

Mục lục

Tác động của xếp hạng tín nhiệm quốc gia đến thu hút vốn FDI: Nghiên cứu trường hợp các nước khu vực Châu Á	<i>Nguyễn Vũ Thân</i>	2
Hiệu ứng của đầu tư trực tiếp nước ngoài và dấu chân sinh thái đến phát triển bền vững của các thị trường mới nổi ở các quốc gia Đông Nam Á	<i>Phạm Đức Huy</i>	12
Tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người: Nghiên cứu trường hợp các quốc gia đang phát triển tại châu Á	<i>Nguyễn Thị Mỹ Linh</i>	23
Tác động của các yếu tố tài chính, du lịch và thương mại đến lãi suất tiền gửi: Nghiên cứu thực nghiệm tại một số quốc gia châu Á	<i>Nguyễn Quang Minh</i>	33
Dòng chảy thông tin thanh khoản giữa thị trường chứng khoán các nước ASEAN và Trung Quốc	<i>Chu Thị Thanh Trang, Nguyễn Đức Trung, Phạm Thị Thanh Xuân</i>	42
Tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến an toàn vĩ mô: Xem xét vai trò của chỉ số phát triển công nghệ thông tin và truyền thông	<i>Nguyễn Thị Bảo Ngọc, Nguyễn Thế Bình, Trần Thị Kim Oanh</i>	53
Hiệu quả tài chính của các công ty sản xuất niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam và một số hàm ý quản trị	<i>Nguyễn Thị Ánh Nguyệt, Nguyễn Văn Chiến</i>	62
Tác động của đặc điểm hội đồng quản trị đến gian lận báo cáo tài chính: Bối cảnh thị trường Việt Nam	<i>Ngô Nhật Phương Diễm</i>	73
Tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả kinh doanh ngân hàng Việt Nam: Tiếp cận dựa trên phân tích hồi quy phân vị	<i>Phan Thị Hằng Nga, Vũ Nguyễn Anh Tuấn, Thái Nguyễn Thiên Kim</i>	83
Tác động của độ mở kinh tế đến rủi ro ngân hàng thương mại Việt Nam: Vai trò của kiểm soát tham nhũng	<i>Trần Thị Phương Thanh, Nguyễn Trần Phúc</i>	94
Tác động của tăng trưởng tín dụng đến rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam: Vai trò của tỷ lệ an toàn vốn	<i>Nguyễn Thị Mỹ Linh</i>	104
Tác động của đầu tư công nghệ đến biên lãi ròng (NIM) tại các ngân hàng thương mại Việt Nam: Trước, trong và sau COVID-19	<i>Nguyễn Minh Nhật, Phan Ngọc Mai Anh</i>	113
Tác động của rủi ro thanh khoản đến khả năng sinh lời trong đại dịch COVID-19: Trường hợp các ngân hàng thương mại Việt Nam	<i>Nguyễn Anh Tú, Trần Phú Thịnh, Đào Lê Kiều Oanh</i>	124

TÁC ĐỘNG CỦA XẾP HẠNG TÍN NHIỆM QUỐC GIA ĐẾN THU HÚT VỐN FDI: NGHIÊN CỨU TRƯỜNG HỢP CÁC NƯỚC KHU VỰC CHÂU Á

Nguyễn Vũ Thân

Trường Đại học Tài chính-Marketing

Email: nguyenthnan@ufm.edu.vn

Mã bài báo: JED-2260

Ngày nhận: 08/02/2025

Ngày nhận bản sửa: 19/03/2025

Ngày duyệt đăng: 09/04/2025

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.2260

Tóm tắt:

Nghiên cứu này đánh giá tác động của xếp hạng tín nhiệm quốc gia (SCR) đối với dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) tại 28 quốc gia châu Á trong giai đoạn 2000-2023. Sử dụng mô hình Vector tự hồi quy trên dữ liệu bảng (PVAR) và phương pháp ước lượng GMM, nghiên cứu phân tích mối quan hệ giữa SCR, FDI cùng các biến kiểm soát như thu nhập bình quân đầu người (GPC), độ mở thương mại (OTR), sự ổn định chính trị (SPV), và lạm phát (INF). Kết quả cho thấy SCR không có tác động trực tiếp đáng kể đến FDI trong ngắn hạn, nhưng GPC ảnh hưởng mạnh đến SCR, trong khi FDI lại góp phần cải thiện sự ổn định chính trị. Đặc biệt, FDI thể hiện tính quán tính cao, nghĩa là dòng vốn đầu tư trong quá khứ có tác động tích cực đến dòng vốn hiện tại. Nghiên cứu đóng góp mới bằng việc làm rõ vai trò gián tiếp của SCR và nhấn mạnh tầm quan trọng của các yếu tố kinh tế vĩ mô nội địa trong việc thu hút FDI tại châu Á, từ đó đưa ra các hàm ý chính sách hướng đến cải thiện môi trường đầu tư và thúc đẩy tăng trưởng bền vững.

Từ khóa: Châu Á, FDI, xếp hạng tín nhiệm.

Mã JEL: A1, D02.

The impact of sovereign credit ratings on foreign direct investment inflows: A case study of Asian countries

Abstract:

This study examines the impact of sovereign credit ratings (SCR) on foreign direct investment (FDI) inflows in 28 Asian countries during the period 2000–2023. Utilizing the Panel Vector Autoregression (PVAR) model and the Generalized Method of Moments (GMM) estimation, the research analyzes the relationship between SCR, FDI, and control variables such as gross per capita income (GPC), trade openness (OTR), political stability (SPV), and inflation (INF). The results reveal that SCR does not have a significant direct impact on FDI in the short term; however, GPC strongly influences SCR, while FDI contributes to enhancing political stability. Notably, FDI exhibits high persistence, meaning past FDI inflows positively affect current inflows. This study provides new insights by clarifying the indirect role of SCR and emphasizing the importance of domestic macroeconomic determinants in attracting FDI in Asia. The findings offer several policy implications aimed at improving the investment environment and promoting sustainable economic growth.

Keywords: Asia, foreign direct investment (FDI), sovereign credit rating.

JEL codes: A1, D02.

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh toàn cầu hóa mạnh mẽ hiện nay, FDI đóng vai trò quan trọng trong việc thúc đẩy tăng trưởng kinh tế của các quốc gia, đặc biệt là ở khu vực châu Á - một trong những khu vực phát triển năng động nhất thế giới. FDI không chỉ giúp tăng cường dòng vốn, tạo cơ hội việc làm mà còn thúc đẩy chuyển giao công nghệ, nâng cao năng lực sản xuất và quản lý tại các quốc gia tiếp nhận đầu tư. Từ đầu những năm 2000, dòng vốn FDI toàn cầu đã có sự tăng trưởng đáng kể, đặc biệt là dòng vốn từ các nền kinh tế mới nổi. Theo báo cáo của UNCTAD (2024), dòng vốn FDI toàn cầu đã giảm 12% vào năm 2022, xuống còn 1,3 nghìn tỷ USD. Mặc dù dòng vốn FDI vào các nước đang phát triển tăng 4%, đạt 916 tỷ USD, nhưng sự tăng trưởng này không đồng đều, với một số quốc gia mới nổi thu hút phần lớn đầu tư, trong khi các nước kém phát triển hơn lại chứng kiến sự sụt giảm. Đặc biệt, các nền kinh tế đang phát triển ở châu Á đã thu hút 75% tổng vốn FDI vào các nước đang phát triển, với mức tăng 5% trong năm 2022, đạt 662 tỷ USD. Tuy nhiên, dòng vốn FDI vào châu Phi giảm 3%, xuống còn 53 tỷ USD. Mặc dù không có số liệu cụ thể về tỷ trọng FDI từ các thị trường mới nổi trong tổng FDI toàn cầu trong báo cáo này, nhưng các dữ liệu trên cho thấy các nền kinh tế mới nổi tiếp tục đóng vai trò quan trọng trong việc thu hút FDI, phản ánh xu hướng dịch chuyển trong đầu tư toàn cầu.

Tuy nhiên, quyết định đầu tư của các nhà đầu tư nước ngoài không chỉ dựa vào các yếu tố kinh tế cơ bản như quy mô thị trường, chi phí lao động hay cơ sở hạ tầng, mà còn phụ thuộc vào các yếu tố phi kinh tế, trong đó SCR nổi lên như một yếu tố quan trọng. Xếp hạng tín nhiệm quốc gia, được đánh giá bởi các tổ chức như Standard & Poor's (S&P), Moody's và Fitch Ratings, phản ánh khả năng của một quốc gia trong việc thực hiện các nghĩa vụ tài chính. Đây được xem là “tấm gương” phản chiếu mức độ rủi ro tín dụng của một quốc gia, từ đó ảnh hưởng trực tiếp đến chi phí vay nợ, dòng vốn đầu tư và sự ổn định tài chính.

Theo Reinhart (2002), những thay đổi trong xếp hạng tín nhiệm quốc gia có thể tạo ra các tác động đáng kể lên thị trường tài chính. Việc bị hạ bậc xếp hạng tín dụng có thể làm tăng chi phí đi vay của các doanh nghiệp trong nước, giảm niềm tin của nhà đầu tư và dẫn đến hiện tượng “chảy máu vốn”. Nghiên cứu của Irianto & cộng sự (2018) đã chỉ ra rằng việc nâng hạng tín nhiệm quốc gia của Indonesia có tác động tích cực đến dòng vốn FDI, nhờ vào việc cải thiện niềm tin của nhà đầu tư quốc tế. Bên cạnh đó, các yếu tố như thu nhập bình quân đầu người, độ mở thương mại, sự ổn định chính trị và lạm phát cũng được xác định là các biến kiểm soát quan trọng có thể ảnh hưởng đến quyết định đầu tư của các nhà đầu tư nước ngoài. Những yếu tố này không chỉ tác động trực tiếp đến FDI mà còn gián tiếp thông qua ảnh hưởng đến xếp hạng tín nhiệm quốc gia, tạo nên mối quan hệ phức tạp và đa chiều giữa các yếu tố kinh tế vĩ mô.

Tuy đã có nhiều nghiên cứu trên thế giới về mối quan hệ giữa SCR và dòng vốn FDI, nhưng các nghiên cứu tập trung vào khu vực châu Á vẫn còn hạn chế, đặc biệt là trong bối cảnh các nền kinh tế châu Á đang phát triển mạnh mẽ với sự biến động kinh tế toàn cầu ngày càng phức tạp. Hơn nữa, các nghiên cứu trước đây thường chỉ tập trung vào một số quốc gia riêng lẻ hoặc trong giai đoạn thời gian ngắn, chưa phản ánh đầy đủ bối cảnh kinh tế đa dạng của khu vực này. Điều này tạo ra khoảng trống nghiên cứu cần được lấp đầy.

Trên cơ sở đó, nghiên cứu này được thực hiện nhằm làm rõ tác động của SCR đối với dòng vốn FDI tại 28 quốc gia châu Á trong giai đoạn 2000-2023. Mục tiêu chính của nghiên cứu là xác định rõ vấn đề: Liệu SCR có tác động trực tiếp hay gián tiếp đến FDI, và mối quan hệ này có bị điều tiết bởi các yếu tố kiểm soát như thu nhập bình quân đầu người, độ mở thương mại, sự ổn định chính trị và lạm phát hay không.

Nghiên cứu này đóng góp về mặt lý luận bằng cách làm rõ vai trò của SCR trong các mô hình thu hút FDI, đồng thời cung cấp các bằng chứng thực tiễn quan trọng giúp các nhà hoạch định chính sách cải thiện môi trường đầu tư. Nội dung chính của bài báo tập trung vào phân tích tự động của các biến kinh tế vĩ mô sử dụng mô hình PVAR và ước lượng GMM, để từ đó xác định cơ chế tác động gián tiếp và trực tiếp của SCR đối với FDI trong bối cảnh các nền kinh tế châu Á đang phát triển nhanh chóng.

2. Tổng quan nghiên cứu

Theo Lý thuyết rủi ro quốc gia (Country risk theory), SCR là thước đo tổng hợp phản ánh khả năng thanh toán nợ của một quốc gia dựa trên nhiều yếu tố như tính ổn định chính trị, điều kiện kinh tế vĩ mô, mức nợ công, cán cân thanh toán và chất lượng thể chế. Các tổ chức xếp hạng tín dụng quốc tế như Moody's, Standard & Poor's (S&P), và Fitch Ratings là những đơn vị uy tín hàng đầu trong việc đánh giá SCR, qua đó ảnh hưởng trực tiếp đến chi phí vay nợ và khả năng tiếp cận vốn quốc tế của các quốc gia. Theo Chen &

cộng sự (2016), SCR không chỉ phản ánh năng lực tài chính của quốc gia mà còn là “tín hiệu” quan trọng đối với các nhà đầu tư về mức độ rủi ro của môi trường đầu tư.

Bên cạnh đó, Lý thuyết dòng vốn quốc tế (International capital flow theory) nhấn mạnh rằng SCR có thể tác động đến dòng vốn FDI thông qua hai cơ chế chính. Thứ nhất là hiệu ứng tín hiệu, trong đó SCR đóng vai trò như một chỉ báo về mức độ rủi ro và khả năng quản lý tài chính của quốc gia tiếp nhận đầu tư. Một quốc gia có SCR cao thường được đánh giá là có môi trường đầu tư an toàn, hệ thống pháp lý ổn định và rủi ro thấp, từ đó thu hút sự quan tâm của các nhà đầu tư quốc tế. Thứ hai là cơ chế chi phí vốn, khi SCR cao giúp giảm chi phí đi vay cho cả khu vực công và tư nhân, tạo điều kiện thuận lợi cho các dự án đầu tư và thúc đẩy dòng vốn FDI. Kim & Wu (2008) chỉ ra rằng những quốc gia có SCR tốt thường có khả năng thu hút FDI cao hơn nhờ vào chi phí vốn thấp và niềm tin của nhà đầu tư vào sự ổn định tài chính.

Nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã làm rõ mối quan hệ giữa SCR và FDI ở các nền kinh tế phát triển cũng như các thị trường mới nổi. Kim & Wu (2008) trong nghiên cứu của mình đã chứng minh rằng SCR có ảnh hưởng đáng kể đến dòng vốn quốc tế, đặc biệt là tại các quốc gia đang phát triển. Nghiên cứu chỉ ra rằng việc nâng hạng SCR giúp giảm thiểu rủi ro tài chính, từ đó khuyến khích các nhà đầu tư quốc tế gia tăng đầu tư vào các thị trường mới nổi. Tương tự, Cai & cộng sự (2018) khẳng định rằng SCR là một yếu tố quyết định quan trọng đối với FDI song phương. Thông qua việc phân tích dữ liệu từ OECD và các tổ chức quốc tế, nghiên cứu đã chứng minh rằng các quốc gia có SCR cao thường thu hút được dòng vốn FDI lớn hơn nhờ vào môi trường đầu tư ổn định và minh bạch.

Bên cạnh các nghiên cứu toàn cầu, nhiều công trình nghiên cứu đã tập trung vào các nền kinh tế mới nổi và khu vực châu Á. Emara & El Said (2021) đã phân tích tác động của SCR đến FDI tại các quốc gia ngoài nhóm BRICS, cho thấy rằng việc cải thiện SCR có tác động tích cực đến khả năng thu hút FDI. Nghiên cứu nhấn mạnh rằng các quốc gia duy trì được xếp hạng tín nhiệm ổn định thường có lợi thế cạnh tranh trong việc thu hút dòng vốn đầu tư quốc tế.

Mulliez & cộng sự (2024) đã chỉ ra rằng dòng vốn FDI vào các nền kinh tế đang phát triển đã suy giảm trong giai đoạn 2022-2023, đặc biệt tại các quốc gia có xếp hạng tín nhiệm kém ổn định. Nghiên cứu cho thấy rằng các quốc gia có SCR cao hơn thường ít bị ảnh hưởng bởi biến động tài chính toàn cầu, đồng thời duy trì dòng vốn FDI ổn định hơn. Surguladze & Bliadze (2025) phân tích tác động của việc giảm SCR của Georgia bởi Fitch Ratings vào năm 2023 và nhận thấy rằng điều này làm suy giảm nghiêm trọng dòng vốn FDI vào nền kinh tế nước này.

Chrystella & cộng sự (2024) đánh giá mối quan hệ giữa SCR, FDI và phát triển bền vững, chỉ ra rằng ngoài SCR, các yếu tố như tăng trưởng GDP, tính minh bạch của chính phủ và độ mở thương mại cũng đóng vai trò quan trọng trong việc thu hút FDI. Cash & Khan (2024) tập trung vào tác động của các cơ quan xếp hạng tín nhiệm đối với dòng vốn FDI vào châu Phi, chỉ ra rằng các hệ thống đánh giá hiện tại có xu hướng đánh giá thấp khả năng trả nợ của các quốc gia đang phát triển, dẫn đến sự sụt giảm dòng vốn FDI.

Không chỉ SCR, các yếu tố kinh tế vĩ mô khác cũng được xác định là có ảnh hưởng đến FDI. Thu nhập bình quân đầu người là một trong những biến số quan trọng phản ánh tiềm năng tiêu dùng và khả năng sinh lời của các dự án đầu tư. Hill & cộng sự (2018) cho rằng các quốc gia có mức thu nhập bình quân đầu người cao không chỉ thu hút các nhà đầu tư vào lĩnh vực sản xuất mà còn vào các ngành dịch vụ nhờ vào sức mua lớn của dân cư. Độ mở thương mại cũng được xác định là yếu tố thúc đẩy FDI, khi các nền kinh tế có chính sách thương mại tự do, ít rào cản thuế quan thường tạo điều kiện thuận lợi hơn cho hoạt động đầu tư. Chen & cộng sự (2016) nhấn mạnh rằng sự cởi mở trong thương mại giúp giảm chi phí giao dịch và tăng khả năng tiếp cận thị trường quốc tế cho các doanh nghiệp FDI.

Bên cạnh đó, sự ổn định chính trị và lạm phát cũng là những yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến quyết định đầu tư. Duygun & cộng sự (2016) chỉ ra rằng môi trường chính trị ổn định giúp giảm thiểu rủi ro không chắc chắn và tăng cường niềm tin của nhà đầu tư, trong khi lạm phát ở mức kiểm soát được cho phép duy trì sự ổn định của chi phí sản xuất và lợi nhuận kỳ vọng. Nghiên cứu cũng nhấn mạnh rằng những yếu tố này không chỉ tác động trực tiếp đến FDI mà còn gián tiếp thông qua ảnh hưởng đến SCR.

Adam & Alzuman (2024) sử dụng phương pháp GMM và OLS để phân tích ảnh hưởng của GDP bình quân đầu người, tăng trưởng kinh tế và tín dụng nội địa đối với FDI tại các quốc gia thuộc Hội đồng Hợp tác Vùng Vịnh (GCC). Nghiên cứu này nhấn mạnh rằng sự bất ổn kinh tế có thể làm suy yếu khả năng thu hút

FDI trong dài hạn. Mathebula (2024) đã chỉ ra rằng rủi ro chính trị và chính sách tài khóa không ổn định có thể dẫn đến việc đánh giá SCR thấp hơn, từ đó làm giảm FDI vào các thị trường mới nổi. Wenxuan (2024) phân tích tác động của SCR đối với dòng vốn FDI giữa Trung Quốc và các quốc gia trong sáng kiến “Vành đai và Con đường”, cho thấy rằng các quốc gia có SCR cao hơn có lợi thế thu hút dòng vốn đầu tư từ Trung Quốc. Kararach (2025) đưa ra các đề xuất cải cách hệ thống xếp hạng tín nhiệm nhằm tăng cường khả năng tiếp cận vốn của các nền kinh tế châu Phi, từ đó thúc đẩy FDI vào khu vực này.

Mặc dù đã có nhiều nghiên cứu về mối quan hệ giữa SCR và FDI, nhưng vẫn tồn tại những khoảng trống quan trọng trong lĩnh vực này. Đầu tiên, phần lớn các nghiên cứu tập trung vào các nền kinh tế phát triển hoặc các nhóm quốc gia cụ thể như BRICS, trong khi các nền kinh tế châu Á với sự đa dạng về trình độ phát triển và cấu trúc kinh tế vẫn chưa được khai thác đầy đủ. Thứ hai, các nghiên cứu trước đây thường chỉ phân tích tác động trong các giai đoạn thời gian ngắn hoặc trong các bối cảnh khủng hoảng kinh tế cụ thể, chưa đánh giá được ảnh hưởng lâu dài của SCR đến FDI. Thứ ba, rất ít nghiên cứu xem xét đồng thời các yếu tố trung gian như sự ổn định chính trị, độ mở thương mại hay lạm phát trong mối quan hệ giữa SCR và FDI.

Trên cơ sở đó, nghiên cứu này hướng tới việc lấp đầy khoảng trống trong tài liệu hiện có bằng cách phân tích tác động của SCR đối với dòng vốn FDI tại 28 quốc gia châu Á trong giai đoạn từ 2000-2023. Không chỉ tập trung vào mối quan hệ trực tiếp giữa SCR và FDI, nghiên cứu còn xem xét vai trò của các yếu tố kiểm soát như thu nhập bình quân đầu người, độ mở thương mại, sự ổn định chính trị và lạm phát để làm rõ cơ chế tác động phức tạp giữa các biến số. Kết quả nghiên cứu kỳ vọng sẽ mang lại những đóng góp quan trọng về mặt lý thuyết và thực tiễn, đồng thời cung cấp các hàm ý chính sách hữu ích cho các quốc gia châu Á trong việc cải thiện môi trường đầu tư và thu hút hiệu quả dòng vốn FDI trong bối cảnh toàn cầu hóa sâu rộng hiện nay.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng bao gồm 28 quốc gia châu Á trong giai đoạn từ 2000-2023. Việc lựa chọn 28 quốc gia châu Á trong nghiên cứu này dựa trên tiêu chí phân loại của Ngân hàng Thế giới (World Bank). Châu Á là khu vực có sự phân hóa rõ rệt về phát triển kinh tế, từ các nền kinh tế tiên tiến đến các quốc gia đang phát triển, nghiên cứu giúp phân tích rõ hơn tác động của SCR đối với FDI. Hơn nữa, châu Á hiện là khu vực thu hút FDI lớn nhất thế giới, chiếm khoảng 40% tổng dòng vốn toàn cầu (UNCTAD, 2024), đồng thời đóng vai trò quan trọng trong chuỗi cung ứng quốc tế. Ngoài ra, khu vực này chịu ảnh hưởng mạnh mẽ của các cuộc khủng hoảng tài chính lớn và có sự khác biệt đáng kể về môi trường kinh doanh, hệ thống tài chính, tạo điều kiện để đánh giá tác động của SCR đối với FDI trong các điều kiện kinh tế khác nhau. Việc lựa chọn 28 quốc gia đại diện đảm bảo tính khách quan, đại diện và khả thi của mẫu nghiên cứu.

Giai đoạn nghiên cứu từ năm 2000 đến 2023 được lựa chọn nhằm phản ánh những thay đổi quan trọng về kinh tế và dòng vốn FDI trong khu vực. Đây là thời kỳ chứng kiến sự gia tăng mạnh mẽ của FDI tại châu Á, song song với các cuộc khủng hoảng kinh tế lớn như khủng hoảng tài chính châu Á (1997-1998), khủng hoảng tài chính toàn cầu (2008-2009) và đại dịch COVID-19 (2020-2023), những yếu tố có tác động trực tiếp đến SCR và FDI. Nghiên cứu trong giai đoạn này cho phép đánh giá tác động của SCR trong các bối cảnh kinh tế khác nhau và giúp cung cấp bằng chứng thực nghiệm có giá trị cao. Hơn nữa, việc lựa chọn khoảng thời gian này đảm bảo tính đầy đủ của dữ liệu từ các tổ chức tài chính và cơ quan nghiên cứu quốc tế, giúp nâng cao độ tin cậy và tính ứng dụng của nghiên cứu.

Dữ liệu được thu thập từ hai nguồn chính:

World Bank: Cung cấp các biến kinh tế vĩ mô như FDI, thu nhập bình quân đầu người (GPC), độ mở thương mại (OTR), ổn định chính trị (SPV), và lạm phát (INF).

Moody's: Cung cấp dữ liệu về xếp hạng tín nhiệm quốc gia (SCR).

Biến phụ thuộc: FDI; biến độc lập: SCR. Các biến kiểm soát bao gồm GPC, OTR, SPV, và INF nhằm đảm bảo kiểm soát các yếu tố kinh tế vĩ mô có thể ảnh hưởng đến FDI.

Nghiên cứu gán giá trị 0 cho mức xếp hạng thấp nhất và tăng lên một đơn vị cho các mức xếp hạng tăng lên. Khi có sự “xem xét thay đổi” thì giá trị được gán +/- 0,25 và có sự “thay đổi” thì giá trị sẽ được gán +/- 0,5.

Bảng 1: Mô tả các biến của mô hình

Biến	Mô tả	Đơn vị	Ghi chú	Nguồn
FDI	Dòng vốn ròng đầu tư nước ngoài	%/GDP	Biến phụ thuộc	WB
SCR	Xếp hạn tín nhiệm quốc gia	Index	Biến độc lập	Moody's
OTR	Độ mở thương mại	%/GDP	Biến kiểm soát	WB
SPV	Ổn định chính trị và bạo loạn	Index	Biến kiểm soát	WB
GPC	Thu nhập bình quân đầu người	USD	Biến kiểm soát	WB
INF	Lạm phát	%	Biến kiểm soát	WB

Nguồn: Tổng hợp từ tác giả.

Bảng 2: Mô tả cách gán điểm xếp hạng tín nhiệm

Diễn giải	Xếp hạng của Moody's	Giá trị
Xếp hạng cấp độ đầu tư		
Mức tín nhiệm cao nhất	Aaa	20
Mức tín nhiệm cao	Aa1	19
	Aa2	18
	Aa3	17
	A1	16
Khả năng thanh toán cao	A2	15
	A3	14
Khả năng thanh toán phù hợp	Baa1	13
	Baa2	12
	Baa3	11
Xếp hạng cấp độ đầu cơ		
Rủi ro khi có sự thay đổi của nền kinh tế	Ba1	10
	Ba2	9
	Ba3	8
Rủi ro hiện hữu	B1	7
	B2	6
	B3	5
Rủi ro vỡ nợ cao	Caa1	4
	Caa2	3
	Caa3	2
Xếp hạng mức rủi ro mặc định		
Gần hoặc đang ở tình trạng vỡ nợ	Ca	1
	Cd	0
<i>Nguồn: Moody's</i>		
Xem xét thay đổi xếp hạng		Giá trị
Tích cực		0,5
Xem xét thay đổi tích cực		0,25
Không thay đổi		0
Xem xét tiêu cực		-0,25
Tiêu cực		-0,5

Bảng 3: Mô tả biến

Tên biến	SCR	FDI	OTR	SPV	GPC	INF
Quan sát	672	672	672	672	672	672
Trung bình	11,72426	4,097076	96,223	-0,2493	15941,95	6,051349
Độ lệch chuẩn	4,542315	6,801642	65,28984	0,928087	19964,25	14,04251
Tối thiểu	0	-37,1727	19,5596	-2,81004	279,6218	-4,86328
Tối đa	20	55,07288	437,3267	1,599125	108470,4	221,3416

Nguồn: Tính toán từ Stata.

3.2. Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu áp dụng mô hình Vector tự hồi quy trên dữ liệu bảng (Panel vector autoregression - PVAR) để đánh giá mối quan hệ động giữa các biến kinh tế vĩ mô. Mô hình PVAR cho phép xem xét đồng thời các mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa FDI, SCR và các biến kiểm soát.

Mô hình tổng quát được biểu diễn như sau:

$$Y_{it} = A(L)Y_{it-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

Y_{it} là vector các biến nội sinh bao gồm: FDI_{it} , SCR_{it} , OTR_{it} , SPV_{it} , GPC_{it} , INF_{it}

$A(L)$ là ma trận hệ số tự hồi quy với độ trễ L

μ_i là đại diện cho hiệu ứng đặc thù của từng quốc gia

λ_t là hiệu ứng cố định theo thời gian

ε_{it} là sai số ngẫu nhiên

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Kiểm định tính dừng của chuỗi dữ liệu

Để đảm bảo tính hợp lệ của mô hình PVAR, nghiên cứu đã kiểm tra tính dừng của các chuỗi dữ liệu bằng kiểm định Levin-Lin-Chu (LLC). Kết quả kiểm định cho thấy tất cả các biến đều dừng ở mức ý nghĩa 1%, chứng tỏ dữ liệu phù hợp để phân tích PVAR.

Bảng 4: Kết quả kiểm tra tính dừng

Biến	Giá trị thống kê	Giá trị p
SCR	-5,0601	0,0000
FDI	-5,4294	0,0000
OTR	-4,4513	0,0000
SPV	-4,9950	0,0000
GPC	-7,7543	0,0000
INF	-2,8390	0,0023

Nguồn: Kết quả từ Stata.

Kết quả cho thấy: Tất cả các biến đều có p-value < 0,01, cho thấy chúng đều dừng ở mức ý nghĩa 1%. Điều này đảm bảo rằng dữ liệu không bị ảnh hưởng bởi xu hướng giả tạo - một hiện tượng có thể gây sai lệch trong mô hình hồi quy khi dữ liệu có xu hướng tăng hoặc giảm theo thời gian mà không phản ánh mối quan hệ thực sự giữa các biến, điều này phù hợp để phân tích mô hình PVAR.

4.2. Kết quả hồi quy mô hình PVAR

Mô hình PVAR được ước lượng bằng phương pháp GMM nhằm kiểm soát vấn đề nội sinh. Kết quả hồi quy được tóm tắt trong Bảng 5.

Bảng 5: Kết quả hồi quy

Biến độc lập	Biến phụ thuộc	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê z	Giá trị p
FDI	FDI (L1)	0,5028	0,1274	3,95	0,000
FDI	SCR (L1)	0,1798	1,0329	0,17	0,862
FDI	OTR (L1)	5,5952	6,8030	0,82	0,411
FDI	SPV (L1)	-0,4434	2,1114	-0,21	0,834
FDI	GPC (L1)	-0,3874	0,6381	-0,61	0,544
FDI	INF (L1)	-0,0258	0,0554	-0,47	0,641

Nguồn: Kết quả từ Stata.

Kết quả cho thấy FDI (L1) có hệ số 0,5028 và p-value = 0,000, cho thấy tác động có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Điều này phản ánh hiệu ứng quán tính trong đầu tư trực tiếp nước ngoài, nghĩa là FDI trong quá khứ có tác động tích cực đến FDI hiện tại. Các biến khác như SCR, OTR, SPV, GPC, và INF đều không

có ý nghĩa thống kê ($p\text{-value} > 0,05$). Điều này cho thấy SCR không có tác động trực tiếp đáng kể lên FDI trong ngắn hạn.

4.3. Kiểm định nhân quả Granger

Kiểm định Granger được thực hiện để xác định mối quan hệ nhân quả giữa các biến trong mô hình. Kết quả kiểm định được trình bày trong Bảng 6.

Bảng 6: Kết quả kiểm định nhân quả Granger

Biến phụ thuộc	Biến tác động	Hệ số Chi-square	Giá trị p
FDI	SCR	0,030	0,862
SCR	GPC	7,379	0,007
SPV	FDI	4,589	0,032

Nguồn: Kết quả từ Stata.

Kết quả cho thấy không có bằng chứng rõ ràng về mối quan hệ nhân quả từ SCR đến FDI ($p\text{-value} = 0,862$), phù hợp với kết quả hồi quy trước đó. GPC gây ảnh hưởng nhân quả lên SCR ($p\text{-value} = 0,007$), cho thấy thu nhập bình quân đầu người có tác động đáng kể đến xếp hạng tín nhiệm quốc gia. FDI gây ảnh hưởng nhân quả lên SPV ($p\text{-value} = 0,032$), chỉ ra rằng dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài có thể góp phần cải thiện sự ổn định chính trị của các quốc gia.

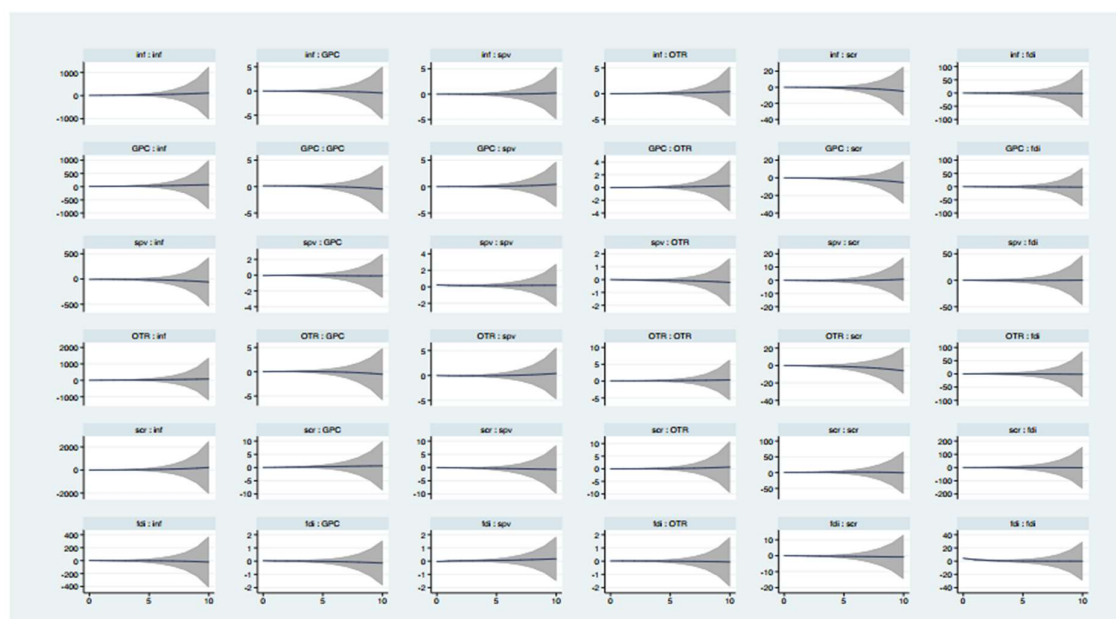
4.4. Kiểm định tính ổn định của mô hình

Kiểm định tính ổn định của mô hình được thực hiện bằng cách kiểm tra giá trị riêng (Eigenvalues). Kết quả cho thấy tất cả các giá trị riêng từ 0,38 đến 0,98 và đều nằm trong vòng tròn đơn vị (≤ 1), điều này chỉ ra rằng mô hình thỏa mãn điều kiện ổn định.

4.5. Hàm phản ứng xung (IRF)

Phản ứng của FDI trước cú sốc từ SCR không đáng kể, phù hợp với kết quả kiểm định Granger và hồi quy. FDI có tác động tích cực lên sự ổn định chính trị, cho thấy rằng dòng vốn đầu tư quốc tế không chỉ mang lại giá trị kinh tế mà còn góp phần vào sự ổn định vĩ mô của các quốc gia.

Hình 1: Kết quả hàm phản ứng xung



Nguồn: Kết quả từ Stata.

Như vậy, SCR không có tác động trực tiếp đáng kể đến FDI trong ngắn hạn. Thu nhập bình quân đầu người có ảnh hưởng mạnh đến SCR, nhấn mạnh vai trò của yếu tố kinh tế vĩ mô này trong việc cải thiện môi trường tín dụng quốc gia. FDI có tác động tích cực đến sự ổn định chính trị, cho thấy đầu tư nước ngoài có

thể góp phần cải thiện yếu tố chính trị. FDI có xu hướng quán tính, nghĩa là quốc gia đã thu hút được FDI sẽ tiếp tục có khả năng thu hút thêm đầu tư trong tương lai.

Kết quả từ mô hình PVAR cho thấy SCR không có tác động trực tiếp đáng kể đến FDI trong ngắn hạn, điều này có phần khác biệt với một số nghiên cứu trước đó nhưng lại tương đồng với những nghiên cứu khác trong bối cảnh các nền kinh tế mới nổi. Kết quả phù hợp với nghiên cứu của Biglaiser & cộng sự (2025), khi tác giả chỉ ra rằng mối quan hệ giữa SCR và FDI không phải lúc nào cũng rõ ràng, đặc biệt ở các nước đang phát triển nơi mà các yếu tố phi tài chính như môi trường chính trị và thể chế pháp lý có vai trò lớn hơn trong quyết định đầu tư. Tuy nhiên, điều này trái ngược với phát hiện của Koc (2024), người cho rằng SCR có ảnh hưởng tích cực đáng kể đến dòng vốn FDI ở các nước phát triển. Koc lập luận rằng các nhà đầu tư tại các thị trường phát triển phụ thuộc nhiều vào xếp hạng tín dụng để đánh giá rủi ro, điều này có thể không hoàn toàn đúng với các nước châu Á, nơi các yếu tố kinh tế nội tại và chính sách ưu đãi đầu tư mới là yếu tố quyết định.

Sự khác biệt giữa kết quả nghiên cứu này và các nghiên cứu trước có thể được giải thích bởi một số yếu tố sau:

Đặc điểm của các nền kinh tế châu Á: Khu vực châu Á bao gồm các quốc gia với mức độ phát triển và cơ cấu kinh tế đa dạng. Ở nhiều quốc gia, các yếu tố như chính sách ưu đãi đầu tư, chi phí lao động rẻ, và cơ sở hạ tầng phát triển đóng vai trò quan trọng hơn so với SCR trong việc thu hút FDI.

Tác động gián tiếp của SCR: Mặc dù không có tác động trực tiếp, nhưng SCR có thể ảnh hưởng gián tiếp thông qua các yếu tố trung gian như chi phí vay vốn, sự ổn định tài chính và niềm tin của nhà đầu tư. Điều này phù hợp với quan điểm của Biglaiser & cộng sự (2025), khi họ cho rằng SCR không phải là yếu tố quyết định cuối cùng mà chỉ là một phần trong hệ sinh thái của các yếu tố ảnh hưởng đến FDI.

Thời gian nghiên cứu dài hạn (2000-2023): Khoảng thời gian dài trong nghiên cứu này bao gồm nhiều giai đoạn biến động kinh tế lớn như khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008 hay đại dịch COVID-19 năm 2020. Những sự kiện này có thể làm thay đổi cấu trúc và tính chất của mối quan hệ giữa SCR và FDI.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Như vậy nghiên cứu cho thấy SCR không tác động trực tiếp đáng kể đến FDI trong ngắn hạn và thu nhập bình quân đầu người tác động mạnh đến SCR. Dựa trên kết quả nghiên cứu và so sánh với các nghiên cứu trước, một số hàm ý chính sách có thể được rút ra:

Trước hết, việc cải thiện môi trường đầu tư không chỉ dừng lại ở việc đơn giản hóa thủ tục hành chính mà cần tập trung vào chuyển đổi số trong quản lý đầu tư, giúp doanh nghiệp tiếp cận thông tin dễ dàng và nâng cao tính minh bạch. Đồng thời, các chính sách ưu đãi đầu tư cần gắn liền với yếu tố ESG (Môi trường, Xã hội và Quản trị) để thu hút các dòng vốn đầu tư có trách nhiệm và bền vững hơn. Bên cạnh đó, các quốc gia nên phát triển hệ thống tài chính nội địa, bao gồm việc củng cố thị trường vốn, mở rộng các chương trình tín dụng ưu đãi cho doanh nghiệp nước ngoài và phát triển thị trường trái phiếu nội địa, giúp giảm sự phụ thuộc vào đánh giá của các tổ chức xếp hạng tín nhiệm quốc tế.

Ngoài các yếu tố tài chính, việc tận dụng các yếu tố phi tài chính như mở rộng hiệp định thương mại tự do (FTA) và bảo hộ đầu tư (BIT) có thể giúp thu hút FDI một cách hiệu quả, ngay cả khi SCR không được cải thiện đáng kể. Việc đẩy mạnh hợp tác kinh tế song phương với các nền kinh tế lớn sẽ tạo điều kiện ổn định cho dòng vốn FDI trong dài hạn.

Bên cạnh đó, các chính sách thu hút đầu tư cần có tính ổn định và dài hạn, bao gồm việc xây dựng khung pháp lý vững chắc để doanh nghiệp nước ngoài có thể đầu tư dài hạn mà không lo lắng về sự thay đổi chính sách bất ngờ. Việc phát triển các khu công nghiệp và trung tâm đổi mới sáng tạo cũng giúp nâng cao tính hấp dẫn của môi trường đầu tư, đặc biệt trong lĩnh vực công nghệ cao. Trong bối cảnh toàn cầu nhiều biến động, các quốc gia cũng cần chuẩn bị các kịch bản chính sách ứng phó với biến động SCR, đồng thời tận dụng nguồn vốn từ các quỹ đầu tư dài hạn để giảm thiểu rủi ro.

Cuối cùng, việc quản lý rủi ro nợ công hiệu quả sẽ giúp duy trì sự ổn định của nền kinh tế và tạo điều kiện thuận lợi để thu hút FDI ngay cả khi SCR có sự thay đổi. Những điều chỉnh này không chỉ giúp tăng cường thu hút đầu tư mà còn đảm bảo phát triển kinh tế bền vững trong dài hạn.

Tài liệu tham khảo:

- Adam, N.A. & Alzuman, A. (2024), 'Effect of per capita income, GDP growth, FDI, sectoral composition, and domestic credit on employment patterns in GCC countries: GMM and OLS analysis', *Economies*, 12(11), 315. MDPI. <https://doi.org/10.3390/economies12110315>.
- Biglaiser, G., Lee, H. & Yoo, S.H. (2025), 'Foreign asset expropriation and sovereign bond ratings in the developing world', *Business and Politics*, 27(1), 45-67. <https://doi.org/10.1017/bap.2025.1>.
- Cai, P., Gan, Q. & Kim, S.J. (2018), 'Do sovereign credit ratings matter for foreign direct investments?', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 54, 208-229. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2017.12.004>.
- Cash, D. & Khan, M. (2024), *Rating the globe: Reforming credit rating agencies for an equitable financial architecture*, United Nations University, from <https://collections.unu.edu/eserv/UNU:9832/rating_the_globe.pdf>.
- Chen, S.S., Chen, H.Y., Chang, C.C. & Yang, S.L. (2016), 'Output spillovers from changes in sovereign credit ratings', *Journal of International Money and Finance*, 64, 35-50. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2016.02.007>.
- Chrystella, D.F., Ibrahim, S. & Lihua, Y. (2024), *Maximizing the impact of foreign direct investment: Trends, determinants, and strategies for sustainable economic and social development*, from <https://www.researchgate.net/publication/388736735_Maximizing_The_Impact_Of_Foreign_Direct_Investment>.
- Duygun, M., Ozturk, H. & Shaban, M. (2016), 'The impact of sovereign credit rating downgrades on foreign direct investment: Evidence from emerging markets', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 45, 87-102. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2016.06.001>.
- Emara, N. & El Said, A. (2021), 'Sovereign ratings, foreign direct investment, and contagion in emerging markets: Does being a BRICS country matter?', *International Journal of Finance & Economics*. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2062>.
- Hill, P., Bissoondoyal-Bheenick, E. & Faff, R. (2018), 'Do sovereign credit ratings matter for foreign direct investments?', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 54, 208-229. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2018.01.003>.
- Irianto, S., Purwanto, C.S. & Purba, C.S. (2018), 'Economic system convergence in globalization era and its implication on renewal and economic law in Indonesia', *International Journal of Multi-Disciplinary Research*, from <<https://pdfs.semanticscholar.org/c54b/6137ef82d866fa913ea33ccb6d48c47caae1.pdf>>.
- Kararach, G. (2025), *The new global development finance: Africa, the rating agencies and combatting risk misperceptions*, Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-031-80478-6_12
- Kim, S.J. & Wu, E. (2008), 'Sovereign credit ratings, capital flows and financial sector development in emerging markets', *Emerging Markets Review*, 9(1), 17-39. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2007.06.001>
- Koc, M. (2024), 'The relationship between foreign direct investments and CDS premiums in Türkiye: Time-varying causality test (2011-2023)', *Alanya Akademik Bakış*, 8(2), 145-162.
- Mathebula, N.C. (2024), 'Indicators of sovereign risk of South Africa's international monetary fund loan: The nexus between political risks and economic growth', *Journal of Governance Risk Management*, from <https://ujcontent.uj.ac.za/view/pdfCoverPage?instCode=27UOJ_INST&filePid=1310979960007691&download=true>.
- Mulliez, A., Bellefontaine, S., Terrieux, M. & Balineau, G. (2024), 'International economy: Is FDI running dry?', *AFD Macrodev*, AFD, from <<https://shs.cairn.info/journal-afd-macrodev-2024-57-page-1>>.
- Reinhart, C.M. (2002), 'Default, currency crises, and sovereign credit ratings', *The World Bank Economic Review*, 16(2), 151-170.
- Surguladze, T. & Bliadze, T. (2025), *Policy paper N2025/02*, ISET Policy Institute, from <<https://iset-pi.ge/storage/media/other/2025-01-14/3dd08c20-d285-11ef-b1f3-e1c71673f37b.pdf>>.
- UNCTAD (2024), *World investment report 2024*, retrieved on February 27th 2025, from <<https://unctad.org/publication/world-investment-report-2024>>.
- Wenxuan, S. (2024), *The impact of China's outward foreign direct investment on the bilateral trade with Belt and Road countries: The case of Central Eastern European countries*, Uni-Corvinus, from <<https://www.uni-corvinus.hu/downloads/9pap.1pm7ked/phd-dissertation-draft-2024-song-wenxuan-20240821.pdf>>.

Phụ lục: 28 quốc gia châu Á trong dữ liệu nghiên cứu

STT	Quốc gia
1	Azerbaijan
2	Bahrain
3	Bangladesh
4	China
5	India
6	Indonesia
7	Japan
8	Jordan
9	Kazakhstan
10	Korea, Rep.
11	Kuwait
12	Kyrgyz Republic
13	Lebanon
14	Macao SAR, China
15	Malaysia
16	Mongolia
17	Oman
18	Pakistan
19	Philippines
20	Qatar
21	Russian Federation
22	Saudi Arabia
23	Singapore
24	Sri Lanka
25	Thailand
26	Turkiye
27	United Arab Emirates
28	Viet Nam

HIỆU ỨNG CỦA ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI VÀ DẤU CHÂN SINH THÁI ĐẾN PHÁT TRIỂN BỀN VỮNG CỦA CÁC THỊ TRƯỜNG MỚI NỔI Ở CÁC QUỐC GIA ĐÔNG NAM Á

Phạm Đức Huy

Khoa Tài chính - Ngân hàng, Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: huypham@ufm.edu.vn

Mã bài báo: JED-2257

Ngày nhận: 08/02/2025

Ngày nhận bản sửa: 27/03/2025

Ngày duyệt đăng: 24/04/2025

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.2257

Tóm tắt:

Nghiên cứu sử dụng phương pháp ước lượng PVAR để phân tích tác động của hiệu ứng đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) và dấu chân sinh thái (EFP) đến phát triển kinh tế bền vững tại các thị trường mới nổi ở Đông Nam Á như Indonesia, Malaysia, Philippines và Thái Lan trong giai đoạn 1995-2023. Kết quả cho thấy, FDI có thể làm giảm chất lượng môi trường thông qua việc thúc đẩy mở rộng kinh tế, ảnh hưởng tiêu cực đến phát triển kinh tế bền vững trong ngắn hạn. Đồng thời, EFP có mối quan hệ tiêu cực với phát triển kinh tế bền vững. Do đó, cần quản lý và định hướng FDI hiệu quả bằng cách thu hút các dự án sử dụng công nghệ tiên tiến, thân thiện với môi trường và có trách nhiệm xã hội. Ngoài ra, cần kiểm soát EFP thông qua việc đầu tư vào năng lượng tái tạo, áp dụng công nghệ tiết kiệm năng lượng và bảo tồn đa dạng sinh học từ đó đáp ứng được mục tiêu phát triển kinh tế bền vững của các thị trường mới nổi ở các quốc gia Đông Nam Á.

Từ khóa: Dấu chân sinh thái, thị trường mới nổi, đầu tư trực tiếp nước ngoài, mô hình vector tự hồi quy dữ liệu bảng, phát triển kinh tế bền vững.

Mã JEL: C32, C33, F21, O16.

The impact of foreign direct investment and ecological footprint on sustainable development in emerging markets of Southeast Asian countries

Abstract:

The study employs the panel vector autoregression (PVAR) estimation method to analyze the impact of foreign direct investment (FDI) and ecological footprint (EFP) on sustainable economic development in emerging Southeast Asian markets, including Indonesia, Malaysia, the Philippines, and Thailand, during the period 1995-2023. The results indicate that FDI can degrade environmental quality by promoting economic expansion, negatively affecting sustainable economic development in the short term. Simultaneously, EFP exhibits a negative relationship with sustainable economic development. Therefore, it is essential to effectively manage and direct FDI by attracting projects that utilize advanced, environmentally friendly technologies and uphold social responsibility. In addition, controlling EFP through investments in renewable energy, the application of energy-saving technologies, and the conservation of biodiversity is crucial to achieving the sustainable economic development goals of emerging markets in Southeast Asian countries.

Keywords: Ecological footprint, emerging markets, foreign direct investment, panel vector autoregression (PVAR), sustainable economic development.

JEL codes: C32, C33, F21, O16.

1. Giới thiệu

Nguồn vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) ngày càng hướng vào những nền kinh tế tăng trưởng nhanh với lợi thế về chi phí sản xuất thấp, nguồn lao động dồi dào và nguồn tài nguyên thiên nhiên phong phú. Tuy nhiên, bên cạnh những lợi ích kinh tế rõ rệt, việc thu hút mạnh dòng vốn này cũng mang lại những ảnh hưởng tiêu cực đối với môi trường. Nếu các tác động này không được quản lý tốt, chúng sẽ tạo ra áp lực lớn lên tài nguyên thiên nhiên, làm gia tăng dấu chân sinh thái (Ecological footprint) và cản trở mục tiêu phát triển kinh tế bền vững tại các nước tiếp nhận nguồn vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài. Nghiên cứu của Grossman & Krueger (1995) đã xây dựng lý thuyết đường cong Kuznets môi trường, chỉ ra rằng FDI có thể gây ô nhiễm đáng kể ở các quốc gia tiếp nhận dòng vốn FDI do việc chuyển dịch các ngành công nghiệp ô nhiễm sang những nước có quy định quản lý môi trường lỏng lẻo hơn (Adebayo & cộng sự, 2021; Al-Mulali & cộng sự, 2015; Đinh Thị Thanh Bình, 2024). Ngược lại, một số nghiên cứu gần đây cho rằng FDI nếu gắn với công nghệ cao sẽ làm giảm bớt tác động tiêu cực và thậm chí hỗ trợ phát triển kinh tế bền vững thông qua việc sử dụng hiệu quả hơn nguồn lực và giảm lượng phát thải (Danish & Khan, 2020; Liu & Kim, 2018; Padhan & Bhat, 2023; Wang & Uctum, 2024).

Các nghiên cứu của Cao & Shi (2021), Duttagupta & Pazarbasioglu (2021), Hoskisson & cộng sự (2000) đều nhận định các quốc gia thị trường mới nổi là những nền kinh tế tăng trưởng nhanh, sử dụng tự do hóa kinh tế để thúc đẩy phát triển, và là điểm đến hấp dẫn của dòng vốn FDI quốc tế. Theo MSCI (2025), trong số 10 quốc gia Đông Nam Á, ngoài Singapore là thị trường phát triển, có bốn nước thị trường mới nổi gồm Indonesia, Malaysia, Philippines và Thái Lan hiện đang là trung tâm thu hút vốn đầu tư lớn nhất từ các quỹ đầu tư và tổ chức quốc tế. Trong khi đó, Việt Nam hiện vẫn được MSCI xếp vào nhóm thị trường cận biên do những hạn chế liên quan tới pháp lý, minh bạch và tính thanh khoản thị trường, gây cản trở đáng kể việc thu hút vốn FDI. Tuy nhiên, Việt Nam đang có cơ hội rất lớn để chuyển sang nhóm thị trường mới nổi nếu khắc phục được những điểm yếu này, qua đó mở ra cơ hội lớn thu hút vốn đầu tư quốc tế và thúc đẩy phát triển bền vững. Vì vậy, việc nghiên cứu mối quan hệ giữa FDI, dấu chân sinh thái và phát triển kinh tế bền vững tại các quốc gia thị trường mới nổi trong khu vực Đông Nam Á sẽ mang lại những kinh nghiệm quý giá cho Việt Nam trong tương lai.

Xuất phát từ tính cấp thiết trên, nghiên cứu này sử dụng phương pháp LSDV trong mô hình PVAR để phân tích tác động của FDI, dấu chân sinh thái đến phát triển bền vững tại các quốc gia thuộc nhóm thị trường mới nổi (Indonesia, Malaysia, Philippines và Thái Lan) trong giai đoạn từ năm 1995 đến 2023. Dữ liệu trong nghiên cứu gồm chỉ số phát triển kinh tế bền vững (SDI) được xây dựng bằng phương pháp PCA từ sáu thành phần kinh tế - xã hội. Các biến độc lập bao gồm FDI lấy từ World Development Indicators (WDI) và dấu chân sinh thái (EFP) từ Global Footprint Network (2025). Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng trong ngắn hạn, dòng vốn FDI có thể làm giảm chất lượng môi trường do thúc đẩy hoạt động kinh tế, từ đó gây ảnh hưởng tiêu cực tới phát triển kinh tế bền vững. Ngoài ra, dấu chân sinh thái có mối quan hệ tiêu cực rõ rệt với phát triển bền vững, chủ yếu do việc khai thác và sử dụng tài nguyên thiên nhiên quá mức trong quá trình công nghiệp hóa. Từ những phát hiện này, nghiên cứu đề xuất một số hàm ý thực tiễn, trong đó nhấn mạnh các nước thị trường mới nổi nên ưu tiên thu hút các dự án FDI sử dụng công nghệ sạch và có trách nhiệm xã hội. Chính phủ cần áp dụng các biện pháp quản lý chặt chẽ nhằm kiểm soát dấu chân sinh thái thông qua các chính sách như thúc đẩy năng lượng tái tạo, quản lý bền vững nguồn tài nguyên, giảm thiểu chất thải và nâng cao ý thức cộng đồng về lối sống và tiêu dùng bền vững. Kết quả nghiên cứu này cung cấp những kinh nghiệm hữu ích cho Việt Nam trong việc chuẩn bị tốt hơn khi chuyển sang nhóm thị trường mới nổi và hướng tới phát triển kinh tế bền vững lâu dài.

2. Tổng quan nghiên cứu

Lý thuyết tăng trưởng nội sinh cho thấy vai trò của FDI trong việc thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, lý thuyết này chỉ ra rằng FDI đóng vai trò quan trọng trong việc chuyển giao công nghệ, kiến thức và vốn, từ đó thúc đẩy tăng trưởng kinh tế bền vững (Borensztein & cộng sự, 1998; Carkovic & Levine, 2005). Có thể hiểu, đầu tư trực tiếp nước ngoài là sự dịch chuyển vốn giữa các nước phát triển để tăng thị phần. Trong những năm gần đây, các quốc gia thị trường mới nổi trở thành điểm thu hút lớn cho dòng vốn FDI do chi phí sản xuất thấp và nguồn tài nguyên thiên nhiên phong phú. Tuy nhiên, lợi ích kinh tế này thường đi kèm với những vấn đề môi trường nghiêm trọng, làm dấy lên tranh luận về tác động thực sự của FDI đến phát triển kinh tế bền vững của các quốc gia tiếp nhận. Chẳng hạn như các nghiên cứu về việc thu hút vốn FDI có

liên quan đến việc tăng lương ở các nền kinh tế chủ nhà (Harrison, 1995; Lipsey, 2004); năng suất cao hơn (Kathuria, 2000; Okamoto & Sjöholm, 2000), năng suất và sự lan tỏa kiến thức tới các doanh nghiệp trong nước (Javorcik, 2004) và tăng trưởng kinh tế (Borensztein & cộng sự, 1998; Carkovic & Levine, 2005).

Hosan & cộng sự (2022) cho rằng phát triển kinh tế bền vững là quá trình tăng trưởng kinh tế được thực hiện một cách có trách nhiệm, đáp ứng các nhu cầu hiện tại mà không làm tổn hại tới khả năng đáp ứng các nhu cầu của thế hệ tương lai. Điều này đòi hỏi một sự cân bằng giữa phát triển kinh tế với bảo vệ môi trường và cải thiện chất lượng sống của cộng đồng. Phát triển kinh tế bền vững không đơn thuần chỉ là tăng trưởng về số lượng mà còn chú trọng vào chất lượng, công bằng xã hội, và bảo vệ tài nguyên thiên nhiên. Việc thu hút vốn FDI có thể giúp tăng trưởng kinh tế, nhưng đồng thời FDI có thể ảnh hưởng đến lượng khí thải carbon thông qua nhiều kênh, bao gồm bằng cách tăng quy mô hoạt động kinh tế, các vấn đề về đô thị hoá và hiệu ứng nhà kính dẫn đến vấn đề biến đổi khí hậu gây ảnh hưởng kinh tế, xã hội toàn cầu. Tuy nhiên, trong những năm gần đây, nhận thức về đầu tư trực tiếp nước ngoài đã thay đổi, từ chỗ tiêu cực và bất lợi cho thị trường chủ nhà sang cơ hội tích cực và thuận lợi hơn. Giả thuyết nơi ẩn giấu ô nhiễm cho rằng FDI thường gắn liền với lượng khí thải carbon cao hơn, đặc biệt là ở các nước thu nhập thấp (Liu & cộng sự, 2018; Seker & cộng sự, 2015; Sinha & Shahbaz, 2018). Trong khi đó, Blackman & Wu (1999) ủng hộ giả thuyết vàng quang ô nhiễm (pollution halo hypothesis), cho rằng FDI sẽ sạch hơn đầu tư trong nước vì FDI thông qua việc hiệu ứng công nghệ có thể cải thiện chất lượng môi trường (Trần Thọ Đạt & Đinh Đức Trường, 2020; Pigato & cộng sự, 2020; Zarsky, 1999). Trong khi đó, Adebayo & cộng sự (2021), Phung Thanh Quang (2023), Ullah & cộng sự (2022) the authors investigate that the increasing level of fossil fuel combustion in the industrial sector has been considered the prime cause for the emissions of greenhouse gas. Meanwhile, the research focusing on the impact of fossil fuel consumption on the emission of CO₂ is limited for the developing countries containing Vietnam. This study applied the autoregressive distributed lag (ARDL cho rằng mô hình ô nhiễm môi trường ở các nền kinh tế đang phát triển có dạng hình chữ U ngược, do nó giống với mô hình bất bình đẳng thu nhập và phát triển kinh tế được đưa ra bởi Kuznets (1955). Mặc dù, giả thuyết này phản bác lập luận cho rằng tăng trưởng kinh tế là “kẻ thù” của môi trường, tuy nhiên, ô nhiễm do phát thải CO₂ mang tính tích lũy và sự biến mất của đa dạng sinh học là không thể khắc phục được (Aydin & cộng sự, 2019; Fodha & Zaghdoud, 2010) which can predict the threshold level endogenously. These ecological footprints are divided into those occurring on six major categories of ecologically productive areas, including cropland, grazing land, forest area, fishing grounds, built-up land, and carbon-absorption land. The empirical results indicate that environmental pressure tends to increase with economic development, but then does not decline with further growth for all the ecological footprints except the fishing grounds footprint (FGF).

Một khía cạnh quan trọng khác cần xem xét là dấu chân sinh thái (Ecological Footprint), vốn thể hiện mức độ tiêu thụ tài nguyên thiên nhiên và tạo ra chất thải của các hoạt động kinh tế. Dấu chân sinh thái được coi là “dấu chân” được các hoạt động kinh tế của con người lưu lại trong môi trường sinh thái, phản ánh sự chiếm dụng tài nguyên thiên nhiên do phát triển kinh tế (Li & cộng sự, 2022). Nghiên cứu dấu chân sinh thái không thể trả lời tất cả các khía cạnh của tính bền vững mà thay vào đó chỉ giải thích về việc sử dụng quá mức tài nguyên của nhân loại. Do đó, để phát triển một cách bền vững cần thiết lập sự cân bằng giữa nhu cầu của con người và khả năng của thiên nhiên. Có thể thấy, dấu chân sinh thái có thể trả lời câu hỏi chính là con người cần bao nhiêu khả năng tái tạo của trái đất. Dấu chân sinh thái là đại diện với nhiều chức năng khác nhau, từ cấp lãnh thổ (thành phố, khu vực, quốc gia,...) đến một tập hợp hệ thống rộng lớn. Phân tích Dấu chân sinh thái giúp chính phủ, doanh nghiệp và cá nhân quản lý các nguồn tài nguyên sẵn có và lên kế hoạch sử dụng chúng một cách có hiệu quả, từ đó phát triển kinh tế bền vững. Thế giới đang gặp phải những vấn đề khác nhau dẫn đến suy thoái về môi trường, chẳng hạn như nhu cầu năng lượng ngày càng tăng, lượng chất thải ngày càng tăng, khan hiếm nước và dấu chân sinh thái tăng (Agyekum & cộng sự, 2021; Ahmed & cộng sự, 2019; He & cộng sự, 2018; Ulucak & Lin, 2017). Theo Ahmed & cộng sự (2021), dấu chân sinh thái đo lường tác động của các hoạt động nhân tạo về mặt tạo ra chất thải và tiêu thụ tài nguyên đang liên tục tăng so với năng lực sản xuất của hành tinh này. Do đó, vấn đề mà các quốc gia cần được ưu tiên đó là tình trạng thâm hụt sinh thái, có thể dẫn đến biến đổi khí hậu, thiếu lương thực, tài nguyên cạn kiệt và môi trường suy giảm. Để giảm thiểu sự gia tăng của dấu chân sinh thái, các học giả đang liên kết các yếu tố khác nhau với dấu chân sinh thái để đưa ra một số phương án giảm thiểu có thể giúp đạt được mục tiêu phát triển

kinh tế bền vững. Nghiên cứu của Li & cộng sự (2022) thấy rằng công nghiệp hóa, khai thác và sử dụng quá mức tài nguyên đã làm suy thoái môi trường và hủy hoại sinh thái toàn cầu, từ đó gây ra mối đe dọa đáng kể đối với sự tồn tại và phát triển của con người (Ahmad & cộng sự, 2020; Bùi Hoàng Ngọc & Phan Thị Liệu, 2022). Các nghiên cứu gần đây đều cho thấy rằng FDI giúp kích thích tăng trưởng kinh tế bằng cách bổ sung lượng vốn thiếu hụt nhưng đồng thời cũng cho thấy tác động ngắn hạn và dài hạn của FDI đến chất lượng môi trường (Ayamba & cộng sự, 2020; Trần Văn Hưng, 2024). Tuy nhiên, nếu thu hút FDI gắn với đổi mới xanh và công nghệ tiên tiến sẽ thúc đẩy kinh tế phát triển bền vững (Padhan & Bhat, 2023). Tương tự vậy, Koseoglu & cộng sự (2022) cho thấy rằng có thể đạt được tăng trưởng kinh tế đồng thời bảo vệ môi trường thông qua thúc đẩy quá trình chuyển đổi sang đổi mới công nghệ xanh của các quốc gia nếu như đầu tư vào đổi mới công nghệ xanh. Như vậy, để phát triển kinh tế bền vững các nhà hoạch định chính sách nên phân bổ ngân sách cho các hoạt động R&D trong lĩnh vực đổi mới công nghệ xanh. Đồng thời, có thể miễn thuế và trợ cấp cho các doanh nghiệp đầu tư vào công nghệ liên quan đến môi trường (Wang & cộng sự, 2023). Nghiên cứu của Wang & Uctum (2024) cho thấy những nơi thu nhập thấp, dòng vốn FDI sẽ làm xấu đi dấu chân sinh thái sản xuất và tiêu dùng của các nền kinh tế. Ngược lại, ở các nước thu nhập cao dòng vốn FDI sẽ cải thiện dấu chân tiêu dùng của các nước thu nhập cao. Điều này cho thấy sự bất bình đẳng đáng kể giữa các quốc gia, với các nền kinh tế giàu có tiêu thụ vượt quá đáng kể khả năng sinh học bình quân đầu người sẵn có của họ. Do đó, để phát triển kinh tế bền vững trước tiên phải giảm dấu chân toàn cầu, ngoài các chính sách về không khí sạch hơn, cải thiện chất lượng nước và đất, phải quan tâm đến tác động của dòng vốn FDI, chính sách xuất khẩu và đô thị hóa đối với hệ sinh thái của các khu vực nghèo hơn.

Có thể thấy, dấu chân sinh thái là yếu tố quan trọng được sử dụng để đánh giá mức độ ảnh hưởng của các hoạt động kinh tế đối với môi trường tự nhiên. Khi dấu chân sinh thái vượt quá khả năng tái tạo của môi trường, điều này dẫn đến suy giảm tài nguyên thiên nhiên, biến đổi khí hậu, và mất đa dạng sinh học, làm suy yếu khả năng đạt được phát triển kinh tế bền vững (Ahmed & cộng sự, 2021; Li & cộng sự, 2022; Ahmad & cộng sự, 2020). Dòng vốn FDI không chỉ thúc đẩy phát triển kinh tế mà còn ảnh hưởng gián tiếp tới môi trường thông qua việc làm gia tăng dấu chân sinh thái. Tăng trưởng kinh tế do FDI thúc đẩy có thể dẫn đến việc khai thác tài nguyên quá mức và làm trầm trọng thêm tình trạng môi trường, từ đó ảnh hưởng tiêu cực đến phát triển kinh tế bền vững. Tuy nhiên, nếu các dòng vốn FDI được kết hợp với công nghệ sạch và quản lý môi trường hiệu quả, thì có thể kiểm soát và giảm thiểu tác động tiêu cực lên dấu chân sinh thái, đồng thời hỗ trợ tích cực cho sự phát triển bền vững (Padhan & Bhat, 2023; Koseoglu & cộng sự, 2022; Wang & cộng sự, 2023). Đặc biệt, trong bối cảnh các quốc gia thị trường mới nổi ở Đông Nam Á, là những quốc gia đặc trưng bởi thu nhập thấp, tốc độ tăng trưởng nhanh và tự do hóa kinh tế cao (Hoskisson & cộng sự, 2000; Cao & Shi, 2021). Nghiên cứu sẽ làm rõ mối quan hệ giữa FDI, dấu chân sinh thái và phát triển kinh tế bền vững, từ đó đề xuất những chính sách hiệu quả nhằm hỗ trợ Việt Nam và các quốc gia trong khu vực đạt được mục tiêu phát triển kinh tế bền vững trong tương lai.

3. Phương pháp nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu: Xuất phát từ nghiên cứu của Narula (2012), Li & cộng sự (2022), Ahmad & cộng sự (2020), tác giả đề xuất mô hình như sau:

$$SDI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 FDI_{i,t} + \beta_2 EFP_{i,t} + \beta_3 GDP_{i,t} + \beta_4 TRADE_{i,t} + \beta_5 UBR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Trong đó, biến phụ thuộc SDI là biến đại diện cho phát triển kinh tế bền vững, các biến độc lập gồm FDI là biến đại diện cho dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào và EFP là biến đại diện cho dấu chân sinh thái. Ngoài ra, tác giả sử dụng các biến kiểm soát như GDP là biến đại diện cho tổng thu nhập quốc gia, TRADE là biến đại diện cho độ mở thương mại, UBR là biến đại diện cho tốc độ đô thị hóa và i là quốc gia ở thời kỳ t .

Phương pháp nghiên cứu: Phương pháp LSDV trong PVAR thường được áp dụng khi số lượng quan sát theo thời gian (T) đủ lớn, thường là $T \geq 10$, và số lượng đơn vị quan sát (N) không quá lớn (Glogowsky & Cagala, 2014). Khi T nhỏ, phương pháp LSDV có thể gặp phải hiện tượng “Nickell Bias”, gây ra thiên lệch trong ước lượng (Bun & Kiviet, 2006). Trong trường hợp N lớn và T nhỏ, các phương pháp như GMM (Generalized Method of Moments) có thể phù hợp hơn (Glogowsky & Cagala, 2014). Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng số quan sát theo thời gian từ năm 1995 đến năm 2023 ($T = 28$) và số lượng đơn vị quan sát ($N = 4$ quốc gia) là không quá lớn.

Dữ liệu nghiên cứu: Theo MSCI (2025) thị trường mới nổi (Emerging markets) gồm 4 quốc gia Indonesia, Malaysia, Philippines và Thái Lan. Dữ liệu của 4 quốc gia được thu thập theo tuần suất năm từ năm 1995 đến năm 2023. Trong đó:

Biến phụ thuộc là SDI đại diện cho phát triển kinh tế bền vững. Kế thừa nghiên cứu của Hosan & cộng sự (2022), Khan & cộng sự (2021), Ngo Thai Hung (2023). Nghiên cứu đã xây dựng chỉ số phát triển kinh tế bền vững thông qua phương pháp PCA của sáu thành phần kinh tế-xã hội: (i) độ mở thương mại (% GDP), (ii) giá trị gia tăng từ nông nghiệp, lâm nghiệp và thủy sản (% GDP), (iii) tăng trưởng dân số, (iv) chi tiêu tiêu dùng cuối cùng, (v) chỉ số giá tiêu dùng (%), và (vi) xuất khẩu hàng hóa và dịch vụ (% GDP). Các thành phần này được lựa chọn vì chúng phản ánh đầy đủ các khía cạnh cốt lõi của phát triển bền vững về kinh tế-xã hội, thể hiện rõ khả năng tự chủ, ổn định và tăng trưởng dài hạn của một nền kinh tế. Việc sử dụng các yếu tố này giúp đo lường một cách toàn diện và khách quan hiệu quả kinh tế bền vững của các quốc gia đang phát triển, đảm bảo nền kinh tế phát triển hài hòa giữa tăng trưởng kinh tế và các mục tiêu xã hội, môi trường

Biến độc lập bao gồm biến FDI đại diện cho dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào được thu thập theo tuần suất năm từ WDI, biến EFP đại diện cho dấu chân sinh thái được thu thập từ Global Footprint Network (2025) theo tần suất năm. Kế thừa nghiên cứu của Nathaniel & Khan (2020), Bùi Hoàng Ngọc & Phan Thị Liệu (2022) tác giả sử dụng chỉ số dấu chân sinh thái EFP (ecological footprint) thay vì dựa trên lượng phát thải cacbon.

Các biến kiểm soát bao gồm GDP đại diện cho tổng thu nhập quốc dân, TRADE đại diện cho độ mở thương mại và UBR đại diện cho mức độ đô thị hoá được thu thập theo tần suất năm từ WDI.

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

Biến trong mô hình	Ký hiệu	Cách tính
Chỉ số phát triển bền vững	SDI	Phân tích thành phần chính (PCA) của 6 yếu tố với nguồn dữ liệu được thu thập từ WDI. (i) Thương mại (% GDP) (ii) Giá trị gia tăng của nông nghiệp, lâm nghiệp và thủy sản (% GDP) (iii) Tăng trưởng dân số (% hàng năm) (iv) Lạm phát, chỉ số giá tiêu dùng (% hàng năm) (v) Tổng chi tiêu tiêu dùng cuối cùng (được đo bằng USD cố định năm 2010) (vi) Xuất khẩu hàng hóa và dịch vụ (% GDP)
Đầu tư trực tiếp nước ngoài	FDI	Tăng trưởng hàng năm của vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào (WDI)
Dấu chân sinh thái	EFP	Tăng trưởng hàng năm của dấu chân sinh thái (thu thập từ Global Footprint Network)
Tổng sản phẩm quốc nội	GDP	Tăng trưởng GDP hàng năm (WDI)
Độ mở thương mại	TRD	Tổng lượng hàng hoá xuất nhập khẩu trên GDP (WDI)
Đô thị hoá	UPG	Tăng trưởng dân số ở thành thị hàng năm (WDI)

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

4. Kết quả và thảo luận

Bảng 2: Kết quả kiểm định tính dừng

Bậc gốc	LLC		IPS	
	t-Stat	Prob.	t-Stat	Prob.
SDI	-2,6279 ***	0,0043	-2,4607 ***	0,0069
FDI	-5,0341 ***	0,0000	-6,3391 ***	0,0000
EFP	-7,1458 ***	0,0000	-5,8793 ***	0,0081
GDP	-4,3595 ***	0,0001	-5,2218 ***	0,0002
TRADE	-0,6046	0,2727	-0,5576	0,2885
UBR	-2,1150 **	0,0172	0,0672	0,5268
Bậc 1				
TRADE	-6,0812 ***	0,0000	-5,4996 ***	0,0000
UBR	-	-	-4,9409 ***	0,0000

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

Trước khi tiến hành hồi quy dữ liệu chuỗi thời gian, việc kiểm tra tính dừng của dữ liệu là rất quan trọng (Dickey & Fuller, 1979; Phillips & Perron, 1988). Dữ liệu được xem là phù hợp khi dừng ở mức sai phân bậc nhất $I(0)$ hay $I(1)$. Tác giả sử dụng kiểm định LLC và IPS nhằm xem xét tính dừng của dữ liệu.

Kết quả Bảng 2 cho thấy các biến SDI, FDI, EFP, GDP đều dừng ở bậc gốc, riêng các biến TRADE, UBR không dừng ở bậc gốc. Tuy nhiên, khi kiểm định sai phân bậc 1 kết quả cho thấy TRADE và UBR dừng. Do đó, phương pháp ước lượng PVAR là phù hợp với dữ liệu nghiên cứu.

Bảng 3: Kết quả giải thích của các mô hình trong PVAR

Phương trình	Tham số	Sai số bình phương trung bình gốc	Hệ số xác định	Thống kê F	Ý nghĩa thống kê
SDI	16	0,399491	94,80%	1,2198	0,0000
FDI	16	8,80945	18,90%	1,5337	0,1263
EFP	16	0,033001	20,42%	1,7391	0,0709
GDP	16	0,11424	30,80%	3,2452	0,0006
UBR	16	0,002801	92,47%	75,6049	0,0000
TRADE	16	0,085761	97,38%	40,1780	0,0000

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

Từ kết quả hồi quy cho thấy hệ số xác định (R-squared) của mô hình (1) có ý nghĩa thống kê, mô hình giải thích 94,8% sự biến động của SDI, cho thấy đây là một mô hình phù hợp với kiểm định F có giá trị lớn ($F = 11,21976$) cho thấy các biến giải thích có tác động đáng kể lên SDI và Sai số bình phương trung bình gốc khá nhỏ ($RMSE = 0,399491$) chứng tỏ mô hình dự báo tốt.

Bảng 4: Kết quả hồi quy trong ngắn hạn

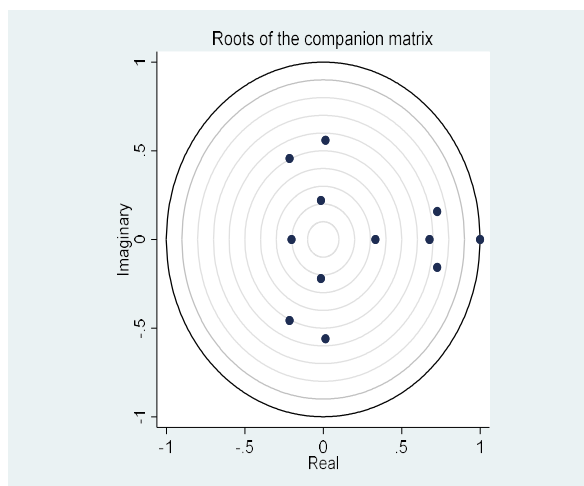
	SDI	FDI	EFP	GDP	TRADE	UBR
L1.SDI	0,612***	1,6639	0	-0,114***	0,0779**	0,0002
L2.SDI	0,0378	-2,3474	-0,0028	0,0909***	-0,0685***	-0,0003
L1.FDI	-0,0075**	0,0745	-0,0005***	-0,0008	-0,0001	0
L2.FDI	-0,0028*	-0,0382	0	0,0001	0,0002	0
L1.EFP	-3,1066*	-91,528	-0,1948	-0,8238**	-0,1693	0,0065
L2.EFP	-1,7311	3,5621	-0,2869**	-1,2828***	-0,2186	0,0029
L1.GDP	0,6182	-8,3126	0,0274	0,3113**	-0,0808	-0,0017
L2.GDP	-1,4089***	9,6094	-0,021	-0,0287	-0,0746	-0,002
L1. TRADE	2,3055**	-11,6149	0,0972	0,2479	0,8629***	0,0065
L2. TRADE	-0,523	16,771	-0,0688	0,047	-0,0317	-0,0016
L1.UBR	2,2544	-6,6335	0,9037	2,3201	0,9606	1,1669***
L2.UBR	-18,3655	-3,8455	-0,4993	-4,1267	3,478	-0,2752

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 4 cho thấy SDI năm trước tác động mạnh và tích cực vào SDI của năm nay. Trong khi đó, FDI năm trước có tác động tiêu cực nhưng mức tác động nhẹ đến SDI. Kết quả nghiên cứu tương đồng với Liu & cộng sự (2018), Seker & cộng sự (2015), Sinha & Shahbaz (2018) khi cho rằng dòng vốn FDI làm giảm chất lượng môi trường thông qua việc thúc đẩy mở rộng kinh tế và chính điều đó làm ảnh hưởng tiêu cực đến phát triển kinh tế bền vững trong ngắn hạn. Kết quả này cũng phù hợp với Narula (2012) khi cho rằng FDI có thể đóng vai trò là chất xúc tác để đạt được tốc độ tăng trưởng kinh tế nhanh hơn ở các nền kinh tế mới nổi. Tuy nhiên, tăng trưởng do FDI dẫn dắt đã dẫn đến suy thoái môi trường trong hầu hết các trường hợp. Kết quả cho thấy rằng dấu chân sinh thái (EFP) năm trước có tác động tiêu cực và mạnh đến SDI (-3,1066), có ý nghĩa ở mức 10%. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu của Li & cộng sự (2022) cho rằng trong quá trình công nghiệp hóa, việc khai thác và sử dụng quá mức tài nguyên thiên nhiên đã dẫn đến ô nhiễm môi trường và hủy hoại sinh thái toàn cầu, từ đó gây ra mối đe dọa đáng kể đối với sự tồn tại và phát triển của con người (Ahmad & cộng sự, 2020; Bùi Hoàng Ngọc & Phan Thị Liệu, 2022). Kết quả nghiên cứu còn ngụ ý rằng sự tích tụ trữ lượng chất thải thông qua sự phát triển kinh tế sẽ gây áp lực môi trường từ đó ảnh hưởng đến phát triển bền vững (Aydin & cộng sự, 2019; Emmanuel & cộng sự, 2023). Từ kết quả nghiên cứu cho thấy GDP hai năm trước có tác động tiêu cực đến SDI (-1,4089), có ý nghĩa ở mức 1%, độ mở

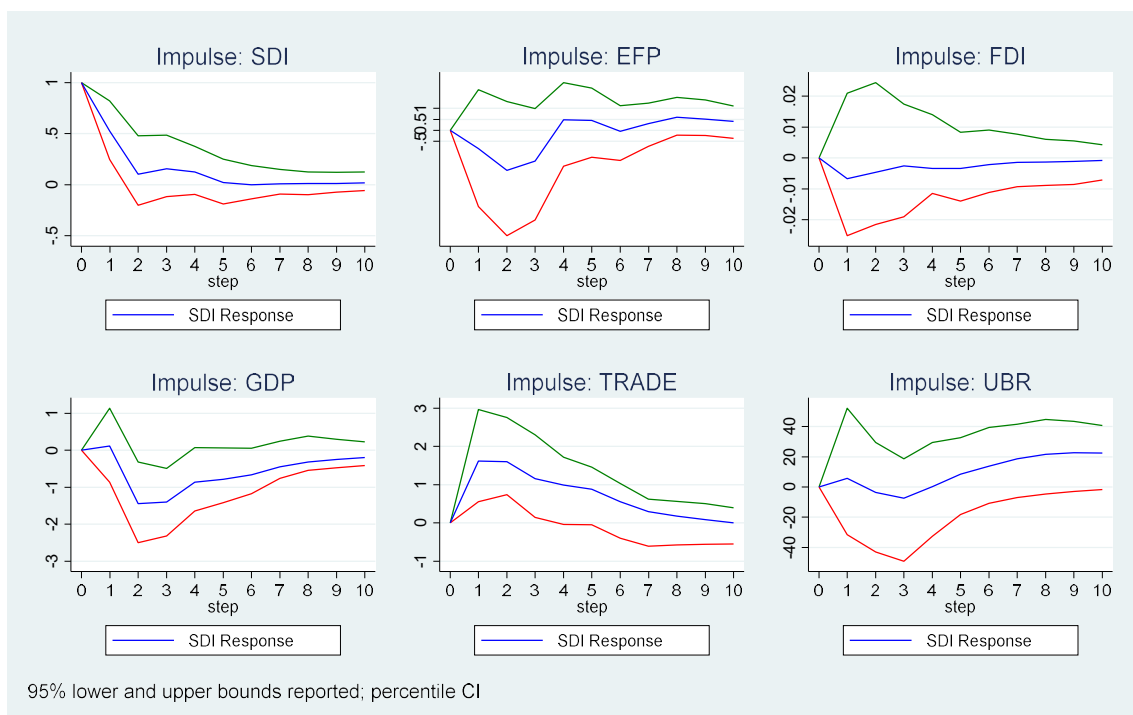
thương mại (TRADE) của năm trước có tác động tích cực đến SDI, có ý nghĩa ở mức 5% và UBR không có ý nghĩa thống kê đối với SDI.

