D.B.A. (2019b), 'Herding and equity market liquidity in emerging market. Evidence from Vietnam', *J. Behav. Exp. Finance*, 24(189), DOI: 10.1016/j.jbef.2019.02.002.
- Uyar, A. & Kuzey, C. (2014), 'Determinants of corporate cash holdings: Evidence from the emerging market of Turkey', *Applied Economics*, 46(9), 1035-1110.
- Williamson, O.E. (1988), 'Corporate finance and corporate governance', *The Journal of Finance*, 43(3), 567-591.

DỰ BÁO HOẠT ĐỘNG NGÂN HÀNG BẰNG THUẬT TOÁN RỪNG NGẪU NHIÊN

Đỗ Quang Hưng

Học viện Công nghệ Bưu chính Viễn thông

Email: quanghung.fcu@gmail.com; dqhung@ptit.edu.vn

Mã bài báo: JED-1426

Ngày nhận: 04/10/2023

Ngày nhận bản sửa: 02/01/2024

Ngày duyệt đăng: 11/01/2024

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.1426

Tóm tắt:

Ngành ngân hàng có vai trò quan trọng trong việc ổn định vĩ mô của nền kinh tế. Quá trình toàn cầu hóa và đổi mới sáng tạo trong lĩnh vực công nghệ đã tạo ra sự cạnh tranh trong lĩnh vực ngân hàng và tài chính. Hoạt động của các ngân hàng phụ thuộc rất nhiều vào độ chính xác của các quyết định quản lý. Mục tiêu của nghiên cứu này là dự báo hoạt động của ngân hàng dựa trên kỹ thuật trí tuệ nhân tạo thuật toán rừng ngẫu nhiên (Random Forest - RF). Để chứng minh tính hiệu quả của mô hình dự báo dựa trên RF, các mô hình dự báo khác được dựa trên ba kỹ thuật trí tuệ nhân tạo khác là mạng nơ ron truyền thẳng nhiều lớp (ANN-MLP), mạng hàm cơ sở bán kính (RBF) và hồi quy tuyến tính (MLR) cũng được phát triển. Dữ liệu được sử dụng trong xây dựng mô hình gồm 405 mẫu được thu thập từ 45 ngân hàng hoạt động tại Việt Nam trong giai đoạn 2002-2022. Các chỉ số đầu ra dự báo bao gồm tổng các khoản vay và tổng tiền gửi huy động. Kết quả thực nghiệm và các chỉ số đánh giá mô hình xác định mô hình dự báo dựa trên kỹ thuật RF cho độ chính xác cao nhất.

Từ khóa: Trí tuệ nhân tạo, dự báo hoạt động ngân hàng, hồi quy đa biến, mạng nơ ron, thuật toán rừng ngẫu nhiên, RBF.

Mã JEL: G21, C53.

Prediction of bank performance using random forest algorithm

Abstract:

The banking industry is regarded as the backbone of a country's modern economy. Globalization and technical innovation, on the other hand, have produced a highly competitive market in the banking and financial industry. The industry's performance is heavily dependent on the accuracy of managerial judgments. This research aims to predict bank performance using the Random Forest algorithm. To prove the effectiveness of the proposed model, other prediction models based on artificial intelligence techniques, including multi-layer feedforward neural network (ANN-MLP), RBF (Radial Basis Function) network, and multiple linear regression, are also developed. The data used in developing models includes 405 samples collected from 45 banks in Vietnam during the period 2002-2022. Predicted outputs are total loans and total deposits. Experimental results and model evaluation criteria indicate that the prediction model based on RF technique provides the highest accuracy.

Keywords: Artificial intelligence, bank performance prediction, multiple linear regression, neural network, random forest, RBF.

JEL code: G21, C53.

1. Giới thiệu

Ngân hàng được coi là ngành quan trọng của nền kinh tế quốc dân. Ngân hàng có nhiệm vụ kiểm soát lạm phát, ổn định kinh tế vĩ mô; bảo đảm cung cấp nguồn vốn tín dụng và hệ thống thanh toán cho nền kinh tế; bảo đảm an ninh, an toàn tài chính, tiền tệ quốc gia, góp phần giữ vững ổn định chính trị, trật tự an toàn xã hội; bảo vệ quyền và lợi ích hợp pháp của người dân và doanh nghiệp. Trong bối cảnh toàn cầu hóa, các rào cản liên quan đến cạnh tranh đã giảm đi một phần rất lớn, điều này đã tạo ra các thị trường có tính cạnh tranh cao. Điều này ảnh hưởng đến tất cả các tổ chức trong tất cả các lĩnh vực và ngành nghề. Ngành ngân hàng Việt Nam cũng không ngoại lệ. Các ngân hàng Việt Nam phải cạnh tranh không chỉ giữa các ngân hàng trong nước mà còn với các ngân hàng nước ngoài (Đoàn Việt Hùng, 2019). Điều này đòi hỏi các cấp quản lý trong ngành cần có khả năng đưa ra các quyết định điều hành chính xác. Việc dự báo sớm hiệu quả hoạt động giúp các ngân hàng có hướng xử lý kịp thời, giảm thiểu thời gian và quy trình phân tích. Các công cụ toán học và thống kê có thể hỗ trợ người ra quyết định đưa ra những dự đoán về tình hình hoạt động và các thách thức trong tương lai. Ở các bài toán dự báo trong những nghiên cứu trước đây, các tác giả thường sử dụng dữ liệu lịch sử của chuỗi thời gian để cung cấp các ước lượng cho các giá trị trong tương lai. Tuy nhiên, trong những năm gần đây, các kỹ thuật trí tuệ nhân tạo (Artificial intelligence - AI) đã chứng minh được khả năng khai thác dữ liệu cũng như dự báo hiệu quả hơn so với các phương pháp thống kê trong lĩnh vực tài chính. Kỹ thuật trí tuệ nhân tạo có thể tìm ra thông tin tiềm năng và quan trọng cần thiết từ dữ liệu (Lin, 2009). Các kỹ thuật này thường được sử dụng trong các vấn đề dự báo phức tạp và phi tuyến. Trong các kỹ thuật trí tuệ nhân tạo, thuật toán rừng ngẫu nhiên (Random forest - RF) là một trong những kỹ thuật cho độ chính xác dự báo cao và tránh được hiện tượng quá khớp (overfitting). Thuật toán RF đã được sử dụng trong một số lĩnh vực kỹ thuật và công nghệ như dự báo khả năng chịu tải, phân loại gene.

Trong nghiên cứu này, thuật toán RF được sử dụng để dự báo hoạt động của các ngân hàng tại Việt Nam. Ngoài ra để chứng minh tính hiệu quả của thuật toán RF, một số kỹ thuật trí tuệ khác bao gồm mạng nơ ron truyền thẳng ANN-MLP, mạng RBF và kỹ thuật hồi quy MLR cũng được sử dụng trong nghiên cứu. Nghiên cứu này sẽ khám phá một ứng dụng của học máy trong tài chính và khả năng áp dụng tại Việt Nam. Kết quả cho thấy, trong các mô hình dựa trên kỹ thuật trí tuệ nhân tạo được phát triển: mô hình dựa trên thuật toán RF có độ chính xác dự báo tốt nhất.

2. Tổng quan nghiên cứu

Giống như nhiều ngành và lĩnh vực khác, các ngân hàng đang ngày càng tìm cách tận dụng các ưu thế do công nghệ mang lại để cải thiện quy trình, năng suất và giảm chi phí. Do sự cạnh tranh ngày càng gay gắt nên các ngân hàng đang chạy đua trong việc áp dụng các công nghệ hiện đại để tự động hóa các quy trình vận hành và tăng năng lực phân tích bộ dữ liệu. Trong lĩnh vực dự báo hoạt động của ngân hàng, đã có nhiều công trình nổi bật trong đó sử dụng các kỹ thuật trí tuệ nhân tạo và học máy. Hao & Adsavakulchai (2023) đã sử dụng các kỹ thuật như cây quyết định, Naïve Bayes và máy vector hỗ trợ để dự báo các khoản vay ngân hàng. Kết quả cho thấy cả ba kỹ thuật đều cho kết quả tương đối cao giống nhau, nhưng kỹ thuật cây quyết định J48 có hiệu quả tốt nhất với độ chính xác là 98,85%. Trong nghiên cứu của Assous (2022) đã sử dụng bốn kỹ thuật trí tuệ nhân tạo để phát triển mô hình dự báo hiệu quả hoạt động của các ngân hàng Saudi. Kỹ thuật cho độ chính xác cao nhất là kỹ thuật tự động tìm kiếm tương tác Chi-squared. Ledhem (2022) đã sử dụng các kỹ thuật học máy như hồi quy LASSO, random forest (RF), mạng nơron và kỹ thuật láng giềng gần nhất (k-nearest neighbor - KNN) để dự báo hoạt động tài chính của các ngân hàng Indonesia. Kết quả cho thấy kỹ thuật RF cho kết quả tốt nhất. Appiahene & cộng sự (2020) đã xây dựng mô hình dự báo hoạt động của các ngân hàng tại Ghana. Mô hình dự báo dựa trên các kỹ thuật cây quyết định DT, kỹ thuật Random Forest và mạng nơ ron, kết quả cho thấy mô hình cây quyết định C5.0 cho kết quả dự báo tốt nhất.

Ở Việt Nam, trí tuệ nhân tạo đã và đang được quan tâm và phát triển ở một số lĩnh vực. Trong lĩnh vực ngân hàng và tài chính có một số nghiên cứu tiêu biểu như phát hiện gian lận thẻ tín dụng (Nguyễn Thị Liên & cộng sự, 2018), chấm điểm tín dụng (Giang Thị Thu Huyền, 2021), dự báo khách hàng rời bỏ dịch vụ ngân hàng (Đào Công Ân, 2018). Tuy nhiên, ứng dụng kỹ thuật trí tuệ nhân tạo trong dự báo hoạt động của ngân hàng hiện vẫn chưa có. Trong nghiên cứu này, tác giả đã sử dụng bốn kỹ thuật trí tuệ nhân tạo để xây dựng mô hình dự báo hiệu quả hoạt động của các ngân hàng Việt Nam. Dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu được

thu thập từ 45 ngân hàng thương mại hoạt động tại Việt Nam trong giai đoạn 2002-2022.

3. Một số kỹ thuật trí tuệ nhân tạo sử dụng trong dự báo

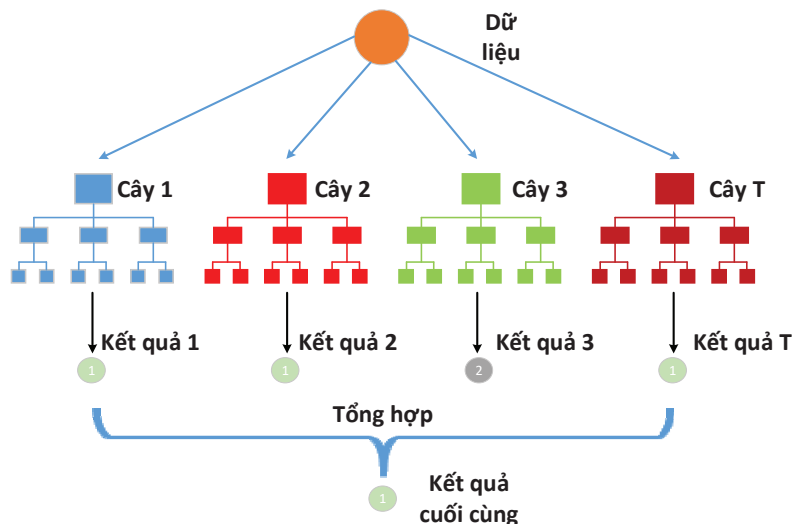
3.1. Thuật toán rừng ngẫu nhiên (Random forest - RF)

Thuật toán rừng ngẫu nhiên (Random forest - RF) là phương pháp phân lớp thuộc tính được phát triển bởi Breiman (2001). Dựa trên ý tưởng kết hợp nhiều mô hình phân loại/hồi quy thành tập hợp các mô hình phân loại/hồi quy để cho tính chính xác cao hơn so với chỉ một mô hình phân loại. RF được xây dựng dựa trên nền tảng thuật toán phân lớp Classification and Regression Trees (CART) sử dụng kỹ thuật có tên gọi là bagging (Hart & cộng sự, 2000). Kỹ thuật này cho phép lựa chọn một nhóm nhỏ các thuộc tính tại mỗi nút của cây để phân chia cho mức tiếp theo của cây phân lớp (Hình 1). Bằng cách chia nhỏ không gian tìm kiếm thành các cây nhỏ hơn như vậy cho phép thuật toán có thể phân loại một cách rất nhanh chóng cho dù không gian thuộc tính rất lớn. Các tham số đầu vào của thuật toán khá đơn giản bao gồm số các thuộc tính được chọn trong mỗi lần phân chia (m_{try}). Giá trị mặc định của tham số này là căn bậc hai của với là số lượng các thuộc tính. Tương tự như thuật toán CART, RF vẫn sử dụng công thức Gini là công thức tính toán việc phân chia cây. Số lượng cây được tạo ra là không hạn chế và cũng không sử dụng bất kỳ kỹ thuật để hạn chế mở rộng cây. Cần phải lựa chọn tham số cho biết số lượng cây (n_{tree}) sẽ được sinh ra sao cho đảm bảo rằng mỗi một thuộc tính sẽ được kiểm tra một vài lần. Sau khi một số lượng lớn các cây được tạo ra các cây này “bỏ phiếu” cho lớp phổ biến nhất.

Mỗi cây được tạo ra dựa trên một tập mẫu huấn luyện ngẫu nhiên được lấy ra từ tập mẫu huấn luyện ban đầu với cùng độ lớn theo nguyên tắc lấy mẫu có hoàn lại (phương pháp Bootstrap) có nghĩa là một mẫu có thể được lấy nhiều lần. Các cây ra quyết định dựa trên tập mẫu vừa tạo ra với nguyên tắc chỉ sử dụng một số lượng biến đầu vào tại mỗi nút phân chia. Kết quả cuối cùng là giá trị trung bình kết quả thu được từ tất cả các cây ra quyết định. Bằng cách sử dụng thật nhiều cây ra quyết định, sai số dự báo của mô hình sẽ được giảm. Cụ thể các bước như sau:

- Xác định n_{tree} là số lượng cây sẽ được xây dựng.
- Xác định m_{try} là số lượng thuộc tính được sử dụng để phân chia tại mỗi nút của cây. m_{try} là tổng số các thuộc tính (n). được giữ không đổi trong suốt quá trình xây dựng cây.
- Xây dựng cây quyết định. Trong đó mỗi cây quyết định được xây dựng như sau: (1) xây dựng tập mẫu khởi động (bootstrap) với m_{try} mẫu từ việc hoán vị tập các mẫu ban đầu. Mỗi cây sẽ được dựng từ tập mẫu khởi động này; (2) Khi xây dựng cây quyết định, tại mỗi nút sẽ chọn ra m_{try} thuộc tính và m_{try} thuộc tính này được sử dụng để tìm ra cách phân chia tốt nhất; (3) Mỗi cây quyết định được phát triển lớn nhất có thể và không bị cắt xén.

Hình 1: Thuật toán RF



- Sau khi xây dựng được rừng ngẫu nhiên, để phân lớp cho đối tượng, thu thập kết quả phân lớp đối tượng này trên tất cả các cây quyết định và xác định kết quả cuối cùng (bằng phương pháp lấy bình quân giá trị dự báo hoặc “bỏ phiếu”) của các cây quyết định để làm kết quả cuối cùng của thuật toán. Tỷ lệ lỗi của cây phụ thuộc vào độ mạnh của từng cây quyết định thành phần và mối quan hệ giữa các cây đó.

Các thông số ảnh hưởng đến hiệu suất của thuật toán là: số lượng cây quyết định được xây dựng; kỹ thuật lấy mẫu (có sử dụng hay không sử dụng kỹ thuật bootstrap); số lượng biến được sử dụng tại mỗi nút; và đặc điểm của tập dữ liệu bao gồm thông số đầu vào và thông số đầu ra.

3.2. Mạng nơ-ron truyền thẳng nhiều lớp (Multi-layer Perceptron ANN-MLP)

Là công cụ tính toán phổ biến trong lĩnh vực trí tuệ nhân tạo, có cấu trúc gồm một tập các đơn vị tính toán và được chia thành nhiều lớp như ví dụ Hình 2. Mức độ liên kết giữa các đơn vị được xác định bởi một tập giá trị trọng số. Tham số bias (thiên vị) được sử dụng để tăng độ thích nghi của mạng với bài toán đặt ra. Số lớp và các đơn vị trong mỗi lớp phụ thuộc vào từng bài toán và được xác định bằng thử nghiệm. Số lượng đơn vị của lớp ra bằng số biến của vector lời giải.

Mạng nơ-ron nhân tạo gồm có một nhóm các nơ-ron nhân tạo (nút) nối với nhau, và xử lý thông tin bằng cách truyền theo các kết nối và tính giá trị mới tại các nút. Trong đó mạng perceptron nhiều lớp (Multilayer perceptron - MLP), hay còn gọi là mạng truyền thẳng nhiều lớp, mở rộng của mô hình mạng perceptron, là mạng nơ-ron nhân tạo được sử dụng phổ biến nhất, đặc biệt là mạng MLP có một lớp ẩn. Các nghiên cứu cho thấy rằng một mạng nơ-ron truyền thẳng nhiều lớp với một lớp ẩn có thể xấp xỉ hóa tất cả các hàm số liên tục (Cuomo, 2022; Raviv & cộng sự, 2022), do đó được ứng dụng trong rất nhiều lĩnh vực (Masini & cộng sự, 2023). Hình 2 là một mạng nơ-ron truyền thẳng nhiều lớp gồm 3 lớp. Với R , N , và S là số lượng nút vào, nút ẩn và nút ra; $iw_{i,j}$ và $hw_{i,k}$ là các trọng số của nút vào và nút ẩn; hb_i và ob_i là các véc tơ độ lệch bias của lớp ẩn và lớp ra; x_j là véc tơ các đầu vào; h_o là các véc tơ đầu ra của lớp ẩn; và y_s là véc tơ đầu ra. Mạng nơ-ron trong Hình 2 được trình bày thông qua công thức sau:

$$h_{oi} = f\left(\sum_{j=1}^R iw_{i,j} \cdot x_j + hb_i\right), \text{ với } i = 1, \dots, N \quad (1)$$

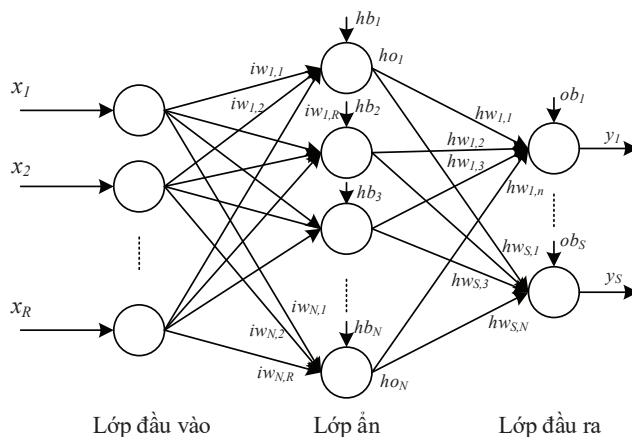
$$y_i = f\left(\sum_{k=1}^N hw_{i,k} \cdot h_{ok} + ob_i\right), \text{ với } i = 1, \dots, S \quad (2)$$

Trong đó, f là hàm kích hoạt (hàm chuyển).

