

Mục lục

Chống tham nhũng và hành vi nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp quy mô vừa và nhỏ tại Việt Nam	<i>Nguyễn Thành Công, Nguyễn Xuân Thắng, Ngô Hồng Hạnh</i>	2
Tác động của việc áp dụng Chuẩn mực Báo cáo Tài chính Quốc tế (IFRS) đến mức độ chấp nhận rủi ro của doanh nghiệp Việt Nam	<i>Hồ Ngọc Sơn, Nguyễn Thị Mai Lan</i>	13
Tài chính hóa và đầu tư bất hiệu quả: bằng chứng từ doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam	<i>Dương Thị Thùy An</i>	23
Tác động bất đối xứng của tài chính toàn diện số đến bất bình đẳng thu nhập tại Việt Nam: Vai trò điều tiết của chất lượng thể chế	<i>Nguyễn Thị Hồng Ánh, Phạm Đức Huy</i>	33
Liệu lãi suất có tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế Nhật Bản trong dài hạn? – Tiếp cận dựa trên mô hình VECM	<i>Khúc Thế Anh</i>	44

CHỐNG THAM NHŨNG VÀ HÀNH VI NẮM GIỮ TIỀN MẶT CỦA DOANH NGHIỆP QUY MÔ VỪA VÀ NHỎ TẠI VIỆT NAM

Nguyễn Thành Công

Khoa Tài chính – Kế toán, Trường Kinh tế Phenikaa, Đại học Phenikaa

Email: cong.nguyenthanh@phenikaa-uni.edu.vn

Nguyễn Xuân Thắng*

Viện đào tạo Sau Đại học, Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: thangnx@neu.edu.vn

Ngô Hồng Hạnh

Khoa Tài chính – Kế toán, Trường Kinh tế Phenikaa, Đại học Phenikaa

Email: hanh.ngohong@phenikaa-uni.edu.vn

Mã bài báo: JED-2743

Ngày nhận: 27/11/2025

Ngày nhận bản sửa: 09/01/2026

Ngày duyệt đăng: 10/02/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2743

Tóm tắt:

Nghiên cứu này phân tích tác động của chống tham nhũng đến xu hướng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp vừa và nhỏ tại Việt Nam. Sử dụng dữ liệu từ các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết quy mô vừa và nhỏ trong giai đoạn 2006-2022, nghiên cứu này phát hiện ra rằng các nỗ lực chống tham nhũng của Nhà nước ảnh hưởng đáng kể đến quyết định nắm giữ tiền mặt của các doanh nghiệp, đặc biệt là nhóm doanh nghiệp vừa và nhỏ. Bên cạnh đó, mối quan hệ giữa chống tham nhũng và mức độ nắm giữ tiền mặt của các nhóm doanh nghiệp quy mô vừa và nhỏ và nhóm doanh nghiệp quy mô lớn đều được chứng minh là phi tuyến tính. Cụ thể, các doanh nghiệp này có xu hướng tăng cường nắm giữ tiền mặt để phòng ngừa rủi ro trong tương lai khi các nỗ lực chống tham nhũng của Nhà nước có thể làm tăng mức độ bất định kinh tế và bất ổn chính trị. Tuy nhiên, mức độ nắm giữ tiền mặt nhanh chóng giảm dần sau một năm khi hoạt động chống tham nhũng giúp cải thiện môi trường kinh doanh, và doanh nghiệp cũng không thể nắm giữ nhiều tiền mặt trong thời gian dài do vấn đề chi phí đại diện và khả năng sinh lời.

Từ khóa: Chống tham nhũng, tỷ trọng tiền mặt, doanh nghiệp vừa và nhỏ.

Mã JEL: D73, D22, G32.

Anti-corruption and the cash-holding behavior of small and medium-sized firms in Vietnam

Abstract:

This research examines the impact of anti-corruption efforts on the cash-holding behavior of small and medium-sized firms in Vietnam. Using data from listed non-financial small and medium-sized firms over the period 2006-2022, the study concludes that the government's anti-corruption initiatives significantly influence corporate cash-holding decisions, especially small and medium-sized firms. In addition, the relationships between anti-corruption efforts and the cash-holding level of small and medium-sized firms and large firms are shown to be nonlinear. Specifically, firms tend to increase their cash holdings as a precaution against future risks when intensified anti-corruption actions may heighten economic uncertainty and political instability. However, their cash holdings decline rapidly after one year, as anti-corruption activities help improve the business environment, and firms are unable to maintain high levels of cash for an extended period due to agency costs and profitability considerations.