Hình 1: Kiểm định độ phù hợp của mô hình



Tác giả sử dụng kiểm định Westerlund và Pedroni nhằm kiểm tra mối quan hệ dài hạn. Kết quả cho thấy không tìm thấy mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến đã chọn. Để kiểm định tính ổn định của mô hình, Hình 1 thể hiện các giá trị riêng được vẽ trong vòng tròn đơn vị, cho thấy rằng ước lượng PVAR đảm bảo tính ổn định.

Hình 2: Phản ứng của SDI trước các cú sốc



Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

Hình 2 cho thấy SDI có xu hướng giảm mạnh ngay sau cú sốc, rồi dần hồi phục nhưng vẫn duy trì ở mức thấp hơn ban đầu. Điều này cho thấy SDI có tác động tiêu cực trong ngắn hạn lên chính nó nhưng có xu hướng ổn định sau vài giai đoạn.

Trong khi đó, SDI giảm mạnh ngay sau cú sốc của EFP, đạt giá trị thấp nhất khoảng giai đoạn 2 và giai đoạn 3. sau đó, SDI bắt đầu hồi phục và có dấu hiệu tăng lên. Điều này phản ánh mối quan hệ nghịch chiều

giữa dấu chân sinh thái và phát triển kinh tế bền vững: mức độ tiêu dùng tài nguyên môi trường ban đầu có thể làm giảm SDI nhưng về lâu dài có thể có điều chỉnh. Đồng thời, sau cú sốc FDI, SDI giảm nhẹ sau đó hồi phục dần về mức cân bằng. Tuy nhiên, biên độ dao động khá nhỏ so với các biến khác. Điều này có thể ngụ ý rằng FDI không có tác động mạnh đến SDI trong ngắn hạn nhưng vẫn có ảnh hưởng nhẹ tiêu cực ban đầu.

Cú sốc của GDP làm SDI giảm mạnh trong 2 giai đoạn đầu tiên, sau đó hồi phục dần và có xu hướng tăng trong dài hạn. Điều này phản ánh rằng GDP tăng đột ngột có thể đi kèm với tác động tiêu cực lên SDI (có thể do tăng trưởng nóng ảnh hưởng tiêu cực đến bền vững môi trường), nhưng về lâu dài, kinh tế phát triển có thể hỗ trợ sự bền vững. Tương tự vậy, tự do thương mại có thể gây ra tổn thất ngắn hạn đến phát triển kinh tế bền vững, nhưng về lâu dài nó có thể thúc đẩy phát triển bền vững thông qua các cơ chế điều chỉnh của thị trường. Và ảnh hưởng của đô thị hóa lên phát triển kinh tế bền vững có thể không ổn định và khó dự đoán, nguyên nhân có thể cho rằng quá trình đô thị hóa nhanh sẽ gây tổn hại đến phát triển bền vững (qua ô nhiễm, mất cân bằng sinh thái), nhưng về lâu dài, đô thị hóa có thể đi kèm với các cải thiện về hiệu quả môi trường và kinh tế.

5. Kết luận

Tác giả phương pháp ước lượng PVAR nhằm xem xét Hiệu ứng đầu tư trực tiếp nước ngoài, dấu chân sinh thái và phát triển bền vững của các thị trường mới nổi ở các quốc gia Đông Nam Á bao gồm Indonesia, Malaysia, Philippines và Thailan từ giai đoạn 1995 đến năm 2023. Có thể kết luận rằng trong ngắn hạn, dòng vốn FDI làm giảm chất lượng môi trường thông qua việc thúc đẩy mở rộng kinh tế và chính điều đó làm ảnh hưởng tiêu cực đến phát triển kinh tế bền vững ở các nền kinh tế mới nổi. Đồng thời, dấu chân sinh thái có mối quan hệ tiêu cực mạnh đến phát triển kinh tế bền vững bởi vì trong quá trình phát triển và công nghiệp hóa, việc khai thác và sử dụng quá mức tài nguyên thiên nhiên đã làm huỷ hoại môi trường gây ra mối đe dọa đáng kể đối với sự phát triển bền vững. Từ các kết quả nghiên cứu này tác giả đề xuất một số giải pháp cho các thị trường mới nổi ở các quốc gia Đông Nam Á, từ những kết quả đó là bài học kinh nghiệm cho Việt Nam khi thu hút nguồn vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài nhằm phát triển kinh tế bền vững.

Thứ nhất, quản lý và định hướng FDI hiệu quả. Mặc dù đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) có thể thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, nhưng cũng có thể gây ra tác động tiêu cực đến chất lượng môi trường và phát triển kinh tế bền vững. Do đó, cần thiết lập các chính sách thu hút FDI xanh, khuyến khích các dự án sử dụng công nghệ sạch, thân thiện với môi trường và có trách nhiệm xã hội. Đồng thời, cần có các quy định và giám sát chặt chẽ để đảm bảo các dự án FDI tuân thủ các tiêu chuẩn môi trường, chính những điều này sẽ giúp giảm thiểu tác động tiêu cực và thúc đẩy phát triển kinh tế bền vững.

Thứ hai, kiểm soát dấu chân sinh thái. Dấu chân sinh thái có ảnh hưởng tiêu cực mạnh đến phát triển kinh tế bền vững vì vậy cần triển khai các biện pháp giảm thiểu tiêu thụ tài nguyên thiên nhiên và ô nhiễm môi trường, như đầu tư vào năng lượng tái tạo (điện mặt trời, điện gió, thủy điện...), áp dụng các công nghệ tiết kiệm năng lượng trong sản xuất và tiêu dùng, quản lý rừng bền vững, bảo tồn đa dạng sinh học, kiểm soát khai thác tài nguyên và khuyến khích các doanh nghiệp áp dụng các quy trình sản xuất thân thiện với môi trường, giảm thiểu chất thải và nâng cao nhận thức của người dân về tiêu dùng bền vững.

Thứ ba, độ mở thương mại ảnh hưởng tích cực đến trong ngắn hạn do đó để duy trì và phát huy hiệu quả này, cần xây dựng các chính sách thương mại hợp lý, thúc đẩy xuất khẩu các sản phẩm thân thiện với môi trường và nhập khẩu công nghệ tiên tiến nhằm nâng cao năng suất và giảm thiểu tác động tiêu cực đến môi trường. Đồng thời, quá trình đô thị hóa nhanh chóng có thể gây áp lực lên môi trường và tài nguyên. Vì vậy, cần lập kế hoạch đô thị hóa hợp lý, đảm bảo cân bằng giữa phát triển kinh tế và bảo vệ môi trường, đồng thời nâng cao chất lượng cuộc sống cho người dân.

Tài liệu tham khảo:

- Adebayo, T.S., Awosusi, A.A., Kirikkaleli, D., Akinsola, G.D. & Mwamba, M.N. (2021), 'Can CO2 emissions and energy consumption determine the economic performance of South Korea? A time series analysis', *Environmental Science and Pollution Research*, 28(29), 38969-38984
- Agyekum, E.B., Adebayo, T.S., Bekun, F.V., Kumar, N.M. & Panjwani, M.K. (2021), 'Effect of two different heat

transfer fluids on the performance of solar tower CSP by comparing recompression supercritical CO₂ and rankine power cycles, China', *Energies*, 14(12), 3426.

- Ahmad, M., Jiang, P., Majeed, A., Umar, M., Khan, Z. & Muhammad, S. (2020), 'The dynamic impact of natural resources, technological innovations and economic growth on ecological footprint: An advanced panel data estimation', *Resources Policy*, 69(September), 101817. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101817>.
- Ahmed, Z., Wang, Z., Mahmood, F., Hafeez, M. & Ali, N. (2019), 'Does globalization increase the ecological footprint? Empirical evidence from Malaysia', *Environmental Science and Pollution Research*, 26, 18565-18582.
- Ahmed, Z., Zhang, B. & Cary, M. (2021), 'Linking economic globalization, economic growth, financial development, and ecological footprint: Evidence from symmetric and asymmetric ARDL', *Ecological Indicators*, 121(September), 107060. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2020.107060>
- Al-Mulali, U., Weng-Wai, C., Sheau-Ting, L. & Mohammed, A.H. (2015), 'Investigating the environmental Kuznets curve (EKC) hypothesis by utilizing the ecological footprint as an indicator of environmental degradation', *Ecological Indicators*, 48, 315-323.
- Ayamba, E.C., Haibo, C., Abdul-Rahaman, A.R., Serwaa, O.E. & Osei-Agyemang, A. (2020), 'The impact of foreign direct investment on sustainable development in China', *Environmental Science and Pollution Research*, 27, 25625-25637.
- Aydin, C., Esen, Ö. & Aydin, R. (2019), 'Is the ecological footprint related to the Kuznets curve a real process or rationalizing the ecological consequences of the affluence? Evidence from PSTR approach', *Ecological Indicators*, 98(November), 543-555. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2018.11.034>
- Blackman, A. & Wu, X. (1999), 'Foreign direct investment in China's power sector: trends, benefits and barriers', *Energy Policy*, 27(12), 695-711.
- Borensztein, E., De Gregorio, J. & Lee, J.W. (1998), 'How does foreign direct investment affect economic growth?', *Journal of International Economics*, 45(1), 115-135.
- Bùi Hoàng Ngọc & Phan Thị Liệu (2022), 'Mối quan hệ giữa đầu tư trực tiếp nước ngoài, tăng trưởng kinh tế, tiêu thụ năng lượng và dấu chân sinh thái ở Việt Nam: Tiếp cận bằng hồi quy phân vị dựa trên phân vị', *Tạp chí Phát triển Khoa học và Công nghệ - Kinh tế - Luật và Quản lý*, 6(4), 3855-3866.
- Bun, M.J.G. & Kiviet, J.F. (2006), 'The effects of dynamic feedbacks on LS and MM estimator accuracy in panel data models', *Journal of Econometrics*, 132(2), 409-444.
- Cao, Z. & Shi, X. (2021), 'A systematic literature review of entrepreneurial ecosystems in advanced and emerging economies', *Small Business Economics*, 57(1), 75-110. <https://doi.org/10.1007/s11187-020-00326-y>
- Carkovic, M. & Levine, R. (2005), 'Does foreign direct investment accelerate economic growth', *Does Foreign Direct Investment Promote Development*, 195, 220.
- Danish, Ulucak, R. & Khan, S.U.D. (2020), 'Determinants of the ecological footprint: Role of renewable energy, natural resources, and urbanization', *Sustainable Cities and Society*, 54, 101996. <https://doi.org/10.1016/j.scs.2019.10199>
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1979), 'Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root', *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.
- Duttagupta, R. & Pazarbasioglu, C. (2021), *MILESto go*, Finance & Development, International Monetary Fund.
- Đinh Thị Thanh Bình (2024), 'Vai trò trung gian của cường độ năng lượng trong tác động của FDI tới lượng phát thải CO₂ tại các quốc gia đang phát triển trên thế giới', *Tạp Chí Kinh Tế và Phát Triển*, 328, 12-21.
- Emmanuel, O.N.B., Fonchamnyo, D.C., Thierry, M.A. & Dinga, G.D. (2023), 'Ecological footprint in a global perspective: the role of domestic investment, FDI, democracy and institutional quality', *Journal of Global Responsibility*, 14(4), 431-451. <https://doi.org/10.1108/JGR-09-2022-0091>
- Fodha, M. & Zaghdoud, O. (2010), 'Economic growth and pollutant emissions in Tunisia: an empirical analysis of the environmental Kuznets curve', *Energy Policy*, 38(2), 1150-1156.
- Global Footprint Network (2025), *Data Downloads, Licenses, and Support*, <https://www.footprintnetwork.org/licenses/>
- Glogowsky, U. & Cagala, T. (2014), *XTVAR: Stata module to compute panel vector autoregression*, <https://doi.org/10.13140/2.1.2259.8722>
- Grossman, G.M. & Krueger, A.B. (1995), 'Economic growth and the environment', *The Quarterly Journal of*

- Harrison, A. (1995), 'Determinants and effects of direct foreign investment in Cote d'Ivoire, Morocco, and Venezuela', *MPRA Paper No. 36594*, MPRA.
- He, L., Shen, J. & Zhang, Y. (2018), 'Ecological vulnerability assessment for ecological conservation and environmental management', *Journal of Environmental Management*, 206, 1115-1125.
- Hosan, S., Karmaker, S.C., Rahman, M.M., Chapman, A.J. & Saha, B.B. (2022), 'Dynamic links among the demographic dividend, digitalization, energy intensity and sustainable economic growth: Empirical evidence from emerging economies', *Journal of Cleaner Production*, 330, 129858.
- Hoskisson, R.E., Eden, L., Lau, C.M. & Wright, M. (2000), 'Strategy in Emerging Economies', *The Academy of Management Journal*, 43(3), 249-267. <https://doi.org/10.2307/1556394>
- Javorcik, B.S. (2004), 'Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages', *American Economic Review*, 94(3), 605-627.
- Kathuria, V. (2000), 'Productivity spillovers from technology transfer to Indian manufacturing firms', *Journal of International Development*, 12(3), 343-369.
- Khan, M.K., Abbas, F., Godil, D.I., Sharif, A., Ahmed, Z. & Anser, M.K. (2021), 'Moving towards sustainability: how do natural resources, financial development, and economic growth interact with the ecological footprint in Malaysia? A dynamic ARDL approach', *Environmental Science and Pollution Research*, 28(39), 55579-55591. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-14686->
- Koseoglu, A., Yucel, A.G. & Ulucak, R. (2022), 'Green innovation and ecological footprint relationship for a sustainable development: Evidence from top 20 green innovator countries', *Sustainable Development*, 30(5), 976-988. <https://doi.org/10.1002/sd.2294>
- Kuznets, S. (1955), 'International differences in capital formation and financing', in *Capital formation and economic growth*, Princeton University Press, 19-111.
- Li, X., Xiao, L., Tian, C., Zhu, B. & Chevallier, J. (2022), 'Impacts of the ecological footprint on sustainable development: Evidence from China', *Journal of Cleaner Production*, 352(September), 131472. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2022.131472>
- Lipsey, R.E. (2004), 'Home-and host-country effects of foreign direct investment', in *Challenges to globalization: Analyzing the economics*, University of Chicago Press, 333-382.
- Liu, H. & Kim, H. (2018), 'Ecological footprint, foreign direct investment, and gross domestic production: Evidence of Belt & Road Initiative countries', *Sustainability*, 10(10). <https://doi.org/10.3390/su10103527>
- Liu, Q., Wang, S., Zhang, W., Zhan, D. & Li, J. (2018), 'Does foreign direct investment affect environmental pollution in China's cities? A spatial econometric perspective', *Science of the Total Environment*, 613, 521-529.
- MSCI (2025), *Index country membership*, Springer. <https://www.msci.com/index-country-membership-tool>
- Narula, K. (2012), 'Sustainable investing' via the FDI route for sustainable development', *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 37, 15-30. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2012.03.271>
- Nathaniel, S. & Khan, S.A.R. (2020), 'The nexus between urbanization, renewable energy, trade, and ecological footprint in ASEAN countries', *Journal of Cleaner Production*, 272, 122709. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.122709>
- Ngo Thai Hung (2023), 'Green investment, financial development, digitalization and economic sustainability in Vietnam: Evidence from a quantile-on-quantile regression and wavelet coherence', *Technological Forecasting and Social Change*, 186(May). <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.122185>
- Okamoto, Y. & Sjöholm, F. (2000), *FDI and the dynamics of productivity: Microeconomic evidence*, APEC Study Centre, Graduate School of International Development, Nagoya.
- Padhan, L. & Bhat, S. (2023), 'Nexus between foreign direct investment and ecological footprint in BRICS and Next-11: the moderating role of green innovation', *Management of Environmental Quality: An International Journal*. <https://doi.org/10.1108/MEQ-07-2023-0204>
- Phillips, P.C.B. & Perron, P. (1988), 'Testing for a unit root in time series regression', *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Phung Quang Thanh (2023), 'Assessment of impacts of inward and outward FDI on environmental protection in Vietnam', *Journal of Environmental Assessment Policy and Management*, 25(02), 2350009.

-
- Pigato, M., Black, S., Dussaux, D., Mao, Z., Rafaty, R. & Touboul, S. (2020), *Technology transfer and innovation for low-carbon development*, World Bank Publications.
- Seker, F., Ertugrul, H.M. & Cetin, M. (2015), 'The impact of foreign direct investment on environmental quality: A bounds testing and causality analysis for Turkey', *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 52, 347-356. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.07.118>
- Sinha, A. & Shahbaz, M. (2018), 'Estimation of environmental Kuznets curve for CO2 emission: Role of renewable energy generation in India', *Renewable Energy*, 119, 703-711. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2017.12.058>
- Trần Thọ Đạt & Đinh Đức Trường (2020), 'Quản lý tài nguyên, môi trường và biến đổi khí hậu hướng tới sự phát triển bền vững tại Việt Nam từ góc nhìn kinh tế', *Tạp Chí Kinh Tế và Phát Triển*, 278, 2-11.
- Trần Văn Hưng (2024), 'Mối quan hệ giữa FDI, toàn cầu hóa, tăng trưởng kinh tế, tăng trưởng xanh và khí thải CO2 tại Việt Nam', *Tạp Chí Kinh Tế và Phát Triển*, 41-51. <https://doi.org/10.33301/jed.vi.1601>
- Ullah, S., Nadeem, M., Ali, K. & Abbas, Q. (2022), 'Fossil fuel, industrial growth and inward FDI impact on CO emissions in Vietnam: testing the EKC hypothesis', *Management of Environmental Quality: An International Journal*, 33(2), 222-240. <https://doi.org/10.1108/MEQ-03-2021-0051>
- Ulucak, R. & Lin, D. (2017), 'Persistence of policy shocks to ecological footprint of the USA', *Ecological Indicators*, 80, 337-343.
- Wang, C. & Uctum, M. (2024), 'Ecological footprint of FDI inflows and income threshold effect: New results with a new approach to income classification', *Environmental and Sustainability Indicators*, 22(January), 100356. <https://doi.org/10.1016/j.indic.2024.100356>
- Wang, R., Usman, M., Radulescu, M., Cifuentes-Faura, J. & Balsalobre-Lorente, D. (2023), 'Achieving ecological sustainability through technological innovations, financial development, foreign direct investment, and energy consumption in developing European countries', *Gondwana Research*, 119, 138-152. <https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.02.023>
- Zarsky, L. (1999), 'Havens, halos and spaghetti: untangling the evidence about foreign direct investment and the environment', *Foreign Direct Investment and the Environment*, 13(8), 47-74.

TÁC ĐỘNG CỦA TÀI CHÍNH TOÀN DIỆN ĐẾN PHÁT TRIỂN CON NGƯỜI: NGHIÊN CỨU TRƯỜNG HỢP CÁC QUỐC GIA ĐANG PHÁT TRIỂN TẠI CHÂU Á

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

Mã bài: JED-2259
Ngày nhận: 08/02/2025
Ngày nhận bản sửa: 25/03/2025
Ngày duyệt đăng: 09/04/2025
DOI: 10.33301/JED.VI.2259

Tóm tắt:

Mục tiêu của bài nghiên cứu này là phân tích tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người, kết hợp với việc xem xét vai trò điều tiết của chất lượng thể chế trong tác động này. Mẫu dữ liệu bao gồm 29 quốc gia đang phát triển ở châu Á. Kết quả ước lượng cho thấy tồn tại hai giá trị ngưỡng của chất lượng thể chế. Theo đó, tác động tích cực của tài chính toàn diện đến phát triển con người được thể hiện rõ khi chất lượng thể chế vượt qua giá trị ngưỡng thứ nhất, tác động tích cực này được gia tăng đáng kể khi chất lượng thể chế vượt qua giá trị ngưỡng thứ hai. Những phát hiện này là bằng chứng thực nghiệm khẳng định vai trò quan trọng của chất lượng thể chế trong việc điều tiết tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người. Đây là cơ sở đáng tin cậy để các quốc gia đang phát triển ở châu Á hoàn thiện các chính sách liên quan đến tài chính toàn diện và chất lượng thể chế nhằm thúc đẩy phát triển con người.

Từ khóa: Châu Á, chất lượng thể chế, phát triển con người, tài chính toàn diện.

Mã JEL: E02, G20.

The impact of financial inclusion on human development: A case study of developing countries in Asia

Abstract:

The goal of this study is to analyze the impact of financial inclusion on human development, combined with consideration of the moderating role of institutional quality in this impact. The data sample includes 29 developing countries in Asia. The estimation results indicate that two threshold values of institutional quality exist. Accordingly, the positive impact of financial inclusion on human development is clearly shown when institutional quality exceeds the first threshold value; this positive impact is significantly increased when institutional quality exceeds the second threshold value. These findings provide empirical evidence that confirms the important role of institutional quality in moderating the impact of financial inclusion on human development. Such evidence is a reliable basis for developing countries in Asia to improve policies related to financial inclusion and institutional quality to promote human development.

Keywords: Asia, institutional quality, human development, financial inclusion.

JEL Codes: E02, G20.

1. Giới thiệu

Tài chính toàn diện (TCTD) tạo điều kiện thuận lợi để mọi thành phần trong xã hội có thể dễ dàng tiếp cận và sử dụng các dịch vụ tài chính với chi phí hợp lý (Ababio & cộng sự, 2021). Điều này đặc biệt quan trọng đối với những người nghèo và những người yếu thế trong xã hội. Bởi vì, mức độ dễ dàng tiếp cận và sử dụng các dịch vụ tài chính với chi phí hợp lý có thể giúp họ cải thiện chất lượng cuộc sống (Keynes, 1937). Chất lượng cuộc sống được thể hiện ở các khía cạnh như: thu nhập, giáo dục và sức khỏe (Abdelghaffar & cộng sự, 2022). Những khía cạnh này có thể được tổng hợp và hình thành chỉ số phát triển con người (PTCN), còn được gọi là HDI (Human Development Index), đây còn là một trong những tiêu chí quan trọng đại diện cho mức độ phát triển bền vững ở phương diện xã hội tại mỗi quốc gia. Như vậy, tài chính toàn diện có thể tác động đáng kể đến phát triển con người. Tác động này đã được tìm thấy trong một số lượng lớn các nghiên cứu thực nghiệm. Trong đó, một số nghiên cứu đã xác nhận tác động của tài chính toàn diện đến từng phương diện riêng lẻ của phát triển con người, như: thu nhập (Keynes, 1937), sức khỏe (Dupas & Robinson, 2013) và giáo dục (Arcangelis & cộng sự, 2015; Thathsarani & cộng sự, 2021). Gần đây, các nghiên cứu thực nghiệm về vấn đề này thường tập trung vào việc xem xét tác động của tài chính toàn diện đến chỉ số tổng hợp đại diện cho phát triển con người (Abdelghaffar & cộng sự, 2022; Chowdhury & Chowdhury, 2023; Matekenya & cộng sự, 2021; Thathsarani & cộng sự, 2021). Thông qua chỉ số tổng hợp này, mức độ phát triển con người được đánh giá toàn diện và bao quát hơn. Tuy nhiên, các nghiên cứu thực nghiệm này vẫn còn tồn tại khoảng trống nhất định. Thật vậy, hầu hết các nghiên cứu thực nghiệm thường tập trung vào việc xem xét tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người. Trong khi đó, tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người có thể phụ thuộc đáng kể vào đặc điểm của từng quốc gia, đặc biệt là chất lượng thể chế (Kamalu & Ibrahim, 2023; Matekenya & cộng sự, 2021). Thật vậy, tài chính toàn diện hỗ trợ các tầng lớp dân cư có thể dễ dàng tiếp cận và sử dụng các dịch vụ tài chính, tức là giúp cải thiện phía cầu. Tuy nhiên, việc đảm bảo những người yếu thế trong xã hội có thể tiếp cận các dịch vụ tài chính với chi phí hợp lý, đặc biệt là trong việc hỗ trợ họ tiếp cận nguồn lực tài chính nhằm cải thiện chất lượng cuộc sống thì còn phụ thuộc đáng kể vào chất lượng thể chế, tức là còn phụ thuộc vào phía cung. Theo sự hiểu biết của tác giả, các nghiên cứu thực nghiệm còn hạn chế khi chưa làm rõ vai trò điều tiết của chất lượng thể chế trong tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người, hạn chế này đã gây khó khăn nhất định cho các quốc gia trong việc xác định các chính sách phù hợp nhằm phát triển con người.

Có thể thấy rằng, tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người là chủ đề nghiên cứu thú vị, nhưng còn tồn tại khoảng trống lớn cần khám phá, đặc biệt là khoảng trống trong việc làm rõ vai trò điều tiết của chất lượng thể chế trong tác động này. Nhận thấy được khoảng trống đó, tác giả thực hiện bài nghiên cứu này với kỳ vọng có thể đóng góp cho các tài liệu hiện có, mang lại bằng chứng thực nghiệm có ý nghĩa nhất định đối với các quốc gia đang phát triển ở châu Á.

2. Tổng quan nghiên cứu và phát triển giả thuyết

Theo Chương trình Phát triển của Liên hợp quốc (UNDP), HDI là tiêu chí quan trọng để đánh giá sự phát triển của một quốc gia. Đây là thước đo tổng hợp, đại diện cho mức độ phát triển của con người trên các phương diện: sức khỏe (tuổi thọ), giáo dục (số năm đi học) và mức sống (thu nhập bình quân đầu người). Cách đo lường này cũng được sử dụng trong nhiều nghiên cứu thực nghiệm (Matekenya & cộng sự, 2021). Đối với tài chính toàn diện, chỉ số này liên quan đến khả năng tiếp cận hệ thống tài chính chính thức của mọi công dân trong một quốc gia. Điều đó có nghĩa là tất cả các tầng lớp dân cư, bao gồm cả những người có thu nhập thấp nhất đều có thể tiếp cận các sản phẩm và dịch vụ tài chính chính thức. Hay nói cách khác, tài chính toàn diện tạo điều kiện thuận lợi để mọi thành phần trong xã hội có thể dễ dàng tiếp cận và sử dụng các dịch vụ tài chính với chi phí hợp lý (Ababio & cộng sự, 2021). Điều này đặc biệt quan trọng đối với những người nghèo và những người yếu thế trong xã hội. Vai trò quan trọng của tài chính toàn diện đối với phát triển con người đã được khẳng định trong một số lượng lớn các tài liệu hiện có. Tuy nhiên, trong các nghiên cứu thực nghiệm, phát triển con người còn được đo lường theo các quan điểm khác nhau, như: thu nhập, sức khỏe, giáo dục, hoặc HDI.

Tác động của tài chính toàn diện đến thu nhập

Tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người được đề cập nhiều kể từ khi Keynes (1937) tuyên bố rằng khu vực tài chính có thể làm tăng thu nhập và giảm nghèo. Tài chính toàn diện tạo điều kiện thuận lợi để con người có thể tiếp cận các dịch vụ tài chính, qua đó đáp ứng được các nhu cầu cơ bản của họ.

Tài chính toàn diện không chỉ hướng tới việc cải thiện sức khỏe và chất lượng giáo dục, mà còn góp phần đáng kể trong việc gia tăng thu nhập và giảm nghèo. Vai trò này được thể hiện thông qua hai cách như sau: (i) tài chính toàn diện thúc đẩy khả năng tiếp cận và sử dụng các dịch vụ tài chính với chi phí hợp lý, đặc biệt là giảm bất bình đẳng trong việc tiếp cận và sử dụng các dịch vụ tài chính cho mọi thành phần trong xã hội (Ababio & cộng sự, 2021); (ii) tài chính toàn diện thúc đẩy tiết kiệm, qua đó gia tăng *tích lũy và phân phối các nguồn lực tài chính trong nền kinh tế* (Ababio & cộng sự, 2021).

Tác động của tài chính toàn diện đến sức khỏe

Thực tế cho thấy, việc tăng chi tiêu của cá nhân cho việc chăm sóc sức khỏe, đặc biệt là đối với những khoản chi tiêu đột xuất và không được dự phòng trước đã làm tăng tỷ lệ nghèo đói tại nhiều quốc gia đang phát triển (Krishna, 2006). Thật vậy, Pannarunothai & Mills (1997) cho rằng chi phí y tế có thể làm tăng gánh nặng cho người dân, việc đổi mới các dịch vụ tài chính và bảo hiểm y tế có thể góp phần làm giảm đáng kể gánh nặng này. Mặt khác, tài chính toàn diện được cải thiện có thể giúp người dân dễ dàng quản lý tài chính, gia tăng tiết kiệm, giảm gánh nặng về tài chính, đặc biệt là giảm các nguồn tín dụng phi chính thức trong việc đối phó với những cú sốc khó có thể dự đoán được trong vấn đề sức khỏe (Dupas & Robinson, 2013). Hay nói cách khác, tài chính toàn diện có thể cải thiện chất lượng chăm sóc sức khỏe, góp phần nâng cao chất lượng cuộc sống.

Tác động của tài chính toàn diện đến giáo dục

Việc nâng cao chất lượng giáo dục phụ thuộc vào khả năng người học đầu tư vào việc tiếp thu kiến thức. Thật vậy, mức độ dễ dàng tiếp cận các dịch vụ tài chính có thể giúp người học có đủ nguồn lực tài chính nhằm đáp ứng nhu cầu thanh toán học phí (Arcangelis & cộng sự, 2015). Trong nghiên cứu thực nghiệm, Thathsarani & cộng sự (2021) đã tìm thấy tác động tích cực của tài chính toàn diện đến phát triển nguồn nhân lực tại 8 quốc gia ở khu vực Nam Á, tác động này được thể hiện chủ yếu trong dài hạn và phụ thuộc vào sự can thiệp của chính phủ.

Tác động của tài chính toàn diện đến chỉ số phát triển con người

Tài chính toàn diện có thể tác động đáng kể đến các phương diện của phát triển con người, như: thu nhập, sức khỏe và giáo dục. Bên cạnh đó, một số nghiên cứu thực nghiệm đã nỗ lực chứng minh rằng tài chính toàn diện có tác động đến tất cả các phương diện của phát triển con người, thường được đại diện thông qua HDI. Với cách làm này, mức độ phát triển con người sẽ được đánh giá toàn diện và bao quát hơn. Thực tế cho thấy, một số nghiên cứu thực nghiệm đã tìm thấy tác động tích cực của tài chính toàn diện đến phát triển con người thông qua chỉ số tổng hợp, với mẫu dữ liệu của nhiều quốc gia, như: Ababio & cộng sự (2021), Matekenya & cộng sự (2021), Thathsarani & cộng sự (2021), Abdelghaffar & cộng sự (2022), Chowdhury & Chowdhury (2023). Tồn tại rất ít nghiên cứu xem xét về vấn đề này thông qua mẫu dữ liệu của một quốc gia, chẳng hạn, Soyemi & cộng sự (2020) tìm thấy tác động tích cực của tài chính toàn diện đến phát triển con người ở Nigeria; Tran & cộng sự (2022) đã cho thấy tài chính toàn diện có vai trò quan trọng trong việc làm giảm nghèo đa chiều tại Việt Nam. Với nhận định cụ thể hơn, Kamalu & Ibrahim (2023) đã tìm thấy tác động tích cực của khả năng tiếp cận tài chính đến phát triển con người tại 21 quốc gia đang phát triển, tác động này có thể phụ thuộc vào chất lượng thể chế.

Có thể thấy rằng, tài chính toàn diện hỗ trợ các tầng lớp dân cư, bao gồm cả những người có thu nhập thấp, có thể tiếp cận các sản phẩm và dịch vụ tài chính chính thức. Hơn nữa, tài chính toàn diện tạo điều kiện thuận lợi để mọi thành phần trong xã hội dễ dàng tiếp cận và sử dụng các dịch vụ tài chính với chi phí hợp lý (Ababio & cộng sự, 2021). Điều này đặc biệt quan trọng đối với những người nghèo và những người yếu thế trong xã hội. Thực tế cho thấy, hầu hết các tài liệu hiện có đều khẳng định tồn tại tác động tích cực của tài chính toàn diện đến phát triển con người. Dựa trên cơ sở này, tác giả đề xuất giả thuyết nghiên cứu đầu tiên như sau:

Giả thuyết H₁: tài chính toàn diện có tác động tích cực đến phát triển con người tại các quốc gia đang phát triển ở châu Á.

Tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người có thể phụ thuộc vào đặc điểm của từng quốc gia, đặc biệt là chất lượng thể chế, vấn đề này đã được nhận định trong các nghiên cứu của Matekenya & cộng sự (2021), Kamalu & Ibrahim (2023). Theo đó, tài chính toàn diện hỗ trợ các tầng lớp dân cư có thể dễ dàng tiếp cận và sử dụng các dịch vụ tài chính với chi phí hợp lý, tức là giúp cải thiện phía cầu. Tuy nhiên,

vấn đề hiệu quả phân bổ nguồn lực tài chính, các quy định nhằm kiểm soát rủi ro, đảm bảo các dịch vụ tài chính đáp ứng được cho mọi tầng lớp xã hội, đặc biệt là nâng cao khả năng tiếp cận các dịch vụ tài chính cho những người yếu thế trong xã hội lại phụ thuộc đáng kể vào chất lượng thể chế, tức là còn phụ thuộc vào phía cung. Chẳng hạn, tài chính toàn diện gia tăng nhưng chất lượng thể chế không hỗ trợ những người yếu thế trong xã hội thông qua việc tiếp cận các dịch vụ tài chính với chi phí hợp lý, đặc biệt là trong việc hỗ trợ họ tiếp cận nguồn lực tài chính nhằm cải thiện chất lượng giáo dục, dịch vụ y tế và nâng cao mức sống thì có thể làm gia tăng bất bình đẳng trong xã hội, điều này làm cản trở quá trình phát triển con người theo hướng toàn diện. Do vậy, nếu chỉ xem xét tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người thì chỉ đánh giá được phía cầu, trong khi tác động này còn phụ thuộc vào phía cung, tức là phụ thuộc đáng kể vào chất lượng thể chế. Dựa trên ý tưởng này, tác giả kỳ vọng sẽ xác định được giá trị ngưỡng của chất lượng thể chế, mà trước và sau giá trị ngưỡng này, tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người có thể thay đổi. Do đó, tác giả đề xuất giả thuyết nghiên cứu tiếp theo như sau:

Giả thuyết H₂: Tồn tại giá trị ngưỡng của chất lượng thể chế, mà trước và sau giá trị ngưỡng này, tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người tại các quốc gia đang phát triển ở châu Á có thể thay đổi.

Ngoài việc ước lượng các giá trị ngưỡng của chất lượng thể chế, tác giả còn tiến hành ước lượng mức độ tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người ở các miền trước và sau các giá trị ngưỡng. Các quốc gia đang phát triển ở châu Á có đặc điểm là chất lượng thể chế còn nhiều hạn chế. Điều này có thể làm giảm hiệu quả của tài chính toàn diện đối với phát triển con người. Tuy nhiên, khi chất lượng thể chế vượt qua giá trị ngưỡng nhất định, tài chính toàn diện hoàn toàn có thể thúc đẩy phát triển con người, điều này phù hợp với nhận định trước đó của Kamalu & Ibrahim (2023). Thực tế cho thấy, tài chính toàn diện có thể tác động đến phát triển con người với hai xu hướng chính (đó là: tích cực và tiêu cực), xu hướng tác động này phụ thuộc vào vai trò điều tiết của chất lượng thể chế. Theo đó, chất lượng thể chế mạnh mẽ giúp đảm bảo các nguồn lực tài chính được phân bổ hợp lý cho các tầng lớp trong xã hội, tức là gia tăng hiệu quả của tài chính toàn diện đối với phát triển con người. Tuy nhiên, chất lượng thể chế yếu kém có thể dẫn đến các nguồn lực tài chính không được phân bổ hợp lý, các nguồn lực này không hướng đến việc cải thiện chất lượng cuộc sống của những người yếu thế trong xã hội, làm gia tăng bất bình đẳng, tức là cản trở quá trình phát triển con người theo hướng toàn diện. Như vậy, có thể tồn tại giá trị ngưỡng của chất lượng thể chế, tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người có thể thay đổi ở các miền trước và sau giá trị ngưỡng này. Theo đó, khi chất lượng thể chế yếu kém (ở miền dưới ngưỡng), xu hướng tác động tiêu cực của tài chính toàn diện đến phát triển con người chiếm ưu thế (giả thuyết H_{2a}). Khi chất lượng thể chế cao (ở miền sau ngưỡng), xu hướng tác động tích cực của tài chính toàn diện đến phát triển con người là chủ đạo (giả thuyết H_{2b}). Các giả thuyết nghiên cứu tiếp theo được tác giả đề xuất cụ thể như sau:

Giả thuyết H_{2a}: Trước giá trị ngưỡng của chất lượng thể chế, tài chính toàn diện có tác động tiêu cực đến phát triển con người tại các quốc gia đang phát triển ở châu Á.

Giả thuyết H_{2b}: Sau giá trị ngưỡng của chất lượng thể chế, tài chính toàn diện có tác động tích cực đến phát triển con người tại các quốc gia đang phát triển ở châu Á.

3. Thiết kế nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Căn cứ vào các nghiên cứu thực nghiệm đã trình bày ở phần trước, tài chính toàn diện có thể tác động đáng kể đến phát triển con người. Hơn nữa, dựa trên ý tưởng của Kamalu & Ibrahim (2023), chất lượng thể chế (IQ) có thể đóng vai trò điều tiết tác động của tài chính toàn diện **đến** phát triển con người. Do đó, tác giả xây dựng mô hình nghiên cứu với phương trình tổng quát như sau:

$$HDI_{it} = \alpha_1 + \beta_{11} FI_{it} + \beta_{12} FI_{it} \times IQ_{it} + \mu_1 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó:

HDI là chỉ số phát triển con người. Chỉ số này là thước đo tổng hợp, đại diện cho mức độ phát triển của con người trên các phương diện: thu nhập (thu nhập bình quân đầu người), sức khỏe (tuổi thọ trung bình) và giáo dục (số năm đi học bình quân). Chỉ số này được xây và công bố bởi UNDP (Matekenya & cộng sự, 2021).

FI là chỉ số tổng hợp đại diện cho tài chính toàn diện. Chỉ số này được xác định thông qua phương pháp phân tích thành phần chính (PCA), dựa trên cơ sở bốn chỉ số thành phần: (i) Số lượng máy ATM trên 100.000 người lớn (FI1); (ii) Số lượng người vay vốn từ các ngân hàng thương mại trên 100.000 người lớn (FI2); (iii) Số lượng chi nhánh ngân hàng thương mại trên 100.000 người lớn (FI3); (iv) Số lượng tài khoản tiền gửi tại các ngân hàng thương mại trên 100.000 người lớn (FI4) (Abdelghaffar & cộng sự, 2022).

FI×IQ là biến tương tác giữa tài chính toàn diện (FI) và chất lượng thể chế (IQ). Biến tương tác này được đưa vào mô hình nhằm gợi mở vai trò điều tiết của chất lượng thể chế trong tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người (Kamalu & Ibrahim, 2023). Chất lượng thể chế (IQ) được xác định thông qua phương pháp PCA, dựa trên cơ sở sáu chỉ số thành phần: (i) Tiếng nói và trách nhiệm giải trình; (ii) Ổn định chính trị và không có bạo lực; (iii) Hiệu quả của chính phủ; (iv) Chất lượng các quy định; (v) Nhà nước pháp quyền; (vi) Kiểm soát tham nhũng. Các chỉ số thành phần này thuộc bộ chỉ số quản trị toàn cầu (WGI) của Ngân hàng Thế giới (WB), có giá trị từ -2,5 (yếu) đến 2,5 (mạnh).

Các biến kiểm soát (X) bao gồm: toàn cầu hóa kinh tế (EG) và tăng trưởng dân số (PG). Các biến này được xác định dựa trên cơ sở ý tưởng của Abdelghaffar & cộng sự (2022), Matekenya & cộng sự (2021).

Thực tế cho thấy, chất lượng thể chế có thể điều tiết tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người. Thậm chí, có thể tồn tại giá trị ngưỡng của chất lượng thể chế, mà ở các miền trước và sau giá trị ngưỡng này, mức độ tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người có thể thay đổi. Mô hình nghiên cứu trong trường hợp này có dạng tổng quát như sau:

$$HDI_{it} = \alpha_2 + \begin{cases} \beta_{21} FI_{it}, IQ \leq \lambda_1 \\ \beta_{22} FI_{it}, \lambda_1 < IQ \leq \lambda_2 \\ \dots \\ \beta_{2n} FI_{it}, IQ > \lambda_{n-1} \end{cases} + \mu_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Trong mô hình 2, λ là giá trị ngưỡng của chất lượng thể chế. Các biến còn lại tương tự như mô hình 1.

3.2. Phương pháp ước lượng

Đối với phương pháp ước lượng, tác giả sử dụng phương pháp phương pháp moment tổng quát (GMM) để ước lượng mô hình 1 và 2. Phương pháp GMM có ưu điểm trong việc khắc phục các khuyết tật (nếu có) của mô hình, bao gồm: hiện tượng phương sai của sai số thay đổi, hiện tượng tự tương quan giữa các sai số, đặc biệt là khắc phục hiện tượng nội sinh tiềm ẩn. Phương pháp GMM đã được sử dụng trong một số nghiên cứu trước, như: Ababio & cộng sự (2021), Matekenya & cộng sự (2021), Abdelghaffar & cộng sự (2022), Chowdhury & Chowdhury (2023). Ngoài ra, tác giả sử dụng hiệu ứng ngưỡng cho dữ liệu dạng bảng do Hansen (1999) và Wang (2015) đề xuất nhằm ước lượng giá trị ngưỡng (λ) của chất lượng thể chế trong mô hình 2.

3.3. Dữ liệu

Bảng 1. Danh sách các quốc gia trong mẫu nghiên cứu

STT	Quốc gia	STT	Quốc gia
1	Armenia	2	Bangladesh
3	Azerbaijan	4	Campuchia
5	Trung Quốc	6	Ấn Độ
7	Georgia	8	Iran
9	Indonesia	10	Jordan
11	Iraq	12	Kyrgyzstan
13	Kazakhstan	14	Lào
15	Malaysia	16	Liban
17	Palestine	18	Mông Cổ
19	Thái Lan	20	Nepal
21	Thổ Nhĩ Kỳ	22	Pakistan
23	Turkmenistan	24	Philippines
25	Sri Lanka	26	Tajikistan
27	Timor-Leste	28	Uzbekistan
29	Việt Nam		

Nguồn: World Bank (2025).

Mẫu dữ liệu nghiên cứu bao gồm 29 quốc gia đang phát triển ở châu Á (Bảng 1), trong giai đoạn 2005-2021. Mẫu dữ liệu này được xác định sau khi đã loại trừ một số quốc gia không có đầy đủ dữ liệu các biến trong mô hình, đây là một trong những điều kiện quan trọng để có thể ước lượng được giá trị ngưỡng của chất lượng thể chế trong mô hình. Bên cạnh đó, mẫu dữ liệu được thu thập từ năm 2005 nhằm đảm bảo các quốc gia có đầy đủ dữ liệu trong giai đoạn nghiên cứu. Theo World Bank (2025), các quốc gia đang phát triển bao gồm những quốc gia có thu nhập trung bình, tức là các quốc gia có tổng thu nhập quốc gia (GNI) bình quân đầu người từ 1.136 USD đến 13.845 USD.

Tác giả thu thập dữ liệu chỉ số phát triển con người (HDI) từ cơ sở dữ liệu của UNDP, dữ liệu toàn cầu hóa kinh tế (EG) từ cơ sở dữ liệu của Viện Kinh tế Thụy Sĩ (Swiss Economic Institute), dữ liệu các biến còn lại trong các mô hình nghiên cứu được thu thập từ cơ sở dữ liệu của Ngân hàng Thế giới.

4. Kết quả nghiên cứu

Mẫu dữ liệu nghiên cứu được mô tả trong Bảng 2.

Bảng 2. Kết quả thống kê mô tả

Các biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
HDI	0,68	0,09	0,46	0,84
FI	11,41	9,84	0	42,67
EG	53,58	13,66	22,51	80,35
PG	1,37	1,26	-2,88	11,79

Bảng 2 cho thấy HDI đạt giá trị trung bình là 0,68, giá trị thấp nhất (0,46) thuộc về Myanmar vào năm 2005, giá trị cao nhất (0,84) thuộc về Thổ Nhĩ Kỳ vào năm 2019. Đối với tài chính toàn diện (FI), giá trị trung bình là 11,41, giá trị nhỏ nhất thuộc về Lào vào năm 2005, giá trị cao nhất thuộc về Mông Cổ và Thái Lan vào năm 2018.

Bảng 3. Hệ số tương quan giữa các biến

Các biến	HDI	FI	FI×IQ	EG	PG
HDI	1,00				
FI	0,69	1,00			
FI×IQ	-0,19	-0,29	1,00		
EG	0,48	0,40	0,20	1,00	
PG	-0,06	-0,15	0,01	0,07	1,00

Bảng 3 trình bày hệ số tương quan giữa các biến. Theo đó, HDI có tương quan tích cực với FI, nhưng tương quan tiêu cực với FI×IQ. Đối với các biến kiểm soát, HDI có tương quan tích cực với toàn cầu hóa kinh tế (EG), nhưng tương quan tiêu cực với tăng trưởng dân số (PG).

Tiếp theo, tác giả tiến hành kiểm định các giả thuyết hồi quy đối với mô hình 1, kết quả này được trình bày tại Bảng 4.

Bảng 4. Kết quả kiểm định các giả thuyết hồi quy đối với mô hình 1

Mô hình	Kiểm định Modified Wald	Kiểm định Wooldridge	VIF trung bình	Kiểm định nội sinh
Mô hình 1	1.673,63*** (0,00)	84,96*** (0,00)	1,31	56,31*** (0,00)

Chú thích: ***mức ý nghĩa 1%.

Bảng 4 cho thấy VIF trung bình tương đối thấp, tức là hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình 1 được đánh giá là không nghiêm trọng. Mặc dù vậy, mô hình 1 bị vi phạm các giả thuyết hồi quy còn lại, cụ thể là tồn tại hiện tượng phương sai thay đổi (kiểm định Modified Wald), hiện tượng tự tương quan (kiểm định Wooldridge) và hiện tượng nội sinh (kiểm định nội sinh). Do vậy, để khắc phục được các hiện tượng này, tác giả tiến hành ước lượng mô hình 1 theo hồi quy GMM.

Bảng 5. Kết quả ước lượng mô hình 1

HDI	Mô hình 1
Hằng số	0,6017*** (0,00)
FI	0,0021*** (0,00)
FI×IQ	-0,0022*** (0,00)
EG	0,0023*** (0,00)
PG	-0,0460*** (0,01)
Wald chi2	1.080,96*** (0,00)
Kiểm định Arellano-Bond	AR(1) 2,20** (0,03)
	AR(2) -1,58 (0,11)
Kiểm định Sargan	1,78 (0,94)

Chú thích: ***mức ý nghĩa 1%, **mức ý nghĩa 5%.

Bảng 5 cho thấy kết quả ước lượng mô hình 1 theo hồi quy GMM có ý nghĩa thống kê, với các kiểm định đều phù hợp. Theo đó, kết quả ước lượng cho thấy FI tác động tích cực đến HDI, tức là giả thuyết H_1 được chấp nhận. Tuy nhiên, HDI bị tác động tiêu cực bởi FI×IQ. Đối với các biến kiểm soát, kết quả ước lượng cho thấy HDI bị tác động tích cực bởi toàn cầu hóa kinh tế (EG), nhưng bị tác động tiêu cực bởi tăng trưởng dân số (PG).

Kết quả ước lượng mô hình 1 cho thấy biến tương tác FI×IQ có tác động tiêu cực đến phát triển con người. Theo đó, chất lượng thể chế thấp có thể kìm hãm vai trò của tài chính toàn diện đối với phát triển con người. Mặc dù vậy, kết quả mô hình 1 chưa làm rõ được vai trò điều tiết của chất lượng thể chế, tức là chưa tìm thấy ngưỡng chất lượng thể chế, mà sau ngưỡng này có thể thúc đẩy tác động tích cực của tài chính toàn diện đến phát triển con người. Để khắc phục được hạn chế này, tác giả sử dụng hiệu ứng ngưỡng cho dữ liệu dạng để ước lượng các giá trị ngưỡng (λ) của chất lượng thể chế trong mô hình nghiên cứu 2, kết quả ước lượng này được trình bày ở Bảng 6.

Bảng 6. Kết quả ước lượng giá trị ứng ngưỡng của chất lượng thể chế

Giá trị ngưỡng của chất lượng thể chế		Khoảng tin cậy 95%	
λ_1	-1,62*** (0,00)	-1,67	-1,54
λ_2	-0,08*** (0,00)	-0,13	-0,07

Chú thích: ***mức ý nghĩa 1%.

Bảng 6 cho thấy tồn tại hai giá trị ngưỡng (λ_1 và λ_2) của chất lượng thể chế trong mô hình 2, lần lượt là $\lambda_1 = -1,62$ và $\lambda_2 = -0,08$, do đó giả thuyết H_2 được chấp nhận. Hay nói cách khác, tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người có thể khác nhau ở các miền trước và sau các giá trị ngưỡng này. Do vậy, tác giả tiến hành ước lượng tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người theo mô hình 2. Trong đó, FI_1 là chất lượng thể chế ở miền trước giá trị ngưỡng λ_1 ($IQ \leq -1,62$), FI_2 là chất lượng thể chế ở miền giữa giá trị ngưỡng λ_1 và λ_2 ($-1,62 < IQ \leq -0,08$), FI_3 là chất lượng thể chế ở miền sau giá trị ngưỡng λ_2 ($IQ > -0,08$).

Bảng 7. Kết quả kiểm định các giả thuyết hồi quy đối với mô hình 2

Mô hình	Kiểm định Breusch - Pagan Lagrangian	Kiểm định Wooldridge	VIF trung bình	Kiểm định nội sinh
Mô hình 2	2.708,56*** (0,00)	78,51*** (0,00)	1,22	10,42** (0,03)

Chú thích: ***mức ý nghĩa 1%, **mức ý nghĩa 5%.

Kết quả kiểm định các giả thuyết hồi quy đối với mô hình 2 tại Bảng 7 cho thấy hệ số VIF trung bình tương đối thấp. Tuy nhiên, mô hình 2 gặp phải một số khuyết tật tương tự như mô hình 1. Do đó, tác giả tiến hành ước lượng mô hình 2 theo phương pháp GMM, kết quả này được trình bày tại Bảng 8.

Bảng 8. Kết quả ước lượng mô hình 2

HDI	Mô hình 2
Hằng số	0,5934*** (0,00)
FI ₁ ($IQ \leq -1,62$)	-0,1638*** (0,00)
FI ₂ ($-1,62 < IQ \leq -0,08$)	0,0034*** (0,00)
FI ₃ ($IQ > -0,08$)	0,0049*** (0,00)
EG	0,0014*** (0,00)
PG	-0,0158*** (0,01)
Wald chi2	4.046,24*** (0,00)
Kiểm định Arellano-Bond	AR(1) 1,97** (0,05)
	AR(2) -1,57 (0,12)
Kiểm định Sargan	7,85 (0,45)

Chú thích: ***mức ý nghĩa 1%, **mức ý nghĩa 5%.

Kết quả ước lượng mô hình 2 theo phương pháp GMM có ý nghĩa thống kê, với các kiểm định đều phù hợp (Bảng 8). Theo đó, tài chính toàn diện tác động tiêu cực đến phát triển con người ở miền trước giá trị ngưỡng λ_1 , tức là chấp nhận giả thuyết H_{2a} . Tuy nhiên, tác động này chuyển sang tích cực ở các miền sau giá trị ngưỡng λ_1 , như vậy giả thuyết H_{2b} cũng được chấp nhận. Đặc biệt, tác động tích cực của tài chính toàn diện đến phát triển con người là mạnh hơn đáng kể ở miền sau giá trị ngưỡng λ_2 ($IQ > -0,08$). Như vậy, chất lượng thể chế có thể điều tiết tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người, kết quả này phù hợp với nhận định trước đó của Matekenya & cộng sự (2021), Kamalu & Ibrahim (2023). Mặc dù vậy, điểm khác biệt của bài nghiên cứu này là làm rõ tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người ở các miền trước và sau giá trị ngưỡng chất lượng thể chế. Cụ thể, tác động tích cực của tài chính toàn diện đến phát triển con người được thể hiện rõ khi chất lượng thể chế vượt qua ngưỡng λ_1 (-1,62), tác động tích cực này được gia tăng khi chất lượng thể chế vượt qua ngưỡng λ_2 (-0,08). Theo đó, chất lượng thể chế mạnh mẽ giúp đảm bảo các nguồn lực tài chính được phân bổ hợp lý cho các tầng lớp trong xã hội, tức là gia tăng hiệu quả của tài chính toàn diện đối với phát triển con người. Cụ thể, chất lượng thể chế thúc đẩy tài chính toàn diện phát huy hiệu quả thông qua việc hỗ trợ những người yếu thế trong xã hội tiếp cận các dịch vụ tài chính với chi phí hợp lý, đặc biệt là hỗ trợ họ trong việc tiếp cận nguồn lực tài chính nhằm cải thiện chất lượng giáo dục, dịch vụ y tế và nâng cao mức sống, qua đó thúc đẩy phát triển con người theo hướng toàn diện. Như vậy, khi chất lượng thể chế cao, xu hướng tác động tích cực của tài chính toàn diện đến phát triển con người giữ vai trò chủ đạo, đây cũng là xu hướng tác động thường được tìm thấy trong các nghiên cứu thực nghiệm. Ngược lại, chất lượng thể chế yếu kém (cụ thể là IQ ở miền trước giá trị ngưỡng -1,62) thì có thể kìm hãm

vai trò của tài chính toàn diện đối với phát triển con người. Theo đó, chất lượng thể chế yếu kém có thể dẫn đến các nguồn lực tài chính không được phân bổ hợp lý, các nguồn lực này không hướng đến việc cải thiện chất lượng cuộc sống của những người yếu thế trong xã hội, làm gia tăng bất bình đẳng, tức là cản trở quá trình phát triển con người theo hướng toàn diện. Thật vậy, tài chính toàn diện gia tăng nhưng chất lượng thể chế yếu kém thì những người yếu thế trong xã hội vẫn gặp khó khăn trong việc tiếp cận các dịch vụ tài chính với chi phí hợp lý, gây khó khăn cho họ trong việc tiếp cận nguồn lực tài chính nhằm cải thiện chất lượng giáo dục, các dịch vụ y tế và nâng cao mức sống, qua đó gây cản trở quá trình phát triển con người theo hướng toàn diện. Những phát hiện này là cơ sở đáng tin cậy để các quốc gia đang phát triển ở khu vực châu Á cải thiện chất lượng thể chế nhằm thúc đẩy vai trò của tài chính toàn diện đối với phát triển con người.

Ngoài ra, kết quả nghiên cứu còn cho thấy phát triển con người bị tác động tích cực bởi toàn cầu hóa kinh tế, nhưng bị tác động tiêu cực bởi tăng trưởng dân số. Kết quả này phù hợp với nhận định trước đó của Abdelghaffar & cộng sự (2022), Matekenya & cộng sự (2021). Theo đó, việc thúc đẩy toàn cầu hóa kinh tế, bao gồm cả khía cạnh tài chính và thương mại, là động lực quan trọng để thúc đẩy phát triển con người. Thật vậy, việc gia tăng thương mại quốc tế giúp thúc đẩy sản xuất trong nước và mở rộng thị trường xuất khẩu, qua đó cải thiện chất lượng cuộc sống của người dân. Bên cạnh đó, việc gia tăng toàn cầu hóa ở khía cạnh tài chính còn giúp các quốc gia cải thiện khả năng tiếp cận nguồn vốn nước ngoài, thúc đẩy phát triển cơ sở hạ tầng và đổi mới công nghệ trong nước, qua đó nâng cao chất lượng cuộc sống. Ngoài ra, toàn cầu hóa còn giúp người dân dễ dàng tiếp cận với tri thức toàn cầu, cũng như cải thiện chất lượng dịch vụ y tế trong nước. Đối với tăng trưởng dân số, yếu tố này gia tăng có thể tạo gánh nặng trong quá trình thúc đẩy phát triển con người ở các quốc gia đang phát triển tại châu Á. Thật vậy, dân số gia tăng cao nhưng không có đủ việc làm thì có thể làm gia tăng tình trạng thất nghiệp, thậm chí là gia tăng tình trạng nghèo đói, điều này được thể hiện rõ trong trường hợp dân số gia tăng nhưng chất lượng nguồn nhân lực không đáp ứng được nhu cầu thực tiễn, qua đó gây áp lực đối với các quốc gia trong việc cải thiện chất lượng cuộc sống của người dân. Ngoài ra, dân số gia tăng cao cũng gây áp lực lớn cho các quốc gia trong việc đáp ứng nhu cầu về giáo dục và y tế, qua đó có thể làm giảm chất lượng cuộc sống.

5. Kết luận

Mục tiêu của bài nghiên cứu này là xem xét tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người tại các quốc gia đang phát triển ở châu Á, đồng thời xem xét vai trò của chất lượng thể chế trong tác động này. Để thực hiện được mục tiêu này, tác giả sử dụng kết hợp hiệu ứng ngưỡng và phương pháp GMM để ước lượng các mô hình nghiên cứu. Kết quả ước lượng cho thấy tồn tại hai giá trị ngưỡng của chất lượng thể chế trong mô hình, lần lượt là $\lambda_1 = -1,62$ và $\lambda_2 = -0,08$. Theo đó, tác động tích cực của tài chính toàn diện đến phát triển con người được thể hiện rõ ràng khi chất lượng thể chế vượt qua giá trị ngưỡng $-1,62$, tác động tích cực này được gia tăng ở miền sau giá trị ngưỡng $-0,08$. Tuy nhiên, chất lượng thể chế yếu kém (cụ thể là IQ ở miền trước giá trị ngưỡng $-1,62$) có thể kìm hãm vai trò của tài chính toàn diện đối với phát triển con người. Do vậy, bên cạnh việc thúc đẩy tài chính toàn diện, các quốc gia đang phát triển ở châu Á cần nỗ lực hơn nữa trong việc thúc đẩy chất lượng thể chế, cụ thể là duy trì ở mức trên ngưỡng $-1,62$. Trong đó, đối với tài chính toàn diện, các quốc gia đang phát triển ở châu Á cần tạo điều kiện thuận lợi để các tầng lớp trong xã hội có thể dễ dàng tiếp cận các sản phẩm, dịch vụ tài chính với chi phí hợp lý, kết hợp với việc cải thiện cơ sở hạ tầng tài chính và ứng dụng công nghệ để nâng cao chất lượng sản phẩm, dịch vụ tài chính. Đối với chất lượng thể chế, các quốc gia đang phát triển ở châu Á cần nâng cao chất lượng thể chế, mà trọng tâm là tăng cường tính minh bạch, trách nhiệm và hiệu quả trong quản lý nhà nước, kết hợp với hoàn thiện hệ thống pháp luật nhằm đảm bảo công bằng, minh bạch, bảo vệ quyền lợi của người dân và doanh nghiệp. Ngoài ra, các quốc gia đang phát triển ở châu Á cần kết hợp đồng bộ với các giải pháp khác như thúc đẩy toàn cầu hóa kinh tế và giảm gánh nặng gia tăng dân số, hướng tới việc gia tăng lực lượng lao động có chất lượng cao. Đây là những nền tảng quan trọng để thúc đẩy phát triển con người ở các quốc gia đang phát triển tại châu Á.

Bài nghiên cứu này đã đạt được mục tiêu đề ra, nhưng còn tồn tại một số hạn chế nhất định. Chẳng hạn, do hạn chế về mẫu dữ liệu nên tác giả chưa thể ước lượng các mô hình nghiên cứu cho từng quốc gia. Ngoài ra, các biến kiểm soát được sử dụng trong các mô hình nghiên cứu được xác định dựa trên cơ sở kết quả được tìm thấy trong hầu hết các nghiên cứu trước. Bên cạnh các biến kiểm soát này, có thể tồn tại một số biến kiểm soát khác nhưng chưa được xem xét trong bài nghiên cứu này. Do vậy, các nhà nghiên cứu có thể khắc phục các hạn chế này để hình thành các hướng nghiên cứu thú vị trong tương lai.

Tài liệu tham khảo

- Ababio, J., Botchwey, E., Assibey, E. & Barnor, C. (2021), 'Financial inclusion and human development in Frontier countries', *International Journal of Finance and Economics*, 26(1), 42-59.
- Abdelghaffar, R.A., Emam, H.A. & Samak, N.A. (2022), 'Financial inclusion and human development: is there a nexus?', *Journal of Humanities and Applied Social Sciences*, 5(3), 163-177.
- Arcangelis, D.G., Joxhe, M., McKenzie, D., Tiongson, E. & Yang, D. (2015), 'Directing remittances to education with soft and hard commitments: evidence from a lab-in-the-field experiment and new product take-up among Filipino migrants in Rome', *Journal of Economic Behavior & Organization*, 111, 197-208.
- Chowdhury, E.K. & Chowdhury, R. (2023), 'Role of Financial Inclusion in Human Development: evidence from Bangladesh, India and Pakistan', *Journal of the Knowledge Economy*.
- Dupas, P. & Robinson, J. (2013), 'Why don't the poor save more? evidence from health savings experiments', *American Economic Review*, 103(4), 1138-1171.
- Hansen, B.E. (1999), 'Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference', *Journal of Econometrics*, 93(2), 345-368.
- Kamalu, K. & Ibrahim, W.H.B.W. (2023), 'Access to finance and sustainable human development: does institutional quality matters in developing countries?', *International Journal of Membrane Science and Technology*, 10(3), 33-45.
- Keynes, J. (1937), 'Alternative theories of the rate of interest', *Economic Journal*, 47(186), 241-252.
- Krishna, A. (2006), 'Pathways out of and into poverty in 36 villages of Andhra Pradesh, India', *World Development*, 34(2), 271-88.
- Matekenya, W., Moyo, C. & Jeke, L. (2021), 'Financial inclusion and human development: Evidence from Sub-Saharan Africa', *Development Southern Africa*, 38(5), 683-700.
- Pannarunothai, S. & Mills, A. (1997), 'The poor pay more: health-related inequality in Thailand', *Social Science & Medicine*, 44(12), 1781-1790.
- Soyemi, K.A., Olowofela, O.E. & Yunusa, L.A. (2020), 'Financial inclusion and sustainable development in Nigeria', *Journal of Economics & Management*, 39(1), 105-131.
- Thathsarani, U., Wei, J. & Samaraweera, G. (2021), 'Financial inclusion's role in economic growth and human capital in south Asia: an econometric approach', *Sustainability*, 13(8), 4303.
- Tran, H.T.T., Le, H.T.T., Nguyen, N.T., Pham, T.T.M. & Hoang, H.T. (2022), 'The effect of financial inclusion on multidimensional poverty: the case of Vietnam', *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 1-22.
- Wang, Q. (2015), 'Fixed-effect panel threshold model using Stata', *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 15(1), 121-134.
- World Bank (2025). *World Bank country and lending groups*, <https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/906519-world-bank-country-and-lending-groups>.

TÁC ĐỘNG CỦA CÁC YẾU TỐ TÀI CHÍNH, DU LỊCH VÀ THƯƠNG MẠI ĐẾN LÃI SUẤT TIỀN GỬI: NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM TẠI MỘT SỐ QUỐC GIA CHÂU Á

Nguyễn Quang Minh

Trường đại học Tài chính - Marketing

Email: quangminh@ufm.edu.vn

Mã bài: JED-2262

Ngày nhận: 09/02/2025

Ngày nhận bản sửa: 11/04/2025

Ngày duyệt đăng: 29/04/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2262

Tóm tắt:

Nghiên cứu này phân tích tác động của một số yếu tố tài chính, du lịch và thương mại đến lãi suất tiền gửi tại bảy quốc gia châu Á trong giai đoạn 2004–2023, bao gồm: Trung Quốc, Nhật Bản, Việt Nam, Thái Lan, Pakistan, Iraq và Uzbekistan. Dữ liệu được xử lý bằng các phương pháp hồi quy Pooled OLS, FEM, REM và FGLS. Kết quả từ mô hình FGLS cho thấy tín dụng trong nước cho khu vực tư nhân có tác động tiêu cực và có ý nghĩa thống kê đến lãi suất tiền gửi. Bên cạnh đó, số lượng doanh nghiệp mới đăng ký cho thấy tác động tích cực, lượng khách du lịch quốc tế cho thấy tác động tiêu cực ở mức ý nghĩa gần 10%. Yếu tố còn lại như chi nhánh ngân hàng chưa cho thấy tác động đáng kể. Nghiên cứu gợi ý rằng việc mở rộng tín dụng tư nhân có thể giúp giảm chi phí huy động vốn, đồng thời cần đánh giá thận trọng vai trò của các yếu tố thương mại và du lịch trong điều hành lãi suất.

Từ khóa: Du lịch, lãi suất, tài chính, thương mại, tiền gửi.

Mã JEL: F6, F15, F2.

The impact of financial, tourism and trade determinants on deposit rates: An empirical study in several Asian countries

Abstract:

This study analyzes the impact of several financial, tourism and trade factors on deposit rates in seven Asian countries in the period 2004–2023, including China, Japan, Vietnam, Thailand, Pakistan, Iraq and Uzbekistan. The data is processed using Pooled OLS, FEM, REM, and FGLS regression methods. The results from the FGLS model show that domestic credit to the private sector has a negative and statistically significant impact on deposit rates. In addition, the number of newly registered firms shows a positive impact, the number of international tourists reveals a negative impact at a meaningful level of nearly 10%. The remaining determinants such as bank branches have not shown a significant impact. The research suggests that the expansion of private credit can help reduce the cost of raising capital, and that the role of trade and tourism factors in managing interest rates should be carefully assessed.

Keywords: Tourism, interest rates, finance, trade, deposits.

JEL Codes: F6, F15, F2.

1. Giới thiệu

Từ góc độ kinh tế, du lịch được xem là một nguồn thu quan trọng cho cộng đồng địa phương, góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế cao thu nhập vùng và nâng xã hội. Tuy nhiên, dưới góc nhìn sinh thái, sự phát triển mạnh mẽ của ngành du lịch cũng có thể kéo theo những tác động tiêu cực đến môi trường, làm suy giảm chất lượng môi trường sống và hệ sinh thái tự nhiên. Trong bối cảnh đó, quá trình số hóa trong ngành du lịch đang ngày càng được thúc đẩy, không chỉ giúp các doanh nghiệp nâng cao hiệu quả hoạt động mà còn mang lại nhiều lợi ích thiết thực cho người tiêu dùng (Filipiak & cộng sự, 2023). Bên cạnh đó, chính sách lãi suất cũng đặt ra một nghịch lý trong vận hành thị trường tài chính (Demiralp & cộng sự, 2021).

Trong kinh tế học, lãi suất tiền gửi không chỉ phản ánh chi phí vốn mà còn là một chỉ báo quan trọng về mức độ ổn định tài chính và hành vi tiết kiệm trong nền kinh tế. Tuy nhiên, phần lớn các nghiên cứu hiện nay chủ yếu tập trung vào ảnh hưởng của chính sách tiền tệ, lạm phát hoặc cung cầu tiền tệ tới lãi suất, mà chưa chú trọng nhiều tới các yếu tố phi tiền tệ như hoạt động thương mại và du lịch - những yếu tố đang ngày càng có vai trò lớn trong cấu trúc tài chính quốc gia. Bên cạnh đó, các quốc gia châu Á đang nỗ lực thu hút dòng vốn tiết kiệm trong dân để hỗ trợ phục hồi và phát triển kinh tế. Tuy nhiên, việc lãi suất tiền gửi có xu hướng biến động khó kiểm soát đã ảnh hưởng đến hiệu quả của các chính sách huy động vốn nội địa. Do đó, việc tìm hiểu những yếu tố ảnh hưởng đến lãi suất tiền gửi, đặc biệt từ góc độ hoạt động kinh tế thực như du lịch, thương mại và tài chính là vấn đề cấp thiết để phục vụ hoạch định chính sách hiệu quả. Mặt khác, các quốc gia châu Á có sự đa dạng về mức độ phát triển (từ các nước phát triển như Nhật Bản, đến các nước đang phát triển như Việt Nam, Pakistan), Khu vực này có sự tăng trưởng mạnh về du lịch và thương mại trong hai thập kỷ qua, Chính sách điều hành lãi suất giữa các nước này khá khác biệt, tạo điều kiện thuận lợi cho phân tích so sánh và tổng quát hóa kết quả. Lãi suất tiền gửi ngân hàng rất khó khăn và chi di chuyển chậm chạp sau những thay đổi trong lãi suất chính sách của ngân hàng trung ương. Vì tiền gửi thường là phần lớn nhất trong nợ phải trả của ngân hàng, nên độ dính của lãi suất tiền gửi đóng một vai trò quan trọng đối với chi phí tài trợ và lợi nhuận của ngân hàng (Messer & Niepmann, 2023). Cung cấp lãi suất tiền gửi được bảo hiểm cao hơn thị trường trở thành biện pháp cuối cùng cho các ngân hàng. Kết quả cho thấy các chương trình bảo hiểm tiền gửi dựa trên rủi ro không khuyến khích lãi suất tiền gửi được bảo hiểm cao có thể giúp giảm rủi ro đạo đức của ngân hàng và cải thiện sự ổn định tài chính (Chernykh & Kotomin, 2022).

Lãi suất cơ sở là một trong những biến số kinh tế vĩ mô rất quan trọng, từ đó có mối liên hệ với lãi suất ngân hàng, gắn liền với các biến số kinh tế vĩ mô khác, một trong số đó là lãi suất tiền gửi ngân hàng (Haerinasab & cộng sự, 2018). Thực tế có thể cho thấy niềm tin về lãi suất tiền gửi được xác định chủ yếu bởi nguồn cung: Người gửi tiền yêu cầu lãi suất tiền gửi cao hơn từ các ngân hàng rủi ro, do đó tạo ra kỷ luật thị trường, sự tự do của thị trường. Một quan điểm khác theo một góc độ khác là kỷ luật thị trường bị hạn chế và nhu cầu tài trợ nội bộ của các ngân hàng quyết định đến giá trị lãi suất (Jacewitz & Pogach, 2018).

Sự không đồng nhất của việc điều chỉnh lãi suất ngân hàng giữa các quốc gia, giữa các lĩnh vực, cho vay và tiền gửi. Điều đó chủ yếu được thể hiện thông qua thời kỳ xảy ra trước khủng hoảng bằng sự chuyển đổi dài hạn hoàn toàn hoặc cao đối với lãi suất tiền gửi và không đầy đủ đối với trường hợp yếu tố lãi suất cho vay. Trong giai đoạn hậu khủng hoảng, mức độ truyền dẫn lãi suất đã giảm đối với tất cả các loại lãi suất ngân hàng, phản ánh sự thay đổi trong cách các ngân hàng huy động vốn. Bên cạnh đó, lãi suất ngân hàng đã trở nên thiếu linh hoạt hơn do thị trường không ổn định, nhất là từ khi tốc độ điều chỉnh hướng tới trạng thái cân bằng chậm lại đáng kể. Kết quả cho thấy có sự phụ thuộc lẫn nhau giữa các quyết định của các ngân hàng về lãi suất cho vay cũng như lãi suất tiền gửi, mà lãi suất tiền gửi sẽ ảnh hưởng tới lãi suất cho vay. Do đó, kết quả nghiên cứu cũng cho thấy sự đóng góp giá trị trong cơ chế truyền tải chính sách tiền tệ (Mansour & cộng sự, 2019).

Nhìn chung các nghiên cứu chưa tập trung vào nghiên cứu ảnh hưởng của một số yếu tố tài chính, du lịch, thương mại tới lãi suất tiền gửi tại một số quốc gia Châu Á. Đồng thời việc huy động vốn vẫn đang cần thiết trong việc giải quyết các khó khăn của doanh nghiệp, người dân, nhưng việc huy động nguồn vốn còn chưa sử dụng tới trong dân là không dễ dàng. Họ có thể chuyển sang các kênh dự trữ khác như vàng hay bất động

sản. Phần lớn các nghiên cứu trước đây mới chỉ dừng lại ở việc phân tích ảnh hưởng của các yếu tố tài chính vĩ mô (như lạm phát, tăng trưởng GDP, chính sách tiền tệ) đến lãi suất ngân hàng, trong khi ít có nghiên cứu kết hợp thêm các yếu tố phi tiền tệ như thương mại và du lịch để đánh giá tác động đến lãi suất tiền gửi, đặc biệt là tại các quốc gia châu Á có đặc thù phát triển mạnh về các lĩnh vực này.

Cụ thể hơn, bài nghiên cứu này xem xét, cung cấp những bằng chứng thực nghiệm về tác động của một số yếu tố tài chính, du lịch, thương mại tới lãi suất tiền gửi tại một số quốc gia châu Á, trong bối cảnh các chính phủ đang nỗ lực huy động nguồn vốn nhân rồi trong nền kinh tế, nhằm thúc đẩy sự năng động kinh tế và khai thác hiệu quả các nguồn lực sẵn có. Từ mục tiêu nghiên cứu trên, bài viết có mục tiêu trả lời các câu hỏi nghiên cứu: yếu tố tài chính, thương mại và du lịch ảnh hưởng như thế nào đến lãi suất tiền gửi tại các quốc gia châu Á? Yếu tố nào có ảnh hưởng mạnh nhất? Từ kết quả nghiên cứu, có thể đưa ra những gợi ý phương hướng chính sách nào để điều tiết lãi suất tiền gửi hiệu quả hơn?

2. Tổng quan nghiên cứu

Lãi suất tiền gửi đóng vai trò quan trọng trong việc điều tiết dòng vốn tiết kiệm và đầu tư của nền kinh tế. Việc xác định các yếu tố ảnh hưởng đến lãi suất tiền gửi, đặc biệt trong bối cảnh các quốc gia châu Á có mức độ hội nhập kinh tế ngày càng sâu rộng, là một chủ đề mang tính thời sự và thực tiễn. Các nghiên cứu hiện có đã đề cập đến nhiều yếu tố khác nhau tác động đến lãi suất tiền gửi, đặc biệt là các yếu tố tài chính, thương mại và du lịch. Tuy nhiên, những nghiên cứu này phần lớn tập trung vào từng yếu tố riêng lẻ hoặc xem xét tác động trong những bối cảnh kinh tế vĩ mô khác, chưa đồng thời đánh giá tác động của ba nhóm yếu tố này đến lãi suất tiền gửi tại khu vực châu Á.

Trước hết, về yếu tố tài chính, nhiều nghiên cứu đã chỉ ra vai trò của lãi suất cơ bản, thanh khoản ngân hàng và lạm phát trong việc quyết định lãi suất tiền gửi. Haerinasab & cộng sự (2018) cho thấy mối quan hệ tích cực giữa lãi suất cơ sở và lãi suất tiền gửi tại Iran, đồng thời phát hiện rằng thanh khoản ngân hàng cũng có ảnh hưởng đến tỷ lệ lạm phát và từ đó gián tiếp tác động đến lãi suất tiền gửi. Messer & Niepmann (2023) cho thấy các yếu tố như dự trữ dư thừa của ngân hàng và mức độ cạnh tranh trong hệ thống ngân hàng có thể làm chậm quá trình điều chỉnh lãi suất tiền gửi trong bối cảnh chính sách tiền tệ thắt chặt. Trong khi đó, nghiên cứu của Bounou (2022) tập trung vào tác động của chính sách lãi suất âm và chỉ ra rằng các ngân hàng tại khu vực đồng euro giảm lãi suất tiền gửi khách hàng một cách thận trọng, đặc biệt khi chính sách kéo dài.