Khi xây dựng một mô hình mạng nơ-ron, cần phải xác định số lớp và số nút trong mỗi lớp. Một mạng có nhiều lớp và nút thì mạng sẽ phức tạp. Khi độ phức tạp của mô hình quá cao sẽ có hiện tượng quá khớp (overfitting), có thể dẫn đến việc dự đoán nhầm lẫn, và chất lượng mô hình không còn tốt trên dữ liệu kiểm tra (Caruana & cộng sự, 2001).

Chức năng của một mạng nơ-ron được quyết định bởi cấu trúc mạng (số lớp, số nút trên mỗi lớp, liên kết giữa các lớp), các trọng số của các liên kết. Cấu trúc mạng thường cố định, và các trọng số được quyết định

Hình 2: Mạng nơ-ron truyền thẳng MLP ba lớp



bởi các thuật toán huấn luyện. Quá trình điều chỉnh các trọng số để mạng “nhận biết” được quan hệ giữa đầu vào và đích mong muốn được gọi là học hay huấn luyện. Nhiều thuật toán đã được áp dụng để tìm ra tập trọng số tối ưu làm giải pháp cho các bài toán, chia làm hai nhóm chính: học có giám sát và học không có giám sát.

Học có giám sát là mạng được huấn luyện bằng cách cung cấp cho nó các cặp mẫu đầu vào và các đầu ra mong muốn. Sự khác biệt giữa các đầu ra thực tế so với các đầu ra mong muốn được thuật toán sử dụng để thích ứng các trọng số trong mạng. Điều này thường được đưa ra như một bài toán xấp xỉ hàm số: cho dữ liệu huấn luyện bao gồm các cặp mẫu đầu vào x , và một đích tương ứng t , mục đích là tìm ra hàm $f(x)$ thỏa mãn tất cả các mẫu học đầu vào.

Để huấn luyện một mạng và xét xem nó thực hiện tốt đến đâu, ta cần xây dựng một hàm mục tiêu hay hàm chi phí (cost function) để cung cấp cách thức đánh giá khả năng mô hình. Có một số hàm cơ bản được sử dụng như tổng bình phương lỗi (Sum of squared error - SSE) và trung bình bình phương lỗi (Mean squared error - MSE). Trong quá trình huấn luyện, sẽ đạt được phương án tối ưu hoặc gần tối ưu tương ứng với các véc-tơ trọng số và độ lệch. Giả thiết là có m cặp đầu vào và đầu ra mong muốn, x_k, t_k với $k=1, 2, \dots, m$. Trong quá trình huấn luyện, các giá trị iw, hw, hb , và ob sẽ được thay đổi để tối thiểu hóa hàm mục tiêu E , giả thiết E sử dụng hàm MSE sẽ được biểu diễn như sau:

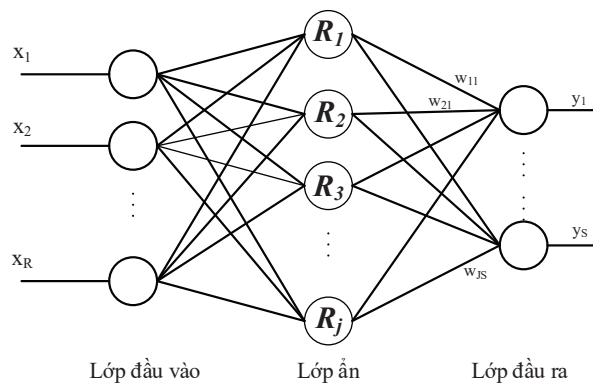
$$MSE = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m e_k^2 = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m (t_k - y_k)^2 \quad (3)$$

Với y_k là đầu ra thực tế và t_k là đầu ra mong muốn

3.3. Mạng hàm cơ sở bán kính RBF (Radial Basis Function)

Kiến trúc của mạng hàm cơ sở bán kính RBF (Radial basis function) là một loại mạng nơron nhân tạo truyền thẳng bao gồm 3 lớp: lớp đầu vào, lớp ẩn và lớp đầu ra như trong Hình 3. Mặc dù kiến trúc của mạng (RBF) tương đối đơn giản, nhưng có khả năng tổng hợp cao (Jiang & cộng sự, 2016). Mạng RBF được sử dụng trong các bài toán phân loại và hồi quy trong nhiều lĩnh vực khác nhau như nhận dạng mẫu và xấp xỉ hàm (Batool & cộng sự, 2013; Guan & cộng sự, 2016).

Hình 3: Mạng RBF



Như Hình 2, đầu ra được tính theo công thức sau:

$$y_s = \sum_{j=1}^J w_{js} R_j(x), s = 1, 2, \dots, S \quad (4)$$

Trong đó l là số lượng đầu ra, l là số nơron trong lớp ẩn và w_{js} là trọng số liên kết giữa nơ thứ j trong lớp ẩn với nơ thứ s ở lớp đầu ra. Có một số hàm cơ sở hướng tâm, tuy nhiên hàm được sử dụng phổ biến nhất là:

$$R_j(x) = \exp\left(-\frac{\|x - c_j\|^2}{2\sigma_j^2}\right), j = 1, 2, \dots, J \quad (5)$$

Trong đó: x là vector đầu vào, mỗi véc tơ đầu vào được thể hiện bằng một vector N -chiều; c_j và σ_j là tâm

và độ lệch (độ rộng) của RBF; $\|x - c_j\|$ là chuẩn Euclidean của x và c_j , hay còn gọi là khoảng cách giữa hai vector x và c_j .

Thông qua huấn luyện mạng RBF, mối quan hệ giữa đầu vào và đầu ra sẽ được thiết lập. Việc huấn luyện mạng RBF thông qua việc xác định các tham số tâm, độ rộng của hàm cơ sở và các trọng số kết nối.

3.4. Hồi quy tuyến tính đa biến (Multiple Linear Regression - MLR)

Hồi quy tuyến tính đa biến (Multiple linear regression - MLR) là một trong những thuật toán cơ bản nhất của học máy, thuộc nhóm học có giám sát. Hồi quy tuyến tính là một phương pháp đơn giản nhưng đã được chứng minh được tính hiệu quả đối với phần lớn các bài toán. Hồi quy tuyến tính là một mô hình tuyến tính, ví dụ: một mô hình trong đó giả định mối quan hệ tuyến tính giữa các biến đầu vào () và biến đầu ra duy nhất (). Nói cách khác, có thể được tính toán từ sự kết hợp tuyến tính của các biến đầu vào (). Khi có một biến đầu vào duy nhất (), phương pháp này được gọi là hồi quy tuyến tính đơn giản (simple linear regression). Khi có nhiều biến đầu vào, ta có phương pháp là hồi quy tuyến tính đa biến (multiple linear regression). Các kỹ thuật khác nhau có thể được sử dụng để chuẩn bị hoặc huấn luyện phương trình hồi quy tuyến tính từ dữ liệu, trong đó phương pháp phổ biến nhất được gọi là bình phương nhỏ nhất thông thường (Ordinary least squares). Mô hình hồi quy này được gọi là Ordinary least squares linear regression, hay còn gọi ngắn gọn là Least squares regression (Maulud & Abdulazeez, 2020).

4. Phương pháp nghiên cứu

4.1. Lựa chọn đầu vào và đầu ra

Có rất nhiều nghiên cứu khác nhau trong và ngoài nước thảo luận nhằm xác định đầu ra và đầu vào của ngân hàng (Kosmidou & Zopounidis, 2008; Bod'a & Piklová, 2018; Appiahene & cộng sự, 2020; Nguyễn Minh Kiều & Nguyễn Ngọc Thùy Trang, 2020; Wei & cộng sự, 2021). Tuy nhiên, không có cách tiếp cận nào là hoàn hảo trong việc xác định đầu ra và đầu vào của ngân hàng vì không có cách tiếp cận nào có thể phản ánh được tất cả các hoạt động, vai trò của ngân hàng với tư cách là chủ thể cấp các dịch vụ trung gian tài chính (Sealey Jr & Lindley, 1977). Một trong những sự khác biệt trong các cách tiếp cận là bởi biến tiền gửi huy động có cả đặc điểm của biến đầu vào và đầu ra. Về cơ bản, có hai cách tiếp cận chính như sau:

Coi ngân hàng là một tổ chức trung gian tài chính kết nối khu vực tiết kiệm và khu vực đầu tư của nền kinh tế, để phân tích và đánh giá hiệu quả hoạt động của ngân hàng. Với cách tiếp cận này, các đầu vào được sử dụng bao gồm: chi phí nhân viên, tài sản cố định, tiền gửi huy động. Đầu ra là lợi nhuận.

Coi ngân hàng là một tổ chức cung cấp các dịch vụ và sản phẩm tài chính cho khách hàng, bao gồm lưu trữ tiền, cho vay tiền, chuyển khoản tiền, đầu tư và tư vấn tài chính. Đầu vào là tài sản cố định, số lao động, số chi nhánh. Đầu ra là những chỉ số liên quan đến dịch vụ cung cấp cho khách hàng là tổng tiền gửi huy động và tổng các khoản vay. Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng cách tiếp cận coi ngân hàng là một tổ chức cung cấp dịch vụ và sản phẩm tài chính.

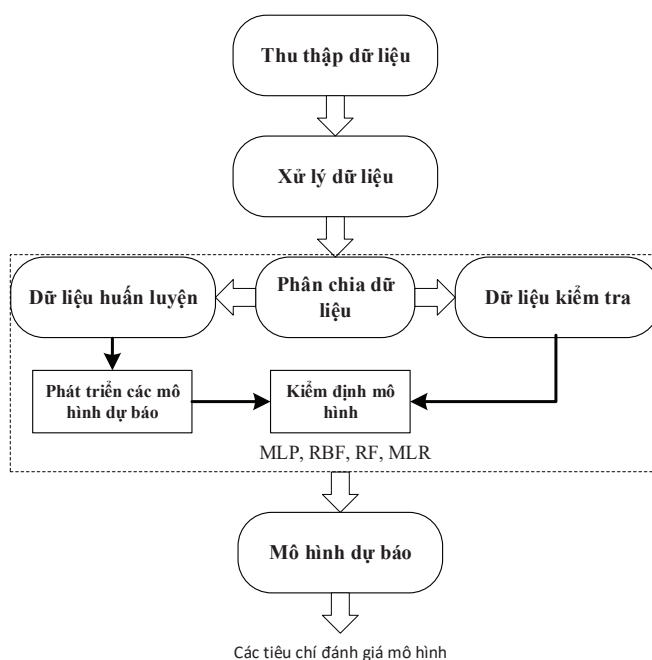
4.2. Dữ liệu

Dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu được thu thập từ 45 ngân hàng Việt Nam trong giai đoạn 2002-2022 (Le & cộng sự, 2022). Dữ liệu gồm 644 mẫu được tổng hợp từ các báo cáo và báo cáo tài chính thường niên của các ngân hàng. Sau khi loại bỏ những mẫu thiếu dữ liệu hoặc dữ liệu không phù hợp, có 405 mẫu được sử dụng trong nghiên cứu. Bảng 1 cung cấp một số thống kê mô tả của dữ liệu.

Bảng 1: Thống kê mô tả

Biến	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn
Tài sản cố định (Đơn vị: tỷ đồng)	769,00	11.114.537,00	1.742.134,40	2.503.932,12
Số lao động	45,00	39.950,00	6.906,97	8.593,60
Số chi nhánh	2,00	2.400,00	268,83	457,02
Tổng tiền gửi huy động (Đơn vị: tỷ đồng)	7.314,00	1.404.875.777,00	134.050.816,11	233.066.086,72
Tổng các khoản vay (Đơn vị: tỷ đồng)	50.721,00	1.345.632.643,00	122.985.141,52	218.774.472,25

4.3. Xây dựng các mô hình dự báo

Hình 4: Các bước xây dựng mô hình

Các bước xây dựng mô hình được trình bày trong Hình 4, cụ thể như sau:

Bước 1: Chuẩn bị dữ liệu

Bước này sẽ thực hiện thu thập dữ liệu và tiền xử lý dữ liệu. Dữ liệu sau khi được thu thập, cần phải được xử lý, làm sạch và biến đổi trước khi một kỹ thuật học máy có thể được huấn luyện trên những bộ dữ liệu này. Các kỹ thuật này bao gồm: xử lý dữ liệu bị khuyết, mã hóa các biến nhóm, chuẩn hóa dữ liệu,...

Bước 2: Phân chia dữ liệu

Bước này chuẩn bị dữ liệu để xây dựng mô hình. Dữ liệu được chia thành hai phần: dữ liệu dùng để phục vụ cho huấn luyện, phát triển mô hình; dữ liệu dùng để kiểm tra mô hình. Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng 2/3 dữ liệu cho mục đích huấn luyện, phần còn lại (1/3) dữ liệu cho mục đích kiểm tra.

Bước 3: Xây dựng mô hình

Mục đích của bước này là tìm ra hàm và gán nhãn cho dữ liệu, thường được gọi là học hay huấn luyện. Trong đó: là các dữ liệu đầu vào, là đầu ra của dự báo. Các kỹ thuật học có giám sát ANN-MLP, RBF, RF, MLR đã được sử dụng trong nghiên cứu.

Bước 4: Kiểm tra

Các dữ liệu mới sẽ được đưa vào để kiểm tra, đánh giá.

Bước 5: Đánh giá và chọn ra mô hình tốt nhất

Việc đánh giá được thực hiện thông qua các chỉ tiêu đánh giá trên tập dữ liệu kiểm tra. Nếu không đạt được kết quả mong muốn thì các tham số của các thuật toán phải được thay đổi để tìm ra các mô hình tốt hơn và thực hiện kiểm tra, đánh giá lại. Cuối cùng sẽ chọn ra được mô hình dự báo tốt nhất.

4.3.1. Tham số của các mô hình

Các mô hình được thực hiện trên phần mềm Matlab R2022b và Weka 3.9. Tham số chính của các mô hình cụ thể như sau: Đối với mô hình ANN-MLP, mạng nơron truyền thẳng nhiều lớp với một lớp ẩn được sử dụng. Lớp ẩn có 3 units, hàm kích hoạt là gradient liên hiệp được sử dụng để tăng tốc độ tính toán. Hàm chi phí là sai số toàn phương trung bình (MSE- Mean squared error). Đối với mô hình RBF, số lượng hàm Gaussian là 2, hàm kích hoạt là gradient liên hiệp. Đối với mô hình dựa trên thuật toán RF, số lượng cây xây dựng là 100 và không giới hạn độ sâu của cây. Đối với dự báo tổng các khoản vay, mô hình MLR có công thức như sau:

$$\text{Tổng các khoản vay} = 2.899,9008 \times \text{Số lao động} - 21.723,9927 \times \text{Số chi nhánh} + 2,0568 \times \text{Tài sản cố định} + 0,8487 \times \text{Tổng tiền gửi huy động} - 8.561.646,342$$

Đối với dự báo tổng tiền gửi huy động, mô hình MLR có công thức như sau:

$$\text{Tổng tiền gửi huy động} = -2.193,5462 \times \text{Số lao động} + 21.709,9094 \times \text{Số chi nhánh} + 4,161 \times \text{Tài sản cố định} + 1,058 \times \text{Tổng các khoản vay} + 6.000.922,381$$

4.3.2. Các chỉ số đánh giá mô hình

Sai số dự báo là chênh lệch giữa giá trị thực và giá trị dự báo nhằm đánh giá chất lượng hay sự phù hợp của mô hình dự báo tại cùng một thời điểm. Sai số dự báo cũng là căn cứ để thực hiện việc điều chỉnh mô hình dự báo.

Căn của sai số bình phương trung bình (Root mean squared error - RMSE):

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{k=1}^m (t_k - y_k)^2} \quad (6)$$

Với t_k là giá trị mong muốn, y_k là giá trị dự báo của mô hình, m là tổng số mẫu.

Sai số tương đối trung bình (Mean absolute percent error - MAPE)

$$MAPE = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m \left| \frac{t_k - y_k}{t_k} \right| \quad (7)$$

Sai số tuyệt đối trung bình MAE (Mean absolute error)

$$MAE = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m |t_k - y_k| \quad (8)$$

Các chỉ số MAE và MSE và RMSE có đặc tính, công năng như nhau và thường cho cùng một kết quả khi đánh giá. Tuy nhiên, nếu giá trị sai số $\varepsilon_i = t_k - y_i$ đều nhau thì nên chọn MSE để đánh giá. Ngược lại, nếu giá trị sai số ε_i quá khác biệt, MAE nên được lựa chọn. Tiêu chí RMSE là căn bậc hai của tiêu chí MSE nên hai tiêu chí về bản chất là một; điều khác biệt là giá trị của tiêu chí RMSE bé hơn.

Tiêu chí MAPE giúp đánh giá sai số một cách tương đối, do đó thường được áp dụng khi đánh giá sai số dự báo với các bộ số liệu khác nhau. Ngược lại, với cùng một bộ số liệu nhưng áp dụng nhiều phương pháp dự báo khác nhau thì không nên áp dụng tiêu chí MAPE vì tính phức tạp trong tính toán.

Hệ số tương quan R : Có giá trị từ -1 đến 1, được dùng để đo lường mức độ phụ thuộc tuyến tính giữa giá trị thực tế và giá trị dự báo. Hệ số tương quan bằng 0 (hay gần 0) có nghĩa là không có liên hệ giữa hai biến số; ngược lại nếu bằng -1 hay 1 có nghĩa là giữa giá trị thực tế và giá trị dự báo có một mối liên hệ tuyệt đối. Nếu $R < 0$ có nghĩa là khi t tăng cao thì y giảm và ngược lại; nếu $R > 0$ có nghĩa là khi t tăng cao thì y cũng tăng, và khi t giảm cao thì y cũng giảm theo.

$$R = \frac{\sum_{k=1}^m (t_k - \bar{t})(y_k - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{k=1}^m (t_k - \bar{t})^2 \cdot \sum_{k=1}^m (y_k - \bar{y})^2}} \quad (9)$$

$$\text{Với } \bar{t} = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m t_k \text{ và } \bar{y} = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m y_k.$$

Theil's U: Hệ số này được sử dụng để so sánh các mô hình dự báo, công thức như sau:

$$U = \frac{\sqrt{\sum_{k=1}^m (t_k - y_k)^2}}{\sqrt{\sum_{k=1}^m t_k^2 + \sum_{k=1}^m y_k^2}} \quad (10)$$

Giá trị U nằm trong khoảng từ 0 đến 1, U càng tiến về 0 thì mô hình dự báo càng chính xác.