Keywords: Anti-corruption, cash ratio, small and medium-sized firms.

JEL Codes: D73, D22, G32.

1. Giới thiệu

Việt Nam đang tiến gần đến một ngã rẽ mang tính bước ngoặt cả về nhân khẩu học và kinh tế. Với giai đoạn cơ cấu dân số vàng dự kiến sẽ kết thúc trước năm 2040, Việt Nam đang phải đối mặt với áp lực ngày càng lớn trong việc đạt được tăng trưởng kinh tế nhanh và bền vững trước khi bước vào thời kỳ già hóa dân số. Nhằm hiện thực hóa mục tiêu tăng trưởng nhanh chóng và hướng đến “kỷ nguyên vươn mình của dân tộc”, Việt Nam đã và đang thực hiện hàng loạt các chính sách kinh tế và xã hội quan trọng. Tuy nhiên, tham nhũng vẫn là một trong những rào cản lớn đối với tăng trưởng kinh tế của một quốc gia. Tham nhũng làm suy yếu hiệu quả của các chính sách tài khóa và tiền tệ, làm giảm niềm tin của nhà đầu tư, và cản trở sự phát triển của khu vực tư nhân (Hossain & cộng sự, 2021). Trước thực trạng đó, Việt Nam đã khởi động chiến dịch “Đốt lò” – một chiến dịch chống tham nhũng chưa từng có tiền lệ trong lịch sử của đất nước, với mục tiêu khôi phục niềm tin của công chúng và cải thiện chất lượng thể chế.

Mặc dù chiến dịch chống tham nhũng quyết liệt của Việt Nam đã làm thay đổi đáng kể bức tranh chính trị và môi trường kinh doanh trong nước, chưa có nghiên cứu nào phân tích tác động của các nỗ lực chống tham nhũng của Nhà nước đến các quyết định tài chính của doanh nghiệp. Nghiên cứu liên quan gần đây của Nguyen & cộng sự (2025) về chống tham nhũng tại Việt Nam đã cho thấy rằng các nỗ lực chống tham nhũng của Việt Nam làm suy yếu mối quan hệ đồng biến giữa tham nhũng cấp địa phương và tỷ trọng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp. Tuy nhiên, nghiên cứu này chưa phân tích tác động trực tiếp của chống tham nhũng đến tỷ lệ tiền mặt của doanh nghiệp. Trên phạm vi toàn cầu, các nghiên cứu về mối quan hệ giữa chống tham nhũng và các quyết định tài chính của doanh nghiệp cũng vẫn còn rất hạn chế. Các nghiên cứu trước đây thường tập trung vào tác động của mức độ tham nhũng chính trị thay vì khía cạnh chống tham nhũng (Smith, 2016; Xu & Li, 2018; Thakur & Kannadhasan, 2019). Điều này phản ánh một khoảng trống nghiên cứu quan trọng về ảnh hưởng của các nỗ lực chống tham nhũng đến quyết định tài chính của doanh nghiệp.