Thứ hai, trong bối cảnh toàn cầu hóa, du lịch không chỉ là lĩnh vực đóng góp vào tăng trưởng mà còn tác động đến dòng vốn và hành vi tiết kiệm trong nền kinh tế. Pădurean & cộng sự (2015) cho thấy việc tăng cường tiếp cận các quỹ tài chính cho ngành du lịch thông qua Chương trình Hoạt động Khu vực đã có tác động rõ rệt đến môi trường kinh doanh du lịch tại Romania. Hailiang & cộng sự (2023) cho thấy năng lượng tái tạo, tài chính xanh và đổi mới công nghệ có mối quan hệ tích cực với phát triển du lịch bền vững. Bên cạnh đó, chi phí y tế và lượng khí thải carbon lại có tác động tiêu cực đến hoạt động du lịch. Những yếu tố này cho thấy rằng du lịch có thể ảnh hưởng đến dòng tiền, hành vi đầu tư và tiết kiệm, từ đó gián tiếp tác động đến lãi suất tiền gửi tại các quốc gia có ngành du lịch phát triển mạnh.

Thứ ba, thương mại điện tử và các hoạt động thương mại hiện đại cũng đang tái định hình cấu trúc tài chính của doanh nghiệp và hành vi của người tiêu dùng. Purba & cộng sự (2021) chỉ ra rằng tiếp thị kỹ thuật số và thương mại điện tử có ảnh hưởng nhất định đến hiệu quả tài chính và tính bền vững của doanh nghiệp. Tang & cộng sự (2021) tiếp tục bổ sung bằng cách chứng minh rằng các yếu tố như niềm tin, sự tiện lợi và nhận thức rủi ro ảnh hưởng đến ý định sử dụng thanh toán kỹ thuật số – một xu hướng có thể ảnh hưởng đến mức tiết kiệm và hành vi gửi tiền trong hệ thống ngân hàng. Từ góc độ doanh nghiệp nhỏ và vừa, Pardiman & cộng sự (2022) khẳng định rằng vốn tài chính, vốn xã hội và chuyển đổi số đều đóng vai trò quan trọng trong việc duy trì sự bền vững của doanh nghiệp – một yếu tố có thể gián tiếp tác động đến nhu cầu và lãi suất tiền gửi của khối doanh nghiệp này.

Cuối cùng, một số nghiên cứu đã phân tích mối quan hệ giữa các yếu tố trên và lãi suất tiền gửi trong các bối cảnh cụ thể. Jacewitz & Pogach (2018) cho thấy mức độ cạnh tranh và quy mô ngân hàng có thể làm

thay đổi phí bảo hiểm rủi ro và ảnh hưởng đến lãi suất tiền gửi. Chernykh & Kotomin (2022) tập trung vào hệ thống bảo hiểm tiền gửi và phát hiện rằng sau khi áp dụng cơ chế bảo hiểm theo mức độ rủi ro, các ngân hàng có xu hướng giảm sự phụ thuộc vào tiền gửi được bảo hiểm khi rủi ro tăng. Cevik & Charap (2015) cho thấy mối quan hệ đồng biến giữa lãi suất tiền gửi và lợi nhuận trên các tài khoản chia sẻ lợi nhuận – lỗ (PLS) tại các quốc gia Hồi giáo. Firdaus (2023) và Dogdu & Kayacan (2024) lần lượt chỉ ra rằng IDIC (bảo hiểm tiền gửi) và các yếu tố vĩ mô như VAT, lạm phát có thể ảnh hưởng đến lãi suất tiết kiệm, và tồn tại quan hệ nhân quả hai chiều giữa các biến này.

Tóm lại, các nghiên cứu trước đây đã cung cấp nền tảng lý thuyết và thực nghiệm phong phú về các yếu tố tài chính, du lịch, thương mại và lãi suất tiền gửi. Tuy nhiên, vẫn còn khoảng trống nghiên cứu trong việc xem xét đồng thời ba nhóm yếu tố tài chính – du lịch – thương mại đến lãi suất tiền gửi, đặc biệt là trong bối cảnh các quốc gia châu Á đang có mức độ hội nhập ngày càng sâu rộng với nền kinh tế toàn cầu. Khoảng trống này là động lực chính để thực hiện nghiên cứu hiện tại.

Mặt khác, thuyết lựa chọn liên thời cho thấy quyết định tiết kiệm (liên quan lãi suất tiền gửi) phụ thuộc vào kỳ vọng thu nhập và tiêu dùng trong tương lai, chịu ảnh hưởng bởi lạm phát và chính sách lãi suất (Modigliani & Brumberg, 1954). Lý thuyết cầu tiền giải thích rằng khi nền kinh tế mở rộng do du lịch và thương mại tăng, nhu cầu nắm giữ tiền và gửi tiền cũng thay đổi (Friedman, 1956). Lý thuyết kỳ vọng giải thích cách thị trường phản ứng với các thay đổi trong chính sách tài chính và hoạt động kinh tế, từ đó tác động đến cấu trúc lãi suất (Mishkin, 2016). Từ các cơ sở lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm đã nêu, cùng các công trình khoa học tổng quan đã tổng hợp, bài nghiên cứu này hướng đến kiểm định đồng thời tác động của các yếu tố tài chính (lãi suất cho vay, lạm phát), du lịch (lượng khách quốc tế), và thương mại (xuất khẩu và nhập khẩu hàng hóa ICT) đến lãi suất tiền gửi tại các quốc gia châu Á trong giai đoạn 2004 - 2023. Qua đó, nghiên cứu đóng góp vào việc lấp khoảng trống lý thuyết và thực nghiệm về mối quan hệ giữa các yếu tố này trong bối cảnh hội nhập kinh tế và bất định vĩ mô toàn cầu. Từ cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu, bài viết đề xuất các giả thuyết sau: lạm phát có ảnh hưởng tiêu cực đến lãi suất tiền gửi; lãi suất cho vay có ảnh hưởng tích cực đến lãi suất tiền gửi; du lịch quốc tế (thể hiện qua lượng khách du lịch) có ảnh hưởng đến lãi suất tiền gửi; thương mại hàng hóa ICT (xuất khẩu và nhập khẩu) có tác động đến lãi suất tiền gửi.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu có 5 biến số: CBB (Chi nhánh ngân hàng thương mại), ITN (Du lịch quốc tế, số lượng khách đến), DCP (Tín dụng trong nước cho khu vực tư nhân), NBR (Doanh nghiệp mới đăng ký), DIR (Lãi suất tiền gửi) thể hiện cụ thể ở Bảng 1.

Bảng 1: Mô tả các biến của mô hình

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
DIR	140	5,419	4,835	0,08	18,017
CBB	140	15,703	14,411	2,91	54,278
ITN	140	6,627	0,956	4,978	8,211
DCP	140	82,9	65,96	1,267	194,946
NBR	140	4,322	0,604	3,265	5,390

Nghiên cứu xem xét tác động của mức độ ảnh hưởng của tài chính, thương mại và du lịch bao gồm: CBB (Chi nhánh ngân hàng thương mại), ITN (Du lịch quốc tế, số lượng khách đến), DCP (Tín dụng trong nước cho khu vực tư nhân), NBR (Doanh nghiệp mới đăng ký) đến DIR (Lãi suất tiền gửi) tại một số quốc gia Châu Á. Dữ liệu được lấy theo năm giai đoạn 2004- 2023. Các dữ liệu được lấy từ các trang web của Tổ chức Du lịch Thế giới Liên Hợp Quốc, Ngân hàng Thế giới, Ủy ban Thống kê Liên Hợp Quốc. Giá trị du lịch quốc tế được tính theo số lượng khách đến và đã được lấy đơn vị nghìn du khách.

Phạm vi nghiên cứu đề cập tới 7 quốc gia gồm Trung Quốc, Nhật Bản, Việt Nam, Thái Lan, Pakistan, Iraq và Uzbekistan dựa trên các tiêu chí cụ thể nhằm đảm bảo sự đa dạng và tính đại diện cao về mặt địa lý, trình độ phát triển và thể chế kinh tế trong khu vực châu Á. Cụ thể, về khu vực địa lý, các quốc gia được chọn đại diện cho các tiểu vùng địa lý khác nhau ở châu Á gồm Đông Á (Trung Quốc, Nhật Bản), Đông Nam Á (Việt Nam, Thái Lan), Nam Á (Pakistan), Tây Á (Iraq), và Trung Á (Uzbekistan). Về mức độ phát triển kinh tế, bao gồm cả các nền kinh tế phát triển (Nhật Bản), đang phát triển ở mức trung bình khá (Trung Quốc, Thái Lan, Việt Nam), và đang phát triển ở mức thấp (Pakistan, Iraq, Uzbekistan). Sự đa dạng này giúp kiểm định mô hình trong nhiều bối cảnh kinh tế khác nhau. Về thể chế, các quốc gia trong mẫu nghiên cứu có hệ thống thể chế và chính sách tài chính, thương mại, du lịch khác biệt nhau, từ đó tăng khả năng khái quát hóa kết quả nghiên cứu và làm rõ mối quan hệ giữa các yếu tố trong điều kiện thể chế đa dạng. Việc lựa chọn các quốc gia này nhằm kiểm định mô hình trong điều kiện không đồng nhất tuyệt đối, từ đó tăng tính tổng quát và khả năng ứng dụng của kết quả nghiên cứu vào các bối cảnh kinh tế khác nhau. Dữ liệu được lấy trong vòng 20 năm, giai đoạn 2004-2023 được coi là một giai đoạn mới trong phát triển kinh tế, đồng thời là khoảng thời gian cập nhật, thuận lợi, đủ dài trong việc lấy dữ liệu.

3.2. Mô hình FGLS

Trên cơ sở khung phân tích và tổng quan lĩnh vực nghiên cứu trên, nội dung đề xuất mô hình ước lượng

Bảng 2: Diễn giải các biến trong mô hình

Nhóm nhân tố	Diễn giải biến đại diện	Ký hiệu biến	Ghi chú
Thương mại	Doanh nghiệp mới đăng ký	NBR	Đề xuất
Tài chính	Chi nhánh ngân hàng thương mại	CBB	Pardiman & cộng sự (2022)
	Tín dụng trong nước cho khu vực tư nhân	DCP	Pardiman & cộng sự (2022)
Du lịch	Du lịch quốc tế	ITN	Filipiak & cộng sự (2023)
Tài chính (PT)	Lãi suất tiền gửi	DIR	Haerinasab & cộng sự (2018)

các nhân tố ảnh hưởng đến lãi suất tiền gửi tại một số quốc gia thuộc khu vực châu Á như sau:

$$DIR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CBB_{it} + \alpha_2 ITN_{it} + \alpha_3 DCP_{it} + \alpha_4 NBR_{it} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó các biến được hiểu như sau: lãi suất tiền gửi tại quốc gia i trong năm t (DIR_{it}); số lượng chi

Bảng 3: Kiểm định tính phụ thuộc chéo

Biến	Kiểm định Pesaran CD	giá trị p	Trung bình joint T	Trung bình p	Trị tuyệt đối trung bình của (p)
DIR	4,929	0	20	0,24	0,43
CBB	0,211	0,833	20	0,01	0,38
ITN	0,573	0,566	20	0,03	0,59
DCP	7,858	0	20	0,38	0,77
NBR	5,994	0	20	0,29	0,57

nhánh ngân hàng thương mại tại quốc gia i , năm t (CBB_{it}); du lịch quốc tế, số lượng khách đến tại quốc gia i năm t (ITN_{it}); tín dụng trong nước cho khu vực tư nhân (DCP_{it}); số lượng doanh nghiệp mới đăng ký tại quốc gia i năm t (NBR_{it}); phần dư (sai số) tại quốc gia i , năm t (ε_{it}).

Bài nghiên cứu sử dụng phương pháp FGLS vì mô hình FGLS (Feasible Generalized Least Squares) là một phương pháp ước lượng tham số trong mô hình hồi quy tuyến tính khi có một mức độ tương quan giữa các sai số dư trong mô hình hồi quy. Đây là một phương pháp mở rộng của phương pháp OLS (Ordinary Least Squares) để xử lý các vấn đề liên quan đến phương sai thay đổi và tự tương quan. Mặt khác khi chạy dữ liệu trên thực tế cho mô hình FEM, REM thì bộ dữ liệu gặp vấn đề phương sai thay đổi và tự tương quan, chính vì vậy, nội dung nghiên cứu tiếp tục được thực hiện phù hợp hơn với mô hình FGLS.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Các kiểm định của mô hình

4.1.1. Kiểm định tính phụ thuộc chéo

Kiểm định Pesaran CD (Cross-section Dependent) để kiểm định tính phụ thuộc chéo cho thấy không phải tất cả các biến đều phụ thuộc chéo do có hệ số thống kê ở các mức độ khác nhau (Bảng 3), cụ thể hơn các biến DIR, DCP và NBR sẽ có phụ thuộc chéo. Do vậy, tác giả sẽ dùng kiểm định Westerlund để kiểm định đồng liên kết cho các biến này.

4.1.2. Tính dừng của các chuỗi dữ liệu

Áp dụng phương pháp kiểm định F joint để kiểm định tính dừng cho lần lượt các dữ liệu như DCP (Tín dụng trong nước cho khu vực tư nhân), NBR (Doanh nghiệp mới đăng ký), DIR (Lãi suất tiền gửi) và kiểm định Levin–Lin–Chu cho kiểm định tính dừng của các biến CBB (Chi nhánh ngân hàng thương mại), ITN (Du lịch quốc tế, số lượng khách đến). Có thể thấy các biến CBB (Chi nhánh ngân hàng thương mại), ITN (Du lịch quốc tế, số lượng khách đến), DCP (Tín dụng trong nước cho khu vực tư nhân), NBR (Doanh nghiệp mới đăng ký), DIR (Lãi suất tiền gửi) đều dừng ở bậc 1, do các giá trị CIPS đều có trị tuyệt đối lớn hơn trị tuyệt đối của Critical values ở các mức 10%, 5% và 1% hoặc mức độ giá trị p-value thỏa mãn. Do vậy, từ đây có thể xác định được các biến phù hợp cho mô hình hồi quy Pooled, FEM, REM và FGLS sau này.

4.1.3. Kiểm định đồng liên kết

Kiểm định tính dừng cho thấy các biến CBB (Chi nhánh ngân hàng thương mại), ITN (Du lịch quốc tế, số lượng khách đến), DCP (Tín dụng trong nước cho khu vực tư nhân), NBR (Doanh nghiệp mới đăng ký), DIR (Lãi suất tiền gửi) đều dừng ở sai phân bậc 1: $I(1)$. Sử dụng kiểm định Westerlund để kiểm tra CBB, ITN, DCP, NBR, DIR có đồng liên kết hay không (Bảng 4).

Bảng 4: Kiểm định đồng liên kết

	Thống kê	Giá trị P
Tỷ lệ biến đổi	-0,893	0,186

Dùng kiểm định Westerlund cho kiểm định đồng liên kết của dữ liệu, với giả thiết H_0 : Không có đồng liên kết; giả thiết H_a : Có đồng liên kết, với tổng số bảng là 7, tổng giai đoạn 20. Như vậy, có thể thấy dữ liệu không có đồng liên kết. Do vậy, thỏa mãn các điều kiện để cho thể chạy mô hình Pooled trước khi có thể thực hiện các kiểm định FEM và REM.

Kết quả kiểm định cho thấy giá trị $P=0,186 > 5\%$, nên chấp nhận giả thiết H_0 : $r = 0$ (không có đồng liên kết giữa các biến), như vậy không có đồng liên kết giữa các biến ở mức ý nghĩa $\alpha = 0,05$.

4.1.4. Các kiểm định khác

Kiểm định đa cộng tuyến, kiểm định phương sai thay đổi và kiểm định tự tương quan sau mô hình Pooled cho thấy mô hình không có phương sai thay đổi và có tự tương quan. Kiểm định đa cộng tuyến có giá trị Vif ở mức hơn 1,00, giá trị trung bình của Vif = 1,01, tất cả đều không vượt quá 2%, do vậy không có đa cộng tuyến. Tuy nhiên, kiểm định Imtest, White cho thấy giá trị $\text{Prob} > \chi^2 = 0,77 > 5\%$, do đó không có hiện tượng phương sai thay đổi. Kiểm định Wooldridge cho thấy giá trị $\text{Prob} > F = 0,008 < 5\%$, do đó có hiện tượng tự tương quan. Từ điều này bài nghiên cứu tiến hành chạy các mô hình FEM, REM và các kiểm định Hausman. Kiểm định Hausman cho thấy mô hình REM là sự lựa chọn phù hợp hơn cả. Để đảm bảo độ tin cậy của kết quả ước lượng, nghiên cứu tiến hành các kiểm định tính vững sau đây: Kiểm định phương sai thay đổi (Heteroskedasticity test); Kiểm định Breusch-Pagan và White được thực hiện đối với mô hình FEM và REM cho thấy sự tồn tại của phương sai thay đổi hay không, là cơ sở lựa chọn phương pháp FGLS. Kiểm định tự tương quan (Autocorrelation test): Kiểm định Wooldridge được sử dụng để phát hiện tự tương quan

trong dữ liệu bảng để kiểm tra xác nhận tồn tại hiện tượng này hay không, qua đó sẽ khẳng định tính phù hợp của mô hình FGLS. Khi kiểm định các mô hình thay thế trước đó như mô hình FEM, REM, Pooled OLS, kết quả ước lượng FGLS thể hiện sai số chuẩn thấp hơn và giá trị thống kê tốt hơn so với các mô hình thay thế này. Cụ thể, bài nghiên cứu tiếp tục tiến hành kiểm định phương sai thay đổi và tự tương quan sau mô hình REM, cho thấy không có phương sai thay đổi và có tự tương quan, do $\text{Prob} > \chi^2_2$ ở 2 trường hợp có giá trị nhỏ và lớn hơn 5%. Các kết quả này cho thấy việc lựa chọn mô hình FGLS là hợp lý khi khắc phục 1 trường hợp tự tương quan, mặc dù không bị trường hợp phương sai thay đổi. Đồng thời FGLS thể hiện sai số chuẩn thấp hơn và giá trị thống kê tốt hơn so với các mô hình thay thế. Thông qua các kiểm định này, nghiên cứu củng cố độ tin cậy của mô hình và các kết quả phân tích, đảm bảo rằng tác động của các yếu tố tài chính, du lịch và thương mại đến lãi suất tiền gửi không bị sai lệch bởi các vấn đề kỹ thuật trong mô hình hồi quy.

4.2. Kết quả của mô hình FGLS và thảo luận

Kết quả ước lượng từ mô hình FGLS cho thấy, trong bốn biến độc lập, biến DCP (Tín dụng trong nước cho khu vực tư nhân) là biến duy nhất có ý nghĩa thống kê rõ rệt ở mức ý nghĩa 5% với hệ số hồi quy -0,06 và giá trị $p = 0,006$. Điều này cho thấy mối quan hệ nghịch chiều giữa DCP và DIR, tức là khi tín dụng khu vực tư nhân tăng, lãi suất tiền gửi có xu hướng giảm. Kết quả này phù hợp với thuyết cầu tiền, cho rằng khi tín dụng mở rộng, nhu cầu gửi tiết kiệm giảm và do đó tạo áp lực làm giảm lãi suất tiền gửi. Đây cũng là phát hiện phù hợp với nghiên cứu của Pardiman & cộng sự (2022), trong đó khẳng định tầm quan trọng của

Bảng 5: Mô hình hồi quy FGLS

DDIR	Hệ số	Sai số chuẩn	z	P>z	[Khoảng tin cậy 95%]	Khoảng giá trị]
DCBB	-0,038	0,062	-0,61	0,543	-0,16	0,084
DITN	-0,232	0,609	-0,38	0,097	-1,425	0,961
DDCP	-0,06	0,022	-2,73	0,006	-0,103	-0,017
DNBR	1,612	1,046	1,54	0,095	-0,437	3,661
Hằng số	-0,142	0,133	-1,07	0,284	-0,402	0,118

tín dụng tư nhân trong việc điều tiết chính sách lãi suất tại các nền kinh tế đang phát triển. Ngược lại, biến CBB (số lượng chi nhánh ngân hàng thương mại) không có ý nghĩa thống kê ($p = 0,543$), hệ số hồi quy âm (-0,038), cho thấy không có mối liên hệ rõ ràng giữa mức độ hiện diện của số lượng chi nhánh ngân hàng và lãi suất tiền gửi. Điều này có thể được lý giải bởi sự chuyển dịch sang ngân hàng số tại nhiều quốc gia châu Á, khiến việc mở rộng chi nhánh không còn là yếu tố quyết định tới huy động vốn. Kết quả này khác biệt với nghiên cứu của Haerinasab & cộng sự (2018), trong đó sự gia tăng chi nhánh ngân hàng được xem là yếu tố làm tăng cạnh tranh lãi suất. Sự khác biệt này có thể đến từ sự dị biệt trong mức độ số hóa, hành vi tiêu dùng tài chính và môi trường thể chế giữa các quốc gia. Biến ITN (lượng khách du lịch quốc tế) có hệ số âm (-0,232) và $p = 0,097$, gần ngưỡng ý nghĩa thống kê 10%. Dù mối quan hệ chưa thực sự mạnh, kết quả này gợi ý rằng sự gia tăng du lịch quốc tế có thể làm giảm lãi suất tiền gửi, có thể do tăng chi tiêu và giảm tiết kiệm trong nền kinh tế. Đây là kết quả đồng thuận với Filipiak & cộng sự (2023), cho rằng sự gia tăng hoạt động du lịch có thể làm thay đổi cấu trúc dòng tiền trong nền kinh tế, qua đó tác động đến thị trường tài chính. Đối với NBR (số lượng doanh nghiệp mới đăng ký), hệ số dương (1,612) và gần đạt ngưỡng ý nghĩa 10% ($p = 0,095$), cho thấy xu hướng rằng sự gia tăng khởi nghiệp và phát triển doanh nghiệp có thể làm tăng lãi suất tiền gửi. Điều này có thể phản ánh nhu cầu vốn cao hơn từ khu vực doanh nghiệp, tạo áp lực cạnh tranh vốn và khiến ngân hàng cần nâng lãi suất để thu hút tiền gửi. Phát hiện này mở ra hướng nghiên cứu mới về vai trò của khởi nghiệp trong hệ thống tài chính, mặc dù hiện chưa có nhiều nghiên cứu trước phân tích sâu biến này. Ngoài ra, hệ số hằng số không có ý nghĩa thống kê, cho thấy không có mức lãi suất cố định khi các biến độc lập bằng 0 – điều này phù hợp với thực tế rằng lãi suất tiền gửi luôn bị chi phối bởi nhiều yếu tố vĩ mô.

Tổng thể, kết quả mô hình cho thấy tín dụng khu vực tư nhân là yếu tố có tác động rõ rệt và ổn định nhất

tới lãi suất tiền gửi tại các quốc gia châu Á, trong khi các yếu tố như thương mại (NBR) và du lịch (ITN) cho thấy ảnh hưởng tiềm năng nhưng chưa thực sự mạnh. Sự khác biệt trong mức độ ý nghĩa thống kê và hướng tác động giữa các biến có thể phản ánh đặc điểm thể chế, mức độ phát triển tài chính và cơ cấu kinh tế khác nhau giữa các quốc gia trong mẫu nghiên cứu. Kết quả nghiên cứu góp phần bổ sung vào khoảng trống thực nghiệm về mối quan hệ giữa các yếu tố tài chính kinh tế thực với chính sách lãi suất trong bối cảnh hội nhập và bất định toàn cầu.

5. Kết luận

Khi tín dụng cho khu vực tư nhân tăng, lãi suất tiền gửi có xu hướng giảm, cho thấy vai trò điều tiết của thị trường tín dụng đối với chi phí huy động vốn trong nền kinh tế. Do đó, các quốc gia châu Á, trong đó có Việt Nam, nên tiếp tục đẩy mạnh chính sách tín dụng đối với khu vực tư nhân theo hướng lành mạnh, minh bạch và hiệu quả, để qua đó vừa đảm bảo dòng vốn ổn định, vừa góp phần tạo điều kiện giảm chi phí lãi suất tiền gửi cũng như chi phí vốn của các chủ thể kinh tế. Bên cạnh đó, các chính sách thúc đẩy khởi nghiệp và phát triển ngành du lịch có thể tạo ra các tác động gián tiếp đến thị trường tài chính, thông qua sự gia tăng cầu vốn hoặc thay đổi dòng tiền trong nền kinh tế. Tuy nhiên, cần có thêm nghiên cứu sâu hơn để xác định mức độ ảnh hưởng rõ ràng và ổn định của các yếu tố này. Đối với số lượng chi nhánh ngân hàng thương mại (CBB), kết quả nghiên cứu cho thấy chưa có mối quan hệ có ý nghĩa thống kê với lãi suất tiền gửi. Tuy nhiên, điều này không đồng nghĩa với việc yếu tố này không quan trọng. Thay vào đó, cần đặt CBB trong bối cảnh số hóa tài chính, khi mà sự phát triển của ngân hàng điện tử, ví điện tử và các nền tảng tài chính số đang dần thay thế vai trò vật lý truyền thống của mạng lưới chi nhánh. Do đó, các chính phủ và ngân hàng thương mại có thể cân nhắc tái cơ cấu hệ thống chi nhánh theo hướng tối ưu hóa, tập trung vào chất lượng dịch vụ và khả năng tiếp cận qua công nghệ thay vì chỉ mở rộng về số lượng.

Hạn chế của nghiên cứu là chưa bao quát được đầy đủ các biến đại diện khác cho lĩnh vực tài chính, thương mại và du lịch, đồng thời chưa phân tách sâu theo các nhóm chi tiết hơn trong từng lĩnh vực. Trong tương lai, các nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng phạm vi biến, kiểm định thêm các tương tác giữa các yếu tố, cũng như bổ sung phân tích thể chế và mức độ phát triển để tăng tính khái quát và độ tin cậy của mô hình.

Tài liệu tham khảo

- Boungou, W. (2022), “‘Negative-for-long’ interest rates and customer deposit rate”, *Finance Research Letters*, 46, 102298.
- Cevik, S., & Charap, J. (2015), ‘The behavior of conventional and Islamic bank deposit returns in Malaysia and Turkey’, *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5(1), 111-124.
- Chernykh, L., & Kotomin, V. (2022), ‘Risk-based deposit insurance, deposit rates and bank failures: Evidence from Russia’, *Journal of Banking & Finance*, 138, 106483.
- Demiralp, S., Eisenschmidt, J., & Vlassopoulos, T. (2021), ‘Negative interest rates, excess liquidity and retail deposits: Banks’ reaction to unconventional monetary policy in the euro area’, *European Economic Review*, 136, 103745.
- Dogdu, A., & Kayacan, M. (2024), ‘Instruments and effects of monetary and fiscal policy: The relationship between inflation, VAT, and deposit interest rate’, Working paper, available on *arXiv preprint arXiv:2404.03989*.
- Filipiak, B. Z., Dylewski, M., & Kalinowski, M. (2023), ‘Economic development trends in the EU tourism industry. Towards the digitalization process and sustainability’, *Quality & Quantity*, 57(Suppl 3), 321-346.
- Firdaus, M. A. (2023), ‘The influence of customer’s perception regarding the idic and deposit interest rate on the customer interest in saving at digital bank pt. neo commerce bank tbk. period 2021-2022’, Doctoral Dissertation, President uUniversity.
- Friedman, M. (1956), ‘The quantity theory of money: A restatement’, In M. Friedman (Ed.), *Studies in the quantity*

theory of money (pp. 3–21), University of Chicago Press.

- Haerinasab, Z., Sohaili, K., & Fattahi, S. (2018), 'Investigating the Relationship between the Facility Interest Rate and the Bank Deposit Interest Rate in Iran', *Advances in Mathematical Finance and Applications*, 3(4), 53-66.
- Hailiang, Z., Chau, K. Y., & Waqas, M. (2023), 'Does green finance and renewable energy promote tourism for sustainable development: empirical evidence from China', *Renewable Energy*, 207, 660-671.
- Jacewitz, S., & Pogach, J. (2018), 'Deposit rate advantages at the largest banks', *Journal of Financial Services Research*, 53, 1-35.
- Mansour, M., Sghaier, A., Bannour, B., & Ben Jabeur, S. (2019), 'The interactions between the lending rates, deposit rates and money market rates', *Iranian Economic Review*, 23(1), 163-189.
- Messer, T., & Niepmann, F. (2023), 'What determines passthrough of policy rates to deposit rates in the euro area?', *European Central Bank (ECB) Working Paper Series No. 2835*.
- Mishkin, F. S. (2016), *The economics of money, banking, and financial markets* (10th ed.), Pearson Education.
- Modigliani, F., & Brumberg, R. H. (1954), 'Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data', In K. K. Kurihara (Ed.), *Post-Keynesian economics* (pp. 388–436), New Brunswick, NJ: Rutgers University Press.
- Pădurean, M. A., Nica, A. M., & Nistoreanu, P. (2015), 'Entrepreneurship in tourism and financing through the Regional Operational Programme', *Amfiteatru Economic Journal*, 17(38), 180-194.
- Pardiman, P., Susyanti, J., Heriyawati, D. F., Zakaria, Z., & Masyhuri, M. (2022), 'Impact of financial capital, social capital, and business digitalization on business sustainability of SMEs in Indonesia', *Jurnal Manajemen Dan Pemasaran Jasa*, 15(1), 69-82.
- Purba, M., Simanjutak, D., Malau, Y., Sholihat, W., & Ahmadi, E. (2021), 'The effect of digital marketing and e-commerce on financial performance and business sustainability of MSMEs during COVID-19 pandemic in Indonesia', *International Journal of Data and Network Science*, 5(3), 275-282.
- Tang, Y. M., Chau, K. Y., Hong, L., Ip, Y. K., & Yan, W. (2021), 'Financial innovation in digital payment with WeChat towards electronic business success', *Journal of Theoretical and Applied Electronic Commerce Research*, 16(5), 1844-1861.

DÒNG CHẢY THÔNG TIN THANH KHOẢN GIỮA THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN CÁC NƯỚC ASEAN VÀ TRUNG QUỐC

Chu Thị Thanh Trang*

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: trangtcnh@ufm.edu.vn

Nguyễn Đức Trung

Trường Đại học Ngân hàng, Thành phố Hồ Chí Minh

Email: trungnd@buh.edu.vn

Phạm Thị Thanh Xuân

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

Email: xuanptt@uel.edu.vn

Mã bài báo: JED-2252

Ngày nhận: 05/02/2025

Ngày nhận bản sửa: 25/02/2025

Ngày duyệt đăng: 09/04/2025

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.2252

Tóm tắt:

Bài nghiên cứu sử dụng transfer entropy để đo lường dòng chảy thông tin thanh khoản giữa thị trường chứng khoán Trung Quốc và ASEAN 6 (Indonesia, Malaysia, Philippine, Singapore, Thái Lan và Việt Nam), sử dụng chỉ số thanh khoản đa diện được tổng hợp từ các khía cạnh thanh khoản khác nhau trong giai đoạn 2010-2023. Kết quả nghiên cứu cho thấy Trung Quốc dần trở thành trung tâm truyền thông tin với thị trường ASEAN, tuy nhiên mức độ trao đổi thông tin khác nhau ở từng quốc gia. Singapore là quốc gia có mức độ nhận và truyền thông tin 2 chiều mạnh mẽ nhất với thị trường Trung Quốc so với các quốc gia còn lại. Trong khi đó Việt Nam, Philippine và Malaysia có mức độ giao thoa thông tin yếu hơn Thái Lan và Indonesia. Quan sát luồng thông tin thanh khoản di chuyển giữa thị trường chứng khoán có thể giúp chủ động trong chiến lược đầu tư, phòng ngừa rủi ro cũng như có những chính sách quản lý phù hợp.

Từ khóa: Dòng chảy thông tin, thanh khoản đa diện, thị trường chứng khoán, transfer entropy.

Mã JEL: G15, G41.

The liquidity transmission of the stock markets between ASEAN and China

Abstract:

This study employs transfer entropy to measure the flow of liquidity information between stock markets of China and the ASEAN-6 (Indonesia, Malaysia, Philippines, Singapore, Thailand and Vietnam). A multidimensional liquidity index is synthesized from various liquidity dimensions during the period 2010-2023. The results indicate that China has gradually become the central hub for information transmission among ASEAN markets, with varying levels of information exchange across individual countries. Singapore exhibits the most substantial bidirectional information flow with the Chinese market compared to other countries. Meanwhile, the Vietnamese, Philippines, and Malaysian markets show weaker information overlap than Thailand and Indonesia. The research highlights that monitoring liquidity information flows between stock markets can facilitate proactive investment strategies, risk mitigation, and the development of appropriate regulatory policies.

Keywords: Information flow, multi-dimension liquidity, stock market, transfer entropy.

JEL Codes: G15, G41.

1. Giới thiệu

Mối quan hệ giữa các thị trường chứng khoán quốc tế ngày càng tăng khi hội nhập tài chính chặt chẽ và phức tạp hơn. Xu hướng này bắt nguồn từ phát triển mạnh mẽ của hiệp định thương mại tự do mới. Khi thương mại được tự do hóa, tiếp nối là tự do hóa tài chính, kết hợp với tiến bộ công nghệ trong giao dịch và truyền thông, tăng dòng vốn giữa các thị trường tài chính, dẫn đến mối liên kết ngày càng sâu sắc giữa các thị trường chứng khoán (Sharma & cộng sự, 1985; Arouri & Foulquier, 2012; Wu, 2020; Carrieri & cộng sự, 2007).

Hội nhập kinh tế và tài chính giữa Trung Quốc và ASEAN là một minh chứng rõ rệt. Quá trình tự do hóa kinh tế và phát triển quan hệ thương mại tích cực, Trung Quốc tạo ra gắn kết chặt chẽ hơn với ASEAN kể từ năm 2010 đến nay: Kim ngạch thương mại hai chiều tăng từ 292,8 tỷ USD năm 2010 lên 722 tỷ USD vào năm 2022, FDI của Trung Quốc vào ASEAN tăng từ 2,7 tỷ USD lên 14,5 tỷ USD (Khương Thanh Hà, 2024).

Theo thời gian, kết nối cũng như hiệu ứng lan tỏa giữa thị trường chứng khoán của Trung Quốc và ASEAN ngày càng mạnh mẽ hơn. Đây là động lực thu hút sự quan tâm của giới học thuật, nhấn mạnh tầm quan trọng của việc hiểu rõ ảnh hưởng tài chính của Trung Quốc và hệ quả đối với nền kinh tế ở châu Á, xác định cơ hội cũng như chứng khoán đang thay đổi (Li & Zeng, 2018; Laurenceson, 2003; Yunita & Riverdhan, 2021; Li & Cai, 2019; Hooy & cộng sự, 2018; Chien & cộng sự, 2015; Jacob & cộng sự, 2021; Yunita & Riverdhan, 2021; Apaitan & cộng sự, 2022).

Nghiên cứu sử dụng transfer entropy để định lượng dòng thông tin giữa thị trường chứng khoán Trung Quốc và ASEAN. Sử dụng chỉ số thanh khoản đa diện được tổng hợp từ nhiều thang đo, giúp nắm bắt tín hiệu thanh khoản toàn thị trường theo thời gian là điểm nổi bật của nghiên cứu này. Từ đó, phân tích mối quan hệ giữa các thị trường chứng khoán dưới góc nhìn thanh khoản đa diện.

Kết quả cho thấy liên kết giữa thị trường Trung Quốc và ASEAN ngày càng bền chặt. Thị trường phát triển lâu đời như Singapore hoặc mới nổi như Thái Lan và Indonesia có kết nối thông tin hai chiều mạnh mẽ hơn so với thị trường phát triển thấp hơn như Việt Nam và Philippines. Những kết quả này phù hợp với nghiên cứu hiện có về các mối quan hệ tài chính, làm nổi bật sự phức tạp của dòng thông tin trong các thị trường chứng khoán (Chen & Wang, 2021b; Li & Bai, 2022; Forbes & Rigobon, 2002).

Bài nghiên cứu trình bày như sau: Phần 2 là tổng quan nghiên cứu. Phần 3 trình bày phương pháp và dữ liệu nghiên cứu. Phần 4, kết quả nghiên cứu và thảo luận. Cuối cùng, phần 5 tóm lược kết luận và hàm ý.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Lý thuyết cơ sở

Hai lý thuyết quan trọng đối với nghiên cứu là: lý thuyết đa dạng danh mục đầu tư quốc tế và mối liên kết giữa các thị trường chứng khoán.

Lý thuyết về lựa chọn danh mục đầu tư được giới thiệu bởi Markowitz (1952) và Tobin (1952), nhấn mạnh việc cân nhắc lợi nhuận và rủi ro khi ra quyết định đầu tư, cũng như vai trò của đa dạng hóa trong giảm rủi ro danh mục. Mở rộng lý thuyết lựa chọn danh mục đầu tư của Markowitz (1952), mô hình định giá tài sản vốn (CAPM), do Sharpe (1964) phát triển, cơ sở cho lý thuyết ban đầu về hội nhập thị trường chứng khoán. Tiếp đó, Grubel (1968) nhấn mạnh việc phát triển danh mục đầu tư trên nhiều thị trường, bởi mức tương quan thấp giữa các thị trường giúp cải thiện khả năng sinh lời mà không làm gia tăng rủi ro, nhà đầu tư có thể hưởng lợi tối đa từ phân bổ tài sản trên phạm vi quốc tế. Stehle (1977) là người đầu tiên thử nghiệm sự tích hợp thị trường bằng cách sử dụng các mô hình định giá tài sản, nhận thấy rủi ro, vốn chỉ có thể được đa dạng hóa thông qua đa dạng hóa quốc tế.

Lý thuyết hội nhập thị trường chứng khoán cho rằng khi lợi nhuận từ các thị trường chứng khoán khác nhau mà không hoàn toàn tương quan và cấu trúc tương quan ổn định thì nhà đầu tư có thể tận dụng lợi ích từ đa dạng hóa danh mục đầu tư quốc tế. Mức độ đồng chuyển động thấp giữa giá cổ phiếu ở các thị trường giúp nhà đầu tư phân bổ tài sản hiệu quả hơn trên phạm vi toàn cầu, từ đó gia tăng lợi nhuận kỳ vọng của danh mục với mức rủi ro tối thiểu (Panda & Nanda, 2017). Ngược lại, nếu các thị trường chứng khoán có xu hướng dịch chuyển cùng nhau, tiềm năng thu lợi từ đa dạng hóa quốc tế sẽ giảm đáng kể (Bekaert & Harvey, 1995; Click & Plummer, 2005).

Tóm lại, lý thuyết nền tảng này giải thích vai trò của mối liên kết giữa các thị trường chứng khoán, mở ra cơ hội tìm kiếm chiến lược đầu tư quốc tế hấp dẫn, tăng cường khả năng sinh lời, giảm thiểu rủi ro danh mục một cách hiệu quả.

2.2. Mối quan hệ giữa thị trường chứng khoán ASEAN và Trung Quốc

Mối quan hệ giữa thị trường chứng khoán ASEAN và Trung Quốc thay đổi theo thời gian và bối cảnh lịch sử về kinh tế và thương mại giữa ASEAN với Trung Quốc.

Trước 2000, mối quan hệ giữa thị trường chứng khoán ASEAN và Trung Quốc có mức độ hội nhập thấp và lan truyền hạn chế, chủ yếu do môi trường pháp lý chặt chẽ và biện pháp kiểm soát vốn của Trung Quốc. Cải cách kinh tế và mở cửa của Trung Quốc vào đầu thập niên 1990 đã thúc đẩy đáng kể đầu tư nước ngoài, đồng thời ASEAN gia tăng hội nhập với sự phát triển đầu tư và hợp tác xuyên biên giới, đánh dấu bước khởi đầu quan hệ kinh tế khu vực. Dù chứng khoán ASEAN tăng trưởng nhanh chóng sau giai đoạn tự do hóa kinh tế cuối thập niên 1980, tâm lý nhà đầu tư vẫn bị chi phối bởi thị trường Mỹ và Nhật Bản (Hooy & cộng sự, 2018). Laurenceson (2003) ghi nhận không có phản ứng tài chính rõ rệt giữa Trung Quốc và các quốc gia sáng lập ASEAN, dù mối quan hệ trong lĩnh vực hàng hóa và dịch vụ khá vững chắc. Chien & cộng sự (2015) cho thấy trong giai đoạn 1994-2002, sáu thị trường lớn của ASEAN chỉ có một vector đồng liên kết, phản ánh mức độ hội nhập tài chính khu vực hạn chế nhưng đang tăng dần. Tương tự, Jayasuriya (2011), Rahman & cộng sự (2017) nhận định lợi nhuận chứng khoán tại Trung Quốc và thị trường mới nổi khu vực châu Á - Thái Bình Dương không có tương quan đáng kể từ 1993 đến 2008, phần lớn do rào cản pháp lý và kiểm soát thị trường vốn của Trung Quốc.

Burdekin & Siklos (2012) đã phát hiện thị trường Thượng Hải từ 1995 đến 2000 tăng cường hội nhập với ASEAN-5 (Singapore, Thái Lan, Philippines, Indonesia, Malaysia), tạo tiền đề cho kết nối tài chính chặt chẽ hơn trong những năm tiếp theo.

Sự kiện khủng hoảng tài chính châu Á, McKinnon & Schnabl (2003) và Forbes & Rigobon (2002) ghi nhận Trung Quốc đóng vai trò ổn định trong khủng hoảng nhờ nền kinh tế ít bị tác động. Tính chất cách ly của thị trường Trung Quốc giúp giảm thiểu bất ổn tài chính từ bên ngoài (Yu & cộng sự, 2010; Huyghebaert & Wang, 2010).

Sau 2000, quan hệ giữa thị trường Trung Quốc và ASEAN trở nên phức tạp hơn với gia tăng liên kết và khả năng phục hồi trước thách thức toàn cầu khi Trung Quốc gia nhập WTO năm 2001 và thiết lập quan hệ đối tác chiến lược với ASEAN năm 2003 (Lean & Smyth, 2014; Jakpar & cộng sự, 2013; Xinyu, 2019; He & cộng sự, 2014). (Xinyu, 2019)

Trong khủng hoảng tài chính toàn cầu 2007, Li & Zeng (2018) nhấn mạnh vai trò ổn định của Trung Quốc nhờ khả năng phục hồi nhanh chóng, trong khi Thai Hung (2019) ghi nhận gia tăng hội nhập giữa Trung Quốc và ASEAN, đặc biệt với Singapore. Nghiên cứu của Glick & Rose (1999), Auer & Mehrotra (2014), Boubakri & Guillaumin (2015) phát hiện gia tăng mức độ đồng bộ giữa thị trường Trung Quốc và các nước châu Á trong và sau khủng hoảng. Tương tự, Yilmaz (2010) ghi nhận hiệu ứng lan truyền lợi nhuận và biến động giữa Trung Quốc và Đông Á đạt đỉnh trong khủng hoảng; hay Zhong & Liu (2021) ghi nhận tương quan tích cực giữa Trung Quốc và năm nước Đông Nam Á, đạt đỉnh trong cuộc khủng hoảng.

Từ năm 2010, Trung Quốc trở thành đối tác thương mại hàng đầu của ASEAN với việc hình thành khu vực Thương mại tự do Trung Quốc-ASEAN, thúc đẩy mạnh mẽ liên kết tài chính (Thaker & cộng sự, 2022; Rahman & cộng sự, 2017; Jinghua & Kogid, 2024), từ đó gia tăng đáng kể tương quan giữa thị trường chứng khoán Trung Quốc và ASEAN-5 (Tuan & cộng sự, 2013; Li & Cai, 2019). Nguyen & Elisabeta (2016) cho thấy hội nhập tài chính giữa Trung Quốc và bốn nước ASEAN phát triển nhanh, dao động từ yếu đến trung bình và thời gian đầu tư kéo dài thì tương quan giữa các thị trường tăng, làm giảm lợi ích đa dạng hóa.

Sáng kiến Vành đai và con đường góp phần cải thiện hạ tầng, đồng bộ hóa thị trường khu vực (Du & Zhang, 2018). Lean & Smyth (2014) tìm thấy quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa ASEAN-6 và Trung Quốc, trong khi Chen & Wang (2021a) phát hiện mức độ phụ thuộc cao nhất giữa Trung Quốc và Singapore, thấp nhất với Việt Nam. Rui & cộng sự (2020) ghi nhận mức độ hội nhập tài chính tăng đáng kể từ 2015-2019.

Đại dịch COVID-19 tiếp tục làm rõ liên kết giữa thị trường Trung Quốc và ASEAN với đợt suy giảm đồng

bộ và tốc độ phục hồi khác nhau. Huang & cộng sự (2023), Yousaf & cộng sự (2024), lưu ý mối quan hệ tăng cường trong đại dịch, mặc dù Caporale & cộng sự (2022) cho rằng liên kết này suy yếu theo thời gian.

Với những lược khảo nghiên cứu trên cho thấy mối quan hệ giữa thị trường chứng khoán Trung Quốc và ASEAN ngày càng chặt chẽ theo thời gian cùng với kết nối về tài chính và thương mại sâu sắc.

3. Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Dựa trên nền tảng của Lesmond & cộng sự (1999) về chi phí giao dịch trực tiếp và gián tiếp, Garabedian & Inghelbrecht (2020) tạo ra chỉ số thanh khoản đa diện - được tổng hợp từ nhiều khía cạnh thanh khoản, phản ánh toàn diện thanh khoản thị trường. Trong nghiên cứu này, chúng tôi áp dụng phương pháp do Garabedian & Inghelbrecht (2020) đề xuất, điều chỉnh phù hợp với mục tiêu khám phá hiệu ứng lan tỏa, tính toán chỉ số với tần suất dữ liệu hàng ngày mang lại độ nhạy cao hơn trong phát hiện tín hiệu thanh khoản giữa các thị trường.

Khi các chiều thanh khoản đồng loạt phản ứng với tín hiệu chung, thể hiện sự nhất quán về thanh khoản toàn bộ thị trường. Ngược lại, khi chỉ một vài khía cạnh phản ứng, cho thấy đặc thù riêng của từng chiều

Bảng 1: Chỉ số thanh khoản được dùng để tính chỉ số thanh khoản đa diện

Chỉ số	Nhóm	Diễn giải
Liq1 (Korajczyk & Sadka, 2008)	Bid-Ask	$Liq1 = (Giá\ chào\ bán - Giá\ chào\ mua)/m$ $m = (Giá\ chào\ bán + Giá\ chào\ mua)/2$
Liq2 (Korajczyk & Sadka, 2008)	Bid-Ask	$Liq2 = \frac{ p_{i,j} - m_{i,j} }{m_{i,j}}$ $p_{i,j} = (Giá\ chào\ bán - Giá\ chào\ mua); m_{i,j} = (Giá\ chào\ bán + Giá\ chào\ mua)/2$
Liq3 (Corwin & Schultz, 2012)	Bid-Ask	$Liq3 = \frac{2(e^\alpha - 1)}{1 + e^\alpha}$ Với: $\alpha = \frac{\sqrt{2\beta} - \sqrt{\beta}}{(3 - 2\sqrt{2})} - \sqrt{\frac{\gamma}{(3 - 2\sqrt{2})}}$ $\beta = \left\{ \sum_{j=0}^1 \left[\ln \left(\frac{H_{t+j}^o}{L_{t+j}^o} \right) \right]^2 \right\}; \gamma = \left[\ln \left(\frac{H_{t,t+1}^o}{L_{t,t+1}^o} \right) \right]^2$ $H_{t,t+1}$: giá cao nhất trong hai ngày t và t+1; $L_{t,t+1}$: giá thấp nhất trong hai ngày t và t+1.
Liq4 (Roll, 1984; Harris, 2002)	Roll	$Liq4 = 200 \sqrt{-cov(\Delta P_t, \Delta P_{t-1})}$ $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}; \Delta P_{t-1} = P_{t-1} - P_{t-2}$ (P_t : giá chào mua) Hằng số 200 sử dụng để chuyển đổi đơn vị sang phần trăm.
Liq5 (Goyenko & cộng sự, 2009)	Roll	$Liq5 = Roll\ Impact_i = \frac{Roll_i}{Khối\ lượng\ giao\ dịch\ tính\ bằng\ đô\ la\ ngày_i}$ $Roll_i = Liq4$
Liq6 (Amihud, 2002)	Amihud	$Liq6 = \frac{ r_{i,j} }{dvol_{i,j}}$ Với $r_{i,j}$: lợi nhuận của cổ phiếu i vào ngày j; $dvol_{i,j}$: khối lượng giao dịch tính bằng đô la của cổ phiếu i, ngày j.
Liq7 (Goyenko & cộng sự, 2009)	Amihud	$Liq7 = \frac{Spread\ Proxy_i}{Khối\ lượng\ giao\ dịch\ bằng\ đô\ la\ ngày_i}$ Spread proxy = Liq1
Liq8 (Goyenko & cộng sự, 2009)	Amihud	$Liq8 = \frac{Spread\ Proxy_i}{Khối\ lượng\ giao\ dịch\ bằng\ đô\ la\ ngày_i}$ Spread proxy = Liq2
Liq9 (Datar & cộng sự, 1998)	Volume	$Liq9 = Tỷ\ lệ\ quay\ vòng\ của\ một\ tài\ sản = \frac{Số\ lượng\ cổ\ phiếu\ giao\ dịch}{số\ lượng\ cổ\ phiếu\ niêm\ yết} (%)$

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp.

thanh khoản. Vì vậy sử dụng 1 chỉ số thanh khoản tổng hợp, tiếp cận đa chiều, nghiên cứu hướng đến khám phá sâu hơn tương tác thanh khoản giữa thị trường chứng khoán.

Quy trình xây dựng chỉ số thanh khoản đa diện được khái lược theo các bước sau:

Thứ nhất, tính toán chín thước đo thanh khoản ở cấp độ cổ phiếu được lựa chọn trong rô chỉ số của từng quốc gia.

Thứ hai, chuyển đổi thước đo thanh khoản thành cấp độ thị trường. Quá trình này sử dụng trọng số là mức độ vốn hóa thị trường của từng cổ phiếu.

Thứ ba, chuẩn hóa chỉ số thanh khoản thị trường, sử dụng hàm phân phối tích lũy (cumulative distribution function).

Thứ 4, chín thước đo thanh khoản thị trường được phân loại thành bốn nhóm, sau đó tổng hợp tạo thành bốn chỉ số thanh khoản thị trường, đại diện cho từng khía cạnh thanh khoản (Chi tiết trong Bảng 1).

Thứ 5, áp dụng phân tích thành phần chính (PCA) để kết hợp bốn nhóm thanh khoản thành một chỉ số thanh khoản đa diện duy nhất.

Bảng 2: Danh mục chỉ số chứng khoán

Quốc gia	Chỉ số	Diễn giải
Trung Quốc	CSI300	Shanghai Shenzhen CSI 300
Việt Nam	VNI	Viet Nam index
Thái Lan	SET	The Stock Exchange of Thailand Index
Singapore	STI	Straits Times Index
Philippine	PSI	The Philippine Stock Exchange Index
Malaysia	KLSE	Bursa Malaysia
Indonesia	JKSE	Jakarta Stock Exchange Composite

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp.

Sau khi tổng hợp chỉ số thanh khoản đa diện thì mỗi quốc gia có 3002 quan sát từ ngày 1 tháng 1 năm 2020 tới ngày 31 tháng 12 năm 2023.

Các chỉ số chứng khoán được lựa chọn là chỉ số quan trọng nhất, phản ánh diễn biến chung của thị trường ở các quốc gia và là chỉ số tham chiếu cho các quỹ đầu tư.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Transfer entropy được sử dụng trong nghiên cứu này vì những ưu điểm so với các phương pháp truyền thống (Hồi quy vector và kiểm định nhân quả Granger, GARCH, VEC hay GVAR...) khi xác định mối quan hệ giữa thị trường chứng khoán:

Transfer entropy không giả định về mối quan hệ cơ bản, phù hợp với bản chất phức tạp, thay đổi theo thời gian và phi tuyến tính của thị trường tài chính (Bossomaier & cộng sự, 2016). Transfer entropy nổi bật nhờ khả năng nắm bắt cả mối quan hệ tuyến tính và phi tuyến tính, mang lại hiểu biết sâu sắc về mối quan hệ dài hạn trên thị trường chứng khoán theo thời gian (Junior & cộng sự, 2015; Jizba & cộng sự, 2012; Gong & cộng sự, 2019).

Transfer entropy đặc biệt phù hợp để phân tích thị trường chứng khoán quốc tế, tìm hiểu cách lan truyền biến động và cú sốc kinh tế. Không giống như kiểm định nhân quả Granger, transfer entropy định lượng cả lượng và sức mạnh của dòng chảy thông tin, cung cấp góc nhìn sâu sắc hơn về nguồn gốc ảnh hưởng (Korbel & cộng sự, 2019). Transfer entropy hữu ích trong phát hiện thay đổi trong dòng chảy thông tin trong giai đoạn căng thẳng, hỗ trợ phát hiện rủi ro sớm và cải thiện chiến lược quản lý rủi ro (Ferreira & cộng sự, 2022).

Với những ưu điểm này, sử dụng transfer entropy trong nghiên cứu là cần thiết và phù hợp để cung cấp góc nhìn chi tiết về dòng chảy thông tin phức tạp giữa Trung Quốc và ASEAN.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả dữ liệu

Bảng 3: Thống kê mô tả dữ liệu

	Trung Quốc	Indonesia	Malaysia	Philippine	Singapore	Thái Lan	Việt Nam
Trung bình	0,467004	0,470535	0,470733	0,467689	0,475499	0,472846	0,464257
Trung vị	0,459972	0,458531	0,458744	0,450709	0,456625	0,457857	0,452994
Giá trị lớn nhất	0,777124	0,829551	0,871808	0,930636	0,902531	0,841637	0,912749
Giá trị nhỏ nhất	0,262071	0,268181	0,257489	0,271286	0,236413	0,299996	0,244833
Độ lệch chuẩn	0,091936	0,095669	0,101638	0,109003	0,121716	0,091922	0,106903
Độ lệch	0,278680	0,535224	0,584835	0,586796	0,681029	0,839833	0,358591

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán và tổng hợp.

Bảng 4: Kiểm định tính dừng dữ liệu

	Trung Quốc	Indonesia	Malaysia	Philippine	Singapore	Thái Lan	Việt Nam
t-Statistic	-6,496766	-5,455884	-54,82928	-7,477002	-7,397254	-6,258867	-5,789160
Prob. *	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán và tổng hợp.

Thống kê mô tả tại Bảng 3 cho thấy giá trị trung bình phản ánh sự đồng đều tương đối giữa các thị trường. Singapore có biến động chỉ số thanh khoản nhiều nhất với độ lệch chuẩn cao nhất (0,1217), trong khi Trung Quốc và Thái Lan ổn định hơn với độ lệch chuẩn khoảng 0,0919. Phân phối chủ yếu lệch phải, đặc biệt ở Thái Lan (Skewness = 0,8398), với Singapore và Philippines có giá trị cực đại lớn, thể hiện biến động vượt trội.

4.2. Kiểm định tính dừng

Tại Bảng 4, chúng tôi thực hiện kiểm định tính dừng bằng phương pháp Augmented Dickey-Fuller (ADF). Kết quả cho thấy tất cả thống kê t đều có giá trị âm, các giá trị p-value gần bằng 0. Malaysia là quốc gia duy nhất có giá trị p cao hơn một chút (0,0001). Điều này cho thấy dữ liệu là chuỗi dừng, phù hợp để phân tích hồi quy và tính toán chính xác ước lượng transfer entropy giữa các thị trường chứng khoán, vì dữ liệu không dừng có thể dẫn đến sai lệch trong đo lường luồng thông tin.

4.3. Dòng chảy thông tin thanh khoản giữa thị trường chứng khoán Trung Quốc và ASEAN

Bảng 5 là kết quả dòng chảy thông tin về thanh khoản của thị trường Trung Quốc và ASEAN từ phương pháp Shannon và Renyi. Với chiều thông tin từ Trung Quốc tới các quốc gia ASEAN thì Trung Quốc có ảnh hưởng đáng kể đến Singapore, Malaysia, Thái Lan với giá trị transfer entropy cao và có ý nghĩa thống kê, còn Philippines, Indonesia, và Việt Nam có mức độ ảnh hưởng thấp hơn từ Trung Quốc, với p-value trong nhiều trường hợp không có ý nghĩa thống kê cao. Ở chiều ngược lại, ảnh hưởng từ ASEAN đến Trung Quốc tồn tại nhưng không mạnh mẽ (Singapore và Thái Lan có mức độ tác động lớn hơn so với Indonesia, Philippines, Malaysia và Việt Nam).

Cụ thể, Việt Nam có mức độ trao đổi thông tin thanh khoản thấp nhất với Trung Quốc, so với các quốc gia còn lại (Giá trị Shannon và Renyi lần lượt là 0,5178; 0,9010). Cho thấy mức độ nhạy cảm trước biến động thanh khoản từ Trung Quốc là chưa đáng kể. Thị trường Việt Nam còn non trẻ và đang trong giai đoạn phát triển so với các nước như Singapore, điều này hạn chế mức độ hội nhập với thị trường toàn cầu (Chen & Wang, 2021a,b; Lean & Smyth, 2014). Nguyen & Nguyen (2022) cũng cho thấy mối quan hệ giữa Việt Nam và Trung Quốc chưa thực sự rõ ràng trong thời gian trước đại dịch, sau đó thì mối quan hệ này có phát triển và duy trì sau đại dịch, tuy nhiên vẫn ở mức thấp. Hình 1 vẽ bản đồ nhiệt thể hiện mức độ thông tin giữa các cặp thị trường ASEAN và Trung Quốc, thì màu đối với Việt Nam cũng nhạt hơn so với quốc gia khác.

Tương tự Việt Nam, Philippines có Shannon entropy là 0,5954 (p-value = 0,0330), và Renyi entropy đạt 0,9859

Bảng 5: Transfer entropy giữa thị trường chứng khoán Trung Quốc và ASEAN

TRUNG QUỐC → ASEAN		TE	P-value	ASEAN → TRUNG QUỐC		TE	P-value
Trung Quốc → Indonesia	Shannon	0,5814	0,0025	Indonesia → Trung Quốc	Shannon	0,5977	0,0680
	Renyi	1,0421	0,0260		Renyi	1,1231	0,0260
Trung Quốc → Malaysia	Shannon	0,6510	0,0895	Malaysia → Trung Quốc	Shannon	0,5959	0,0555
	Renyi	1,1042	0,0665		Renyi	1,1147	0,0570
Trung Quốc → Philippines	Shannon	0,5954	0,0330	Philippine → Trung Quốc	Shannon	0,5944	0,0005
	Renyi	0,9859	0,2275		Renyi	1,0608	0,0120
Trung Quốc → Singapore	Shannon	0,6655	0,4090	Singapore → Trung Quốc	Shannon	0,6220	0,2375
	Renyi	1,1792	0,1835		Renyi	1,1470	0,0845
Trung Quốc → Thái Lan	Shannon	0,6051	0,0420	Thái Lan → Trung Quốc	Shannon	0,6009	0,0380
	Renyi	1,2034	0,0050		Renyi	1,1468	0,0360
Trung Quốc → Việt Nam	Shannon	0,5178	0,1030	Việt Nam → Trung Quốc	Shannon	0,5702	0,0195
	Renyi	0,9010	0,0525		Renyi	1,0323	0,0250

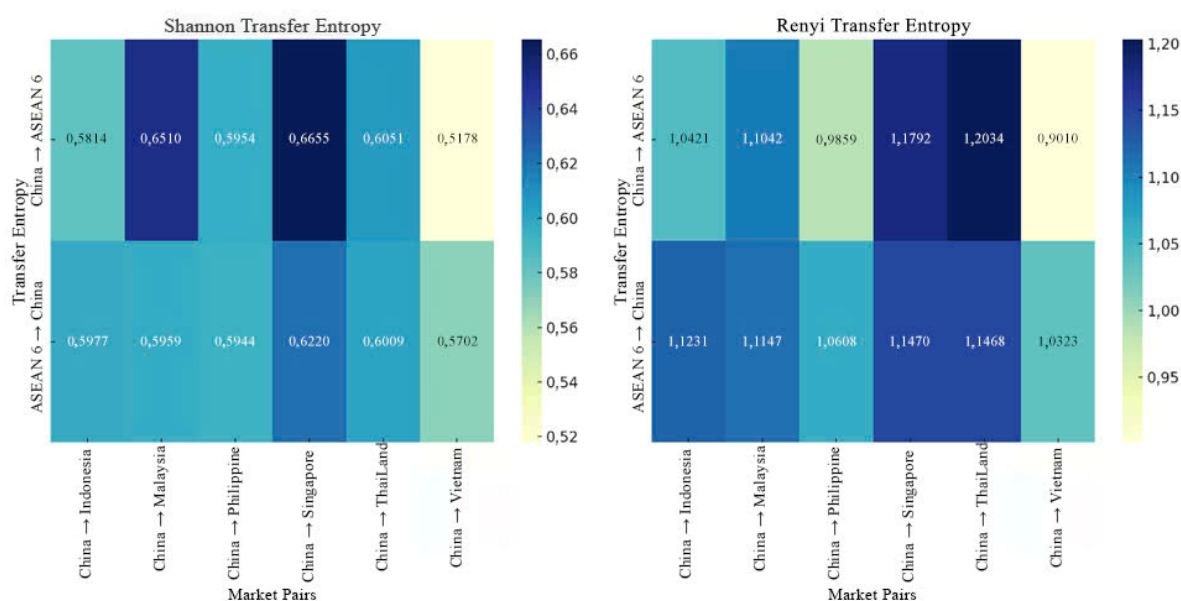
Nguồn: Nhóm tác giả tính toán và tổng hợp.

(p-value = 0,2275), cho thấy chuyển giao thông tin từ Trung Quốc đến Philippines có ý nghĩa thống kê ở phương pháp Shannon nhưng không được khẳng định với Renyi. Còn với Malaysia, Shannon đạt 0,6510 và Renyi là 1,1042 cao hơn các quốc gia khác nhưng mức ý nghĩa thống kê thấp hơn. Điều này phản ánh ảnh hưởng từ Trung Quốc đến Philippine và Malaysia không mạnh mẽ, mặc dù vẫn tồn tại như trong nghiên cứu của Thaker & cộng sự (2022), hoặc không có mối quan hệ giữa 2 thị trường này (Jakpar & cộng sự, 2013; Xinyu, 2019). Nghiên cứu của Jakpar & cộng sự (2013) nhấn mạnh các chính sách kinh tế chiến lược của Malaysia đã thúc đẩy mối quan hệ song phương vững chắc với Trung Quốc. Điều này dẫn đến tương tác thông tin giữa thị trường chứng khoán 2 nước ngày càng tăng dần (Nguyen & Elisabeta, 2016; Lean & Smyth, 2014; Rui & cộng sự, 2020).

Với Indonesia và Thái Lan, Trung Quốc ảnh hưởng đáng kể đến thị trường chứng khoán Indonesia, Thái Lan do mối liên kết thương mại và đầu tư giữa hai nước (Sula & Willett, 2009; Jakpar & cộng sự, 2013) với transfer entropy lớn và có ý nghĩa thống kê cao. Ngoài ra, Li & Bai (2022) xác định ảnh hưởng một chiều từ thị trường chứng khoán của Singapore, Thái Lan và Indonesia đến Trung Quốc. Phát hiện này nhấn mạnh tầm quan trọng của hội nhập kinh tế khu vực và vai trò của thị trường chủ chốt trong định hình dòng chảy thông tin trong ASEAN (Xu, 2017; Nguyen & Elisabeta, 2016). Diebold & Yilmaz (2009), Nguyen & Elisabeta (2016) cũng thấy xu hướng tương tự về gia tăng lan tỏa biến động trong các thị trường có tính liên kết cao. Đi cùng sáng kiến Vành đai và con đường, góp phần cải thiện hạ tầng và đồng bộ hóa thị trường khu vực (Du & Zhang, 2018). Lean & Smyth (2014) tìm thấy mối quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa ASEAN-6 và Trung Quốc, nhất là Indonesia.

Trong khi các quốc gia khác chứng kiến gia tăng liên kết với Trung Quốc, trường hợp của Singapore nhấn mạnh mức độ trưởng thành của thị trường và môi trường quản lý trong ổn định dòng chảy thông tin (Thaker & cộng sự, 2022; Jakpar & cộng sự, 2013; Xinyu, 2019). Singapore là một trung tâm tài chính lâu đời, thị trường Singapore trưởng thành hơn khu vực ASEAN, từ đó có mức độ trao đổi thông tin tốt hơn với thị trường lớn trên thế giới cũng mức độ phụ thuộc thấp hơn vào cú sốc tài chính bên ngoài nhờ cơ sở hạ tầng vững chắc, khả năng chống chịu tốt hơn (Lean & Smyth, 2014; Billio & cộng sự, 2017; Forbes & Rigobon, 2002; Thai Hung, 2019; Chen & Wang, 2021a; Chen & Wang, 2021b). Kết quả entropy cho thấy một mối liên kết mạnh mẽ nhất so với

Hình 1: Bản đồ nhiệt về mức độ thông tin



Nguồn: Nhóm tác giả tính toán và tổng hợp.

các nước trong ASEAN tuy ý nghĩa thông kê không cao. Trên bản đồ nhiệt cũng cho thấy màu sắc thể hiện dòng thông tin giữa hai quốc đậm hơn quốc gia khác.

Những phát hiện này nhấn mạnh bản chất năng động hội nhập kinh tế khu vực, mối liên kết tài chính cũng như chứng khoán trong quá trình hội nhập tài chính toàn cầu (Li & Bai, 2022) và vai trò của các thị trường chủ chốt trong định hình động thái dòng chảy thông tin trong ASEAN (Diebold & Yilmaz, 2009).

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Các kết quả từ phân tích transfer entropy chỉ ra mối quan hệ thanh khoản đáng kể giữa thị trường chứng khoán Trung Quốc và ASEAN 6 đồng thời cho thấy vai trò nguồn phát tán thông tin trong khu vực của Trung Quốc. Thị trường Singapore có mối liên kết chặt chẽ nhất với Trung Quốc, tiếp đến là Thái Lan và Indonesia, khi mà mức độ trao đổi thông tin hai chiều khá ổn định. Trong khi Việt Nam và Philippines có kết nối yếu hơn với thị trường Trung Quốc. Những phát hiện này mang lại những hàm ý quan trọng đối với nhà đầu tư và hoạch định chính sách.

Thứ nhất, với trao đổi thông tin còn chưa mạnh mẽ giữa Trung Quốc và Việt Nam, Philippines thì nhà đầu tư trong khu vực có thể vẫn tận dụng được lợi ích từ đa dạng hóa danh mục đầu tư trên các quốc gia này.

Thứ hai, khi thị trường chứng khoán gia tăng hội nhập vào hệ thống tài chính toàn cầu, tạo điều kiện cho dòng chảy thông tin hiệu quả hơn, dẫn đến thị trường ổn định và dễ dự đoán hơn. Những cú sốc từ một thị trường có thể được hấp thụ và giảm thiểu nhanh chóng bởi các thị trường khác. Vì vậy, tăng cường transfer entropy từ Trung Quốc sang ASEAN cho thấy những diễn biến trong thị trường Trung Quốc có thể dự báo được những biến động của thị trường ASEAN như: gia tăng bất thường trong dòng chảy thông tin, rủi ro mới nổi hoặc hiệu ứng lây lan, từ đó cung cấp thông tin có giá trị cho việc phân bổ danh mục đầu tư toàn cầu một cách chủ động và kịp thời, giảm thiểu rủi ro tiềm tàng.

Thứ ba, nhà quản lý cũng như hoạch định chính sách cần áp dụng phương pháp tiếp cận đa chiều trong xây dựng hệ thống tài chính bền vững. Bằng cách xem xét hiệu ứng lan tỏa thanh khoản giữa các thị trường tài chính ở không gian quốc tế, nhận thức rõ những rủi ro mang tính hệ thống là điều quan trọng để phòng ngừa và quản lý tốt hơn những cuộc khủng hoảng kinh tế và tài chính trong tương lai. Từ đó thúc đẩy môi trường tài chính khu vực bền vững hơn.

Tài liệu tham khảo:

- Amihud, Y. (2002), 'Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects', *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56. [https://doi.org/10.1016/S1386-4181\(01\)00024-6](https://doi.org/10.1016/S1386-4181(01)00024-6).
- Apaitan, T., Luangaram, P. & Manopimoke, P. (2022), 'Uncertainty in an emerging market economy: evidence from Thailand', *Empirical Economics*, 62(3), 933-989. <https://doi.org/10.1007/s00181-021-02054-y>.
- Arouri, M.E.H. & Foulquier, P. (2012), 'Financial market integration: Theory and empirical results', *Economic Modelling*, 29(2), 382-394.
- Auer, R.A. & Mehrotra, A. (2014), 'Trade linkages and the globalisation of inflation in Asia and the Pacific', *Journal of International Money and Finance*, 49, 129-151.
- Bekaert, G. & Harvey, C.R. (1995), 'Time-varying world market integration', *The Journal of Finance*, 50(2), 403-444.
- Billio, M., Donadelli, M., Paradiso, A. & Riedel, M. (2017), 'Which market integration measure?', *Journal of Banking & Finance*, 76, 150-174.
- Bossomaier, T., Barnett, L., Harré, M., Lizier, J.T., Bossomaier, T., Barnett, L., Harré, M. & Lizier, J.T. (2016), *Transfer entropy*, Springer.
- Boubakri, S. & Guillaumin, C. (2015), 'Regional integration of the East Asian stock markets: An empirical assessment', *Journal of International Money and Finance*, 57, 136-160.
- Burdekin, R.C.K. & Siklos, P.L. (2012), 'Enter the dragon: Interactions between Chinese, US and Asia-Pacific equity markets, 1995-2010', *Pacific Basin Finance Journal*, 20(3), 521-541. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2011.12.004>.
- Caporale, G.M., Gil-Alana, L.A. & You, K. (2022), 'Stock market linkages between the Asean countries, China and the US: A fractional integration/cointegration approach', *Emerging Markets Finance and Trade*, 58(5), 1502-1514. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2021.1898366>.
- Carrieri, F., Errunza, V. & Hogan, K. (2007), 'Characterizing world market integration through time', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(4), 915-940. <https://doi.org/DOI: 10.1017/S0022109000003446>
- Chen, J. & Wang, X. (2021a), 'Asymmetric risk spillovers between China and ASEAN stock markets', *IEEE Access*, 9, 141479-141503.
- Chen, J. & Wang, X. (2021b), 'Asymmetric risk spillovers between China and ASEAN stock markets', *IEEE Access*, 9, 141479-141503. <https://doi.org/10.1109/ACCESS.2021.3119932>.
- Chien, M.S., Lee, C.C., Hu, T.C. & Hu, H.T. (2015), 'Dynamic Asian stock market convergence: Evidence from dynamic cointegration analysis among China and ASEAN-5', *Economic Modelling*, 51, 84-98. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.06.024>.
- Click, R.W. & Plummer, M.G. (2005), 'Stock market integration in ASEAN after the Asian financial crisis', *Journal of Asian Economics*, 16(1), 5-28. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2004.11.018>.
- Corwin, S.A. & Schultz, P. (2012), 'A Simple way to estimate bid-ask spreads from daily high and low prices', *Journal of Finance*, 67(2), 719-760. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01729.x>.
- Datar, V.T., Naik, N.Y. & Radcliffe, R. (1998), 'Liquidity and stock returns: An alternative test', *Journal of Financial Markets*, 1(2), 203-219. [https://doi.org/10.1016/S1386-4181\(97\)00004-9](https://doi.org/10.1016/S1386-4181(97)00004-9).
- Diebold, F.X. & Yilmaz, K. (2009), 'Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets', *The Economic Journal*, 119(534), 158-171.
- Du, J. & Zhang, Y. (2018), 'Does one belt one road initiative promote Chinese overseas direct investment?', *China Economic Review*, 47, 189-205.
- Ferreira, P., Almeida, D., Dionisio, A., Quintino, D. & Aslam, M.F. (2022), 'The use of transfer entropy to analyse the comovements of European Union stock markets: a dynamical analysis in times of crises', *Revista Galega de Economía*, 31, 1-21. <https://doi.org/10.15304/rge...8400>.
- Forbes, K.J. & Rigobon, R. (2002), 'No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements', *Journal of Finance*, 57(5), 2223-2261. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00494>.
- Garabedian, G. & Inghelbrecht, K. (2020), 'The multiple dimensions of liquidity', *Research Technical Paper 11/RT/20*, Central Bank of Ireland.
- Glick, R. & Rose, A.K. (1999), 'Contagion and trade: Why are currency crises regional?', *Journal of International Money and Finance*, 18(4), 603-617. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(99\)00023-6](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0261-5606(99)00023-6).
- Gong, C., Tang, P. & Wang, Y. (2019), 'Measuring the network connectedness of global stock markets', *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 535, 122351. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.122351>.
- Goyenko, R.Y., Holden, C.W. & Trzcinka, C.A. (2009), 'Do liquidity measures measure liquidity?', *Journal of*

Financial Economics, 92(2), 153-181. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.06.002>.

Grubel, H.G. (1968), 'Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows', *The American Economic Review*, 58(5), 1299-1314.

Khương Thanh Hà (2024), 'Quốc tế hóa Nhân dân tệ và hợp tác tiền tệ giữa Trung Quốc với các nước ASEAN', *Tạp chí Ngân Hàng*, from <<https://tapchinganhang.gov.vn/quoc-te-hoa-nhan-dan-te-va-hop-tac-tien-te-giua-trung-quoc-voi-cac-nuoc-asean-11595.html>>.

Harris, L. (2002), *Trading and exchanges: Market microstructure for practitioners*, Oxford University Press Oxford, UK.

He, H., Chen, S., Yao, S. & Ou, J. (2014), 'Financial liberalisation and international market interdependence: Evidence from China's stock market in the post-WTO accession period', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 33, 434-444.

Hooy, C.W., Goh, K.L. & Cheong, K.C. (2018), 'Responses of ASEAN-5 to China stock market reforms', *International Journal of China Studies*, 9(1), 119-131.

Huang, Q., Li, M. & Wang, B. (2023), 'The dynamic causality between Chinese and ASEAN stock markets', *Heliyon*, 9(12), e22975. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e22975>.

Huyghebaert, N. & Wang, L. (2010), 'The co-movement of stock markets in East Asia: Did the 1997–1998 Asian financial crisis really strengthen stock market integration?', *China Economic Review*, 21(1), 98-112.

Jacob, T., Raphael, R. & Stebiya, M.V. (2021), 'Capital market integration of ASEAN-5 countries: An empirical analysis', *Hasanuddin Economics and Business Review*, 5(2), 30-35.

Jakpar, S., Vejayon, V., Johari, A. & Myint, K. (2013a), 'An econometric analysis on the co-movement of stock market volatility between China and ASEAN-5', *International Journal of Business and Social Science*, 2(14), 181-197.

Jayasuriya, S.A. (2011), 'Stock market correlations between China and its emerging market neighbors', *Emerging Markets Review*, 12(4), 418-431. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2011.06.005>.

Jinghua, Z. & Kogid, M. (2024), 'Stock market linkage between China and ASEAN-6 countries: Integration perspective', *Jurnal Ekonomi Malaysia*, 58, 1.

Jizba, P., Kleinert, H. & Shefaat, M. (2012), 'Rnyi's information transfer between financial time series', *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 391(10), 2971-2989. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2011.12.064>.

Junior, L., Mullokandov, A. & Kenett, D. (2015), 'Dependency relations among international stock market indices', *Journal of Risk and Financial Management*, 8(2), 227-265. <https://doi.org/10.3390/jrfm8020227>.

Korajczyk, R.A. & Sadka, R. (2008), 'Pricing the commonality across alternative measures of liquidity', *Journal of Financial Economics*, 87(1), 45-72.

Korbel, J., Jiang, X. & Zheng, B. (2019), 'Transfer entropy between communities in complex financial networks', *Entropy*, 21(11), 1-13. <https://doi.org/10.3390/e21111124>.

Laurenceson, J. (2003), 'Economic integration between China and the ASEAN-5', *ASEAN Economic Bulletin*, 20(2), 103-111.

Lean, H.H. & Smyth, R. (2014), 'Stock market co-movement in ASEAN and China', in *Emerging Markets and the Global Economy*, Arouri, M., Boubaker, S. & Nguyen, D.K. (Eds.), Elsevier, 603-622. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-411549-1.00025-9>.

Lesmond, D.A., Ogden, J.P. & Trzcinka, C.A. (1999), 'A new estimate of transaction costs', *Review of Financial Studies*, 12(5), 1113-1141. <https://doi.org/10.1093/rfs/12.5.1113>.

Li, B. & Zeng, Z. (2018), 'Time-varying dependence structures of equity markets of China, ASEAN and the USA', *Applied Economics Letters*, 25(2), 87-91.

Li, X.H. & Cai, X. (2019), 'Research on the integration process of China-ASEAN stock markets and its time-varying characteristics: Based on DCC-GARCH model', *Academic Forum*, 5, 106-113.

Li, Y.M. & Bai, L.R. (2022), 'A Study of the co-movement and spillover effects of stock markets among China and ASEAN-5 countries', *Proceedings of the 2021 3rd International Conference on Economic Management and Cultural Industry (ICEMCI 2021)*, ICEMCI, 976-981. <https://doi.org/10.2991/assehr.k.211209.160>.

Markowitz, H. (1952), 'Portfolio selection', *The Journal of Finance*, 12(7), 777-791.

McKinnon, R. & Schnabl, G. (2003), 'China: a stabilizing or deflationary influence in East Asia? The problem of conflicted virtue', *HKIMR Research Paper WP No. 23/2003*, Hong Kong Institute for Monetary and Financial Research.