5. Kết quả và thảo luận

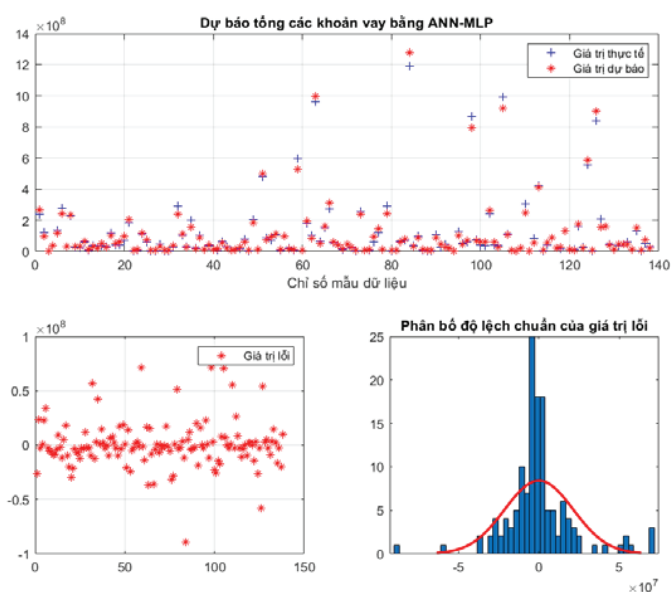
Các chỉ số đánh giá mô hình được trình bày trong Bảng 2. Các giá trị $RMSE$, $MAPE$, MAE , R và $Theil's U$ của mô hình dựa trên kỹ thuật RF tương ứng là $2,0276 \times 10^7$; 1,4467; $1,4044 \times 10^7$; 0,9948 và 0,0447 đối với dự báo tổng các khoản vay; $2,9291 \times 10^7$; 4,2898; $1,9158 \times 10^7$; 0,9932 và 0,0585 đối dự báo tổng tiền gửi huy động. Mô hình được đánh giá là tốt khi các giá trị $RMSE$, $MAPE$, và MAE nhỏ, R gần giá trị 1 và $Theil's U$ gần giá trị 0. Trong Bảng 2, các giá trị tốt nhất đối với mỗi chỉ số được in đậm và nghiêng. Dễ dàng nhận thấy mô hình dự báo dựa trên kỹ thuật RF là mô hình tốt nhất (9 tiêu chí tốt nhất trong 10 tiêu chí). Hầu hết các mô hình dựa trên kỹ thuật trí tuệ nhân tạo đều cho kết quả chấp nhận được.

Bảng 2: Các chỉ số đánh giá của các mô hình dự báo

Đầu ra dự báo	Mô hình	RMSE ($\times 10^7$)	MAPE	MAE ($\times 10^7$)	R	Theil's U
Tổng các khoản vay	ANN-MLP	2,1110	1,6432	1,4185	0,9943	0,0464
	RF	2,0276	1,4467	1,4044	0,9948	0,0447
	RBF	2,3602	1,5406	1,4713	0,9931	0,0517
	MLR	2,7020	1,6402	1,6856	0,9947	0,0574
Tổng tiền gửi huy động	ANN-MLP	4,2323	4,5217	1,9736	0,9871	0,0862
	RF	2,9291	4,2898	1,9158	0,9932	0,0585
	RBF	3,9472	5,2293	2,3105	0,9897	0,0804
	MLR	3,3857	5,1542	1,9081	0,9931	0,0686

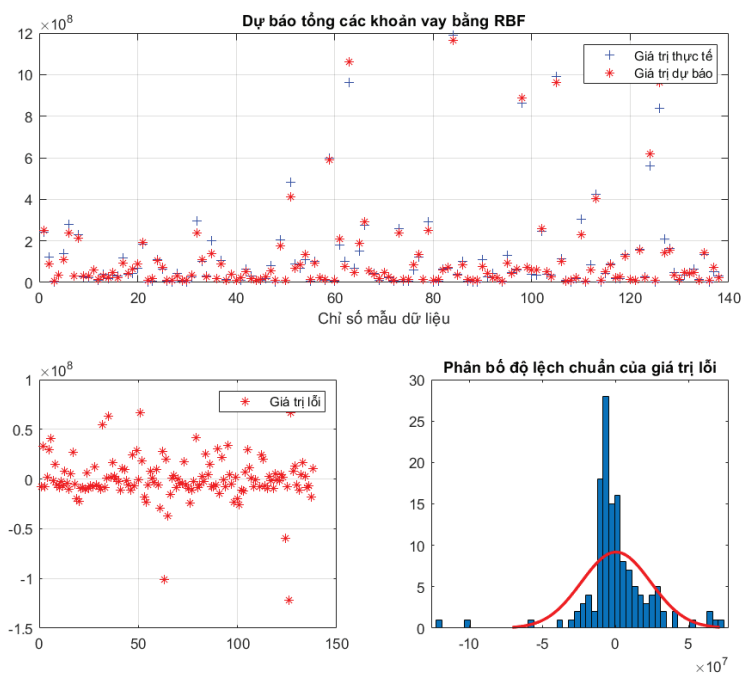
Các Hình 5 đến Hình 12 thể hiện mức độ phù hợp giữa giá trị thực tế và giá trị dự báo bởi các mô hình dựa trên kỹ thuật trí tuệ nhân tạo đã phát triển cho việc dự báo tổng các khoản vay và tổng tiền gửi huy động. Trong mỗi hình, thể hiện giá trị thực tế và giá trị dự báo được, giá trị lỗi và phân bố độ lệch chuẩn của giá trị lỗi.

Hình 5: Dự báo tổng các khoản vay bằng ANN-MLP

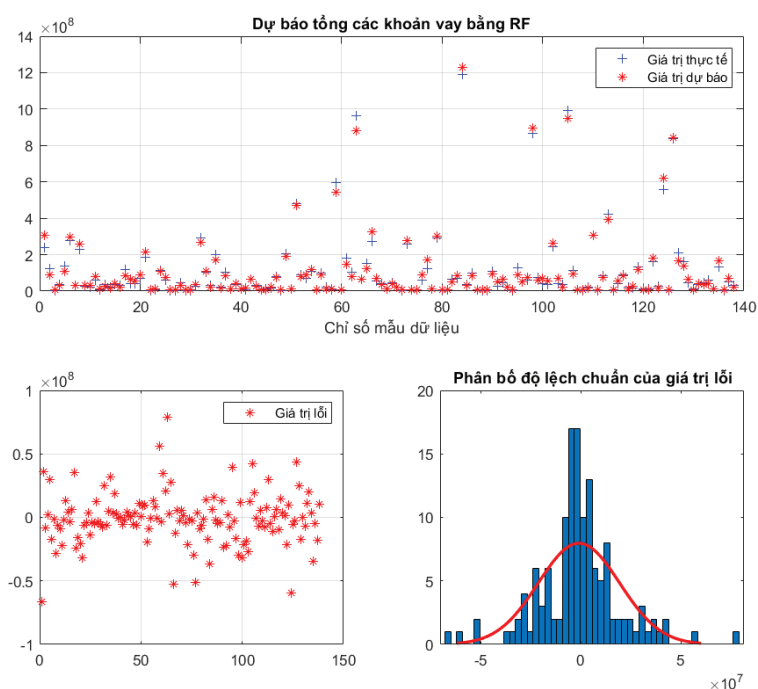


Việc so sánh các giá trị thực tế và giá trị dự báo của các mô hình cũng được thể hiện qua biểu đồ phân tán trong Hình 13 và Hình 14. Biểu đồ phân tán thể hiện mối tương quan giữa hai tập giá trị thực tế và giá trị dự báo bởi các mô hình. Trong hình vẽ, đường thẳng 1:1 thể hiện giá trị thực tế và giá trị dự báo trùng nhau. Nếu tập các giá trị thực tế và giá trị dự báo tập trung quanh đường thẳng 1:1 thì giá trị dự báo gần với giá trị

Hình 6: Dự báo tổng các khoản vay bằng RBF



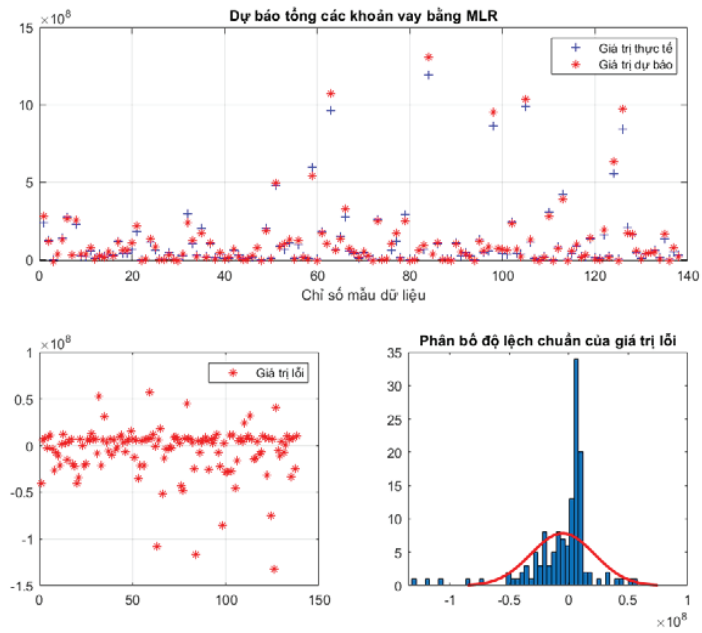
Hình 7: Dự báo tổng các khoản vay bằng RF



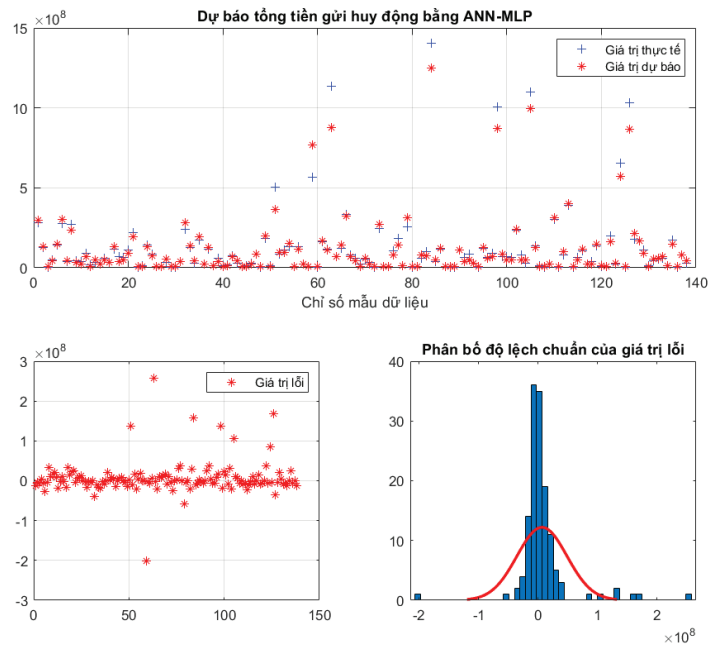
thực tế. Quan sát Hình 13 và Hình 14 nhận thấy giá trị dự báo bởi mô hình RF và giá trị thực tế tương đối khớp nhau do các điểm tập trung gần nhau và có thể vẽ được một đường thẳng đi qua các điểm này. Điều này thể hiện mối tương quan là rất mạnh.

Dựa vào các kết quả thu được, có thể kết luận rằng mô hình dựa trên thuật toán RF cho kết quả tin cậy và chính xác cao nhất. Do đó, với bộ dữ liệu đã thu thập được, kỹ thuật RF có thể được ứng dụng trong việc dự báo hoạt động của các ngân hàng.

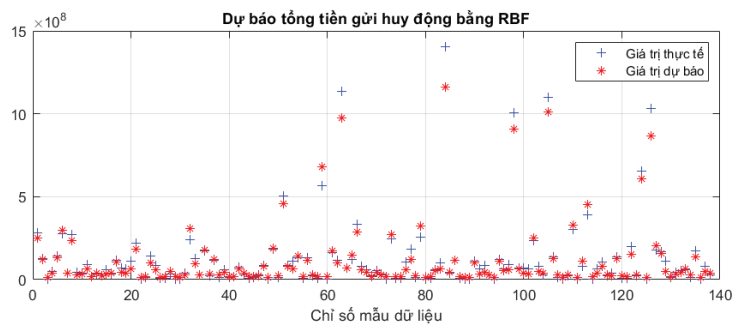
Hình 8: Dự báo tổng các khoản vay bằng MLR

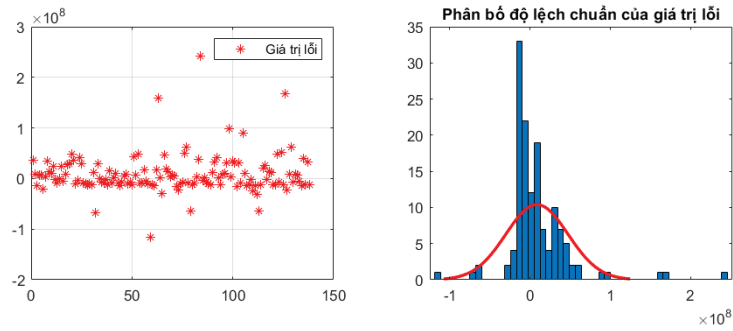


Hình 9: Dự báo tổng tiền gửi huy động bằng ANN-MLP

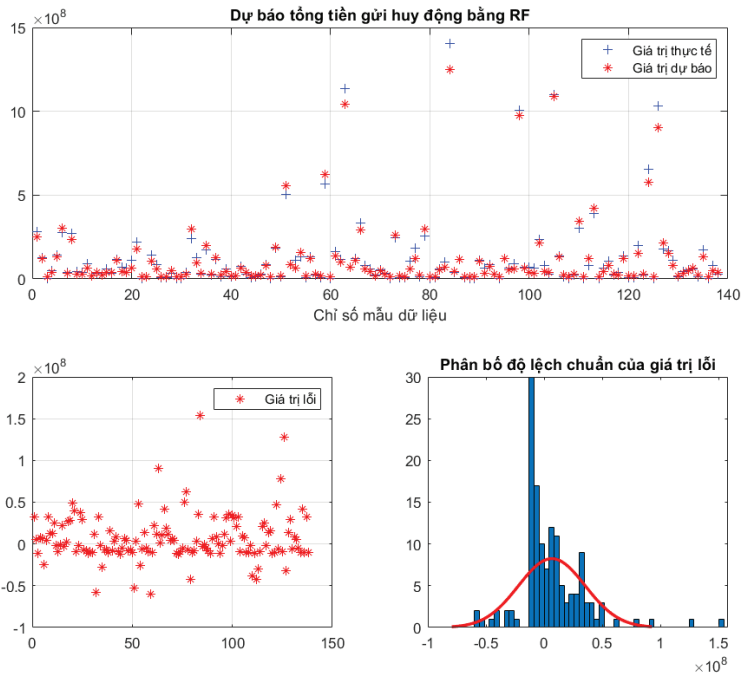


Hình 10: Dự báo tổng tiền gửi huy động bằng RBF

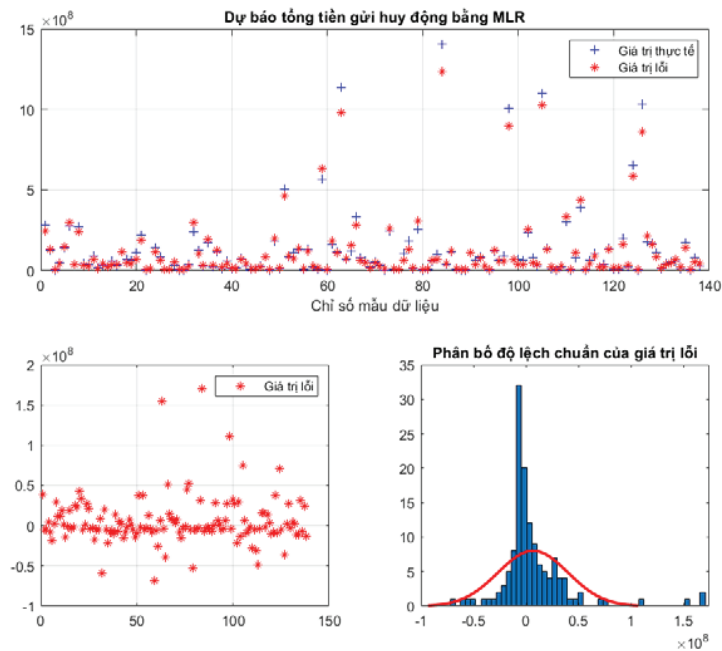




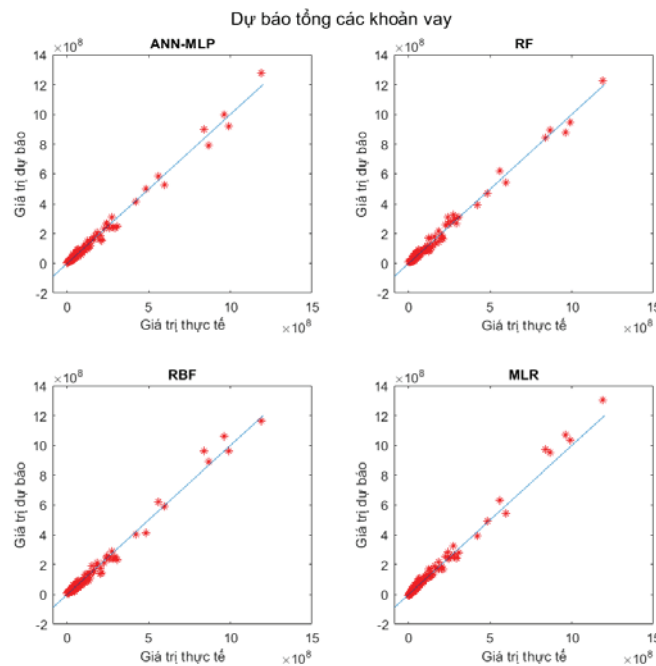
Hình 11: Dự báo tổng tiền gửi huy động bằng RF



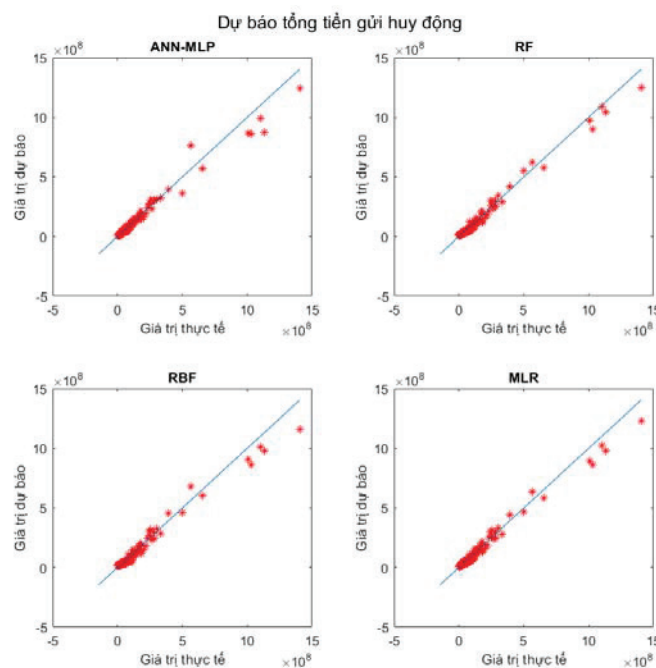
Hình 12: Dự báo tổng tiền gửi huy động bằng MLR



Hình 13: Biểu đồ phân tán của các mô hình khi dự báo tổng các khoản vay



Hình 14: Biểu đồ phân tán của các mô hình khi dự báo tổng tiền gửi huy động



6. Kết luận

Dự báo hoạt động ngân hàng là một lĩnh vực nghiên cứu thu hút sự quan tâm của nhà quản lý, nhà điều hành và nhà phân tích dữ liệu vì tính ứng dụng cao của kết quả dự báo. Trong nghiên cứu này, tác giả đã phát triển các mô hình dự báo hoạt động của ngân hàng thông qua dự báo hai chỉ số đầu ra tổng các khoản vay và tổng tiền gửi huy động chính dựa trên các thuật toán rừng ngẫu nhiên RF. Một số kỹ thuật trí tuệ nhân tạo khác bao gồm ANN-MLP, RBF và hồi quy tuyến tính MLR cũng được sử dụng. Kết quả thực nghiệm dựa trên các chỉ tiêu đánh giá đã khẳng định rằng mô hình dự báo dựa trên thuật toán RF cho độ chính xác dự báo cao nhất và tin cậy nhất.