Mục tiêu của nghiên cứu này là phân tích tác động của nỗ lực chống tham nhũng đến xu hướng nắm giữ tiền mặt của các doanh nghiệp vốn hóa vừa và nhỏ tại Việt Nam, đồng thời so sánh với nhóm doanh nghiệp quy mô lớn. Việc so sánh này đóng vai trò quan trọng để giúp các nhà làm chính sách đánh giá được sự khác biệt trong cách thức mà các nhóm doanh nghiệp phản ứng với các nỗ lực chống tham nhũng của Chính phủ và từ đó có thể xây dựng các chính sách phù hợp với nhóm doanh nghiệp vừa và nhỏ. Bên cạnh đó, nghiên cứu này cũng tập trung vào khía cạnh chính sách nắm giữ tiền mặt được xem xét vì đây là một trong những chính sách tài chính quan trọng nhất của doanh nghiệp và cũng là chính sách có thể bị ảnh hưởng đáng kể bởi vấn đề tham nhũng và chống tham nhũng. Việc tập trung vào nhóm doanh nghiệp vốn hóa vừa và nhỏ là rất cần thiết vì nhóm doanh nghiệp này chiếm tỷ trọng lớn trong nền kinh tế và là động lực quan trọng trong việc thúc đẩy kinh tế, nhưng lại dễ bị tổn thương hơn với các cú sốc kinh tế hay sự biến động về thể chế (Nguyen & cộng sự, 2025). Ngoài ra, nhóm doanh nghiệp này có năng lực quản trị yếu kém hơn (Danneels, 2002), gặp nhiều khó khăn trong việc huy động vốn hơn so với các doanh nghiệp quy mô lớn (Nguyen & Thuy, 2023), và cũng là nhóm gặp rủi ro cao hơn dưới áp lực của các hành vi trục lợi do không có đủ nguồn lực để hồi lộ (Bliss & Tella, 1997).

Các đóng góp mới của nghiên cứu này được thể hiện trên ba khía cạnh sau đây. Thứ nhất, nghiên cứu này cung cấp tổng quan cơ sở lý thuyết một cách toàn diện, giải thích tác động của việc chống tham nhũng đến mức độ nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp. Thứ hai, đây là một trong số ít nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa nỗ lực chống tham nhũng của Nhà nước và tỷ trọng nắm giữ tiền mặt của nhóm doanh nghiệp quy mô vừa và nhỏ, đồng thời so sánh với nhóm doanh nghiệp quy mô lớn. Thứ ba, phát hiện về mối quan hệ phi tuyến tính giữa chống tham nhũng và tỷ trọng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp góp phần giải thích sự không nhất quán của các nghiên cứu trước đây tại Trung Quốc. Phát hiện của nghiên cứu này được kỳ vọng giúp các nhà làm chính sách hiểu được cơ chế tác động của việc chống tham nhũng đến chính sách nắm giữ tiền mặt của các doanh nghiệp vốn hóa vừa và nhỏ để đưa ra các chính sách phù hợp.

Cấu trúc của nghiên cứu này được trình bày như sau. Phần 2 cung cấp tổng quan cơ sở lý thuyết và phát triển các giả thuyết nghiên cứu. Phần 3 mô tả dữ liệu nghiên cứu, các biến và mô hình nghiên cứu. Phần 4

trình bày và phân tích kết quả nghiên cứu. Phần 5 kết luận và đưa ra các hàm ý chính sách.

2. Tổng quan cơ sở lý thuyết

Tham nhũng chính trị tồn tại tại tất cả các quốc gia trên thế giới nhưng có xu hướng trầm trọng hơn tại các quốc gia mới nổi và đang phát triển với thể chế yếu kém (Smith, 2016). Điều này làm xói mòn niềm tin của công chúng, làm giảm hiệu quả các chính sách kinh tế, và ảnh hưởng tiêu cực đến môi trường kinh doanh. Trong thập kỷ vừa qua, Việt Nam đã và đang chứng kiến một chiến dịch chống tham nhũng toàn diện và chưa từng có tiền lệ kể từ khi Nhà nước Việt Nam được thành lập năm 1945. Trong giai đoạn 2013-2020, đã có hơn 131.000 đảng viên bị kỷ luật, bao gồm hàng trăm quan chức và quân nhân cấp cao tại trung ương và địa phương, góp phần thu hồi hàng chục tỷ USD tiền tham nhũng. Chiến dịch “Đốt lò” do vậy trở thành chiến dịch chống tham nhũng lớn nhất từng được ghi nhận tại Việt Nam. Tuy nhiên, các nỗ lực chống tham nhũng này có thể có tác động tích cực lẫn tiêu cực đến môi trường kinh doanh và dẫn đến các quyết định tài chính khác nhau của doanh nghiệp.