Nguyen, T.D. & Elisabeta, P. (2016), 'Financial integration and diversification benefits: China and ASEAN4 countries', *Managerial Finance*, 42(5), 496-514. <https://doi.org/10.1108/MF-12-2014-0300>.

-
- Nguyen, V.C. & Nguyen, T.T. (2022), 'Dependence between Chinese stock market and Vietnamese stock market during the Covid-19 pandemic', *Heliyon*, 8(10), e11090. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e11090>.
- Panda, A.K. & Nanda, S. (2017), 'Market linkages and conditional correlation between the stock markets of South and Central America', *Journal of Financial Economic Policy*, 9(2), 174-197. <https://doi.org/10.1108/JFEP-08-2016-0063>.
- Rahman, M.S., Othman, A.H.A. & Shahari, F. (2017), 'Testing the validation of the financial cooperation agreement among ASEAN+3 stock markets', *International Journal of Emerging Markets*, 12(3), 572-592. <https://doi.org/10.1108/IJoEM-05-2016-0127>.
- Roll, R. (1984), 'A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market', *The Journal of Finance*, 39(4), 1127-1139.
- Rui, D., Pedro, P., Numo, T. & Veronika, M. (2020), 'Financial market integration of ASEAN-5 with China', *Littera Scripta*, 13(1), 46-63.
- Sharma, G.D., Lecturer, S. & Sahib, F. (1985), 'Are the global stock markets inter-linked : Evidence from the literature', *Leibniz Information Centre for Economics*, 10(1), from <https://www.researchgate.net/publication/228241399_Are_the_Global_Stock_Markets_Inter-Linked_Evidence_from_the_Literature>.
- Sharpe, W.F. (1964), 'Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk', *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Stehle, R. (1977), 'An empirical test of the alternative hypotheses of national and international pricing of risky assets', *The Journal of Finance*, 32(2), 493-502.
- Sula, O. & Willett, T.D. (2009), 'The reversibility of different types of capital flows to emerging markets', *Emerging Markets Review*, 10(4), 296-310.
- Thai Hung, N. (2019), 'Equity market integration of China and Southeast Asian countries: further evidence from MGARCH-ADCC and wavelet coherence analysis', *Quantitative Finance and Economics*, 3(2), 201-220. <https://doi.org/10.3934/qfe.2019.2.201>.
- Thaker, M.T.H., Thaker, M.T.M.A., Sakti, M.R.P., Sifat, I., Allah Pitchay, A. & Iqbal Hussain, H. (2022), 'Economic policy uncertainty of China and investment opportunities: A tale of ASEAN stock markets', *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 27(54), 277-293. <https://doi.org/10.1108/JEFAS-04-2021-0032>.
- Tobin, J. (1952), 'A survey of the theory of rationing', *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 20(4), 521-553.
- Tuan, T.K., Hwa, Y.S. & Yean, C.S. (2013), 'Synchronisation of stock market cycles: the importance of emerging and developed markets to ASEAN-5', *Prague Economic Papers*, 22(4), 435-458.
- Wu, F. (2020), 'Stock market integration in East and Southeast Asia: The role of global factors', *International Review of Financial Analysis*, 67, 101416. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2019.101416>.
- Xinyu, L. (2019), 'Research on co-movements among financial markets of China and ASEAN countries', *Proceedings of the 2019 International Conference on Economic Management and Cultural Industry*, ICEMCI, 34-38. <https://doi.org/10.2991/aebmr.k.191217.007>.
- Xu, Z. (2017), *How Internationalization of the Renminbi Contributes to Growing Spillovers from China to the Association of Southeast Asian Nations (ASEAN) Economies*, New York University Shanghai, Shanghai, China.
- Yilmaz, K. (2010), 'Return and volatility spillovers among the East Asian equity markets', *Journal of Asian Economics*, 21(3), 304-313. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2009.09.001>.
- Yousaf, I., Mensi, W., Vo, X.V. & Kang, S. (2024), 'Spillovers and connectedness between Chinese and ASEAN stock markets during bearish and bullish market statuses', *International Journal of Emerging Markets*, 19(10), 2661-2690. <https://doi.org/10.1108/IJoEM-07-2022-1194>.
- Yu, I.W., Fung, K.P. & Tam, C.S. (2010), 'Assessing financial market integration in Asia-equity markets', *Journal of Banking & Finance*, 34(12), 2874-2885.
- Yunita, I. & Riverdhan, S.R.D. (2021), 'The analysis of stock index cointegration in ASEAN-5 Countries, China, Japan, and India capital markets over the period of 2015-2019', in *Synergizing Management, Technology and Innovation in Generating Sustainable and Competitive Business Growth*, Routledge, 181-186.
- Zhong, Y. & Liu, J. (2021), 'Correlations and volatility spillovers between China and Southeast Asian stock markets', *Quarterly Review of Economics and Finance*, 81, 57-69. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2021.04.001>.

*Tác giả liên hệ: Chu Thị Thanh Trang - Email: trangtcnh@ufm.edu.vn

TÁC ĐỘNG CỦA TÀI CHÍNH TOÀN DIỆN KỸ THUẬT SỐ ĐẾN AN TOÀN VĨ MÔ: XEM XÉT VAI TRÒ CỦA CHỈ SỐ PHÁT TRIỂN CÔNG NGHỆ THÔNG TIN VÀ TRUYỀN THÔNG

Nguyễn Thị Bảo Ngọc*

Đại học Tài chính-Marketing

Email: ntb.ngoc@ufm.edu.vn

Nguyễn Thế Bình

Trường Đại học Ngân hàng thành phố Hồ Chí Minh

Email: binhnt@hub.edu.vn

Trần Thị Kim Oanh

Trường Đại học Tài chính-Marketing

Email: kimoanh@ufm.edu.vn

Mã bài báo: JED-2255

Ngày nhận: 07/02/2025

Ngày nhận bản sửa: 12/03/2025

Ngày duyệt đăng: 24/04/2025

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.2255

Tóm tắt:

Bài báo nghiên cứu tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến an toàn vĩ mô khi xem xét vai trò của chỉ số phát triển công nghệ thông tin và truyền thông (IDI) trong giai đoạn 2010-2022 với dữ liệu của 57 quốc gia. Bằng phương pháp hồi quy Bayes, kết quả nghiên cứu cho thấy tài chính toàn diện kỹ thuật số có tác động tiêu cực đến an toàn vĩ mô với xác suất xảy ra tác động tiêu cực là 87,74 % và khi chỉ số IDI càng cao thì mức độ tác động tiêu cực này càng tăng với xác suất xảy ra là 100%. Điều này hàm ý rằng các quốc gia cần có chính sách thúc đẩy tài chính toàn diện với việc áp dụng kỹ thuật số hợp lý để vừa giúp các đối tượng khó khăn có thể tiếp cận được các dịch vụ tài chính kỹ thuật số nhưng vẫn đảm bảo mức độ an toàn vĩ mô cho các quốc gia hay nói cách khác hạn chế tác động tiêu cực của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến an toàn vĩ mô ở mức thấp nhất.

Từ khóa: Tài chính toàn diện kỹ thuật số, chỉ số phát triển công nghệ thông tin và truyền thông, an toàn vĩ mô.

Mã JEL: G23, G32, 033.

The impact of digital financial inclusion on macroprudential issue: The role of the information and communication technology development index

Abstract:

The study investigates the impact of digital financial inclusion on macroprudential issue when considering the role of the information and communication technology development index (IDI) in the period 2010 - 2022 with data from 57 countries. By using the Bayesian regression method, the results reveal that digital financial inclusion has a negative impact on macroprudential issue with a negative impact probability of 87.74 % and the higher the IDI index, the higher the level of this negative impact with a probability of occurrence of 100%. This implies that countries need to have policies to promote financial inclusion with appropriate digital application to help disadvantaged people access digital financial services while still ensuring the level of macro-prudentiality for countries, or in other words, to limit the negative impact of digital financial inclusion on macroprudential issue to the lowest level.

Keywords: Digital financial inclusion, information and communications technology development index, macroprudential.

JEL codes: G23, G32, 033.

1. Đặt vấn đề

Vấn đề “an toàn vĩ mô” bắt đầu ra đời từ những năm 1970-1980 và nó ngày càng được chú trọng nhiều hơn trước sự xuất hiện của các cuộc khủng hoảng tài chính lớn, đặc biệt là khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2007-2008. Trước đây, các cơ quan quản lý tài chính chỉ chủ yếu hướng đến việc bảo vệ sự ổn định của các tổ chức tài chính riêng lẻ mà không có sự quan tâm hợp lý đến các yếu tố vĩ mô như bong bóng tài sản, rủi ro hệ thống tài chính. Trong khi đó, các yếu tố vĩ mô này chính là nguyên nhân dẫn đến sự mất ổn định trong các khu vực tài chính và đe dọa đến sự an toàn vĩ mô của một quốc gia. Sau hậu quả của cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2007-2008, các tổ chức quốc tế như Ngân hàng Thanh toán Quốc tế (BIS), Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF) và Ủy ban Basel đã nhấn mạnh tầm quan trọng của việc đảm bảo an toàn vĩ mô thông qua duy trì sự ổn định của hệ thống tài chính. Các tổ chức này đã đưa ra nhận định rằng an toàn vĩ mô chính là ngăn ngừa các cuộc khủng hoảng tài chính có thể lây lan và gây tác động tiêu cực đến nền kinh tế toàn cầu.

Như vậy, sự thay đổi và phát triển của hệ thống tài chính là một trong những yếu tố ảnh hưởng đến vấn đề an toàn vĩ mô của một quốc gia. Trong lý thuyết về sự ổn định tài chính và chu kỳ tài chính do Minsky (1986) phát triển, ông đã nhấn mạnh rằng khi nền kinh tế càng phát triển và các tổ chức tài chính trở nên tự tin hơn, phát triển hệ thống tài chính một cách toàn diện hơn thì họ bắt đầu chấp nhận mức độ rủi ro cao hơn dẫn đến dễ dàng tạo ra bong bóng tài sản, và khi bong bóng này vỡ có thể gây ra khủng hoảng tài chính, làm suy yếu hệ thống tài chính toàn cầu, đe dọa đến an toàn vĩ mô của các quốc gia.

Xu thế phát triển hệ thống tài chính hiện nay đang hướng đến sự toàn diện và có ứng dụng kỹ thuật số hay còn gọi là tài chính toàn diện kỹ thuật số. Các nghiên cứu thực nghiệm về tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến an toàn vĩ mô được tiếp cận theo nhiều khía cạnh khác nhau vì an toàn vĩ mô là một khái niệm rất bao quát, phản ánh sự ổn định và bền vững của nền kinh tế quốc gia hoặc khu vực trong thời gian dài. Điển hình như các nghiên cứu gần đây bao gồm: Anton & Nuciu (2024), Sajid & cộng sự (2024), Chinoda & Kapingura (2023) nghiên cứu tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến sự ổn định của ngân hàng; Sun & Tang (2022), Ozturk & Ullah (2022) nghiên cứu tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến tăng trưởng kinh tế bền vững hay Tao & cộng sự (2023) xác định vai trò và cơ chế của tài chính toàn diện kỹ thuật số trong việc giảm nghèo; Suhrab & cộng sự (2024) lại xem xét mối liên hệ giữa tài chính toàn diện kỹ thuật số và bất bình đẳng thu nhập. Trong bối cảnh công nghệ ngày càng phát triển thì cũng đồng nghĩa với việc thúc đẩy sự phát triển của tài chính toàn diện kỹ thuật số. Báo cáo Global Findex Database của World Bank (2017) cho thấy các công nghệ số, đặc biệt là điện thoại di động và internet, đã giúp hàng triệu người dân lần đầu tiếp cận tài khoản ngân hàng, thanh toán điện tử và tín dụng vi mô. Như vậy, có thể thấy rằng việc nghiên cứu tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến an toàn vĩ mô khi xem xét vai trò của sự phát triển công nghệ đã trở thành một vấn đề thu hút sự quan tâm của các nhà quản lý, hoạch định chính sách cũng như các nhà nghiên cứu khoa học trên thế giới.

Mục tiêu của bài báo là nghiên cứu tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến an toàn vĩ mô khi xem xét vai trò của sự phát triển công nghệ thông tin thông qua chỉ số phát triển công nghệ thông tin và truyền thông (IDI) nhằm xác định chiều hướng tác động, mức độ tác động, xác suất xảy ra tác động. Từ đó có thể đề xuất một số hàm ý chính sách giúp cho các quốc gia có thể thúc đẩy tài chính toàn diện kỹ thuật số nhưng vẫn đảm bảo vấn đề an toàn vĩ mô.

Bài báo có cấu trúc cụ thể như sau: Phần 2 trình bày cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu; Phần 3 trình bày phương pháp nghiên cứu; Phần 4 trình bày kết quả nghiên cứu và thảo luận; Phần 5 trình bày kết luận và hàm ý chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Tài chính toàn diện và tài chính toàn diện kỹ thuật số

Sự phát triển công nghệ đã thúc đẩy chuyển đổi từ tài chính toàn diện truyền thống sang tài chính toàn diện kỹ thuật số nhằm khắc phục rào cản chi phí giao dịch – yếu tố hạn chế người nghèo và cư dân nông thôn tiếp cận dịch vụ tài chính. Theo lý thuyết chi phí giao dịch của Coase (1937) và Williamson (1981), các chi phí như tìm kiếm thông tin, đàm phán, thực thi hợp đồng và giám sát trong tài chính truyền thống rất cao, dẫn đến sự loại trừ tài chính đối với nhóm yếu thế. Tài chính toàn diện kỹ thuật số giúp giảm chi phí này thông qua việc tối ưu hóa quy trình vận hành, thay thế chi nhánh vật lý bằng các nền tảng trực tuyến,

giúp giao dịch nhanh chóng và tiết kiệm hơn. Allen & Gale (2000) cũng nhấn mạnh rằng hệ sinh thái tài chính kỹ thuật số không hoạt động độc lập mà kết nối ngân hàng, công ty bảo hiểm, fintech và các công nghệ như blockchain, ví điện tử để tối ưu hóa khả năng tiếp cận và giảm chi phí giao dịch. Các nghiên cứu thực nghiệm như Lapukeni (2015), và Ogbuabor & cộng sự (2020) tiếp tục khẳng định vai trò quan trọng của công nghệ thông tin và truyền thông (ICT) trong việc mở rộng tiếp cận tài chính và hỗ trợ triển khai chính sách tài chính toàn diện. ICT cung cấp nền tảng hạ tầng, cải thiện truyền tải thông tin và giúp khắc phục các thách thức trong việc phổ cập tài chính đến mọi đối tượng.

2.2. An toàn vĩ mô

Khái niệm “an toàn vĩ mô” ra đời nhằm ứng phó với các cuộc khủng hoảng tài chính và bất ổn kinh tế vĩ mô, phản ánh nhu cầu duy trì sự ổn định của hệ thống tài chính trên phạm vi toàn nền kinh tế. Thuật ngữ này lần đầu xuất hiện trên trường quốc tế năm 1979 tại Ủy ban Cooke (tiền thân của Ủy ban Basel). An toàn vĩ mô nhấn mạnh vai trò điều tiết rủi ro và đảm bảo ổn định tài chính giữa các ngành và quốc gia. Nhằm nâng cao hiệu quả giám sát và đánh giá mức độ rủi ro của hệ thống tài chính, Quỹ tiền tệ quốc tế (IMF) là tổ chức quốc tế đầu tiên đưa ra bộ chỉ số an toàn vĩ mô (Macroprudential indicators - MPIs) vào năm 2000 nhằm đưa ra một cơ sở để giúp các nước đánh giá, phân tích sức khỏe và sự ổn định của hệ thống tài chính đặt trong mối tác động của các biến số kinh tế vĩ mô (Evan & cộng sự, 2000). Bộ chỉ số MPIs do IMF đánh giá khái quát mức độ ổn định tài chính đối với tất cả quốc gia thông qua các chỉ tiêu phản ánh sức khỏe tài chính và mức độ ổn định của hệ thống tài chính tại một quốc gia hoặc khu vực. Bên cạnh đó còn có bộ chỉ số an toàn vĩ mô của Ngân hàng Trung ương Châu Âu (ECB) được đưa ra chính thức lần đầu vào năm 2005 cho khu vực ngân hàng (Mörttinen & cộng sự, 2005) và bộ chỉ số an toàn vĩ mô của Ngân hàng Phát triển Châu Á (ADB) được đưa ra vào năm 2003 (Bhattacharyay, 2003). Bộ chỉ số MPIs của IMF chủ yếu tập trung vào các chỉ số phản ánh tổng quan nền kinh tế và hệ thống tài chính, bộ chỉ số MPIs của ECB chủ yếu tập trung vào hệ thống ngân hàng, bộ chỉ số MPIs của ADB chủ yếu tập trung vào các yếu tố vĩ mô. Các nước có thể tham khảo và lựa chọn bộ chỉ số phù hợp nhất dựa trên các chỉ số mà cả ba tổ chức quốc tế nói trên đề xuất. Wolken (2013) đã xác định năm đặc điểm của một chỉ số an toàn vĩ mô tốt là: Phù hợp, chính xác, có thể thu thập, toàn diện và trong trạng thái động, và dự báo được rủi ro. Cơ quan quản lý nên ưu tiên xác định và giám sát các chỉ số an toàn vĩ mô phản ánh cấu trúc hệ thống tài chính của họ và đảm bảo dữ liệu cần thiết vừa có sẵn và chính xác.

2.3. Tài chính toàn diện kỹ thuật số và an toàn vĩ mô

Lý thuyết về sự ổn định tài chính và chu kỳ tài chính do Minsky (1986) phát triển đóng vai trò quan trọng trong việc hiểu các yếu tố gây mất ổn định trong hệ thống tài chính và các mối đe dọa đối với an toàn vĩ mô. Cụ thể, ông nhấn mạnh rằng các cú sốc tài chính, đặc biệt là sự xuất hiện của bong bóng tài sản, là những yếu tố không thể tránh khỏi và gây tổn hại đến toàn bộ hệ thống tài chính. Khi nền kinh tế phát triển và các tổ chức tài chính trở nên tự tin hơn, họ bắt đầu chấp nhận mức độ rủi ro cao hơn, dẫn đến việc gia tăng quá mức các khoản vay mạo hiểm và đầu tư thiếu kiểm soát. Điều này dễ dàng tạo ra bong bóng tài sản, và khi những bong bóng này vỡ, chúng có thể gây ra khủng hoảng tài chính, làm suy yếu hệ thống tài chính toàn cầu, từ đó đe dọa đến sự an toàn vĩ mô. Các nghiên cứu gần đây nhấn mạnh vai trò của tài chính toàn diện kỹ thuật số (DFI) như: Anton & Nuciu (2024) chỉ ra mối quan hệ phi tuyến tính giữa DFI và ổn định ngân hàng, với tác động tích cực sau một ngưỡng nhất định. Sajid & cộng sự (2024) khẳng định DFI giúp ổn định ngân hàng Hồi giáo trong đại dịch COVID-19. Suhraib & cộng sự (2024) cho thấy DFI làm giảm bất bình đẳng thu nhập ở BRICS, đặc biệt khi kết hợp với đổi mới công nghệ và phát triển hạ tầng. Chinoda & Kapingura (2023) nhận định DFI tăng cường ổn định ngân hàng tại châu Phi cận Sahara, trong khi Tao & cộng sự (2023) chỉ ra vai trò của DFI trong giảm nghèo ở Trung Quốc. Sun & Tang (2022), Ozturk & Ullah (2022) chứng minh DFI thúc đẩy tăng trưởng kinh tế nhưng có thể ảnh hưởng tiêu cực đến môi trường. Syed & cộng sự (2022) phát hiện DFI ban đầu làm giảm ổn định ngân hàng Ấn Độ nhưng mang lại lợi ích dài hạn, trong khi ở Mỹ, tác động luôn tích cực.

2.4. Vai trò của chỉ số phát triển công nghệ thông tin và truyền thông (IDI) trong tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến an toàn vĩ mô

Cũng có nhiều nghiên cứu học thuật củng cố nhận định rằng sự phát triển công nghệ thông tin có ảnh hưởng trong tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến an toàn vĩ mô, chẳng hạn như công trình của Demirgüç-Kunt & cộng sự (2020) về vai trò của công nghệ di động trong việc tăng tỷ lệ tài chính toàn diện

tại các nước đang phát triển, hay nghiên cứu của Ogbuabor & cộng sự (2020) khi nghiên cứu về mối quan hệ giữa IDI và tài chính toàn diện đã đưa ra nhận định rằng: IDI cung cấp nền tảng có thể tạo điều kiện thuận lợi cho việc truyền thông về tài chính toàn diện, đạt được các chính sách và chiến lược hiện có cũng như vượt qua được những thách thức. Công nghệ thông tin (CNTT) và các mô hình kinh doanh đổi mới góp phần vào sự tăng trưởng bùng nổ của tài chính toàn diện. Việc sử dụng CNTT một cách sáng tạo đã tạo ra quản lý số lượng lớn các giao dịch nhỏ dễ dàng hơn và việc cung cấp các dịch vụ tài chính ở vùng sâu vùng xa rẻ hơn. Sự phát triển công nghệ như cơ sở hạ tầng viễn thông và hơn thế nữa hệ thống thanh toán tiên tiến không chỉ làm giảm giao dịch chi phí mà còn mở rộng các khu vực có thể tiếp cận. Những nghiên cứu này đồng thuận rằng IDI là chìa khóa để mở rộng tài chính toàn diện, mang lại cơ hội và giảm chênh lệch kinh tế trên toàn cầu.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu của 57 quốc gia trên thế giới trong giai đoạn từ 2010-2022. Các dữ liệu cụ thể bao gồm: Các chỉ tiêu tính chỉ số tài chính toàn diện kỹ thuật số; Các chỉ tiêu tính chỉ số an toàn vĩ mô; Độ mở thương mại; Đô thị hóa; Vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài; Tăng trưởng dân số được thu thập từ các nguồn Ngân hàng thế giới (Worldbank), Quỹ tiền tệ quốc tế (IMF). Riêng chỉ số phát triển công nghệ thông tin và truyền thông cập nhật năm 2024 (IDI 2024) được thu thập từ Liên minh viễn thông quốc tế (ITU).

3.2. Mô hình nghiên cứu

Mô hình tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến an toàn vĩ mô khi xem xét vai trò của chỉ số phát triển công nghệ thông tin và truyền thông (IDI) trong giai đoạn 2010-2022 như sau:

$$mpi_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 * l_dfii_{i,t} + \alpha_2 * to_{i,t} + \alpha_3 * ur_{i,t} + \alpha_4 * fdi_{i,t} + \alpha_5 * po_{i,t} + \alpha_6 * idi_{i,2024} + \alpha_7 * dfid_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$mpi_{i,t}$ là chỉ số an toàn vĩ mô của quốc gia i tại thời điểm t

$l_dfii_{i,t}$ là chỉ số tài chính toàn diện kỹ thuật số (lấy log) của quốc gia i tại thời gian t

$to_{i,t}$ là độ mở thương mại của quốc gia i tại thời gian t

$ur_{i,t}$ là mức độ đô thị hóa của quốc gia i tại thời điểm t

$fdi_{i,t}$ là vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài của quốc gia i tại thời điểm t

$po_{i,t}$ là tỷ lệ tăng trưởng dân số của quốc gia i tại thời điểm t

$idi_{i,2024}$ là biến giả thể hiện mức độ phát triển công nghệ thông tin và truyền thông của quốc gia i dựa vào chỉ số phát triển công nghệ thông tin và truyền thông 2024 (IDI 2024); nhận giá trị 1 nếu IDI 2024 $\geq$ 50% (đạt 50/100 điểm), nhận giá trị 0 nếu IDI 2024 $<$ 50% (đạt dưới 50/100 điểm)

$dfid_{i,t}$ là biến tương tác giữa chỉ số tài chính toàn diện kỹ thuật số (l_dfii) và biến giả idi ;

$$dfid_{i,t} = l_dfii_{i,t} * idi_{i,2024}$$

α_0 là hệ số chặn ; $\varepsilon_{i,t}$: sai số

3.3. Xử lý dữ liệu

Nhóm tác giả sử dụng phương pháp phân tích thành phần chính (PCA) để tính chỉ số tài chính toàn diện kỹ thuật số, chỉ số an toàn vĩ mô vì cả tài chính toàn diện kỹ thuật số và an toàn vĩ mô đều là những vấn đề bao quát nhiều khía cạnh nên không thể dùng 1 chỉ tiêu để đại diện mà là sự kết hợp của nhiều chỉ tiêu khác nhau. Phương pháp PCA là phương pháp phù hợp vì nó giúp giảm số lượng đặc trưng trong dữ liệu nhưng vẫn giữ lại phần lớn các thông tin quan trọng.

Dựa vào nghiên cứu của Khera & cộng sự (2021), nhóm tác giả đã lựa chọn các thành phần chính và tính chỉ số tài chính toàn diện kỹ thuật số bằng phương pháp PCA như sau:

$$dfii = 0,5438 * X1 + 0,4613 * X2 + 0,4854 * X3 + 0,4884 * X4 + 0,0928 * X5 + 0,0935 * X6$$

Trong đó:

X1: tỷ lệ người sử dụng internet (%)

X2: Thuê bao di động (%)

X3: Số lượng thẻ tín dụng (%)

X4: Số lượng thẻ ghi nợ (%)

X5: Dự nợ cho vay của ngân hàng thương mại (% của GDP)

X6: Dự nợ tiền gửi của ngân hàng thương mại (% của GDP)

Nhóm tác giả đã tham khảo các bộ chỉ số an toàn vĩ mô của ADB, BIS, IMF, World Bank, OECD và dự kiến lựa chọn 21 biến đại diện cho chỉ số an toàn vĩ mô thuộc các lĩnh vực khác nhau trên tiêu chí thu thập được từ nguồn tin cậy, phù hợp, toàn diện và có tính biến động. Các biến này bao gồm: Tổng nợ nước ngoài/GDP; Nợ ngắn hạn/GDP; Nợ dài hạn/GDP; M2/GDP; Tín dụng ngân hàng cho khu vực công; Tín dụng trong nước cho khu vực tư nhân; Ổn định ngân hàng (Z-Score); Nợ xấu/tổng cho vay; Thị phần 5 ngân hàng lớn; Vốn ngân hàng/Tổng tài sản; Lãi suất tiền gửi; Lãi suất cho vay; Tăng trưởng xuất khẩu; Tăng trưởng nhập khẩu; Cán cân thương mại; Cán cân vãng lai; Tỷ giá bình quân; Lợi nhuận; Tỷ lệ thất nghiệp; Tăng trưởng kinh tế; Tỷ lệ lạm phát. Sau khi thu thập dữ liệu, nhóm tác giả tiến hành tính giá trị riêng (λ), tính hệ số Cronbach Alpha và hệ số KMO để chọn ra các thành phần chính thỏa điều kiện sử dụng phương pháp PCA tính ra chỉ số an toàn vĩ mô như sau:

$$mpi = -0,4880 * Y1 - 0,4859 * Y2 - 0,2651 * Y3 + 0,2369 * Y4 + 0,4026 * Y5 + 0,4158 * Y6 \\ + 0,1109 * Y7 + 0,1193 * Y8 - 0,0091 * Y9 + 0,1914 * Y10 + 0,0067 * Y11$$

Trong đó:

Y1: Cung tiền M2 (% của GDP)

Y2: Tín dụng trong nước cho khu vực tư nhân (% của GDP)

Y3: Z-Score

Y4: Nợ xấu của hệ thống ngân hàng (% của tổng doanh số cho vay)

Y5: Lãi suất tiền gửi trung bình (%/năm)

Y6: Lãi suất cho vay trung bình (%/năm)

Y7: Tỷ lệ tăng trưởng xuất khẩu (%)

Y8: Tỷ lệ tăng trưởng nhập khẩu (%)

Y9: Tỷ giá hối đoái trung bình

Y10: Tỷ lệ lạm phát (%)

Y11: Tốc độ tăng trưởng GDP bình quân đầu người thực tế (%)

3.4. Phương pháp Bayes

Phương pháp hồi quy Bayes được nghiên cứu sử dụng thông qua phần mềm Stata 17.0 để xác định chiều hướng tác động, mức độ tác động cũng như xác suất xảy ra tác động (xác suất hậu nghiệm) của biến giải thích (tài chính toàn diện kỹ thuật số) đến biến phụ thuộc (an toàn vĩ mô) khi xem xét vai trò của chỉ số IDI thông qua biến tương tác giữa IDI và tài chính toàn diện kỹ thuật số. Phương pháp Bayes là công cụ phù hợp để nghiên cứu tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến an toàn vĩ mô do khả năng tích hợp thông tin tiên nghiệm với dữ liệu thực nghiệm, xử lý tính bất định, làm việc với dữ liệu nhỏ và cập nhật mô hình liên tục. Cụ thể, Bayes giúp tận dụng dữ liệu chưa đầy đủ hoặc có độ trễ để đưa ra dự đoán chính xác hơn. Trong bối cảnh tài chính toàn diện kỹ thuật số có thể vừa thúc đẩy tăng trưởng kinh tế vừa tạo rủi ro hệ thống, phương pháp này cho phép mô hình hóa các mức độ không chắc chắn thay vì chỉ dựa vào ước lượng điểm cố định. Ngoài ra, Bayes còn phù hợp với dữ liệu không đồng nhất, thiếu hụt và hỗ trợ cập nhật mô hình liên tục theo sự thay đổi của hệ thống tài chính số và chính sách điều chỉnh. Ưu điểm nổi bật của phương pháp Bayes là không đòi hỏi cỡ mẫu lớn, khắc phục được các khuyết tật của mô hình và cho kết quả xác suất xảy ra tác động, điều mà phương pháp dựa vào giá trị p – value chưa thể hiện được.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Kết quả Bảng 1 cho thấy chỉ số tài chính toàn diện kỹ thuật số (lấy log) có giá trị trung bình là 4,7520 với độ lệch chuẩn là 0,8371. Điều này cho thấy hệ số biến thiên CV (Coefficient of Variation) nhỏ hơn 1 nên dữ liệu chỉ số tài chính toàn diện kỹ thuật số biến động không nhiều. Chỉ số tài chính toàn diện kỹ thuật số ở Belarus là lớn nhất (đfii năm 2011) và thấp nhất là ở Cộng hòa Công-gô (đfii năm 2010). Trong khi đó,

chỉ số an toàn vĩ mô cao nhất là ở Zimbabwe (mpi năm 2020) và thấp nhất là ở Việt Nam (mpi năm 2021).

Bảng 1: Thống kê mô tả các biến

Các biến	Quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
l_dfii	741	4,7520	0,8371	2,3502	11,2210
mpi	741	-54,3810	52,8768	-337,5847	103,1845
to	741	58,9094	29,3429	17,8201	182,5630
ur	741	55,2576	20,0607	16,9340	92,3470
fdi	741	3,8331	4,9772	-37,1727	43,9121
po	741	1,2576	1,3864	-14,2570	11,7940
idi	741	0,8421	0,3649	0,0000	1,0000

Nguồn: Tổng hợp kết quả từ Stata 17.0.

4.2. Kết quả hồi quy Bayes

Bảng 2: Kết quả hồi quy Bayes

	Giá trị trung bình	Sai số chuẩn	Khoảng tin cậy 95%	
l_dfii	-0,9867	0,0050	-2,6725	0,7175
to	-0,6677	0,0003	-0,7822	-0,5540
ur	0,0616	0,0005	-0,0962	0,2217
fdi	1,0329	0,0020	0,3652	1,6949
po	-0,1804	0,0045	-1,6971	1,3063
idi	-0,8401	0,0058	-2,7938	1,1058
dfid	-3,9831	0,0045	-5,4923	-2,4837
_cons	-3,9831	0,0057	-1,9932	1,9254
var	2213,2750	0,6949	1996,1030	2455,7390
Tỷ lệ chấp nhận trung bình			0,9879	
Hiệu quả trung bình nhỏ nhất			0,9509	
Giá trị chuẩn đoán Gelman-Rubin Rc lớn nhất			1	

Nguồn: Tổng hợp kết quả từ Stata 17.0.

Bảng 3: Xác suất hậu nghiệm

	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Sai số chuẩn
prob1: (mpi:l_dfii) < 0	0,8774	0,3279	0,0019
prob1: (mpi:to) < 0	1,0000	0,0000	0,0000
prob1: (mpi:ur) > 0	0,7766	0,4165	0,0024
prob1: (mpi:fdi) > 0	0,9986	0,0374	0,0002
prob1: (mpi:po) < 0	0,5911	0,4916	0,0028
prob1: (mpi:idi) < 0	0,7994	0,4005	0,0023
prob1: (mpi:dfid) < 0	1,0000	0,0000	0,0000

Nguồn: Tổng hợp kết quả từ Stata 17.0.

4.3. Thảo luận

Bảng 2 trình bày kết quả phân tích cho thấy tỷ lệ chấp nhận trung bình của mô hình đạt mức 0,9879. Đây là một tỷ lệ cao, minh chứng cho khả năng chấp nhận của mô hình trong việc phân tích dữ liệu. Hiệu quả trung bình thấp nhất của mô hình được ghi nhận là 0,9509, vượt xa mức tối thiểu cho phép là 0,01. Điều này cho thấy rằng tất cả các tham số của mô hình đều có chỉ số hiệu quả lớn hơn 0,01, cho thấy độ tin cậy và khả năng áp dụng của các tham số trong mô hình này. Thêm vào đó, giá trị Gelman-Rubin Rc lớn nhất mà mô hình đạt được là 1. Giá trị này hoàn toàn đáp ứng yêu cầu mà Gelman & Rubin (1992) đã đề xuất, cụ thể là Rc không được vượt quá ngưỡng 1,2. Điều này khẳng định rằng mô hình đã đạt được sự hội tụ ổn định và đáng tin cậy, từ đó đảm bảo tính nhất quán của các chuỗi Markov Monte Carlo (MCMC). Ngoài ra, các giá trị sai số chuẩn của các hệ số hồi quy trong mô hình đều thấp hơn ngưỡng 5%, chứng tỏ rằng các hệ số này được ước lượng với độ chính xác cao. Sai số chuẩn nhỏ cho thấy rằng các tham số hồi quy không chỉ đáng

tin cậy mà còn có ý nghĩa thống kê, giúp cải thiện khả năng dự báo của mô hình. Tổng hợp lại, các kết quả trên khẳng định rằng thuật toán MCMC đã hoạt động hiệu quả trong quá trình lấy mẫu. Các chuỗi MCMC được tạo ra bởi mô hình đều thỏa mãn yêu cầu về hội tụ, minh chứng cho sự ổn định và độ tin cậy của mô hình khi áp dụng vào phân tích dữ liệu thực tế.

Bảng 3 là kết quả xác suất hậu nghiệm của mô hình tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến an toàn vĩ mô khi xem xét vai trò của chỉ số phát triển công nghệ thông tin và truyền thông. Cụ thể, tài chính toàn diện kỹ thuật số có tác động tiêu cực đến an toàn vĩ mô với xác suất xảy ra tác động tiêu cực là 87,74% và mức độ tác động tiêu cực này sẽ tăng lên khi chỉ số phát triển công nghệ thông tin và truyền thông tăng lên với xác suất xảy ra đạt tuyệt đối 100%. Kết quả này hoàn toàn phù hợp với lý thuyết liên quan đến sự ổn định tài chính và chu kỳ tài chính của Minsky (1986). Lý thuyết của ông đã góp phần quan trọng vào việc giải thích các yếu tố gây mất ổn định trong hệ thống tài chính sẽ là mối đe dọa với an toàn vĩ mô. Theo quan điểm của ông thì các cú sốc tài chính, đặc biệt là sự xuất hiện của bong bóng tài sản, là những yếu tố không thể tránh khỏi và có thể gây tổn hại đến toàn bộ hệ thống tài chính. Khi nền kinh tế phát triển và các tổ chức tài chính trở nên tự tin hơn, họ bắt đầu chấp nhận mức độ rủi ro cao hơn. Điều này có thể giải thích với việc mở rộng khả năng tiếp cận các dịch vụ tài chính có ứng dụng kỹ thuật số đến các đối tượng khó có khả năng tiếp cận thì cũng sẽ làm tăng các khoản vay và đầu tư mạo hiểm vì đây là các đối tượng yếu thế, khả năng tài chính có hạn. Sự gia tăng tín dụng và đầu tư quá mức dễ dàng tạo ra bong bóng tài sản, và khi những bong bóng này vỡ, chúng có thể gây ra khủng hoảng tài chính, làm suy yếu hệ thống tài chính toàn cầu. Từ đó cũng kéo theo sự tăng lên của các rủi ro tiềm ẩn đối với các khách hàng không có đủ tiềm năng, tăng các rủi ro hệ thống tài chính liên quan đến rủi ro công nghệ, lỗi mạng, hack tài khoản, mất thông tin và dẫn đến làm giảm mức độ an toàn của hệ thống tài chính cũng như mức độ an toàn vĩ mô của nền kinh tế. Hay gần đây có nghiên cứu của Anton & Nuciu (2024) cũng nhấn mạnh thêm rằng các quốc gia có xu hướng chấp nhận rủi ro càng cao thì tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến sự ổn định ngân hàng càng rõ rệt. Tài chính toàn diện kỹ thuật số là việc tăng khả năng tiếp cận các dịch vụ tài chính có ứng dụng công nghệ đối với các đối tượng khó khăn, sống ở các vùng xa xôi hẻo lánh, ít có khả năng tiếp xúc và đây cũng chính là những đối tượng tiềm ẩn nhiều rủi ro. Trong mô hình này cũng khẳng định vai trò của yếu tố phát triển công nghệ thông tin và truyền thông trong sự tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến an toàn vĩ mô. Khi quốc gia có công nghệ thông tin và truyền thông càng phát triển (IDI cao) cũng có nghĩa là tài chính phát triển theo hướng toàn diện có sử dụng yếu tố kỹ thuật số (tài chính toàn diện kỹ thuật số). Nhưng điều này cũng đồng nghĩa với việc rủi ro của hệ thống tài chính sẽ tăng lên vì hệ thống tài chính kỹ thuật số phụ thuộc lớn vào công nghệ, dễ bị tổn thương trước các mối đe dọa như tấn công mạng, lỗi hệ thống hoặc mất mát dữ liệu. Các sự cố này có thể gây gián đoạn và lan rộng trong toàn bộ hệ thống tài chính và làm giảm mức độ an toàn vĩ mô của quốc gia. Nghiên cứu của Risman & cộng sự (2021) nhận định rằng một trong những yếu tố chính của tài chính số là thanh toán số, ngày càng đóng vai trò quan trọng với sự hiện diện của thương mại điện tử và công nghệ tài chính (fintech) nhưng điều này cũng tạo ra sự lo ngại nó sẽ có tác động tiêu cực đến sự ổn định của hệ thống tài chính, đặc biệt là liên quan đến rủi ro hệ thống. Điều này có nghĩa là rủi ro liên quan đến công nghệ có thể điều tiết ảnh hưởng của tài chính số đến sự ổn định tài chính, rủi ro gia tăng sẽ làm giảm tác động tích cực của tài chính số đến sự ổn định tài chính nói riêng và an toàn vĩ mô nói chung.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

5.1. Kết luận

Nghiên cứu này được thực hiện dựa trên bộ dữ liệu thứ cấp thu thập từ 57 quốc gia trong khoảng thời gian từ năm 2010 đến 2022. Để phân tích và xây dựng các chỉ số cần thiết, nhóm tác giả đã áp dụng phương pháp phân tích thành phần chính (PCA). Cụ thể, phương pháp này được sử dụng nhằm tính toán chỉ số tài chính toàn diện kỹ thuật số cũng như chỉ số an toàn vĩ mô, giúp định lượng các yếu tố này và đưa vào mô hình để đánh giá mức độ ảnh hưởng của chúng.

Sau khi tính toán các chỉ số quan trọng, nhóm nghiên cứu đã tiến hành phân tích dữ liệu bằng phương pháp hồi quy Bayes trên dữ liệu bảng. Phương pháp này cho phép xác định tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến an toàn vĩ mô, đồng thời xem xét vai trò điều tiết của chỉ số phát triển công nghệ thông tin và truyền thông trong mối quan hệ này. Kết quả nghiên cứu được tìm ra cụ thể như sau:

- Tác động tiêu cực của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến an toàn vĩ mô: Kết quả phân tích cho thấy tài chính toàn diện có tác động tiêu cực đến an toàn vĩ mô. Xác suất để tác động tiêu cực này xảy ra là khá cao,

lên tới 87,74 %. Điều này cho thấy khi mức độ tài chính toàn diện kỹ thuật số tăng lên, hệ thống an toàn vĩ mô có thể bị suy giảm, đòi hỏi các nhà hoạch định chính sách cần cân nhắc cẩn trọng khi thúc đẩy tài chính số trong nền kinh tế.

- Vai trò của chỉ số phát triển công nghệ thông tin và truyền thông: Kết quả nghiên cứu cũng chỉ ra rằng mức độ phát triển của công nghệ thông tin và truyền thông (IDI) có thể làm gia tăng tác động tiêu cực của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến an toàn vĩ mô. Cụ thể, khi chỉ số IDI càng cao, ảnh hưởng tiêu cực của tài chính toàn diện kỹ thuật số đối với an toàn vĩ mô càng mạnh. Đáng chú ý, xác suất xảy ra tác động này đạt mức tuyệt đối 100%, nghĩa là không có trường hợp ngoại lệ nào trong bộ dữ liệu được phân tích.

5.2. Hàm ý chính sách

Theo kết quả nghiên cứu cho thấy việc thúc đẩy tài chính toàn diện kỹ thuật số phát triển có thể làm giảm mức độ an toàn vĩ mô của nền kinh tế, đặc biệt ở những quốc gia có chỉ số phát triển công nghệ thông tin và truyền thông cao. Do đó, các nhà quản lý cũng như hoạch định chính sách cần có những giải pháp cụ thể để vừa có thể tăng khả năng tiếp cận các dịch vụ tài chính kỹ thuật số nhưng vẫn kiểm soát được mức độ an toàn vĩ mô. Cụ thể:

Thứ nhất, tạo điều kiện cấp tín dụng cho các đối tượng khó khăn bằng cách nới lỏng các tiêu chí cho vay kèm theo các chính sách hỗ trợ ưu đãi. Các thủ tục giải quyết cần công nghệ hóa để những người dân hạn chế đi lại, tiết kiệm thời gian và công sức. Nhưng điều này cũng đồng nghĩa với việc phải tăng cường kiểm soát và phòng ngừa rủi ro tín dụng có thể xảy ra. Thường xuyên theo sát, đôn đốc cũng như nắm được tình hình tài chính của khách hàng để có những giải pháp xử lý kịp thời, tránh gây hậu quả nghiêm trọng.

Thứ hai, sự phát triển nhanh của tài chính số sẽ góp phần tăng tính toàn diện của tài chính kỹ thuật số nhưng cũng kéo theo sự tăng lên của rủi ro công nghệ. Để hạn chế điều này cần có giải pháp nâng cấp tính bảo mật thông tin cũng như đảm bảo an toàn cho toàn bộ hệ thống. Thêm vào đó, cần bổ sung khung pháp lý dành riêng cho các vấn đề liên quan đến rủi ro công nghệ để có những phương án xử lý phù hợp và thực tế hơn.

Thứ ba, chỉ số phát triển công nghệ thông tin và truyền thông cũng là một trong những căn cứ để đưa ra chính sách quản lý phù hợp đối với từng quốc gia. Đối với nhóm quốc gia có chỉ số phát triển công nghệ thông tin và truyền thông cao thì cần tăng cường chặt chẽ vấn đề kiểm soát và phòng ngừa các rủi ro hệ thống tài chính. Đối với nhóm quốc gia có chỉ số phát triển công nghệ thông tin và truyền thông thấp thì cần chú trọng đến việc đầu tư vào công nghệ, xây dựng cơ sở hạ tầng công nghệ, nâng cao trình độ hiểu biết của người dân để có thể ứng dụng được công nghệ trong giao dịch.

Tài liệu tham khảo:

- Allen, F. & Gale, D. (2000), 'Financial contagion', *Journal of political economy*, 108(1), 1-33.
- Anton, S. & Nuciu, A.A.E. (2024), 'The impact of digital finance and financial inclusion on banking stability: International evidence', *Oeconomia Copernicana*, 15(2), 563-593.
- Bhattacharyay, B.N. (2003), Towards a macro-prudential leading indicators framework for monitoring financial vulnerability', *CESifo Working Paper No. 1015*, CESifo.
- Chinoda, T. & Kapingura, F.M. (2023), 'The impact of digital financial inclusion and bank competition on bank stability in sub-Saharan Africa', *Economies*, 11(1), 15-27. <https://doi.org/10.3390/economies11010015>
- Coase, R.H. (1937), 'The nature of the firm', *Economica*, 4(16), 386-405. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0335.1937.tb00002.x>
- Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L., Singer, D., Ansar, S. & Hess, J. (2020), 'The global index database 2017: Measuring financial inclusion and opportunities to expand access to and use of financial services', *The World Bank Economic Review*, 34, S2-S8. <https://doi.org/10.1093/wber/lhz013>
- Evans, O., Leone, A.M., Gill, M. & Hilbers, P. (2000), 'Macroprudential indicators of financial system soundness', *IMF Occasional Paper No. 192*, International Monetary Fund.

-
- Gelman, A. & Rubin, D.B. (1992), 'Inference from iterative simulation using multiple sequences', *Statistical Science*, 7, 457-472. <https://doi.org/10.1214/ss/1177011136>
- Khera, P., Ogawa, M.S. & Sahay, M.R. (2021), *Is digital financial inclusion unlocking growth?*, International Monetary Fund.
- Lapukeni, A.F. (2015), 'The impact of financial inclusion on monetary policy effectiveness: The case of Malawi', *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 8(4), 360-384. <https://doi.org/10.1504/IJMEF.2015.073229>
- Minsky, H.P. (1986), 'Stabilizing an unstable economy', *Hyman P. Minsky Archive*, 144. https://digitalcommons.bard.edu/hm_archive/144
- Mörttinen, L., Poloni, P., Sandars, P. & Vesala, J. (2005), 'Analysing banking sector conditions: How to use macro-prudential indicators', *ECB Occasional Paper No.26*, European Central Bank.
- Ogbuabor, J.E., Eigbiremolen, G.S.O., Orji, A., Manasseh, C.O. & Onuigbo, F.N. (2020), 'ICT and financial inclusion in Nigeria: An overview of current challenges and policy options', *Nigerian Journal of Banking and Finance*, 12(1), 90-96.
- Ozturk, I. & Ullah, S. (2022), 'Does digital financial inclusion matter for economic growth and environmental sustainability in OBRI economies? An empirical analysis', *Resources, Conservation and Recycling*, 185, 106489. <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2022.106489>
- Risman, A., Mulyana, B., Silvatika, B. & Sulaeman, A. (2021), 'The effect of digital finance on financial stability', *Management Science Letters*, 11(7), 1979-1984. <https://doi.org/10.5267/j.msl.2021.3.012>
- Sajid, M., Ansari, M.A.A., Farooq, F. & Faheem, M. (2024), 'Sustaining and stabilizing during Covid-19: Effective management of bank financial behavior through digital financial inclusion', *Pakistan Journal of Humanities and Social Sciences*, 12(2), 1016-1027. <https://doi.org/10.52131/pjhss.2024.v12i2.2156>
- Suhrab, M., Chen, P. & Ullah, A. (2024), 'Digital financial inclusion and income inequality nexus: Can technology innovation and infrastructure development help in achieving sustainable development goals?', *Technology in Society*, 76, 102411. <https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2023.102411>
- Sun, Y. & Tang, X. (2022), 'The impact of digital inclusive finance on sustainable economic growth in China', *Finance Research Letters*, 50, 103234. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.103234>
- Syed, A.A., Özen, E. & Kamal, M.A. (2022), 'Do digital financial services influence banking stability and efficiency: an ARDL analysis of a developed and a developing economy', in *The New Digital Era: Digitalisation, Emerging Risks and Opportunities*, Emerald Publishing Limited, 13-30. <https://doi.org/10.1108/S1569-37592022000109A002>
- Tao, Z., Wang, X., Li, J. & Wei, X. (2023), 'How can digital financial inclusion reduces relative poverty? An empirical analysis based on China household finance survey', *Finance Research Letters*, 58, 104570. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104570>
- Williamson, O.E. (1981), 'The economics of organization: The transaction cost approach', *American Journal of Sociology*, 87(3), 548-577. <https://doi.org/10.1086/227496>
- Volken, T. (2013), 'Measuring systemic risk: The role of macro-prudential indicators', *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, 76(4), 13-30.
- World Bank (2017), *Global Financial Development Report 2017: Financial Inclusion*, Washington, DC.

***Tác giả liên hệ: Nguyễn Thị Bảo Ngọc - Email: ntb.ngoc@ufm.edu.vn**

HIỆU QUẢ TÀI CHÍNH CỦA CÁC CÔNG TY SẢN XUẤT NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM VÀ MỘT SỐ HÀM Ý QUẢN TRỊ

Nguyễn Thị Ánh Nguyệt

Trường Đại học Công nghiệp Thành phố Hồ Chí Minh

Email: 22000071.nguyet@student.iuh.edu.vn

Nguyễn Văn Chiến*

Trường Đại học Thủ Dầu Một

Email: chiennv@tdmu.edu.vn

Mã bài: JED-2273

Ngày nhận: 13/02/2025

Ngày nhận bản sửa: 13/04/2025

Ngày duyệt đăng: 28/04/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2273

Tóm tắt:

Bài viết này nghiên cứu về hiệu quả tài chính của các công ty sản xuất niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Tác giả tiến hành thu thập dữ liệu của 274 doanh nghiệp sản xuất niêm yết trên sàn chứng khoán giai đoạn 2012-2022, sử dụng phương pháp FGLS để xử lý các khuyết tật hồi quy và GMM để kiểm soát hiện tượng nội sinh. Kết quả cho thấy quy mô hội đồng quản trị, quy mô doanh nghiệp, tăng trưởng doanh thu và tuổi doanh nghiệp có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính, chưa tìm thấy bằng chứng về sự tác động của các yếu tố bên ngoài như tăng trưởng GDP và lạm phát đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp.

Từ khóa: Hiệu quả tài chính, doanh nghiệp sản xuất, tuổi công ty, kế toán, hàm ý quản trị.

Mã JEL: G10, G31, G32.

Financial performance of manufacturing companies listed on the Vietnamese stock market and some managerial implications

Abstract:

This paper studies the financial performance of manufacturing companies listed on the Vietnamese stock market. The authors collected data from 274 manufacturing companies listed on the stock exchange in the period of 2012-2022, using the FGLS method to handle regression defects and GMM to control endogeneity. The results showed that the size of the board of directors, the size of the enterprise, revenue growth and the age of the enterprise have a positive impact on financial performance, and there was no evidence of the impact of external factors such as GDP growth and inflation on corporate financial performance.

Keywords: Performance, manufacturing enterprise, firm age, accountancy, managerial implications.

JEL Codes: G10, G31, G32.

1. Đặt vấn đề

Doanh nghiệp đóng vai trò quan trọng trong nền kinh tế. Thứ nhất, doanh nghiệp sản xuất hàng hóa và cung cấp dịch vụ, tạo ra nguồn lực kinh tế cho xã hội (Zeghal & Maaloul, 2010). Sản phẩm và dịch vụ mà doanh nghiệp cung cấp đóng vai trò quan trọng trong việc thúc đẩy và đáp ứng nhu cầu của người tiêu dùng và xã hội. Thứ hai, doanh nghiệp tạo ra cơ hội việc làm cho người lao động, đóng góp vào giảm tỷ lệ thất nghiệp và tăng cơ hội cho người lao động có thu nhập (Youndt & Snell, 2004). Việc tạo ra việc làm còn giúp nâng cao mức sống và chất lượng cuộc sống của cộng đồng. Theo số liệu từ Tổng cục Thống kê Việt Nam,

tình hình lao động và việc làm trong năm 2023, lực lượng lao động từ 15 tuổi trở lên đạt 52,4 triệu người, tăng 666,5 nghìn người so với năm trước. Trong đó, khu vực thành thị có 19,5 triệu người (chiếm 37,3%), và khu vực nông thôn có 32,9 triệu người (chiếm 62,7%). Thêm vào đó, doanh nghiệp tạo giá trị gia tăng, phát triển các ngành công nghiệp và kinh tế quốc gia (Xu & Wang, 2018).

Hiệu quả tài chính phản ánh khả năng doanh nghiệp sử dụng nguồn lực (vốn, lao động, tài sản) để tạo ra lợi nhuận. Nếu doanh nghiệp kinh doanh không hiệu quả, doanh nghiệp có nguy cơ sẽ đối mặt với thua lỗ, mất khả năng thanh toán và cuối cùng tình huống xấu nhất là phá sản. Hiệu quả tài chính không chỉ là mối quan tâm của các nhà quản lý doanh nghiệp và nhà đầu tư mà còn của toàn xã hội. Nó đo lường khả năng sử dụng nguồn lực một cách hiệu quả để đạt được mục tiêu. Nghiên cứu của Yuchtman & Seashore (1967) chỉ ra rằng hiệu quả tài chính không chỉ phụ thuộc vào các yếu tố bên trong doanh nghiệp mà còn liên quan đến sự tương tác với môi trường bên ngoài.

Hiện nay có một số nghiên cứu về các nhân tố tác động đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Rathnayake & cộng sự (2021) nghiên cứu tác động của chất lượng báo cáo tài chính đến hiệu quả của tài chính của doanh nghiệp. Bên cạnh đó, các nghiên cứu khác nhận định rằng hội đồng quản trị cũng có tác động lên hiệu quả tài chính trong doanh nghiệp. Trong đó, doanh nghiệp có hội đồng quản trị hiệu quả có khả năng cải thiện hiệu quả tài chính. Nghiên cứu của Nguyễn Ngọc Thụy Vy (2021) cũng cho rằng năng lực quản lý có tác động lên hiệu quả doanh nghiệp, kết quả nghiên cứu cũng khẳng định lựa chọn cấu trúc vốn phù hợp có khả năng cải thiện hiệu quả tài chính, một doanh nghiệp có khả năng thanh khoản cao có khả năng hoạt động hiệu quả hơn.

Tại Việt Nam, đã có một số nghiên cứu liên quan đến hiệu quả tài chính trong doanh nghiệp như nghiên cứu của Hoàng Tùng (2016) về tác động của cấu trúc vốn và các yếu tố tài chính khác đối với hiệu quả tài chính của các doanh nghiệp trong ngành dầu khí tại Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2011 đến 2015. Nguyễn Thị Phương Thúy (2019) đánh giá mối quan hệ giữa quản trị doanh nghiệp, cấu trúc vốn và hiệu quả tài chính của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam trong khoảng thời gian từ năm 2008 đến 2017. Tác giả Phạm Tiến Mạnh (2020) phân tích tác động của các biến liên quan đến lợi nhuận đến hiệu quả tài chính của các công ty trong lĩnh vực bất động sản. Bên cạnh đó Nguyen & cộng sự (2023) nghiên cứu các yếu tố nội tại ảnh hưởng đến hiệu quả tài chính mà không đề cập đến các yếu tố bên ngoài. Nguyen & Nguyen (2025) đánh giá tác động của quản trị công ty, chất lượng báo cáo tài chính và các chỉ số tài chính đến hiệu quả tài chính của các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam, nhưng nghiên cứu chưa tập trung khám phá từng ngành cụ thể. Nghiên cứu của Lê Văn Tuấn & cộng sự (2022) xác định các yếu tố tác động đến hiệu quả tài chính của các công ty niêm yết tại Việt Nam từ năm 2009 đến 2019, cụ thể tập trung các công ty niêm yết trên sàn chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh, kết quả đã đánh giá tác động của các yếu tố như quy mô doanh nghiệp, tuổi thọ công ty, tỷ lệ đòn bẩy, tăng trưởng doanh thu, tổng sản phẩm quốc nội và tỷ lệ lạm phát đối với hiệu quả tài chính của các công ty. Tuy nhiên nghiên cứu tập trung các công ty niêm yết trên sàn chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh mà không mở rộng ra các công ty niêm yết trên sàn chứng khoán Hà Nội, chưa phân tích hiệu quả tài chính theo ngành nghề cụ thể, dẫn đến các hàm ý chính sách và giải pháp có thể mang tính chung chung. Do đó các tác giả tiến hành nghiên cứu này nhằm đánh giá tác động của các nhân tố bên trong doanh nghiệp (quản trị doanh nghiệp, tài chính doanh nghiệp, chất lượng báo cáo tài chính) và nhân tố bên ngoài doanh nghiệp (tăng trưởng GDP, lạm phát) lên hiệu quả tài chính của các công ty sản xuất niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Ngoài phần mở đầu, phần còn lại của nghiên cứu này được chia ra thành 5 phần. Phần 2 nghiên cứu thảo luận về các nghiên cứu trước, phần 3 thảo luận về thu thập dữ liệu và phương pháp nghiên cứu. Phần 4 và phần 5 trình bày kết quả, thảo luận kết quả nghiên cứu và kết luận chung của nghiên cứu.

2. Tổng quan nghiên cứu

Nghiên cứu về cấu trúc vốn và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp đã được thực hiện ở nhiều quốc gia và ngành nghề, với các kết quả và nhận định khác nhau. Nghiên cứu của Hasan & cộng sự (2014) phân tích ảnh hưởng của cấu trúc vốn đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, nhóm tác giả đã thực hiện trên 36 công ty Bangladesh niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Dhaka trong giai đoạn 2007 – 2012. Nghiên cứu chỉ ra nợ ngắn hạn có tác động tích cực đến EPS nhưng nợ dài hạn có tác động tiêu cực đến EPS. Cấu trúc vốn có mối quan hệ tiêu cực với ROA, thêm vào đó không có mối quan hệ đáng kể giữa cấu trúc vốn và ROE hay Tobin's Q. Nhóm tác giả kết luận cấu trúc vốn có tác động tiêu cực đến hiệu quả tài chính của doanh

ngành. Nghiên cứu của Nassar (2016) về tác động của cấu trúc vốn đối với hiệu quả tài chính của các công ty công nghiệp tại Thổ Nhĩ Kỳ đã phân tích 136 công ty công nghiệp niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Istanbul trong giai đoạn 2005–2012. Kết quả phân tích cho thấy cấu trúc vốn có tác động tiêu cực đáng kể đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Do đó, các công ty cần quản lý cấu trúc vốn của mình một cách cẩn thận, tránh việc sử dụng quá nhiều nợ, vì điều này có thể làm giảm hiệu quả tài chính của doanh nghiệp.

Nghiên cứu quy mô doanh nghiệp tác động đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp có thể kể đến nghiên cứu của Serrasqueiro & cộng sự (2008), nghiên cứu kết luận rằng quy mô có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Các công ty lớn hơn có lợi thế trong đa dạng hóa và ứng phó với biến động thị trường, và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp này khá ổn định trong môi trường cạnh tranh khắc nghiệt. Thêm vào đó, nhóm nghiên cứu Cheong & Hoang (2021) đánh giá tác động của các biến kinh tế vĩ mô và các yếu tố riêng của công ty đối với hiệu quả tài chính tại Singapore và Hồng Kông trước, trong và sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu.

Nghiên cứu khả năng thanh toán tác động đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp có thể kể đến nghiên cứu của Serrasqueiro & cộng sự (2008), nghiên cứu kết luận khả năng thanh toán, rủi ro và quyền sở hữu không ảnh hưởng rõ ràng đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Thêm vào đó, nhóm nghiên cứu Cheong & Hoang (2021) đánh giá tác động của các biến kinh tế vĩ mô và các yếu tố riêng của công ty đối với hiệu quả tài chính tại Singapore và Hồng Kông trước, trong và sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu. Kết quả cho thấy hiệu quả tài chính của doanh nghiệp ở cả hai quốc gia đều bị ảnh hưởng tiêu cực bởi khả năng thanh toán.

Nghiên cứu tỷ lệ tài sản cố định hữu hình tác động đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp có thể đề cập đến nghiên cứu của Xu & Wang (2018) thực nghiệm về hiệu quả tài chính và tăng trưởng bền vững của các công ty sản xuất niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Hàn Quốc từ 2012-2016. Kết quả cho thấy tài sản hữu hình là động lực chính thúc đẩy tăng hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Ngược lại, nghiên cứu mối quan hệ giữa quy mô và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp vừa và nhỏ ở Bồ Đào Nha, Serrasqueiro & cộng sự (2008) đã nhận thấy tài sản cố định ảnh hưởng tiêu cực đến hiệu quả tài chính, sở hữu tài sản cố định không ảnh hưởng rõ ràng đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp.

Nghiên cứu tuổi của doanh nghiệp tác động đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, Coad & cộng sự (2013) xem xét mối quan hệ giữa tuổi của công ty và hiệu quả tài chính các công ty sản xuất ở Tây Ban Nha từ năm 1998 đến 2006. Kết quả chỉ ra rằng các công ty càng lớn tuổi thường có sự cải thiện về năng suất, lợi nhuận cao hơn, quy mô lớn hơn, tỷ lệ nợ thấp hơn và tỷ lệ vốn chủ sở hữu cao hơn. Tuy nhiên, hiệu quả tài chính của các công ty có xu hướng giảm dần theo độ tuổi, với tốc độ tăng trưởng doanh số, lợi nhuận và năng suất thấp hơn, mức lợi nhuận suy giảm và hiệu quả kém hơn trong việc chuyển đổi tăng trưởng việc làm thành tăng trưởng doanh số, lợi nhuận và năng suất.

Nghiên cứu tăng trưởng doanh thu tác động đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, Cheong & Hoang (2021) đã xem xét tác động của các biến kinh tế vĩ mô và các yếu tố riêng của công ty đối với hiệu quả tài chính tại Singapore và Hồng Kông trước, trong và sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu. Kết quả cho thấy tăng trưởng doanh thu các doanh nghiệp Singapore tác động dương đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, nhưng các doanh nghiệp tại Hồng Kông chịu tác động không đáng kể. Hoàng Tùng (2016) thu thập số liệu từ các báo cáo tài chính của 30 doanh nghiệp ngành dầu khí niêm yết trên hai sàn chứng khoán Việt Nam từ năm 2011-2015 đã xác định tốc độ tăng trưởng doanh thu tác động tích cực đến hiệu quả tài chính. Doanh nghiệp có tốc độ tăng trưởng doanh thu cao thường có khả năng cải thiện hiệu quả tài chính tốt hơn.

Nghiên cứu về mối liên hệ giữa chất lượng báo cáo tài chính và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, Rathnayake & cộng sự (2021) sử dụng chọn mẫu ngẫu nhiên, phân tầng để phân tích thống kê, nhóm nghiên cứu nhận thấy có mối quan hệ giữa chất lượng báo cáo tài chính và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, tuy nhiên, mức độ tác động không đáng kể. Thống kê cho thấy chưa có sự tác động rõ ràng của các chỉ số này. Nghiên cứu kết luận, thứ nhất, có mối quan hệ giữa chất lượng báo cáo tài chính và lợi nhuận của doanh nghiệp. Điều này có nghĩa là chất lượng báo cáo tài chính ảnh hưởng đến khả năng tạo ra lợi nhuận cho doanh nghiệp. Thứ hai, chất lượng báo cáo tài chính có ảnh hưởng trực tiếp đến lợi nhuận hơn là các chỉ số tài chính.

Quản trị doanh nghiệp được hiểu là các hoạt động lãnh đạo nhằm tác động đến doanh nghiệp nhằm đạt được mục tiêu đã đề ra, Assenga & cộng sự (2018) cho thấy hội đồng quản trị được cho là xương sống của quản trị công ty, vì hội đồng quản trị hoạt động hiệu quả giúp tăng cường quản trị công ty lành mạnh. Ngược lại, doanh nghiệp hoạt động có hiệu quả kinh doanh thấp đều xuất phát từ các vấn đề của cơ quan do hội đồng quản trị hoạt động kém hiệu quả, lý thuyết quản trị công ty cho rằng một hội đồng quản trị hiệu quả khi có thể thiết lập cơ chế giám sát nhằm giảm thiểu bất cân xứng thông tin và giảm thiểu xung đột giữa người ủy nhiệm và người thừa hành.

Nghiên cứu các yếu tố vĩ mô tác động đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, tăng trưởng GDP có ảnh hưởng quan trọng đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Một số nghiên cứu đã chỉ ra rằng trong môi trường kinh tế phát triển, doanh nghiệp có thể tận dụng cơ hội tăng trưởng để nâng cao hiệu quả tài chính. Tuy nhiên, trong các nền kinh tế suy thoái, hiệu quả tài chính của doanh nghiệp có thể gặp khó khăn do giảm sút nhu cầu tiêu dùng và tăng chi phí sản xuất. Cheong & Hoang (2021) nghiên cứu tác động của các yếu tố kinh tế vĩ mô đến các công ty tại Hồng Kông và Singapore trong bối cảnh khủng hoảng tài chính toàn cầu. Kết quả minh chứng rằng các công ty Hồng Kông chịu ảnh hưởng nặng nề hơn so với các công ty Singapore bởi các yếu tố kinh tế vĩ mô như GDP và tỷ lệ lạm phát.

3. Nguồn số liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Nguồn số liệu

Nghiên cứu mối quan hệ giữa tính thanh khoản và giá trị doanh nghiệp được thực hiện tại các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Dữ liệu được thu thập từ 274 doanh nghiệp sản xuất điển hình niêm yết trong thời gian từ năm 2012 đến 2022. Dữ liệu được thu thập từ các báo cáo tài chính kiểm toán được công bố hàng năm và dữ liệu được xử lý các sai số, làm sạch dữ liệu.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Dựa trên nghiên cứu trước phương trình hồi quy như sau:

$$PERFORMANCE_{it} = \beta_0 + \beta_1 LEVERAGE_{it} + \beta_2 FRQ_{it} + \beta_3 BOARD_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 AGE_{it} + \beta_6 LIQUIDITY_{it} + \beta_7 GROWTH_{it} + \beta_8 FIXED_{it} + \beta_9 MACRO_t + \mu_{it}$$

Trong đó:

$PERFORMANCE_{it}$ đại diện cho hiệu quả tài chính doanh nghiệp i tại năm t ; được đo lường bằng một trong hai thông số là ROA, hoặc ROE.

$LEVERAGE_{it}$ đại diện cho cấu trúc vốn trong doanh nghiệp i tại năm t , đo lường bằng tỷ lệ nợ ngắn hạn trên tổng tài sản;

FRQ_{it} là chất lượng báo cáo tài chính, biến FRQ theo công thức cụ thể được mô tả trong nghiên cứu gồm hai biến đại diện: FRQ_MNST và FRQ_KASZ . Chất lượng báo cáo tài chính đo lường là phần dư của mô hình biểu thị doanh thu vượt trội, đại diện cho sự biến đổi trong khoản phải thu không được giải thích bởi tăng trưởng doanh thu (McNichols & Stubben, 2008). FRQ_MNST được xác định bằng giá trị tuyệt đối của mô hình nhân với (-1), được đo lường bằng công thức:

$$\Delta AR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Sales_{it} + \epsilon_{it}$$

Trong đó,

ΔAR là sự thay đổi hàng năm của các khoản khoản phải thu, $\Delta Sales$ là sự thay đổi hàng năm của doanh thu bán hàng.

FRQ_KASZ được xác định bằng giá trị tuyệt đối của phần dư từ phương trình hồi quy * (-1), cụ thể như sau:

$$TA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Sales_{it} + \beta_2 PPE_{it} + \beta_3 \Delta CFO_{it} + \epsilon_{it}$$

Trong đó,

TA là tổng các khoản trích trước được xác định bằng Δ Tài sản lưu động không có tính thanh khoản - Δ nợ ngắn hạn + Δ nợ ngắn hạn ngân hàng - khấu hao/ tổng tài sản năm $t-1$.

PPE là tài sản, máy móc thiết bị được xác định bằng tài sản, máy móc và thiết bị trên tổng tài sản năm $t-1$.

ΔCFO là thay đổi trong dòng tiền từ hoạt động, được xác định bằng Δ dòng tiền từ hoạt động chia tổng tài sản năm $t-1$.

$BOARD_{it}$ phản ánh số lượng thành viên của hội đồng quản trị, tỷ lệ thành viên độc lập, tỷ lệ nữ trong hội đồng quản trị (phản ánh sự đa dạng giới), và tỷ lệ thành viên nước ngoài trong hội đồng quản trị của doanh nghiệp i tại năm t .

$SIZE_{it}$ là quy mô của doanh nghiệp i tại năm t , đo lường bằng logarit của tổng tài sản của công ty tại ngày kết thúc niên độ kế toán. AGE_{it} là tuổi của doanh nghiệp i tại năm t , đo lường bằng năm tính toán trừ năm thành lập.

$LIQUIDITY_{it}$ là khả năng thanh toán của doanh nghiệp i tại năm t , đo lường bằng tỷ lệ tài sản ngắn hạn trên tổng nợ ngắn hạn.

$GROWTH_{it}$ đại diện cho tăng trưởng doanh thu doanh nghiệp i tại năm t , đo lường bằng tỷ lệ doanh thu năm nay trừ doanh thu năm trước trên tổng doanh thu năm trước.

$FIXED_{it}$ là tỷ lệ tài sản cố định hữu hình i tại năm t , đo lường bằng tài sản cố định trên tổng tài sản.

$MACRO_t$ đại diện cho tốc độ tăng trưởng GDP và lạm phát $INFLATION$ tại năm t . Ngoài ra μ_{it} là nhiễu trắng.

Nghiên cứu sử dụng phân tích hồi quy bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS) để khắc phục hiện tượng phương sai thay đổi và tự tương quan, giúp cải thiện độ chính xác của mô hình ước lượng. Đồng thời, nghiên cứu áp dụng phân tích hồi quy mômen tổng quát hệ thống (GMM) để kiểm tra tính vững mạnh của kết quả và xử lý vấn đề nội sinh trong mô hình.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Phân tích thống kê mô tả

Phân tích thống kê mô tả nhằm làm rõ các biến được sử dụng trong mô hình hồi quy, kết quả được thể hiện ở Bảng 1.

Bảng 1: Thống kê mô tả				
Biến (Variable)	Trung bình (Mean)	Độ lệch chuẩn (Std.Dev)	Giá trị tối thiểu (Min)	Giá trị tối đa (Max)
ROA	0,0674	0,0745	-0,6455	0,7836
ROE	0,1190	0,2783	-9,8098	5,2799
BOARD1	5,1040	1,7896	3	11
BOARD2	0,1407	0,1754	0	1
BOARD3	0,1858	0,1716	0	1
BOARD4	0,0623	0,1700	0	1
FIXED	0,2413	0,1618	0	0,8993
LIQUIDITY	2,3098	2,95251	0,2475	40,0192
SIZE	11,8825	0,6617	10,2504	14,251
AGE	28,3402	18,1333	4	54
LEVERAGE	0,4590	0,2050	0,0004	1
GROWTH	0,1397	0,5873	-0,8446	8,7350
GDP	5,0206	1,7089	1,6994	7,2289
INFLATION	3,7399	2,1946	0,6312	9,0947

Bảng 1 trình bày về thống kê mô tả các biến trong mô hình hồi quy. Theo kết quả, tỷ suất lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA) của các công ty ở mức trung bình là 6,74%, độ lệch chuẩn 0,0745, cho thấy sự chênh lệch không quá lớn giữa các công ty. Giá trị nhỏ nhất của ROA trong mẫu là -0,6455 (tương đương -64,55%) chỉ ra rằng có doanh nghiệp lỗ nặng, với khoản lỗ tương ứng 64,55% tổng tài sản. Đây là dấu hiệu của việc sử dụng tài sản không hiệu quả. Tuy nhiên, giá trị lớn nhất của ROA là 0,7836 (tương đương 78,36%), cho thấy có doanh nghiệp đạt hiệu quả tài chính cao, đạt lợi nhuận tới 78,36% so với tổng tài sản. Dữ liệu Bảng 1 cung cấp thông tin thống kê mô tả về chỉ số tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE) đạt giá trị trung 11,90%,

Bảng 2: Ma trận tương quan

	BOARD1	BOARD2	BOARD3	BOARD4	FIXED	LIQUIDITY	SIZE	AGE	GDP	INFLATION	LEVERAGE	GROWTH	FRQ_MNST	FRQ_KASZ
BOARD1	1,0000													
BOARD2	0,0734	1,0000												
BOARD3	0,0206	0,0399	1,0000											
BOARD4	0,2659	0,0303	-0,0452	1,0000										
FIXED	0,0183	0,0051	-0,0681	-0,0007	1,0000									
LIQUIDITY	-0,0295	0,0052	0,1108	-0,0154	-0,2043	1,0000								
SIZE	0,3104	0,0627	0,0065	0,1398	0,0995	-0,2241	1,0000							
AGE	0,2098	-0,0021	-0,0141	-0,0015	0,0262	0,0352	0,0733	1,0000						
GDP	0,0084	-0,0463	-0,0088	-0,0070	-0,0006	-0,0011	-0,0165	-0,0144	1,0000					
INFLATION	-0,1772	-0,0245	-0,0249	-0,0139	0,0511	-0,0465	-0,0759	-0,1031	-0,0846	1,0000				
LEVERAGE	-0,0146	0,0104	-0,1010	-0,0538	0,1022	-0,5493	0,2523	-0,0769	0,0081	0,0562	1,0000			
GROWTH	-0,0256	-0,0082	-0,0017	-0,0152	-0,0295	0,0153	0,0290	-0,1211	0,0715	-0,0702	0,0093	1,0000		
FRQ_MNST	-0,0126	-0,0261	0,0120	-0,0150	0,0184	-0,0329	0,0238	-0,0597	-0,0056	-0,0025	0,0212	0,0755	1,0000	
FRQ_KASZ	-0,0874	0,0205	0,0272	-0,0346	0,0220	-0,0082	-0,0191	-0,1231	0,0076	-0,0308	0,0042	0,0970	0,6334	1,0000

điều này chỉ ra các doanh nghiệp được khảo sát tạo ra 11,90% lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu.

Về các biến về quản trị (BOARD), số lượng thành viên hội đồng quản trị (BOARD1) đạt giá trị trung bình 5,1040 thành viên, độ lệch chuẩn 1,7896 chỉ ra sự khác biệt nhỏ giữa các công ty, giá trị dao động từ 3 đến 11 phù hợp với quy định về số lượng thành viên hội đồng quản trị ở Việt Nam. Tỷ lệ thành viên độc lập (BOARD2), tỷ lệ nữ trong hội đồng quản trị (BOARD3), thành viên nước ngoài trong hội đồng quản trị (BOARD4) đạt giá trị trung bình thấp, dao động từ 0,0623 đến 0,1858 cho thấy tỷ lệ doanh nghiệp có các đặc điểm này là nhỏ. Trong đó, tỷ lệ nữ trong hội đồng quản trị chỉ đạt bình quân 18,58% cho thấy sự mất cân bằng về cơ hội giữa nam và nữ trong việc tiếp cận các vị trí lãnh đạo cấp cao, thậm chí nhiều công ty không có nữ giới tham gia trong hội đồng quản trị. Các yếu tố khác như tỷ lệ tài sản cố định (FIXED) trung bình là 0,2413, cho thấy tài sản cố định chiếm khoảng 24% tổng tài sản. Khả năng thanh toán (LIQUIDITY) có giá trị trung bình 2,3098, nhưng độ lệch chuẩn cao (2,9525) và giá trị tối đa lên tới 40,0192, cho thấy một số công ty có thanh khoản rất lớn. Tuổi công ty (AGE) trung bình 28 tuổi, cho thấy mẫu dữ liệu có cả công ty trẻ và công ty hoạt động lâu đời.

4.2. Phân tích tương quan

Bảng 2 hiển thị kết quả ma trận tương quan giữa các biến trong mô hình. Kết quả nghiên cứu cho thấy hầu hết các cặp biến có mức độ tương quan thấp, dưới 0,8, cho thấy không có dấu hiệu của hiện tượng đa cộng tuyến.