Do hạn chế về mặt số liệu nên các yếu tố khác ảnh hưởng đến hoạt động của ngân hàng như chỉ số ổn định chính trị và tình hình kinh tế thế giới chưa đưa được vào mô hình dự báo. Hướng nghiên cứu tiếp theo sẽ là nâng cấp các mô hình đã được xây dựng trong bài báo thành một hệ hỗ trợ, tư vấn ra quyết định hoàn chỉnh phục vụ cho dự báo giá của một số mặt hàng, bao gồm các thành phần: hệ thống máy tính, cơ sở dữ liệu, quản lý mô hình, quản lý cơ sở tri thức, giao tiếp với người dùng. Đồng thời cần tiếp tục bổ sung thêm các đầu vào khác có thể ảnh hưởng đến sự hoạt động của các ngân hàng. Để tăng độ chính xác dự báo của các mô hình, việc điều chỉnh và lựa chọn các tham số cũng cần được xem xét.

Tài liệu tham khảo

- Appiahene, P., Missah, Y.M. & Najim, U. (2020), 'Predicting bank operational efficiency using machine learning algorithm: comparative study of decision tree, random forest, and neural networks', *Advances in fuzzy systems*, 2020, 1-12.
- Assous, H.F. (2022), 'Prediction of banks efficiency using feature selection method: comparison between selected machine learning models', *Complexity*, 2022, 1-15.
- Batool, F. (2013), 'Gamma radiations induced improvement in dyeing properties and colorfastness of cotton fabrics dyed with chicken gizzard leaves extracts', *Radiation Physics and Chemistry*, 89, 33-37.
- Bod'a, M. & Piklová, Z. (2018), 'The production or intermediation approach?: It matters', in *Contemporary Trends and Challenges in Finance: Proceedings from the 3rd Wroclaw International Conference in Finance*, Springer, 111-120.
- Breiman, L. (2001), 'Random forests', *Machine learning*, 45, 5-32.
- Caruana, R., Lawrence, S. & Giles, L. (2001), 'Overfitting in neural nets: Backpropagation, conjugate gradient, and early stopping', in *Advances in Neural Information Processing Systems*, Denver, CO, USA.
- Cuomo, S. (2022), 'Scientific machine learning through physics-informed neural networks: Where we are and what's next', *Journal of Scientific Computing*, 92(3), p.88.
- Đào Công Ân (2018), 'Mô hình dự báo churn cho khách hàng bằng phương pháp học máy suy diễn phương sai', luận văn thạc sĩ, Trường Đại học Bách khoa Hà Nội.
- Đoàn Việt Hùng (2019), 'Cạnh tranh và hiệu quả hoạt động của các ngân hàng thương mại tại Việt Nam: Tiếp cận bằng phương pháp Lasso', *Tạp chí Khoa học Lạc Hồng*, 8, 8-13.
- Giang Thị Thu Huyền (2021), 'Một số kỹ thuật học máy cho chấm điểm tín dụng', *Tạp chí Khoa học & Đào tạo Ngân hàng*, 227, 34-40.
- Guan, X., Zhu, Y. & Song, W. (2016), 'Application of RBF neural network improved by peak density function in intelligent color matching of wood dyeing', *Chaos, Solitons and Fractals*, 89, 485-490.
- Hao, C. & Adsavakulchai, S. (2023), 'The use of machine learning algorithms for bank loan prediction', *European Economic Letters (EEL)*, 13(3), 735-741.
- Hart, P.E., Stork, D.G. & Duda, R.O. (2000), *Pattern classification*, Wiley Hoboken.
- Jiang, J., Cao, D. & Chen, H. (2016), 'Boundary value problems for fractional differential equation with causal operators', *Applied Mathematics and Nonlinear Sciences*, 1(1), 11-22.
- Kosmidou, K. & Zopounidis, C. (2008), 'Measurement of bank performance in Greece', *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 1(1), 79-95.
- Le, T.D.Q., Tin, H.H., Ngo, T., Nguyen, D.T. & Tran, S.H. (2022), 'A dataset for the Vietnamese banking system (2002-2021)', *Data*, 7(9), p.120.
- Ledhem, M.A. (2022), 'Data mining techniques for predicting the financial performance of Islamic banking in

-
- Indonesia', *Journal of Modelling in Management*, 17(3), 896-915.
- Lin, S.W. (2009), 'Applying enhanced data mining approaches in predicting bank performance: A case of Taiwanese commercial banks', *Expert Systems with Applications*, 36(9), 1543-11551.
- Masini, R.P., Medeiros, M.C. & Mendes, E.F. (2023), 'Machine learning advances for time series forecasting', *Journal of economic surveys*, 37(1), 76-111.
- Maulud, D. & Abdulazeez, A.M. (2020), 'A review on linear regression comprehensive in machine learning', *Journal of Applied Science and Technology Trends*, 1(4), 140-147.
- Nguyễn Minh Kiều & Nguyễn Ngọc Thùy Trang (2020), 'Phân tích hiệu quả kỹ thuật của các ngân hàng thương mại cổ phần tại Việt Nam', *Tạp chí Khoa học Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh-Kinh tế và Quản trị Kinh doanh*, 15(3), 22-40.
- Nguyễn Thị Liên, Nguyễn Thị Thu Trang & Nguyễn Chiến Thắng (2018), 'Phương pháp học máy trong phát hiện gian lận thẻ tín dụng-một nghiên cứu thực nghiệm', *Tạp Chí Kinh Tế & Phát Triển*, 256(II), 118-126.
- Raviv, L., Lupyan, G. & Green, S.C. (2022), 'How variability shapes learning and generalization', *Trends in cognitive sciences*, 26(6), 462-483.
- Sealey Jr, C.W. & Lindley, J.T. (1977), 'Inputs, outputs, and a theory of production and cost at depository financial institutions', *The journal of finance*, 32(4), 1251-1266.
- Wei, J., Ye, T. & Zhang, Z. (2021), 'A machine learning approach to evaluate the performance of rural bank', *Complexity*, 2021, 1-10.

TÁC ĐỘNG CỦA CHÍNH SÁCH CỔ TỨC TỚI ĐIỀU CHỈNH LỢI NHUẬN: NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM TẠI CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT

Đỗ Thùy Linh

Trường Đại học Sư phạm Kỹ thuật Nam Định

Email: dothuylinhspktd@gmail.com

Vũ Hùng Phương

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: phuongvh@neu.edu.vn

Mã bài báo: JED-1490

Ngày nhận: 21/11/2023

Ngày nhận bản sửa: 27/12/2023

Ngày duyệt đăng: 23/01/2024

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.1490

Tóm tắt:

Nghiên cứu này nhằm xác định xu hướng tác động của chính sách cổ tức tới điều chỉnh lợi nhuận của các công ty niêm yết tại Việt Nam. Với dữ liệu của 535 công ty niêm yết trong giai đoạn 2009-2019, nghiên cứu sử dụng mô hình Kasznik (1999) để đo lường mức điều chỉnh lợi nhuận và tỷ lệ chi trả cổ tức để xác định chính sách cổ tức của công ty. Kết quả mô hình hồi quy cho thấy có mối quan hệ tiêu cực giữa điều chỉnh lợi nhuận và chính sách cổ tức, thể hiện các công ty niêm yết tại Việt Nam khi chi trả cổ tức cao sẽ ít thực hiện điều chỉnh lợi nhuận hơn so với các công ty trả cổ tức thấp. Ngoài ra, nghiên cứu cũng đánh giá được tác động của các yếu tố tài chính và quản trị như quy mô công ty và phát hành cổ phiếu tới điều chỉnh lợi nhuận.

Từ khóa: Điều chỉnh lợi nhuận, chính sách cổ tức, công ty niêm yết.

Mã JEL: G11, G32, G35.

The impact of dividend policy on earnings management: An empirical study of listed firms

Abstract:

This study aims to determine the impact trend of dividend policy on earnings management of listed firms in Vietnam. With data from 535 listed firms from 2009 to 2019, the research employs the Kasznik model (1999) to measure earnings management and dividend payout ratio to determine the firm's dividend policy. The regression model results show a negative relationship between earnings management and dividend policy, implying that the higher the dividends, the less earnings management in listed firms in Vietnam. In addition, the study also finds evidence of the impact of financial determinants and governance such as the firm size and issue stock on earnings management.

Keywords: Dividend policy, earnings management, listed firms.

JEL Codes: G11, G32, G35.

1. Giới thiệu

Thị trường chứng khoán tại Việt Nam mới được thành lập từ những năm 2000, là một thị trường khá non trẻ với một nền kinh tế và môi trường thể chế chưa được ổn định nên các công ty thường bị đối mặt với các thay đổi về chính sách. Hơn nữa, chế độ kế toán Việt Nam hiện nay vẫn tuân theo chuẩn mực kế toán riêng và đưa ra nhiều lựa chọn liên quan tới việc ghi nhận tài sản, doanh thu và chi phí nên các nhà quản lý công ty có thể lợi dụng điều này để thực hiện những hành vi nhằm thay đổi thông tin trên báo cáo tài chính. Trong thời gian vừa qua, đã có nhiều công ty công bố báo cáo tài chính nhưng khi được kiểm toán thì số liệu trên báo cáo tài chính công bố đã bị thay đổi khi có những công ty đã công bố lợi nhuận quá cao so với con số kiểm toán ghi nhận (Công ty Cổ phần Tập đoàn Dabaco Việt Nam - DBC, Công ty Cổ phần Tập đoàn Danh Khôi - NRC, Công ty Cổ phần thép Nam Kim - NKG...) hoặc có công ty công bố lợi nhuận thấp hơn so với lợi nhuận sau khi kiểm toán (Công ty cổ phần CHM Việt Nam - CMS, Công ty Cổ phần Khoan và Dịch vụ Dầu khí - PVS...). Việc thực hiện các điều chỉnh về kế toán trong phạm vi đã được quy định có thể được coi là hành vi điều chỉnh lợi nhuận của các nhà quản lý sử dụng nhằm can thiệp và tác động đến các thông tin trên báo cáo tài chính để các bên có liên quan không biết được hiệu quả và tình hình thực tế của công ty. Tại Việt Nam, công bố thông tin của các công ty niêm yết tại thị trường còn chưa đảm bảo tính minh bạch là một trong những nguyên nhân tạo ra vấn đề thông tin bất cân xứng và vấn đề đại diện. Để giảm bớt sự phát sinh của các vấn đề này, các công ty thực hiện hoạt động chi trả cổ tức để bù lại mức độ giám sát yếu của hoạt động quản trị (La Porta & cộng sự, 2000). Trả cổ tức sẽ hạn chế các lợi ích riêng dành cho những nhà quản lý vì tiền mặt được chi trả sẽ khiến cho các nhà quản lý có ít cơ hội để lạm dụng sử dụng các khoản tiền mặt này (Pinkowitz & cộng sự, 2006).

Sự tác động của chính sách cổ tức đến điều chỉnh lợi nhuận đã được thực hiện bởi nhiều nghiên cứu và có những kết quả chưa thống nhất. Các nghiên cứu tại Thái Lan, Pakistan và Trung Quốc cho thấy chính sách cổ tức hầu như ít tác động tới điều chỉnh lợi nhuận (Shah & cộng sự, 2010; Chansarn & Chansarn, 2016), trong khi các nghiên cứu thực hiện tại Phần Lan, Mỹ, Anh và Pháp cho thấy giữa chúng có tác động tích cực (Kinnunen & cộng sự, 2000; Daniel & cộng sự, 2008; Amar & cộng sự, 2018; Karjalainen & cộng sự, 2020). Một số nghiên cứu cũng được thực hiện tại cùng một số quốc gia trên và các quốc gia khác lại cho kết quả ngược lại (He & cộng sự, 2016; Haider & cộng sự, 2012; Liu & cộng sự, 2023). Tại Việt Nam đã có một số nhưng rất ít nghiên cứu về vấn đề này và cũng chưa đưa ra được kết quả thống nhất (Ngoc & Bui, 2019; Tran & cộng sự, 2021). Do vậy, những nghiên cứu thực nghiệm liên quan tới ảnh hưởng của chính sách cổ tức tới điều chỉnh lợi nhuận là rất hạn chế tại Việt Nam. Vì vậy, nghiên cứu này có thể làm phong phú thêm bằng chứng về tác động của chính sách cổ tức tới điều chỉnh lợi nhuận tại Việt Nam giúp những người sử dụng thông tin đưa ra những quyết định hợp lý trong bối cảnh thị trường chứng khoán Việt Nam vẫn đang được các tổ chức xếp hạng trên thế giới xếp vào thị trường cận biên chờ nâng hạng lên thị trường mới nổi.

2. Lý thuyết nền tảng và tổng quan nghiên cứu

2.1. Lý thuyết nền tảng

Bằng chứng nghiên cứu chỉ ra rằng các công ty trả cổ tức có mong muốn mạnh mẽ duy trì chính sách cổ tức lịch sử của họ và nhắm mục tiêu cả mức cổ tức và tỷ lệ chi trả cổ tức (Lintner, 1956; Brav & cộng sự, 2005).

2.1.1. Lý thuyết tín hiệu

Sự thay đổi trong chi trả cổ tức có thể coi như là một tín hiệu mà các nhà quản lý công ty phát ra cho các nhà đầu tư. Cơ sở để chi trả cổ tức là công ty phải có lợi nhuận. Khi cổ tức chi trả gia tăng, các nhà đầu tư kỳ vọng vào sự gia tăng về mức thu nhập của công ty đối với cơ hội đầu tư của họ. Tuy nhiên, khi cổ tức chi trả giảm xuống hoặc công ty tuyên bố không chi trả cổ tức có thể coi như tín hiệu xấu về sự suy giảm của thu nhập trong tương lai và có thể dẫn tới sự giảm giá của cổ phiếu (Dinh & Yen, 2018). Lý thuyết tín hiệu cho rằng, công ty nào đối diện với sự bất cân xứng thông tin nhiều hơn sẽ có khả năng thực hiện điều chỉnh lợi nhuận nhiều hơn.

Thông tin bất cân xứng càng trở nên phổ biến hơn khi tính minh bạch của thông tin trên thị trường, khả năng tiếp cận thông tin và cơ sở hạ tầng thông tin còn ở mức hạn chế và kém. Do vậy, với các đặc điểm khác

biệt giữa các thị trường thì thông tin bất cân xứng thể hiện rõ hơn tại thị trường cận biên so với các thị trường còn lại. Đa phần các công ty tham gia thị trường chứng khoán Việt Nam là các công ty có quy mô không lớn và các công ty cần nhiều tiền cho các hoạt động đầu tư nên các nhà quản lý công ty hay sử dụng việc chi trả cổ tức để tạo ra hình ảnh hoạt động hiệu quả của công ty (Jensen, 1986).

2.1.2. Lý thuyết người đại diện

Giữa các bên liên quan trong công ty luôn tồn tại tiền ẩn về mâu thuẫn lợi ích, đặc biệt là mâu thuẫn nảy sinh giữa chủ sở hữu (các cổ đông) và các nhà quản lý công ty. Các nhà quản lý của công ty là những người được Hội đồng quản trị bổ nhiệm nhằm làm việc để phục vụ cho lợi ích của các cổ đông đồng thời chịu sự giám sát của Hội đồng quản trị để đảm bảo các quyết định được đưa ra là phù hợp với lợi ích của các cổ đông. Tuy nhiên, việc giám sát các nhà quản lý là tương đối khó khăn khi các nhà quản lý nắm bắt được nhiều thông tin quan trọng hơn so với các bên có liên quan. Việc thiếu hụt thông tin sẽ khiến cho các nhà đầu tư khó có thể đánh giá chính xác hiệu quả hoạt động của công ty cũng như các quyết định được đưa ra bởi các nhà quản lý.

Tuy nhiên, lý thuyết này cho rằng các nhà quản lý không nhất thiết phải đưa ra quyết định dựa trên lợi ích của các cổ đông (Padilla, 2002). Cơ hội điều chỉnh lợi nhuận phát sinh khi cơ chế quản trị công ty yếu kém, nơi những người trong nội bộ có thể dùng các nguồn lực của công ty vì lợi ích của chính mình, làm nảy sinh ý tưởng rằng giá trị thực tế của một công ty phải được che giấu đối với các cổ đông bên ngoài. Vì vậy, điều quan trọng đối với một công ty là phải có một hệ thống quản trị doanh nghiệp hiệu quả, cơ chế bảo vệ quyền của nhà đầu tư được có thông tin trung thực và công bằng. Lý thuyết này cũng gợi ý rằng việc trả cổ tức là một cách mà các nhà quản lý công ty sử dụng để giải quyết xung đột dựa trên cơ sở giữa người trong nội bộ và cổ đông bên ngoài do mâu thuẫn về lợi ích có thể phát sinh giữa các bên liên quan đến một số vấn đề như sử dụng lợi nhuận để lại nhiều để thực hiện tái đầu tư thay vì phát hành cổ phiếu mới, đầu tư vốn vào các dự án có lợi nhuận cao trong ngắn hạn hoặc không nỗ lực đem lại lợi ích cho công ty mà vì lợi ích cá nhân của nhà quản lý. Để giảm thiểu chi phí đại diện trong trường hợp này, chi trả cổ tức được coi như là một phương tiện để kiểm soát các chi phí đại diện (Jensen, 1986; DeAngelo & cộng sự, 2006).

2.2. Tổng quan nghiên cứu

Tác động của chính sách cổ tức đối với điều chỉnh lợi nhuận đã được thực hiện bởi nhiều nghiên cứu khác nhau trên thế giới và mang lại các kết quả khác nhau.

Trên thực tế, các công ty đã áp dụng các biện pháp để gia tăng lợi nhuận nhằm đáp ứng với các áp lực chi trả cổ tức cho các cổ đông là các tổ chức lớn (Kasanen & cộng sự, 1996); đồng thời, các công ty sẽ có ý định cao hơn trong việc thực hiện điều chỉnh lợi nhuận để đưa ra chỉ báo với thị trường về hiệu quả hoạt động và tình hình tài chính lành mạnh của mình thông qua việc công bố thu nhập với mức tăng trưởng liên tục khi công ty thực hiện chi trả cổ tức bằng việc tiến hành phát hành cổ phiếu mới (Kinnunen & cộng sự, 2000). Bên cạnh đó, các công ty thực hiện chia cổ tức có xu hướng sử dụng kế toán tùy ý trong trường hợp lợi nhuận trước khi điều chỉnh không đạt được ngưỡng cổ tức mong muốn (Daniel & cộng sự, 2008). Ngoài ra, các nghiên cứu của Amar & cộng sự (2018), Salah & Jarboui (2022), Espahbodi & cộng sự (2021), Ngoc & Bui (2019) cho thấy mối quan hệ khi các công ty thực hiện chi trả cổ tức sẽ có xu hướng điều chỉnh lợi nhuận gia tăng.