Giả thuyết hối lộ (*bribery hypothesis*) cho rằng doanh nghiệp xem việc hối lộ là một công cụ hiệu quả để vượt qua bộ máy quan liêu một cách nhanh chóng (Smith, 2016). Khảo sát gần đây của VCCI năm 2022 cho thấy hơn 60% doanh nghiệp Việt Nam trả lời rằng việc chi trả chi phí không chính thức thường xuyên hoặc luôn luôn giúp doanh nghiệp đạt được kết quả mà họ kỳ vọng¹. Tiền bôi trơn đã được các nghiên cứu trước chứng minh là mang lại nhiều lợi ích cho doanh nghiệp trên nhiều khía cạnh như giúp giảm thời gian chờ đợi để có giấy phép, tiếp cận các dự án nhà nước hoặc các khoản vay ưu đãi, và nhận được trợ cấp từ chính phủ (Tahoun, 2014). Do vậy, các doanh nghiệp có xu hướng nắm giữ tiền mặt nhiều hơn để phục vụ mục đích hối lộ (Thakur & Kannadhasan, 2019). Tuy nhiên, nghiên cứu gần đây của Hoang & cộng sự (2022) cho thấy rằng chiến dịch “Đốt lò” đã cải thiện đáng kể chất lượng thể chế của Việt Nam và nâng cao tính minh bạch tài chính của các doanh nghiệp tại Việt Nam. Cụ thể, việc thực thi chống tham nhũng quyết liệt khiến các quan chức tham nhũng thận trọng hơn trong hành vi của họ, từ đó kiềm chế họ thực hiện các hành vi sai trái (Xie & Zhang, 2020). Tương tự, nghiên cứu gần đây của Nguyen & cộng sự (2025) cung cấp bằng chứng về mối quan hệ đồng biến giữa tham nhũng địa phương và tỷ trọng nắm giữ tiền mặt, nhưng các hoạt động chống tham nhũng của Nhà nước lại giúp làm suy yếu mối quan hệ này. Nguyên nhân là vì các doanh nghiệp được kỳ vọng sẽ hoạt động trong một môi trường thể chế minh bạch và công bằng hơn, với áp lực trực tiếp giảm bớt, qua đó giảm nhu cầu nắm giữ lượng tiền mặt dư thừa để chi cho các khoản thanh toán phi chính thức. Do đó, giả thuyết nghiên cứu được đưa ra như sau:

H1: Nỗ lực chống tham nhũng làm giảm tỷ trọng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp.

Giả thuyết động cơ phòng ngừa (*precautionary motive hypothesis*) lại cung cấp một góc nhìn đối lập về cách thức mà các nỗ lực chống tham nhũng ảnh hưởng đến quyết định nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp. Cụ thể, các nỗ lực chống tham nhũng có thể dẫn đến sự biến động về vị trí lãnh đạo cấp cao của Chính phủ hay các cơ quan quan trọng của Nhà nước (Akhtari & cộng sự, 2022). Điều này làm gia tăng bất ổn chính trị và sự bất định liên quan đến chính sách kinh tế, đặc biệt là khi quá trình bổ nhiệm các nhân sự phù hợp thay thế có thể kéo dài. Hơn nữa, các nhà lãnh đạo kế nhiệm mới có thể xuất thân từ những nền tảng chính trị hoặc khu vực khác nhau, do đó họ có thể thực thi các chính sách khác biệt đáng kể so với những người tiền nhiệm (Nguyen & Tran, 2023), làm gia tăng thêm mức độ bất định của các chính sách kinh tế. Trong bối cảnh này, giả thuyết động cơ phòng ngừa cho rằng các doanh nghiệp có xu hướng thu hẹp quy mô đầu tư và tăng cường tích trữ tiền mặt để đối phó với sự gia tăng bất ổn chính trị và bất định kinh tế khi các hoạt động chống tham nhũng đang diễn ra mạnh mẽ. Các doanh nghiệp vừa và nhỏ có thể có động cơ phòng ngừa cao hơn so với các doanh nghiệp lớn vì nhóm doanh nghiệp này thường gặp khó khăn trong việc huy động vốn hoặc phải chấp nhận huy động vốn với chi phí cao trong giai đoạn bất định kinh tế và chính trị (Nguyen & Thuy, 2023). Do đó, dựa trên giả thuyết động cơ phòng ngừa, giả thuyết nghiên cứu thứ hai được đưa ra như sau:

H2: Nỗ lực chống tham nhũng làm tăng tỷ trọng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp.