4.3. Phân tích hồi quy

(Xem Bảng 3, Bảng 4)

5. Thảo luận

Đối với biến ROA

Các biến liên quan đến quản trị cho thấy quy mô hội đồng quản trị (BOARD1) có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê ở các mô hình OLS, REM, GLS và IV-GMM ($p < 0,01$). Điều này cho thấy nếu mở rộng thêm sự tham gia của các thành viên trong hội đồng quản trị có thể cải thiện hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. *Đặc điểm của hội đồng quản trị như BOARD2 đạt hệ số âm và không có ý nghĩa ở tất cả các mô hình; BOARD3 có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê ($p < 0,05$) trong mô hình OLS và GLS, kết quả này cho thấy tỷ lệ nữ trong hội đồng quản trị có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. BOARD4 hệ số âm và có ý nghĩa thống kê ($p < 0,05$), do đó BOARD4 có tác động*

Bảng 3: Kết quả hồi quy – biến phụ thuộc ROA

	OLS	FEM	REM	GLS	IV-GMM	OLS	FEM	REM	GLS	IV-GMM	OLS	FEM	REM	GLS	IV-GMM
BOARD1	0,0055*** [4,73]	0,009 [0,71]	0,0033*** [2,69]	0,0055*** [4,74]	0,0055*** [4,74]	0,0054*** [4,63]	0,008 [0,63]	0,0031** [2,56]	0,0054*** [4,64]	0,0054*** [4,64]	0,0057*** [4,63]	0,008 [0,64]	0,0032*** [2,59]	0,0054*** [4,65]	0,0054*** [4,65]
BOARD2	-0,00227 [-0,30]	0,00102 [0,12]	-0,0122 [-1,50]	-0,00227 [-0,30]	-0,00227 [-0,30]	-0,00352 [-0,46]	0,000558 [0,06]	-0,0127 [-1,56]	-0,00352 [-0,46]	-0,00352 [-0,46]	-0,00337 [-0,44]	0,000654 [0,08]	-0,0127 [-1,55]	-0,00337 [-0,44]	-0,00337 [-0,44]
BOARD3	0,0165** [2,09]	0,00379 [0,37]	-0,00682 [-0,67]	0,0165** [2,10]	0,0165** [2,10]	0,0167** [2,11]	0,00411 [0,40]	-0,0008 [-0,09]	0,0167** [2,11]	0,0167** [2,11]	0,0165** [2,09]	0,00399 [0,39]	-0,008 [-0,08]	0,0165** [2,10]	0,0165** [2,10]
BOARD4	-0,0198** [-2,42]	-0,0235 [-1,34]	-0,0256** [-1,96]	-0,0198** [-2,43]	-0,0198** [-2,43]	-0,0196** [-2,39]	-0,0232 [-1,33]	-0,0258* [-1,94]	-0,0196** [-2,40]	-0,0196** [-2,40]	-0,0195** [-2,38]	-0,0232 [-1,33]	-0,0256* [-1,94]	-0,0195** [-2,38]	-0,0195** [-2,38]
FIXED	-0,00281 [-0,33]	0,0919*** [7,10]	-0,0443*** [-3,92]	-0,0281 [-0,33]	-0,0281 [-0,33]	-0,00319 [-0,37]	-0,0919*** [-7,09]	-0,0459*** [-4,03]	-0,00319 [-0,37]	-0,00319 [-0,37]	-0,00319 [-0,37]	-0,0920*** [-7,10]	-0,0454*** [-4,00]	-0,00319 [-0,37]	-0,00319 [-0,37]
LIQUIDITY	-0,00301*** [-5,52]	0,000312 [0,58]	-0,00571 [-1,08]	-0,00301*** [-5,53]	-0,00301*** [-5,53]	0,00305*** [-5,56]	0,000310 [0,58]	-0,000532 [-1,00]	-0,00305*** [-5,58]	-0,00305*** [-5,58]	-0,00304*** [-5,55]	0,000310 [0,58]	-0,000544 [-1,03]	-0,00304*** [-5,57]	-0,00304*** [-5,57]
SIZE	0,00852*** [3,63]	0,0405*** [5,80]	0,00935** [2,36]	0,00852*** [3,64]	0,00852*** [3,64]	0,00886*** [3,76]	0,0405*** [5,81]	0,00954** [2,36]	0,00886*** [3,77]	0,00886*** [3,77]	0,00881*** [3,74]	0,0405*** [5,80]	0,00948** [2,36]	0,00881*** [3,76]	0,00881*** [3,76]
AGE	0,000553*** [7,09]	-0,00572*** [-11,25]	0,0000924 [0,60]	0,000553*** [7,12]	0,000553*** [7,12]	0,00551*** [7,05]	-0,00570*** [-11,21]	0,0000570*** [0,36]	0,00551*** [7,07]	0,00551*** [7,07]	0,00555*** [7,10]	0,00571*** [-11,22]	0,000701 [0,44]	0,00555*** [7,12]	0,00555*** [7,12]
GDP	0,000500 [0,66]	-0,00549 [-0,97]	0,000151 [0,26]	0,000500 [0,66]	0,000500 [0,66]	0,000469 [0,61]	-0,000557 [-0,98]	0,000132 [0,23]	0,000469 [0,62]	0,000469 [0,62]	0,000476 [0,62]	-0,000556 [-0,98]	0,000136 [0,23]	0,000476 [0,63]	0,000476 [0,63]
INFLATION	0,000432 [0,64]	-0,0325*** [-5,42]	0,000135 [0,25]	0,000432 [0,65]	0,000432 [0,65]	0,000490 [0,73]	-0,00322*** [-5,37]	0,000133 [0,25]	0,000490 [0,73]	0,000490 [0,73]	0,000496 [0,74]	-0,00323*** [-5,38]	0,000140 [0,26]	0,000496 [0,74]	0,000496 [0,74]
LEVERAGE	-0,182*** [-22,48]	-0,203*** [-16,94]	-0,173*** [-16,92]	-0,182*** [-22,55]	-0,182*** [-22,55]	-0,182*** [-22,38]	-0,202*** [-16,88]	-0,173*** [-16,79]	-0,182*** [-22,45]	-0,182*** [-22,45]	-0,182*** [-22,40]	-0,202*** [-16,88]	-0,173*** [-16,82]	-0,182*** [-22,47]	-0,182*** [-22,47]
GROWTH	0,0101*** [4,10]	0,0130*** [6,66]	0,0132*** [6,58]	0,0101*** [4,11]	0,0101*** [4,11]	0,0104*** [4,19]	0,0130*** [6,65]	0,0133*** [6,62]	0,0104*** [4,21]	0,0104*** [4,21]	0,0102*** [4,12]	0,0130*** [6,64]	0,0132*** [6,59]	0,0102*** [4,13]	0,0102*** [4,13]
FRQ_MINST	0,0437** [4,21]	0,0160** [1,99]	0,0173** [2,09]	0,0437** [4,22]	0,0437** [4,22]	0,0437** [4,22]	0,0437** [4,22]	0,0173** [2,09]	0,0437** [4,22]	0,0437** [4,22]	0,0437** [4,22]	0,0173** [2,09]	0,0173** [2,09]	0,0437** [4,22]	0,0437** [4,22]
FRQ_KASZ															
cons	0,00512 [0,19]	-0,125* [-1,68]	0,0299 [0,66]	0,00512 [0,19]	0,00512 [0,19]	0,00754 [0,28]	-0,124* [-1,66]	0,0321 [0,70]	0,00754 [0,28]	0,00754 [0,28]	0,00776 [0,29]	-0,123* [-1,65]	0,0320 [0,70]	0,00776 [0,29]	0,00776 [0,29]

Bảng 4: Kết quả hồi quy – biến phụ thuộc ROE

	OLS	FEM	REM	GLS	IV-GMM	OLS	FEM	REM	GLS	IV-GMM	OLS	FEM	REM	GLS	IV-GMM
BOARD1	0,0123 [0,86]	0,0322 [1,41]	0,0140 [0,89]	0,0132 [0,86]	0,0132 [0,86]	0,0127 [0,82]	0,0318 [1,39]	0,0136 [0,87]	0,0127 [0,82]	0,0127 [0,82]	0,0127 [0,83]	0,0319 [1,39]	0,0136 [0,87]	0,0127 [0,83]	0,0127 [0,83]
BOARD2	0,142 [1,41]	0,154 [1,02]	0,141 [1,38]	0,142 [1,42]	0,142 [1,42]	0,137 [1,36]	0,153 [1,00]	0,136 [1,33]	0,137 [1,37]	0,137 [1,37]	0,138 [1,37]	0,153 [1,01]	0,137 [1,34]	0,138 [1,38]	0,138 [1,38]
BOARD3	0,0293 [0,28]	0,321* [1,75]	0,0349 [0,33]	0,0293 [0,28]	0,0293 [0,28]	0,0290 [0,28]	0,322* [1,76]	0,0356 [0,33]	0,0290 [0,28]	0,0290 [0,28]	0,0287 [0,28]	0,322* [1,76]	0,0348 [0,33]	0,0287 [0,28]	0,0287 [0,28]
BOARD4	-0,0220 [0,20]	-0,0518 [0,17]	-0,0246 [0,22]	-0,0220 [0,21]	-0,0220 [0,21]	-0,0200 [0,19]	-0,0506 [0,16]	-0,0230 [0,21]	-0,0200 [0,19]	-0,0200 [0,19]	-0,0198 [0,18]	-0,0506 [0,16]	-0,0226 [0,20]	-0,0198 [0,18]	-0,0198 [0,18]
FIXED	0,133 [1,17]	-0,0649 [0,28]	0,130 [1,12]	0,133 [1,18]	0,133 [1,18]	0,131 [1,16]	-0,0648 [0,28]	0,128 [1,10]	0,131 [1,16]	0,131 [1,16]	0,131 [1,16]	-0,0652 [0,28]	0,128 [1,16]	0,131 [1,16]	0,131 [1,16]
LIQUIDITY	-0,0126* [1,75]	-0,00479 [0,51]	-0,0122* [1,68]	-0,0126* [1,75]	-0,0126* [1,75]	-0,0127* [1,76]	-0,00480 [0,51]	-0,0123* [1,69]	-0,0127* [1,77]	-0,0127* [1,77]	-0,0126* [1,76]	-0,00480 [0,51]	-0,0123* [1,69]	-0,0126* [1,76]	-0,0126* [1,76]
SIZE	-0,0138 [0,45]	0,178 [1,44]	-0,0135 [0,43]	-0,0138 [0,45]	-0,0138 [0,45]	-0,0125 [0,40]	0,178 [1,44]	-0,0122 [0,38]	-0,0125 [0,40]	-0,0125 [0,40]	-0,0127 [0,41]	0,178 [1,44]	-0,0125 [0,39]	-0,0127 [0,41]	-0,0127 [0,41]
AGE	0,00208** [2,04]	-0,0167* [1,86]	0,00206* [1,95]	0,00208** [2,04]	0,00208** [2,04]	0,00211** [2,05]	-0,0166* [1,85]	0,00208** [1,95]	0,00211** [2,06]	0,00211** [2,06]	0,00211** [2,06]	-0,0167* [1,85]	0,00208** [1,96]	0,00211** [2,07]	0,00211** [2,07]
GDP	-0,00649 [0,65]	-0,0107 [1,07]	-0,00661 [0,66]	-0,00649 [0,65]	-0,00649 [0,65]	-0,00659 [0,66]	-0,0107 [1,07]	-0,00673 [0,68]	-0,00659 [0,66]	-0,00659 [0,66]	-0,00656 [0,66]	-0,0107 [1,07]	-0,00669 [0,67]	-0,00656 [0,66]	-0,00656 [0,66]
INFLATION	0,00408 [0,46]	-0,00403 [0,38]	0,00407 [0,46]	0,00408 [0,46]	0,00408 [0,46]	0,00442 [0,50]	-0,00390 [0,37]	0,00438 [0,50]	0,00442 [0,50]	0,00442 [0,50]	0,00440 [0,50]	-0,00393 [0,37]	0,00436 [0,50]	0,00440 [0,50]	0,00440 [0,50]
LEVERAGE	-0,415*** [3,90]	-0,610*** [2,88]	-0,414*** [3,80]	-0,415*** [3,91]	-0,415*** [3,91]	-0,414*** [3,89]	-0,608*** [2,87]	-0,412*** [3,77]	-0,414*** [3,90]	-0,414*** [3,90]	-0,414*** [3,89]	-0,608*** [2,87]	-0,413*** [3,78]	-0,414*** [3,90]	-0,414*** [3,90]
GROWTH	0,0624* [1,93]	0,0711** [2,06]	0,0629* [1,95]	0,0624* [1,94]	0,0624* [1,94]	0,0624* [1,93]	0,0711** [2,05]	0,0629* [1,94]	0,0624* [1,93]	0,0624* [1,93]	0,0619* [1,91]	0,0710** [2,05]	0,0624* [1,93]	0,0619* [1,92]	0,0619* [1,92]
FRQ_MNST	0,160 [1,17]	0,0648 [0,46]	0,152 [1,11]	0,160 [1,17]	0,160 [1,17]	0,160 [1,17]	0,0648 [0,46]	0,152 [1,11]	0,160 [1,17]	0,160 [1,17]	0,160 [1,17]	0,0648 [0,46]	0,152 [1,11]	0,160 [1,17]	0,160 [1,17]
FRQ_KASZ	0,304 [0,87]	-1,360 [1,03]	0,299 [0,83]	0,304 [0,87]	0,304 [0,87]	0,318 [0,91]	-1,357 [1,03]	0,312 [0,86]	0,318 [0,91]	0,318 [0,91]	0,317 [0,91]	-1,354 [1,02]	0,311 [0,86]	0,317 [0,91]	0,317 [0,91]

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

tiêu cực đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, hệ số âm (-0,0198) cho thấy sự hiện diện của thành viên nước ngoài trong hội đồng quản trị chưa cải thiện hiệu quả tài chính.

Tỷ lệ tài sản cố định hữu hình (FIXED) có hệ số âm -0,00319 nhưng không có ý nghĩa thống kê, cho thấy tỷ lệ tài sản cố định hữu hình không tác động đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Khả năng thanh toán của doanh nghiệp (LIQUIDITY) đạt -0,0030* (p-value < 0,01) cho thấy khả năng thanh toán có ảnh hưởng tiêu cực đến hiệu quả tài chính, trái với kỳ vọng ban đầu rằng khả năng thanh toán cao sẽ giúp doanh nghiệp hoạt động hiệu quả hơn. Khi doanh nghiệp nắm giữ quá nhiều tài sản thanh khoản như tiền mặt hoặc tài sản ngắn hạn có thể dẫn đến sử dụng vốn không hiệu quả. Quy mô doanh nghiệp (SIZE), hệ số tương quan xác định từ 0,0085 đến 0,0405, tất cả đều có ý nghĩa thống kê, cho thấy quy mô doanh nghiệp ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, điều này minh chứng rằng doanh nghiệp có quy mô lớn hơn có xu hướng hoạt động hiệu quả hơn nhờ lợi thế về nguồn lực, quy mô kinh tế, và khả năng tiếp cận thị trường tốt hơn.

Tuổi của doanh nghiệp (AGE) có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp với mức ý nghĩa cao nhất (0,0005), điều này cho thấy doanh nghiệp lâu đời thường tối ưu hóa tốt hơn việc sử dụng tài sản để tạo ra lợi nhuận. Bên cạnh đó, tăng trưởng doanh thu (GROWTH) có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, điều này giải thích khi doanh thu tăng trưởng, doanh nghiệp sử dụng tài sản hiệu quả hơn để tạo ra lợi nhuận. Chất lượng báo cáo tài chính (FRQ_MNST) đạt 0,0437 ý nghĩa thống kê cao, có tác động tích cực và ý nghĩa đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Kết quả cho thấy doanh nghiệp có chất lượng báo cáo tài chính cao thường sử dụng tài sản hiệu quả hơn nhờ vào các quyết định dựa trên thông tin đáng tin cậy. Cấu trúc vốn (LEVERAGE) có tác động tiêu cực đến hiệu quả tài chính, hệ số âm (-0,1820) cho thấy việc sử dụng nợ trong cấu trúc vốn làm giảm hiệu quả sử dụng tài sản.

Đối với biến ROE

Hệ số hồi quy của BOARD1 mang dấu dương nhưng không có ý nghĩa thống kê. Hệ số hồi quy của BOARD2 không có ý nghĩa thống kê (có hệ số hồi quy dao động từ 0,136 đến 0,154). Hệ số hồi quy của BOARD3 có ý nghĩa thống kê trong mô hình FEM (hệ số hồi quy là 0,321 với mức ý nghĩa 10%), cho thấy có thể có ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp nhưng mức độ tác động yếu. Hệ số hồi quy của BOARD4 hệ số âm và không có ý nghĩa thống kê. Do đó có thể thấy hội đồng quản trị chưa có tác động đến hiệu quả tài chính doanh nghiệp trong trường hợp hiệu quả tài chính đo lường thông qua ROE.

Hệ số hồi quy của khả năng thanh toán (LIQUIDITY) có dấu âm (-0,0126) và có ý nghĩa thống kê tại mức ý nghĩa 10%, cho thấy khả năng thanh toán có tác động tiêu cực đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, có thể do giữ quá nhiều tài sản ngắn hạn dẫn đến hiệu quả sử dụng vốn không tối ưu. Cấu trúc vốn (LEVERAGE), hệ số âm (-0,415) tại mức ý nghĩa 10%, cho thấy cấu trúc vốn có ảnh hưởng tiêu cực đến hiệu quả tài chính. Doanh nghiệp có mức nợ cao có thể chịu áp lực chi phí tài chính, dẫn đến giảm hiệu quả tài chính của doanh nghiệp.

Hệ số hồi quy của quy mô doanh nghiệp (SIZE) mang chiều âm không có ý nghĩa thống kê, quy mô doanh nghiệp không có ảnh hưởng đến hiệu quả tài chính trong hầu hết mô hình. Tuổi doanh nghiệp (AGE) có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp với giá trị hồi quy dao động từ 0,00208 - 0,00211 và có ý nghĩa thống kê 5%. Kết quả cho thấy doanh nghiệp càng lâu đời có thể hưởng lợi từ kinh nghiệm, mạng lưới khách hàng và khả năng tiếp cận vốn giúp gia tăng hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Tăng trưởng doanh thu (GROWTH) có hệ số hồi quy dương, cho thấy GROWTH có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Kết quả này củng cố nhận định rằng tăng trưởng là một yếu tố quan trọng giúp doanh nghiệp cải thiện hiệu quả tài chính, doanh nghiệp có tốc độ tăng trưởng cao thường có cơ hội tăng doanh thu, mở rộng thị phần và thu hút đầu tư tốt hơn. Chất lượng báo cáo tài chính (FRQ_MNST) có hệ số hồi quy dao động từ 0,0648 đến 0,1600 và không có ý nghĩa thống kê, biến FRQ_MNST chưa thực sự ảnh hưởng đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Thêm vào đó, kết quả thống kê cho thấy không có bằng chứng mạnh mẽ về sự tác động của FRQ_KASZ đến hiệu quả tài chính. Biến kinh tế vĩ mô GDP và INFLATION đều không có ý nghĩa thống kê, kết quả cho thấy GDP và INFLATION không có tác động rõ ràng đến hiệu quả tài chính doanh nghiệp.

6. Kết luận

Nghiên cứu dữ liệu của 274 doanh nghiệp sản xuất niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam trong giai

đoạn 2012 đến 2022. Nghiên cứu sử dụng phương pháp phân tích OLS, FEM và REM, đồng thời nghiên cứu đánh giá các khuyết tật trong mô hình, và sử dụng ước lượng bình phương tối thiểu khả thi tổng quát (FGLS) nhằm xử lý các khuyết tật trong mô hình hồi quy. Nghiên cứu cũng sử dụng phương pháp hồi quy momen tổng quát (GMM) nhằm xử lý khả năng xảy ra hiện tượng nội sinh trong mô hình. Kết quả nghiên cứu khẳng định quy mô hội đồng quản trị, tăng trưởng doanh thu và tuổi của doanh nghiệp có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Nghiên cứu xác định mối quan hệ tích cực của quy mô doanh nghiệp và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, thể hiện doanh nghiệp có quy mô lớn hơn thường có lợi thế trong sản xuất kinh doanh, giảm chi phí sản xuất và từ đó tạo lợi thế trên thương trường và có khả năng cải thiện hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Cuối cùng, các yếu tố thuộc về môi trường vĩ mô như trưởng GDP và lạm phát không tác động đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp.

Nghiên cứu có một số hàm ý quản trị cho doanh nghiệp trên thị trường chứng khoán như sau: Một là, các doanh nghiệp nâng cao hiệu quả quản trị doanh nghiệp nhằm nâng cao hiệu quả lãnh đạo trong doanh nghiệp, tối đa hóa hoạt động hiệu quả của hội đồng quản trị. Hai là, doanh nghiệp nên chủ động mở rộng nguồn vốn chủ sở hữu và hoàn thiện hiệu quả sử dụng nguồn nợ vay nhằm giúp doanh nghiệp đạt được hiệu quả tài chính. Ba là, doanh nghiệp cần chủ động ứng phó với biến động của kinh tế vĩ mô, đặc biệt đối với doanh nghiệp có hoạt động sản xuất kinh doanh phụ thuộc vào thương mại quốc tế.

Tài liệu tham khảo

- Assenga, M. P., Aly, D., & Hussainey, K. (2018), 'The impact of board characteristics on the financial performance of Tanzanian firms', *Corporate Governance (Bingley)*, 18(6), 1089–1106, DOI: 10.1108/CG-09-2016-0174.
- Cheong, C., & Hoang, H. V. (2021), 'Macroeconomic factors or firm-specific factors? An examination of the impact on corporate profitability before, during and after the global financial crisis', *Cogent Business & Management*, 9(1), 1959703, DOI: 10.1080/23322039.2021.1959703.
- Coad, A., Segarra, A., & Teruel, M. (2013), 'Like milk or wine: Does firm performance improve with age?', *Structural Change and Economic Dynamics*, 24(1), 173–189, DOI: 10.1016/j.strueco.2012.07.002.
- Hasan, M. B., Ahsan, A. F. M. M., Rahaman, M. A., & Alam, M. N. (2014), 'Influence of Capital Structure on Firm Performance: Evidence from Bangladesh', *International Journal of Business and Management*, 9(5), 184–194, DOI: 10.5539/ijbm.v9n5p184.
- Hoàng Tùng (2016), 'Nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả kinh doanh của các doanh nghiệp dầu khí ở Việt Nam', *Tạp chí Khoa học và công nghệ Việt Nam*, 11(12), 26–32.
- Lê Văn Tuấn, Nguyễn Kim Quốc Trung, Ngô Nhật Phương Diễm, Nguyễn Thị Chi (2022), 'Các yếu tố tác động đến hiệu quả tài chính của các công ty niêm yết tại Việt Nam', *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính - Marketing*, 13(2), 25–37, DOI: 10.52932/jfm.vi68.267.
- McNichols, M. F., & Stubben, S. R. (2008), 'Does Earnings Management Affect Firms' Investment Decisions?', *The Accounting Review*, 83(6), 1571–1603, DOI: 10.2308/accr.2008.83.6.1571.
- Nassar, S. (2016), 'The Impact of Capital Structure on Financial Performance of the Firms: Evidence From Borsa Istanbul', *Journal of Business & Financial Affairs*, 5(2), 5–8, DOI: 10.4172/2167-0234.1000173.
- Nguyễn Ngọc Thụy Vy (2021), 'Mối quan hệ giữa chất lượng báo cáo tài chính, năng lực quản lý và hiệu quả đầu tư của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam', *c*, Số 27, tháng 12 năm 2021.
- Nguyễn Thị Phương Thúy (2019), 'Mối quan hệ giữa quản trị doanh nghiệp, cấu trúc vốn và hiệu quả doanh nghiệp: bằng chứng thực nghiệm tại các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2008–2017', luận văn Thạc sĩ, Trường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh.
- Nguyen, T. A. N. & Nguyen, V.C. (2025), 'Factors affecting corporate financial performance listed on Vietnam stock market', *Cogent Business & Management*, 12(1), 2464937, DOI: 10.1080/23311975.2025.2464937.
- Nguyen, T. T. C., Le, A. T. H., & Nguyen, V. C. (2023), 'Internal factors affecting the financial performance of an organisation's business processes', *Business Process Management Journal*, 29(5), 1408–1435, DOI: 10.1108/

- Phạm Tiến Mạnh (2020), ‘Ảnh hưởng của tuổi đời, trình độ học vấn thành viên hội đồng quản trị đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp ngành bất động sản’, *Bản B của Tạp chí Khoa học và Công nghệ Việt Nam*, 62(4), 11-16.
- Rathnayake, R. M. S. S., Rajapakse, R. P. G. S. N., & Lasantha, S. A. R. (2021), ‘The Impact of Financial Reporting Quality on Firm Performance’, *Journal of Business and Technology*, 5(1), 53–67, DOI: 10.4038/jbt.v5i0.53.
- Serrasqueiro, Z. S., & Maças Nunes, P. (2008), ‘Performance and size: empirical evidence from Portuguese SMEs’, *Small Business Economics*, 31(2), 195–217, DOI: 10.1007/s11187-007-9092-8.
- Xu, J., & Wang, B. (2018), ‘Intellectual capital, financial performance and companies’ sustainable growth: Evidence from the Korean manufacturing industry’, *Sustainability*, 10(12), 4651.
- Youndt, M. A., & Snell, S. A. (2004), ‘Human resource configurations, intellectual capital, and organizational performance’, *Journal of managerial issues*, 16(3), 337-360.
- Yuchtman, E., & Seashore, S. E. (1967), ‘A system resource approach to organizational effectiveness’, *American sociological review*, 32(6), 891-903.
- Zeghal, D., & Maaloul, A. (2010), ‘Analysing value added as an indicator of intellectual capital and its consequences on company performance’, *Journal of Intellectual capital*, 11(1), 39-60.

***Tác giả liên hệ: Nguyễn Văn Chiến - Email: chiennv@tdmu.edu.vn**

TÁC ĐỘNG CỦA ĐẶC ĐIỂM HỘI ĐỒNG QUẢN TRỊ ĐẾN GIAN LẬN BÁO CÁO TÀI CHÍNH: BỐI CẢNH THỊ TRƯỜNG VIỆT NAM

Ngô Nhật Phương Diễm
Trường Đại học Tài Chính Marketing
Email: ngodiem@ufm.edu.vn

Mã bài báo: JED-2235
Ngày nhận: 25/01/2025
Ngày nhận bản sửa: 10/04/2025
Ngày duyệt đăng: 25/04/2025
Mã DOI: 10.33301/JED.VI.2235

Tóm tắt:

Nghiên cứu được thực hiện nhằm đánh giá tác động của đặc điểm của hội đồng quản trị đến khả năng gian lận báo cáo tài chính tại các công ty niêm yết Việt Nam thông qua bộ dữ liệu của 342 công ty niêm yết tại hai sàn chứng khoán Thành Phố Hồ Chí Minh và sàn chứng khoán Hà Nội trong giai đoạn 2015 đến 2022. Nghiên cứu sử dụng hồi quy Binary Logistic với biến phụ thuộc đại diện gian lận báo cáo tài chính được đo lường thông qua mô hình M-Score điều chỉnh của Beneish (1999) với kết quả thừa nhận các đặc điểm hội đồng quản trị như tỷ lệ thành viên độc lập, quy mô và chất lượng kiểm toán đã hạn chế khả năng gian lận báo cáo tài chính. Ngoài ra, nghiên cứu đã cung cấp nền tảng lý thuyết hữu ích nhằm giúp các công ty niêm yết có cơ sở nâng cao cơ chế giám sát hoạt động của nhà quản lý thông qua cơ chế quản trị công ty mạnh đại diện là đặc điểm hội đồng quản trị và chất lượng kiểm toán.

Từ khóa: Hội đồng quản trị, quản trị công ty, gian lận báo cáo tài chính.

Mã JEL: G34, M41, M43, M44.

The impact of board of directors' characteristics on financial statement fraud: The case of Vietnam

Abstract:

The study was conducted to assess the impact of the board of directors' characteristics on the possibility of financial reporting fraud in listed companies in Vietnam through a dataset of 342 listed companies on the two stock exchanges of Ho Chi Minh City and Hanoi in the period of 2015 to 2022. The study used Binary Logistic regression with the dependent variable representing financial reporting fraud measured through the adjusted M-Score model of Beneish (1999) with the results acknowledging that board characteristics such as the ratio of independent members, size and audit quality have limited the possibility of financial reporting fraud. In addition, the research has provided a useful theoretical foundation to help listed firms have a basis to improve the mechanism of monitoring managers' activities through a strong corporate governance mechanism represented by board characteristics and audit quality.

Keywords: Board of directors, corporate governance, financial reporting fraud.

JEL codes: G34, M41, M43, M44.

1. Giới thiệu

Trong xu thế hội nhập toàn cầu như hiện nay thì điều kiện tiên quyết để thu hút nhà đầu tư và chủ nợ nhằm gia tăng vốn cũng như phát triển năng lực đơn vị là cung cấp thông tin hữu ích trong việc đưa ra các quyết định tài chính, kinh tế và thương mại (Wang, 2014). Tuy nhiên, gian lận trở thành vấn đề toàn cầu và nhận được sự quan tâm của các bên có liên quan. Gian lận có thể gây thiệt hại đáng kể cho nền kinh tế nói chung và cho các doanh nghiệp nói riêng thông qua việc trình bày sai lệch thông tin về sản phẩm, dịch vụ hay thông tin trên báo cáo tài chính (BCTC) (Yousefi Nejad & cộng sự, 2024). Trình bày sai BCTC là một hình thức phổ biến của gian lận và hình thức này có thể gây hiểu nhầm cho nhà đầu tư và cổ đông về tình hình tài chính thực của công ty (Abebaw, 2020; Hakami & cộng sự, 2020) và gian lận là một trong những yếu tố làm giảm độ tin cậy của BCTC (Rostami & Rezaei, 2022). Việc trình bày sai lệch này có thể dẫn đến tổn hại danh tiếng của công ty và trong trường hợp nghiêm trọng có thể dẫn đến phá sản (Button & cộng sự, 2014). Hơn nữa, gian lận BCTC có thể tác động tiêu cực đến nền kinh tế quốc gia, có khả năng làm giảm giá trị cổ đông và làm giảm giá trị của công ty trên thị trường chứng khoán (Free & Murphy, 2015) và ảnh hưởng đến lòng tin của nhà đầu tư (Almarayeh & cộng sự, 2020) nên ảnh hưởng đến quyết định đầu tư (Fully & David, 2020). Theo báo cáo năm 2020 của hiệp hội các nhà điều tra gian lận (ACFE, 2020) thì FSF là một hình thức gian lận tốn kém nhất, xảy ra ở 125 quốc gia với 2.504 trường hợp và gây thiệt hại theo dự báo toàn cầu lên tới 5% doanh thu mỗi năm với mức thiệt hại danh nghĩa trung bình 3,6 tỷ USD. Như vậy, tổn thất do gian lận gây ra rất lớn và đó còn là một vấn đề đạo đức lớn đối với doanh nghiệp và là mối lo nghiêm trọng nhất trong môi trường kinh doanh hiện tại (Smith & cộng sự, 2005). Vì vậy, một số nghiên cứu đã được tiến hành để điều tra và xác định các yếu tố hiệu quả trong việc hạn chế gian lận BCTC (Rostami & Rezaei, 2022). Trong đó, quản trị công ty (QTCT) có vai trò đảm bảo chất lượng BCTC và ngăn ngừa gian lận BCTC (Rostami & Rezaei, 2022). Điển hình, Habib & Jiang (2015) cho rằng một trong những vai trò của QTCT hiệu quả là đảm bảo chất lượng BCTC để phân bổ nguồn lực hiệu quả. Cơ chế QTCT hiệu quả làm giảm khả năng xảy ra gian lận BCTC và góp phần gia tăng độ tin cậy của BCTC (Razali & Arsha, 2014; Nassir zadeh & cộng sự, 2018). Đồng thời, nhiều nghiên cứu cũng cho rằng QTCT yếu kém là nguyên nhân dẫn đến gian lận BCTC (García Lara & cộng sự, 2009; Yang & cộng sự, 2017). Hơn nữa, theo Adams & cộng sự (2010) thì hội đồng quản trị (HĐQT) được coi là một trong những yếu tố chính của QTCT trong tổ chức và đóng vai trò hàng đầu trong cải thiện chất lượng BCTC, hạn chế gian lận BCTC.

Trong khi đó, một loạt nghiên cứu đã nhấn mạnh rằng gian lận ngày càng gia tăng ở các nước đang phát triển như Sumartono & cộng sự (2020) cho rằng tỷ lệ gian lận gia tăng đáng kể ở các nước đang phát triển và kết quả này cũng tương đồng với Ramanna & Sletten (2014) khi cho rằng tỷ lệ gian lận BCTC ở các nước với thị trường mới nổi cao hơn các nước phát triển. Khan & Muttakin (2015) thừa nhận vấn đề gian lận ngày càng gia tăng ở quốc gia đang phát triển là do cơ cấu quản trị yếu kém, môi trường pháp lý không đầy đủ và thiếu minh bạch. Vì vậy, ACFE (2020) nhấn mạnh vai trò quan trọng của kiểm toán trong phát hiện gian lận và nhiều nghiên cứu đã ủng hộ quan điểm này với lập luận rằng kiểm toán đóng vai trò hiệu quả trong việc phát hiện và giảm thiểu gian lận (Aliu & cộng sự, 2018; Hakami & cộng sự, 2020; Sumartono & cộng sự, 2020).

Trong những năm qua, tỷ lệ sai lệch lợi nhuận sau kiểm toán của các công ty niêm yết (CTNY) có xu hướng giảm dần nhưng vẫn còn ở mức rất cao như năm 2014 chiếm 79% trong tổng số 639 CTNY, năm 2015 chiếm 75% trong số 653 CTNY, năm 2016 khoảng 72% trong số 671 công ty và 6 tháng đầu năm 2017 có 57% trong số 689 CTNY và năm 2023 là 78% trong tổng số 766 CTNY (theo trang VnEconomy.vn). Điều này cho thấy Việt Nam – một quốc gia đang phát triển với đánh giá là cơ chế QTCT chưa thật sự hiệu quả và có thể ảnh hưởng đến niềm tin của nhà đầu tư. Vì vậy, thực hiện nghiên cứu này giải quyết được vấn đề còn thiếu sót trong nền tảng lý thuyết hiện tại bằng cách kiểm tra tác động QTCT đến gian lận BCTC tại Việt Nam. Cụ thể là cung cấp thêm hiểu biết sâu sắc có giá trị về các đặc điểm thuộc HĐQT, chất lượng kiểm toán làm giảm thiểu gian lận BCTC tại các CTNY. Đồng thời, nghiên cứu cũng cung cấp bằng chứng tin cậy ủng hộ các nhà hoạch định chính sách Việt Nam xem xét triển khai các chính sách để cải thiện đáng kể độ tin cậy BCTC, hạn chế sai lệch lợi nhuận, giảm thiểu gian lận BCTC.

Cấu trúc của bài viết ngoài phần tổng quan thì phần tiếp theo đề cập đến lý thuyết nền tảng và giả thuyết nghiên cứu. Phần 3 của bài viết sẽ là phương pháp nghiên cứu. Kết quả nghiên cứu và biện luận kết quả là phần thứ 4 của bài báo. Phần cuối cùng của bài báo là kết luận và hàm ý chính sách.

2. Lý thuyết nền tảng và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Các khái niệm liên quan

Gian lận báo cáo tài chính: Gian lận là một căn bệnh kinh tế, có khả năng lan rộng đến mọi khu vực xã hội ở các nền kinh tế phát triển và cả đang phát triển (Udeh & Ugwu, 2018). Gian lận là hành động cố ý của một hay nhiều nhà quản lý, nhân viên hay các bên thứ ba dẫn đến trình bày sai báo cáo tài chính (ACFE). Hay theo VAS 240 thì gian lận là hành động cố ý của một hoặc nhiều giám đốc điều hành, cơ quan quản lý, nhân viên hoặc bên thứ ba nhằm mục đích lừa dối để thu lợi bất chính hoặc bất hợp pháp. Gian lận BCTC là hành vi cố ý trình bày sai hoặc bỏ sót thông tin trong BCTC nhằm đánh lừa người sử dụng BCTC. Gian lận BCTC là hành vi gian lận cố ý nhằm cung cấp thông tin gây hiểu lầm cho người sử dụng BCTC (ACFE, 2020).

Hội đồng quản trị (HĐQT) đóng vai trò quan trọng trong cấu trúc QTCT thông qua giám sát để đảm bảo sự thành công của tổ chức. HĐQT thực hiện các nhiệm vụ về lập kế hoạch, đánh giá, triển khai các thông lệ tốt nhất, giúp cải thiện hiệu suất của công ty. HĐQT cung cấp chức năng QTCT quan trọng (Abdulsaleh, 2010) và đóng vai trò chính trong việc đảm bảo lợi ích của cổ đông. Các thành viên HĐQT có trách nhiệm trong việc thiết lập các mục tiêu và chiến lược của tổ chức (Alzoubi & Selamat, 2012) nên sự giám sát tích cực của HĐQT là một cơ chế quan trọng để ngăn ngừa FSF (Fernández & Arrondo, 2005).

Chất lượng kiểm toán: Theo DeAngelo (1981) thì chất lượng kiểm toán là xác định mức độ hiệu quả mà kiểm toán viên có thể xác định và báo cáo những khác biệt trong FR và các tài liệu liên quan khác. Chất lượng kiểm toán cao tuân thủ các chuẩn mực kế toán và thúc đẩy tính minh bạch trong việc xây dựng niềm tin giữa nhà đầu tư và các bên liên quan (Siam & cộng sự, 2020). Chất lượng kiểm toán rất đa dạng gồm nhiều yếu tố then chốt như nhiệm kỳ kiểm toán, phí kiểm toán và quy mô kiểm toán (Yousefi Nejad & cộng sự, 2024). Vì vậy, trong nghiên cứu này chất lượng kiểm toán được đo lường theo quy mô kiểm toán với lập luận rằng việc sử dụng các công ty kiểm toán lớn như Big4 có liên quan đến chất lượng kiểm toán cao và giảm gian lận BCTC (Yousefi Nejad & cộng sự, 2024).

2.2. Cơ sở lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu

Để điều hành các hoạt động của đơn vị vì lợi ích của các bên liên quan và đảm bảo BCTC chất lượng cần có cơ chế quản lý và giám sát (Rostami & Rezaei, 2022). QTCT đóng vai trò then chốt trong việc đảm bảo chất lượng BCTC và ngăn ngừa gian lận BCTC. Vai trò của nó được chứng minh trong nhiều nghiên cứu và là một yếu tố chính trong việc đảm bảo chất lượng BCTC, hạn chế gian lận BCTC (Rostami & Rezaei, 2022). Nhiều nghiên cứu cho rằng nguyên nhân dẫn đến gian lận BCTC là do cơ chế QTCT yếu kém (García Lara & cộng sự, 2009; Ndofor & cộng sự, 2015; Ebaid, 2023). QTCT hiệu quả làm giảm khả năng xảy ra gian lận BCTC (Razali & Arsha, 2014; Nassir zadeh & cộng sự, 2018). Lý thuyết đại diện (Jensen & Meckling, 1976) cho rằng HĐQT hiệu quả cung cấp hướng dẫn và nguyên tắc để hài hòa các lợi ích khác nhau nên giảm xung đột đại diện và Fama & Jensen (1983) cho rằng HĐQT nắm giữ quyền lực tối cao trong việc ra quyết định vì họ có mức độ kiểm soát cao nhất trong tổ chức. HĐQT được coi là một trong yếu tố chính của QTCT trong việc nâng cao chất lượng BCTC, giảm xung đột lợi ích và hạn chế gian lận BCTC (Adams & cộng sự, 2010). HĐQT cung cấp chức năng hàng đầu trong cơ cấu tổ chức của công ty (Abdulsaleh, 2010). Hơn nữa Akeju & Babatunde (2017) thừa nhận QTCT với HĐQT, ủy ban kiểm toán có tác động tích cực đến chất lượng BCTC, hạn chế gian lận BCTC và Alzoubi & Selamat (2012) cho rằng HĐQT là chất xúc tác quan trọng để đảm bảo sự thành công của tổ chức. Do đó, sự giám sát tích cực của HĐQT là một cơ chế quan trọng để ngăn ngừa gian lận (Fernández & Arrondo, 2005). Cụ thể, khi số lượng thành viên độc lập trong HĐQT tăng lên thì hiệu quả giám sát của HĐQT tăng, hạn chế gian lận BCTC (Ibrahim & Yahaya, 2024; Martins & Ventura, 2020; Ebaid, 2023; Rostami & Rezaei, 2022) với lập luận người quản lý độc lập không bị kiểm soát và gây áp lực cho tổ chức (Razali & Arshad, 2014). Do đó, tác giả đề xuất giả thuyết:

H1: Tính độc lập của hội đồng quản trị có tác động tiêu cực đến khả năng gian lận báo cáo tài chính.

Ngoài đặc điểm độc lập thì các nghiên cứu cũng cho rằng kiến thức chuyên môn về tài chính - kế toán có liên quan đến cải thiện tính minh bạch của BCTC, hạn chế sai lệch trong BCTC (Matsunaga & cộng sự, 2013; Erickson & cộng sự, 2005; Nassir Zadeh & cộng sự, 2018). Vì vậy, giả thuyết được đề xuất:

H2: Hội đồng quản trị có chuyên môn tài chính – kế toán có tác động tiêu cực đến khả năng gian lận báo cáo tài chính.

Bên cạnh đó, quy mô HĐQT được coi là thông lệ quản trị tốt nhất vì theo Alzoubi & Selamat (2012)

giảm sự bất cân xứng thông tin với quan điểm HĐQT càng nhỏ thì khả năng kiểm soát công ty càng tốt vì có sự giao tiếp tốt giữa các thành viên (Abbott & cộng sự, 2003; Alzoubi & Selamat, 2012). Cùng với quan điểm trên, Ibrahim & Yahaya (2024) thừa nhận quy mô hội đồng quản trị có tác động tiêu cực và ý nghĩa đến gian lận BCTC. Trong khi đó, một số nghiên cứu cho rằng HĐQT lớn gây khó khăn trong việc giao tiếp, ảnh hưởng tiêu cực đến vai trò giám sát nên giảm hiệu quả HĐQT (Akeju & Babarunde, 2017; Ebaid, 2023). Tuy nhiên, với quan điểm của tác giả cho rằng quy mô HĐQT nhỏ thì gia tăng hiệu quả giám sát nên đề xuất giả thuyết:

H3: Quy mô hội đồng quản trị có tác động tiêu cực đến khả năng gian lận báo cáo tài chính.

Tần suất họp HĐQT được xem là đặc điểm thiết yếu của HĐQT. Số lượng cuộc họp của HĐQT là dấu hiệu cho thấy sự nỗ lực của HĐQT và cũng là dấu hiệu của một HĐQT hiệu quả (Chen & cộng sự, 2006). Các nghiên cứu như Salleh & Othman (2016), Kamarudin & cộng sự (2017) cho thấy mối quan hệ đáng kể giữa các cuộc họp HĐQT và gian lận BCTC, nên trong nghiên cứu này, giả thuyết được đề xuất:

H4: tần suất họp của hội đồng quản trị có tác động tiêu cực đến khả năng gian lận báo cáo tài chính.

Thành viên nữ HĐQT cũng được xem là cơ cấu phù hợp của QTCT (Martins & Ventura, 2020). Ibrahim & Yahaya (2024) cho rằng đa dạng giới trong HĐQT làm gia tăng hiệu quả giám sát và hạn chế gian lận BCTC. Tương đồng với quan điểm trên, Liao & cộng sự (2019) cũng chỉ ra rằng các công ty có giám đốc tài chính là nữ giới ít có khả năng xảy ra gian lận BCTC. Do đó, giả thuyết được đề xuất:

H5: Hội đồng quản trị có nữ giới có tác động tiêu cực đến khả năng gian lận báo cáo tài chính.

Lý thuyết đại diện (Fama & Jensen, 1983) cho rằng chủ tịch HĐQT kiêm nhiệm vị trí giám đốc điều hành làm gia tăng xung đột lợi ích nên nhiều nghiên cứu cũng thừa nhận FSF có khả năng xảy ra nhiều hơn khi vị trí CEO không tách biệt với vị trí chủ tịch (Farber, 2005; Lin & Hwang, 2010; Rostami & Rezaei, 2022). Tác giả đề xuất giả thuyết:

H6: Kiêm nhiệm hai chức danh có tác động tích cực đến khả năng gian lận báo cáo tài chính.

2.3. Chất lượng kiểm toán và gian lận BCTC

Kiểm toán được thiết kế để tăng minh bạch, giảm mức độ gian lận và điều tra nguyên nhân gian lận BCTC (Clarina & Fitriany, 2019; Le & Lobo, 2020). Chất lượng kiểm toán là yếu tố quan trọng trong việc phát hiện và ngăn chặn gian lận trong công ty (Hsiao & cộng sự, 2012; Mustapha & cộng sự, 2019; Xiao & cộng sự, 2020). Clarina & Fitriany (2019) tìm thấy mối quan hệ tiêu cực giữa chất lượng kiểm toán và gian lận BCTC. Các kiểm toán viên thuộc các công ty kiểm toán lớn sẽ có trình độ thành thạo nên giảm thiểu rủi ro kiện tụng và bảo vệ danh tiếng thông qua thực hiện kiểm toán chất lượng cao (Alvarado & cộng sự, 2019). Kiểm toán viên của các công ty lớn có thể được coi là những người hoạt động tích cực để duy trì tính trung thực của bối cảnh FR. Alvarado & cộng sự (2019) nhấn mạnh kiểm toán viên thuộc các công ty Big4 đóng vai trò quan trọng trong việc nâng cao chất lượng kiểm toán, nâng cao độ tin cậy của BCTC nên đóng vai trò then chốt trong hạn chế gian lận BCTC. Điều này khẳng định rằng quy mô công ty kiểm toán gia tăng chất lượng kiểm toán (Salehi & cộng sự, 2019; Alvarado & cộng sự, 2019) và kiểm toán viên tại các công ty Big4 nâng cao chất lượng kiểm toán, giảm thiểu rủi ro gian lận BCTC (Yousefi Nejad & cộng sự, 2024). Do đó giả thuyết đề xuất:

H7: Chất lượng kiểm toán có tác động tiêu cực đến khả năng gian lận báo cáo tài chính.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu và đo lường các biến

Trong nghiên cứu này, phương pháp định lượng đã được sử dụng thông qua phân tích dữ liệu bảng để xem xét tác động của các đặc điểm HĐQT đến khả năng gian lận BCTC. Bộ dữ liệu cho nghiên cứu này gồm các thông tin tài chính và thông tin phi tài chính được thu thập dựa trên các báo cáo thường niên và BCTC của các công ty phi tài chính niêm yết trên hai sàn chứng khoán HOSE và HNX gồm 324 công ty với 2.592 quan sát. Phạm vi dữ liệu từ năm 2015 đến 2022 nhằm đảm bảo kiểm tra các xu hướng trong một khoảng thời gian đủ lớn.

Có nhiều phương pháp được sử dụng để đo lường gian lận BCTC như M-Score Benenish (1997); mô hình F-Score (2011) và mô hình Z-Score (1968) hay đo lường gian lận BCTC theo cơ sở dồn tích như Jones (1991), Dechow & cộng sự (1995)... Trong nghiên cứu này, Fraud là biến phụ thuộc, được đo lường thông

qua mô hình Razali & Arshad (2014) với lập luận làm mô hình này áp dụng cho các mẫu dữ liệu của tất cả các công ty niêm yết không phân biệt ngành nghề kinh doanh (Rostami & Rezaei, 2022) và nhận diện tốt khả năng gian lận BCTC tại các quốc gia có nền kinh tế đang phát triển (Rostami & Rezaei, 2022; Razali & Arshad, 2014). Các biến độc lập đại diện đặc điểm HĐQT như quy mô, tính độc lập, đa dạng giới tính, tần suất họp, chuyên môn tài chính - kế toán, sự kiêm nhiệm hai chức danh. Ngoài ra, nghiên cứu còn xem xét tác động của chất lượng kiểm toán đến khả năng gian lận BCTC. Chi tiết đo lường các biến cũng như kỳ vọng tác động được trình bày tại Bảng 1.

Bảng 1: Đo lường các biến và kỳ vọng của tác giả

Tên biến	Ký hiệu biến	Đo lường	Kỳ vọng tác động
Gian lận BCTC	Fraud	Fraud = $0,002 + 0,655*ACR + 0,257*LEVD + 0,024*SALE - 0,641*DEI + 0,004*AQI - 0,032*GMI + 0,061*REI$ (*) Nếu Fraud có giá trị nhỏ hơn hay bằng 0,5 thì BCTC không có gian lận nên được gán giá trị là 0. Nếu Fraud có giá trị lớn hơn hoặc bằng 0,5 thì nghĩa là BCTC có gian lận nên nhận giá trị bằng 1.	
Thành viên độc lập HĐQT	BDIN	Tỷ lệ thành viên bên ngoài không tham gia điều hành trong tổng số thành viên trong HĐQT	-
Quy mô HĐQT	BDSIZE	Là biến định lượng thể hiện tổng số lượng thành viên trong HĐQT	-
Chuyên môn tài chính kế toán của HĐQT	BDEXP	Tỷ lệ thành viên HĐQT có chuyên môn về tài chính, kế toán trong tổng số thành viên trong HĐQT	-
Nữ giới trong HĐQT	BDGEN	Tỷ lệ thành viên nữ trong tổng số thành viên trong HĐQT	-
Tần suất họp BOD	BDMEET	Là biến định lượng thể hiện số lượng cuộc họp của hội đồng quản trị trong năm	-
Kiểm nhiệm hai chức danh	DUAL	Biến nhị phân nhận giá trị là 1 nếu giám đốc điều hành kiêm nhiệm chức danh chủ tịch HĐQT, ngược lại là 0	+
Chất lượng kiểm toán	AUDIT	Biến nhị phân nhận giá trị là 1 nếu công ty được kiểm toán bởi các công ty kiểm toán thuộc BIG4 ngược lại nhận giá trị là 0.	-

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

Mô hình (*) được đo lường theo nghiên cứu Razali & Arshad (2014) dựa trên mô hình của Beneish (1999) trong đó:

(1) ACR là tỷ số giữa tổng dồn tích và tổng tài sản. ACR là chênh lệch giữa lợi nhuận và dòng tiền thuần từ hoạt động kinh doanh trên tổng tài sản.

(2) LEVD là chỉ số đòn bẩy tài chính và được đo lường theo (1)

$$LEVD = \frac{LTD_t + CL_t / ASSET_t}{LTD_{t-1} + CL_{t-1} / ASSET_{t-1}} \quad (1)$$

Trong đó: LTD là nợ dài hạn, Cl là nợ ngắn hạn

(3) SALE là chỉ số chi phí hoạt động (chi phí bán hàng và chi phí quản lý doanh nghiệp) và đo lường bởi theo công thức (2)

$$LEVD = \frac{ADM_t / SALES_t}{ADM_{t-1} / SALES_{t-1}} \quad (2)$$

Trong đó: ADM là tổng chi phí hoạt động, SALE là doanh thu bán hàng.

(4) DEI là chỉ số chi phí khấu hao và được đo lường theo công thức (3)

$$DEI = \frac{DEP_{t-1}/PPE_{t-1}}{DEP_t/PPE_t} \tag{3}$$

Trong đó: DEP là chi phí khấu hao tài sản cố định và PPE giá trị tài sản cố định hữu hình

(5) SGI là chỉ số tăng trưởng doanh thu được đo lường bởi (4)

$$SGI = \frac{SALES_t}{SALES_{t-1}} \tag{4}$$

(6) AQI là chỉ số chất lượng tài sản và được đo lường theo công thức (5).

$$AQI = \frac{1-[(CA_t+PPE_t)/SALES_t]}{1-[(CA_{t-1}+PPE_{t-1})/SALES_{t-1}]} \tag{5}$$

Trong đó: CA là tổng giá trị tài sản ngắn hạn, PPE là tổng tài sản cố định hữu hình.

(7) GMI là chỉ số biên lợi nhuận gộp được đo lường theo công thức (6) với SALES doanh thu hàng năm và COG là giá vốn hàng bán

$$GMI = \frac{[SALES_{t-1}-COG_{t-1}]/SALES_{t-1}}{[SALES_t-COG_t]/SALES_t} \tag{6}$$

(8) REI là chỉ số bán hàng được đo lường bởi công thức (7) với REC là các khoản phải thu và SALES là doanh thu.

$$REI = \frac{REC_t/SALES_t}{REC_{t-1}/SALES_{t-1}} \tag{7}$$

3.2. Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy Binary Logistic để phân tích ảnh hưởng của đặc điểm HĐQT, chất lượng kiểm toán đến khả năng gian lận BCTC với mô hình:

$$E(Y/X) = \frac{e^{(\alpha_0 + \beta_1BDIND_{it} + \beta_2BDSIZE_{it} + \beta_3BDEXP_{it} + \beta_4BDGEN_{it} + \beta_5BDMEET_{it} + \beta_6DUAL_{it} + \beta_7AUDIT_{it})}}{1 + e^{(\alpha_0 + \beta_1BDIND_{it} + \beta_2BDSIZE_{it} + \beta_3BDEXP_{it} + \beta_4BDGEN_{it} + \beta_5BDMEET_{it} + \beta_6DUAL_{it} + \beta_7AUDIT_{it})}}$$

$$\text{Hay } \text{Loge}\left[\frac{P(Y=1)}{P(Y=0)}\right] = \alpha_0 + \beta_1BDIND_{it} + \beta_2BDSIZE_{it} + \beta_3BDEXP_{it} + \beta_4BDGEN_{it} + \beta_5BDMEET_{it} + \beta_6DUAL_{it} + \beta_7AUDIT_{it}$$

Trong đó:

Y: là biến phụ thuộc – gian lận BCTC

E(Y/X): là xác suất khả năng gian lận BCTC

X là các biến độc lập (BDIND, BDSIZE, BDEXP, BDGEN, BDMEET, DUAL, AUDIT)

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2: Thống kê mô tả các biến định lượng trong mô hình nghiên cứu

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
BDIN	2.592	0,159	0,1716	0	0.83
BDSIZE	2.592	5,526	1,297	3	12
BDMEET	2.592	10,816	9,646	3	85
BDGEN	2.592	0,165	0,169	0	0,8
BDEXP	2.592	0,071	0,0935	0	0,33

Nguồn: tác giả tổng hợp từ phần mềm stata 18.

Để cung cấp nhiều thông tin hơn về các biến trong mô hình nghiên cứu, thống kê mô tả được sử dụng để cung cấp các thông tin về giá trị trung bình, giá trị nhỏ nhất và giá trị nhỏ cùng với độ lệch chuẩn của các biến được thể hiện tại Bảng 2 và 3. Với tổng 2.592 quan sát thì tổng quan sát có khả năng xảy ra gian

lận là 373 chiếm tỷ trọng 14,39% cho thấy khả năng xảy ra gian lận BCTC thấp và nhỏ hơn so với kết quả của Razali & Arshad (2014) với khoảng 17% tại Malaysia, cũng nhỏ hơn tỷ lệ 19% trong nghiên cứu của Rostami & Rezaei (2022). Tương tự các thông tin còn lại thể hiện chi tiết tại Bảng 2 và 3.

Bảng 3: Thống kê mô tả các biến nhị phân

Fraud	Tần suất	Phần trăm	DUAL	Tần suất	Phần trăm	AUDIT	Tần suất	Phần trăm
0	2.219	85,61	1	2.123	81,91	0	1.789	69,02
1	373	14,39	0	469	18,09	1	803	30,98
Tổng	2.592	100	Tổng	2.592	100	Tổng	2.592	100

Nguồn: tác giả tổng hợp từ phần mềm stata 18.

4.2. Kiểm định mối tương quan và đa cộng tuyến giữa các biến

Các hệ số tương quan giữa các biến trong mô hình nghiên cứu đều nhỏ hơn 0,2 và các hệ số vif đều nhỏ hơn 5 (Bảng 4). Kết quả này thể hiện các biến trong mô hình nghiên cứu không có mối tương quan chặt chẽ và chưa phát hiện có tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến. Vì vậy, mô hình có đủ tin cậy để dự đoán.

Bảng 4: Kiểm định mối tương quan và đa cộng tuyến

	FFA	BDIN	BDSIZE	BDMEET	BDGEN	BDEXP	DUAL	AUDIT	VIF
FSF	1								
BDIN	-0,048	1							1,89
BDSIZE	-0,088	0,077	1						4,11
BDMEET	0,019	0,055	0,35	1					2,21
BDGEN	-0,014	0,052	0,019	0,036	1				1,95
BDEXP	-0,002	0,068	-0,054	0,054	0,121	1			1,58
DUAL	0,019	-0,019	-0,042	-0,04	0,049	0,019	1		1,21
AUDIT	-0,063	0,127	0,173	0,106	-0,049	0,052	-0,042	1	1,54
MEAN VIF					2,07				

Nguồn: tác giả tổng hợp từ phần mềm stata 18.

Hơn nữa, thông qua kiểm định sự phù hợp của mô hình với lệnh *fitstat* cho giá trị MCFadden's $R^2 = 0,16$ và $\text{Prob} > \text{LR} = 0,000$ thừa nhận các biến độc lập giải thích được 16% sự thay đổi của biến phụ thuộc và mô hình hiện tại phù hợp đủ giá trị dự đoán.

4.3. Kết quả hồi quy

Bảng 5: Kết quả hồi quy logistic

FSF	Hệ số hồi quy	Độ lệch chuẩn	Giá trị t	P-value	Khoảng tin cậy 95%	
BDIN	-0,64	0,344	-1,86	0,062*	-1,3137	0,0334
BDSIZE	-0,196	0,05	-3,4	0,000***	-0,2933	-0,0985
BDMEET	0,009	0,006	1,57	0,117	-0,00187	0,0197
BDEXP	-0,03	0,593	-0,04	0,970	-1,18335	1,1391
BDGEN	-0,261	0,338	-0,77	0,439	-0,9247	0,4013
AUDIT	-0,33	0,134	-2,47	0,014**	-0,5910	-0,0675
DUAL	0,113	0,143	0,8	0,422	-0,1664	0,3924
cons	-0,61	0,282	-2,19	0,03**	-1,1629	-0,0577

Lưu ý: Số quan sát: 2.592; *, **, *** có ý nghĩa lần lượt tại 10%, 5% và 1%.

Nguồn: tác giả tổng hợp từ phần mềm stata 18.

Căn cứ vào kết quả hồi quy logistic tại Bảng 5, nghiên cứu thừa nhận biến BDIN, BDSIZE và AUDIT có tác động ngược chiều với khả năng gian lận BCTC. Cụ thể, biến BDIN có hệ số tương quan -0,65 nghĩa là khi thành viên độc lập trong HĐQT 1% thì khả năng xảy ra gian lận giảm 65%. Tương tự biến BSIZE và AUDIT cũng làm giảm khả năng xảy ra gian lận BCTC lần lượt ở mức -0,198; -0,33. Điều này có nghĩa là

khi quy mô HĐQT, kiểm toán bởi Big4 tăng thêm 1 đơn vị làm hạn chế khả năng gian lận BCTC lần lượt 19,8% và 33%. Kết quả này phù hợp với lý thuyết đại diện khi thừa nhận thành viên độc lập HĐQT, quy mô công ty và chất lượng kiểm toán đã gia tăng vai trò giám sát của cơ chế QTCT, gia tăng hiệu quả HĐQT cũng như kiểm soát tốt hoạt động của nhà quản lý nên gia tăng chất lượng BCTC và hạn chế gian lận BCTC. Kết quả ủng hộ lý thuyết đại diện và ủng hộ quan điểm của các nghiên cứu (Ibrahim & Yahaya, 2024; Martins & Ventura, 2020; Rostami & Rezaei, 2022). Tuy nhiên, nghiên cứu chưa tìm thấy bằng chứng về tác động của các đặc điểm còn lại của HĐQT đến khả năng gian lận BCTC như sự đa dạng giới tính, chuyên môn tài chính – kế toán, sự kiêm nhiệm hai chức danh. Mặc dù kết quả này không đồng thuận với quan điểm cho rằng thành viên nữ trong HĐQT gia tăng chất lượng BCTC, hạn chế gian lận BCTC (Liao & cộng sự, 2019; Ibrahim & Yahaya, 2024); chuyên môn tài chính hạn chế khả năng gian lận BCTC (Matsunaga & cộng sự, 2013; Erickson & cộng sự, 2005; Nassir Zadeh & cộng sự, 2018); kiêm nhiệm hai chức danh làm gia tăng khả năng FSF (Farber, 2005; Lin & Hwang, 2010; Rostami & Rezaei, 2022).

5. Kết luận và hàm ý quản trị

Kết quả nghiên cứu cho thấy gian lận BCTC bị tác động bởi thành viên độc lập HĐQT, quy mô HĐQT và chất lượng kiểm toán. Kết quả nghiên cứu này phù hợp với lý thuyết đại diện cũng như phù hợp với các nghiên cứu cũng như thực tế hiện nay khi mà HĐQT càng độc lập, quy mô HĐQT càng lớn thì HĐQT thực hiện tốt vai trò giám sát của mình. Đồng thời, cơ chế giám sát bên ngoài thông qua các công ty kiểm toán cũng hiệu quả hơn khi được kiểm toán bởi các Big4 nên yếu tố này làm giảm khả năng gian lận BCTC.

Ngoài ra, kết quả nghiên cứu ngụ ý rằng để giảm thiểu gian lận BCTC thì công ty nên gia tăng tỷ lệ thành viên độc lập HĐQT, nên tăng cường kiểm soát bên ngoài thông qua các Big4 và gia tăng thành viên HĐQT. Kết quả nghiên cứu có thể cung cấp một tín hiệu cho các cơ quan có liên quan thực thi các hành động hiệu quả để khuyến khích các đơn vị thực hiện cơ chế quản trị hiệu quả thông qua HĐQT hiệu quả. Do đó, mặc dù nghiên cứu còn nhiều hạn chế khi chưa xem xét đầy đủ các cơ chế giám sát bên trong và bên ngoài tác động đến khả năng gian lận BCTC nhưng nghiên cứu cũng cung cấp sự hiểu biết hữu ích về mối quan hệ giữa đặc điểm HĐQT và gian lận BCTC làm cơ sở cho các công ty niêm yết trong việc thực hiện các cơ chế giám sát hiệu quả hơn.

Tài liệu tham khảo:

- Abbott, L.J., Parker, S., Peters, G.F. & Raghunandan, K. (2003), 'The association between audit committee characteristics and audit fees', *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 22(2), 17-32.
- Abdulsaleh, A.M. (2010), 'The role of Audit Committees in Activating the methods of corporate governance, at Libya Commercial Banks', Unpublished Master thesis, Benghazi University, Benghazi, Libya.
- Abebaw, A.W. (2020), 'A study on auditor's expert performance to fraud detection: In Ethiopian private audit firms', *International Journal of Research in Economics and Social Sciences (IJRESS)*, 10(2).
- ACFE (2020), *Report to the Nations*, USA: Association of Certified Fraud Examiners.
- Adams, R.B., Hermalin, B.E. & Weisbach, M.S. (2010), 'The role of boards of directors in corporate governance: A conceptual framework and survey', *Journal of economic literature*, 48(1), 58-107. DOI: 10.1257/jel.48.1.58
- Akeju, J.B. & Babatunde, A.A. (2017), 'Corporate governance and financial reporting quality in Nigeria', *International Journal of information Research and Review*, 4(2), 3749-3753.
- Aliu, M.M., Okpanachi, J. & Mohammed, N.A. (2018), 'Auditor's independence and audit quality: an empirical study', *Accounting and taxation review*, 2(2), 15-27.
- Almarayeh, T.S., Aibar-Guzmán, B. & Abdullatif, M. (2020), 'Does audit quality influence earnings management in emerging markets? Evidence from Jordan', *Revista de Contabilidad-Spanish Accounting Review*, 23(1), 64-74. <https://doi.org/10.6018/rcsar.365091>
- Alvarado, N.R., De Fuentes, P. & Laffarga, J. (2019), 'Do auditors mitigate earnings management during economic crisis? Intervención de los auditores en la gestión de resultados durante la crisis económica', *Revista de Contabilidad-Spanish Accounting Review*, 22(1), 6-20.
- Alzoubi, E.S.S. & Selamat, M.H. (2012), 'The effectiveness of corporate governance mechanisms on constraining earning management: Literature review and proposed framework', *International Journal of Global Business*,

- Beneish, M. (1999), 'The detection of earnings manipulation', *Association for Investment Management and Research*, 24-36. <https://doi.org/10.2469/faj.v55.n5.2296>
- Button, M., Lewis, C. & Tapley, J. (2014), 'Not a victimless crime: The impact of fraud on individual victims and their families', *Security Journal*, 27, 36-54. <https://doi.org/10.1057/sj.2012.11>
- Chen, G., Firth, M., Gao, D. & Rui, O. (2006), 'Ownership structure, corporate governance, and fraud: Evidence from China', *Journal Corporate Finance*, 12(3), 424-448.
- Clarina, M. & Fitriany, F. (2019), 'The impact of audit market concentration on audit quality: Evidence from Indonesia', *Jurnal Pengurusan*, 57(2019), 1-12.
- DeAngelo, L.E. (1981), 'Auditor size and audit quality', *Journal of Accounting and economics*, 3(3), 183-199. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(81\)90002-1](https://doi.org/10.1016/0165-4101(81)90002-1)
- Dechow, P., Sloan, R.G. & Sweeney, A.P. (1995), 'Detecting earnings management', *The Accounting Review*, 70(1/2), 145-176. <https://www.jstor.org/stable/248303>
- Ebaid, I.E.S. (2023), 'Board characteristics and the likelihood of financial statements fraud: empirical evidence from an emerging market', *Future Business Journal*, 9, 1-12. <https://doi.org/10.1186/s43093-023-00218-z>
- Erickson, J., Park, Y.W., Reising, J. & Shin, H.H. (2005), 'Board composition and firm value under concentrated ownership: the Canadian evidence', *Pacific-Basin Finance Journal*, 13(4), 387-410. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2004.11.002>
- Fama, E.F. & Jensen, M.C. (1983), 'Separation of ownership and control', *The Journal of Law and Economics*, 26(2), 301-325. <https://doi.org/10.1086/467037>
- Farber, D.B. (2005), 'Restoring trust after fraud: Does corporate governance matter?', *The accounting review*, 80(2), 539-561. <https://doi.org/10.2308/accr.2005.80.2.539>
- Fernández, C. & Arrondo, R. (2005), 'Alternative internal controls as substitutes of the board of directors', *Corporate governance: an international review*, 13(6), 56-866. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8683.2005.00476.x>
- Free, C. & Murphy, P.R. (2015), 'The ties that bind: The decision to co-offend in fraud', *Contemporary Accounting Research*, 32(1), 18-54. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12063>
- Fully, F. & David, A.K. (2020), 'Impact of fraud on the financial performance of Nigerian deposit money banks', *Journal of Financial Crime*, 27(2), 489-505.
- García Lara, J.M., Osmá, B.G. & Neophytou, E. (2009), 'Earnings quality in ex-post failed firms', *Accounting and business research*, 39(2), 119-138. <https://doi.org/10.1080/00014788.2009.9663353>
- Habib, A. & Jiang, H. (2015), 'Corporate governance and financial reporting quality in China: A survey of recent evidence', *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 24, 29-45. <https://doi.org/10.1016/j.intaccaudtax.2014.12.002>
- Hakami, T.A., Rahmat, M.M., Yaacob, M.H. & Saleh, N.M. (2020), 'Fraud detection gap between auditor and fraud detection models: Evidence from gulf cooperation council', *Asian Journal of Accounting & Governance*, 13, 1-13. <http://dx.doi.org/10.17576/AJAG-2020-13-01>
- Hsiao, F.D., Lin, J.W. & Yang, J.S. (2012), 'An empirical analysis of the effect of audit quality on financial reporting fraud', *Corporate Ownership & Control*, 9(4), 391-399.
- Ibrahim, S.I. & Yahaya, O.A. (2024), 'Board of directors and financial statements fraud', *European Journal of Accounting, Finance and Business*, 12(1), 137-167.
- Jensen, M.C. & Meckling, W.H. (1976), 'Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure', *Journal of financial economics*, 3(4), 305-360.
- Jones, J.J. (1991), 'Earnings management during import relief investigations', *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193-228. <https://doi.org/10.2307/2491047>
- Kamarudin, K.A., Wan Ismail, W.A. & Kamaruzzaman, A.A. (2018), 'Board members diversity and financial statements fraud: Malaysian evidence', in *State-of-the-Art Theories and Empirical Evidence: Selected Papers from the 6th International Conference on Governance, Fraud, Ethics, and Social Responsibility*, Springer Singapore, 165-183. https://doi.org/10.1007/978-981-10-6926-0_10
- Khan, A.Q. & Muttakin, M.B. (2015), 'Corporate governance and financial reporting quality in developing countries: Evidence from Bangladesh', *International Journal of Accounting & Information Management*, 23(3), 228-248.
- Le, T. & Lobo, G.J. (2020), 'Audit quality inputs and financial statement conformity to Benford's law', *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 37(3), 586-602. <https://doi.org/10.1177/0148558X20930467>

- Liao, J., Smith, D. & Liu, X. (2019), 'Female CFOs and accounting fraud: Evidence from China', *Pacific-Basin Finance Journal*, 53, 449-463. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2019.01.003>
- Lin, J.W. & Hwang, M.I. (2010), 'Audit quality, corporate governance, and earnings management: A meta-analysis', *International journal of auditing*, 14(1), 57-77. <https://doi.org/10.1111/j.1099-1123.2009.00403.x>
- Martins, O.S. & Ventura, R. (2020), 'The influence of corporate governance on the mitigation of fraudulent financial reporting', *Revista Brasileira de Gestão de Negócios*, 22(1), 65-84. <https://doi.org/10.7819/rbgn.v22i1.4039>
- Matsunaga, S.R., Wang, S. and Yeung, P.E. (2013), 'Does appointing a former CFO as CEO influence a firm's accounting policies?', *Working Paper*, University of Oregon.
- Mustapha, U.A., Rashid, N., Ado, A.B. & Ademola, L.S. (2019), 'The effect of audit quality on accruals earnings management in Nigerian listed firms', *International Journal of Recent Technology and Engineering*, 8(4), 4894-4897. DOI:10.35940/ijrte.D8369.118419
- Nassir Zadeh, F., Salehi, M. & Shabestari, H. (2018), 'The relationship between corporate governance mechanisms and internet financial reporting in Iran', *Corporate Governance: The international journal of business in society*, 18(6), 1021-1041. <https://doi.org/10.1108/CG-06-2017-0126>
- Ndofor, H.A., Wesley, C. & Priem, R.L. (2015), 'Providing CEOs with opportunities to cheat: The effects of complexity-based information asymmetries on financial reporting fraud', *Journal of Management*, 41(6), 1774-1797. <https://doi.org/10.1177/0149206312471395>
- Ramanna, K. & Sletten, E. (2014), 'Why firms should disclose more information about internal control', *Harvard Business Review*, 92(12), 118-125.
- Razali, W.A.A.W.M. & Arshad, R. (2014), 'Disclosure of corporate governance structure and the likelihood of fraudulent financial reporting', *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 145, 243-253. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2014.06.032>
- Rostami, V. & Rezaei, L. (2022), 'Corporate governance and fraudulent financial reporting', *Journal of Financial Crime*, 29(3), 1009-1026. <https://doi.org/10.1108/JFC-07-2021-0160>
- Salehi, M., Fakhri Mahmoudi, M.R. & Daemi Gah, A. (2019), 'A meta-analysis approach for determinants of effective factors on audit quality: Evidence from emerging market', *Journal of Accounting in Emerging Economies*, 9(2), 287-312. <https://doi.org/10.1108/JAEE-03-2018-0025>
- Salleh, S.M. & Othman, R. (2016), 'Board of director's attributes as deterrence to corporate fraud', *Procedia Economics and Finance*, 35, 82-91. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(16\)00012-5](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(16)00012-5)
- Siam, J.M., Yadiati, W., Winarningsih, S. & Rosdini, D. (2020), 'Audit quality influenced by auditor competence and audit task complexity', *Talent Development & Excellence*, 12(1), 4228-4246.
- Smith, M., Haji Omar, N., Iskandar Zulkarnain Sayd Idris, S. & Baharuddin, I. (2005), 'Auditors' perception of fraud risk indicators: Malaysian evidence', *Managerial Auditing Journal*, 20(1), 73-85.
- Sumartono, S., Urumsah, D. & Hamdani, R. (2020), 'Skills of the forensic accountants in revealing fraud in public sector: The case of Indonesia', *Journal of Accounting and Investment*, 1(1), 180-194. DOI: <https://doi.org/10.18196/jai.2101144>
- Udeh, S.N. & Ugwu, J.I. (2018), 'Fraud in Nigerian banking sector', *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 8(5), 590-607. <http://eprints.gouni.edu.ng/id/eprint/1379>
- Wang, C. (2014), 'Accounting standards harmonization and financial statement comparability: Evidence from transnational information transfer', *Journal of Accounting Research*, 52(4), 955-992.
- Xiao, T., Geng, C. & Yuan, C. (2020), 'How audit effort affects audit quality: An audit process and audit output perspective', *China Journal of Accounting Research*, 13(1), 109-127. <https://doi.org/10.1016/j.cjar.2020.02.002>
- Yang, D., Jiao, H. & Buckland, R. (2017), 'The determinants of financial fraud in Chinese firms: Does corporate governance as an institutional innovation matter?', *Technological Forecasting and Social Change*, 125, 309-320. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2017.06.035>
- Yousefi Nejad, M., Sarwar Khan, A. & Othman, J. (2024), 'A panel data analysis of the effect of audit quality on financial statement fraud', *Asian Journal of Accounting Research*, 9(4), 422-445. <https://doi.org/10.1108/AJAR-04-2023-0112>

TÁC ĐỘNG CỦA CHUYỂN ĐỔI SỐ ĐẾN HIỆU QUẢ KINH DOANH NGÂN HÀNG VIỆT NAM: TIẾP CẬN DỰA TRÊN PHÂN TÍCH HỒI QUY PHÂN VỊ

Phan Thị Hằng Nga*

Trường Đại học Tài Chính - Marketing

Email: phannga@ufm.edu.vn

Vũ Nguyễn Anh Tuấn

Trường Đại học Tài Chính - Marketing

Email: vunguyenanhtuan0601@gmail.com

Thái Nguyễn Thiên Kim

Trường Đại học Tài Chính - Marketing

Email: thaithienkim88@gmail.com

Mã bài báo: JED-2345

Ngày nhận: 16/03/2025

Ngày nhận bản sửa: 11/04/2025

Ngày duyệt đăng: 29/04/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2345

Tóm tắt:

Bài nghiên cứu xem xét tác động lan tỏa của chuyển đổi số đến hiệu quả kinh doanh của các ngân hàng thương mại (NHTM) Việt Nam trong giai đoạn 2010-2022. Nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy phân vị để xem xét mức độ lan tỏa của chuyển đổi số theo quy mô của ngân hàng. Hiệu quả kinh doanh được đo bằng ROA và ROE; chuyển đổi số được đo qua mức độ phát triển ICT, đầu tư phần cứng và phần mềm. Nghiên cứu phân tích tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả kinh doanh của các NHTM ở các phân vị 0,1; 0,25; 0,5; 0,75 và 0,9. Kết quả cho thấy tác động lan tỏa của chuyển đổi số mạnh nhất ở nhóm ngân hàng quy mô nhỏ (phân vị 0,1), giảm dần ở các phân vị cao hơn, và thấp nhất tại phân vị 0,5 và 0,75. Từ đó, nghiên cứu đề xuất: ưu tiên tăng đầu tư chuyển đổi số cho NHTM quy mô nhỏ; khai thác hiệu quả các công nghệ đã đầu tư đối với nhóm trung bình; và tập trung đầu tư đột phá cho các ngân hàng quy mô lớn.

Từ khóa: Chuyển đổi số, hiệu quả kinh doanh, hồi quy phân vị, tác động lan tỏa, ngân hàng thương mại Việt Nam.

Mã JEL: E10, G21, O3, O33.

The spillover effect of digital transformation on the performance of commercial banks in Vietnam: A quantile regression approach

Abstract:

This study examines the spillover effects of digital transformation on the performance of Vietnamese commercial banks from the period of 2010-2022. The quantile regression approach is employed to assess how these effects vary across different bank sizes. Business performance is measured by return on assets (ROA) and return on equity (ROE), while digital transformation is measured by ICT development level, hardware investment, and software investment. The analysis investigates the impact of digital transformation on bank performance across the 0.1, 0.25, 0.5, 0.75, and 0.9 quantiles. The results reveal that the spillover effects of digital transformation on ROE and ROA are most pronounced at the 0.1 quantile, then gradually decline towards the 0.9 quantile, with the weakest effects observed at the 0.5 and 0.75 quantiles. Based on the findings, the research recommends increasing digital investment for small banks, optimizing existing technologies for medium-sized banks, and pursuing breakthrough digital initiatives for large banks.

Keywords: Digital transformation, performance, quantile regression, spillover effect, Vietnamese commercial banks.

JEL codes: E10, G21, O3, O33.

1. Giới thiệu

Nhận thức rõ vai trò quan trọng của chuyển đổi số (CĐS) trong ngành ngân hàng, Chính phủ và Ngân hàng Nhà nước Việt Nam đã ban hành nhiều chính sách thúc đẩy số hóa tài chính - ngân hàng, nổi bật là Quyết định số 1238/QĐ-NHNN năm 2020 và Quyết định số 810/QĐ-NHNN năm 2021. Các chính sách này thể hiện quyết tâm xây dựng hệ thống ngân hàng hiện đại, thông minh, hướng tới năm 2025 và định hướng đến 2030. Đến tháng 12/2022, các ngân hàng thương mại (NHTM) tại Việt Nam đã đầu tư hơn 15.000 tỷ đồng cho chuyển đổi số, triển khai mạnh mẽ các hoạt động số hóa nhằm đáp ứng nhu cầu ngày càng cao của khách hàng, nâng cao năng lực cạnh tranh với các công ty công nghệ, hướng tới phát triển bền vững.

Tuy nhiên, mức độ và hiệu quả đầu tư chuyển đổi số của các NHTM vẫn là vấn đề được các nhà quản lý quan tâm. Về lý thuyết, đầu tư công nghệ giúp tăng năng suất, giảm chi phí giao dịch và nâng cao hiệu quả hoạt động. Nhiều nghiên cứu trong và ngoài nước đã đề cập đến tác động của đầu tư công nghệ và chuyển đổi số đối với ngành ngân hàng. Foss (1996) nghiên cứu ngành rau quả Đan Mạch, chỉ ra rằng đầu tư công nghệ giúp giảm chi phí sản xuất và tăng lợi nhuận. Chen & Zhu (2004) chứng minh mối quan hệ giữa hiệu suất kinh doanh và đầu tư công nghệ, cho thấy sử dụng công nghệ giúp tăng năng suất và hiệu quả. Campanella & cộng sự (2017) phân tích dữ liệu của 3190 ngân hàng tại 17 quốc gia giai đoạn 2008-2011, phát hiện mối quan hệ tiêu cực giữa đòn bẩy tài chính và đổi mới công nghệ.

Gần đây, Sugihyanto & Arsiah (2023) tại Indonesia và Xie & Wang (2023) tại Trung Quốc đều nhận định các ngân hàng đầu tư vào công nghệ số có hiệu quả kinh doanh vượt trội. Ở châu Âu, nghiên cứu của Citterio & cộng sự (2024) cho thấy chuyển đổi số không chỉ cải thiện hiệu quả tài chính mà còn tăng sự hài lòng của khách hàng. Tại Việt Nam, Do & cộng sự (2022) và Trịnh Đoàn Tuấn Linh (2024) đánh giá chuyển đổi số giúp nâng cao hiệu quả hoạt động, giảm chi phí và cải thiện chất lượng dịch vụ ngân hàng.