Ngược lại, nghiên cứu của He & cộng sự (2016), Aurangzeb & Dilawer (2012), Tran & cộng sự (2021), Hussain & Akbar (2022) thể hiện các công ty tiến hành chi trả cổ tức sẽ ít thực hiện điều chỉnh lợi nhuận hơn so với các công ty không thực hiện chi trả cổ tức. Điều này rõ ràng hơn đối với các quốc gia có sự bảo vệ yếu đối với các nhà đầu tư và có tính minh bạch kém. Các tác giả kết luận rằng, các công ty có thể sử dụng các chính sách cổ tức có liên quan để giảm thiểu điều chỉnh lợi nhuận, từ đó giảm sự chú ý của các bên liên quan và tạo nên uy tín của công ty. Chính sách cổ tức có tác động đến các tích lũy tùy ý và các công ty có quy mô tài sản lớn và hoạt động rộng trả cổ tức ít hơn so với các công ty nhỏ (Haider & cộng sự, 2012; Atieh & Hussain, 2012). Mặc dù vậy, có những nghiên cứu đã chỉ ra rằng, chính sách cổ tức không có mối quan hệ với điều chỉnh lợi nhuận (Shah & cộng sự, 2010; Chansarn & Chansarn, 2016).

3. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu và các giả thuyết

Nghiên cứu thực hiện nhằm đánh giá tác động của chính sách cổ tức và điều chỉnh lợi nhuận bằng cách thực hiện mô hình hồi quy cho quản lý thu nhập (EM) dựa trên tỷ lệ chi trả cổ tức (DP). Mô hình này đã được sử dụng trong nhiều nghiên cứu như Kasanen & cộng sự (1996), Daniel & cộng sự (2008), Atieh & Hussain (2012), Espahbodi & cộng sự (2021), He & cộng sự (2016). Bên cạnh đó, mô hình còn thực hiện kiểm soát các biến số cụ thể của công ty đã được phát hiện có ảnh hưởng đến điều chỉnh lợi nhuận.

Nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy làm mô hình chính và được xây dựng như sau:

$$EM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DP_{it-1} + \alpha_2 SIZE_{it-1} + \alpha_3 DEBT_{it-1} + \alpha_4 ROA_{it-1} + \alpha_5 BOARD_{it-1} + \alpha_6 DUAL_{it-1} + \alpha_7 ISSU_{it} + \alpha_8 AUD_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

EM_{it} : điều chỉnh lợi nhuận công ty i tại năm t

DP_{it-1} : mức chi trả cổ tức của công ty i tại năm $t-1$

$SIZE_{it-1}$: quy mô công ty i tại năm $t-1$

$DEBT_{it-1}$: hệ số nợ công ty i tại năm $t-1$

ROA_{it-1} : doanh lợi tài sản công ty i tại năm $t-1$

$BOARD_{it-1}$: số lượng thành viên hội đồng quản trị công ty i tại năm $t-1$

$DUAL_{it-1}$: tính chất tổ chức của công ty i tại năm $t-1$

$ISSU_{it}$: phát hành cổ phiếu của công ty i tại năm t

AUD_{it-1} : kiểm toán độc lập của công ty i tại năm $t-1$

Ước lượng điều chỉnh lợi nhuận: Ước lượng điều chỉnh lợi nhuận thông qua kế toán dồn tích được thực hiện thông qua nhiều mô hình như Jone (1991), Dechow & cộng sự (1995), Kasznik (1999), Kothari & cộng sự (2005). Trong số các mô hình đó, nghiên cứu lựa chọn mô hình Kasznik (1999) để đo lường mức điều chỉnh lợi nhuận của các công ty.

$$EM_{it} = \frac{TACC_{it}}{TS_{it-1}} - \alpha_1 \frac{1}{TS_{it-1}} - \alpha_2 \frac{\Delta DTT_{it} - \Delta KPT_{it}}{TS_{it-1}} - \alpha_3 \frac{TSCĐ_{it}}{TS_{it-1}} - \alpha_4 \frac{\Delta CFO_{it}}{TS_{it-1}}$$

Với $TACC_{it} = LNST_{it} - CFO_{it}$

Trong đó:

$TACC_{it}$: Lợi nhuận dồn tích của công ty i trong năm t

$LNST_{it}$: Lợi nhuận sau thuế của công ty i năm t

CFO_{it} : Dòng tiền từ hoạt động kinh doanh của công ty i năm t

TS_{it-1} : Tổng tài sản của công ty i trong năm $t-1$

ΔDTT_{it} : Chênh lệch doanh thu thuần của công ty i trong năm t so với năm $t-1$

ΔKPT_{it} : Chênh lệch khoản phải thu của công ty i trong năm t so với năm $t-1$

$TSCĐ_{it}$: Tài sản cố định của công ty i trong năm t

ΔCFO_{it} : Chênh lệch dòng tiền từ hoạt động kinh doanh của công ty i năm t so với năm $t-1$

Chính sách cổ tức (DP): Chính sách cổ tức đề cập đến chính sách thanh toán mà một doanh nghiệp tuân theo trong việc xác định quy mô và hình thức phân phối lợi nhuận sau thuế cho các cổ đông theo thời gian. Để đo lường chính sách cổ tức, nghiên cứu sử dụng tỷ lệ chi trả cổ tức được xác định bằng mức chi trả cổ tức bằng tiền cho 1 cổ phiếu được công bố hàng năm của các công ty (DPS) so với thu nhập trên một cổ phiếu (EPS). Các công ty tại Việt Nam sẽ đưa ra tín hiệu về hiệu quả hoạt động thông qua việc công ty thực hiện chi trả cổ tức nên sẽ ít có ý định thực hiện điều chỉnh lợi nhuận. Do đó, nghiên cứu đưa ra giả thuyết như sau:

H1: Chính sách cổ tức tác động tiêu cực đến điều chỉnh lợi nhuận.

Nghiên cứu cũng đánh giá mức độ tác động của các yếu tố có thể ảnh hưởng đến việc quản lý lợi nhuận như:

Quy mô công ty (SIZE): một trong những yếu tố ảnh hưởng đến quyết định của nhà đầu tư là quy mô công ty. Quy mô công ty càng lớn thì sự tách biệt giữa quyền sở hữu và quản lý càng cao. Demerjian & cộng sự (2013) nhận thấy rằng một công ty lớn có nhiều áp lực trong việc gia tăng hiệu quả tài chính để có được hình ảnh tốt. Đó là lý do tại sao một công ty lớn hơn lại thay đổi chính sách kế toán và nó ảnh hưởng đến mức thu nhập. Yếu tố này được đo lường bằng $\ln(\text{Tổng tài sản})$.

H2: Quy mô công ty tác động tích cực đến điều chỉnh lợi nhuận.

Hệ số nợ của công ty (DEBT): thể hiện cơ cấu vốn của công ty và được đo lường bằng tỷ số giữa nợ phải trả và tổng tài sản. An & cộng sự (2016) cho rằng quy mô tài sản phát sinh từ khoản vay ảnh hưởng đến dòng tiền trong tương lai và có thể được thay đổi bởi các nhà quản lý và yếu tố này thể hiện vai trò của nợ trong việc giảm chi phí đại diện của dòng tiền tự do. Francis & Wang (2008) xác nhận rằng hệ số nợ là một yếu tố ảnh hưởng đến việc quản lý lợi nhuận.

H3: Hệ số nợ có tác động tiêu cực đến điều chỉnh lợi nhuận.

Doanh lợi tài sản của công ty (ROA): thể hiện hiệu quả tài chính của công ty và được đo lường bằng tỷ số giữa lợi nhuận sau thuế và tổng tài sản trung bình. Trong trường hợp hoạt động tài chính kém, giá trị công ty giảm đi chính là nguyên nhân của việc điều chỉnh lợi nhuận được tăng cường để giữ danh tiếng tốt (Awais & cộng sự, 2015).

H4: Doanh lợi tài sản thấp có tác động tiêu cực đến điều chỉnh lợi nhuận.

Số lượng thành viên hội đồng quản trị của công ty (BOARD): xác định số người nằm trong hội đồng quản trị của công ty mỗi năm. Cornett & cộng sự (2008) nhận thấy rằng số lượng thành viên hội đồng quản trị tăng lên làm cho việc quản lý lợi nhuận giảm đi.

H5: Số lượng thành viên hội đồng quản trị có tác động tiêu cực đến điều chỉnh lợi nhuận.

Chủ tịch hội đồng quản trị kiêm Tổng giám đốc (DUAL): Jensen & Meckling (1976) cho thấy chất lượng giám sát sẽ giảm nếu trao nhiều quyền lực vào một người. Nếu Chủ tịch hội đồng quản trị đồng thời là Tổng giám đốc thì khả năng cao sẽ có quản lý lợi nhuận. Quản lý lợi nhuận cũng tồn tại nhưng không quan trọng nếu chủ tịch hội đồng quản trị không phải là Tổng giám đốc (Cornett & cộng sự, 2008). Điều này cho thấy vai trò kép của nhà quản lý trong công ty thể hiện sự tập trung quyền lực có tác dụng dẫn đến các hoạt động quản lý thu nhập dưới hình thức tăng hoặc giảm thu nhập (Nugroho & Eko, 2011). Đây là biến giả với giá trị bằng 1 nếu hai vị trí này là 1 người và bằng 0 nếu hai vị trí này là hai người khác nhau.

H6: Chủ tịch hội đồng quản trị kiêm tổng giám đốc có tác động tích cực đến điều chỉnh lợi nhuận.

Phát hành cổ phiếu của công ty (ISSU): Một cách để huy động vốn từ cổ đông là phát hành cổ phiếu. Thu nhập càng cao thì giá trị thị trường của công ty càng cao. Vì vậy, công ty đó muốn có được giá trị thị trường cao của cổ phiếu, nó có xu hướng phóng đại thu nhập. Teoh & cộng sự (1998) nhận thấy rằng các công ty đều có sự quản lý lợi nhuận trước khi phát hành cổ phiếu. Đây cũng là biến giả với giá trị bằng 1 nếu công ty có thực hiện phát hành cổ phiếu và bằng 0 nếu công ty không thực hiện phát hành cổ phiếu.

H7: Phát hành cổ phiếu có tác động tích cực đến điều chỉnh lợi nhuận.

Kiểm toán độc lập của công ty (AUDIT): thể hiện thông qua tên của công ty thực hiện kiểm toán báo cáo tài chính của công ty mỗi năm. Francis & Wang (2008) kết luận rằng động cơ khuyến khích kiểm toán viên của Big4 bị ảnh hưởng trực tiếp bởi môi trường bảo vệ nhà đầu tư của một quốc gia và hậu quả đối với kiểm toán viên do không phát hiện được hành vi báo cáo sai của khách hàng. Chi & cộng sự (2011) đã tìm thấy bằng chứng cho thấy nếu một công ty được kiểm toán bởi công ty kiểm toán lớn, ban lãnh đạo sẽ giảm quản lý lợi nhuận vì công ty kiểm toán lớn có quy trình kiểm toán phù hợp và khoa học. Đây cũng là biến giả nếu công ty kiểm toán của công ty là một trong những công ty thuộc Big4 (KPMG, Earn&Young, Delotte và PWC) thì sẽ có giá trị là 1, còn các công ty kiểm toán khác thì sẽ có giá trị là 0.

H8: Công ty được kiểm toán độc lập bởi Big4 có tác động tiêu cực đến điều chỉnh lợi nhuận.

3.2. Mẫu và phương pháp nghiên cứu

Mẫu nghiên cứu là các công ty cổ phần phi tài chính niêm yết tại 2 Sở Giao dịch của Thị trường chứng khoán Việt Nam. Mẫu bao gồm 535 công ty. Số liệu nghiên cứu trong thời gian từ 2009-2019. Sau khi thực

hiện loại bỏ những quan sát không đủ điều kiện do thiếu thông tin, mẫu nghiên cứu còn lại 3.139 quan sát cho mỗi biến.

Nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy OLS để xác định mức độ điều chỉnh lợi nhuận (EM) của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam theo mô hình Kasznik (1999). Sau đó, nghiên cứu thực hiện các mô hình hồi quy OLS, FEM, REM với biến phụ thuộc là mức độ điều chỉnh lợi nhuận và các biến độc lập đã được xác định trong mục 3.1 và thực hiện các kiểm định đa cộng tuyến, phương sai sai số thay đổi, tự tương quan... để tìm ra mô hình phù hợp nhất. Các quá trình này được thực hiện bằng phần mềm Stata 15.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả các biến trong mô hình

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

Tên biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
EM	3.139	0,07981	0,094667	0,000036	1,660012
DP_1	3.139	0,294825	0,306228	0	0,999231
SIZE_1	3.139	8,722031	1,54155	4,909679	14,87321
DEBT_1	3.139	0,488053	0,216019	0,000588	0,992909
ROA_1	3.139	0,074311	0,085115	-0,49186	0,839056
BOARD_1	3.139	5,541892	1,191541	3	11
DUAL_1	3.139	0,326486	0,469001	0	1
ISSU	3.139	0,364818	0,481439	0	1
AUD_1	3.139	0,23799	0,42592	0	1

Nguồn: Tổng hợp từ Stata 15.

Giá trị trung bình của biến điều chỉnh lợi nhuận là 0,07981 cho thấy các công ty tại Việt Nam, các nhà quản trị có xu hướng điều chỉnh tăng lợi nhuận, nguyên nhân có thể để thể hiện kết quả kinh doanh tốt hơn. Trong giai đoạn này, tỷ lệ chi trả cổ tức của các công ty trung bình là 29,48%. Hệ số nợ trung bình của các công ty là 48,8% cho thấy hầu hết các doanh nghiệp duy trì một cơ cấu vốn với giá trị tổng tài sản hơn gấp đôi giá trị nợ. Bên cạnh đó, hệ số doanh lợi tài sản đạt mức 7,43% là hợp lý tại thị trường Việt Nam. Tỷ lệ các doanh nghiệp sử dụng dịch vụ kiểm toán của Big 4 là 23,8% cũng cho thấy độ phù hợp khi mức độ sử dụng dịch vụ của các công ty kiểm toán nhỏ là cao hơn. Ngoài ra, số lượng thành viên hội đồng quản trị đạt mức trung bình là trên 5 người và trong giai đoạn này, chỉ có khoảng 36,48% các công ty thực hiện huy động vốn thông qua phát hành cổ phiếu.

4.2. Các kiểm định có liên quan

Kết quả ở Bảng 2 cho thấy các hệ số tương quan giữa biến độc lập và biến kiểm soát trong mô hình hồi quy hầu hết đều nhỏ hơn 0,5 nghĩa là ít có khả năng xảy ra hiện tượng tự tương quan.

Bảng 2: Ma trận hệ số tương quan

Tên biến	DP_1	SIZE_1	DEBT_1	ROA_1	BOARD_1	DUAL_1	ISSU	AUD_1
DP_1	1,000							
SIZE_1	-0,0829	1,000						
DEBT_1	-0,0485	0,3228	1,000					
ROA_1	0,1838	-0,0319	-0,3780	1,000				
BOARD_1	-0,0166	0,3190	-0,0094	0,0449	1,000			
DUAL_1	-0,1048	-0,0667	0,0073	0,0290	-0,0041	1,000		
ISSU	-0,1441	0,2297	0,0798	0,1282	0,1452	0,0784	1,000	
AUD_1	-0,0126	0,5164	0,0155	0,0195	0,2046	-0,0759	0,0813	1,000

Nguồn: Tổng hợp từ Stata 15.

Hiện tượng đa cộng tuyến được kiểm định thông qua hệ số nhân tử phóng đại phương sai VIF (Variance Inflation Factors). Kết quả kiểm định đưa ra ở Bảng 3 cho thấy giá trị VIF của các biến đều dưới 2. Do đó, có thể nhận xét rằng không có dấu hiệu nào chỉ ra mô hình xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến.

Đối với hiện tượng phương sai sai số thay đổi, nghiên cứu sử dụng kiểm định BreuschPagan/Cook-Weisberg. Kết quả kiểm định có giá trị P-value là $0,0000 < 0,05$ chứng tỏ mô hình có xuất hiện hiện tượng

Bảng 3: Kiểm định đa cộng tuyến

Tên biến	VIF	1/VIF
SIZE_1	1,79	0,558390
DEBT_1	1,39	0,718362
AUD_1	1,42	0,703539
ROA_1	1,27	0,787999
BOARD_1	1,14	0,877233
ISSU_1	1,12	0,888959
DP_1	1,09	0,920419
DUAL_1	1,03	0,971694
Mean VIF	1,28	

Nguồn: Tổng hợp từ Stata 15.

phương sai sai số thay đổi. Để khắc phục hiện tượng phương sai sai số thay đổi, nghiên cứu tiến hành sử dụng Mô hình sai số chuẩn mạnh (Robust Standard errors).

4.3. Kết quả hồi quy

Thực hiện kiểm định Breusch and Pagan LM cho thấy $Prob > \chi^2_{(2)} = 0,0000$ nhỏ hơn mức ý nghĩa 5% nên hồi quy REM là phù hợp hơn so với hồi quy OLS. Tiếp tục kiểm định Hausman test có kết quả $Prob > \chi^2_{(2)} = 0,1693$ lớn hơn mức ý nghĩa 5% nên hồi quy REM là phù hợp hơn so với FEM.

Với các kiểm định như trên mô hình hồi quy với tác động ngẫu nhiên REM được dùng để đo lường mức độ ảnh hưởng của các nhân tố đến quản trị lợi nhuận. Mô hình REM robust là mô hình điều chỉnh của mô hình REM với việc sử dụng mô hình sai số chuẩn mạnh để khắc phục hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

Bảng 4: Kết quả hồi quy các mô hình

Tên biến	OLS	FEM	REM	REM robust
DP_1	-0,0229*** [0,0048]	-0,0096 [0,0063]	-0,0161*** [0,0052]	-0,0161*** [0,0052]
SIZE_1	-0,0061*** [0,0012]	-0,0150*** [0,0035]	-0,0074*** [0,0016]	-0,0074*** [0,0016]
ROA_1	0,0502*** [0,0188]	0,0717*** [0,0258]	0,0638*** [0,0207]	0,0638 [0,0411]
DEBT_1	0,0147* [0,0078]	0,0093 [0,0161]	0,0133 [0,0098]	0,0133 [0,0107]
BOARD_1	-0,0030** [0,0013]	-0,0009 [0,0021]	-0,0022 [0,0015]	-0,0022 [0,0016]
DUAL_1	0,0066** [0,0031]	0,0094** [0,0046]	0,0080** [0,0036]	0,008 [0,0057]
ISSU_1	0,0106*** [0,0031]	0,0119*** [0,0034]	0,0115*** [0,0031]	0,0115** [0,0046]
AUD_1	0,0002 [0,0040]	0,0079 [0,0072]	0,0039 [0,0049]	0,0039 [0,0045]
Hằng số	0,1323*** [0,0106]	0,1924*** [0,0302]	0,1348*** [0,0141]	0,1348*** [0,0144]
Số quan sát	3,139	3,139	3,139	3,139

Nguồn: Tổng hợp từ Stata 15.

Hệ số của chính sách cổ tức trong mô hình REM robust là -0,161 và rất có ý nghĩa ở mức 1%. Kết quả thể hiện mối quan hệ tiêu cực, có ý nghĩa thống kê giữa chính sách cổ tức, được đo bằng tỷ lệ chi trả cổ tức và điều chỉnh lợi nhuận. Kết quả này thống nhất với kết luận trong các nghiên cứu của He & cộng sự (2016), Haider & cộng sự (2012) và trái với kết luận trong các nghiên cứu của Daniel & cộng sự (2008), Atieh & Hussain (2012).