Mặc dù giả thuyết hối lộ và giả thuyết động cơ phòng ngừa đưa ra hai quan điểm trái ngược, các bằng

chúng thực nghiệm về tác động của các nỗ lực chống tham nhũng đến tỷ trọng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp vẫn còn hạn chế và chủ yếu tập trung vào các doanh nghiệp tại Trung Quốc. Một mặt, Chen & cộng sự (2025) cung cấp bằng chứng cho thấy các doanh nghiệp giảm lượng tiền mặt nắm giữ vì chiến dịch chống tham nhũng tại Trung Quốc đã cải thiện đáng kể chất lượng thể chế và ngăn chặn các hành vi trục lợi từ quan chức nhà nước. Xie & Zhang (2020) cũng đưa ra lập luận tương tự rằng mức độ chống tham nhũng mạnh mẽ đóng vai trò như một cơ chế bảo vệ thể chế khỏi hành vi chiếm đoạt của quan chức, khiến doanh nghiệp tại Trung Quốc giảm lượng tiền mặt nắm giữ do rủi ro bị chiếm đoạt giảm xuống. Mặt khác, phù hợp với giả thuyết động cơ phòng ngừa, Cai & cộng sự (2022) ghi nhận rằng các doanh nghiệp tại Trung Quốc áp dụng chiến lược quản lý tiền mặt thận trọng hơn để ứng phó với sự bất ổn chính trị gia tăng gắn liền với các nỗ lực chống tham nhũng của chính phủ. Cụ thể, nhóm tác giả này phát hiện ra rằng doanh nghiệp tăng đáng kể lượng dự trữ tiền mặt sau khi các quan chức địa phương bị điều tra vì các hành vi liên quan đến tham nhũng.

Sự không nhất quán giữa giả thuyết động cơ phòng ngừa và giả thuyết hối lộ, cùng sự mâu thuẫn trong các bằng chứng thực nghiệm tại Trung Quốc cho thấy một khoảng trống nghiên cứu quan trọng về tác động của việc chống tham nhũng đến chính sách nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp. Nghiên cứu này đóng góp vào tổng quan cơ sở lý thuyết hiện tại bằng cách xác định liệu chính sách nắm giữ tiền mặt của các doanh nghiệp vừa và nhỏ tại Việt Nam có bị ảnh hưởng bởi mức độ chống tham nhũng hay không. Nghiên cứu này cũng khám phá mối quan hệ phi tuyến giữa nỗ lực chống tham nhũng và lượng tiền mặt doanh nghiệp nắm giữ – một chủ đề gần như chưa được nghiên cứu tại Việt Nam.

3. Dữ liệu và mô hình nghiên cứu

3.1. Đo lường mức độ chống tham nhũng tại Việt Nam

Nghiên cứu này sử dụng chỉ số chống tham nhũng tại Việt Nam (ACI) của Hoang & cộng sự (2022). Dựa trên luận điểm rằng truyền thông đại chúng – vốn thúc đẩy quyền tự do quan điểm và tự do ngôn luận rộng rãi – đã được sử dụng một cách phổ biến trên toàn cầu như một công cụ hiệu quả để hỗ trợ các nỗ lực chống tham nhũng và kiềm chế tham nhũng (Camaj, 2013; Jha & Sarangi, 2017). Hoang & cộng sự (2022) đã xây dựng chỉ số chống tham nhũng tại Việt Nam trong giai đoạn 2006-2022. Chỉ số này được xây dựng bằng cách đếm tần suất xuất hiện của một tập hợp các thuật ngữ liên quan đến các nỗ lực chống tham nhũng, các vi phạm trong quản lý và sử dụng tài sản nhà nước, cũng như thông tin về các cuộc điều tra và truy tố các vụ án liên quan đến hối lộ trên ba tờ báo điện tử lớn tại Việt Nam. Chỉ số chống tham nhũng có giá trị càng cao thì càng phản ánh nỗ lực chống tham nhũng của Nhà nước Việt Nam. Để dễ dàng phân tích hệ số hồi quy, biến chống tham nhũng (ACI) được chuẩn hóa và do vậy hệ số hồi quy phản ánh sự thay đổi của tỷ trọng nắm giữ tiền mặt khi mức độ chống tham nhũng tăng thêm một độ lệch chuẩn.