Tuy nhiên, các nghiên cứu này có cách đo lường chuyển đổi số khác nhau, chưa toàn diện. Campanella & cộng sự (2017) đo lường qua biến có/không đầu tư CNTT (1,0); Xie & Wang (2023) dùng số lượng bằng sáng chế; Citterio & cộng sự (2024) dựa trên khảo sát các NHTM; Al-Amarneh & cộng sự (2023) sử dụng biến IT (đầu tư vào CNTT); Nguyễn Hữu Mạnh & Vương Thị Hương Giang (2022) dùng chỉ tiêu ICT; Ullah & cộng sự (2024) dựa trên số lượng giao dịch công nghệ, ATM, POS... Mặt khác, các nghiên cứu này sử dụng phương pháp phân tích cảm nhận, hồi quy tuyến tính, các phương pháp này sẽ không thấy được mức lan tỏa của CĐS theo từng quy mô, mức độ đầu tư của CĐS của các NHTM. Do đó trong nghiên cứu này nhóm tác giả sẽ phân tích chuyển đổi số toàn diện hơn đo lường CĐS qua các chỉ tiêu: chỉ số ICT, vốn đầu tư vào phần cứng, phần mềm của các NHTM, đồng thời sử dụng phương pháp phân tích hồi quy phân vị để xem xét tác động lan tỏa theo quy mô cũng như theo kết quả kinh doanh của từng nhóm NHTM để xem xét mức độ tác động của CĐS đến hiệu quả kinh doanh của các NHTM, kỳ vọng sẽ có nhưng hàm ý phù hợp với thực tiễn các NHTM trong thời gian tới để đầu tư và khai thác hiệu quả của CĐS.

Tác động lan tỏa được hiểu là những ngoại tác có ảnh hưởng và phạm vi lan rộng, phát sinh từ một tổ chức tài chính hoặc một chính sách đến tổ chức tài chính khác. Hiện tượng này đặc biệt phổ biến trong các hệ thống tài chính có mức độ liên kết cao, như thị trường vốn, thị trường tín dụng và mạng lưới ngân hàng. Theo Allen & Gale (2000), tác động lan tỏa là hệ quả của sự liên kết chặt chẽ giữa các ngân hàng qua quan hệ cho vay liên ngân hàng. Trong bối cảnh chuyển đổi số hiện nay, đã có nhiều nghiên cứu phân tích tác động của chuyển đổi số tác động đến hiệu quả hoạt động kinh doanh của NHTM, tuy nhiên theo hiểu biết của tác giả thì chủ yếu sử dụng phương pháp hồi quy thông thường cho dữ liệu bảng (mô hình POOL OLS, FEM, REM) cho nên kết quả chỉ cung cấp thông tin về mối quan hệ tại giá trị trung bình của biến phụ thuộc. Nghiên cứu sử dụng hồi quy phân vị nhằm đào sâu hơn mức độ ảnh hưởng của chuyển đổi số tới hiệu quả hoạt động của ngân hàng tại các mức phân vị khác nhau, tức là các nhóm ngân hàng có hiệu quả hoạt động thấp, trung và cao.

2. Cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu trước

Thuyết chi phí giao dịch do Foss (1996) phát triển nhấn mạnh rằng đầu tư công nghệ làm giảm chi phí sản xuất, kéo theo giá bán và chi phí giao dịch giảm cho người mua. Trong ngành ngân hàng, điều này thể hiện rõ khi các ngân hàng áp dụng công nghệ như eKYC, ngân hàng số, thanh toán điện tử, blockchain để tự động hóa giao dịch, cho phép khách hàng giao dịch mọi lúc, mọi nơi, đồng thời loại bỏ các bước trung gian, tăng tốc độ xử lý, nâng cao minh bạch và an toàn.

Lý thuyết nguồn lực (Resource - based view - RBV) do Penrose (2009) đề xuất, được Wernerfelt (1984), Dierickx & Cool (1989), Barney (1991), Wernerfelt (1995) phát triển, khẳng định nguồn lực nội bộ là nền tảng tạo lợi thế cạnh tranh. Trong ngân hàng, các nguồn lực số như trí tuệ nhân tạo, điện toán đám mây, nhân lực công nghệ cao là yếu tố quyết định năng lực cạnh tranh. Barney (1991) nhấn mạnh nhờ nền tảng công nghệ, doanh nghiệp tiếp cận khách hàng toàn cầu, khai thác thông tin tức thời và phát triển nhanh hơn doanh nghiệp truyền thống. Ngân hàng hiện đại có thể cá nhân hóa dịch vụ, dự báo rủi ro chính xác, giảm sai sót nghiệp vụ, mở rộng dịch vụ và tối ưu hóa trải nghiệm khách hàng.

Lý thuyết Khuếch Tán Đổi Mới (Diffusion of innovation theory - DIT) của Rogers (2003) giải thích cách các sáng kiến, công nghệ mới lan tỏa trong xã hội. Trong ngân hàng, việc triển khai ngân hàng số, chatbot, AI phân tích tín dụng thúc đẩy khách hàng chấp nhận công nghệ mới, lan rộng niềm tin và tăng sử dụng dịch vụ số hóa.

Dựa trên các lý thuyết này, nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã kiểm chứng tác động của chuyển đổi số (CDS) đến hiệu quả ngân hàng. Chen & Zhu (2004) sử dụng DEA cho thấy ứng dụng công nghệ tăng năng suất, hiệu quả hoạt động. Xie & Wang (2023), Al-Amarneh & cộng sự (2023) dùng hồi quy đa biến với hiệu ứng cố định, kết quả cho thấy ngân hàng đầu tư vào IT có ROE, ROA tốt hơn, phản ánh khả năng sử dụng tài sản hiệu quả để tạo lợi nhuận.

Sugihyanto & Arsajah (2023), Alrawashedh & Shubita (2024) sử dụng phương pháp định lượng và khảo sát, đều khẳng định chuyển đổi số tác động tích cực đến hiệu quả kinh doanh ngân hàng. Pramanik & cộng sự (2019), Wu (2024) cũng chỉ ra chuyển đổi số là yếu tố then chốt giúp tối ưu hóa quy trình, cải thiện trải nghiệm khách hàng và duy trì năng lực cạnh tranh.

Ở góc độ nội tại, các yếu tố như nguồn lực, quy mô, cấu trúc quản trị cũng ảnh hưởng đến khả năng chuyển đổi số. Campanella & cộng sự (2017) cho thấy có mối quan hệ tiêu cực giữa đòn bẩy tài chính và đổi mới công nghệ, đồng thời đổi mới quy hoạch nguồn lực và phần mềm quản lý rủi ro tín dụng lại tác động tích cực đến hiệu quả kinh doanh. Trịnh Đoàn Tuấn Linh (2024) sử dụng DEA, GMM hệ thống, Bayesian, cho thấy chuyển đổi số có tác động tích cực đến hiệu quả hoạt động của các ngân hàng lớn nhờ nguồn lực tài chính, nhân lực, công nghệ mạnh; trong khi ngân hàng nhỏ gặp trở ngại do hạn chế về tài chính, công nghệ.

Tổng hợp các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy chuyển đổi số đã giúp tăng hiệu quả kinh doanh cho các NHTM, ngoại trừ nghiên cứu của Campanella & cộng sự (2017) chỉ ra tác động ngược chiều giữa đòn bẩy tài chính và đầu tư công nghệ. Kết quả này phù hợp với các lý thuyết nền tảng cũng như thực tiễn áp dụng chuyển đổi số tại các NHTM hiện nay.

Tuy nhiên, vẫn còn một số khoảng trống nghiên cứu: chưa nhiều nghiên cứu tích hợp chuyển đổi số với chiến lược quản trị như quản lý rủi ro, đổi mới mô hình kinh doanh; các yếu tố trung gian như văn hóa số, nguồn nhân lực, khả năng tương thích công nghệ chưa được đánh giá đầy đủ. Các nghiên cứu định lượng tích hợp đa yếu tố còn hạn chế, và tại Việt Nam thiếu nghiên cứu so sánh giữa các phân khúc ngân hàng nhằm xác định điều kiện phát huy hiệu quả tối ưu của chuyển đổi số.

Ngoài ra dựa trên các nghiên cứu thực nghiệm đã triển khai nhóm tác giả sẽ xây dựng hoạt động CDS toàn diện hơn so với các nghiên cứu trước, các nghiên cứu trước chỉ đo lường CDS thông qua có hay không (biến giả) đầu tư công nghệ, chỉ số (ICT), đầu tư CNTT như máy: ATM, POS,... khi phân tích thì các tác giả này chỉ phân tích từng chỉ số và phân tích tác động tuyến tính.

Để lấp đầy khoảng trống này nhóm sẽ đo lường CDS thông qua chỉ số ICT, đầu tư vào phần mềm, phần cứng của NHTM, đồng thời sẽ phân tích mức độ lan tỏa theo từng nhóm NHTM theo quy mô và lợi nhuận. Cách tiếp cận này giúp phân tích sâu sắc hơn tác động của chuyển đổi số lên các mức phân vị khác nhau của quy mô và hiệu quả hoạt động kinh doanh của các hệ thống ngân hàng và đưa ra các khuyến nghị thực tiễn, hỗ trợ các NHTM Việt Nam tối ưu hóa chuyển đổi số và nâng cao năng lực cạnh tranh.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Dựa vào nghiên cứu của Nguyễn Hữu Mạnh & Vương Thị Hương Giang (2022) và nghiên cứu Al-Amarneh & cộng sự (2023), nhóm tác giả xây dựng mô hình nghiên cứu tác động lan tỏa của CDS đến hiệu quả kinh doanh của các NHTM như sau:

$$ROA = ICT_{it} + HARDWARE_INV_{it} + SOFTWARE_INV_{it} + SIZE_{it} + TRANS_{it} + ACC_{it} + PAYMENT_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$ROE = ICT_{it} + HARDWARE_INV_{it} + SOFTWARE_INV_{it} + SIZE_{it} + TRANS_{it} + ACC_{it} + PAYMENT_{it} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

Bảng 1: Bảng mô tả biến

Loại biến	Tên biến	Công thức	Tham khảo	Giá thuyết
Biến phụ thuộc	Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản (ROA)	= Lợi nhuận sau thuế / tổng tài sản bình quân	Al-Amarneh & cộng sự (2023), Đoàn Thị Thủy (2024), Ullah & cộng sự (2024)	
	Tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu (ROE)	= Lợi nhuận sau thuế / tổng vốn chủ sở hữu bình quân	Al-Amarneh & cộng sự (2023), Itah & Emmanuel (2014), Karimzadeh & cộng sự (2014), Đoàn Thị Thủy (2024), Ullah & cộng sự (2024)	
Biến độc lập	Mức độ phát triển về Công nghệ thông tin và truyền thông (ICT)		Nguyễn Hữu Mạnh & Vương Thị Hương Giang (2022), Vũ Thị Huyền Trang & cộng sự (2022), Chen & Zhu (2004)	+
	Số tiền ngân hàng đầu tư cho phần cứng (HARDWARE_INV)		Al-Amarneh & cộng sự (2023)	+
	Số tiền ngân hàng đầu tư cho phần mềm (SOFTWARE_INV)		Al-Amarneh & cộng sự (2023)	+
	Quy mô của doanh nghiệp (SIZE)	= Log(tổng tài sản)	Đoàn Thị Thủy (2024)	+
	Số lượng giao dịch trên nền tảng công nghệ (TRANS)	=Log(số lượng giao dịch trên nền tảng công nghệ trong năm)	Đoàn Thị Thủy (2024), Alber (2011), Itah & Emmanuel (2014), Karimzadeh & cộng sự (2014), Ullah & cộng sự (2024)	
	Số tài khoản được mở (ACC)	=Log(Số tài khoản được mở cuối kì)	Đoàn Thị Thủy (2024), Alber (2011), Itah & Emmanuel (2014), Karimzadeh & cộng sự (2014), Ullah & cộng sự (2024)	+
	Số lượng ATM/POS của từng ngân hàng (PAYMENT)	= Log(Số lượng ATM/POS của từng ngân hàng)	Đoàn Thị Thủy (2024), Alber (2011), Itah & Emmanuel (2014), Karimzadeh & cộng sự (2014), Ullah & cộng sự (2024)	+

Nguồn: tác giả tổng hợp.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu và phương pháp nghiên cứu

3.2.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng cân bằng của 23 NHTM Việt Nam trong giai đoạn 2010-2022, thu thập

từ báo cáo tài chính, báo cáo thường niên và công bố thông tin chính thức. Trong đó, chỉ số ICT được lấy từ Báo cáo chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng CNTT do Bộ Thông tin và Truyền thông công bố. Chỉ số ICT của mỗi ngân hàng được tính bằng trung bình cộng của bốn thành phần: hạ tầng kỹ thuật, hạ tầng nhân lực, ứng dụng nội bộ và dịch vụ trực tuyến theo công thức sau:

$$ICT = (ICT_{HTKT} + ICT_{HTNL} + ICT_{UDNB} + ICT_{DVTT})$$

Trong đó:

ICT_{HTKT} : chỉ số hạ tầng kỹ thuật

ICT_{HTNL} : chỉ số hạ tầng nhân lực

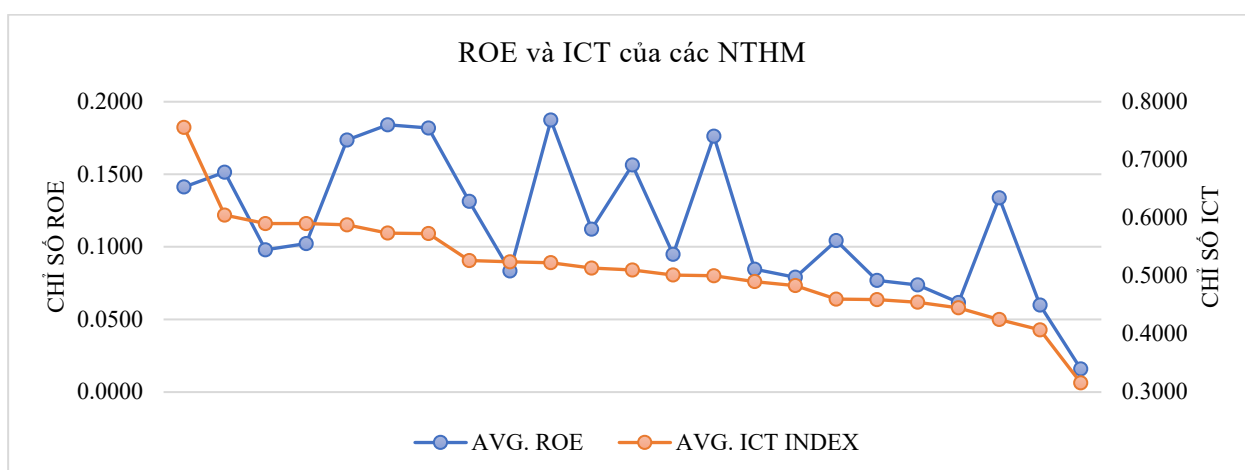
ICT_{UDNB} : chỉ số ứng dụng nội bộ

ICT_{DVTT} : chỉ số dịch vụ trực tuyến

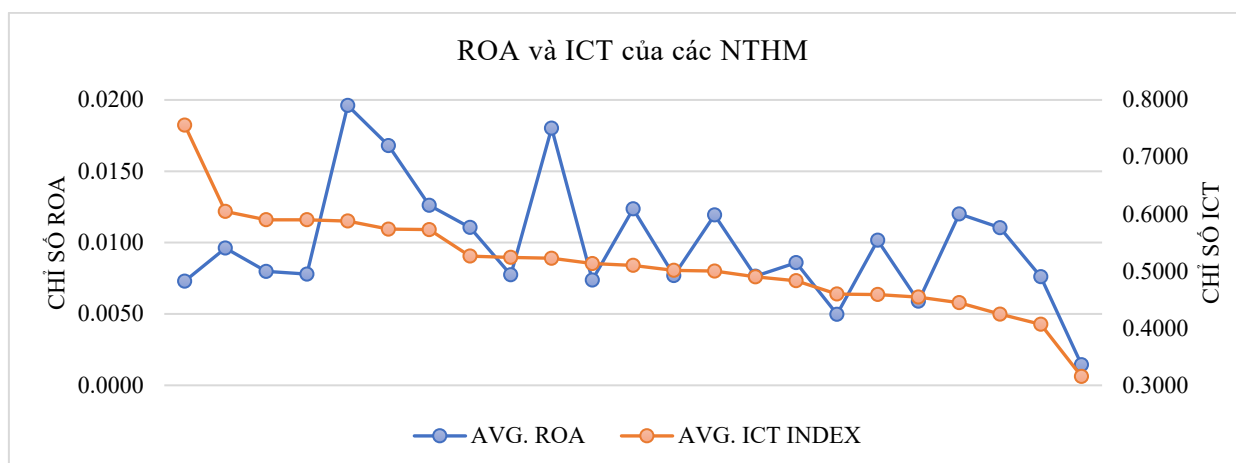
Trong một số trường hợp dữ liệu để tính chỉ số ICT bị thiếu hoặc biến động bất thường, Bộ Thông tin và Truyền thông áp dụng phương pháp thay thế bằng số liệu từ năm liền kề. Dù có thể ảnh hưởng nhẹ đến độ chính xác tại thời điểm cụ thể, chỉ số ICT vẫn được xem là thước đo đáng tin cậy phản ánh mức độ chuyển đổi số của các ngân hàng.

Dựa vào nguồn dữ liệu trên, nhóm nghiên cứu tiến hành lựa chọn mẫu gồm những ngân hàng có dữ liệu đầy đủ, đồng nhất và tương đồng về quy mô nhằm đảm bảo tính nhất quán trong phân tích. Tổng số quan sát là 299, đáp ứng yêu cầu về độ tin cậy và tính đại diện, từ đó cung cấp cơ sở vững chắc để đánh giá tác động lan tỏa của chuyển đổi số đến hiệu quả kinh doanh của các ngân hàng.

Hình 1: Đồ thị biểu diễn mức độ chuyển đổi số và ROE của các ngân hàng thương mại



Hình 2: Đồ thị biểu diễn mức độ chuyển đổi số và ROA của các ngân hàng thương mại



3.2.2. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng kỹ thuật hồi quy phân vị dành cho dữ liệu bảng được giới thiệu bởi Melly & Pons (2025) nhằm đánh giá mức độ ảnh hưởng của chuyển đổi số đến hiệu quả hoạt động kinh doanh của các NHTM tại các phân vị khác nhau.

Mô hình hồi quy phân vị cho dữ liệu bảng có thể được viết như sau:

$$Q(\tau, y_{it} | x_{1it}, x_{2i}, v_i) = x'_{it}\beta(\tau) + \alpha(\tau, v_i)$$

Trong đó:

x_{1it} : vector kích thước gồm các biến thay đổi theo thời gian.

x_{2i} : vector kích thước gồm các biến bất biến theo thời gian (bao gồm cả hằng số).

v_i : vector ngẫu nhiên không quan sát được.

$\beta(\tau)$: Vector hệ số hồi quy tại phân vị τ ($0 < \tau < 1$).

$Q(\tau, y_{it} | x_{1it}, x_{2i}, v_i)$: Hàm phân vị có điều kiện tại phân vị τ

Phương pháp này giúp phân tích tác động khác nhau tại các (nhóm) ngân hàng có hiệu quả thấp, trung bình, cao.... Chẳng hạn phân vị 0,1 đại diện cho điểm mà tại đó 10% số quan sát có giá trị thấp hơn và 90% số quan sát có giá trị cao hơn nó. Do đó, hồi quy tại phân vị 0,1 tập trung vào việc mô hình hóa mối quan hệ giữa các biến độc lập và nhóm các đơn vị có giá trị biến phụ thuộc nằm trong 10% thấp nhất.

Do đó, trong nghiên cứu này nhóm thực hiện các phân vị 0,1; 0,25; 0,5; 0,75; 0,9 vì nó đại diện cho các phần khác nhau của phân phối: phân vị 0,1; 0,25: Phản ánh các ngân hàng có quy mô và hiệu quả kinh doanh thấp; Phân vị 0,50 (trung vị): Đại diện cho quy mô và mức hiệu quả trung bình; Phân vị 0,75; 0,9: Phản ánh các ngân hàng có quy mô, hiệu quả kinh doanh cao.

Các bước tiến hành phân tích hồi quy phân vị cho dữ liệu bảng:

Bước 1: Ước lượng mô hình FEM và REM, sau đó sử dụng kiểm định Hausman để xác định, mô hình nào là phù hợp với dữ liệu.

Bước 2: Trên cơ sở đã lựa chọn được mô hình nào phù hợp với dữ liệu, sẽ sử dụng hồi quy phân vị cho dữ liệu bảng tương ứng (trong nghiên cứu này đã chỉ ra được mô hình FEM là phù hợp nên câu lệnh stata tương ứng sẽ là: `xtmdqr depvar [indepvars], fe`

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2: Thống kê mô tả

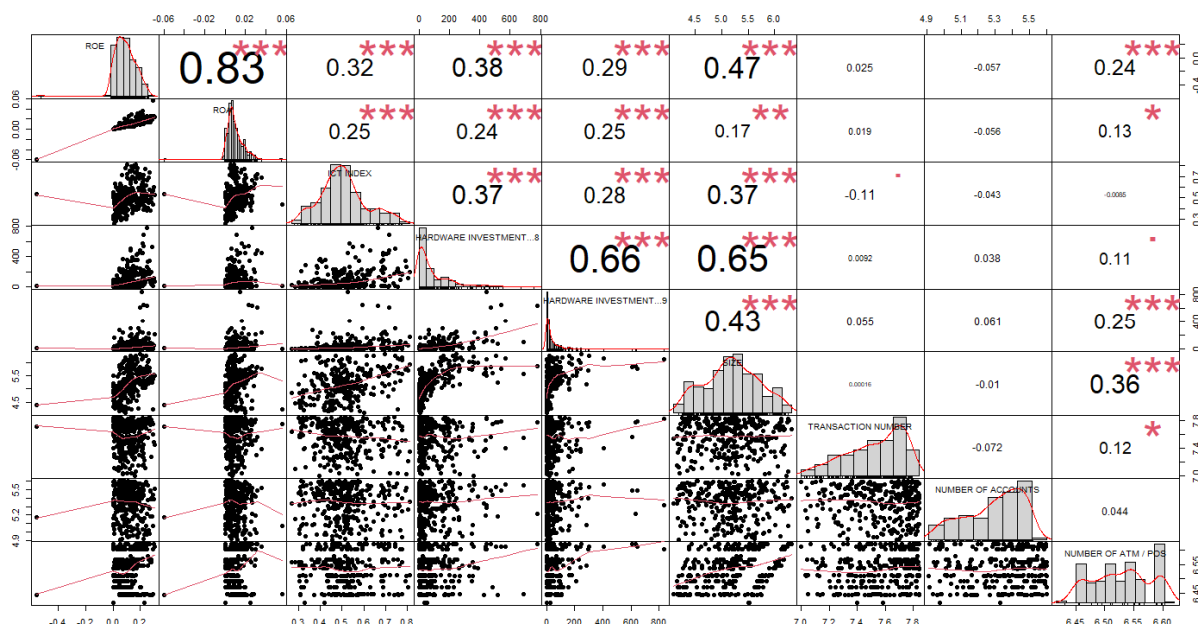
Biến	Số quan sát	Trung bình	Sai số chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
ROE	299	0,1158	0,0847	-0,5633	0,3033
ROA	299	0,0099	0,0086	-0,0599	0,0557
ICTINDEX	299	0,5135	0,1144	0,2654	0,8114
HARDWARE_INV	299	94,8216	127,5398	0,0000	776,8910
SOFTWARE_INV	299	49,2034	95,3319	0,0000	837,0840
SIZE	299	5,1776	0,5382	4,1013	6,3265
TRANS	299	7,5586	0,2186	7,0001	7,8449
ACC	299	5,3421	0,1895	4,9131	5,6017
PAYMENT	299	6,5326	0,0573	6,4170	6,6204

Nguồn: Tác giả tính toán.

Ta có thể thấy mức độ chuyển đổi số, chỉ số ICT trung bình đạt 0,5135 dao động từ 0,2654 đến 0,8114, phản ánh mức độ chênh lệch giữa các ngân hàng trong ứng dụng công nghệ. Một số ngân hàng đầu tư mạnh vào chuyển đổi số, trong khi một số khác vẫn chưa thực sự chú trọng. Về chi tiêu công nghệ, đầu tư vào phần cứng trung bình đạt 94,82 tỷ đồng, với biên độ dao động từ 0 đến 776,89 tỷ đồng. Đầu tư vào phần mềm có mức trung bình 49,20 tỷ đồng, dao động từ 0 đến 837,08 tỷ đồng, cho thấy sự phân hóa trong chiến lược số hóa.

4.2. Ma trận tương quan

Hình 3: Ma trận tương quan



Chỉ số ICT có tương quan dương với ROE (0,32) và ROA (0,25) nhưng không quá mạnh, cho thấy mức độ ảnh hưởng của công nghệ đến hiệu quả kinh doanh còn hạn chế. Đầu tư phần cứng có tương quan đáng kể với ROE (0,38) và ROA (0,24), trong khi đầu tư phần mềm có mức tương quan thấp hơn (ROE: 0,29, ROA: 0,25), cho thấy đầu tư vào hạ tầng vật lý có thể mang lại tác động rõ ràng hơn. Các biến liên quan đến số lượng giao dịch, tài khoản và ATM/POS có hệ số tương quan thấp với cả ROE và ROA, cho thấy mở rộng kênh giao dịch vật lý không mang lại tác động đáng kể đến lợi nhuận. Nhìn chung, chuyển đổi số có tác động tích cực nhưng chưa mạnh mẽ đến hiệu quả kinh doanh, trong đó đầu tư phần cứng và chỉ số ICT có ảnh hưởng rõ ràng hơn so với các yếu tố khác.

4.3. Kết quả mô hình hồi quy phân vị

4.3.1. Kết quả hồi quy REM và FEM

Đối với kiểm định lựa chọn mô hình FEM và REM, sử dụng kiểm định Hausman với giả thuyết H_0 : “Mô hình REM là phù hợp”. Dựa vào kết quả đối với mô hình ROE thì giá trị $p_value = 0,0208 < 0,05$ vậy bác bỏ H_0 , do đó mô hình FEM là phù hợp, tương tự đối với mô hình ROA thì giá trị $p_value = 0,03 < 0,05$ vậy bác bỏ H_0 , do đó mô hình FEM là phù hợp. Tiếp theo nghiên cứu sẽ phân tích sự tác động của chuyển đổi số đến tỷ suất sinh lợi của ngân hàng theo từng mức phân vị dành cho mô hình FEM.

4.3.2. Kết quả hồi quy phân vị

Về hoạt động đầu tư công nghệ: Kết quả hồi quy phân vị cho thấy: Chỉ số ICT, đầu tư phần cứng có tác động cùng chiều đến cả ROE và ROA, điều này chứng minh lý thuyết chi phí, lý thuyết nguồn lực, lý thuyết đổi mới là phù hợp với thực tiễn các NHTM Việt Nam, khi mức độ phát triển CNTT truyền thông tăng lên, NHTM đầu tư phần cứng gia tăng thì hiệu quả kinh doanh của các NHTM tăng lên, kết quả này phù hợp với các nghiên cứu trước như nghiên cứu của Chen & Zhu (2004), nghiên cứu Sugihyanto & Arsajah (2023), Xie & Wang (2023), nghiên cứu của Do & cộng sự (2022) và Trịnh Đoàn Tuấn Linh (2024). Đặc biệt phù hợp thực tiễn tại các NHTM Việt Nam, Chính phủ, Ngân hàng Nhà nước đã ban hành các chính sách để thúc đẩy các NHTM CDS và trong thời gian qua, các NHTM đã nỗ lực trong hoạt động CDS, ngân hàng đầu tư nguồn lực không nhỏ và kết quả mang lại tích cực cho thấy cả chính sách của nhà nước cũng như triển khai của các NHTM mang lại hiệu quả.

Đối với chỉ số ICT:

Kết quả hồi quy ở phân vị 0,1 cho thấy mức độ lan tỏa của CDS đến ROE là lớn nhất (đạt 0,1372). Điều

Bảng 3: Kết quả hồi quy dữ liệu bảng

Biến	ROE			ROA		
	FEM		REM		REM	
	Hệ số	Sai số chuẩn	Hệ số	Sai số chuẩn	Hệ số	Sai số chuẩn
ICTINDEX	0,1145**	0,0513	0,1099**	0,0463	0,0163***	0,0051
HARDWARE_INV	0,0001**	0,0001	0,0001*	0,0001	0,0000	0,0000
SOFTWARE_INV	-0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0000	0,0000
SIZE	0,1388***	0,0275	0,0596*	0,0151	0,0006	0,0017
TRANS	0,0070	0,0188	0,0088	0,0189	0,0002	0,0021
ACC	-0,0128	0,0214	-0,0191	0,0215	-0,0025	0,0024
PAYMENT	-0,1704	0,1178	0,1116	0,0870	0,0112	0,0097
Hausman Test						
P value		0,0208				0,03

Nguồn: Tác giả tính toán.

này có nghĩa là khi ICT tăng lên 1 đơn vị thì ROE của nhóm NHTM có lợi nhuận thấp tăng trung bình 13,72 điểm phần trăm (giả sử các yếu tố khác không đổi hoặc thay đổi không đáng kể) mức tác động lan tỏa khá lớn. Cụ thể khi NHTM đầu tư thêm hạ tầng kỹ thuật, hạ tầng nhân lực, ứng dụng nội bộ và dịch vụ trực tuyến tăng đơn vị thì sẽ làm cho ROE tăng lên 13,72% so với năm trước, điều này cho thấy đẩy mạnh đầu tư vào công nghệ có thể giúp cải thiện đáng kể hiệu quả sinh lời vốn chủ sở hữu, thông qua việc cắt giảm chi phí vận hành, tối ưu quy trình và tăng khả năng cạnh tranh. Đối với ROA thì mức độ tác động lan tỏa của CDS cũng đạt lớn nhất với mức tác động là 0,0282, nghĩa là khi ICT tăng lên 1 đơn vị thì ROA của nhóm ngân hàng có quy mô tài sản nhỏ tăng lên 2,83%. Điều này phản ánh rằng, ngay cả với ngân hàng quy mô nhỏ, ứng dụng công nghệ vẫn có thể nâng cao hiệu suất sử dụng tài sản một cách hiệu quả.

Kết quả hồi quy ở phân vị 0,25 cho thấy mức độ lan tỏa của CDS đến ROA là 0,0240. Kết quả này cho thấy khi NHTM đầu tư cho ICT 1 đơn vị thì ROA của nhóm NHTM quy mô nhỏ tăng lên 2,4%. Nhóm ngân hàng hiệu quả dưới trung bình, chuyển đổi số vẫn đóng vai trò cải thiện hiệu suất tài sản một cách đáng kể.

Kết quả hồi quy ở phân vị 0,5 cho thấy mức độ lan tỏa của CDS đến ROA, ROE lần lượt là 0,0196; 0,1054. Như vậy khi ICT tăng lên 1 đơn vị cho nhóm NHTM quy mô và lợi nhuận trung bình thì sẽ làm cho ROA tăng lên 1,96% và ROE tăng lên 10,54%. Trong bối cảnh cạnh tranh ngày càng gay gắt, điều này hàm ý rằng chuyển đổi số có thể giúp nhóm ngân hàng tầm trung nâng cao hiệu quả và duy trì vị thế cạnh tranh trên thị trường.

Kết quả hồi quy ở phân vị 0,75 cho thấy mức độ lan tỏa của CDS đến ROA, ROE lần lượt là 0,0183; 0,0984. Điều này có nghĩa là khi ICT tăng lên 1 đơn vị thì nhóm NHTM có quy mô khá lớn và lợi nhuận khá cao thì sẽ làm cho ROA tăng lên 1,83% còn ROE tăng lên 9,84%. Mức tăng tuy thấp hơn nhóm dưới nhưng cho thấy vai trò của ICT trong việc duy trì và tối ưu hóa hiệu quả ở các ngân hàng đã có nền tảng tốt.

Kết quả hồi quy ở phân vị 0,9 cho thấy mức độ lan tỏa của CDS đến ROA, ROE lần lượt là 0,0197; 0,1212. Kết quả cho thấy đối với NHTM có quy mô lớn, lợi nhuận cao thì chỉ số ICT tăng lên 1 đơn vị sẽ làm cho ROA tăng lên 1,97% và ROE tăng lên 12,12%. Điều này khẳng định rằng ngay cả ở các ngân hàng đầu ngành, chuyển đổi số vẫn là yếu tố chiến lược nhằm nâng cao hiệu suất sinh lời và duy trì ưu thế dẫn đầu.

Đối với đầu tư phần cứng và phần mềm:

Trong kết quả cho thấy chỉ có đầu tư phần cứng có ý nghĩa thống kê, còn đầu tư phần mềm chưa tìm thấy mối quan hệ đến ROA, ROE của các NHTM.

Hình 4: Đồ thị hệ số tác động của các biến độc lập lên ROE theo phân vị



Hình 5: Đồ thị hệ số tác động của các biến độc lập lên ROA theo phân vị



Kết quả hồi quy phân vị 0,1 cho thấy tác động của đầu tư phần cứng đến ROA, ROE lần lượt là 0,0001; 0,0002. Phân vị 0,25 mức tác động lần lượt là 0,0001; 0,0002. Phân vị 0,5 lần lượt là 0,0001; 0,0001. Phân vị 0,75 lần lượt là 0,0000; 0,0001. Phân vị 0,9 lần lượt là 0,0001; 0,0001. Nhìn chung đầu tư phần cứng có tác động nhưng mức tác động không cao, tác động mạnh nhất ở nhóm ngân hàng có quy mô và hiệu suất thấp (phân vị 0,1). Khi hiệu quả kinh doanh tăng lên, quy mô tăng thì tác động này giảm dần.

Xu hướng lan tỏa cho thấy tác động của chuyển đổi số lên ROE của ngân hàng ở nhóm có lợi nhuận thấp là lớn nhất, tiếp theo là nhóm có lợi nhuận cao và nhóm có hiệu quả hoạt động ở mức tầm trung là thấp nhất. Điều này có thể phản ánh rằng các ngân hàng có lợi nhuận cao tận dụng tốt hơn lợi thế từ công nghệ số hóa,

và nhóm có lợi nhuận thấp đang nỗ lực ứng dụng chuyển đổi số vào hoạt động của ngân hàng, trong khi nhóm trung bình chưa khai thác tối ưu lợi ích từ ICT.

Tương tự với ROA, chuyển đổi số có tác động mạnh hơn đến hiệu suất sử dụng tài sản ở nhóm ngân hàng có ROA thấp, nhưng vai trò này giảm dần khi hiệu quả kinh doanh tăng. Lý do có thể đến từ việc các ngân hàng có hiệu quả cao đã tối ưu hóa quá trình sử dụng tài sản, khiến tác động của ICT không còn rõ ràng như ở nhóm có hiệu suất thấp hơn.

Về khai thác công nghệ: Kết quả hồi quy cho thấy khai thác công nghệ không có ý nghĩa thống kê ở các phân vị trong giai đoạn nghiên cứu, một phát hiện khá bất ngờ trong bối cảnh chuyển đổi số đang được thúc đẩy mạnh mẽ trong ngành ngân hàng. Điều này có thể được lý giải bởi độ trễ trong hiệu quả của đầu tư công nghệ, đặc biệt là với phần mềm – loại tài sản vô hình thường cần thời gian dài để triển khai, đào tạo người dùng, tích hợp với hạ tầng hiện hữu và điều chỉnh quy trình nội bộ. Ngoài ra, hiệu quả của phần mềm còn phụ thuộc vào khả năng khai thác của tổ chức, mức độ sẵn sàng về nhân lực và văn hóa công nghệ, do đó hiệu quả ngắn hạn thường chưa thể hiện rõ qua các chỉ số tài chính.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Kết quả hồi quy phân vị cho thấy tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả kinh doanh (ROA, ROE) có sự khác biệt rõ rệt giữa các nhóm NHTM Việt Nam. Đặc biệt, chuyển đổi số có tác động mạnh nhất đến các ngân hàng quy mô nhỏ, lợi nhuận thấp, trong khi tác động lan tỏa thấp nhất được ghi nhận ở nhóm ngân hàng có hiệu quả trung bình. Điều này cho thấy sự không đồng nhất về mức độ thích ứng chuyển đổi số giữa các nhóm ngân hàng.

Nghiên cứu đóng góp vào hệ thống lý luận thông qua việc làm rõ tính không đồng nhất và lan tỏa của tác động chuyển đổi số nhờ sử dụng phương pháp hồi quy phân vị. Đây là cách tiếp cận mới tại Việt Nam, đặc biệt phù hợp với môi trường ngân hàng đang trong quá trình số hóa mạnh mẽ nhưng thiếu đồng đều về năng lực công nghệ.

Trên cơ sở các kết quả nghiên cứu đã nêu nhóm tác giả đề xuất các hàm ý quản trị như sau:

(1) Với nhóm ngân hàng có lợi nhuận thấp quy mô nhỏ cần ưu tiên nguồn lực cho chuyển đổi số nhất là đầu tư phần cứng và hạ tầng ICT do được xác định là có hiệu ứng lan tỏa mạnh nhất trong kết quả nghiên cứu. Việc đầu tư cần hướng đến tự động hóa quy trình, ứng dụng ngân hàng số và khai thác dữ liệu khách hàng để cải thiện hiệu quả.

(2) Với nhóm ngân hàng có lợi nhuận trung bình quy mô trung bình, kết quả cho thấy nhóm này chưa tận dụng tốt lợi ích của chuyển đổi số. Do đó, cần rà soát hiệu quả đầu tư công nghệ, đồng thời xác định xem xét lại ưu và nhược điểm của quá trình chuyển đổi ở giai đoạn trước đó, từ đó xây dựng chiến lược khai thác các công nghệ đã đầu tư, sau đó mới xem xét đầu tư thêm công nghệ.

(3) Với nhóm ngân hàng có lợi nhuận lớn quy mô lớn, mặc dù hiệu ứng lan tỏa thấp hơn, nhưng nhóm này có tiềm năng lớn để mở rộng hệ sinh thái ngân hàng số, tích hợp thêm AI, Big Data, Blockchain và dịch vụ cá nhân hóa nhằm củng cố vị thế cạnh tranh và tăng tỷ trọng doanh thu từ các kênh ngân hàng số giúp nâng cao hiệu quả hoạt động của ngân hàng.

Nghiên cứu hiện còn hạn chế khi chủ yếu dựa vào dữ liệu thứ cấp từ báo cáo tài chính và chỉ số ICT, chưa xét đến các yếu tố phi tài chính như năng lực quản trị, khả năng thích ứng công nghệ hay văn hóa tổ chức, đồng thời chưa phân tích tác động theo thời gian hoặc mở rộng so sánh với các quốc gia trong khu vực và quốc tế. Hướng nghiên cứu tiếp theo nên tích hợp thêm dữ liệu định tính, xây dựng bộ chỉ số chuyển đổi số toàn diện, áp dụng mô hình kinh tế lượng động và phân tích các yếu tố trung gian để phản ánh toàn diện hơn tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả kinh doanh ngân hàng.

Tài liệu tham khảo:

- Al-Amarneh, A., Atta, A.B. & Khalaf, L. (2023), 'Nexus between information technology investment and bank performance: The case of Jordan', *Banks and Bank Systems*, 18(1), 68-76.
- Alber, N. (2011), 'The effect of banking expansion on profit efficiency of Saudi Arabia commercial banks', *Journal of Global Business and Economics*, 3(1), 11-23.
- Allen, F. & Gale, D. (2000), 'Financial contagion', *Journal of Political Economy*, 108(1), 1-33.

-
- Alrawashedh, N.H. & Shubita, M.F. (2024), 'Impact of digital transformation on the organization's financial performance: A case of Jordanian commercial banks listed on the Amman Stock Exchange', *Banks and Bank Systems*, 19(1), 126-136.
- Barney, J. (1991), 'Firm resources and sustained competitive advantage', *Journal of Management*, 17(1), 99-120.
- Campanella, F., Della Peruta, M.R. & Del Giudice, M. (2017), 'The effects of technological innovation on the banking sector', *Journal of the Knowledge Economy*, 8(1), 356-368.
- Chen, Y. & Zhu, J. (2004), 'Measuring information technology's indirect impact on firm performance', *Information Technology and Management*, 5(1-2), 9-22.
- Citterio, A., King, T. & Locatelli, R. (2024), 'Is digital transformation profitable for banks? Evidence from Europe', *Finance Research Letters*, 70, 106269. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.106269>
- Dierickx, I. & Cool, K. (1989), 'Asset stock accumulation and sustainability of competitive advantage', *Management Science*, 35(12), 1504-1511.
- Do, T.D., Pham, H.A.T., Thalassinou, E.I. & Le, H.A. (2022), 'The impact of digital transformation on performance: Evidence from Vietnamese commercial banks', *Journal of Risk and Financial Management*, 15(1), 21. <https://doi.org/10.3390/jrfm15010021>
- Đoàn Thị Thủy (2024), 'Tác động từ dịch vụ ngân hàng số đến hiệu quả kinh doanh của các ngân hàng thương mại Việt Nam', Luận văn thạc sĩ, Đại học Tài chính – Marketing.
- Foss, K. (1996), 'Transaction costs and technological development: The case of the Danish fruit and vegetable industry', *Research Policy*, 25(4), 531-547.
- Itah, A.J. & Emmanuel, E.E. (2014), 'Impact of cashless banking on banks' profitability: Evidence from Nigeria', *Asian Journal of Finance & Accounting*, 6(2), 362-376.
- Karimzadeh, D.S.D., Emadzadeh, D.M. & Shateri, J. (2014), 'The effects of electronic banking expansion on profitability of a commercial bank: Sepah Bank of Iran', *Indian Journal of Scientific Research*, 4(6), 305-312.
- Melly, B. & Pons, M. (2025), 'Minimum distance estimation of quantile panel data models', *arXiv*. <https://arxiv.org/abs/2502.18242>
- Nguyễn Hữu Mạnh & Vương Thị Hương Giang (2022), 'Ảnh hưởng của chỉ số mức độ phát triển công nghệ thông tin và truyền thông đến lợi nhuận của ngân hàng thương mại Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 304, 89-98.
- Penrose, E.T. (2009), *The theory of the growth of the firm*, 4th edition, Oxford University Press.
- Pramanik, H.S., Kirtania, M. & Pani, A.K. (2019), 'Essence of digital transformation-Manifestations at large financial institutions from North America', *Future Generation Computer Systems*, 95, 323-343.
- Rogers, E.M. (2003), *Diffusion of innovations*, 5th edition, Free Press.
- Sugihyanto, T. & Arsjah, R.J. (2023), 'The effect of digital banking, digital transformation on the efficiency of commercial banks in Indonesia', *International Journal of Islamic Education, Research and Multiculturalism*, 5(2), 387-408.
- Trịnh Đoàn Tuấn Linh (2024), 'Tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả hoạt động của các ngân hàng thương mại Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 326, 53-62.
- Ullah, A., Waqar, M., Nazir, S.S., Adnan, A., Khan, M.A., Raffat, M.W. & Rafi, S. (2024), 'The impact of information communication technology and financial innovation on the financial performance of Chinese commercial banks', *Remittances Review*, 9, 364-383.
- Vũ Thị Huyền Trang, Trần Trung Tuấn, Nghiêm Văn Lợi & Lương Thị Giang (2022), 'Tác động của hạ tầng công nghệ thông tin tới khả năng sinh lời của các ngân hàng thương mại Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 302(2), 81-90.
- Wernerfelt, B. (1984), 'A resource-based view of the firm', *Strategic Management Journal*, 5(2), 171-180.
- Wernerfelt, B. (1995), 'The resource-based view of the firm: Ten years after', *Strategic Management Journal*, 16(3), 171-174.
- Wu, Z. (2024), 'Research on the impact of digital transformation on the business performance of commercial banks', proceeding of *Business and Economic Studies*, 7(3), 227-235.
- Xie, X. & Wang, S. (2023), 'Digital transformation of commercial banks in China: Measurement, progress and impact', *China Economic Quarterly International*, 3(1), 35-45.

*Tác giả liên hệ: Phan Thị Hằng Nga - Email: phannga@ufm.edu.vn

TÁC ĐỘNG CỦA ĐỘ MỞ KINH TẾ ĐẾN RỦI RO NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM: VAI TRÒ CỦA KIỂM SOÁT THAM NHŨNG

Trần Thị Phương Thanh*

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: tranthanh@ufm.edu.vn

Nguyễn Trần Phúc

Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

Email: phucnt@hub.edu.vn

Mã bài: JED-2251

Ngày nhận: 05/02/2025

Ngày nhận bản sửa: 21/03/2025

Ngày duyệt đăng: 26/03/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2251

Tóm tắt:

Bài nghiên cứu kiểm định tác động của độ mở kinh tế, bao gồm độ mở tài chính và độ mở thương mại, đến rủi ro của ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn 2009 – 2023. Đồng thời, tác giả cũng xem xét vai trò của kiểm soát tham nhũng trong tác động của mở cửa kinh tế đến rủi ro của các ngân hàng. Kết quả hồi quy từ phương pháp ước lượng bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS) và mô hình mô men tổng quát (SGMM) cho thấy mở cửa kinh tế làm tăng rủi ro cho các ngân hàng thương mại Việt Nam. Tuy nhiên, nếu vấn đề tham nhũng được kiểm soát tốt sẽ góp phần giảm thiểu tác động tiêu cực của toàn cầu hóa đến rủi ro ngân hàng.

Từ khóa: Độ mở kinh tế, rủi ro ngân hàng, tham nhũng, Việt Nam.

Mã JEL: E02, E22, F36, G21.

The impact of economic openness on risk of Vietnamese commercial banks: The role of corruption control

Abstract:

This study examines the impact of economic openness (including financial and trade openness) on the risk of Vietnamese commercial banks from 2009-2023. In addition, the role of corruption control in moderating the effect of economic integration on bank risks is also investigated. By employing the feasible generalized least squares method and system generalized method of moments, the results reveal that economic openness increases risks for Vietnamese commercial banks. However, when corruption is well-controlled, it helps mitigate the negative impact of globalization on bank risk.

Keywords: Economic openness, bank risk, corruption, Vietnam.

JEL Codes: E02, E22, F36, G21

1. Giới thiệu

Trải qua gần 40 năm đổi mới và mở cửa kinh tế, Việt Nam ngày càng hội nhập sâu hơn với kinh tế thế giới trên cả phương diện thương mại và tài chính. Kết quả của quá trình này đưa Việt Nam trở thành một trong những nền kinh tế có độ mở cao trên thế giới, tổng kim ngạch xuất nhập khẩu lần lượt đạt 184% GDP năm 2022 và 166% GDP năm 2023 (Cập nhật ngày 10/11/2024 tại: <https://data.worldbank.org/indicator/NE.TRD.GNFS.ZS?locations=VN>). Trong giai đoạn 2016-2024, Việt Nam ghi nhận 9 năm xuất siêu liên

tiếp với mức thặng dư tăng dần qua các năm, cho thấy khả năng cạnh tranh ngày càng tăng của hàng hóa Việt Nam trên thị trường quốc tế. Bên cạnh đó, trong quá trình hội nhập tài chính, Việt Nam đã chứng kiến sự gia tăng đáng kể của dòng vốn nước ngoài. Tính đến cuối năm 2024, tổng vốn FDI đăng ký lũy kế vào Việt Nam đã vượt qua mốc 500 tỷ USD (Bộ Kế hoạch và Đầu tư, 2025). Quá trình hội nhập này mang lại cho Việt Nam nhiều thuận lợi nhưng cũng đặt ra không ít thách thức.

Bên cạnh đó, Việt Nam là quốc gia đang phát triển, nguồn cung ứng vốn chủ yếu của nền kinh tế dựa vào các ngân hàng thương mại. Tuy nhiên, một thực tế rõ ràng rằng rủi ro là một khía cạnh cố hữu trong hoạt động kinh doanh của các trung gian tài chính nói chung và ngân hàng nói riêng. Trong bối cảnh hội nhập kinh tế quốc tế, vấn đề rủi ro của ngân hàng thương mại càng được quan tâm hơn bao giờ hết (Ma & Yao, 2022; Saif-Alyousfi, 2023; Wang & Qu, 2024). Hội nhập tài chính mở ra cho Việt Nam thêm nhiều cơ hội tiếp xúc với nguồn vốn quốc tế, điều này có thể là động lực giúp các ngân hàng nội địa củng cố lại năng lực quản trị nhằm tăng khả năng cạnh tranh với ngân hàng nước ngoài (Alamgir & cộng sự, 2020; Nguyen & cộng sự, 2021), nhưng đồng thời sự di chuyển vốn xuyên biên giới với quy mô đáng kể và tính bất ổn cao có thể làm tăng tính dễ tổn thương tài chính của các ngân hàng trong nước (Haufler & Wooton, 2021). Ngoài ra, mở cửa thương mại cũng làm tăng rủi ro cho các doanh nghiệp nội địa bởi những cú sốc cung - cầu hàng hóa từ thị trường quốc tế, từ đó ảnh hưởng đến khả năng trả nợ cho ngân hàng (Kose, 2002).

Trong bối cảnh hội nhập kinh tế toàn cầu, các quốc gia có nền tảng thể chế tốt thường thu hút được nhiều vốn ngoại. Để đánh giá chất lượng thể chế, một trong những chỉ số quan trọng thường được sử dụng là mức độ kiểm soát tham nhũng. Một số học giả như Leff (1964) và Lui (1985) xem tham nhũng như chất xúc tác giúp đẩy nhanh thủ tục hành chính, từ đó có thể cải thiện sự ổn định tài chính cho cả doanh nghiệp lẫn ngân hàng. Ngược lại, quan điểm lý thuyết “bán xe cát” của Shleifer & Vishny (1993) cho rằng tham nhũng tạo ra sự bất bình đẳng trong cạnh tranh, làm tăng rủi ro cho mọi thành phần kinh tế. Trong những năm qua, cuộc chiến chống tham nhũng là một trong những chủ đề ưu tiên ở Việt Nam. Từ đó nảy sinh vấn đề đáng quan tâm là: trong bối cảnh nỗ lực chống tham nhũng của Chính phủ, mở cửa kinh tế có tác động như thế nào đến rủi ro của hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam.

Xuất phát từ những nhận định trên, nghiên cứu này được thiết lập nhằm điều tra tác động của mở cửa kinh tế đến rủi ro của ngân hàng thương mại Việt Nam, xem xét vai trò của kiểm soát tham nhũng. Đóng góp của nghiên cứu này được thể hiện qua một số khía cạnh sau: (i) đưa ra bằng chứng thực nghiệm về tác động của độ mở kinh tế đến rủi ro của ngân hàng thương mại Việt Nam; (ii) đánh giá vai trò điều tiết của kiểm soát tham nhũng lên tác động của độ mở kinh tế đến rủi ro của ngân hàng thương mại; (iii) nghiên cứu đo lường độ mở kinh tế trên cả hai khía cạnh là độ mở thương mại và độ mở tài chính.

2. Cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm liên quan

2.1. Cơ sở lý thuyết

Mở cửa kinh tế ảnh hưởng đến rủi ro ngân hàng qua nhiều kênh truyền dẫn, điều này đã được chứng minh qua các nghiên cứu lý thuyết. Thông qua mô phỏng các kịch bản cho nền kinh tế đóng và mở, McKinnon & Pill (1997) đã chỉ ra rằng trong trường hợp đóng cửa tài chính, nền kinh tế có khả năng tự cân bằng ổn định. Ngược lại, trong điều kiện tự do hóa tài chính, sự kết hợp giữa dòng vốn ngoại tràn vào quá mức và bất cân xứng thông tin có thể dẫn đến khủng hoảng ngân hàng. Với cách lập luận khác, Goldfajn và Valdes (1995) cho thấy trong điều kiện mở cửa tài chính, ngân hàng thu hút vốn ngoại qua tiền gửi thanh khoản cao, nhưng lại dùng vốn ngắn hạn này tài trợ dự án dài hạn, tạo sự mất cân đối kỳ hạn. Biến động vĩ mô như lãi suất và tỷ giá có thể kích hoạt hiện tượng rút vốn hàng loạt của nhà đầu tư nước ngoài, dẫn đến vòng xoáy khủng hoảng thanh khoản ngân hàng và mất giá nội tệ. Trong bối cảnh toàn cầu hóa, tính liên kết thị trường có thể biến cú sốc cục bộ thành khủng hoảng tài chính xuyên biên giới.

Bên cạnh đó, mở cửa tài chính còn ảnh hưởng đến rủi ro ngân hàng qua cơ chế cạnh tranh khi ngân hàng nước ngoài gia nhập thị trường nội địa. Hai quan điểm lý thuyết đối lập đã được đề xuất, lý thuyết «cạnh tranh - ổn định» của Boyd & De Nicoló (2005) cho rằng cạnh tranh khiến các ngân hàng giảm lãi suất cho vay, điều này giúp doanh nghiệp chọn phương án kinh doanh an toàn hơn, từ đó giảm rủi ro nợ xấu. Ngược lại, quan điểm “cạnh tranh - dễ vỡ” của Allen (2000) lập luận rằng áp lực cạnh tranh khiến ngân hàng bị thu hẹp thị phần, do đó họ buộc phải đầu tư vào các khoản cho vay mạo hiểm để duy trì lợi nhuận.

Khi lập luận về tác động của độ mở thương mại đến rủi ro của hệ thống tài chính, Razin & cộng sự (2003) cho rằng độ mở thương mại tạo ra biến động giá cả hàng hóa, dẫn đến dao động mạnh trong tổng đầu tư. Hiện tượng này sinh ra các chu kỳ đầu tư bùng nổ và đình trệ, khiến tâm lý thị trường dao động giữa lạc quan và bi quan, từ đó gây tác động sâu sắc đến hoạt động kinh doanh của ngân hàng và các định chế tài chính.

Như vậy chưa có sự đồng thuận trong quan điểm lý thuyết, tác động của mở cửa kinh tế đến rủi ro ngân hàng phức tạp và đa chiều hơn khi xem xét vai trò điều tiết của chất lượng thể chế, đặc biệt là mức độ kiểm soát tham nhũng. Quan điểm lý thuyết “dầu bôi trơn” lập luận rằng tham nhũng giúp giảm nhẹ các thủ tục hành chính, từ đó tăng năng lực cạnh tranh cho các doanh nghiệp nhỏ - vốn là khách hàng của ngân hàng (Lui, 1985). Mặt khác, tham nhũng cũng có thể được ví như “bánh xe cát” tạo ra những khoản chi phí ngầm, làm giảm hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp và ngân hàng, gây ra rủi ro tiềm ẩn (Shleifer & Vishny, 1993). Ngoài ra, tham nhũng không chỉ ảnh hưởng trực tiếp đến hoạt động ngân hàng mà còn điều tiết cách thức tác động của mở cửa tài chính đến rủi ro hệ thống ngân hàng. Trong nền kinh tế mở cửa, dòng vốn quốc tế có thể tự do di chuyển tìm kiếm cơ hội đầu tư. Tuy nhiên, hiệu quả phân bổ vốn phụ thuộc rất lớn vào mức độ kiểm soát tham nhũng. Theo Diamond (1984), các bên cho vay (đặc biệt là ngân hàng) sẽ sàng lọc và loại bỏ các dự án kém hiệu quả. Tuy nhiên, khi kiểm soát tham nhũng yếu kém, các dự án đầu tư không được lựa chọn dựa trên hiệu quả kinh tế mà phụ thuộc vào mối quan hệ và khả năng chi trả hối lộ. Hệ quả là ngân hàng tích tụ danh mục tài sản có chất lượng thấp, tiềm ẩn rủi ro cao.

2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm

Mở cửa tài chính tạo cơ hội đa dạng hóa sản phẩm, dịch vụ và nâng cao hiệu quả quản trị nội bộ, từ đó làm giảm rủi ro ngân hàng (Berger & cộng sự, 2017). Đồng quan điểm, Wang & Qu (2024) đã chỉ ra rằng việc thiết lập kết nối giữa thị trường chứng khoán Thượng Hải và Hồng Kông đã góp phần làm giảm rủi ro cho các ngân hàng thương mại Trung Quốc. Cơ chế chính đằng sau hiệu quả này là sự cải thiện đáng kể trong quá trình truyền tải thông tin tài chính, giúp các ngân hàng có khả năng tiếp cận thông tin chính xác và kịp thời hơn, từ đó nâng cao chất lượng đánh giá và quản lý rủi ro. Ngoài ra, mở cửa tài chính còn làm giảm rủi ro ngân hàng trong dài hạn thông qua cơ chế thay đổi cấu trúc kỳ hạn của các khoản cho vay (Li & Moreira, 2024).

Mặt khác, một số học giả lại cho rằng ngân hàng phải đối mặt với nhiều rủi ro hơn trong bối cảnh toàn cầu hoá tài chính. Dinger & Te Kaat (2020) nhận thấy khi ngân hàng có điều kiện tiếp cận với nguồn vốn từ nước ngoài, họ có xu hướng cho vay nhiều hơn, tuy nhiên, điều này dẫn đến tăng tỷ lệ nợ xấu. Theo Saif-Alyousfi (2023), mặc dù dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) bổ sung thanh khoản cho nền kinh tế, tuy nhiên điều này làm giảm thị phần cho vay của các ngân hàng ở các quốc gia thuộc hội đồng hợp tác vùng vịnh (GCC), khiến các ngân hàng cho vay mạo hiểm hơn để đảm bảo lợi nhuận. McLemore & cộng sự (2022) tìm hiểu về mức độ rủi ro của các ngân hàng Hoa Kỳ có phạm vi hoạt động toàn cầu. Kết quả được ghi nhận là các ngân hàng có mức độ liên kết với thị trường tài chính quốc tế càng cao thường đóng góp vào rủi ro hệ thống nhiều hơn.

Khi xem xét ảnh hưởng của mở cửa thương mại đến rủi ro ngân hàng, Alamgir & cộng sự (2020) khảo sát 32 ngân hàng thương mại Bangladesh giai đoạn 2000 – 2017. Kết quả hồi quy GMM cho thấy giao lưu thương mại quốc tế không những giúp ngân hàng tăng trưởng dư nợ mà còn góp phần làm giảm rủi ro tín dụng và rủi ro tổng thể. Sử dụng dữ liệu của 899 ngân hàng thuộc khối BRICS trong giai đoạn 2000 – 2017, Rahman & cộng sự (2020) cũng đồng quan điểm rằng tăng cường giao lưu thương mại quốc tế giúp củng cố ổn định tài chính cho hệ thống ngân hàng trong nước. Kết quả tương tự cũng được tìm thấy trong nghiên cứu của Ashraf & cộng sự (2017).

Nghiên cứu trường hợp của Việt Nam, Tô Vĩnh Sơn (2022) sử dụng phương pháp hồi quy GMM để khảo sát dữ liệu của 30 ngân hàng trong giai đoạn 2008 – 2020. Kết quả cho thấy các ngân hàng có xu hướng chấp nhận rủi ro gia tăng trước áp lực cạnh tranh. Pham & cộng sự (2021) nghiên cứu trường hợp của 31 ngân hàng thương mại Việt Nam từ 2010 – 2018 bằng phương pháp SGMM. Nghiên cứu cho thấy sự gia nhập của các ngân hàng nước ngoài làm tăng mức độ rủi ro cho ngân hàng Việt, tuy nhiên, điều thú vị là tỷ lệ góp vốn của nhà đầu tư nước ngoài vào ngân hàng nội địa càng cao thì ổn định tài chính của ngân hàng càng được củng cố bởi sức ép nâng cao năng lực quản trị và phòng ngừa rủi ro từ nhà đầu tư ngoại.

Kết quả nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm trong và ngoài nước chưa có sự đồng thuận, có thể do các tác giả trước chưa xem xét vai trò của các yếu tố điều tiết. Một số học giả lo ngại rằng sự thiếu đồng bộ trong khuôn khổ pháp lý gây nên sự méo mó cạnh tranh giữa các tổ chức tài chính (Frame & cộng sự, 2020). Mặt khác, vai trò của kiểm soát tham nhũng đặc biệt quan trọng trong việc đảm bảo hiệu lực thực thi các quy định pháp lý (Beck & cộng sự, 2006). Demirgüç & Detragiache (1998) đã xây dựng một chỉ số tổng hợp về chất lượng giám sát ngân hàng bao gồm cả yếu tố kiểm soát tham nhũng. Nhóm tác giả phát hiện rằng kiểm soát tham nhũng hiệu quả có thể giúp giảm thiểu các tác động tiêu cực của mở cửa kinh tế đến rủi ro ngân hàng thông qua việc tăng cường hiệu lực của khuôn khổ pháp lý và giám sát. Nghiên cứu của Bui & Bui (2019) cho thấy trong bối cảnh hội nhập kinh tế, kiểm soát tham nhũng chặt chẽ khiến cho các ngân hàng phải chấp nhận rủi ro cao hơn ở các quốc gia phát triển, ngược lại, đối với trường hợp các nước đang phát triển, việc triển khai tốt các biện pháp chống tham nhũng cải thiện rõ rệt vấn đề rủi ro của ngân hàng.

Như vậy, nghiên cứu về tác động của độ mở kinh tế đến rủi ro ngân hàng hiện vẫn tồn tại nhiều khoảng trống đáng chú ý. Các nghiên cứu quốc tế cho kết quả chưa đồng nhất, trong khi các công trình trong nước chỉ khai thác một khía cạnh nhỏ của mở cửa kinh tế như sự gia tăng tính cạnh tranh hay tham gia góp vốn của nhà đầu tư nước ngoài mà chưa nghiên cứu dựa trên các chỉ số tổng hợp đánh giá toàn diện mức độ mở của kinh tế. Hơn nữa, Việt Nam là đại diện cho một trường hợp nghiên cứu hấp dẫn với hệ thống ngân hàng thương mại đóng vai trò trụ cột trong nền kinh tế, đồng thời là quốc gia có độ mở cao cả về thương mại và tài chính. Song song với tiến trình hội nhập kinh tế sâu rộng, Việt Nam cũng đang triển khai mạnh mẽ công cuộc phòng chống tham nhũng. Chính vì vậy, việc nghiên cứu tác động của độ mở kinh tế đến rủi ro ngân hàng Việt Nam, đặc biệt khi xem xét vai trò điều tiết của kiểm soát tham nhũng, không chỉ là cần thiết mà còn mang tính cấp bách nhằm bổ khuyết khoảng trống nghiên cứu hiện tại và cung cấp luận cứ khoa học cho các quyết sách phát triển trong tương lai.

3. Mô hình và dữ liệu nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Kế thừa các nghiên cứu trước của (Bui & Bui, 2019; Dinger & Te Kaat, 2020), để khảo sát tác động của độ mở kinh tế đến rủi ro của ngân hàng thương mại, tác giả xây dựng mô hình nghiên cứu như sau:

$$\text{Rủi ro}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Độ mở kinh tế}_t + \beta_2 \text{Kiểm soát tham nhũng}_t +$$

$$\sum_{b=1}^B \beta_b X_{i,t}^b + \sum_{c=1}^C \beta_c X_{i,t}^c + e_{i,t} \quad (1)$$

Trong đó:

i đại diện cho ngân hàng, t là thời gian (năm).

$X_{i,t}^b$: là vector các biến kiểm soát đặc thù của ngân hàng thay đổi theo thời gian. X_t^c : là vector các biến kiểm soát đặc thù của ngành và quốc gia thay đổi theo thời gian.

$\beta_0, \beta_1, \beta_b, \beta_c$ là các hệ số ước lượng, $e_{i,t}$ là sai số ngẫu nhiên.

Rủi ro là biến phụ thuộc, được đại diện bởi chỉ số Z-score (Bảng 1). Chỉ số này được sử dụng rộng rãi trong các nghiên cứu trước (Ma & Yao, 2022; Li & Moreira, 2024) bởi kết hợp được các thông số quan trọng về khả năng sinh lời, mức độ vốn hóa và độ biến động của thu nhập, do đó cung cấp cái nhìn toàn diện về khả năng hấp thụ các cú sốc của ngân hàng. Để đảm bảo dữ liệu có phân phối chuẩn, bài nghiên cứu lấy logarit cơ số tự nhiên của Z-score. Để tính toán độ lệch chuẩn của ROA, nghiên cứu sử dụng số liệu trung bình của ROA trong 3 năm liên tiếp, bao gồm năm hiện tại và hai năm liền trước đó.

Biến đại diện cho kiểm soát tham nhũng là một trong sáu chỉ số thuộc bộ chỉ số Quản trị toàn cầu (WGI) do Ngân hàng thế giới phát triển. Chỉ số này đo lường nhận thức về mức độ quyền lực công được sử dụng để đạt lợi ích cá nhân, cũng như việc tài sản công bị chiếm đoạt bởi các nhóm quyền lực và lợi ích tư nhân. Chỉ số được tính toán dựa trên tổng hợp dữ liệu từ 31 nguồn khác nhau, bao gồm khảo sát doanh nghiệp và hộ gia đình, đánh giá của các tổ chức phi chính phủ, cơ quan công quyền và nhà cung cấp thông tin kinh doanh thương mại. Điểm số được chuẩn hóa theo phân phối chuẩn, dao động từ khoảng -2,5 đến 2,5 tương đương với mức kiểm soát tham nhũng từ thấp đến cao.

Các biến về độ mở kinh tế sẽ được lần lượt đưa vào mô hình bao gồm biến đại diện cho độ mở thương

mại và độ mở tài chính, tương ứng sẽ có hai mô hình ứng với mỗi biến (Bảng 1).

Để đánh giá vai trò điều tiết của kiểm soát tham nhũng đối với tác động của độ mở kinh tế đến rủi ro của ngân hàng, tác giả tiếp tục xây dựng mô hình nghiên cứu như sau:

$$\text{Rủi ro}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Độ mở kinh tế}_t + \alpha_2 \text{Độ mở kinh tế}_t * \text{Kiểm soát tham nhũng}_t + \alpha_3 \text{Kiểm soát tham nhũng}_t + \sum_{b=1}^B \alpha_b X_{i,t}^b + \sum_{c=1}^C \alpha_c X_{i,t}^c + u_{i,t} \quad (2)$$

Trong đó, α_0 : là hệ số chặn, $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_b, \alpha_c$ là hệ số ước lượng của các biến độc lập trong mô hình, $u_{i,t}$: là sai số ngẫu nhiên.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu thu thập dữ liệu từ báo cáo tài chính của 27 ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2009 – 2023. Sở dĩ tác giả chọn mốc thời gian nghiên cứu này là do thời điểm 2009 các ngân hàng thương mại Việt Nam đã đáp ứng được yêu cầu kiểm toán độc lập đối với báo cáo tài chính, do đó độ tin cậy của dữ liệu được đánh giá cao. Ngoài ra, hiện nay dữ liệu của các biến độc lập trong mô hình được cập nhật đến năm 2023. Các biến trong mô hình được mô tả trong Bảng 1.

Bảng 1: Mô tả biến và nguồn dữ liệu

Ký hiệu biến	Mô tả biến	Phương pháp đo lường	Nguồn dữ liệu
Z-score	Rủi ro của ngân hàng thương mại	$Z - score = \left(\frac{ROA + CAR}{\sigma(ROA)} \right)$ ROA là lợi nhuận ròng/ tổng tài sản bình quân CAR là tỷ lệ vốn chủ sở hữu/tổng tài sản $\sigma(ROA)$ là độ lệch chuẩn của ROA.	Tác giả tự tính toán từ báo cáo tài chính của ngân hàng thương mại
FO	Độ mở tài chính	$FO = \frac{FA + FL}{GDP}$ Trong đó: FA, FL lần lượt là tài sản và nợ nước ngoài. GDP: tổng sản phẩm quốc nội	Lane & Maria Milesi-Ferretti (2007)
TO	Độ mở thương mại	(Giá trị xuất khẩu + giá trị nhập khẩu)/ GDP	World Bank
COR	Kiểm soát tham nhũng	nhận giá trị từ -2,5 đến 2,5	WGI
LTA	Tỷ lệ phân bổ tài sản	Dư nợ/tổng tài sản	Báo cáo tài chính
LIQ	Tính thanh khoản	Tài sản thanh khoản/tổng tài sản	Báo cáo tài chính
NII	Mức độ đa dạng hoá thu nhập	Thu nhập ngoài lãi/tổng thu nhập	Báo cáo tài chính
EAR	Tỷ suất sinh lời của tài sản	Lợi suất trung bình của tài sản sinh lời	Báo cáo tài chính
BC	Mức độ tập trung của thị trường	Tỷ trọng tổng tài sản của 5 ngân hàng thương mại lớn nhất	World Bank và tác giả tự tính toán năm 2022, 2023
GDP	Tăng trưởng kinh tế	Tốc độ tăng trưởng GDP	World Bank

Nguồn: Tác giả tự tổng hợp.

Sau khi xác định dạng của mô hình và thu thập dữ liệu nghiên cứu, tác giả thực hiện thống kê mô tả, kiểm định một số khuyết tật của mô hình. Nếu mẫu nghiên cứu vi phạm các kiểm định về phương sai thay đổi, tự tương quan và sự phụ thuộc chéo thì ước lượng bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS) sẽ được sử dụng để hồi quy. Bên cạnh đó, để đối sánh kết quả nghiên cứu cũng như khắc phục hiện tượng nội sinh (nếu có) trong mô hình, tác giả đồng thời sử dụng phương pháp hồi quy SGMM để giải quyết vấn đề cần nghiên cứu.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2 cho thấy dữ liệu bảng khảo sát là cân bằng với 405 quan sát cho mỗi biến. Logarit cơ số tự nhiên của Z-score có giá trị trung bình là 2,853 thể hiện tính ổn định tài chính của các ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn 2009 – 2023 tương đối cao. Ngoài ra, độ mở tài chính và độ mở thương mại của Việt Nam lần lượt nhận giá trị trung bình gấp 1,162728 và 1,1485387 so với GDP, thể hiện Việt Nam là một nền kinh tế mở lớn. Trái ngược với các chỉ số về độ mở, chỉ số kiểm soát tham nhũng của Việt Nam còn khiêm

Bảng 2: Thống kê mô tả các biến

Biến	Quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Log(Z-score)	405	2,853	0,558	-0,996	4,560
FO	405	1,178	0,234	0,857	1,519
TO	405	1,496	0,216	1,140	1,870
EAR	405	0,089	0,025	0,018	0,197
LIQ	405	0,174	0,084	0,015	0,607
LTA	405	0,560	0,127	0,147	0,818
NII	405	0,238	0,195	-0,266	2,052
COR	405	-0,483	0,102	-0,628	-0,287
BC	405	0,547	0,049	0,483	0,642
GDP	405	0,059	0,015	0,026	0,081

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ phần mềm Stata.

Bảng 3: Ma trận tự tương quan

	Log (Z-score)	FO	TO	EAR	LIQ	LTA
Log (Z-score)	1,0000					
FO	-0,0751	1,0000				
TO	-0,1556	0,6601	1,0000			
EAR	0,1482	-0,3447	-0,4875	1,0000		
LIQ	-0,0530	-0,1191	-0,2032	0,0459	1,0000	
LTA	0,2098	0,2896	0,4391	-0,1286	-0,4841	1,0000
NII	-0,3058	-0,0237	-0,0351	-0,0017	0,0781	-0,1995
COR	0,0117	-0,2569	-0,1046	-0,0118	-0,0486	-0,1540
BC	0,1068	-0,2975	-0,5227	0,1062	-0,0985	-0,2565
GDP	-0,0285	-0,5213	-0,1116	0,0068	-0,0910	-0,0362
	NII	COR	BC	GDP		
NII	1,0000					
COR	-0,0104	1,0000				
BC	-0,0438	0,0499	1,0000			
GDP	-0,0176	0,1696	0,2521	1,0000		

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ phần mềm Stata.

tón, với giá trị cao nhất chỉ đạt -0,287. Ngoài ra, độ lệch chuẩn của các biến trong mô hình tương đối nhỏ, điều này thể hiện trong mẫu quan sát không tồn tại những giá trị dị biệt.

4.2. Ma trận tự tương quan

Dữ liệu ma trận tự tương quan ở Bảng 3 cho thấy mức tương quan giữa các biến độc lập trong mô hình đều nhỏ hơn 0,7. Bên cạnh đó, hai biến đại diện cho độ mở kinh tế là độ mở tài chính và độ mở thương mại đều có tương quan âm đến log (Z-score).

Bảng 4: Kết quả kiểm định sự phụ thuộc chéo

Biến	Kiểm định CD	P-value	Giá trị T trung bình	Trung bình p	Trung bình abs (p)
Z-score	10,26	0,000	15,00	0,14	0,45
FO	72,56	0,000	15,00	1,00	1,00
TO	72,56	0,000	15,00	1,00	1,00
EAR	55,17	0,000	15,00	0,76	0,76
LIQ	20,16	0,000	15,00	0,28	0,41
LTA	25,25	0,000	15,00	0,35	0,49
NII	9,64	0,000	15,00	0,13	0,35
COR	72,56	0,000	15,00	1,00	1,00
BC	72,56	0,000	15,00	1,00	1,00
GDP	72,56	0,000	15,00	1,00	1,00

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ phần mềm Stata.

Bảng 5: Kết quả hồi quy

Biến	Mô hình 1a		Mô hình 1b		Mô hình 2a		Mô hình 2b	
	FGLS	SGMM	FGLS	SGMM	FGLS	SGMM	FGLS	SGMM
FO	-0,752*** [-20,52]	-0,640*** [-8,29]			-0,460** [-2,10]	-0,725*** [-3,44]		
TO			-0,356*** [-4,35]	-0,144*** [-3,01]			-0,891*** [-4,03]	-1,087*** [-6,62]
c.FO##c.COR					2,552*** [6,34]	2,847*** [5,87]		
c.TO##c.COR							2,944*** [7,26]	3,015*** [7,69]
COR	0,003*** [5,83]	0,005*** [6,26]	0,004*** [2,66]	0,001*** [4,19]	3,140*** [5,79]	3,459*** [5,21]	4,518*** [6,55]	4,578*** [6,76]
EAR	0,225 [0,96]	0,901 [1,19]	1,453*** [4,42]	3,029*** [7,82]	0,423* [1,81]	0,334 [0,56]	0,731** [2,47]	1,799*** [5,15]
LIQ	0,195*** [2,90]	1,965*** [6,89]	0,401*** [4,28]	0,473* [1,87]	0,074 [1,12]	0,430 [1,33]	0,294*** [3,30]	-0,049 [-0,12]
LTA	1,298*** [23,14]	1,911*** [5,96]	1,177*** [16,34]	0,312 [0,94]	1,327*** [24,93]	1,548*** [5,51]	1,243*** [18,92]	0,551*** [2,86]
NII	-0,244*** [-47,45]	-0,210*** [-7,59]	-0,245*** [-44,82]	-0,196*** [-6,56]	-0,246*** [-47,24]	-0,189*** [-7,32]	-0,242*** [-43,70]	-0,150*** [-9,88]
BC	0,182* [1,73]	1,002** [12,97]	0,865*** [2,90]	1,252*** [18,80]	0,2422 [1,31]	0,688*** [9,08]	0,891*** [3,48]	0,743*** [7,64]
GDP	-1,537*** [-6,02]	-2,423*** [-5,02]	-1,651** [-2,12]	-1,581*** [-9,77]	-0,463 [-1,12]	-1,256*** [-4,55]	-1,346*** [-2,34]	-0,740*** [-3,60]
cons	3,016*** [30,39]	1,784*** [9,70]	2,219*** [9,33]	1,982*** [10,90]	1,445*** [3,99]	0,680*** [2,04]	0,298 [0,67]	0,362 [1,16]
Số quan sát	405	378	405	378	405	378	405	378
AR(2) ($P_t > z$)		0,587		0,620		0,175		0,292
Kiểm định Hansen Prob > chi2		0,381		0,189		0,277		0,411
Số nhóm		27		27		27		27
Số biến công cụ		26		26		26		26

Chú thích: Thống kê t trong ngoặc vuông. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$)

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ phần mềm Stata.

4.3 Kiểm định các khuyết tật và lựa chọn mô hình phù hợp

Kết quả kiểm định đa cộng tuyến cho thấy hệ số VIF đối với mô hình có biến độc lập FO và TO lần lượt là 1,40 và 1,47. Như vậy có thể kết luận không có bằng chứng về hiện tượng đa cộng tuyến hoàn hảo ở mô hình nghiên cứu. Kết quả kiểm định Breusch & Pagan Lagrangian multiplier cho giá trị Prob > chi2 = 0,0000 ở cả hai mô hình có biến độc lập FO, TO minh chứng tồn tại hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Tương tự, kiểm định Wooldridge cho kết quả Prob > F = 0,0000 ở cả hai mô hình. Như vậy cả hai mô hình có biến độc lập là FO và TO đều tồn tại hiện tượng tự tương quan. Kết quả kiểm định sự phụ thuộc chéo theo Pesaran & cộng sự (2004) cho giá trị p = 0,000 ở tất cả các chuỗi, do đó tồn tại sự phụ thuộc chéo giữa các ngân hàng.

Như vậy, ở cả hai mô hình với biến độc lập đại diện cho độ mở kinh tế là FO và TO đều tồn tại các khuyết tật về phương sai thay đổi, tự tương quan và sự phụ thuộc chéo. Vậy để khắc phục các khuyết tật này, nghiên cứu sử dụng ước lượng bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS) để hồi quy.

Ngoài ra, kết quả kiểm định Durbin Wu

Hausman ở hai mô hình có biến độc lập là FO và TO đều cho thấy các biến LTA, BC và GDP bị nội sinh với giá trị p nhỏ hơn 0,05. Vì vậy, bài nghiên cứu sử dụng hồi quy SGMM với các biến công cụ là các biến ngoại sinh còn lại trong mô hình để hồi quy.

4.4. Kết quả hồi quy

Kết quả hồi quy cho thấy độ mở thương mại và độ mở tài chính đều tác động ngược chiều đến chỉ số Z-score, hay nói cách khác, độ mở kinh tế ở Việt Nam càng lớn thì càng làm tăng thêm rủi ro cho ngân hàng thương mại, kết quả này đồng nhất với nghiên cứu của Dinger & Te Kaat (2020), McLemore & cộng sự (2022), Saif-Alyousfi (2023). Như vậy, trường hợp ở Việt Nam phù hợp với quan điểm lý thuyết “cạnh tranh – dễ vỡ”. Mở cửa kinh tế tạo điều kiện cho các định chế tài chính tham gia vào thị trường Việt Nam nhiều hơn, gây áp lực cạnh tranh và làm tăng tính rủi ro cho các ngân hàng thương mại. Kết quả này được củng cố hơn qua tác động dương của biến BC đến Z-score. Cụ thể hơn, nếu mức độ tập trung tài chính được phân bổ chủ yếu tại các ngân hàng lớn sẽ làm giảm rủi ro của hệ thống ngân hàng thương mại, hay nói cách khác, tính độc quyền càng cao thì ổn định tài chính của các ngân hàng càng cao. Ngoài ra, kết quả này cũng ủng hộ cho lý thuyết của Razin & cộng sự (2003) khi cho rằng mở cửa thương mại có thể gây bất ổn lên chu kỳ đầu tư, từ đó ảnh hưởng không nhỏ tới rủi ro hoạt động của ngân hàng.