Trong số các biến liên quan đến tài chính, chỉ có biến quy mô công ty ảnh hưởng tiêu cực và có ý nghĩa

tới điều chỉnh lợi nhuận với hệ số là 0,0074 và mức ý nghĩa 1%. Thống nhất với kết luận trong nghiên cứu của Aladwan (2019). Các biến còn lại là hệ số nợ và doanh lợi tài sản có ảnh hưởng tích cực tới điều chỉnh lợi nhuận, thống nhất với nghiên cứu của Dang & cộng sự (2017) và Tran & Dang (2021) nhưng không đồng nhất kết quả với nghiên cứu của Pham Duc Hieu & cộng sự (2019). Tuy nhiên, hai biến này không có ý nghĩa thống kê.

Các biến liên quan đến quản trị công ty, ngoài biến số lượng thành viên hội đồng quản trị có tác động tiêu cực thì các biến còn lại đều có kết quả là có tác động tích cực tới điều chỉnh lợi nhuận, tuy nhiên, chỉ có biến phát hành cổ phiếu có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, cho thấy nếu trong năm công ty thực hiện phát hành cổ phiếu thì công ty sẽ thực hiện điều chỉnh lợi nhuận tăng.

5. Kết luận

Nghiên cứu đã thực hiện đánh giá tác động của chính sách cổ tức đến điều chỉnh lợi nhuận. Để xác định chính sách cổ tức, nghiên cứu sử dụng tỷ lệ chi trả cổ tức được đo lường thông qua tỷ lệ giữa mức cổ tức chi trả so với thu nhập của một cổ phiếu. Sử dụng mẫu nghiên cứu từ 3.159 quan sát của các công ty niêm yết tại Việt Nam, kết quả nghiên cứu cho thấy có mối quan hệ tỷ lệ nghịch giữa tỷ lệ chi trả cổ tức và điều chỉnh lợi nhuận, thể hiện những công ty thực hiện chi trả cổ tức ở mức cao sẽ điều chỉnh lợi nhuận ít hơn so với các công ty chi trả cổ tức ở mức thấp. Bên cạnh đó, nghiên cứu thực hiện đánh giá ảnh hưởng của các biến về tài chính và quản trị công ty tác động đến điều chỉnh lợi nhuận. Kết quả cho thấy các công ty có quy mô lớn sẽ ít thực hiện điều chỉnh lợi nhuận cũng như các công ty trong năm có thực hiện phát hành cổ phiếu sẽ thực hiện hành vi điều chỉnh lợi nhuận gia tăng.

Do đó, các công ty có thể sử dụng các chính sách cổ tức để hạn chế và làm giảm mức độ điều chỉnh lợi nhuận và nhờ đó sẽ giúp xây dựng sự tin cậy của công ty về mức độ minh bạch của các thông tin được báo cáo. Kết quả nghiên cứu này có tác động tích cực đối với các nhà đầu tư khi có thể sử dụng để đưa ra quyết định đầu tư vào các công ty niêm yết tại Việt Nam. Bên cạnh đó, kết quả nghiên cứu này cũng sẽ hữu ích đối với các cơ quan quản lý trong việc xây dựng và thực hiện các chính sách phù hợp để kiểm soát các công ty niêm yết tại Việt Nam để các công ty ít có cơ hội thực hiện điều chỉnh lợi nhuận hơn, dẫn đến độ tin cậy cao hơn về dữ liệu tài chính của các công ty niêm yết.

Mặc dù có nhiều cố gắng nhưng nghiên cứu không tránh khỏi những hạn chế như phạm vi không gian nghiên cứu, mới chỉ nghiên cứu các công ty niêm yết mà chưa mở rộng thêm các công ty chưa niêm yết. Ngoài ra, nghiên cứu chưa thực hiện đánh giá tác động của chính sách cổ tức đối với điều chỉnh lợi nhuận thông qua các chỉ số xác định chính sách cổ tức khác như tỷ lệ cổ tức so với giá, tỷ lệ thanh toán cổ tức.

Tài liệu tham khảo:

- Aladwan, M. (2019), 'Accrual based and real earning management association with dividends policy "The case of Jordan"', *Italian Journal of Pure and Applied Mathematics*, 41, 691-707.
- Amar, B.A., Ben Salah, O. & Jarboui, A. (2018), 'Do discretionary accruals affect firms' corporate dividend policy? Evidence from France', *Journal of Financial Reporting and Accounting*, 16(2), 333-347.
- An, Z., Li, D. & Yu, J. (2016), 'Earnings management, capital structure, and the role of institutional environments', *Journal of Banking and Finance*, 68, 131-152.
- Atieh, A. & Hussain, S. (2012), 'Do UK firms manage earnings to meet dividend thresholds?', *Accounting and Business Research*, 42(1), 77-94.
- Aurangzeb, Dr. & Dilawer, T. (2012), 'Earning management and dividend policy: Evidence from Pakistani textile industry', *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 2(10), 362-372.
- Awais, A.M., Hunjra, A.I., Butt, A. & Ijaz, I. (2015), 'Earnings management and organizational performance: Pakistan vs India', *Basic Research Journal of Business Management and Accounts*, 4(9), 211-220.
- Brav, A., Graham, J., Harvey, C. & Michaely, R. (2005), 'Payout policy in the 21st century', *Journal of Financial*

Economics, 77, 483-525.

- Chansarn, S. & Chansarn, T. (2016), 'Earnings management and dividend policy of small and medium enterprises in Thailand', *International Journal of Business and Society*, 17(2), 307-328.
- Chi, W., Lisic, L.L. & Pevzner, M. (2011), 'Is enhanced audit quality associated with greater real earnings management?', *Accounting Horizons*, 25, 315-335.
- Cornett, M.M., Marcus, A.J. & Tehranian, H. (2008), 'Corporate governance and pay-for-performance: The impact of earnings management', *Journal of Financial Economics*, 87(2), 357-373.
- Dang Ngoc Hung, Thi Viet Ha Hoang & Manh Dung Tran (2017), 'Factors affecting earnings management: The case of listed firms in Vietnam', *International Journal of Economic Research*, 14(20), 117-134.
- Daniel, N.D., Denis, D.J. & Naveen, L. (2008), 'Do firms manage earnings to meet dividend thresholds?', *Journal of Accounting and Economics*, 45(1), 2-26.
- DeAngelo, H., DeAngelo, L. & Stulz, R. (2006), 'Dividend policy and the earned/contributed capital mix: a test of the life-cycle theory', *Journal of Financial Economics*, 81, 227-254.
- Dechow, P.M., Sloan, R.G. & Sweeney, A.P. (1995), 'Detecting earnings management', *The Accounting Review*, 70(2), 193-225.
- Demerjian, P.R., Baruch, L., Melissa, F.L. & Sarah, E.M. (2013), 'Managerial ability and earnings quality', *The Accounting Review*, 88(2), 463-498.
- Dinh, Nguyen Van & Yen, Nguyen Thi Hai (2018), 'Testing effects of changes in earning to dividend actions of listing firms on Vietnamese stock exchanges using the multinomial logistic regression model', *VNU Journal of Science - Economics and Business*, 34(2), 44-53.
- Espahbodi, R., Liu, N. & Weigand, R.A. (2021), 'Opportunistic earnings management or performance-related effects? Evidence from dividend-paying firms', *Global Finance Journal*, 54, p.100636.
- Francis, J.R. & Wang, D. (2008), 'The joint effect of investor protection and big 4 audits on earnings quality around the world', *Contemporary Accounting Research*, 25(1), 157-191.
- Haider, J., Ali, A. & Sadiq, T. (2012), 'Earning management and dividend policy: Empirical evidence from Pakistani listed companies', *European Journal of Business and Management*, 4(1), 83-91.
- He, W., Ng, L., Zaiats, N. & Zhang, B. (2016), 'Dividend policy and earnings management across countries', *Journal of Corporate Finance*, 42, 267-286.
- Hussain, A. & Akbar, M. (2022), 'Dividend policy and earnings management: Do agency problem and financing constraints matter?', *Borsa Istanbul Review*, 22(5), 839-853.
- Jensen, M. (1986), 'Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers', *American Economic Review*, 76(2), 323-329.
- Jensen, M. & Meckling, W. (1976), 'Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure', *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360.
- Jones, J. (1991), 'Earnings management during import relief investigations', *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193-228.
- Karjalainen, J., Kasanen, E., Kinnunen, J. & Niskanen, J. (2020), 'Dividends and tax avoidance as drivers of earnings management: Evidence from dividend-paying private SMEs in Finland', *Journal of Small Business Management*, DOI: 10.1080/00472778.2020.1824526.
- Kasanen, E., Kinnunen, J. & Niskanen, J. (1996), 'Dividend-based earnings management: Empirical evidence from Finland', *Journal of Accounting and Economics*, 22(1-3), 283-312.
- Kaszniak, R. (1999), 'On the association between voluntary disclosure and earnings management', *Journal of Accounting Research*, 37(1), 57-81.
- Kinnunen, J., Keloharju, M., Kasanen, E. & Niskanen, J. (2000), 'Earnings management and expected dividend increases around seasoned share issues: Evidence from Finland', *Scandinavian Journal of Management*, 16(2), 209-228.

-
- Kothari, S.P., Andrew, J.L. & Charles, E.W. (2005), 'Performance matched discretionary accrual measures', *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163-197.
- La Porta, R., Lopez-De-Silanes, F., Shleifer, A. & Vishny, R. (2000), 'Investor protection and corporate governance', *Journal of Financial Economics*, 58(1), 3-27.
- Lintner, J. (1956), 'Distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings, and taxes', *American Economic Review*, 46, 97-113.
- Liu, Y.Y., Yang, C.H. & Lee, M.H. (2023), 'Relationship among capital reserves cash dividends, dividend maintenance, and earnings management', *Applied Economics Letters*, 30(1), 19-26.
- Ngoc, N.T.T. & Bui, P.K. (2019), 'Dividend policy and earnings quality in Vietnam', *Journal of Asian Business and Economic Studies*, 26(2), 301-312.
- Nugroho, B.Y. & Eko, U. (2011), 'Board characteristics and earning management', *Journal of Administrative Science & Organization*, 18(1), 1-10.
- Padilla, A. (2002), 'Can agency theory justify the regulation of insider trading?', *Quarterly Journal of Austrian Economics*, 5(1), 3-38.
- Pham Duc Hieu, Le Thi Thanh Hai, Lai Thi Thu Thuy, Nguyen Thi Hong Lam & Hoang Thi Bich Ngoc (2019), 'Earnings management of listed companies in Vietnam stock market: An exploratory study and identification of influencing factors', *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 23(4), 1-10.
- Pinkowitz, L.E.E., Stulz, R.E.N. & Williamson, R. (2006), 'Does the contribution of corporate cash holdings and dividends to firm value depend on governance? A cross-country analysis', *Journal of Finance*, 61(6), 2725-2751.
- Salah, O.B. & Jarboui, A. (2022), 'Does dividend policy affect earnings management? Evidence from France', *Journal of Modern Accounting and Auditing*, 18(1), 33-43.
- Shah, S.A., Yuan, H. & Zafar, N. (2010), 'Earnings management and dividend policy: an empirical comparison between Pakistani listed companies and Chinese listed companies', *International Research Journal of Finance and Economics*, 35, 51-60.
- Teoh, S.H., Welch, I. & Wong, T.J. (1998), 'Earnings management and the underperformance of seasoned equity offering', *Journal of Financial Economics*, 50, 63-99.
- Tran, M.D. & Dang, N.H. (2021), 'The impact of ownership structure on earnings management: The case of Vietnam', *SAGE Open*, 11(3), 1-14.
- Tran, T.T., Nguyen, X.T., Do, T.L. & Nguyen, T.H.Y. (2021), 'The impact of dividend policy on earnings management – an empirical study of real estate companies listed in Vietnam', *Journal Economics and Developments*, Special Issue, 13-24.

XÂY DỰNG THANG ĐO TỔ CHỨC HỌC TẬP TRONG CÁC DOANH NGHIỆP VIỆT NAM

Bùi Quang Tuyền

Trường Đại học Kinh tế - Đại học Quốc gia Hà Nội

Email: tuyenbq@vnu.edu.vn

Tạ Huy Hùng

Trường Quốc tế - Đại học Quốc gia Hà Nội

Email: hungth@vnui.edu.vn

Mã bài báo: JED-1501

Ngày nhận: 25/11/2023

Ngày nhận bản sửa: 08/01/2024

Ngày duyệt đăng: 01/02/2024

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.1501

Tóm tắt:

Môi trường kinh doanh có sự thay đổi nhanh chóng, tổ chức cần xây dựng tổ chức học tập là một trong những cách thức giúp tổ xây dựng lợi thế cạnh tranh của tổ chức. Trong nghiên cứu này, tác giả xây dựng thang đo với tổ chức học tập để xác định các thành phần trong tổ chức học tập trong các doanh nghiệp Việt Nam để có thể xây dựng và duy trì lợi thế cạnh tranh thông qua nguồn lực tri thức trong tổ chức. Phương pháp nghiên cứu định lượng và định tính được thực hiện đã xác định các thành phần của tổ chức học tập ở các doanh nghiệp Việt Nam. Kết quả nghiên cứu làm căn cứ để các tổ chức xây dựng và hoàn thiện tổ chức học tập trong bối cảnh doanh nghiệp ngày càng phải đối mặt với nhiều thách thức từ môi trường kinh doanh.

Từ khóa: Tổ chức học tập, lý thuyết nguồn lực, thang đo tổ chức học tập.

Mã JEL: L2.

Development and validation of learning organization scale for Vietnamese enterprises

Abstract:

The business environment is changing rapidly, and organizations focus on building resources to create competitive advantage. Building a learning organization is one of the ways to help organizations quickly transfer and develop knowledge within the organization. In this study, considering learning organizations in Vietnamese enterprises, the author builds a scale with learning organizations to identify the components of learning organizations in Vietnamese enterprises to help them develop and maintain competitive advantage through knowledge resources within the organization. Quantitative and qualitative research methods were carried out to identify five components of learning organizations in Vietnamese enterprises. This result supports organizations to build learning organizations in a dynamic environment.

Keywords: Learning organization, resource base view, the scale of learning organization.

JEL code: L2.

1. Đặt vấn đề

Môi trường kinh doanh có nhiều sự thay đổi như sự phát triển nhanh chóng của công nghệ, sự toàn cầu hóa khiến cho cạnh tranh ngày càng gay gắt, các tổ chức cần chú trọng xây dựng và duy trì lợi thế cạnh tranh để đảm bảo sự tồn tại và phát triển của tổ chức. Song & cộng sự (2009), Malik & Garg (2020) khẳng định các tổ chức cần phải thay đổi để thích nghi với những đòi hỏi mới từ môi trường kinh doanh. Một trong số các cách thức để đương đầu với những thách thức là cải thiện tri thức, kỹ năng và năng lực của nhân viên trong tổ chức thông qua tổ chức học tập (Shin & cộng sự, 2017). Cùng chung quan điểm trên, Yang & cộng sự (2004) khẳng định năng lực học tập của tổ chức giúp cho tổ chức duy trì lợi thế cạnh tranh trong tương lai. Delic & cộng sự (2017) khẳng định năng lực học tập là nguồn lực quan trọng để duy trì lợi thế cạnh tranh do tổ chức học tập có sự linh hoạt hơn để tiếp nhận sự thay đổi và tận dụng được những cơ hội từ những xu hướng mới của môi trường kinh doanh.

Shin & cộng sự (2017) khẳng định với sự toàn cầu hóa, tốc độ phát triển nhanh chóng thông tin và hạ tầng viễn thông đã tạo ra sự thay đổi lớn đối với các quốc gia và doanh nghiệp. Sự phát triển của các quốc gia đến từ sự phát triển của các lĩnh vực có hàm lượng tri thức cao như viễn thông, y dược, đào tạo và giải trí. Cùng với đó, sự cạnh tranh với các doanh nghiệp không phụ thuộc nhiều vào nguồn lực tài chính, nguồn lực máy móc, trang thiết bị mà tập trung vào nguồn lực tri thức trong tổ chức. Điều đó đặt ra yêu cầu, các tổ chức cần có sự đầu tư vào nguồn lực tri thức và xây dựng được cơ chế chuyển giao và quản lý tri thức để tạo ra giá trị gia tăng thông qua xây dựng tổ chức học tập (Shin & cộng sự, 2017; Kumar & cộng sự, 2021). Watkins & Kim (2018) chỉ rõ các yếu tố của tổ chức học tập chịu ảnh hưởng nhiều của nền văn hóa mỗi quốc gia. Watkins & Dirani (2013), Kim & cộng sự (2017) khẳng định sự khác biệt về văn hóa quốc gia dẫn tới sự khác biệt về cách thức hiểu về tổ chức học tập cũng như các thành phần của tổ chức học tập.

Nghiên cứu thang đo tổ chức học tập, thang đo DLOQ (Dimensions of the Learning Organization Questionnaire) được đề xuất bởi Watkins & Marsick (1993) gồm 7 thành phần với 43 biến quan sát được sử dụng nhiều trong các nghiên cứu về tổ chức học tập. Tiếp đó, nghiên cứu của Yang & cộng sự (2004) với phiên bản rút gọn gồm 7 yếu tố với 21 biến quan sát được sử dụng. Watkins & Kim (2018) khẳng định đây là thang đo đã được nhiều nghiên cứu sử dụng nhằm chỉ ra tác động tới kết quả của tổ chức. Ngoài ra, thang đo DLOQ được nhiều nhà nghiên cứu sử dụng khi phân tích trong bối cảnh văn hóa tại các quốc gia khác nhau như Trung Quốc, Iran, Hàn Quốc, Đài Loan, Bồ Đào Nha. Kim & cộng sự (2017) nhận thấy sự khác biệt tại các quốc gia khiến cho thành phần thang đo tổ chức học tập có sự khác biệt. Mặc dù thang đo DLOQ được sử dụng nhiều trong các nghiên cứu về tổ chức học tập, tuy nhiên, Kim & cộng sự (2015), Pokharel & Choi (2015) cũng cho rằng thang đo tổ chức học tập có thể tồn tại vấn đề đa cộng tuyến và gây ra sự thiếu nhất quán giữa lý thuyết và thực tiễn tại các bối cảnh khác nhau.

Khi nghiên cứu về tổ chức học tập tại Việt Nam, Thanh & cộng sự (2013) sử dụng mô hình nghiên cứu tổ chức học tập của Garvin & cộng sự (2008) để phân tích sự khác biệt về cách tiếp cận và thành phần của tổ chức học tập trong các doanh nghiệp Việt Nam theo quy mô. Tuy nhiên, tác giả chưa đề xuất được các yếu tố tạo thành tổ chức học tập với các doanh nghiệp Việt Nam. Nghiên cứu về học tập của tổ chức, Phạm Thị Liên & Bùi Quang Tuyền (2017) khẳng định học tập của tổ chức đóng vai trò quan trọng tới kết quả kinh doanh, đồng thời đây cũng là nguồn lực để tạo ra lợi thế cạnh tranh trong doanh nghiệp. Phạm Thị Liên & Bùi Quang Tuyền (2017) xem xét thành phần học tập của tổ chức gồm: Cam kết của lãnh đạo; Tính hệ thống; Văn hóa mở và chấp nhận thử nghiệm; Chuyển giao và tích hợp tri thức. Với các thành phần trên, tác giả đã phân tích ảnh hưởng của từng thành phần tới kết quả kinh doanh của doanh nghiệp với các đơn vị kinh doanh cấp huyện tại Tập đoàn Viettel. Những nghiên cứu gần đây, Nhung & cộng sự (2023) phân tích sự khác biệt giữa tổ chức học tập và học tập của tổ chức thông qua tổng hợp các công trình nghiên cứu nhưng cũng không chỉ ra được các thành phần và các thang đo tổ chức học tập trong các doanh nghiệp Việt Nam. Như vậy, những công trình nghiên cứu ở Việt Nam đã khẳng định vai trò của tổ chức học tập nhưng chưa làm rõ được cấu phần và thang đo với tổ chức học tập trong bối cảnh các doanh nghiệp Việt Nam.