Khác với các nghiên cứu gần đây của Elvira-Lorilla & cộng sự (2024) hay Al-Najjar & Sarhan (2024) tập trung vào nỗ lực chống tham nhũng của doanh nghiệp, nghiên cứu này sử dụng chỉ số ACI để phản ánh nỗ lực chống tham nhũng của Nhà nước để phân tích ảnh hưởng của việc chống tham nhũng cấp quốc gia đến quyết định tài chính của doanh nghiệp.

3.2. Dữ liệu và các biến

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu từ 1.601 doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam trong giai đoạn 2006-2022. Các doanh nghiệp tài chính và các doanh nghiệp tiện ích công cộng không được xem xét trong nghiên cứu này do có cấu trúc tài chính khác biệt và chịu nhiều quy định đặc thù liên quan đến chính sách nắm giữ tiền mặt (Smith, 2016; Nguyen & cộng sự, 2025). Dữ liệu về doanh nghiệp được thu thập từ cơ sở dữ liệu Thompson Reuters Eikon. Dựa trên các nghiên cứu trước đây về xu hướng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp (Smith, 2016; Xie & Zhang, 2020; Chen & cộng sự, 2025), nghiên cứu này thêm nhiều biến kiểm soát ở cấp độ doanh nghiệp và cấp độ vĩ mô mà đã được chứng minh dựa trên cơ sở lý thuyết và bằng chứng thực tiễn về tác động quan trọng của chúng đến biến phụ thuộc. Cụ thể, quy mô doanh nghiệp (*Size*), tỷ trọng vay nợ (*Leverage*), vốn lưu động (*Working capital*), tỷ suất sinh lời (*ROA*), tỷ trọng chi trả cổ tức bằng tiền mặt (*Cash dividend*), tỷ lệ tăng trưởng doanh thu (*Revenue growth*), tỷ trọng tài sản hữu hình (*Tangibility*), tỷ lệ tăng trưởng kinh tế (*GDP growth*), và mức độ bất định kinh tế toàn cầu (*Global uncertainty*) được thêm

vào mô hình nghiên cứu. Để giảm thiểu tác động của các điểm dữ liệu ngoại lai, các quan sát có giá trị bé hơn phân vị thứ nhất và lớn hơn phân vị thứ 99 bị loại bỏ.

Định nghĩa của các biến được sử dụng trong nghiên cứu này và số liệu thống kê mô tả của các biến được cung cấp trong Bảng 1. Hệ số tương quan giữa các biến trong mô hình hồi quy được trình bày trong Bảng 2. Nhìn chung, mức độ tương quan giữa các biến tương đối thấp, trung bình (dưới |0,5|), cho thấy rằng mô hình hồi quy không có dấu hiệu sai lệch do hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng.