Bên cạnh đó, kết quả hồi quy cũng cho thấy kiểm soát tham nhũng có tác động tích cực đến ổn định tài chính của ngân hàng thương mại Việt Nam, hay nói cách khác, vấn đề tham nhũng được kiểm soát chặt chẽ góp phần giảm rủi ro cho ngân hàng. Kết quả này phù hợp với quan điểm lý thuyết “bánh xe cát” (Shleifer & Vishny, 1993). Trong trường hợp của Việt Nam, tham nhũng gây ra chi phí ẩn, làm suy yếu hiệu suất kinh doanh và tăng rủi ro trong hệ thống ngân hàng.

Ngoài ra, tác giả cũng tìm thấy tác động dương của tỷ lệ dư nợ trên tổng tài sản đến chỉ số Z-score. Song hành cùng đề án tái cấu trúc hệ thống các tổ chức tín dụng của Thủ tướng Chính phủ năm 2012, Ngân hàng Nhà nước Việt Nam cũng áp dụng quy định về “room tín dụng” – giới hạn mức tăng trưởng tín dụng tối đa cho từng ngân hàng. Tuy mang tính hành chính nhưng quy định này buộc các ngân hàng tập trung nâng cao chất lượng tín dụng thay vì chạy theo tăng trưởng, điều này góp phần làm giảm rủi ro trong hoạt động kinh doanh ngân hàng. Bên cạnh đó, tính thanh khoản và lợi suất trung bình của tài sản sinh lời là những nhân tố giúp giảm rủi ro cho hệ thống ngân hàng Việt Nam. Ngược lại, sự đa dạng hóa nguồn thu nhập lại làm tăng rủi ro cho ngân hàng, điều này thể hiện các hoạt động đầu tư, kinh doanh của ngân hàng thương mại Việt Nam vào các lĩnh vực khác ngoài tín dụng tiềm ẩn nhiều rủi ro. Bên cạnh đó, tăng trưởng GDP cũng làm làm tăng rủi ro cho các ngân hàng thương mại Việt Nam. Bởi tăng trưởng nóng thường đi kèm với bong bóng tài sản, điều này làm giá trị tài sản bảo đảm giảm đột ngột, làm suy giảm khả năng trả nợ của khách hàng và tăng nợ xấu cho ngân hàng.

Nghiên cứu tiếp tục xem xét tác động của độ mở kinh tế đến rủi ro của ngân hàng thương mại Việt Nam trong mối tương quan với kiểm soát tham nhũng ở mô hình 2a và 2b. Theo đó, biến tương tác giữa độ mở kinh tế và kiểm soát tham nhũng ở hai mô hình đều có dấu dương. Điều này có nghĩa đối với trường hợp của Việt Nam, kiểm soát tham nhũng tốt giúp tạo môi trường cạnh tranh lành mạnh hơn, giảm các chi phí ngầm trong hoạt động kinh doanh của ngân hàng và doanh nghiệp, từ đó tạo điều kiện giảm tác động tiêu cực của mở cửa kinh tế đến ổn định tài chính của ngân hàng thương mại Việt Nam.

5. Kết luận

Mục tiêu của nghiên cứu là tìm hiểu tác động của độ mở kinh tế (bao gồm độ mở tài chính và độ mở thương mại) đến rủi ro của ngân hàng thương mại tại Việt Nam, nơi được đánh giá có độ mở kinh tế lớn trong những năm qua. Bên cạnh đó, Việt Nam luôn nằm trong top các quốc gia có mức độ tham nhũng cao, do vậy cần tìm hiểu tác động của mở cửa kinh tế đến rủi ro của ngân hàng thương mại trong điều kiện về kiểm soát tham nhũng ở Việt Nam. Vấn đề nghiên cứu càng có ý nghĩa hơn trong bối cảnh những năm qua Chính phủ luôn quán triệt đẩy lùi tham nhũng. Kết quả tìm được cho thấy mở cửa thương mại và tài chính đều làm tăng rủi ro cho ngân hàng thương mại Việt Nam. Điều này ủng hộ cho quan điểm lý thuyết “cạnh tranh – dễ vỡ” và cũng tương đồng với nghiên cứu của một số tác giả như McLemore & cộng sự (2022), Saif-Alyousfi (2023). Bên cạnh đó, kiểm soát tham nhũng chặt chẽ giúp giảm tác động tiêu cực của hội nhập kinh tế đến ổn định tài chính của ngân hàng thương mại Việt Nam.

Kết quả nghiên cứu đóng góp một bằng chứng thực nghiệm về tác động của hội nhập kinh tế đến rủi ro của ngân hàng thương mại, từ đó khuyến nghị các ngân hàng thương mại Việt Nam cần nâng cao năng lực quản trị tài chính để giảm thiểu rủi ro trong bối cảnh toàn cầu hóa. Ngoài ra, kết quả hồi quy cũng hoàn toàn ủng hộ quan điểm tích cực phòng chống tham nhũng của Nhà nước vì tham nhũng thấp tạo điều kiện cho các ngân hàng cạnh tranh công bằng, giảm các chi phí ngầm, từ đó giảm tác động tiêu cực của hội nhập kinh tế đến ổn định tài chính của ngân hàng.

Trong quá trình nghiên cứu, tác giả chưa mở rộng khảo sát tác động của độ mở kinh tế đến rủi ro của ngân hàng thương mại khi xem xét vai trò của các yếu tố khác của chất lượng thể chế như ổn định chính trị hay hiệu quả quản lý nhà nước. Những khoảng trống nghiên cứu này sẽ là định hướng cho các nghiên cứu khác trong tương lai.

Tài liệu tham khảo

- Alamgir Hossain, S., Moudud-UI-Huq, S., & Kader, M. B. (2020), 'Impact of trade openness on bank risk-taking behavior: Evidence from a developing country', *Cogent Economics & Finance*, 8(1), 1765468.
- Allen, F. (2000), *Comparing financial systems*, MIT Press.
- Ashraf, B. N., Arshad, S., & Yan, L. (2017), 'Trade openness and bank risk-taking behavior: Evidence from emerging economies', *Journal of Risk and Financial Management*, 10(3), 15.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2006), 'Bank supervision and corruption in lending', *Journal of monetary Economics*, 53(8), 2131-2163.
- Berger, A. N., El Ghouli, S., Guedhami, O., & Roman, R. A. (2017), 'Internationalization and bank risk', *Management Science*, 63(7), 2283-2301.
- Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2025), *Báo cáo nhanh tình hình thu hút đầu tư nước ngoài tại Việt Nam và đầu tư của Việt Nam ra nước ngoài năm 2024*, Cập nhật ngày 09/01/2025 tại: <https://www.mpi.gov.vn/portal/Pages/2025-1-6/Tinh-hinh-thu-hut-dau-tu-nuoc-ngoai-tai-Viet-Nam-v5506hz.aspx>.
- Boyd, J. H., & De Nicolo, G. (2005), 'The theory of bank risk taking and competition revisited', *The Journal of finance*, 60(3), 1329-1343.
- Bui, D. T., & Bui, T. M. H. (2019), 'How does institutional development shape bank risk-taking incentives in the context of financial openness?', *Pacific-Basin Finance Journal*, 58, 101209.
- Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E. (1998), *Financial liberalization and financial fragility* (No. 1917), World Bank Publications.
- Diamond, D. W. (1984), 'Financial intermediation and delegated monitoring', *The review of economic studies*, 51(3), 393-414.
- Dinger, V., & Te Kaat, D. M. (2020), 'Cross-border capital flows and bank risk-taking', *Journal of Banking & Finance*, 117, 105842.
- Frame, W. S., Mihov, A., & Sanz, L. (2020), 'Foreign investment, regulatory arbitrage, and the risk of US banking organizations', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 55(3), 955-988.
- Goldfajn, Ilan & Valdés, Rodrigo. (1995), 'Balance-of-Payments Crises and Capital Flows: the Role of Liquidity', *Mimeo, Massachussets Institute of Technology*.
- Haufler, A., & Wooton, I. (2021), 'Multinational banks in regulated markets: Is financial integration desirable?', *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 54(4), 1811-1841.
- Kose, M. A. (2002), 'Explaining business cycles in small open economies: 'How much do world prices matter?', *Journal of International Economics*, 56(2), 299-327, DOI: 10.1016/S0022-1996(01)00120-9.
- Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M. (2007), 'The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities', 1970–2004, *Journal of international Economics*, 73(2), 223-250.

-
- Leff, N. H. (1964), 'Economic development through bureaucratic corruption', *American behavioral scientist*, 8(3), 8-14, DOI: 10.1177/000276426400800303.
- Li, Z., & Moreira, F. (2024), 'Financial openness, liability composition of banks, and bank risk: International evidence', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 97, 102066.
- Lui, F. T. (1985), 'An equilibrium queuing model of bribery', *Journal of political economy*, 93(4), 760-781, DOI: 10.1086/261329.
- Ma, Y., & Yao, C. (2022), 'Openness, financial structure, and bank risk: International evidence', *International review of financial analysis*, 81, 102065.
- McKinnon, R. I., & Pill, H. (1997), 'Credible economic liberalizations and overborrowing', *The American Economic Review*, 87(2), 189-193.
- McLemore, P., Mihov, A., & Sanz, L. (2022), 'Global banks and systemic risk: The dark side of country financial connectedness', *Journal of International Money and Finance*, 129, 102734.
- Nguyen, D. T. T., Diaz-Rainey, I., Roberts, H., & Le, M. (2021), 'Loans from my neighbours: East Asian commercial banks, financial integration, and bank default risk', *International Review of Financial Analysis*, 74, 101659.
- Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. M. (2004), 'Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model', *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(2), 129-162.
- Pham, T. T., Dao, L. K. O., & Nguyen, V. C. (2021), 'The determinants of bank's stability: a system GMM panel analysis', *Cogent Business & Management*, 8(1), 1963390.
- Rahman, M. M., Begum, M., Ashraf, B. N., & Masud, M. A. K. (2020), 'Does trade openness affect bank risk-taking behavior? Evidence from BRICS countries', *Economies*, 8(3), 75, DOI: 10.3390/economies8030075.
- Razin, A., Sadka, E., & Coury, T. (2003), 'Trade openness, investment instability and terms-of-trade volatility', *Journal of International Economics*, 61(2), 285-306, DOI: 10.1016/S0022-1996(03)00014-X.
- Saif-Alyousfi, A. Y. (2023), 'Impact of FDI inflows on bank loans in Gulf Cooperation Council economies: an empirical insight', *International Journal of Emerging Markets*, 18(2), 505-524.
- Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1993), 'Corruption', *The quarterly journal of economics*, 108(3), 599-617, DOI: 10.2307/2118402.
- Tô Vĩnh Sơn (2022), 'Tác động của cạnh tranh đến rủi ro của các ngân hàng thương mại Việt Nam', *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính-Marketing*, 13(3), 53-65, DOI: 10.52932/jfm.vi69.260.
- Wang, W., & Qu, Z. (2024), 'Capital market opening and commercial bank risk: Evidence from "Shanghai-Hong Kong Stock Connect"', *Finance Research Letters*, 59, 104827.

*** Tác giả liên hệ: Trần Thị Phương Thanh - Email: tranthanh@ufm.edu.vn**

TÁC ĐỘNG CỦA TĂNG TRƯỞNG TÍN DỤNG ĐẾN RỦI RO TÍN DỤNG CỦA HỆ THỐNG NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM: VAI TRÒ CỦA TỶ LỆ AN TOÀN VỐN

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

Mã bài báo: JED-2192
Ngày nhận: 31/12/2024
Ngày nhận bản sửa: 10/03/2025
Ngày duyệt đăng: 08/04/2025
DOI: 10.33301/JED.VI.2192

Tóm tắt:

Mục tiêu của bài viết là phân tích vai trò của tỷ lệ an toàn vốn đến tác động của tăng trưởng tín dụng lên rủi ro tín dụng của ngân hàng thương mại Việt Nam bằng cách sử dụng thuật toán mô phỏng Bayes đối với mẫu gồm 24 ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn 2008-2023. Kết quả cho thấy tăng trưởng tín dụng làm tăng rủi ro tín dụng. Tuy vậy, tương tác giữa tăng trưởng tín dụng và tỷ lệ an toàn vốn làm giảm rủi ro. Điều này cho thấy tỷ lệ an toàn vốn có vai trò điều tiết làm giảm rủi ro tín dụng trong quá trình ngân hàng mở rộng quy mô tín dụng. Kết quả nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm có ý nghĩa đối với các nhà lập chính sách, nhà quản trị nhằm giảm thiểu rủi ro tín dụng, nâng cao tính ổn định của hệ thống ngân hàng thương mại ngân hàng thương mại Việt Nam bằng cách nâng cao hiệu quả quản lý tỷ lệ an toàn vốn.

Từ khóa: Tỷ lệ an toàn vốn, rủi ro tín dụng, tăng trưởng tín dụng.

Mã JEL: B26; G21; G31; G32.

The impact of credit growth on credit risk of the Vietnamese commercial banking system: The role of the capital adequacy ratio

Abstract:

This study aims to analyze the role of the capital adequacy ratio in the impact of credit growth on credit risk by applying Bayesian simulation to a sample of 24 commercial banks over the period 2008-2023. The results reveal that credit growth increases credit risk. Notably, the interaction between credit growth and the capital adequacy ratio reduces risk. This indicates that the capital adequacy ratio plays a moderating role in reducing credit risk during the process of banks expanding their credit scale. The findings help policymakers and managers mitigate credit risk, and enhance the stability of the commercial banking sector by optimizing capital adequacy management.

Keywords: Capital adequacy ratio, credit risk, loan growth.

JEL Codes: B26; G21; G31; G32.

1. Giới thiệu

Hệ thống ngân hàng đóng một vai trò quan trọng trong việc tài trợ thúc đẩy tăng trưởng kinh tế bằng cách phân bổ nguồn vốn tiết kiệm đến các cá nhân, doanh nghiệp, chính phủ để các chủ thể tăng tích tụ vốn và lợi nhuận (Cecchetti & Kharroubi, 2012). Tín dụng tăng trưởng nhanh chóng mang lại lợi thế cho doanh nghiệp tận dụng đòn bẩy, phát triển các hoạt động kinh doanh mới và tạo việc làm trong dài hạn (Gosh, 2010). Từ góc độ kinh doanh ngân hàng, tăng trưởng cho vay cho phép ngân hàng nắm bắt các cơ hội cho vay, mở rộng thị trường, đa dạng hóa danh mục cho vay và bán chéo các dịch vụ (Rossi & cộng sự, 2009). Tuy nhiên, tăng trưởng cho vay có thể gây tác động tiêu cực đến ngân hàng, đe dọa sự ổn định của hệ thống tài chính và nền kinh tế tổng thể. Trong chu kỳ mở rộng, các ngân hàng có xu hướng đánh giá thấp rủi ro, mở rộng cho vay với các điều kiện cấp tín dụng được nói lỏng và giảm lãi suất. Do đó khả năng gặp khó khăn tài chính trong tương lai tăng lên (Amador & cộng sự, 2013). Điều này cho thấy tính thuận chu kỳ của rủi ro tín dụng (Soedarmono & cộng sự, 2017). Trên thực tế, các Ngân hàng Thương mại (NHTM) gặp nhiều khó khăn liên quan đến vấn đề xử lý tài sản đảm bảo và thu hồi nợ cùng với sự thay đổi trong chính sách điều hành và môi trường vĩ mô biến động, đe dọa tới sự ổn định của ngân hàng. Trong thời gian qua, Ngân hàng Nhà nước (NHNN) đã ban hành các thông tư quy định tỷ lệ an toàn vốn theo hướng tiếp cận các chuẩn mực quản trị ngân hàng hiện đại theo hiệp ước Basel II. Các đề án cơ cấu lại hệ thống các tổ chức tín dụng gắn với xử lý nợ xấu và tăng vốn điều lệ cũng được ban hành để nâng cao năng lực tài chính của ngân hàng. Vì vậy các NHTM đã triển khai nhiều biện pháp tăng vốn đồng thời cơ cấu danh mục tài sản, xử lý nợ xấu. Trong bối cảnh đó, nghiên cứu này được thực hiện nhằm phân tích tác động của tăng trưởng tín dụng đến rủi ro tín dụng đối với các NHTM Việt Nam với vai trò điều tiết của tỷ lệ an toàn vốn. Mặc dù các nghiên cứu tại Việt Nam tập trung vào phân tích các nhân tố tác động đến nợ xấu (Nguyễn Thị Bích Vượng & cộng sự, 2022; Bùi Đan Thanh & Nguyễn Ngọc Huyền, 2022; Nguyễn Đào Trâm Anh & cộng sự, 2023; Lê Đức Thắng, 2023), trong đó có xem xét đến yếu tố tăng trưởng tín dụng nhưng chỉ sử dụng thay đổi dư nợ là thước đo duy nhất, trong khi nghiên cứu này sử dụng thêm thay đổi trong tỷ lệ cho vay/tiền gửi bởi tiền gửi là nguồn tài trợ chủ yếu của ngân hàng khi cấp tín dụng cho khách hàng. Tỷ lệ này tăng cho thấy ngân hàng đang tích cực cho vay, góp phần vào tăng trưởng tín dụng, phản ánh việc mở rộng cho vay của ngân hàng vào nền kinh tế. Tuy nhiên, tỷ lệ này tăng có thể khiến ngân hàng rơi vào vị thế bất lợi, đặc biệt trong thời kỳ suy thoái kinh tế, khi nghĩa vụ nợ đối với người gửi tiền vẫn phải được ngân hàng đáp ứng trong lúc khả năng trả nợ của người đi vay bị suy giảm. Thay đổi tỷ lệ cho vay/tiền gửi được sử dụng như một thước đo cho tăng trưởng tín dụng trong các nghiên cứu của Abbas & Ali (2021), Bwire & cộng sự (2021), Beni & cộng sự (2023). Bên cạnh đó, theo quan điểm tầm đệm vốn, mức độ an toàn vốn có vai trò quan trọng điều tiết làm giảm rủi ro tín dụng trong quá trình ngân hàng mở rộng quy mô tín dụng. Các bằng chứng thực nghiệm đã cho thấy vai trò của tỷ lệ an toàn vốn đến tác động của tăng trưởng cho vay đến rủi ro ngân hàng (Haque, 2019; Sobarsyah & cộng sự, 2020). Dù vậy, với bối cảnh NHTM Việt Nam, theo hiểu biết của tác giả chưa có nghiên cứu chỉ ra vai trò điều tiết của mức độ an toàn vốn đến tác động của tăng trưởng tín dụng đến rủi ro tín dụng mà chỉ dừng ở việc phân tích tác động của vốn chủ sở hữu đến rủi ro tín dụng ngân hàng như một nhân tố riêng độc lập (Nguyễn Thanh Thanh Nhã & Nguyễn Thanh Tường, 2022), hay phân tích mối liên hệ giữa lợi nhuận, tăng trưởng cho vay và sự ổn định của ngân hàng (Nguyễn Thành Đạt, 2019; Le, 2020). Do đó, để lấp vào khoảng trống nghiên cứu bỏ lại, bài viết này xem xét tác động của tăng trưởng cho vay (được đo lường lần lượt bằng hai thước đo là tăng trưởng tín dụng và thay đổi tỷ lệ cho vay/tiền gửi) đến rủi ro tín dụng của NHTM Việt Nam. Trong đó, phân tích vai trò của tỷ lệ an toàn vốn đối với tác động của tăng trưởng đến rủi ro tín dụng để làm sáng tỏ vai trò tỷ lệ an toàn vốn có giúp cho ngân hàng giảm được rủi ro tín dụng hay không, đặc biệt khi các ngân hàng đang trong quá trình tái cấu trúc vốn, hướng đến đáp ứng yêu cầu an toàn vốn theo chuẩn Basel II và Basel III. Đây là điểm mới thứ nhất của nghiên cứu này. Ngoài ra, nghiên cứu này sử dụng ước lượng Bayes, có ưu điểm là kết hợp thông tin tiên nghiệm vào quá trình ước lượng, cho phép ước lượng tham số một cách linh hoạt, đặc biệt trong các tình huống mà thông tin tiên nghiệm có sẵn và khắc phục nhược điểm của các nghiên cứu có lượng quan sát với kết quả được trình bày theo dạng phân phối xác suất các trị giá tham số.

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

2.1. Tác động của tăng trưởng tín dụng đến rủi ro tín dụng

Rủi ro tín dụng là một trong những rủi ro chủ yếu dẫn đến kiệt quệ tài chính và phá sản của NHTM (Kiều

& cộng sự, 2021). Trong đó, ảnh hưởng của tăng trưởng tín dụng đến rủi ro tín dụng được quan tâm hơn kể từ sau khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2007-2008. Tăng trưởng cho vay thế chấp dưới chuẩn, được thúc đẩy bởi lãi suất thấp, thị trường nhà ở bùng nổ, chứng khoán hóa các khoản cho vay và tiêu chuẩn tín dụng lỏng lẻo, đã dẫn đến tổn thất chưa từng có và hậu quả nghiêm trọng cho nền kinh tế toàn cầu (Gorton, 2009). Lý thuyết kỳ vọng thiên lệch (Theory of biased expectations) ủng hộ những phát hiện này và chỉ ra rằng các cuộc khủng hoảng tài chính thường xảy ra sau sự bùng nổ tín dụng (Schularick & Taylor, 2012). Tăng trưởng tín dụng cao cũng là yếu tố dự báo chính về kiệt quệ tài chính với khung thời gian 12 tháng (Borio & cộng sự, 2001).

Sự mở rộng cho vay gây nên rủi ro tín dụng được giải thích bằng hai giả thuyết: giả thuyết hành vi đám đông (Herd behavior hypothesis) và vấn đề đại diện (Agency problem hypothesis). Theo giả thuyết hành vi đám đông, các ngân hàng thường có sự tương đồng trong quản trị hành vi chấp nhận rủi ro khi ra quyết định cho vay. Rajan (1994) giải thích trong các quyết định cho vay, ngân hàng có xu hướng cạnh tranh với các đối thủ với kỳ vọng chiếm ưu thế bằng cách tăng cường mức độ hiểu biết thị trường, nắm bắt thông tin của người đi vay, mở rộng hạn mức tín dụng và nói lỏng điều kiện cho vay khiến rủi ro tăng lên. Theo giả thuyết vấn đề đại diện, tăng trưởng cho vay nhanh chóng mang lại lợi ích cho các nhà quản lý ngân hàng khi đạt được chỉ tiêu hiệu quả hoạt động trong ngắn hạn, nhưng lại gây ra rủi ro trong dài hạn (Saunders & cộng sự, 1990). Các nghiên cứu trong nước phát hiện tăng trưởng cho vay làm tăng nợ xấu (Nguyễn Thành Đạt, 2021; Nguyễn Đào Trâm Anh & cộng sự, 2023; Nguyễn Thị Thanh Huyền, 2023). Bhowmik & Sarker (2021) kết luận tăng trưởng tín dụng làm tăng tỷ lệ nợ xấu (NPL) và giảm ổn định ngân hàng (đo lường bằng Zscore) tại các nền kinh tế thuộc Hiệp hội Nam Á vì sự Hợp tác Khu vực (South Asian Association for Regional Cooperation - SAARC) với mẫu gồm 118 NHTM giai đoạn 2011-2019 bằng phương pháp GMM. Shaheen & cộng sự (2024) thông qua ước lượng OLS với mẫu gồm 4 ngân hàng hồi giáo tại Pakistan giai đoạn 2007-2021 cho thấy dự phòng tổn thất cho vay (LLP) làm tăng rủi ro tín dụng (CR), trong khi đó quy mô (S), tỷ lệ an toàn vốn (CAR) làm giảm CR. Đối với bối cảnh NHTM Việt Nam, Wu & cộng sự (2022) phân tích tác động của tăng trưởng tín dụng (LG) đến rủi ro ngân hàng, được đo lường bằng tỷ lệ nợ xấu (NPL), tỷ lệ lợi nhuận sau thuế trên vốn chủ sở hữu (ROA) và tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản (EQTA) với ước lượng GLS với mẫu 29 ngân hàng niêm yết giai đoạn 2010-2020. Kết quả cho thấy tăng trưởng tín dụng làm giảm NPL và EQTA và làm tăng ROA. Phân tích sâu hơn về quy mô và tỷ lệ tăng trưởng tín dụng, đối với ngân hàng có quy mô và tỷ lệ tăng trưởng thấp hơn mức trung bình kết quả giống với toàn mẫu, nhưng đối với ngân hàng có quy mô và tỷ lệ tăng trưởng cao hơn thì LG chỉ làm giảm EQTA và không ảnh hưởng đến NPL và ROA. Hai & Diem (2023) đánh giá tác động của cấu trúc vốn đến rủi ro tín dụng của hệ thống NHTM Việt Nam giai đoạn 2012-2020, trong đó cấu trúc vốn được đo lường bằng tỷ lệ tiền gửi của khách hàng trên tổng tài sản (CDEP) và nợ phi tiền gửi trên tổng tài sản (NDEP). Kết quả theo các phương pháp ước lượng Pooled OLS, FEM, REM, FGLS, and S-GMM cho thấy CDEP làm tăng và NDEP làm giảm rủi ro tín dụng. Từ các giả thuyết và lược khảo nghiên cứu thực nghiệm trong bối cảnh các quốc gia đang phát triển và Việt Nam, giả thuyết nghiên cứu thứ nhất được phát biểu như sau:

H₁: Tăng trưởng cho vay làm tăng rủi ro tín dụng của NHTM.

2.2. Vai trò của tỷ lệ an toàn vốn đến tác động của tăng trưởng tín dụng lên rủi ro tín dụng

Về mặt lý luận, vai trò của tỷ lệ an toàn vốn đối với tác động này được giải thích bởi giả thuyết rủi ro đạo đức và vấn đề đại diện, khi các nhà quản trị ngân hàng đi ngược với các nguyên tắc đạo đức và thực hiện các hành vi thiên về lợi ích cá nhân, có mức độ chấp nhận rủi ro cao hơn, làm tăng nợ xấu cho ngân hàng (Keeton & Morris, 1987). Quan điểm ngược lại cho rằng vốn tự có là tấm đệm tài chính để giảm thiểu tình trạng mất khả năng thanh toán của ngân hàng (Berger & Bouwman, 2009; DeYoung & cộng sự, 2018), cho phép ngân hàng giám sát người đi vay chặt chẽ hơn, làm giảm xác suất vỡ nợ (Holmstrom & Tirole, 1998), giảm động cơ chấp nhận rủi ro quá mức của ngân hàng (Acharya & cộng sự, 2017). Một ngân hàng có tỷ lệ an toàn vốn lớn có thể mở rộng cho vay do vốn tự có sẽ giúp hấp thụ rủi ro trong quá trình này (Donaldson & cộng sự, 2018). Về mặt thực nghiệm, Soedarmono & cộng sự (2017) nhấn mạnh rằng việc tăng cường vốn hóa là cần thiết đối với các ngân hàng Hồi giáo để thúc đẩy tính nghịch chu kỳ của việc cung cấp dự phòng tổn thất cho vay, cho phép các ngân hàng hồi giáo tăng dự phòng tổn thất cho vay trong thời kỳ bùng nổ kinh tế và giảm dự phòng tổn thất cho vay trong thời kỳ kinh tế suy thoái. Haque (2019) phân tích mối quan hệ giữa quyền sở hữu, quy định và mức độ chấp nhận rủi ro ngân hàng khu vực Trung Đông và Bắc Phi

(Middle East and North Africa - MENA). Nghiên cứu kết luận quy định khắt khe về vốn tự có làm giảm rủi ro ngân hàng. Sobarsyah & cộng sự (2020) sử dụng mẫu gồm 147 ngân hàng hồi giáo tại 29 quốc gia giai đoạn 1997-2012, thông qua ước lượng S-GMM hai bước, phát hiện hành vi cho vay thận trọng thể hiện rõ ràng hơn đối với các ngân hàng hồi giáo có mức vốn hóa thấp. Đối với các ngân hàng hồi giáo có vốn hóa cao hơn, tăng trưởng cho vay cao hơn sẽ làm trầm trọng thêm rủi ro tín dụng trong một năm tới. Abbas & Ali (2021) sử dụng mẫu 217 ngân hàng hồi giáo từ 38 quốc gia giai đoạn 2010-2019 thông qua ước lượng GMM hai bước cho thấy tăng trưởng cho vay làm tăng rủi ro tín dụng. Tuy nhiên vốn tự có có vai trò điều tiết theo hướng tích cực mối quan hệ giữa tăng trưởng cho vay và rủi ro tín dụng, tác động này lớn hơn đối với các ngân hàng lớn so với các ngân hàng vừa và nhỏ. Hệ thống NHTM Việt Nam có một số đặc điểm khác biệt so với các hệ thống ngân hàng tại các quốc gia phát triển (Mỹ, Châu Âu), hay các thị trường mới nổi (Trung Quốc, MENA). Sự thống trị của các NHTM có sở hữu nhà nước và sự cạnh tranh của các ngân hàng nước ngoài có thể kéo giảm tiêu chuẩn cho vay gây nên bất ổn định ngân hàng (Vuong & cộng sự, 2023). Tuy vậy, hệ thống đã trải qua quá trình tăng vốn mạnh mẽ để đảm bảo mức độ đầy đủ vốn theo các quy định trong thời gian qua (quyết định số 457/2005/QĐ-NHNN, thông tư số 13/2010/TT-NHNN, 36/2014/TT-NHNN, 41/2016/TT-NHNN và 22/2019/TT-NHNN). Vai trò điều tiết của tỷ lệ an toàn vốn đến tác động của tăng trưởng tín dụng đến rủi ro được thể hiện bằng cách thêm tương tác giữa hai yếu tố này trong mô hình ước lượng. Từ đó, giả thuyết thứ hai được phát biểu như sau:

H₂: Tỷ lệ an toàn vốn có vai trò làm giảm ảnh hưởng tiêu cực của tăng trưởng tín dụng đến rủi ro tín dụng.

3. Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu mẫu nghiên cứu bao gồm 24 NHTM cổ phần Việt Nam, các biến đặc thù ngân hàng được thu thập từ báo cáo tài chính được kiểm toán, các yếu tố vĩ mô từ World Bank trong giai đoạn 2008-2023.

Trên cơ sở giả thuyết hành vi đám đông, giả thuyết vấn đề đại diện, quan điểm tâm đám đông và kế thừa các nghiên cứu của Abbas & Ali (2021), mô hình nghiên cứu được xây dựng là một hàm hồi quy bội trên số liệu bảng động. Biến phụ thuộc rủi ro tín dụng ngân hàng có một độ trễ nhất định, do nợ xấu phát sinh tại thời điểm t không phải do các điều kiện kinh tế và kinh doanh tại thời điểm t gây ra vì có thể phải mất nhiều tháng (hoặc nhiều năm) người đi vay mới bị cạn kiệt nguồn vốn và quá hạn trả nợ. Do đó, các biến trong mô hình có độ trễ một năm theo đề xuất của Cornelli & cộng sự (2020). Phương trình thực nghiệm như sau:

$$CR_{it} = \beta_0 + \beta_1 CR_{it-1} + \beta_2 CG_{it-1} + \beta_3 CAR \times CG_{it-1} + \sum_{l=1}^L \gamma_l X_{li,t-1} + \sum_{k=1}^K \delta_k Y_{kt-1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong phương trình (1), CR là rủi ro tín dụng được đo lường bằng tỷ lệ nợ xấu trên tổng dư nợ, CG là tăng trưởng tín dụng, lần lượt được đo lường bằng tỷ lệ tăng trưởng dư nợ (LG) và thay đổi tỷ lệ dư nợ cho vay trên tiền gửi (LTDG) tương ứng với hai mô hình 1 và mô hình 2, CAR là tỷ lệ an toàn vốn. β_2, β_3 là các hệ số ước lượng của các biến chính, $X_{li,t-1}$ là vector các biến kiểm soát đặc thù ngân hàng thay đổi theo thời gian với độ trễ một năm, Y_{kt-1} là các biến kiểm soát kinh tế vĩ mô có độ trễ một năm, γ_l lần lượt là các hệ số ước lượng của các biến đặc thù ngân hàng và các biến vĩ mô, ε_{it} là sai số ngẫu nhiên, t và i lần lượt là chỉ số thời gian và ngân hàng. Ngoài ra, mô hình nghiên cứu được đưa thêm vào các biến kiểm soát để nắm bắt các yếu tố nội tại quyết định đến rủi ro tín dụng ngân hàng, bao gồm quy mô (Abbas & Ali, 2021; Bhowmik & Sarker, 2021; Wu & cộng sự, 2022), mức độ tập trung ngân hàng (Duan & Niu, 2020; Yagli, 2020; Ho & cộng sự, 2021) và các yếu tố kinh tế vĩ mô gồm tốc độ tăng trưởng GDP thực và lạm phát (Abbas & Ali, 2021; Ho & cộng sự, 2021; Shaheen & cộng sự, 2024). Mô tả các biến trong mô hình được trình bày tại Bảng 1.

Để ước lượng phương trình (1), nghiên cứu tiếp cận hồi quy Bayes thay vì sử dụng các phương pháp kinh tế lượng tần suất không quan tâm các thông tin đã biết trước, có thể dẫn đến các kết luận kém chính xác (Nguyễn Ngọc Thạch, 2019). Phương pháp Bayes giả định các tham số được mô hình dưới dạng biến ngẫu nhiên nhằm mô tả chính xác sự biến động của tổng thể khi dữ liệu được cập nhật theo thời gian hoặc trên các trường không gian khác nhau (Kruschke, 2011).

Phương pháp Bayes có ưu điểm trong việc ước lượng kết quả hồi quy dưới dạng phân phối xác suất, áp dụng được với mẫu dữ liệu nhỏ và làm tăng tính vững của kết quả hồi quy (McNeish, 2016). Nghiên cứu sử dụng phân phối tiên nghiệm là phân phối chuẩn Gaussian theo đề xuất của Block & cộng sự (2011). Ước lượng tham số Bayes được tiến hành bằng phương pháp Markov Chain Monte Carlo (MCMC) thông qua thuật toán lấy mẫu Gibbs. Kế thừa các nghiên cứu trước (Phạm Hải Nam & Nguyễn Ngọc Tân, 2021; Hồ

Bảng 1: Mô tả biến

	Biến	Ký hiệu	Đo lường	Nguồn
Biến phụ thuộc	Rủi ro tín dụng	CR	$NPL = \frac{\text{Nợ xấu}}{\text{Tổng dư nợ}} \times 100$	Báo cáo tài chính
Biến độc lập	Tăng trưởng tín dụng	CG	LG = % thay đổi dư nợ tín dụng LTDG = % thay đổi tỷ lệ tín dụng trên tiền gửi	
	Tương tác	CGxCAR	LG x CAR LTDG x CAR	
Biến kiểm soát	Mức độ tập trung ngân hàng	HHI	$HHI_t = \sum_{i=1}^n (\text{Thị phần}_{it}^{\text{tài sản}})^2$	
	Quy mô ngân hàng	SIZE	Logarit tự nhiên của tổng tài sản	
	Tăng trưởng kinh tế	GGDP	% thay đổi GDP thực	WB
	Lạm phát	INF	% thay đổi chỉ số giá tiêu dùng	

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

Thùy Tiên, 2023), nghiên cứu này sử dụng phân phối chuẩn là $N(1,100)$ cho các biến quan sát và phân phối Invgamma (2,5; 2,5) cho các phương sai trong mô hình. Bảng 2 cho thấy mức độ thông tin tiên nghiệm giảm dần từ mô phỏng 1.1 mạnh nhất đến 1.5 yếu nhất.

Bảng 2: Mô phỏng thông tin tiên nghiệm

Hàm hợp lý	$NPL_{i,t} \sim N(\mu, \sigma)$
Phân phối tiên nghiệm	
Mô phỏng 1.1	$\alpha_i \sim N(0; 1)$ $\sigma_1^2 \sim \text{Invgamma}(0,01; 0,01)$
Mô phỏng 1.2	$\alpha_i \sim N(0; 10)$ $\sigma_1^2 \sim \text{Invgamma}(0,01; 0,01)$
Mô phỏng 1.3	$\alpha_i \sim N(0; 100)$ $\sigma_1^2 \sim \text{Invgamma}(0,01; 0,01)$
Mô phỏng 1.4	$\alpha_i \sim N(0; 1000)$ $\sigma_1^2 \sim \text{Invgamma}(0,01; 0,01)$
Mô phỏng 1.5	$\alpha_i \sim N(0; 10000)$ $\sigma_1^2 \sim \text{Invgamma}(0,01; 0,01)$

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

4. Kết quả ước lượng và thảo luận

Thứ tự ưu tiên phân tích nhân tố Bayes là mô phỏng có trung bình LogBF (Bayes factor - nhân tố Bayes) lớn nhất, LogML (Marginal likelihood - khả năng cận biên) lớn nhất và trung bình DIC (Deviance information criterion - tiêu chuẩn sai lệch thông tin) bé nhất. Kết quả phân tích nhân tố trong Bảng 3 cho thấy mô phỏng 1 của cả hai mô hình có ưu thế nhất. Hơn nữa mô phỏng 1 cũng có xác suất hậu nghiệm $P(M|y)$ lớn nhất so với các mô phỏng còn lại. Vì vậy mô phỏng 1 có thông tin tiên nghiệm phù hợp nhất.

Để đảm bảo tính vững của ước lượng Bayes, nghiên cứu thực hiện kiểm định sự hội tụ của MCMC bằng cách phân tích đồ thị. Hình 1 và Hình 2 cho thấy tất cả các đồ thị của các tham số trong mô hình đều hợp lý. Các đồ thị thể hiện mức độ tự tương quan thấp, hình dạng biểu đồ đồng nhất, thể hiện phân phối chuẩn. Các hệ số tự tương quan dao động dưới 0,02 phù hợp với mật độ mô phỏng phân phối và phản ánh tất cả độ trễ trong giới hạn hiệu quả.

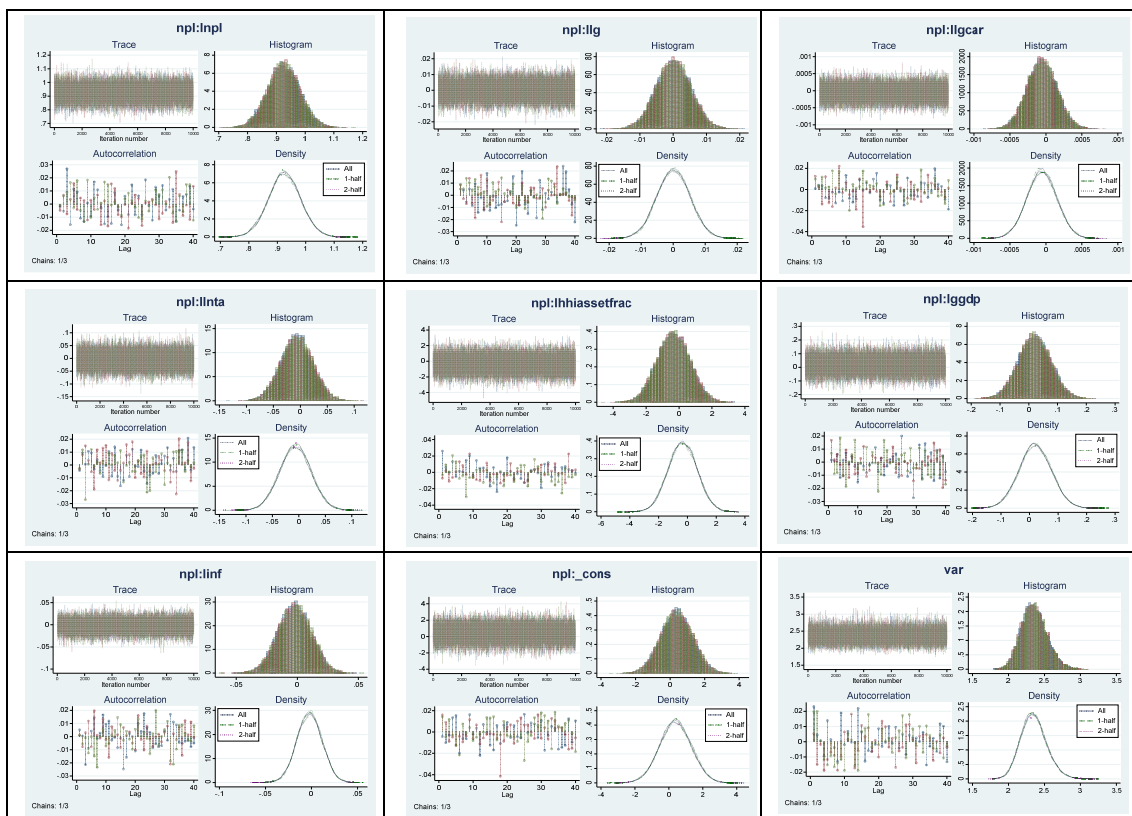
Kết quả tại Bảng 4 cho thấy tỷ lệ chấp nhận của hai mô hình là 1, hiệu quả nhỏ nhất của hai mô hình lần lượt là 0,953 và 0,986 cao hơn mức cho phép 0,01. Giá trị Rc tối đa là 1 thấp hơn mức cho phép là 1,02 (Brooks & Gelman, 1998). Giá trị sai số chuẩn Monte Carlo MCSE đều tối ưu do nhỏ hơn 5% độ lệch chuẩn (Flegal & cộng sự, 2008).

Bảng 3: Phân tích nhân tố Bayes và Bayes hậu nghiệm

Mô hình 1 (CG = LG)					
Mô phỏng	Chuỗi	Trung bình DIC	Trung bình log (ML)	Log (BF)	P(M y)
	3	1328,339	-694,820	1,000	0,997
2	3	1326,363	-700,919	-6,099	0,002
3	3	1317,263	-705,332	-10,511	0,000
4	3	1313,249	-710,263	-15,443	0,000
5	3	1313,243	-718,629	-23,809	0,000
Mô hình 2 (CG = LTDG)					
Mô phỏng	Chuỗi	Trung bình DIC	Trung bình log (ML)	Log (BF)	P(M y)
1	3	1328,410	-693,077	1,000	0,997
2	3	1326,873	-699,242	-6,164	0,002
3	3	1318,401	-703,957	-10,880	0,000
4	3	1314,646	-709,248	-16,171	0,000
5	3	1314,621	-717,645	-24,568	0,000

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

Hình 1: Đồ thị chuẩn đoán hội tụ mô hình 1



Kết quả tại Bảng 4 cho thấy biến trễ của tăng trưởng tín dụng ở hai phương pháp đo lường LG và LTDG đều làm tăng rủi ro tín dụng, khẳng định giả thuyết hành vi đám đông và vấn đề đại diện, tương đồng với nhiều nghiên cứu với bối cảnh tại các quốc gia khác (Daniel Foos & cộng sự, 2010; Thiagarajan & cộng sự, 2011) và nghiên cứu trong nước (Nguyễn Đào Trâm Anh & cộng sự, 2023; Nguyễn Thị Thanh Huyền, 2023). Trong thời gian qua, hệ thống NHTM Việt Nam đã trải qua thời kỳ tăng trưởng tín dụng đáng kể để thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, dư nợ cho vay tập trung vào lĩnh vực bất động sản, trong điều kiện thị trường bất động sản đóng băng đã làm tăng rủi ro tín dụng. Theo báo cáo thường niên của NHNN giai đoạn 2015-

Bảng 4: Kết quả mô phỏng Bayes

	CG = LG			CG = LTDG		
	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Sai số chuẩn MCSE	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Sai số chuẩn MCMC
CR(-1)	0,925	0,056	0,000	0,925	0,055	0,000
LG	0,000	0,005	0,000	0,001	0,013	0,000
CGxCAR	-0,000	0,000	1,2e-06	-0,000	0,000	3,9e-06
SIZE	-0,006	0,029	0,000	-0,004	0,029	0,000
HHI	-0,335	0,993	0,005	-0,343	0,998	0,005
GGDP	0,020	0,056	0,000	0,018	0,056	0,000
INF	-0,002	0,013	0,000	-0,004	0,013	0,000
_cons	0,397	0,923	0,005	0,338	0,920	0,005
Var	2,353	0,179	0,001	2,351	0,176	0,001
Tỷ lệ chấp nhận trung bình	1			1		
Hiệu quả trung bình nhỏ nhất	0,953			0,986		
Gelman–Rubin Rc tối đa	1			1		

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

2020, dư nợ thuộc lĩnh vực cho vay đầu tư bất động sản và các tập đoàn nhà nước là mối quan tâm trong hoạt động kinh doanh của các NHTM Việt Nam. Hơn nữa, tại các ngân hàng không thể tránh khỏi rủi ro đạo đức đối với các tập đoàn kinh tế lớn được đơn giản hóa thủ tục đi vay khiến rủi ro tín dụng phát sinh. Tương tự, tốc độ tăng tỷ lệ cho vay trên tiền gửi có tác động thuận chiều với rủi ro tín dụng, tương đồng với nghiên cứu của Dimitrios & cộng sự (2016). Một phát hiện đáng chú ý của nghiên cứu là vai trò điều tiết của tỷ lệ an toàn vốn đối với tác động của tăng trưởng tín dụng đến rủi ro. Kết quả cho thấy tính thuận chu kỳ của

Bảng 5: Kiểm định khoảng hậu nghiệm Bayes

Xác suất	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Sai số chuẩn MCSE	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Sai số chuẩn MCSE
	Mô hình 1 (CG=LG)			Mô hình 2 (CG=LTDG)		
{NPL:CR(-1)} > 0	1,000	0,000	0,000	1,000	0,000	0,000
{NPL:CG} > 0	0,807	0,499	0,002	0,858	0,496	0,002
{NPL:CGxCAR} < 0	0,707	0,488	0,002	0,824	0,484	0,002
{NPL:SIZE} < 0	0,891	0,491	0,002	0,765	0,495	0,002
{NPL:HHI} < 0	0,634	0,481	0,002	0,634	0,481	0,002
{NPL:GGDP} > 0	0,642	0,479	0,002	0,628	0,483	0,002
{NPL:INF} < 0	0,561	0,496	0,002	0,624	0,484	0,002

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

rủi ro khi ngân hàng mở rộng tín dụng, tuy nhiên tỷ lệ an toàn vốn làm giảm rủi ro tín dụng trong quá trình này, trái ngược với nghiên cứu của Abbas & Ali (2021) phát hiện quá trình mở rộng tín dụng được khuyến khích bởi tỷ lệ an toàn vốn cao hơn làm gia tăng nợ xấu của ngân hàng tại các quốc gia thuộc khu vực Trung Đông - Bắc Phi (MENA), nơi có tỷ lệ tăng trưởng tín dụng thấp hơn so với khu vực Đông Nam Á. Theo Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2021), nền kinh tế Việt Nam được xếp vào nhóm các quốc gia có tỷ lệ sử dụng vốn tín dụng cao trên thế giới. Tốc độ tăng trưởng tín dụng bình quân của mẫu ngân hàng trên 23%/năm giai đoạn 2008-2023 (tác giả thu thập và tính toán). Tuy vậy các nhà quản trị ngân hàng đã chú trọng đến nâng cao mức độ bảo vệ của vốn tự có trước những rủi ro về tài sản, áp dụng các biện pháp quản trị rủi ro tốt hơn, làm giảm thiểu rủi ro đạo đức trong cho vay và bù đắp những thiệt hại ngoài dự tính.

Kết quả kiểm định khoảng hậu nghiệm Bayes tại Bảng 5 cho thấy xác suất xảy chiều hướng các biến tác động đến rủi ro tín dụng. Với kết quả xác suất tương đối cao cho thấy chiều hướng ảnh hưởng khá rõ ràng

của tăng trưởng tín dụng và vai trò của tỷ lệ an toàn vốn đến rủi ro tín dụng.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Trong môi trường kinh doanh toàn cầu, với yêu cầu về một hệ thống ngân hàng phát triển bền vững thì đòi hỏi rủi ro tín dụng phải được quản lý chặt chẽ khi tín dụng tăng trưởng nhanh chóng. Kết quả cho thấy, tỷ lệ an toàn vốn đóng vai trò điều tiết quan trọng đối với tác động của tăng trưởng tín dụng đến rủi ro tín dụng của các NHTM Việt Nam thông qua việc làm giảm rủi ro cùng với sự mở rộng quy mô tín dụng. Do đó, ngân hàng cần củng cố sức mạnh bảo vệ của vốn tự có trước nguy cơ rủi ro gây tổn thất tín dụng. Để gia tăng tỷ lệ an toàn vốn, ngân hàng cần phải gia tăng vốn tự có và giảm giá trị tài sản có rủi ro quy đổi bằng cách cơ cấu lại danh mục tài sản. Điều này cần được thực hiện cùng với sự mở rộng quy mô ngân hàng, gia tăng thị phần và chiến lược tái cấu trúc trong điều kiện toàn cầu hóa. Về phía cơ quan quản lý nhà nước, cần ổn định nền kinh tế vĩ mô, tạo điều kiện thuận lợi cho doanh nghiệp sản xuất, để nâng cao khả năng trả nợ của các doanh nghiệp từ đó nâng cao chất lượng tín dụng. Ngoài ra tăng cường việc giám sát của NHNN đối với hoạt động của các NHTM, đặc biệt ở những thời điểm tăng trưởng của nền kinh tế trong việc tuân thủ chặt chẽ các quy định về phân loại nợ, trích lập dự phòng, điều kiện và đối tượng cho vay nhằm đảm bảo tăng trưởng tín dụng và đảm bảo an toàn hoạt động cho các ngân hàng.

Tài liệu tham khảo:

- Abbas, F. & Ali, S. (2022), 'Economics of loan growth, credit risk and bank capital in Islamic banks', *Kybernetes*, 51(12), 3591-3609.
- Acharya, V.V., Pedersen, L.H., Philippon, T. & Richardson, M. (2017), 'Measuring systemic risk', *The review of financial studies*, 30(1), 2-47.
- Amador, J.S., Gómez-González, J.E. & Pabón, A.M. (2013), 'Loan growth and bank risk: New evidence', *Financial Markets and Portfolio Management*, 27(4), 365-379.
- Beni, S., Putra, W. & Bariyah, N. (2023), 'The effect of credit circulation, loan to deposit ratio (LDR), and interest rate on return on assets (ROA) due to non-performing loan (NPL) on Credit Unions in Indonesia', *International Journal of Multi Discipline Science*, 6(1), 60-72.
- Berger, A.N. & Bouwman, C.H. (2009), 'Bank liquidity creation', *The review of financial studies*, 22(9), 3779-3837.
- Bhowmik, P.K. & Sarker, N. (2021), 'Loan growth and bank risk: empirical evidence from SAARC countries', *Heliyon*, 7(5), p.e07036.
- Block, J.H., Peter, J. & Miller, D. (2011), 'Ownership versus management effects on performance in family and founder companies: A Bayesian reconciliation', *Journal of Family Business Strategy*, 2(4), 232-245.
- Borio, C., Furfine, C. & Lowe, P. (2001), 'Procyclicality of the financial system and financial stability: Issue and policy options', *BIS Working Papers*, BIS.
- Brooks, S.P. & Gelman, A. (1998), 'General methods for monitoring convergence of iterative simulations', *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7(4), 434-455.
- Bùi Đan Thanh & Nguyễn Ngọc Huyền (2022), 'Các yếu tố tác động đến nợ xấu của ngân hàng thương mại Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Ngân hàng châu Á*, 201, 43-57.
- Bwire, A.C., Tenai, J.K. & Odunga, R.M. (2021), 'Loan growth, loan deposit ratio and prediction of bank fragility in Kenya using generalised linear model', *African Journal of Education, Science and Technology*, 6(3), 117-127.
- Cecchetti, S.G. & Kharroubi, E. (2012), 'Reassessing the impact of finance on growth', *Bank for International Settlements Working Papers*, Bank for International Settlements.
- Cornelli, G., Frost, J., Gambacorta, L., Rau, P.R., Wardrop, R. & Ziegler, T. (2020), 'Fintech and big tech credit: a new database', *BIS Working Paper 887*, BIS.
- Foos, D., Norden, L. & Weber, M. (2010), 'Loan growth and riskiness of banks', *Journal of banking and finance*, 34, 217-228.

-
- DeYoung, R., Distinguin, I. & Tarazi, A. (2018), 'The joint regulation of bank liquidity and bank capital', *Journal of Financial Intermediation*, 34, 32-46.
- Dimitrios, A., Helen, L. & Mike, T. (2016), 'Determinants of non-performing loans: Evidence from Euro-area countries', *Finance research letters*, 18, 116-119.
- Duan, Y. & Niu, J. (2020), 'Liquidity creation and bank profitability', *The North American Journal of Economics and Finance*, 54, 101250.
- Flegal, J.M., Haran, M. & Jones, G.L. (2008), 'Markov chain Monte Carlo: Can we trust the third significant figure?', *Statistical Science*, 23(2), 250-260.
- Gorton, G. (2009), 'Information, liquidity, and the (ongoing) panic of 2007', *American Economic Review*, 99(2), 567-572.
- Gosh, S. (2010), 'Credit growth, Bank Soundness and financial fragility: evidence from Indian banking sector', *South Asia Economic Journal*, 11(1), 69-98.
- Hai, N.P. & Diem, L.H.C (2023) 'Credit risk of Vietnamese commercial banks: does capital structure matter?', *J Bank Regul*, 25, 272-283. <https://doi-org.dbvista.idm.oclc.org/10.1057/s41261-023-00229-4>.
- Haque, F. (2019), 'Ownership, regulation and bank risk-taking: evidence from the Middle East and North Africa (MENA) region', *Corporate Governance: The international journal of business in society*, 19(1), 23-43.
- Holmstrom, B. & Tirole, J. (1998), 'Private and public supply of liquidity', *Journal of political Economy*, 106(1), 1-40.
- Ho, T.H., Le, T.D. & Nguyen, D.T. (2021), 'Abnormal loan growth and bank risk-taking in Vietnam: A quantile regression approach', *Cogent Business & Management*, 8(1), 1908004.
- Hồ Thủy Tiên (2023), 'Chính sách an toàn vĩ mô và ổn định ngân hàng: Bằng chứng tại Việt Nam', *Tạp chí kinh tế và ngân hàng Châu Á*, 205(2023), 23-38
- Keeton, W.R. & Morris, C.S. (1987), 'Why do banks' loan losses differ', *Economic review*, 72(5), 3-21.
- Kiều, V.T.T., Tiến, L.T. & Dũng, N. T. (2021), 'Ảnh hưởng liên kết của rủi ro tín dụng và thanh khoản đến sự ổn định của hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Ngân hàng Châu Á*, 182(5), 78-95.
- Kruschke, J.K. (2011), 'Bayesian assessment of null values via parameter estimation and model comparison', *Perspectives on Psychological Science*, 6(3), 299-312.
- Le, D.Q.T. (2020), 'The interrelationship among bank profitability, bank stability, and loan growth: Evidence from Vietnam', *Cogent Business & Management*, 7(1), 1840488.
- Lê Đức Thắng (2023), 'Các nhân tố ảnh hưởng đến tỷ lệ nợ xấu tại các ngân hàng thương mại niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam', *Tạp chí Kế toán và Kiểm toán*, 6, từ <<https://sti.vista.gov.vn/tw/Lists/TaiLieuKHCN/Attachments/365706/CVv196S62023012.pdf>>.
- McNeish, D. (2016), 'On using Bayesian methods to address small sample problems', *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 23(5), 750-773.
- Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2021), *Vì sao chưa gỡ "barie" tín dụng*, truy cập lần cuối ngày 31 tháng 10 năm 2024, từ <https://www.sbv.gov.vn/webcenter/portal/vi/menu/rm/apph/tbnh/tbnh_

TÁC ĐỘNG CỦA ĐẦU TƯ CÔNG NGHỆ ĐẾN BIÊN LÃI RÒNG (NIM) TẠI CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM: TRƯỚC, TRONG VÀ SAU COVID-19

Nguyễn Minh Nhật*

Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

Email: nhatmn@hub.edu.vn

Phan Ngọc Mai Anh

Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

Email: 030135190027@st.hub.edu.vn

Mã bài báo: JED-2110

Ngày nhận: 27/11/2024

Ngày nhận bản sửa: 03/03/2025

Ngày duyệt đăng: 26/03/2025

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.2110

Tóm tắt:

Vai trò của công nghệ đang ngày trở nên quan trọng trong hoạt động kinh doanh của các ngân hàng thương mại (NHTM), đặc biệt với xu hướng chuyển đổi mạnh mẽ và cạnh tranh khốc liệt trong ngành tài chính ngân hàng hiện nay. Nghiên cứu được thực hiện nhằm đánh giá tác động của hoạt động đầu tư công nghệ (ĐTCN) đến biên lãi ròng (NIM) của các NHTM tại Việt Nam trong bối cảnh trước, trong và sau Covid-19. Kết quả nghiên cứu cho thấy rằng hoạt động ĐTCN chỉ thực sự cải thiện biên lãi ròng (NIM) của các NHTM kể từ sau giai đoạn Covid-19, giai đoạn trước đó không mang lại hiệu quả như kỳ vọng. Điều này có thể được lý giải thông qua động lực chuyển đổi số mạnh mẽ của các NHTM sau Covid-19, quá trình tích cực xây dựng hệ sinh thái số và hưởng lợi từ sự thay đổi hành vi của người tiêu dùng đối với công nghệ. Bên cạnh đó, nghiên cứu cũng tìm thấy các bằng chứng liên quan đến tỷ lệ cho vay và tỷ lệ giới tính nữ trong hội đồng quản trị của các NHTM có thể tác động tích cực đến giá trị NIM trong giai đoạn nghiên cứu từ 2012-2023.

Từ khóa: Ngân hàng thương mại, Covid-19, GMM, biên lãi ròng, đầu tư công nghệ.

Mã JEL: G21, O33, E44.

The impact of technology investment on net interest margin at Vietnamese commercial banks: Pre, during and post Covid-19

Abstract:

The role of technology is becoming increasingly important in the business activities of commercial banks, especially with the strong trend of transformation and intense competition in the current financial and banking sector. This research was conducted to assess the impact of technology investment on the net interest margin (NIM) of commercial banks in Vietnam in the periods before, during, and after Covid-19. The results show that technology investment has only effectively improved the NIM of commercial banks since the post Covid-19 period, while the prior period did not meet expectations. This can be attributed to the strong motivation for digital transformation among commercial banks following Covid-19, the proactive development of digital ecosystems, and the benefit from changes in consumer behavior toward technology. In addition, the study found evidence that lending ratios and the proportion of female board members in commercial banks can positively influence NIM during the study period from 2012 to 2023.

Keywords: Commercial bank, Covid-19, GMM, net interest margin (NIM), technology investment.

JEL codes: G21, O33, E44.

1. Giới thiệu

Các NHTM hiện nay đang tận dụng mạnh mẽ sự phát triển của yếu tố công nghệ như: dữ liệu lớn, Blockchain, điện toán đám mây, trí tuệ nhân tạo, do tầm quan trọng của chúng trong việc chuyển đổi mô hình kinh doanh, nâng cao chất lượng dịch vụ, gia tăng trải nghiệm của khách hàng, đa dạng hóa nguồn doanh thu kinh doanh và hiệu quả trong việc giảm chi phí quản lý ngân hàng (Pham & Nguyen, 2023). Một số lý thuyết kinh tế, tài chính quan trọng đã phản ánh sự tác động mạnh mẽ của ĐTCN đến biên lãi ròng và hiệu quả kinh doanh các tổ chức tài chính. Theo lý thuyết đổi mới công nghệ, yếu tố công nghệ có thể giúp các tổ chức tài chính nâng cao hiệu quả hoạt động, cải thiện khả năng cung cấp dịch vụ và thúc đẩy tăng trưởng lợi nhuận (Bátiz-Lazo & Wood, 2002). Trong khi đó, lý thuyết hiệu quả chi phí lại chỉ ra rằng, việc đầu tư vào yếu tố công nghệ có thể giúp các doanh nghiệp tối ưu hóa được chi phí hoạt động và cải thiện sự hiệu quả (Thatcher & Oliver, 2001).

Trong lĩnh vực tài chính ngân hàng, yếu tố công nghệ đóng vai trò quan trọng và có ảnh hưởng lớn đến biên lãi ròng (NIM) của các NHTM theo cả hướng tích cực lẫn tiêu cực. Nhiều nghiên cứu trên thế giới ủng hộ quan điểm cho rằng đầu tư vào hoạt động công nghệ có tác động tích cực đến hiệu quả hoạt động và tài chính của các NHTM (Cho & Chen, 2021). Đồng thời, đại dịch Covid-19 càng thúc đẩy quá trình chuyển đổi của các ngân hàng; và việc đầu tư, ứng dụng công nghệ trong hoạt động ngân hàng càng trở thành vấn đề cấp bách (Dadoukis & cộng sự, 2021). Trong thời kỳ đại dịch, các ngân hàng có năng lực ứng dụng công nghệ càng cao, thì càng có nhiều lợi thế cạnh tranh trên thị trường và giá trị biên lãi ròng (NIM) của ngân hàng cũng được cải thiện (Pham & cộng sự, 2024). Tuy nhiên, cũng có những nghiên cứu chỉ ra rằng các yếu tố công nghệ có tác động tiêu cực đến giá trị NIM của ngân hàng. Beccalli (2007) phân tích cho thấy rằng, hoạt động ĐTCN có thể làm suy giảm NIM của các NHTM do chi phí đầu tư ban đầu lớn và sự tác động của nó đến mô hình kinh doanh của các NHTM. Bên cạnh đó, nghiên cứu của Dadoukis & cộng sự (2021) cũng cho thấy rằng sự không nhất quán về sự tác động của yếu tố công nghệ đến độ ổn định và hiệu quả của các NHTM tại các giai đoạn khác nhau.

Nghiên cứu được thực hiện nhằm mục đích đánh giá tác động của hoạt động ĐTCN đến biên lãi ròng của các ngân hàng thương mại tại Việt Nam trong giai đoạn từ 2012 đến 2023 trong bối cảnh trước, trong và sau Covid-19. Mặc dù, có nhiều nghiên cứu về sự tác động của yếu tố công nghệ đến hoạt động kinh doanh của các NHTM, tuy nhiên chưa có nhiều nghiên cứu phân tích chi tiết mối quan hệ giữa ĐTCN và NIM trong các giai đoạn khác nhau trước, trong và sau Covid-19. Kết quả nghiên cứu kỳ vọng rằng sẽ cung cấp thêm các bằng chứng thực nghiệm về sự ảnh hưởng của ĐTCN đến NIM tại các NHTM, từ đó các ngân hàng sẽ xây dựng những chiến lược đầu tư phù hợp hơn vào công nghệ nhằm tối ưu hóa giá trị NIM trong tương lai.

Các nội dung tiếp theo của bài viết sẽ được cấu trúc như sau: (2) Tổng quan nghiên cứu, (3) Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu, (4) Kết quả nghiên cứu và (5) Kết luận.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Đầu tư công nghệ

Với sự tiến bộ và phát triển của công nghệ, tốc độ của cuộc cách mạng 4.0 đang diễn ra nhanh hơn và tác động đến mọi mặt của nền kinh tế các quốc gia trên thế giới, trong đó có lĩnh vực tài chính ngân hàng. ĐTCN và ứng dụng trong ngành ngân hàng đã mang lại nhiều thay đổi đáng kể trong hoạt động kinh doanh, đặc biệt là việc nâng cao chất lượng dịch vụ khách hàng, sản phẩm, dịch vụ hiện đại tại các NHTM (Gupta & cộng sự, 2018). Tuy nhiên, các dự án ĐTCN của các tổ chức lại khá mất thời gian và tốn kém (Chhaidar & cộng sự, 2023).

Dựa trên công thức đo lường ĐTCN được đề xuất bởi Brynjolfsson (1993), chỉ tiêu ĐTCN được tổng hợp dựa trên tài sản phần cứng và phần mềm thể hiện trên báo cáo tài chính của các ngân hàng. Các nghiên cứu của Gupta & cộng sự (2018) và Leckson-Leckey & cộng sự (2011) cũng áp dụng công thức tương tự để đo lường mức độ ĐTCN của các ngân hàng. Do đó, tác giả đo lường chỉ số ĐTCN bằng cách lấy logarit tổng chi tiêu hàng năm của các NHTM Việt Nam liên quan đến các yếu tố phần mềm và công nghệ. Thông tin này được xác định thông qua khoản mục Phần mềm vi tính được trình bày trong bản thuyết minh báo cáo tài chính hoặc được điều chỉnh phù hợp từ khoản mục Tài sản cố định vô hình của các NHTM.

Nghiên cứu của Nguyen & cộng sự (2023) cho rằng giai đoạn trước năm 2020 là giai đoạn trước Covid tại thị trường Việt Nam, giai đoạn sau Covid-19 thường đề cập đến giai đoạn sau năm 2021, khi nền kinh tế

bắt đầu phục hồi, theo dự báo tăng trưởng từ Quỹ Tiền tệ Quốc tế (Mbagwu & Obonofiemro, 2023). Do đó, trong nghiên cứu này, giai đoạn từ 2012 đến hết 2019 là giai đoạn trước Covid, giai đoạn từ 2020 đến hết 2021 là giai đoạn Covid, và từ 2022 đến hết 2023 là giai đoạn sau Covid.

2.2. Đầu tư công nghệ tác động đến NIM của các NHTM

Trong những năm gần đây, yếu tố công nghệ đã làm thay đổi hoạt động ngành tài chính ngân hàng và sự bùng phát của Covid-19 đã đẩy nhanh xu hướng này, khiến vấn đề áp dụng công nghệ trong hệ thống NHTM trở nên cấp thiết hơn bao giờ hết (Dadoukis & cộng sự, 2021). Ngoài ra, các ngân hàng có tỷ lệ ĐTCN cao hơn sẽ thu hút được nhiều tiền gửi hơn từ khách hàng, điều đó có nghĩa là các ngân hàng sẽ nâng cao lợi thế cạnh tranh dựa trên các yếu tố công nghệ (Kwan & cộng sự, 2021). Lợi ích của việc ứng dụng công nghệ thông tin còn thể hiện ở việc giảm chi phí hoạt động, nâng cao chất lượng quản lý dịch vụ khách hàng và đa dạng hóa nguồn thu kinh doanh và tăng giá trị NIM của ngân hàng trong thời kỳ Covid-19 (Pham & cộng sự, 2024). Citterio & cộng sự (2024) cho rằng giai đoạn xảy ra Covid đã tạo động lực cho các ngân hàng trong việc nâng cao lợi nhuận.

Dinh & cộng sự (2015) đã sử dụng các mô hình FEM và REM để tìm ra mối quan hệ tích cực giữa ngân hàng trực tuyến và lợi nhuận dịch vụ trong một nghiên cứu thực nghiệm tại các ngân hàng Việt Nam. Ngoài ra, tại các NHTM ở Trung Quốc, sự phát triển của công nghệ không chỉ cải thiện hiệu quả tài chính mà còn thúc đẩy đa dạng hóa, cải thiện giá trị NIM nhưng làm giảm thanh khoản (Cho & Chen, 2021). Tuy nhiên, Ho & Mallick (2010) kết luận rằng ĐTCN làm giảm giá trị NIM của ngân hàng khi tiến hành nghiên cứu thực nghiệm tại Hoa Kỳ. Beccalli (2007) cũng có quan điểm tương tự khi ông tìm thấy mối quan hệ tiêu cực giữa chi tiêu cho công nghệ và hiệu quả hoạt động của các ngân hàng ở Châu Âu, ngoài ra, tác giả cũng nhận thấy chi tiêu cho công nghệ có tác động tích cực trong dài hạn đến chi phí ngân hàng.

Như vậy, có thể thấy có nhiều quan điểm khác nhau về tác động của ĐTCN đến hiệu quả hoạt động của NHTM. Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả tiến hành đánh giá tác động của yếu tố ĐTCN đến biên lãi ròng của các NHTM Việt Nam mà đại diện là chỉ số NIM. Ngoài ra, nhóm tác giả cũng xem xét cụ thể tác động của yếu tố công nghệ đến biên lãi ròng của các NHTM trong từng giai đoạn trước, trong và sau Covid-19, để cung cấp đánh giá tổng quan về hiệu quả của quá trình ĐTCN tại các NHTM Việt Nam.

3. Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

Dữ liệu mô hình được phân tích thông qua các phương pháp định lượng bao gồm mô hình hồi quy gộp (Pooled OLS), mô hình tác động cố định (FEM) và mô hình tác động ngẫu nhiên (REM). Các mô hình kiểm định bao gồm kiểm định F và kiểm định Hausman được sử dụng để lựa chọn mô hình phù hợp cho nghiên cứu này. Sau đó, phương pháp bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (Feasible generalized least squares - FGLS) sẽ được thực hiện nếu có sự không đồng nhất và tự tương quan trong mô hình (Cotte Poveda, 2011). Cuối cùng, phương pháp GMM được thực hiện để khắc phục hiện tượng biến nội sinh trong mô hình thông qua các biến công cụ (Arellano & Bond, 1991).

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu phân tích mẫu 24 NHTM cổ phần tại Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2012 đến năm 2023. Dữ liệu được tác giả thu thập từ các chỉ tiêu trong báo cáo tài chính đã kiểm toán của các NHTM cổ phần Việt Nam và dữ liệu các biến vĩ mô được lấy từ Tổng cục Thống kê Việt Nam. Tác giả sử dụng dữ liệu bảng để đánh giá tác động của yếu tố ĐTCN đến biên lãi ròng của các NHTM tại Việt Nam.

Dựa trên các nghiên cứu đã được xem xét, tác giả xây dựng 3 mô hình nghiên cứu theo các giai đoạn trước, trong và sau:

$$NIM_{it} = \beta_0 + \beta_1 LAGNIM_{it-1} + \beta_2 TE_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 DIV_{it} + \beta_5 CIR_{it} + \beta_6 DEP_{it} + \beta_7 LOAN_{it} + \beta_8 GENDER_{it} + \beta_9 PRECV_{it} + \beta_{10} PRECVTE_{it} + \beta_{11} GDP_{it} + \beta_{12} INF_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$NIM_{it} = \beta_0 + \beta_1 LAGNIM_{it-1} + \beta_2 TE_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 DIV_{it} + \beta_5 CIR_{it} + \beta_6 DEP_{it} + \beta_7 LOAN_{it} + \beta_8 GENDER_{it} + \beta_9 CV_{it} + \beta_{10} CVTE_{it} + \beta_{11} GDP_{it} + \beta_{12} INF_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$NIM_{it} = \beta_0 + \beta_1 LAGNIM_{it-1} + \beta_2 TE_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 DIV_{it} + \beta_5 CIR_{it} + \beta_6 DEP_{it} + \beta_7 LOAN_{it} + \beta_8 ENDER_{it} + \beta_9 POSTCV_{it} + \beta_{10} POSTCVTE_{it} + \beta_{11} GDP_{it} + \beta_{12} INF_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

3.3. Mô tả các biến

Bên cạnh yếu tố công nghệ, nghiên cứu cũng thực hiện đánh giá tác động của nhóm biến đặc trưng ngân hàng và các yếu tố vĩ mô đến NIM của các NHTM Việt Nam.

Quy mô ngân hàng (SIZE): thể hiện độ lớn của ngân hàng trong hệ thống và được đo lường thông qua logarit tự nhiên của tổng tài sản ở từng năm. Theo lý thuyết quy mô ngân hàng (Economies of scale), khi quy mô của ngân hàng tăng, chi phí hoạt động trung bình trên mỗi đơn vị giao dịch hoặc khoản vay giảm do việc tối ưu hóa nguồn lực và công nghệ. Điều này giúp ngân hàng tăng hiệu quả hoạt động, từ đó cải thiện biên lãi ròng. Nghiên cứu của Pham & Nguyen (2023) cũng tìm được bằng chứng thực nghiệm cho rằng các ngân hàng có thể tận dụng lợi thế quy mô và danh tiếng để tạo ra lợi nhuận từ đó tăng biên lãi ròng của các NHTM.

Đa dạng hóa thu nhập (DIV): được đo lường thông qua chỉ số HHI (Herfindahl-hirschman index). Hệ số NIM của ngân hàng được cải thiện đáng kể thông qua chiến lược đa dạng hóa thu nhập (Phan & cộng sự, 2022), nghĩa là ngân hàng ít phụ thuộc vào hoạt động cho vay và sự biến động của lãi suất.

Chi phí hoạt động (CIR): được đo lường thông qua tỷ lệ giữa chi phí hoạt động trên tổng doanh thu hoạt động. Chi phí hoạt động của các ngân hàng thấp hơn có nghĩa ngân hàng sẽ giảm bớt gánh nặng về tài chính và cải thiện được khả năng sinh lời của các ngân hàng (Dietrich & Wanzenried, 2011). Do đó, tác giả kỳ vọng chi phí hoạt động tác động ngược chiều đến biên lãi ròng của các ngân hàng.

Tỷ lệ tiền gửi (DEP): Tỷ lệ tiền gửi được đo lường thông qua tỷ lệ tiền gửi trên tổng tài sản. Thông thường, tiền gửi luôn được coi là nguồn vốn chính của ngân hàng, ngân hàng càng có nguồn tiền gửi từ khách hàng

Bảng 1: Mô tả các biến trong mô hình

Biến	Ký hiệu	Công thức
Biến phụ thuộc		
Biên lãi ròng	NIM	$\frac{\text{Thu nhập lãi bình quân}}{\text{Tổng tài sản sinh lời từ lãi bình quân}}$
Biến độc lập		
Đầu tư công nghệ	TE	$\text{Log}(\text{Đầu tư công nghệ})$
Đầu tư công nghệ giai đoạn trước Covid	PRECVTE	$\begin{aligned} &\text{Giai đoạn trước Covid} * \text{Log}(\text{đầu tư công nghệ}) \\ &\text{Giai đoạn trước Covid (2012 – 2019)} = 1 \\ &\text{Giai đoạn còn lại} = 0 \end{aligned}$
Đầu tư công nghệ giai đoạn Covid	CVTE	$\begin{aligned} &\text{Giai đoạn Covid} * \text{Log}(\text{đầu tư công nghệ}) \\ &\text{Giai đoạn Covid (2020 – 2021)} = 1 \\ &\text{Giai đoạn còn lại} = 0 \end{aligned}$
Đầu tư công nghệ giai đoạn sau Covid	POSTCVTE	$\begin{aligned} &\text{Giai đoạn sau Covid} * \text{Log}(\text{đầu tư công nghệ}) \\ &\text{Giai đoạn sau Covid (2022 – 2023)} = 1 \\ &\text{Giai đoạn còn lại} = 0 \end{aligned}$
Biến kiểm soát		
Quy mô tài sản	SIZE	$\text{Log}(\text{Tổng tài sản})$
Đa dạng hóa thu nhập	DIV	$1 - [(\text{Thu nhập ròng từ lãi vay} / \text{Thu nhập hoạt động ròng})^2 + (\text{Thu nhập phi lãi} / \text{Thu nhập hoạt động ròng})^2]$
Chi phí hoạt động	CIR	$\frac{\text{Chi phí hoạt động}}{\text{Tổng thu nhập hoạt động}}$
Tỷ lệ tiền gửi	DEP	$\frac{\text{Tiền gửi khách hàng}}{\text{Tổng tài sản}}$
Tỷ lệ cho vay	LOAN	$\frac{\text{Cho vay khách hàng}}{\text{Tổng tài sản}}$
Tỷ lệ giới tính trong hội đồng quản trị	GENDER	$\frac{\text{Số thành viên nữ trong hội đồng quản trị}}{\text{Tổng số thành viên hội đồng quản trị}}$
Tốc độ tăng trưởng kinh tế	GDP	Thu thập từ Tổng cục thống kê Việt Nam
Tỷ lệ lạm phát	INF	Thu thập từ Tổng cục thống kê Việt Nam

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

dồi dào thì họ càng có nhiều cơ hội trong hoạt động tín dụng của mình.

Tỷ lệ cho vay (LOAN): tỷ lệ đo lường thông qua yếu tố cho vay trên tổng tài sản. Nếu một ngân hàng cho vay quá nhiều mà không kiểm soát chặt chẽ sẽ ảnh hưởng tiêu cực đến khả năng sinh lời của ngân hàng (Kriebel & Debener, 2019).

Tỷ lệ giới tính trong hội đồng quản trị (GENDER): được đo lường thông qua tỷ lệ giới tính nữ trong ban hội đồng quản trị của các NHTM Việt Nam ở mỗi năm. Nghiên cứu của Berhe (2023), Grishunin & cộng sự (2024) chỉ ra rằng tỷ lệ giới tính nữ trong ban quản trị của các ngân hàng trên thế giới càng cao thì khả năng sinh lời của các ngân hàng càng lớn, giảm thiểu rủi ro hoạt động, dường như nữ sẽ có quyết định thận trọng hơn so với nam.

Tốc độ tăng trưởng kinh tế (GDP): Nhiều nghiên cứu đã sử dụng GDP như một yếu tố kinh tế vĩ mô và là thước đo chung được sử dụng để đo lường hoạt động kinh tế trong một nền kinh tế (Nguyen & cộng sự, 2023).

Tỷ lệ lạm phát (INF): phản ánh xu hướng gia tăng về mức chung của các mức giá hàng hóa và dịch vụ. Yếu tố lạm phát được đưa vào các nghiên cứu để đánh giá tác động đến yếu tố lợi nhuận, khả năng sinh lời và biên lãi ròng của ngân hàng (Batten & Vo, 2019).

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2: Kết quả thống kê mô tả

Biến	Quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
NIM	254	0,0343	0,0134	0,0058	0,0941
NIM _{it-1}	253	0,0314	0,0154	0	0,0941
TE	254	4,9404	0,6099	3,1694	6,4438
SIZE	254	19,0192	1,1818	16,502	21,5566
DIV	254	0,3159	0,1050	0,0411	0,4999
CIR	254	0,4848	0,1379	0,1408	0,8915
DEP	254	0,6813	0,0998	0,4141	0,8937
LOAN	254	0,6032	0,0980	0,2635	0,7881
GENDER	254	0,2016	0,1737	0	0,8
GDP	254	0,0595	0,0173	0,0256	0,0802
INF	254	0,0355	0,0198	0,0063	0,0909

Nguồn: Kết quả xử lý từ Stata 17.