Nghiên cứu này được thực hiện nhằm xác định các yếu tố cấu thành tổ chức học tập tại các doanh nghiệp Việt Nam cũng như các thang đo cho từng yếu tố trong tổ chức học tập ở các doanh nghiệp Việt Nam để

làm rõ được sự khác biệt về nhận thức và nội dung của tổ chức học tập trong các doanh nghiệp Việt Nam. Nghiên cứu sử dụng cách tiếp cận nguồn lực để xác định lợi thế cạnh tranh thông qua tổ chức học tập, như vậy, tổ chức học tập gồm những thành phần nào và những thang đo nào được sử dụng để đo lường tổ chức học tập? Với việc chỉ ra các yếu tố cấu thành tổ chức học tập ở Việt Nam, tác giả bổ sung thêm lý thuyết về xây dựng thang đo tổ chức học tập và đưa ra gợi ý với các doanh nghiệp Việt Nam về cách thức xây dựng và phát triển tổ chức học tập theo các nội dung thang đo được xây dựng.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Tiếp cận lý thuyết nguồn lực

Tổ chức học tập có khả năng duy trì lợi thế cạnh tranh cho tổ chức nhiều hơn so với các tổ chức không có khả năng học tập (Liao & cộng sự, 2010). Tri thức được sinh ra từ tổ chức học tập là tài sản quan trọng để các tổ chức duy trì lợi thế cạnh tranh trên thị trường cả hiện tại và tương lai thông qua giải quyết các vấn đề mới, thông qua quá trình đổi mới, sáng tạo với những năng lực cốt lõi được xây dựng từ tri thức (Liao & cộng sự, 2010). Như vậy, năng lực học tập trong tổ chức được thể hiện thông qua tổ chức học tập là nguồn lực của tổ chức để đảm bảo khả năng cạnh tranh của tổ chức. Với tiếp cận chiến lược dựa trên lý thuyết nguồn lực, tổ chức học tập được xem như nguồn lực chiến lược để tổ chức duy trì lợi thế cạnh tranh (Smith & cộng sự, 1996). Tiếp cận nguồn lực trong xây dựng lợi thế cạnh tranh nhấn mạnh tầm quan trọng của nguồn lực chiến lược khi yêu cầu nguồn lực chiến lược cần thỏa mãn có giá trị, tính khan hiếm, tính khó bắt chước và khó thay thế (VRIN). Tổ chức học tập bản thân nó là một đơn vị học tập gồm các cấp độ từ cá nhân thành viên trong tổ chức cho tới các nhóm học tập trong tổ chức đó (Alerasoul & cộng sự, 2022) để liên tục tạo ra những tri thức mới được áp dụng trong tổ chức mang lại giá trị cho tổ chức, cơ chế học tập trong tổ chức được vận hành khác biệt tạo ra sự độc đáo và khan hiếm. Lý thuyết nguồn lực nhấn mạnh cơ chế phối hợp của tập hợp các nguồn lực khiến cho nó trở lên khó bắt chước và khó có thể thay thế bởi các tổ chức khác do sự không tương đồng về điều kiện nguồn lực (Smith & cộng sự, 1996). Tổ chức học tập với sự tập hợp của các mô hình học tập ở các cấp độ khác nhau (Yang & cộng sự, 2004; Alerasoul & cộng sự, 2022) tạo ra sự khó khăn để bắt chước và khó có thể thay thế bởi các tổ chức khác. Do đó, với tiếp cận chiến lược dựa trên nguồn lực, tổ chức học tập có thể được xem như nguồn lực chiến lược để tổ chức xây dựng và duy trì lợi thế cạnh tranh bền vững.

2.2. Định nghĩa tổ chức học tập

Tổ chức học tập được hiểu là sự học tập liên tục trong tổ chức để thích nghi với những yêu cầu mới và chia sẻ tri thức trong nội bộ tổ chức ở các cấp độ gồm có cá nhân, nhóm và cả cấp độ tổ chức (Yang & cộng sự, 2004). Với tiếp cận cá nhân, Dowd (1999) định nghĩa tổ chức học tập là tập hợp của một nhóm người với sự cống hiến cho việc học tập và phát triển. Cùng chung quan điểm, Lewis (2002) cho rằng tổ chức học tập là nơi nhân viên liên tục tiếp thu, chia sẻ kiến thức mới và áp dụng những kiến thức đó trong công việc của họ. Như vậy, theo tác giả, những tiếp cận này nhấn mạnh tầm quan trọng của việc học tập đối với cá nhân trong tổ chức, chưa phản ánh được tính hệ thống để mang lại giá trị gia tăng cho tổ chức.

Dưới tiếp cận tổ chức, tổ chức học tập là một đơn vị học tập gồm các cấp độ từ cá nhân, nhóm học tập và toàn bộ tổ chức (Alerasoul & cộng sự, 2022). Yang & cộng sự (2004) cho rằng tổ chức học tập là nơi thể hiện sự học tập liên tục để đáp ứng được sự thích nghi với những điều kiện, yêu cầu mới thông qua quá trình truyền đạt, chuyển giao tri thức ở các cấp độ khác nhau gồm có cá nhân, nhóm và tổ chức.

Cách tiếp cận kết hợp giữa cá nhân và tổ chức, Armstrong & Foley (2003) cho rằng tổ chức học tập là tổ chức có năng lực học tập ở tất cả các cấp độ từ cá nhân, nhóm và tổ chức thể hiện qua việc tổ chức đó có thể chia sẻ tri thức giữa các cá nhân, các nhóm và toàn bộ tổ chức nhằm cải thiện và chuyển đổi hành vi của tổ chức để đạt được những mục tiêu mong muốn và liên tục điều chỉnh để đáp ứng được yêu cầu của sự thay đổi bên trong và bên ngoài tổ chức.

Tiếp cận chiến lược, Garvin (1993), Yang & cộng sự (2004), Alerasoul & cộng sự (2022) cho rằng tổ chức học tập là tổ chức tạo ra và chuyển giao tri thức thông qua quá trình chuyển đổi hành vi của tổ chức và cá nhân bên trong tổ chức nhằm đạt được các mục tiêu của tổ chức.

Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng cách tiếp cận tổng hợp kết hợp giữa cá nhân và tổ chức dưới góc nhìn chiến lược để định nghĩa tổ chức học tập là tổ chức có năng lực tiếp nhận, nghiên cứu, sáng tạo và chuyển giao tri thức thông qua cách thức tổ chức và quản lý quá trình học tập của tổ chức nhằm thay đổi hành vi của các cá nhân, các nhóm và toàn bộ tổ chức nhằm cải thiện kết quả hoạt động hướng tới thực hiện mục tiêu của tổ chức.

2.3. Nội dung tổ chức học tập

Với nhiều cách tiếp cận về tổ chức học tập khiến cho các nội dung về tổ chức học tập tương đối đa dạng và phản ánh qua nghiên cứu của Watkins & Marsick (1993), Yang & cộng sự (2004), Song & cộng sự (2009), Garvin & cộng sự (2008). Trong nghiên cứu của Yang (2004), Song & cộng sự (2009) chỉ ra các nội dung của tổ chức học tập gồm có (i) Học tập liên tục: cơ hội được học tập và phát triển trong tổ chức, quá trình học tập được thiết kế trong quá trình thực hiện công việc; (ii) Đối thoại và tìm hiểu: tổ chức khuyến khích sự tìm hiểu, đặt câu hỏi và phản hồi liên tục nhằm giúp nhà lãnh đạo cải thiện kỹ năng lắng nghe, tiếp nhận và truyền đạt thông tin hiệu quả; (iii) Sự học tập trong nhóm: công việc được thiết kế để khuyến khích làm việc nhóm, chia sẻ và học hỏi trong nhóm việc theo các mô hình khác nhau; (iv) Hệ thống nhúng là hệ thống công nghệ trong tổ chức hỗ trợ cho việc chia sẻ tri thức được tạo ra; (v) Hệ thống kết nối là hệ thống được tạo ra sự kết nối về chuyên môn trong cộng đồng để tiếp nhận và tận dụng được tri thức đã được tạo ra cũng như giúp mọi người hiểu được toàn bộ hệ thống công việc và sự ảnh hưởng của công việc của họ tới toàn tổ chức; (vi) Sự trao quyền: cá nhân được tham gia xây dựng tầm nhìn, được xác định phạm vi trách nhiệm để tạo động lực trong công việc và (vii) Lãnh đạo chiến lược là khả năng lãnh đạo sử dụng học tập hướng tới thực hiện mục tiêu chiến lược.

Nghiên cứu của Garvin & cộng sự (2008) đề cập tới 3 nội dung quan trọng trong tổ chức học tập gồm: Thứ nhất, môi trường hỗ trợ học tập gồm: (i) sự an toàn về tâm lý là mức độ dễ dàng trong bày tỏ quan điểm, suy nghĩ của nhân viên về công việc, về điều kiện, môi trường làm việc, chính sách trong tổ chức; (ii) Tôn trọng sự khác biệt là khả năng nhận thức và tiếp nhận những quan điểm mới để tạo động lực cho việc học tập; (iii) Cởi mở với những ý tưởng mới là mức độ sẵn sàng để tiếp nhận những cách tiếp cận mới và mức độ chấp nhận rủi ro nhằm khám phá những điểm chưa biết và chưa được kiểm chứng; (iv) Thời gian suy ngẫm là khả năng hỗ trợ từ môi trường để nhân viên có thể tách rời công việc thường nhật để tiếp nhận, tư duy và học hỏi từ bản thân và những người xung quanh. Thứ hai, học tập từ quy trình và những bài học thực tiễn là khả năng tiếp nhận, phân tích, giải thích và khái quát những bài học từ thực tiễn hoạt động của tổ chức để những tri thức này được khái quát và chia sẻ một cách có hệ thống. Việc chia sẻ diễn ra giữa các thành viên, các nhóm và trong toàn bộ tổ chức theo cả chiều dọc và chiều ngang để đảm bảo việc chia sẻ có thể thay đổi hành vi và cải thiện hiệu quả của tổ chức. Thứ ba, lãnh đạo tăng cường sự học tập là khả năng tạo sự ảnh hưởng của lãnh đạo tới quá trình học tập của các cá nhân, các nhóm và của toàn hệ thống. Khi lãnh đạo trong tổ chức chú trọng vào xác định các vấn đề, chuyển giao tri thức được thực hiện sau mỗi giai đoạn hoặc sau các hoạt động, tổ chức xây dựng được văn hóa học tập và hành vi học tập trong tổ chức. Ba yếu tố trong tổ chức học tập có sự liên kết chặt chẽ, khi hành vi của lãnh đạo tạo ra và duy trì môi trường học tập là nền tảng để các nhà quản lý và nhân viên thực hiện các hành vi học tập đều đặn và hiệu quả từ đó tiếp tục ảnh hưởng tới hành vi lãnh đạo để khuyến khích học tập và nuôi dưỡng và cải thiện những hành vi học tập tiếp theo. Thứ tư, nghiên cứu của Smith & cộng sự (1996) khi nghiên cứu về tổ chức học tập như nguồn lực chiến lược mang lại lợi thế cạnh tranh cho tổ chức, trong đó, ứng dụng công nghệ trong triển khai các hoạt động trong tổ chức học tập mang lại nhiều giá trị hơn cho tổ chức để tạo dựng tổ chức học tập như nguồn lực chiến lược mang lại lợi thế cạnh tranh.

3. Phương pháp nghiên cứu

Tác giả sử dụng nghiên cứu định lượng kết hợp nghiên cứu định tính được thực hiện thông qua quy trình nghiên cứu gồm:

Giai đoạn 1: Nghiên cứu lý thuyết nhằm xác định, làm rõ khái niệm, nội dung của tổ chức học tập. Tác giả tổng hợp các bài báo khoa học từ các tạp chí uy tín trong và ngoài nước trên hệ thống cơ sở dữ liệu Scimago, WoS, các tạp chí trong danh mục Scopus... Tác giả tổng hợp các thang đo được sử dụng trong nghiên cứu

trước đây gồm có: (i) Nghiên cứu của Singer & cộng sự (2012) gồm 7 biến nghiên cứu gồm có: Môi trường hỗ trợ học tập gồm 7 biến quan sát; Áp lực học hỏi từ lãnh đạo (4 biến quan sát); Sự thực nghiệm (4 biến); Đào tạo (3 biến); Tiếp nhận tri thức (4 biến), Thời gian suy ngẫm (2 biến), Giám sát học tập (3 biến). Các thang đo của Singer & cộng sự (2012) được phát triển từ thang đo của Garvin & cộng sự (2008). Trong nghiên cứu của Garvin & cộng sự (2008) có 3 nhóm chính gồm: Môi trường học tập gồm 18 biến quan sát; Quy trình học tập gồm 29 biến; Áp lực học tập từ lãnh đạo gồm 8 biến. Nghiên cứu của Song & cộng sự (2009) đề cập tới 21 biến quan sát gồm 7 nhóm chính trong tổ chức học tập gồm có (i) học tập liên tục; (ii) Trao đổi và đối thoại (iii) học tập nhóm; (iv) hệ thống nhúng; (v) sự trao quyền; (vi) hệ thống kết nối và (vii) lãnh đạo chiến lược.

Giai đoạn 2: Phỏng vấn chuyên gia. Tác giả tổng hợp được 53 biến quan sát dựa trên khái niệm, nội dung tổ chức học tập được xác định ở bước 1 để thực hiện phỏng vấn chuyên gia. Số chuyên gia được mời tham gia phỏng vấn là 33 chuyên gia, trong đó có 15 chuyên gia là giảng viên đã nghiên cứu và công bố các công trình nghiên cứu về tổ chức học tập tại Trường Đại học Thương mại (03), Đại học Đại Nam (02), Đại học Bách khoa Hà Nội (03), Đại học kinh tế - Đại học Quốc gia Hà Nội (03), Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh (02), Đại học Cần Thơ (02). Các chuyên gia gồm 10 trường (phó) phòng/ban nhân sự ở 08 doanh nghiệp và 08 giám đốc/phó giám đốc trong các doanh nghiệp thuộc nhóm 500 Doanh nghiệp tư nhân lớn nhất Việt Nam năm 2022. Sau khi được sự đồng ý của các chuyên gia, tác giả gửi tài liệu gồm định nghĩa, nội dung tổ chức học tập theo tiếp cận lý thuyết, biến quan sát để đo lường tổ chức học tập. Các chuyên gia sau khi nghiên cứu tài liệu cho ý kiến về sự tương thích khái niệm và nội dung của tổ chức học tập, các thang đo được đánh giá sự rõ ràng, tính đại diện, tính toàn diện của các biến quan sát. Tác giả sử dụng chỉ số độ tin cậy của nội dung (Content validity ration - CVR) theo công thức $CVR = \{ne - (N/2)\} / (N/2)$ với N là tổng số chuyên gia tham gia phỏng vấn (N = 33), ne là tổng số người cho rằng chỉ tiêu đó cần thiết. CVR biến động từ -1 tới +1 (hoàn toàn không đồng ý tới hoàn toàn đồng ý). Để một tiêu chí được lựa chọn nó phải có chỉ số CVR > 0,49 (Yaghmaie, 2003).

Giai đoạn 3: Phân tích nhân tố khám phá. Tác giả sử dụng phương pháp chọn mẫu ngẫu nhiên phân tầng với các tiêu chí về quy mô, về lĩnh vực hoạt động nhằm đảm bảo tính đa dạng của mẫu nghiên cứu, đây cũng là phương pháp chọn mẫu phi xác suất do mức độ có thể tiếp cận tới các doanh nghiệp được xác định là không đồng đều. Tác giả đã gửi 450 phiếu khảo sát tới 150 doanh nghiệp trong danh sách 500 doanh nghiệp tư nhân lớn nhất Việt Nam 2022 theo các ngành sản xuất, thương mại, dịch vụ, tài chính, ngân hàng, viễn thông. Tương tự như cách tiếp cận của Song & cộng sự (2009) các đơn vị được khảo sát là những doanh nghiệp đã đầu tư thời gian, công sức, chi phí để tạo dựng tổ chức học tập. Các đối tượng được khảo sát là

Bảng 1: Mẫu nghiên cứu (n=306)

	Tiêu chí	Số lượng	%
Giới tính	Nam	189	61,76
	Nữ	117	38,24
Độ tuổi	Dưới 25 tuổi	23	7,52
	Từ 26 tới 35 tuổi	76	24,84
	Từ 36 tới 45 tuổi	121	39,542
	Từ 46 tới 55 tuổi	65	21,24
	Trên 55 tuổi	21	14,38
Trình độ	Cao đẳng, Trung cấp	21	6,86
	Đại học	265	86,60
	Sau đại học	20	6,54
Kinh nghiệm làm việc trong doanh nghiệp	Dưới 5 năm	16	5,23
	Từ 6 tới 10 năm	76	24,84
	Từ 11 tới 15 năm	121	39,542
	Trên 15 năm	93	30,392
Lĩnh vực hoạt động của doanh nghiệp	Thương mại, dịch vụ	55	45,83
	Sản xuất	34	28,3
	Viễn thông	25	20,83
	Khác	6	5,00

nhân sự quản lý cấp trung, giám đốc chi nhánh, Ban điều hành các công ty, đơn vị thành viên trong các Tập đoàn trong danh sách doanh nghiệp khảo sát và thành viên bộ phận nhân sự phụ trách công tác đào tạo trong đơn vị. Sau thời gian 3 tháng khảo sát từ tháng 3 tới tháng 5 năm 2023, tác giả thu về 332 phiếu từ 87 doanh nghiệp có giá trị sử dụng. Phần mềm SPSS được sử dụng để phân tích và đánh giá độ tin cậy thang đo.

Giai đoạn 4: Phân tích nhân tố khẳng định. Với kết quả thu được từ phân tích khám phá, tác giả tiếp tục gửi 450 phiếu khảo sát tới các doanh nghiệp đã khảo sát lần 1 và 50 doanh nghiệp thuộc nhóm 500 doanh nghiệp tư nhân lớn nhất Việt Nam 2022 chưa khảo sát lần 1. Số phiếu thu về sau 2 tháng khảo sát từ tháng 6 tới tháng 7 năm 2023 là 365 phiếu, sau khi sơ loại, 306 phiếu có giá trị sử dụng (từ 78 doanh nghiệp) với mẫu nghiên cứu tại Bảng 1.

Tác giả sử dụng phần mềm AMOS24 để đánh giá sự phù hợp của mô hình thông qua các chỉ số CMIN/df, p-value, GFI, AGFI, RMSEA. Tiếp theo đó, tác giả tiến hành kiểm tra tính hội tụ, tính phân biệt và sự tin cậy của thang đo qua các chỉ số CR, AVE, MSV, SQRTAVE.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kết quả tổng hợp thang đo sau phỏng vấn

Về cách tiếp cận xây dựng thang đo tổ chức học tập, các chuyên gia đồng ý sử dụng cách tiếp cận của Garvin (2008) do cách tiếp cận này phản ánh đúng nội hàm lý thuyết về tổ chức học tập cũng như cách tiếp cận thực tiễn để xây dựng tổ chức học tập. Với tiếp cận này, các thang đo được chia thành 3 nhóm chính gồm: (i) môi trường hỗ trợ học tập; (ii) quá trình học tập liên tục và (iii) lãnh đạo thúc đẩy học tập. Bên cạnh đó, với sự phát triển của khoa học, công nghệ và xu hướng triển khai ứng dụng công nghệ trong xây dựng tổ chức học tập được đề cập trong nghiên cứu của tác giả Bui (2021). Nhóm tác giả lấy ý kiến các chuyên gia về thang đo UDNCT trong xây dựng tổ chức học tập gồm 5 biến quan sát. Kết quả phản ánh 100% các chuyên gia đều đồng ý với việc bổ sung thêm thang đo lý thuyết về UNCT trong tổ chức học tập. Như vậy, quá trình tổng hợp thang đo lý thuyết từ các chuyên gia phản ánh tổ chức học tập được đo lường theo 4 nhóm gồm 3 nhóm theo nghiên cứu của Garvin & cộng sự (2008) và ứng dụng công nghệ trong tổ chức học tập.