Bảng 1. Định nghĩa và thống kê mô tả

Biến	Định nghĩa	Obs	Mean	SD	Min	Max
<i>Cash</i>	Tỷ lệ tiền mặt và các khoản tương đương tiền trên tổng tài sản.	5.361	4,7	5,9	0,0	31,3
<i>ACI_raw</i>	Chỉ số chống tham nhũng đo lường mức độ chống tham nhũng của Việt Nam.	5.361	32,2	18,6	10,1	66,3
<i>ACI</i>	Chỉ số chống tham nhũng đã chuẩn hóa dựa trên <i>ACI_raw</i> .	5.361	0,1	1,1	-1,1	2,1
<i>Size</i>	Logarit cơ số tự nhiên của tổng tài sản.	5.361	25,9	1,1	23,6	30,2
<i>Leverage</i>	Tỷ trọng nợ vay trên tổng tài sản.	5.361	18,1	20,7	0,0	90,9
<i>Working capital</i>	Hiệu số giữa tài sản ngắn hạn và nợ ngắn hạn trên tổng tài sản.	5.361	20,6	33,0	-111,4	81,6
<i>ROA</i>	Tỷ lệ lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản.	5.361	2,7	8,5	-29,4	26,2
<i>Cash dividend</i>	Tỷ lệ cổ tức tiền mặt trên tổng tài sản.	5.361	0,0	0,0	0,0	0,2
<i>Revenue growth</i>	Tỷ lệ tăng trưởng doanh thu.	5.361	8,3	45,3	-52,3	125,8
<i>Tangibility</i>	Tỷ lệ tài sản hữu hình trên tổng tài sản.	5.361	50,1	30,8	-51,2	96,0
<i>GDP growth</i>	Tỷ lệ tăng trưởng GDP hàng năm.	5.361	6,1	1,6	2,6	8,0
<i>Global uncertainty</i>	Chỉ số bất định kinh tế toàn cầu với giá trị càng cao phản ánh mức độ bất định càng lớn.	5.361	0,1	0,0	0,0	0,1

Bảng 2. Ma trận hệ số tương quan

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
(1) <i>Cash</i>	1										
(2) <i>ACI</i>	0,00	1									
(3) <i>Size</i>	-0,28	0,08	1								
(4) <i>Leverage</i>	-0,19	-0,02	0,19	1							
(5) <i>Working capital</i>	0,23	-0,03	-0,11	-0,39	1						
(6) <i>ROA</i>	0,21	-0,09	-0,12	-0,37	0,42	1					
(7) <i>Cash dividend</i>	0,12	-0,04	-0,17	-0,26	0,25	0,47	1				
(8) <i>Revenue growth</i>	0,07	-0,04	-0,04	-0,03	0,04	0,21	-0,03	1			
(9) <i>Tangibility</i>	0,14	0,00	-0,16	-0,49	0,32	0,44	0,30	0,04	1		
(10) <i>GDP growth</i>	0,02	0,48	-0,02	0,01	0,01	0,03	0,02	0,08	-0,01	1	
(11) <i>Global uncertainty</i>	-0,11	0,33	0,14	-0,03	-0,03	-0,20	-0,07	-0,14	0,01	-0,11	1

3.3. Mô hình nghiên cứu

Kế thừa từ các nghiên cứu trước đây như Smith (2016), Xie & Zhang (2020) và Thakur & Kannadhasan (2019), để đánh giá tác động của nỗ lực chống tham nhũng đến tỷ trọng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp vừa và nhỏ tại Việt Nam, nghiên cứu này sử dụng mô hình nghiên cứu sau đây:

$$Cash_{it} = \alpha + \beta ACI_t + \gamma Firms_{it-1} + \delta Country_t + \varphi_i + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

Trong đó: i và t lần lượt là doanh nghiệp và năm; $Cash$ là tỷ trọng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp, được đo lường bởi tỷ lệ tiền và các khoản tương đương tiền trên tổng tài sản; ACI là biến đo lường mức độ chống tham nhũng tại Việt Nam; $Firms$ đại diện cho nhóm các biến kiểm soát cấp độ doanh nghiệp; $Country$ đại diện cho nhóm các biến kiểm soát cấp độ vĩ mô; α là hằng số; β , γ , và δ là các hệ số hồi quy cần ước lượng; φ_i là hiệu ứng tác động cố định của doanh nghiệp (Firm FE); và ε là sai số thông thường. Vì chỉ số chống tham nhũng (ACI) là biến cấp quốc gia và chỉ thay đổi theo từng năm, tất cả doanh nghiệp trong cùng năm đều chịu chung các cú sốc vĩ mô và môi trường chính sách. Do đó, nghiên cứu này không kiểm soát

tác động cố định theo năm. Ngoài ra, phần dư giữa các doanh nghiệp trong cùng năm có thể tương quan với nhau nên sai số chuẩn được phân cụm (*clustered*) theo doanh nghiệp và năm để giúp sai số được đánh giá đúng hơn và kết quả kiểm định ít bị sai lệch hơn. Nghiên cứu này sử dụng phương pháp bình phương nhỏ nhất với đa tác động cố định để ước lượng phương trình (1). Phương pháp hồi quy GMM sau đó được sử dụng để khắc phục vấn đề biến nội sinh.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Chống tham nhũng và xu hướng nắm giữ tiền mặt theo quy mô doanh nghiệp