Thống kê mô tả được thể hiện trong Bảng 2 với 254 quan sát sử dụng dữ liệu từ 24 NHTM Việt Nam. Trong đó, giá trị biên lãi ròng trung bình (NIM) là 3,43%, giá trị NIM cao nhất là 9,41% và thấp nhất là 0,58%. Mức độ ĐTCN khá cao, với giá trị cao nhất đạt 6,4438 và giá trị thấp nhất là 3,1694. Quy mô ngân hàng tương đối lớn với giá trị trung bình đạt 19,0192 và độ lệch chuẩn là 1,1818. Đa dạng hóa thu nhập cũng được các ngân hàng chú trọng với giá trị cao nhất đạt 0,4999. Tuy nhiên, tỷ lệ chi phí hoạt động tương đối cao với giá trị trung bình là 48,48% và độ lệch chuẩn là 13,79%. Tỷ lệ tiền gửi và tỷ lệ cho vay của các NHTM Việt Nam ở mức cao, giá trị cao nhất của cả hai chỉ tiêu lần lượt là 89,37% và 78,81%, giá trị thấp nhất lần lượt là 41,41% và 26,35%. Tỷ lệ giới tính nữ trong thành viên hội đồng quản trị có sự chênh lệch lớn giữa các NHTM, cao nhất là 80%.

4.2. Kết quả tương quan giữa các biến và đa cộng tuyến

Trong Bảng 3, kết quả kiểm định cho thấy giá trị hệ số tương quan của các biến đều nhỏ hơn 0,8 nên mô hình không xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến (Gujarati & cộng sự, 2004). Bảng 3 thể hiện kết quả ma trận hệ số tương quan giữa các cặp biến trong nghiên cứu. Trong đó, biến đầu tư công nghệ (TE), quy mô ngân hàng (SIZE), đa dạng hóa thu nhập (DIV), tỷ lệ cho vay (LOAN) và tốc độ tăng trưởng kinh tế (GDP) có tác động cùng chiều đến biên lãi ròng (NIM). Ngược lại, chi phí hoạt động (CIR), tỷ lệ tiền gửi (DEP), tỷ lệ giới tính (GENDER) và lạm phát (INF) đều có tác động ngược chiều đến giá trị NIM của ngân hàng tại Việt Nam.

Kiểm định VIF được thực hiện sau khi triển khai mô hình Pooled-OLS, các giá trị của các biến trong mô hình VIF đều dưới ngưỡng 10 và giá trị VIF trung bình là 1,71, điều này có nghĩa là mô hình không có đa

Bảng 3: Kết quả tương quan giữa các biến và đa cộng tuyến

	NIM	LAGNIM	TE	SIZE	DIV	CIR	DEP	LOAN	GENDER	GDP	INF
NIM	1,0000										
NIM _{it-1}	0,7326	1,0000									
TE	0,3246	0,2579	1,0000								
SIZE	0,1485	0,2095	0,7518	1,0000							
DIV	0,0031	0,1025	0,3182	0,3107	1,0000						
CIR	-0,5354	-0,4087	-0,3873	-0,4478	-0,2013	1,0000					
DEP	-0,3827	-0,2578	-0,1215	0,0588	-0,0619	0,2710	1,0000				
LOAN	0,2114	0,2220	0,1434	0,3077	-0,0960	-0,2872	0,3757	1,0000			
GENDER	-0,3008	-0,2515	-0,1630	-0,1448	-0,1373	0,1659	0,1486	-0,0128	1,0000		
GDP	0,0745	-0,0056	-0,0909	-0,0863	-0,0908	0,1326	0,0340	-0,0462	-0,0283	1,0000	
INF	-0,0654	-0,3993	-0,0609	-0,1997	-0,0860	0,0973	-0,1573	-0,2530	-0,0728	-0,0229	1,0000
VIF		1,74	2,60	2,95	1,22	1,72	1,65	1,64	1,14	1,03	1,42
Mean VIF						1,71					

Nguồn: Kết quả xử lý từ Stata 17.

cộng tuyến (Gujarati & cộng sự, 2004).

4.3. Kết quả hồi quy

Kết quả Bảng 4 cho thấy giá trị kiểm định F đều bằng 0,0000, nhỏ hơn 0,05. Do đó, các mô hình (Pooled-OLS, FEM và REM) đều phù hợp với cả hai biến độc lập. Giá trị R bình phương của các mô hình Pooled-OLS, FEM và REM của biến NIM đều lớn hơn 50%, điều này có nghĩa là mô hình định lượng giải thích được hơn 50% các biến động của NIM.

Các yếu tố đầu tư công nghệ (TE), đầu tư công nghệ giai đoạn hậu Covid (POSTCVTE), tỷ lệ cho vay (LOAN) và tỷ lệ giới tính nữ trong hội đồng quản trị (GENDER) có tác động tích cực đến NIM. Ngược lại, quy mô ngân hàng (SIZE), đa dạng hóa thu nhập (DIV), chi phí hoạt động (CIR), tỷ lệ tiền gửi (DEP), và đầu tư công nghệ giai đoạn trước Covid có tác động tiêu cực đến biến NIM. Kết quả phân tích định lượng không tìm thấy bất kỳ tác động nào của ĐTCN trong giai đoạn Covid (TECV) và GDP đến giá trị NIM ngân hàng.

Để xác định mô hình phù hợp nhất trong số các mô hình trên, tác giả tiến hành kiểm định các mô hình để đưa ra lựa chọn. Đầu tiên, để lựa chọn giữa mô hình Pool-OLS và mô hình FEM, kiểm định F được tiến hành. Trong cả ba mô hình, giá trị kiểm định F là 0,0000, đều nhỏ hơn 0,05. Do đó, mô hình FEM được ưu tiên ở ba mô hình.

Sau đó, kiểm định Hausman được tiến hành để lựa chọn giữa các mô hình FEM và REM trong cả ba mô hình. Kết quả từ kiểm định Hausman là Prob>chi2=0,0000, nhỏ hơn 0,05. Do đó, mô hình FEM là phù hợp nhất cho ba mô hình. Để kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến và tự tương quan trong các mô hình, kiểm định Modified Wald cho kết quả Prob>chi2=0,0000, nhỏ hơn 0,05 và Prob>F=0,000 trong kiểm định Wooldridge, nhỏ hơn 0,05. Do đó, hiện tượng đa cộng tuyến và tự tương quan xuất hiện ở cả ba mô hình nghiên cứu. Để khắc phục hiện tượng này ở các mô hình nghiên cứu, tác giả sử dụng mô hình FGLS.

Tuy nhiên, hiện tượng nội sinh không thể khắc phục bằng mô hình FGLS, do đó mô hình GMM được sử dụng trong nghiên cứu để khắc phục hiện tượng biến nội sinh thông qua các biến công cụ (Roodman, 2009).

Kết quả Bảng 5 cho thấy số biến công cụ sử dụng trong mô hình thấp hơn số nhóm trong cả ba mô hình nghiên cứu, điều này phù hợp với quy tắc chung trong GMM theo Roodman (2009). Kiểm định Hansen là 0,147 ở mô hình 1, 0,755 ở mô hình 2 và 0,118 ở mô hình 3, điều này cho thấy các biến công cụ sử dụng trong mô hình là phù hợp. Ngoài ra, giá trị AR(2) của mô hình nghiên cứu lợi nhuận ngân hàng đều cao hơn 0,05, nghĩa là không có hiện tượng tự tương quan trong cả hai mô hình (Arellano & Bond, 1991). Dựa trên các yếu tố trên, phương pháp GMM cho kết quả

Bảng 4: Kết quả hồi quy mô hình Pooled-OLS, FEM và REM

Biến	Pooled-OLS (1)	Pooled-OLS (2)	Pooled-OLS (3)	FEM (1)	FEM (2)	FEM (3)	REM (1)	REM (2)	REM (3)
NIM _{it-1}	0,6066***	0,6106***	0,6117***	0,2926***	0,2855***	0,3044***	0,4417***	0,4425***	0,4539***
TE	0,0072***	0,0049***	0,0044***	0,0078***	0,0052***	0,0051***	0,0077***	0,0054***	0,0051***
SIZE	-0,0026***	-0,0026***	-0,0026***	-0,0019	-0,0027**	-0,0029**	-0,0026***	-0,0027***	-0,0028***
DIV	-0,0109***	-0,0114***	-0,0117***	-0,0155***	-0,0160***	-0,0170***	-0,0127***	-0,0133***	-0,0138***
CIR	-0,0220***	-0,0228***	-0,0226***	-0,0285***	-0,0295***	-0,0299***	-0,0259***	-0,0266***	-0,0266***
DEP	-0,0114**	-0,0121**	-0,0110**	-0,0207***	-0,0244***	-0,0205***	-0,0179***	0,0198***	-0,0171***
LOAN	0,0185***	0,0187***	0,0178***	0,0370***	0,0426***	0,0361***	0,0268***	0,0287***	0,0255***
GENDER	0,0040	0,0041*	0,0036*	0,0059*	0,0042	0,0071**	0,0007*	0,0014	0,0003**
PRECV	0,0166**			0,0199***			0,0176***		
PRECVTE	-0,0033**			-0,0037***			-0,0034***		
CV		-0,0048			-0,0086			-0,0064	
TECV		0,0007			0,0009			0,0007	
POSTCV			-0,0237**			-0,0272***			-0,0250***
POSTCVTE			0,0046**			0,0053***			0,00484***
GDP	-0,0287	-0,0501	-0,0252	-0,0289	-0,0944**	-0,0140	-0,0258	-0,0701	-0,0187
INF	0,2315***	0,2276***	0,2333***	0,1531***	0,1334***	0,1508***	0,1838***	0,1741***	0,1872***
cons	0,0338***	0,0473***	0,0481***	0,0273	0,0616***	0,0608**	0,0383***	0,0564***	0,0552***
R-squared	78,19%	77,69%	78,28%	67,31%	66,77%	67,69%	77,14%	76,57%	77,35%
Kiểm định F	0,0000	0,0000	0,0000						
Kiểm định Hausman	Prob>chi2 = 0,0000	Prob>chi2 = 0,0000	Prob>chi2 = 0,0000						
Kiểm định Modified Wald	Prob>chi2 = 0,0000	Prob>chi2 = 0,0000	Prob>chi2 = 0,0000						
Kiểm định Wooldridge	Prob>F = 0,0000	Prob>F = 0,0000	Prob>F = 0,0000						

Lưu ý: *, **, *** biểu thị mức ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Kết quả xử lý từ Stata 17.

Bảng 5: Kết quả hồi quy mô hình FGLS và GMM

Biến	FGLS (1)	FGLS (2)	FGLS (3)	GMM (1)	GMM (2)	GMM (3)
NIM _{it-1}	0,4221***	0,4045***	0,4247***	0,7172***	0,8696***	0,7427***
TE	0,0077***	0,0059***	0,0051***	0,0050***	0,0051***	0,0031***
SIZE	-0,0025***	-0,0026***	-0,0025***	-0,0019***	-0,0023**	-0,0016**
DIV	-0,0104***	-0,0107***	0,0106***	-0,0113**	0,01660**	-0,0104*
CIR	-0,0256***	-0,0261***	-0,0249***	-0,0195***	-0,0111*	-0,0172***
DEP	-0,0136***	-0,0136***	-0,0124***	-0,0065**	0,0040*	-0,0069*
LOAN	0,0161***	0,0167***	0,0148***	0,0103**	0,0169*	0,0100*
GENDER	0,0021*	-0,0033	-0,0028**	0,0022**	0,0035	0,0038*
PRECV	0,0159**			0,0094**		
PRECVTE	-0,0030**			-0,0016*		
CV		-0,0053			0,0107	
TECV		0,0002			-0,0025	
POSTCV			-0,0232**			-0,0183***
POSTCVTE			0,00458**			0,0032***
GDP	- 0,0184	-0,0928***	- 0,0150	- 0,0333	- 0,0271	- 0,0004
INF	0,1452***	0,1230***	0,1467***	0,2108***	0,0054	0,2261***
cons	0,0400***	0,0588***	0,0548***	0,0264**	0,0107*	0,0277**
Number of groups				23	23	23
Number of instruments				21	21	21
AR(2)				0,289	0,537	0,178
Hansen test				0,147	0,755	0,118

Lưu ý: *, **, *** biểu thị mức ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Kết quả xử lý từ Stata 17.

mô hình phù hợp và hiệu quả vì nó loại bỏ được các khuyết tật của mô hình.

Yếu tố đầu tư công nghệ có tác động đáng kể đến giá trị NIM của các ngân hàng ở mức ý nghĩa 1%. Đối với yếu tố biên lãi ròng ngân hàng, kết quả nghiên cứu thực nghiệm phù hợp với nghiên cứu của Chhaidar & cộng sự (2023) và Leckson-Leckey & cộng sự (2011), và trái ngược với quan điểm của Nguyen & cộng sự (2023). Điều này có nghĩa là ĐTCN sẽ mang lại lợi ích về mặt lợi nhuận cho các NHTM. Ngoài ra, các yếu tố trung gian như đổi mới quy trình vận hành và nâng cao chất lượng quản lý khách hàng cũng góp phần nâng cao hiệu quả chuyển đổi công nghệ, qua đó cải thiện đáng kể hiệu quả và sự ổn định tài chính của các ngân hàng. Khi phân tích cụ thể tác động của ĐTCN trong từng giai đoạn, kết quả thực nghiệm cho thấy ĐTCN trước giai đoạn Covid làm giảm giá trị NIM của ngân hàng, nhưng ĐTCN lại làm tăng giá trị NIM giai đoạn sau Covid ở mức ý nghĩa 1%. Điều này có thể được giải thích do chi phí chuyển đổi công nghệ rất lớn, do đó trong giai đoạn đầu, chi phí bỏ ra lớn hơn lợi nhuận thu được, kết quả làm giảm giá trị NIM của ngân hàng trong giai đoạn bình thường, nghĩa là giai đoạn trước khi xảy ra đại dịch Covid (Ho & Mallick, 2010; Beccalli, 2007). Tuy nhiên, đại dịch Covid đã tạo động lực cho sự phát triển của công nghệ trên toàn thế giới và các ngân hàng phải tạo ra sự chuyển đổi để đáp ứng nhu cầu của khách hàng. Các ngân hàng có hoạt động đầu tư và ứng dụng công nghệ cao lại hoạt động tốt hơn các ngân hàng sau Covid-19 (Dadoukis & cộng sự, 2021; Kwan & cộng sự, 2021), và mang lại nhiều lợi nhuận hơn so với giai đoạn trước Covid-19 (Citterio & cộng sự, 2024), do đó mà hoạt động ĐTCN cải thiện giá trị NIM của các ngân hàng và khắc phục được hậu quả do Covid gây ra.

Quy mô ngân hàng có tác động tiêu cực đến giá trị NIM của các NHTM, kết luận này trái ngược với nghiên cứu của Pham & Nguyen (2023). Diem Chi & cộng sự (2021) cho rằng các ngân hàng lớn có thể hoạt động kém hiệu quả hơn các ngân hàng nhỏ và phát hiện thấy mối quan hệ nghịch đảo U giữa quy mô ngân hàng và lợi nhuận tại thị trường Việt Nam, nghĩa là quy mô giúp tăng lợi nhuận ngân hàng đến ngưỡng tối đa, sau đó lợi nhuận sẽ giảm.

Mức độ đa dạng hóa thu nhập có tác động tiêu cực đến biến NIM của ngân hàng ở mức ý nghĩa 1%. Stiroh (2004) cho rằng sự gia tăng thu nhập từ các hoạt động phi truyền thống (như phí dịch vụ và các sản phẩm tài chính phái sinh) có thể không ổn định, nhất là đối với các ngân hàng nhỏ vốn có ít kinh nghiệm trong các

lĩnh vực này, do đó giá trị NIM của ngân hàng giảm và thậm chí còn làm gia tăng rủi ro cho các ngân hàng.

Chi phí hoạt động càng cao thì giá trị NIM của ngân hàng càng thấp. Chi phí hoạt động của NHTM thường khá cao và trong giai đoạn Covid-19, chi phí vẫn ở mức cao, dẫn đến tỷ lệ chi phí hoạt động tăng trong khi thu nhập của ngân hàng giảm do ảnh hưởng của dịch bệnh (Pham & Nguyen, 2023). Điều này dẫn đến giá trị NIM của ngân hàng giảm do phải bù đắp vào các khoản chi phí hoạt động.

Tỷ lệ tiền gửi (DEP) thể hiện mối tương quan âm với giá trị NIM của ngân hàng ở mức ý nghĩa 10% và tỷ lệ cho vay lại cải thiện NIM của các NHTM. Điều này có nghĩa các NHTM đang sử dụng tiền gửi chưa thật sự hiệu quả. Tuy nhiên, hoạt động cho vay có thể được xem là một trong những giải pháp để cải thiện hiệu quả sử dụng nguồn vốn huy động, nhưng các NHTM phải lưu ý đến chất lượng tín dụng trong hoạt động cho vay (Dietrich & Wanzenried, 2011).

Tỷ lệ giới tính nữ trong hội đồng quản trị có tác động tích cực đối với giá trị NIM tại các NHTM. Do sự đa dạng về tỷ lệ giới tính trong thành viên hội đồng quản trị mang lại những góc nhìn mới về môi trường, nguồn thông tin phong phú hơn và tăng tính sáng tạo và đổi mới (Berhe, 2023). Tỷ lệ nữ thành viên hội đồng quản trị cao hơn có liên quan đến lợi nhuận và hiệu quả chi phí cao hơn (Dong & cộng sự, 2017) do các thành viên nữ có xu hướng né tránh rủi ro và thận trọng, điều này làm cân bằng các quyết định của các thành viên nam trong hội đồng quản trị (Chen & cộng sự, 2019).

Lạm phát (INF) tác động tích cực đến giá trị NIM của các NHTM, ngụ ý rằng các ngân hàng không phải chịu bất kỳ chi phí lạm phát nào. Lạm phát được dự báo trước hoặc không dự báo trước sẽ có tác động đến hoạt động của ngân hàng, khi lạm phát được dự báo trước các NHTM sẽ điều chỉnh lãi suất danh nghĩa như một phản ứng với sự gia tăng của lạm phát, đảm bảo khả năng sinh lời của các ngân hàng. Ngoài ra, hiện tượng này còn được giải thích như là khả năng chuyển chi phí lạm phát sang cho khách hàng (Batten & Vo, 2019). Tuy nhiên, nghiên cứu không tìm thấy tác động của tốc độ tăng trưởng kinh tế đến NIM của các NHTM Việt Nam.

5. Kết luận

Nghiên cứu thực hiện nghiên cứu tại 24 NHTM cổ phần Việt Nam giai đoạn 2012-2023 để đánh giá sự tác động của ĐTCN đến giá trị NIM của ngân hàng. Dựa trên kết quả nghiên cứu thực nghiệm, tác giả đề xuất một số kiến nghị như sau:

Thứ nhất, ĐTCN sẽ giúp các ngân hàng nâng cao uy tín và thu hút khách hàng (Nguyen & cộng sự, 2023) thông qua việc cải tiến và đa dạng các sản phẩm, dịch vụ (Gupta & cộng sự, 2018), từ đó biên lãi ròng sẽ được cải thiện đáng kể. Các NHTM Việt Nam cần nâng cao hiệu quả ĐTCN, đa dạng hóa các sản phẩm công nghệ và cân nhắc về chiến lược hợp tác với các công ty Fintech, điều này sẽ giúp các NHTM giảm chi phí quảng cáo và kích thích nhiều khách hàng sử dụng sản phẩm dịch vụ của ngân hàng hơn.

Thứ hai, các ngân hàng có thể giảm chi phí hoạt động thông qua ứng dụng sự phát triển của công nghệ vào quá trình quản lý dữ liệu, chăm sóc khách hàng và xử lý giao dịch. Ngoài ra, hoạt động cho vay vẫn là hoạt động chính của các NHTM tại Việt Nam, việc thúc đẩy hoạt động cho vay và gia tăng quản trị rủi ro tín dụng sẽ giúp các NHTM sử dụng nguồn vốn một cách hiệu quả.

Thứ ba, các NHTM cần duy trì tỷ lệ giới tính nữ nhất định trong hội đồng quản trị của ngân hàng. Sự đa dạng về giới tính có thể cải thiện việc ra quyết định trong phòng họp bằng cách cho phép lựa chọn các phương án tốt nhất dựa trên nguồn lực và kiến thức chuyên môn độc đáo do các nữ giám đốc cung cấp.

Kết quả nghiên cứu này mang lại những gợi ý quan trọng cho các nhà hoạch định chính sách, các nhà quản lý ngân hàng trong việc xây dựng chiến lược ĐTCN hiệu quả, giúp họ hiểu rõ hơn về sự tác động của các khoản ĐTCN đến NIM của ngân hàng trong các giai đoạn phát triển khác nhau. Đồng thời, nghiên cứu cũng nhấn mạnh vai trò của việc đa dạng hóa giới tính trong hội đồng quản trị ngân hàng như một yếu tố tác động tích cực đến biên lãi ròng, từ đó thúc đẩy các ngân hàng quan tâm hơn đến yếu tố này trong chiến lược phát triển nhân sự của tổ chức.

Tài liệu tham khảo:

- Arellano, M. & Bond, S. (1991), 'Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations', *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Bátiz-Lazo, B. & Wood, D. (2002), 'An historical appraisal of information technology in commercial banking', *Electronic Markets*, 12(3), 192-205.
- Batten, J. & Vo, X.V. (2019), 'Determinants of bank profitability—Evidence from Vietnam', *Emerging Markets Finance and Trade*, 55(6), 1417-1428.
- Beccalli, E. (2007), 'Does IT investment improve bank performance? Evidence from Europe', *Journal of Banking & Finance*, 31(7), 2205-2230. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.10.022>.
- Berhe, A.G. (2023), 'Board structure and bank performance: Evidence from Ethiopia', *Cogent Business & Management*, 10(1), 2163559. <https://doi.org/10.1080/23311975.2022.2163559>
- Brynjolfsson, E. (1993), 'The productivity paradox of information technology', *Communications of the ACM*, 36(12), 66-77. <https://doi.org/10.1145/163298.163309>
- Chen, J., Leung, W.S., Song, W. & Goergen, M. (2019), 'Why female board representation matters: The role of female directors in reducing male CEO overconfidence', *Journal of Empirical Finance*, 53, 70-90. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2020.101398>.
- Chhaidar, A., Abdelhedi, M. & Abdelkafi, I. (2023), 'The effect of financial technology investment level on European banks' profitability', *Journal of the Knowledge Economy*, 14(3), 2959-2981. <https://doi.org/10.1007/s13132-022-00992-1>.
- Cho, T.Y. & Chen, Y.S. (2021), 'The impact of financial technology on China's banking industry: An application of the metafrontier cost Malmquist productivity index', *The North American Journal of Economics and Finance*, 57, 101414. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2021.101414>
- Citterio, A., King, T. & Locatelli, R. (2024), 'Is digital transformation profitable for banks? Evidence from Europe', *Finance Research Letters*, 106269. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.10>.
- Cotte Poveda, A. (2011), 'Socio-economic development and violence: An empirical application for seven metropolitan areas in Colombia', *Peace Economics, Peace Science and Public Policy*, 17(1). <https://doi.org/10.2202/1554-8597.1223>.
- Dadoukis, A., Fiaschetti, M. & Fusi, G. (2021), 'IT adoption and bank performance during the Covid-19 pandemic', *Economics Letters*, 204, 109904. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2021.109904>
- Diem Chi, L.H., Van Dung, H. & Chau, N.T.M. (2021), 'The threshold for the efficient scale of Vietnamese commercial banks: A study based on Bayesian model', in *Data Science for Financial Econometrics*, Ngoc Thach, N., Kreinovich, V. & Trung, N.D. (Eds.), Springer International Publishing, 531-542). https://doi.org/10.1007/978-3-030-48853-6_36.
- Dietrich, A. & Wanzenried, G. (2011), 'Determinants of bank profitability before and during the crisis: Evidence from Switzerland', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(3), 307-327. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2010.11.002>.
- Dinh, V., Le, U. & Le, P. (2015), 'Measuring the impacts of internet banking to bank performance: Evidence from Vietnam', *Journal of Internet Banking and Commerce*, 20(2), 1-5. <http://dx.doi.org/10.4172/1204-5357.1000103>.
- Dong, Y., Girardone, C. & Kuo, J.M. (2017), 'Governance, efficiency and risk taking in Chinese banking', *The British Accounting Review*, 49(2), 211-229.
- Grishunin, S., Yarantseva, A. & Karminsky, A. (2024), 'Influence of gender and age diversity of boards on financial and market performance of banks', *Procedia Computer Science*, 242, 372-379.
- Gujarati, D.N., Bernier, B. & Bernier, B. (2004), *Econometrie*, Brussels: De Boeck, 17-25.
- Gupta, S.D., Raychaudhuri, A. & Haldar, S.K. (2018), 'Information technology and profitability: Evidence from Indian banking sector', *International Journal of Emerging Markets*, 13(5), 1070-1087.
- Ho, S.J. & Mallick, S.K. (2010), 'The impact of information technology on the banking industry', *Journal of the Operational Research Society*, 61(2), 211-221. <https://doi.org/10.1057/jors.2008.128>.

-
- Kriebel, J. & Debener, J. (2019), 'The effect of digital transformation on bank performance', *SSRN Electronic Journal*, from <<https://doi.org/10.2139/ssrn.3461594>>.
- Kwan, A., Lin, C., Pursiainen, V. & Tai, M. (2021), 'Stress testing banks' digital capabilities: Evidence from the COVID-19 pandemic', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1-29. <https://doi.org/10.1017/S0022109023000662>.
- Leckson-Leckey, G.T., Osei, K.A. & Harvey, S.K. (2011), 'Investments in information technology (IT) and bank business performance in Ghana', *International Journal of Economics and Finance*, 3(2), 133-142. <https://doi.org/10.5539/ijef.v3n2p133>
- Mbagwu, O.N. & Obonofiemro, G. (2023), 'Technological disruption and deposit money banks financial performance in the pre and post Covid-19 pandemic in Nigeria', *International Journal of Management & Entrepreneurship Research*, 5(4), 218-232. <https://doi.org/10.51594/ijmer.v5i4.468>.
- Nguyen, Thi Huong L., Nguyen, Viet H., Nguyen, Phuong A. & Van, Nguyen D. (2023), 'How does digital transformation impact bank performance?', *Cogent Economics & Finance*, 11(1), 2217582. <https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2217582>
- Pham, M.H. & Nguyen, N.M. (2023), 'Bank funding diversity, risk and profitability: Evidence from Vietnam in the context of the Covid-19 pandemic', *Cogent Business & Management*, 10(1), 2191305. <https://doi.org/10.1080/23311975.2023.2191305>
- Pham, P.T., Tran, B.T., Huynh, T.H., Popesko, B. & Hoang, D.S. (2024), 'Impact of fintech's development on bank performance: An empirical study from Vietnam', *Gadjah Mada International Journal of Business*, 26(1), 1-22. <http://dx.doi.org/10.22146/gamaijb.71040>
- Phan, D.T., Nguyen, T.T. & Hoang, T.T. (2022), 'Impact of income diversification on the business performance of Vietnamese commercial banks', *Cogent Business & Management*, 9(1), 2132592. <https://doi.org/10.1080/23311975.2022.2132592>.
- Roodman, D. (2009), 'How to do Xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata', *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 9(1), 86-136. <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>.
- Stiroh, K.J. (2004), 'Diversification in banking: Is noninterest income the answer?', *Journal of Money, Credit and Banking*, 853-882. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.334420>.
- Thatcher, M.E. & Oliver, J.R. (2001), 'The impact of technology investments on a firm's production efficiency, product quality, and productivity', *Journal of Management Information Systems*, 18(2), 17-45. <https://doi.org/10.1080/07421222.2001.11045685>.

***Tác giả liên hệ: Nguyễn Minh Nhật - Email: nhatmn@hub.edu.vn**

TÁC ĐỘNG CỦA RỦI RO THANH KHOẢN ĐẾN KHẢ NĂNG SINH LỜI TRONG ĐẠI DỊCH COVID-19: TRƯỜNG HỢP CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Nguyễn Anh Tú

Viện Nghiên cứu khoa học và công nghệ Ngân hàng, Trường Đại học Ngân hàng TP HCM

Email: tuna@hub.edu.vn

Trần Phú Thịnh

Khoa Ngân hàng, Trường Đại học Ngân hàng TP HCM

Email: tpthinh202@gmail.com

Đào Lê Kiều Oanh*

Khoa Ngân hàng, Trường Đại học Ngân hàng TP HCM

Email: oanhdlk@hub.edu.vn

Mã bài báo: JED-2119

Ngày nhận: 30/11/2024

Ngày nhận bản sửa: 07/02/2025

Ngày duyệt đăng: 08/04/2025

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.2119

Tóm tắt:

Nghiên cứu này kiểm tra tác động của rủi ro thanh khoản đến khả năng sinh lời của các ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2010-2023. Dựa vào dữ liệu bảng cân bằng của 26 ngân hàng thương mại tại Việt Nam, nghiên cứu phân tích theo phương pháp ước lượng hệ thống tổng quát thời điểm (S-GMM). Kết quả cho thấy rủi ro thanh khoản có tác động ngược chiều đến khả năng sinh lời. Tuy nhiên, trong giai đoạn đại dịch COVID-19, tác động này thuận chiều, ngụ ý rằng trong sự hỗ trợ từ chính sách giai đoạn đại dịch giúp nâng cao khả năng sinh lời cho các ngân hàng thương mại mặc dù rủi ro thanh khoản tăng lên. Ngoài ra, với các biến kiểm soát, quy mô ngân hàng và sự tương tác giữa quy mô ngân hàng và COVID-19 đều ảnh hưởng cùng chiều khả năng sinh lời của ngân hàng thương mại. Các khuyến nghị cũng được thảo luận trong nghiên cứu.

Từ khóa: Ngân hàng thương mại, COVID-19, rủi ro thanh khoản, khả năng sinh lời, S-GMM, Việt Nam.

Mã JEL: G21, G24, G33.

The impact of liquidity risk on profitability under Covid-19: The case of Vietnamese commercial banks

Abstract:

This research examines the impact of liquidity risk on profitability within Vietnamese commercial banks for the period of 2010-2023. Based on the balanced panel data of 26 commercial banks in Vietnam, the study adopts the System Generalized Moments Method. The results reveal that liquidity risk has a negative impact on profitability. However, during the COVID-19 pandemic, this impact is positive, implying that the support from policies during the pandemic helps improve profitability despite the increase in liquidity risk. Regarding control variables, bank size and the interaction between bank size and COVID-19 both have a positive impact on profitability. Managerial suggestions are also discussed.

Keywords: Commercial banks, COVID-19, liquidity risk, profitability, S-GMM, Vietnam.

JEL Codes: G21, G24, G33.

1. Giới thiệu

Trong quá trình thực hiện chức năng trung gian tài chính, hệ thống ngân hàng thương mại (NHTM) thường đối mặt với các loại rủi ro như tín dụng, thanh toán quốc tế,... Trong đó, rủi ro thanh khoản (RRTK) được xem là rủi ro đặc thù, có khả năng tổn thất cao và không thể hoàn toàn loại trừ (Arif & Anees, 2012). RRTK xảy ra khi khách hàng (KH) đột ngột rút tiền vào cùng một thời điểm khiến NHTM không đủ nguồn lực tài chính để thực hiện các nghĩa vụ nợ khi đến hạn (Basel Committee on Banking Supervision - BCBS, 2008; Olofin & cộng sự, 2024). Lúc này, NHTM cần bán bớt tài sản để chuyển hóa thành vốn khả dụng nhằm đáp ứng các nhu cầu chi trả cho KH. Điều này thường xảy ra do bối cảnh kinh tế toàn cầu tồn tại những khó khăn nhất định, tình hình không chắc chắn và biến động đáng kể của thị trường, thách thức trong quá trình cân bằng giữa RRTK và KNSL của tổ chức ngân hàng cần được chú trọng hơn (Tran & cộng sự, 2022). Ngoài ra, các tác động bất lợi trên phạm vi lớn có thể làm vấn đề càng trở nên trầm trọng hơn. Ví dụ, cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008 đã dẫn đến sự bất ổn trong lĩnh vực ngân hàng nói riêng và hệ thống tài chính nói chung trong nhiều quốc gia (Abdul-Rahman & cộng sự, 2018), trong đó, sự phá sản của Lehman Brothers cho thấy chính sách quản lý cũng như sự bảo vệ yếu kém của chính phủ và ngân hàng dưới tác động của điều kiện bất lợi (Drehmann & Nikolaou, 2013). Gần đây, khủng hoảng đại dịch COVID-19 đã tạo ra mối lo ngại về quản lý RRTK do các NHTM đã phải trải qua tình trạng nhận tiền gửi và trả nợ đột ngột (Haris & cộng sự, 2024).

Có thể nhận thấy rằng thách thức của NHTM khi đối diện với RRTK là vấn đề đặc biệt quan trọng, trong đó cần lưu ý đến công tác cân bằng được giữa RRTK và khả năng sinh lời của NHTM dưới tác động nghiêm trọng của đại dịch COVID-19. Do đó, nghiên cứu này đóng góp cho tài liệu hiện có như sau. Thứ nhất, dựa trên góc độ lý thuyết hiện có, nghiên cứu tập trung xây dựng mô hình đánh giá tác động của yếu tố RRTK đến KNSL của các NHTM, trong đó nhấn mạnh vào bối cảnh COVID-19 để xem xét mức độ và chiều hướng tác động giữa mối quan hệ này. Thứ hai, về phương diện thực tiễn, từ kết quả thực nghiệm, nghiên cứu thảo luận các khuyến nghị cần thiết nhằm nâng cao hiệu quả quản lý RRTK nhằm thúc đẩy khả năng sinh lời của hệ thống NHTM Việt Nam.

Nội dung còn lại của bài viết được cơ cấu như sau. Phần 2 sẽ giới thiệu khung lý thuyết và các nghiên cứu liên quan. Phần 3 trình bày phương pháp nghiên cứu cho mô hình đề xuất. Mục 4 sẽ thảo luận các phát hiện thực nghiệm. Và mục 5, nghiên cứu rút ra một số gợi ý quản lý thực tiễn cũng như gợi ý cho các nghiên cứu tiếp theo.

2. Tổng quan nghiên cứu

RRTK là sự kiện xảy ra khi NHTM không thể thực hiện các nghĩa vụ thanh toán giao dịch khi đến hạn hay không có sự phù hợp về thời hạn thanh toán, nguyên do là các khoản nợ phải trả được cho là có thời hạn thanh toán ngắn hơn tài sản (Effiong & Enya, 2020).

Baltensperger (1980) nhấn mạnh nhiệm vụ của NHTM là cần cân bằng được giữa năng lực hấp thụ các cú sốc thanh khoản (nắm giữ các tài sản thanh khoản) với mục tiêu chung về lợi nhuận (nắm giữ các tài sản kém thanh khoản). Hơn nữa, lý thuyết chi phí giao dịch của Keynes (1936) đã hàm ý rằng khi tổ chức nắm giữ thêm tiền mặt (một trong những tài sản có cấu trúc thanh khoản cao) sẽ làm giảm chi phí giao dịch. Do khi NHTM sử dụng nguồn tài chính nội bộ (tiền mặt, các khoản thu nhập giữ lại) sẽ tránh phát sinh chi phí khi sử dụng các nguồn tài chính khác ở bên ngoài (đi vay ngân hàng, vay nợ, phát hành cổ phiếu để tăng vốn) (Myers, 1984). Từ đó, tổ chức kiểm soát RRTK ổn định, có thể ghi nhận hiệu suất hoạt động tốt cũng như quá trình cải thiện KNSL thuận lợi (Adusei, 2021). Vì vậy, Berger (1995) đã tính toán rằng tỷ số tài sản thanh khoản trên tổng tài sản là một trong những thước đo để lượng hóa RRTK. Tuy nhiên, Ebenezer & cộng sự (2019) phát hiện rằng nắm giữ càng nhiều tài sản có cấu trúc thanh khoản cao sẽ làm giảm suất sinh lời của vốn chủ (ROE) tại 63 NHTM tại 5 quốc gia ASEAN (Malaysia, Singapore, Indonesia, Philippines và Thái Lan) giai đoạn 2009-2017. Mặt khác, Mennawi (2020) đã khẳng định rằng tồn tại sự tác động cùng chiều của RRTK đến KNSL các NHTM lần lượt tại Sudan giai đoạn 2008-2018.

Dietrich & Wanzenried (2011) cho rằng có thể đo lường được yếu tố KNSL bằng cách thông qua các tỷ suất sinh lời như tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE), tỷ suất lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA) và tỷ suất thu thập lãi cận biên (NIM). Tuy nhiên, Obeid & Adeinat (2017) cho rằng chỉ số NIM có thể làm suy giảm sự đa dạng của tăng trưởng vì nó chỉ thể hiện qua hoạt động tín dụng thương mại nhưng không phản

ảnh được các hoạt động tín dụng phi thương mại. Ngoài ra, Rhoades (1998) và Athanasoglou & cộng sự (2008) cho rằng ROA có thể bị sai lệch do ảnh hưởng từ các hoạt động ngoại bảng. Do đó, nghiên cứu này đồng tình với Olofin & cộng sự (2024) cho rằng ROE là chỉ số đại diện tốt cho KNSL và tập trung phân tích mối liên hệ giữa thanh khoản và ROE. Từ đây, nghiên cứu hình thành giả thuyết H_1 như sau:

H_1 : RRTK tác động cùng chiều đến KNSL (ROE) của NHTM.

Về các biến độc lập khác có thể tác động tới KNSL của NHTM, mô hình đề xuất của Arif & Anees (2012) và Madhuwanthi & Morawakage (2019) cũng đề xuất thêm thành phần tỷ lệ nợ xấu với vai trò là nhân tố kiểm soát và phát hiện cho thấy tồn tại sự tác động ngược chiều của nhân tố này lên lợi nhuận NHTM, tương tự với Mennawi (2020). Mặt khác, Saleh & Abu Afifa (2020) cũng bổ sung yếu tố với vai trò các biến soát mang tính đặc thù NHTM là quy mô ngân hàng và tỷ lệ vốn chủ sở hữu so với tổng tài sản, kết quả phát hiện rằng tồn tại sự tác động ngược chiều của quy mô NHTM đến KNSL và yếu tố còn lại tác động cùng chiều đến lợi nhuận của tổ chức. Ngoài ra, Ebenezer & cộng sự (2019) đã mở rộng và phát hiện rằng các yếu tố vĩ mô như tốc độ tăng trưởng kinh tế và tỷ lệ lạm phát có tác động cùng chiều đến KNSL của các NHTM.

Mặt khác, tác động của COVID-19 có thể được xem như các cú sốc không lường trước mà Haris & cộng sự (2024) cho rằng tình trạng này có thể làm xáo trộn mọi khía cạnh trong hoạt động của NHTM, đặc biệt ở mặt kiểm soát RRTK của tổ chức. Trong bối cảnh Việt Nam, Le & cộng sự (2021) cho thấy rủi ro bao gồm khủng hoảng kinh tế giai đoạn 2011-2013 và COVID-19 giai đoạn 2020-2021 có tác động cùng chiều đến hiệu quả hoạt động của NHTM. Ngoài ra, nghiên cứu cũng đánh giá chiều hướng tác động của quy mô NHTM đến KNSL dưới tác động của khủng hoảng đại dịch. Vì trong thời kỳ này NHTM đối diện với thực trạng chi phí phát sinh tăng để củng cố quá trình hoạt động và cải thiện KNSL của tổ chức (Nguyễn & cộng sự, 2022). Trong khi lý thuyết cấu trúc hiệu quả của Demsetz (1973) hàm ý rằng NHTM có thể hưởng lợi ích kinh tế nhờ quy mô, nhưng các điều tra thực nghiệm trong giai đoạn đại dịch chưa được chú ý nhiều với khu vực NHTM, đặc biệt tại Việt Nam. Do đó, nghiên cứu này nhấn mạnh xem xét tác động của COVID-19 dưới dạng biến tương tác với các biến độc lập khác để đánh giá khả năng tác động KNSL của NHTM Việt Nam. Kết quả là nghiên cứu mở rộng đánh giá chiều hướng tác động của RRTK và độ lớn của các NHTM trong bối cảnh COVID-19 tới KNSL bằng việc bổ sung yếu tố tương tác trong mô hình thực nghiệm của các NHTM trong mẫu. Từ đó, nghiên cứu hình thành nên các giả thuyết H_2 và H_3 như sau:

H_2 : Rủi ro thanh khoản tác động cùng chiều đến khả năng sinh lời của ngân hàng thương mại dưới sự tác động của khủng hoảng đại dịch COVID-19.

H_3 : Quy mô ngân hàng tác động cùng chiều đến khả năng sinh lời của ngân hàng thương mại dưới tác động của đại dịch COVID-19.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

Kế thừa các nghiên cứu của Madhuwanthi & Morawakage (2019), Ebenezer & cộng sự (2019) và Mennawi (2020), nghiên cứu đề xuất mô hình thực nghiệm kiểm chứng tác động của RRTK đến KNSL và thể hiện thông qua mô hình sau:

$$ROE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 FGAP_{i,t} + \beta_2 FGAP_{i,t} COV + \beta_3 LIA_{i,t} + \beta_4 NPL_{i,t} + \beta_5 ETA_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t} + \beta_7 SIZE_{i,t} COV + \beta_8 GDPG_{i,t} + \beta_9 INF_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

Dựa vào mô hình (1) được thiết lập kiểm chứng tác động của RRTK đến KNSL của các NHTM niêm yết tại Việt Nam trong giai đoạn 2010-2023. Ngoài ra, nghiên cứu cũng bổ sung thêm biến tương tác thể hiện sự mở rộng phạm vi đánh giá chiều hướng tác động của khủng hoảng đại dịch COVID-19 về chiều hướng tác động trên. Các ký hiệu biến, cách thức đo lường và dấu kỳ vọng của từng biến được trình bày tại Bảng 1.

Để ước lượng mô hình (1), nghiên cứu sử dụng phương pháp GMM để có thể giải quyết các vấn đề nội sinh tiềm ẩn trong mô hình. Phương pháp GMM được đề xuất bởi Hansen (1982) được xem là phù hợp hơn so với các phương pháp biến công cụ khác như 2SLS, đặc biệt khi xử lý vấn đề phương sai thay đổi (Baum & cộng sự, 2003). Hơn nữa, với đặc điểm của bảng dữ liệu ngắn gồm 26 NHTM trong phạm vi 14 năm (T nhỏ, N lớn), ước lượng bình phương nhỏ nhất (OLS) và mô hình hiệu ứng cố định (FEM) không thể cung cấp các ước lượng hiệp phương sai ổn định (Allison & Richard, 2002). Do đó, nghiên cứu loại trừ các phương pháp OLS và 2SLS và chọn ước lượng GMM do GMM phù hợp với bảng dữ liệu ngắn (Góes, 2016; Tu, 2024).

Bảng 1: Tổng hợp các biến có trong mô hình đề xuất (1)

Ký hiệu	Diễn giải tên biến	Cách thức đo lường	Dấu kỳ vọng	Tham khảo
Biến phụ thuộc đại diện cho khả năng sinh lời				
ROE	Tỷ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu	Lợi nhuận sau thuế Vốn chủ sở hữu		Olofin & cộng sự (2024)
Biến độc lập đại diện cho rủi ro thanh khoản				
FGAP	Khe hở tài trợ	(Dư nợ cho vay - Tiền gửi khách hàng) Tổng tài sản	(+)	Arif & Anees (2012) và Madhuwanthi & Morawakage (2019)
Biến tương tác				
FGAPCOV	Biến tương tác giữa khe hở tài trợ và đại dịch COVID – 19	Nhận giá trị là (1) cho những năm 2020 và năm 2021 tương ứng với giai đoạn COVID – 19; nhận giá trị là (0) cho các năm còn lại trong giai đoạn nghiên cứu (từ năm 2010 đến năm 2023)	(+)	Tác giả đề xuất
SIZECOV	Biến tương tác giữa quy mô ngân hàng và đại dịch COVID – 19	Nhận các giá trị nhị phân là (1) cho những năm 2020 và năm 2021 tương ứng với giai đoạn COVID – 19; nhận giá trị là (0) cho các năm còn lại trong giai đoạn nghiên cứu (từ năm 2010 đến năm 2023)	(+)	Tác giả đề xuất
Biến kiểm soát				
Các biến kiểm soát đặc thù ngân hàng				
LIA	Cấu trúc thanh khoản	Tài sản thanh khoản Tổng tài sản	(+)	Mennawi (2020)
NPL	Tỷ lệ nợ xấu	Nợ xấu (tổng nợ thuộc nhóm 3, 4, 5) Tổng dư nợ tín dụng	(-)	Arif & Anees (2012) và Madhuwanthi & Morawakage (2019)
ETA	Quy mô vốn chủ sở hữu	Vốn chủ sở hữu Tổng tài sản	(+)	Saleh & Abu Afifa (2020)
SIZE	Quy mô ngân hàng	Logarit cơ số e của tổng tài sản $= \ln(\text{Tổng tài sản})$	(+)	Saleh & Abu Afifa (2020)
Các biến kiểm soát vĩ mô				
GDPG	Tốc độ tăng trưởng kinh tế	$\frac{GDP_t - GDP_{t-1}}{GDP_{t-1}}$	(+)	Ebenezer & cộng sự (2019)
INFL	Tỷ lệ lạm phát	$\frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}}$	(-)	Ebenezer & cộng sự (2019)

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

GMM tồn tại hai dạng ước lượng gồm GMM sai phân (D-GMM) được Arellano & Bond (1991) phát triển và GMM hệ thống (S-GMM) được Blundell & Bond (1998) xây dựng. Bên cạnh đó, Antoniou & cộng sự (2006) cho rằng ước lượng S-GMM có ưu điểm hơn vì D-GMM tồn tại vấn đề liên quan đến các công cụ yếu do mất thông tin giữa các đơn vị chéo dẫn đến phương sai của D-GMM lớn hơn của S-GMM, tương tự quan điểm của Blundell & Bond (1998). Đồng thời, các tác giả Arellano & Boverb (1995) cũng cho rằng việc thiếu thông tin liên quan đến các tham số trong các biến cấp độ, tức là rơi vào tình trạng bỏ sót biến quan trọng (thiếu biến ngoại sinh hoặc biến nội sinh) khi sử dụng phương pháp D-GMM sẽ gây ra sự mất mát đáng kể về hiệu quả trong các mô hình.

Do đó, nghiên cứu này áp dụng S-GMM để ước lượng các tham số của các mô hình đề xuất. Ngoài ra, nghiên cứu cũng đánh giá tính phù hợp của ước lượng S-GMM bằng việc xét: (i) Kiểm định AR(2) với giả thuyết H_0 : Các mô hình nghiên cứu không tồn tại tự tương quan chuỗi bậc 2; (ii) Kiểm định Hansen (1982) với giả thuyết H_0 : Các biến công cụ thỏa mãn tính quá mức (over – identifying); (iii) Số lượng biến công cụ (number of instruments) < Số nhóm quan sát (number of groups) để đảm bảo việc xử lý vấn đề nội sinh là triệt để (Roodman, 2009).

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ các báo cáo tài chính đã được kiểm toán của 26 NHTM giai đoạn 2010-2023. Để người đọc có thể tái tạo toàn bộ kết quả từ nghiên cứu này, toàn bộ dữ liệu của nghiên cứu đã được tải lên kho dữ liệu của Mendeley tại: <https://data.mendeley.com/datasets/pmkb8jtz73/1>. Dữ liệu được phân tích bởi phần mềm STATA 17.0. Tổng cộng có 364 quan sát được đề cập tại Bảng 2 được ghi nhận theo dạng bảng cân bằng cho toàn bộ mẫu được sử dụng để tìm kết quả của mô hình hồi quy S-GMM.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Các biến mô tả trong nghiên cứu này được thể hiện trong Bảng 2.

Bảng 2: Mô tả đặc điểm thống kê dữ liệu mẫu trong mô hình thực nghiệm

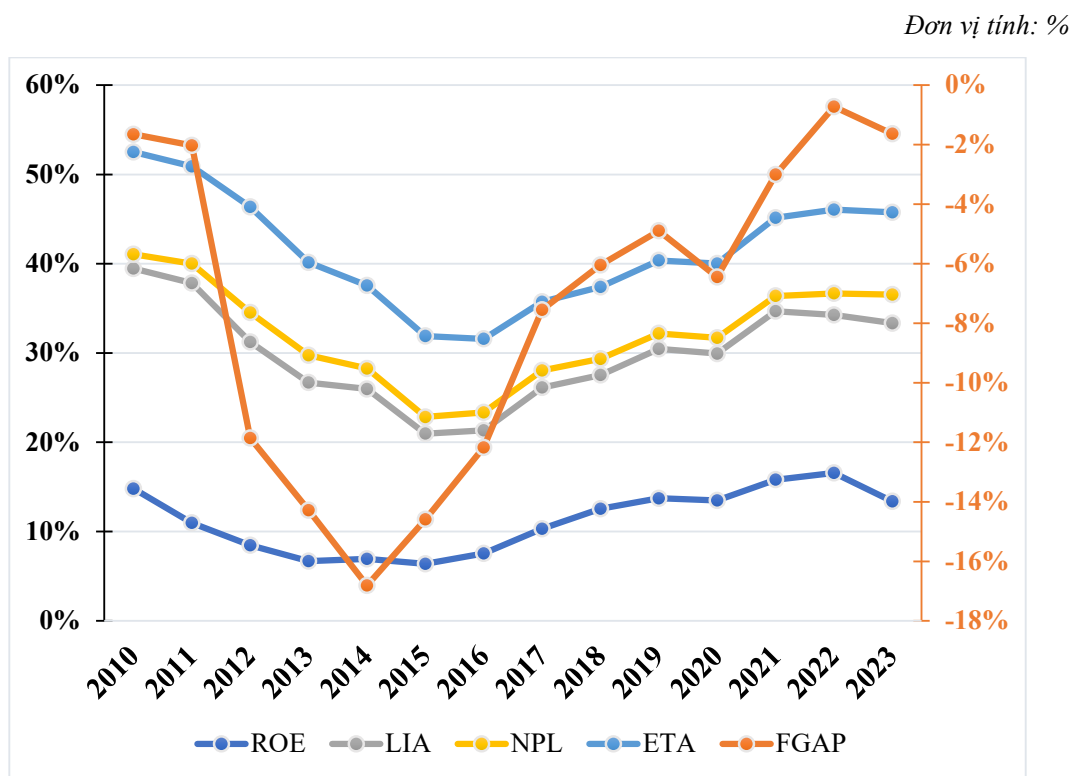
Các biến	Tổng số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
ROE	364	0,1126	0,0845	-0,5633	0,3033
FGAP	364	-0,0741	0,1136	-0,3857	0,2865
FGAPCOV	364	-0,0068	0,0414	-0,3597	0,1892
LIA	364	0,1872	0,0807	0,0452	0,6110
NPL	364	0,0228	0,0250	0,0002	0,2976
ETA	364	0,0934	0,0386	0,0406	0,2564
GDPG	364	0,0602	0,0156	0,0256	0,0802
INFL	364	0,0516	0,0446	0,0063	0,1867
SIZE	364	18,6821	1,2000	15,9227	21,5566
SIZECOV	364	2,7492	6,7552	0	21,2895

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ phần mềm thống kê STATA 17.0.

Dựa vào Bảng 2, nghiên cứu thể hiện các giá trị thống kê lần lượt của từng biến trong mô hình (1) là tổng số quan sát, giá trị trung bình, độ lệch chuẩn, giá trị lớn nhất và giá trị nhỏ nhất. Tiếp theo, để có thể đi sâu phân tích chiều hướng biến động của các biến có trong mô hình, đánh giá được độ phân tán của các giá trị trung bình của từng biến, nghiên cứu tiến hành phân tích một số điểm nổi trong bộ dữ liệu như sau:

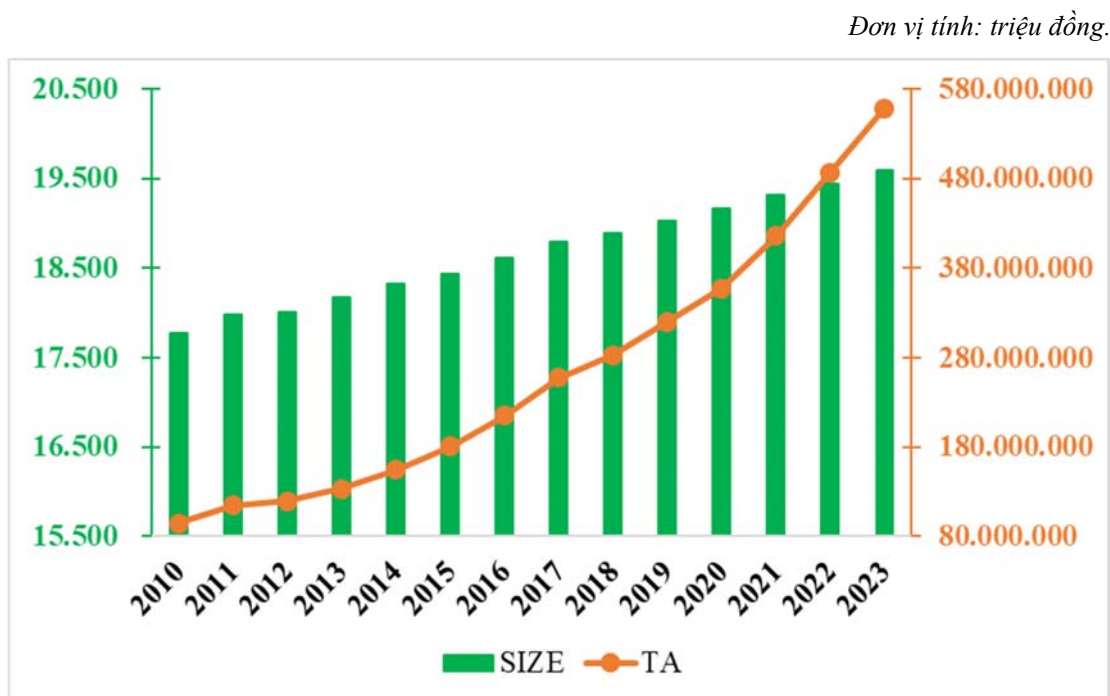
Hình 1 cho thấy ROE của 26 NHTM giai đoạn 2010-2023 dao động trung bình trong khoảng 2,81% đến 19,71%. Ngoài ra, sự cách biệt lớn cũng như tổ chức tương ứng với giá trị lớn nhất và giá trị nhỏ nhất lần lượt là Ngân hàng thương mại cổ phần Tiên Phong tại năm 2011 đạt ROE_{max} là 30,33% và Ngân hàng thương mại cổ phần Quốc Tế Việt Nam tại năm 2021 đạt $ROE_{min} = -56,33\%$. Hơn nữa, chỉ tiêu này có xu hướng biến động giảm qua từng năm trong giai đoạn nghiên cứu từ năm 2010- 2015, mặc dù có sự tăng nhẹ tại năm 2014 nhưng mức tăng không đáng kể. Tiến trình tái cơ cấu lại hệ thống NHTM giai đoạn 2012-2015 (Doan & cộng sự, 2022) đã tạo cơ hội gia tăng ROE bình quân tại các NHTM giai đoạn 2016-2019. Cuối cùng, giai đoạn 2020-2023 có những sự biến động tăng/giảm rõ rệt, có thể do tác động của khủng hoảng COVID-19.

Hình 1: Giá trị trung bình của chỉ tiêu tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu, khe hở tài trợ, cấu trúc thanh khoản, nợ xấu và quy mô vốn chủ sở hữu của 26 NHTM tại Việt Nam giai đoạn 2010-2023



Nguồn: Tổng hợp từ phần mềm Microsoft Excel.

Hình 2: Giá trị trung bình chỉ tiêu quy mô ngân hàng và tổng tài sản của 26 NHTM tại Việt Nam giai đoạn 2010-2023



Nguồn: Tổng hợp từ phần mềm Microsoft Excel.

Bảng 3: Ma trận hệ số tương quan và nhân tử phóng đại phương sai của các biến trong mô hình nghiên cứu (1)

	ROE	FGAP	FGAPCOV	LIA	NPL	ETA	SIZE	SIZECOV	GDPG	INFL	VIF
ROE	1,0000										#
FGAP	0,3564	1,0000									1,38
FGAPCOV	0,1159	0,2671	1,0000								1,34
LIA	-0,0340	-0,1124	-0,0228	1,0000							1,29
NPL	-0,2742	-0,1483	0,0460	-0,0289	1,0000						1,10
ETA	-0,1157	0,2311	0,1235	-0,0131	0,0428	1,0000					1,67
SIZE	0,5377	0,1301	0,0132	-0,1795	-0,1311	-0,5274	1,0000				1,70
SIZECOV	0,1751	0,1021	-0,3836	-0,0628	-0,0750	-0,0868	0,2108	1,0000			5,41
GDPG	-0,0756	-0,0374	0,3408	-0,0668	0,0191	-0,0105	-0,1035	-0,8648	1,0000		4,80
INFL	-0,0225	0,1050	0,0873	0,4012	-0,0102	0,2347	-0,3016	-0,2411	0,0627	1,0000	1,48

Nguồn: Tổng hợp từ phần mềm thống kê STATA 17.0.

Bảng 2 và Hình 1 biểu diễn giá trị trung bình của khe hở tài trợ (FGAP) đại diện cho RRTK của 26 NHTM là -7,41% và độ lệch chuẩn là 11,36%, cho thấy có sự chênh lệch lớn giữa các NHTM. Cụ thể, giá trị lớn nhất của chỉ tiêu này là 28,65% tương ứng với Ngân hàng thương mại cổ phần Bắc Á (BAB) tại năm 2011 cũng đã cho thấy rằng chênh lệch giữa nguồn dư nợ tín dụng so với nguồn huy động vốn của BAB tương đối lớn. Điều này thể hiện BAB tập trung vào việc cải thiện lợi nhuận bằng cách chú trọng đầu tư vào các nguồn tài sản có cấu trúc thanh khoản thấp. Ngược lại, giá trị nhỏ nhất là -0,3857 trong năm 2014 tương ứng với Ngân hàng thương mại cổ phần Hàng hải Việt Nam. Ngoài ra, dưới tác động của COVID-19, giá trị FGAPCOV đạt giá trị lớn nhất là 18,92% và giá trị nhỏ nhất là -35,97% cũng cho thấy rằng giai đoạn COVID-19 đã có những tác động lớn tới RRTK của các NHTM. Từ các tổng quan xu hướng âm của chỉ tiêu FGAP bình quân của các NHTM giai đoạn 2010-2023 phản ánh được một phần sự điều chỉnh trong cơ cấu lợi nhuận của toàn NHTM, tức là các NHTM có xu hướng kiểm soát RRTK ở mức ổn định thông qua việc ít duy trì các tài sản có tính thanh khoản thấp (các khoản vay) nhưng vẫn kỳ vọng KNSL ở mức tối ưu. Hình 1 cũng thể hiện tỷ lệ nợ xấu dao động từ 0% đến 4,78% cũng như quy mô vốn chủ sở hữu có sự phân tán từ 5,48% đến 12%.

Hình 2 thể hiện quy mô của 26 NHTM. Trong đó, Ngân hàng thương mại cổ phần Bắc Á có quy mô thấp nhất tại năm 2010 với giá trị là 15.923 triệu đồng còn quy mô lớn nhất tại năm 2023 là 21.556 triệu đồng tương ứng với Ngân hàng thương mại cổ phần Đầu tư và Phát triển Việt Nam. Tương tự, biến kiểm soát SIZECOV thể hiện quy mô NHTM dưới ảnh hưởng của COVID-19 có giá trị lớn nhất là 21.289 triệu đồng, thấp hơn so với quy mô giai đoạn bình thường, ngụ ý rằng COVID-19 có tác động nhất định tới hoạt động của NHTM dưới góc độ gia tăng quy mô.

4.2. Ma trận hệ số tương quan và hệ số VIF

Gujarati & Porter (2009) cho rằng nếu bất kỳ biến giải thích nào có giá trị $r > 0,8$ và $VIF > 10$ sẽ bị loại khỏi mô hình thực nghiệm để giảm thiểu nguy cơ xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến. Dựa vào Bảng 3, nhóm tác giả nhận thấy rằng không có bất kỳ cặp biến giải thích nào có hệ số $VIF > 10$ cũng như hệ số tương quan cặp (r) $> 0,8$. Vì vậy, mô hình (1) không tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến.

4.3. Tổng hợp kết quả và thảo luận

Dựa vào Bảng 3, P_{Hansen} của mô hình (1) là 0,388 lớn hơn $\alpha = 5\%$ nên chấp nhận lần lượt giả thuyết H_0 : các biến công cụ của mô hình (1) thỏa mãn tính quá mức (over-indentifying). Điều này cho thấy mô hình được xác định đúng, các biến công cụ trong các mô hình là ngoại sinh và không tương quan với sai số. Số biến công cụ trong mô hình (1) là 25 và nhỏ hơn số nhóm là 26, thể hiện rằng kết quả kiểm định Hansen tin cậy và xử lý được vấn đề nội sinh.

Bảng 3 cho thấy yếu tố RRTK được lượng hóa thông qua

chỉ tiêu FGAP có tác động ngược chiều đến KNSL của NHTM và đều có ý nghĩa thống kê tại mức 1%. Kết quả này tuy trái với kỳ vọng trong giả thuyết H_1 nhưng tương đồng với thực nghiệm trước của Arif & Anees (2012) và Madhuwanthi & Morawakage (2019). Điều này được lý giải bởi khi nhìn nhận vào Hình 1 đã cho thấy sự bất cân xứng giữa danh mục cho vay và danh mục nợ phải trả. Hơn nữa, lý thuyết về lợi tức dự tính (Anticipated Income Theory) của Prochnow (1949) cũng nhấn mạnh rằng vai trò quan trọng của NHTM trong quá trình quản lý kỳ hạn của tài sản để đảm bảo nguồn vốn ổn định. Tức là khi chỉ tiêu FGAP càng lớn, NHTM sẽ thiếu hụt nguồn vốn nội bộ ổn định với chi phí ở mức tối ưu. Như vậy, khi FGAP càng lớn sẽ làm cho lợi nhuận NHTM càng giảm.

Ngoài ra, nghiên cứu chấp nhận giả thuyết H_2 với kết quả RRTK tăng sẽ làm cho lợi nhuận của NHTM tăng trong bối cảnh COVID-19. Điều này có thể là do trong thời kỳ đại dịch, khi NHTM thực hiện chiến lược hỗ trợ tín dụng đã tạo điều kiện giải ngân mở rộng hơn. Cũng trong giai đoạn đại dịch, tốc độ tăng của các khoản tiền gửi khách hàng có dấu hiệu chững lại do đối diện với biện pháp giãn cách của Chính phủ, khách hàng khó khăn hơn trong việc gửi tiền cũng như rút tiền nên khi nhìn nhận trong vào xu hướng thực tế tại Hình 1, giá trị trung bình của FGAP có dấu hiệu tăng trong giai đoạn 2020-2021 và cũng hàm ý rằng NHTM vừa đẩy mạnh được hoạt động tín dụng và vừa nắm giữ được nguồn huy động ở mức ổn định. Như vậy, đã có sự giảm thiểu được xu hướng bất cân xứng giữa danh mục tài sản và danh mục nợ phải trả về việc cơ cấu cũng như quản lý kỳ hạn các khoản hiệu quả nên NHTM tối ưu được các chi phí, từ đó giúp ROE tăng lên.

Kết quả nghiên cứu tại Bảng 4 cũng hàm ý rằng quy mô NHTM được đo lường thông qua nhân tố SIZE càng lớn sẽ làm tăng ROE. Kết quả này tuy có sự không tương đồng với nghiên cứu của Saleh & Abu Afifa (2020) nhưng phù hợp với kỳ vọng dấu tại Bảng 1. Ngoài ra, xu hướng tác động cùng chiều của sự tương tác của quy mô NHTM với COVID-19 đến KNSL cũng hàm ý rằng nghiên cứu chấp nhận giả thuyết H_3 và cho thấy rằng quy mô NHTM càng tăng sẽ làm cho KNSL càng tăng trong bối cảnh đại dịch. Kết quả này có thể được giải thích trong bối cảnh đại dịch, các NHTM có thể tốn thêm những khoản chi phí để trích lập các khoản dự phòng từ các khoản cho vay không hoàn trả đúng hạn, thêm chi phí bổ sung nguồn vốn thiếu hụt khi đối diện nhu cầu rút tiền đột ngột từ khách hàng cũng như thêm các chi phí khác để vận hành các chính sách phòng chống và phục hồi với đại dịch theo chỉ đạo của Chính phủ và Ngân hàng Nhà nước Việt Nam. Đối diện với các chi phí gia tăng, việc mở rộng quy mô một cách có kiểm soát là phù hợp với cấu trúc chi phí và hiệu quả (Efficient-structure theory) của Demsetz (1973).

Ngoài ra, cấu trúc thanh khoản (LIA) và quy mô vốn chủ sở hữu (ETA) đều có tác động cùng chiều đến ROE và phù hợp với kỳ vọng tại Bảng 1. Kết quả về yếu tố LIA có sự tương đồng với Mennawi (2020) còn yếu tố ETA có sự tương đồng với Saleh & Abu Afifa (2020). Khi các NHTM có lượng tiền gửi tiết kiệm ổn định sẽ có được nguồn vốn huy động bền vững và không phải đối diện với các chi phí phát sinh huy động vốn. Đồng thời, tỷ lệ ETA cao thể hiện các NHTM có khả năng chống chịu tốt với các rủi ro tài chính chẳng hạn như rủi ro thị trường, rủi ro tín dụng.

Ngoài ra, tỷ lệ nợ xấu (NPL) tác động ngược chiều với ROE, tương đồng với Arif & Anees (2012) và Madhuwanthi & Morawakage (2019). Xu hướng tăng lên của tổng nợ thuộc nhóm 3, nhóm 4 và nhóm 5 gây tổn thất trực tiếp cho lợi nhuận của NHTM. Cuối cùng, trong nhóm biến đại diện cho kinh tế vĩ mô tác động đến ROE tại Bảng 3, yếu tố GDPG có sự tương đồng còn yếu tố INFL không tương đồng với kết quả thực nghiệm của Ebenezer & cộng sự (2019). Kết quả cho thấy nếu nền kinh tế vĩ mô có những chuyển biến tích cực sẽ thúc đẩy thu nhập chung của các đối tượng khách hàng tăng trưởng. Tuy nhiên, với nền kinh tế có lạm phát cao, NHTM phải trả lãi suất cao hơn để thu hút tiền gửi từ khách hàng để đảm bảo tính thanh khoản của tổ chức và điều này làm tăng chi phí huy động vốn dẫn đến giảm KNSL.

5. Kết luận và hàm ý quản lý

Nghiên cứu này xem xét quá trình kiểm chứng tác động của RRTK đến KNSL của các NHTM Việt Nam và mở rộng chiều hướng đánh giá trên trong bối cảnh có sự ảnh hưởng của đại dịch COVID-19. Sử dụng bộ dữ liệu bảng cân bằng của 26 NHTM trong giai đoạn 2010-2023, kết quả mô hình hồi quy S-GMM cho thấy RRTK tác động ngược chiều đến KNSL của NHTM nhưng trong bối cảnh của đại dịch COVID-19 RRTK lại tác động cùng chiều tới KNSL.

Từ kết quả thực nghiệm này, nghiên cứu đề xuất rằng các NHTM Việt Nam cần cơ cấu lại và quản lý kỳ hạn hiệu quả giữa danh mục dư nợ tín dụng và các khoản huy động vốn để có thể đạt được một số lợi ích

như sau. Thứ nhất, quá trình cơ cấu lại các yếu tố trên một cách hợp lý sẽ giúp NHTM luôn có đủ năng lực về thanh khoản và nguồn vốn để đáp ứng các nhu cầu rút tiền đột ngột từ phía khách hàng. Thứ hai, việc quản lý kỳ hạn hiệu quả các khoản mục trên có thể giúp tổ chức tránh sử dụng nguồn vốn ngắn hạn để tài trợ cho các dự án trung/dài hạn và làm điều này có thể làm giảm sự thiếu hụt nguồn vốn khi NHTM đối diện với các nhu cầu cấp bách từ phía khách hàng và các bên liên quan, đặc biệt trong thời kỳ kinh tế có sự biến động đột ngột. Thứ ba, NHTM cần duy trì dự trữ tiền mặt ở mức phù hợp để giảm thiểu nguy cơ RRTK phát sinh (Arif & Anees, 2012). Thứ tư, nghiên cứu cũng đồng tình với Acharya & Naqvi (2012) rằng khi thanh khoản đạt mức cao, NHTM có xu hướng nới lỏng các tiêu chuẩn cho vay, thúc đẩy bùng nổ tín dụng và bong bóng giá tài sản. Do đó, bản thân NHTM cần ý thức việc duy trì chất lượng tín dụng để đạt được mục tiêu kép là tăng thanh khoản và giữ danh mục tín dụng chất lượng. Những lợi ích này giúp tổ chức duy trì được nguồn thanh khoản hợp lý để kiểm soát được nguy cơ RRTK phát sinh. Hơn nữa, dù trong bối cảnh nền kinh tế biến động mạnh như đại dịch, KNSL của các NHTM vẫn có thể được cải thiện nếu NHTM luôn ý thức về việc kiểm soát nguy cơ RRTK phát sinh tiềm ẩn. Ngoài ra, nghiên cứu này cũng cho rằng các NHTM Việt Nam nên tiếp tục mở rộng quy mô để tận dụng lợi ích kinh tế nhờ quy mô, đặc biệt trong thời kỳ đại dịch khi các hoạt động tín dụng bị ảnh hưởng tiêu cực. Bên cạnh đó, các NHTM cần kiên trì thực hiện quá trình phát triển quy mô tổng tài sản bởi vì khi tổng tài sản của từng NHTM tăng sẽ tạo thuận lợi để đa dạng hóa nguồn sử dụng vốn, qua đó tăng KNSL của NHTM.

Tài liệu tham khảo:

- Abdul-Rahman, A., Sulaiman, A.A. & Mohd Said, N.L.H. (2018), 'Does financing structure affects bank liquidity risk?', *Pacific Basin Finance Journal*, 52, 26-39. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2017.04.004>.
- Acharya, V. & Naqvi, H. (2012), 'The seeds of a crisis: A theory of bank liquidity and risk taking over the business cycle', *Journal of Financial Economics*, 106(2), 349-366. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.05.014>.
- Adusei, M. (2021), 'The liquidity risk-financial performance nexus: Evidence from hybrid financial institutions', *Managerial and Decision Economics*, 43(1), 31-47. <https://doi.org/10.1002/mde.3357>.
- Allison, P.D. & Richard, P.W. (2002), 'Fixed-effects negative binomial regression models', *Sociological Methodology*, 32(1), 247-265. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/1467-9531.00117>.
- Antoniou, A., Guney, Y. & Paudyal, K. (2006), 'The determinants of debt maturity structure: Evidence from France, Germany and the UK', *European Financial Management*, 12(2), 161-194. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1354-7798.2006.00315.x>
- Arellano, M. & Bond, S. (1991), 'Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations', *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297. <https://doi.org/https://doi.org/10.2307/2297968>.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995), 'Another look at the instrumental variable estimation of error-components models', *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D).
- Arif, A. & Anees, N.A. (2012), 'Liquidity risk and performance of banking system', *Journal of Financial Regulation and Compliance*, 20(2), 182-195. <https://doi.org/10.1108/13581981211218342>.
- Athanasoglou, P.P., Brissimis, S.N. & Delis, M.D. (2008), 'Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of bank profitability', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18(2), 121-136. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2006.07.001>.
- Baltensperger, E. (1980), 'Alternative approaches to the theory of the banking firm', *Journal of Monetary Economics*, 6(1), 1-37. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0304-3932\(80\)90016-1](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0304-3932(80)90016-1)
- Basel Committee on Banking Supervision (2008), *Principles for Sound Liquidity Risk Management and Supervision*, Bank for International Settlements.

-
- Baum, C.F., Schaffer, M.E. & Stillman, S. (2003), 'Instrumental variables and GMM: Estimation and Testing', *Stata Journal*, 3(1), 1-31. <https://doi.org/https://doi.org/10.1177/1536867X0300300>.
- Berger, A.N. (1995), 'The profit-structure relationship in banking--tests of market-power and efficient-structure hypotheses', *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(2), 404-431. <https://doi.org/https://doi.org/10.2307/2077876>.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998), 'Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models', *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8).
- Demsetz, H. (1973), 'Industry structure, market rivalry, and public policy', *Journal of Law and Economics*, 16(1), 1-9. <https://doi.org/https://doi.org/10.1086/466752>.
- Dietrich, A. & Wanzenried, G. (2011), 'Determinants of bank profitability before and during the crisis: Evidence from Switzerland', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(3), 307-327. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2010.11.002>.
- Doan, T.H., Hoang, T.T.H., Tran, T.H. & Nguyen, T.K.P. (2022), 'Factors affecting liquidity of commercial banks in Vietnam', *Proceedings on Engineering Sciences*, 4(2), 115-124. <https://doi.org/10.24874/PES04.02.002>.
- Drehmann, M. & Nikolaou, K. (2013), 'Funding liquidity risk: Definition and measurement', *Journal of Banking and Finance*, 37(7), 2173-2182. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2012.01.002>.
- Ebenezer, O.O., Islam, Md. A., Yusoff, W.S. & Rahman, S. (2019), 'The effects of liquidity risk and interest-rate risk on profitability and firm value among banks in ASEAN-5 countries', *Journal of Reviews on Global Economics*, 8, 337-349. <https://doi.org/10.6000/1929-7092.2019.08.29>.
- Effiong, Dr.S.A. & Enya, E.F. (2020), 'Liquidity risk management and financial performance: Are consumer goods companies involved?', *International Journal of Recent Technology and Engineering (IJRTE)*, 9(1), 580-589. <https://doi.org/10.35940/ijrte.A1692.059120>.
- Góes, C. (2016), 'Institutions and growth: A GMM/IV panel VAR approach', *Economics Letters*, 138, 85-91. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.econlet.2015.11.024>.
- Gujarati, D.N. & Porter, D.C. (2009), *Basic econometrics*, McGraw-Hill.
- Hansen, L.P. (1982), 'Large sample properties of generalized method of moments estimators', *Econometrica*, 50(4), 1029-1054. <https://doi.org/https://doi.org/10.2307/1912775>.
- Haris, M., Yao, H.X. & Fatima, H. (2024), 'The impact of liquidity risk and credit risk on bank profitability during COVID-19', *PLoS ONE*, 19(9), e0308356. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0308356>.
- Keynes, J.M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Palgrave Macmillan.
- Le, N.T.T., Do, T.T.N., Nguyen, T.N.H. & Wong, W.K. (2021), 'Does bank liquidity risk lead to bank's operational efficiency? A study in Vietnam', *Advances in Decision Sciences*, 25(4), 1-43.
- Madhuwanthi, R.M.R. & Morawakage, P.S. (2019), 'Impact of liquidity risk on the performances of Sri Lankan commercial banks', *Sri Lanka Journal of Social Sciences*, 42(1), 53-64. <https://doi.org/10.4038/sljss.v42i1.7572>.
- Mennawi, A.N.A. (2020), 'the impact of liquidity, credit, financial leverage risks on financial performance of Islamic banks: The case of Sudanese banking sector', *International Journal of Applied Economics, Finance and Accounting*, 8(2), 73-83. <https://doi.org/10.33094/8.2017.2020.82.73.83>.
- Myers, S.C. (1984), 'Capital Structure Puzzle', *Journal of Finance*, 32(2), 575-592. <https://doi.org/10.3386/w1393>.
- Nguyen, H.H., Nguyen, T.P. & Tram Tran, A.N. (2022), 'Impacts of monetary policy transmission on bank performance and risk in the Vietnamese market: Does the Covid-19 pandemic matter?', *Cogent Business & Management*, 9(1), 2094591. <https://doi.org/https://doi.org/10.1080/23311975.2022.2094591>.
- Obeid, R. & Adeinat, M. (2017), 'International journal of economics and financial issues determinants of net interest margin: An analytical study on the commercial banks operating in Jordan (2005-2015)', *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(4), 515-525. <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.19253.37600>.
- Olofin, A.J., Muritala, T.A., Maitala, F., Abubakar, H.L. & Ajalie, S.N. (2024), 'The impact of liquidity risk on profitability of listed deposit money banks in Nigeria', *International Journal of Professional Business Review*, 9(6), 1-24. <https://doi.org/10.26668/businessreview/2024.v9i6.4777>.
-

-
- Prochnow, H.V. (1949), 'American finance association bank liquidity and the new doctrine of anticipated income', *Journal of Finance*, 4(4), 298-314. <https://doi.org/10.2307/2975424>.
- Rhoades, S.A. (1998), 'The efficiency effects of bank mergers: An overview of case studies of nine mergers', *Journal of Banking and Finance*, 22(3), 273-291. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(97\)00053-8](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(97)00053-8).
- Roodman, D. (2009), 'A note on the theme of too many instruments', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(1), 135-158. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2008.00542.x>.
- Saleh, I. & Abu Afifa, M. (2020), 'The effect of credit risk, liquidity risk and bank capital on bank profitability: Evidence from an emerging market', *Cogent Economics and Finance*, 8(1), 1-13. <https://doi.org/10.1080/23322039.2020.1814509>.
- Tran, Q.T., Le, X.T. & Dang, A.T. (2022), 'The impact of liquidity on profitability - evidence of Vietnamese listed commercial banks', *Banks and Bank Systems*, 17(1), 94-103. [https://doi.org/10.21511/bbs.17\(1\).2022.08](https://doi.org/10.21511/bbs.17(1).2022.08).
- Tu, N.A. (2024), 'Innovation and foreign direct investment attraction in developing countries', *Cogent Economics & Finance*, 12(1), 231238.

*** Tác giả liên hệ: Đào Lê Kiều Oanh - Email: oanhdlk@hub.edu.vn**