4.2. Kết quả phân tích nhân tố khám phá

Kết quả phân tích nhân tố khám phá phản ánh hệ số KMO = 0,962 > 0,5, Mức ý nghĩa sig = 0,000 < 0,05 phản ánh dữ liệu phù hợp phân tích nhân tố EFA, mức ý nghĩa sig < 0,05 nên có thể nhận định rằng các biến quan sát có tương quan với nhau. Bên cạnh đó các nhân tố đề xuất giải thích được 68,719 % biến nghiên cứu và giá trị Eigenvalues đạt 1,071.

Kết quả phân tích nhân tố khám phá trích được 5 nhóm thang đo trong tổ chức học tập được tác giả đặt tên gồm (i) Môi trường hỗ trợ học tập (gồm 9 biến quan sát) là sự hỗ trợ từ tổ chức thúc đẩy học tập thông qua việc tôn trọng sự khác biệt và đảm bảo sự an toàn về tâm lý cho các thành viên trong tổ chức; (ii) UNCN trong tổ chức học tập (gồm 5 biến) là khả năng nghiên cứu và triển khai giải pháp công nghệ thúc đẩy quá trình học tập trong tổ chức; (iii) Lãnh đạo thúc đẩy học tập (gồm 7 biến) là khả năng hỗ trợ, duy trì và thúc đẩy quá trình học tập của các thành viên trong tổ chức theo định hướng, tầm nhìn để đạt được những mục tiêu chiến lược của tổ chức; (iv) Thời gian học tập/suy ngẫm gồm (5 biến) là khả năng sử dụng thời gian hiệu quả để tìm tòi những cách thức, phương pháp làm việc, giải quyết vấn đề theo cách thức mới; (v) Sự cởi mở (gồm 4 biến) là mức độ sẵn sàng của thành viên trong tổ chức để tiếp nhận những ý tưởng mới, cách thức giải quyết vấn đề mới nhằm cải thiện kết quả công việc cá nhân và đạt được các mục tiêu chiến lược của tổ chức.

4.3. Kết quả phân tích nhân tố khẳng định

Kết quả phân tích lần 1 của mô hình phản ánh giá trị Chi-bình phương = 1469,845 với giá trị p = 0,000. Các chỉ tiêu khác: Chi-bình phương/df = 3,235, giá trị CFI đạt 0,879, RMSEA = 0,076 < 0,08, Chỉ số TLI = 0,867.

Tiếp đó, tác giả kiểm tra hiện tượng thiên lệch phương pháp thông thường (CMB). Để kiểm tra CMB, phương pháp kiểm định đơn nhân tố Harman được sử dụng trong nghiên cứu với giải pháp không quay. Tất cả 29 biến quan sát trong 5 nhân tố được cùng tải lên một yếu tố chung nhất, kết quả phương sai giải thích được 42,085%, thấp hơn giá trị ngưỡng là 50%. Cùng với đó, phân tích đơn nhân tố xác định một yếu tố

Bảng 2: Pattern Matrix^a

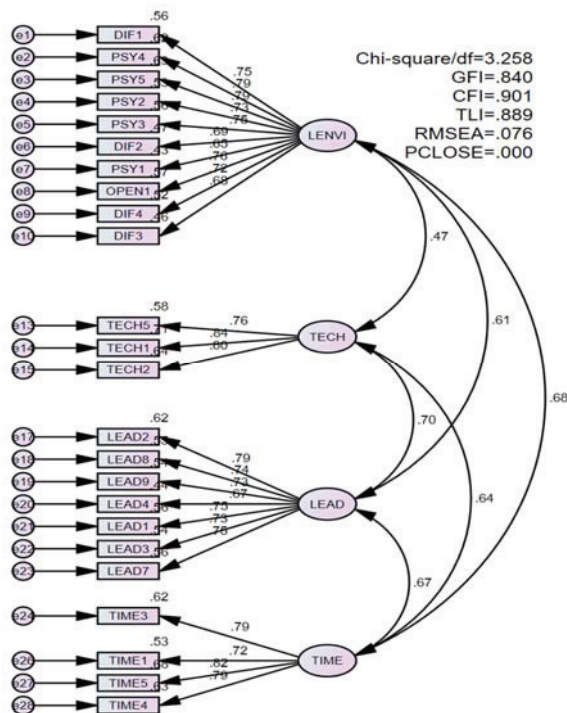
Mã hóa	Biến quan sát	Nhân tố				
		1	2	3	4	5
PSY4	Tôi luôn chia sẻ thông tin về cách thức làm việc để hiệu quả và những cách thức thiếu làm việc hiệu quả trong công việc	0,838				
DIF1	Tổ chức khuyến khích và thúc đẩy sự khác biệt về quan điểm	0,817				
PSY5	Tôi thấy cần giữ kín những ý định của cá nhân mình®	0,714				
PSY2	Tôi thấy những sai phạm trong công việc không được phép chia sẻ rộng rãi	0,713				
PSY3	Tổ chức khuyến khích thành viên chỉ ra các vấn đề trong đơn vị của mình	0,690				
PSY1	Tôi có thể dễ dàng trao đổi những điều mình suy nghĩ trong tổ chức	0,669				
DIF2	Tổ chức luôn ghi nhận những ý kiến đóng góp có giá trị và phù hợp	0,659				
OPEN1	Tổ chức luôn coi trọng những ý tưởng mới	0,540				
DIF4	Tổ chức khuyến khích những đề xuất để cải tiến công việc	0,507				
TECH3	Tổ chức sẵn sàng ứng dụng công nghệ trong đào tạo để cải thiện quá trình học tập của nhân viên		0,950			
TECH4	Tổ chức ứng dụng công nghệ để chia sẻ thông tin, đào tạo kỹ năng và kiến thức mới cho nhân viên		0,816			
TECH5	Tổ chức UNCN giúp người quản lý theo dõi, kiểm soát quá trình học tập của nhân viên tốt hơn		0,803			
TECH1	Tổ chức nhận thấy lợi ích của việc UNCNT trong hoạt động học tập		0,799			
TECH2	Các công nghệ đã được ứng dụng đáp ứng được yêu cầu của hoạt động học tập của tổ chức		0,769			
LEAD2	Quản lý của tôi luôn lắng nghe đóng góp từ những người khác trong các cuộc thảo luận			0,823		
LEAD8	Quản lý của tôi cung cấp thời gian, nguồn lực để phân tích và cải thiện hiệu suất trong quá khứ			0,741		
LEAD1	Quản lý của tôi quan tâm và đánh giá cao vai trò của việc học tập trong tổ chức			0,675		
LEAD9	Quản lý của tôi chỉ trích những quan điểm khác với quan điểm của họ®			0,660		
LEAD3	Quản lý của tôi sẵn sàng thừa nhận những hạn chế bản thân với kiến thức, kỹ năng hoặc chuyên môn			0,634		
LEAD4	Quản lý của tôi thường xuyên hỏi những câu hỏi thăm dò để đánh giá năng lực của tôi			0,633		
LEAD7	Quản lý của tôi cung cấp thời gian, nguồn lực để xác định các vấn đề tồn tại và những thách thức với tổ chức			0,545		
TIME3	Tôi thường xuyên bị áp lực về lịch trình trong việc hoàn thành công việc của mình®				0,912	
TIME2	Tổ chức khuyến khích tôi dành thời gian để xem xét cách thức tiến hành các công việc đang diễn ra				0,775	
TIME1	Tôi thấy tôi và những đồng nghiệp trong tổ chức bị căng thẳng quá mức®				0,703	
TIME5	Tôi thấy với áp lực công việc và không có thời gian để suy nghĩ về việc cải tiến và những cách thức khác khi làm việc®				0,689	
TIME4	Tôi quá bận rộn để đầu tư thời gian vào việc cải tiến cách thức làm việc				0,610	
OPEN3	Tôi luôn quan tâm đến những cách làm việc tốt hơn					0,709
OPEN2	Tôi thấy trong tổ chức này trừ khi một ý tưởng đã có từ lâu, nếu không thì không ai trong tổ chức muốn nghe nó®					0,641
OPEN4	Tôi thấy mọi người thường chống lại các cách tiếp cận mới khi giải quyết vấn đề®					0,630
LEAD5	Quản lý của tôi cởi mở và chăm chú lắng nghe tích cực					0,536

Nguồn: Kết quả phân tích từ SPSS 26.

được hình thành. Trong nghiên cứu này, khi tải các thang đo được tải lên một yếu tố khi đó giá trị mức độ phù hợp thấp với $\chi^2(405) = 3355,502$; GFI = 0,503; AGFI = 0,430; CFI = 0,621; TLI = 0,593; NFI = 0,592; RMSEA = 0,137. Ngoài ra, tác giả phân tích các yếu tố chung tiềm ẩn (CLF) và so sánh sự khác biệt chỉ số Factor Loading, tác giả loại bỏ các biến tiềm ẩn tạo ra sự thiên lệch (gồm ECH3, TECH4, LEAD6, TIME2, LEAD5, OPEN3, OPEN4, OPEN2).

Sau khi loại bỏ các biến quan sát có thể tạo ra sự thiên lệch trong mô hình, tác giả chạy lại mô hình tác giả thu được giá trị Chi-bình phương = 801,411 với giá trị p = 0,000. Các chỉ tiêu khác: Chi-bình phương/df = 3,258, giá trị CFI đạt 0,901, RMSEA = 0,076 < 0,08, Chỉ số TLI = 0,889 đáp ứng tương đối tốt yêu cầu.

Hình 1: Kết quả phân tích CFA



Nguồn: Phân tích của tác giả năm 2023.

Bảng 3: Đánh giá tính hội tụ và tính phân biệt trong biến nghiên cứu

	AVE	MSV	MaxR(H)	LEAD	LENVI	TECH	TIME
LEAD	0,907	0,520	0,496	0,910	0,721		
LENVI	0,795	0,493	0,457	0,800	0,609	0,702	
TECH	0,817	0,538	0,496	0,856	0,704	0,469	0,734
TIME	0,890	0,539	0,457	0,899	0,673	0,676	0,641

Nguồn: Phân tích của tác giả năm 2023.

Hai chỉ số giá trị hội tụ và giá trị phân biệt được sử dụng để đánh giá độ phù hợp của thang đo. Giá trị hội tụ: các trọng số (đã chuẩn hóa) đều > 0,5 phản ánh thang đo đạt giá trị hội tụ và giá trị phân biệt được phản ánh hệ số tương quan giữa các khái niệm nghiên cứu trong mô hình đều dương và <1,0 và khác biệt so với 1 (Bảng 3) với giá trị P-value <0,05 nên hệ số tương quan của từng cặp khái niệm khác biệt so với 1 ở độ tin cậy 95%. Hair & cộng sự (2010) cho rằng mức độ phù hợp qua 2 chỉ số này đảm bảo được việc xây dựng, hiệu chỉnh thang đo phản ánh giá trị lý thuyết thang đo mới được xây dựng.

5. Kết luận

Thứ nhất, về mặt lý luận, kết quả nghiên cứu của tác giả tương đồng với nghiên cứu Song & cộng sự

(2009) khi cho rằng sự khác biệt giữa các quốc gia về đặc thù của doanh nghiệp có thể dẫn tới sự khác biệt về thang đo tổ chức học tập. Trong nghiên cứu này, tổ chức học tập được tạo thành bởi 4 câu phần gồm (i) Môi trường hỗ trợ học tập; (ii) UNCN trong tổ chức học tập; (iii) Lãnh đạo thúc đẩy học tập; (iv) Thời gian học tập/suy ngẫm gồm (5 biến quan sát).

Thứ hai, về mặt lý thuyết, sau khi kiểm chứng với doanh nghiệp Việt Nam, cấu phần UNCN trong thang đo tổ chức học tập được khẳng định trong nghiên cứu này, đây là một đóng góp mới về phát triển thang đo tổ chức học tập khi các nghiên cứu trước đó về thang đo trong tổ chức học tập chưa phát triển thang đo riêng biệt về ứng dụng CNTT trong tổ chức học tập. Với sự phát triển mạnh mẽ của công nghệ, triển khai UNCN trở thành nội dung quan trọng trong tổ chức học tập. Trong nghiên cứu trước đó của Yang & cộng sự (2004) cũng đã thể hiện một phần cấu phần này thông qua cấu phần về hệ thống nhúng là hệ thống công nghệ trong tổ chức hỗ trợ cho việc chia sẻ tri thức được tạo ra. Trong nghiên cứu này, kết quả nghiên cứu một lần nữa khẳng định UNCN không chỉ được xem như công cụ để triển khai tổ chức học tập mà đã trở thành nội dung của tổ chức học tập.

Thứ ba, về mặt thực tiễn, nghiên cứu này khẳng định tầm quan trọng cần chú trọng phát triển tổ chức học tập trong các tổ chức để có thể chuyên giao tri thức trong tổ chức nhằm duy trì năng lực cạnh tranh cho tổ chức. Ngoài ra, kết quả nghiên cứu mang lại tính nhiều ý nghĩa trong thực tiễn, thông qua kết quả nghiên cứu, các doanh nghiệp có thể xác định được nội hàm của tổ chức học tập, khẳng định được vai trò của tổ chức học tập trong xây dựng và duy trì lợi thế cạnh tranh của tổ chức. Cùng với đó, các tổ chức có thể rà soát và đánh giá hiện trạng tổ chức học tập của tổ chức theo thang đo được cung cấp trong nghiên cứu để hoàn thiện tổ chức học tập trong tương lai nhằm duy trì lợi thế cạnh tranh của tổ chức.

Tài liệu tham khảo:

- Alerasoul, S.A., Afeltra, G., Hakala, H., Minelli, E. & Strozzi, F. (2022), 'Organisational learning, learning organisation, and learning orientation: An integrative review and framework', *Human Resource Management Review*, 32(3), DOI:10.1016/J.HRMR.2021.100854.
- Armstrong, A. & Foley, P. (2003), 'Foundations for a learning organization: organization learning mechanisms', *The learning organization*, 10(2), 74-82.
- Bui, Q.T. (2021), 'Building a learning organization in the digital era: A proposed model for Vietnamese enterprises', *International Review of Management and Marketing*, 11(3), 42-48.
- Delić, M., Slåtten, T., Milić, B., Marjanović, U. & Vulcanović, S. (2017), 'Fostering learning organisation in transitional economy—the role of authentic leadership and employee affective commitment', *International Journal of Quality and Service Sciences*, 9(3/4), 441-455.
- Dowd, J.F. (1999), 'Learning organizations: an introduction', *Managed care quarterly*, 7(2), 43-50.
- Garvin, D.A. (1993), 'Building a learning organization', *Harvard Business Review*, 71(4), 78-91.
- Garvin, D.A., Edmondson, A.C. & Gino, F. (2008), 'Is yours a learning organization?', *Harvard business review*, 86(3), 1-10.
- Hair Jr., J.F., Black, W.C., Babin, B.J. & Anderson, R.E. (2010), *Multivariate Data Analysis: A Global Perspective*, 7th Edition, Pearson Education, Upper Saddle River.
- Kim, J., Egan, T. & Tolson, H. (2015), 'Examining the dimensions of the learning organization questionnaire: A review and critique of research utilizing the DLOQ', *Human Resource Development Review*, 14, 91-112.
- Kim, K., Watkins, K.E. & Lu, Z. (2017), 'The impact of a learning organization on performance: Focusing on knowledge performance and financial performance', *European Journal of Training and Development*, 41, 177-193.
- Kumar, M., Paul, J., Misra, M. & Romanello, R. (2021), 'The creation and development of learning organizations: A review', *Journal of knowledge management*, 25(10), 2540-2566.

-
- Lewis, D. (2002), 'Five years on—the organizational culture saga revisited', *Leadership & Organization Development Journal*, 23(5), 280-287.
- Liao, S.H., Chang, W.J. & Wu, C.C. (2010), 'An integrated model for learning organization with strategic view: Benchmarking in the knowledge-intensive industry', *Expert Systems with applications*, 37(5), 3792-3798.
- Malik, P. & Garg, P. (2020), 'Learning organization and work engagement: The mediating role of employee resilience', *The International Journal of Human Resource Management*, 31(8), 1071-1094.
- Nhung, N.T., Dong, P.T. & Dũng, T.T. (2023), 'Tổ chức học tập và học tập của tổ chức', *Tạp chí Khoa học Trường Đại học Mở Hà Nội*, 1-8.
- Phạm Thị Liên & Bùi Quang Tuyền (2017), 'Tác động của nhân tố học tập của tổ chức tới kết quả kinh doanh: nghiên cứu tại tập đoàn Viettel', *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 235(II), 96-104.
- Pokharel, M.P. & Choi, S.O. (2015), 'Exploring the relationships between the learning organization and organizational performance', *Management Research Review*, 38, 126-148.
- Shin, H.W., Picken, J.C. & Dess, G.G. (2017), 'Revisiting the learning organization: How to create it', *Organizational Dynamics*, 46(1), 46-56.
- Singer, S.J., Moore, S.C., Meterko, M. & Williams, S. (2012), 'Development of a short-form learning organization survey: The LOS-27', *Medical Care Research and Review*, 69(4), 432-459.
- Smith, K.A., Vasudevan, S.P. & Tanniru, M.R. (1996), 'Organizational learning and resource-based theory: An integrative model', *Journal of Organizational Change Management*, 9(6), 41-53.
- Song, J.H., Joo, B.K. & Chermack, T.J. (2009), 'The dimensions of learning organization questionnaire (DLOQ): A validation study in a Korean context', *Human Resource Development Quarterly*, 20(1), 43-64.
- Thanh, P.T.N.V., Ánh, T.N.T. & Hòa, T.L.V. (2013), 'Tổ chức học tập trong doanh nghiệp Việt Nam: Thực trạng và giải pháp', *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 191(II).
- Yaghmaie, F.J.A.M. (2003), 'Content validity and its estimation', *Journal of medical education*, 3(1), 25-27.
- Yang, B., Watkins, K.E. & Marsick, V.J. (2004), 'The construct of the learning organization: Dimensions, measurement, and validation', *Human resource development quarterly*, 15(1), 31-55.
- Watkins, K.E. & Dirani, K.M. (2013), 'A meta-analysis of the dimensions of a learning organization questionnaire looking across cultures, ranks, and industries', *Advances in Developing Human Resources*, 15, 148-162.
- Watkins, K.E. & Kim, K. (2018), 'Current status and promising directions for research on the learning organization', *Human Resource Development Quarterly*, 29(1), 15-29.
- Watkins, K.E. & Marsick, V.J. (1993), *Sculpting the learning organization: Lessons in the art and science of systemic change*, San Francisco, CA: Jossey-Bass.