Kiểm soát tác động cố định của doanh nghiệp, Bảng 3 báo cáo kết quả nghiên cứu về mối quan hệ giữa chống tham nhũng và xu hướng nắm giữ tiền mặt của các doanh nghiệp tại Việt Nam theo quy mô, bao gồm nhóm doanh nghiệp quy mô nhỏ (doanh thu dưới 100 tỷ VND), quy mô vừa (doanh thu từ 100 đến 300 tỷ VND), quy mô vừa và nhỏ (doanh thu từ 300 tỷ VND trở xuống), và quy mô lớn (doanh thu trên 300 tỷ VND). Việc phân loại doanh nghiệp theo quy mô nêu trên được căn cứ theo Luật Hỗ trợ doanh nghiệp nhỏ và vừa. Kết quả nghiên cứu cho thấy rằng các nỗ lực chống tham nhũng làm tăng tỷ trọng nắm giữ tiền mặt tại nhóm doanh nghiệp có quy mô vừa và/hoặc nhỏ. Phát hiện này phù hợp với giả thuyết nghiên cứu *H2* về động cơ phòng ngừa. Cụ thể, việc chống tham nhũng gây ra sự bất ổn về chính trị và bất định về chính sách kinh tế khiến doanh nghiệp vừa và nhỏ có xu hướng tăng cường tích trữ tiền mặt để phòng ngừa rủi ro xảy ra trong tương lai (Akhtari & cộng sự, 2022).

Xét về mặt độ lớn, khi giữ nguyên các yếu tố khác trong Mô hình (3) không đổi tại giá trị trung bình, hệ số hồi quy của biến *ACI* cho thấy khi mức độ chống tham nhũng tăng lên một độ lệch chuẩn, ứng với mức tăng

Bảng 3. Chống tham nhũng và tỷ trọng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp

	Quy mô nhỏ (1)	Quy mô vừa (2)	Quy mô vừa và nhỏ (3)	Quy mô lớn (4)
<i>ACI</i>	0,458*** (0,129)	0,413*** (0,103)	0,426*** (0,0776)	0,0183 (0,0553)
<i>Size</i>	-1,573*** (0,276)	-1,324*** (0,334)	-1,235*** (0,173)	-1,130*** (0,137)
<i>Leverage</i>	-0,0386*** (0,0137)	-0,0376*** (0,0125)	-0,0394*** (0,00823)	-0,0558*** (0,00631)
<i>Working capital</i>	0,0309*** (0,00719)	0,0406*** (0,00710)	0,0326*** (0,00475)	0,0429*** (0,00588)
<i>ROA</i>	0,0818*** (0,0172)	0,0932*** (0,0219)	0,0851*** (0,0131)	0,0863*** (0,0159)
<i>Cash dividend</i>	-3,565 (4,651)	-6,123* (3,352)	-4,745* (2,598)	-9,844*** (2,004)
<i>Revenue growth</i>	0,00470** (0,00213)	0,00512** (0,00238)	0,00489*** (0,00150)	0,00365*** (0,00141)
<i>Tangibility</i>	-0,0273** (0,0111)	-0,0226** (0,0112)	-0,0249*** (0,00721)	-0,0447*** (0,00794)
<i>GDP growth</i>	-0,200*** (0,0752)	-0,110*** (0,0230)	-0,126*** (0,0474)	-0,0153 (0,0302)
<i>Global uncertainty</i>	9,594* (5,09)	10,85** (5,219)	14,22** (6,193)	17,75*** (4,482)
Hàng số	47,82*** (7,016)	41,51*** (8,756)	39,60*** (4,452)	39,88*** (3,889)
Số quan sát	2.381	2.873	5.361	7.250
R2	0,511	0,548	0,487	0,528
Firm FE	Có	Có	Có	Có

Ghi chú: Sai số chuẩn được phân cụm theo năm được báo cáo trong ngoặc đơn (.). ***, **, và * lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%, 5%, và 10%.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

gần 58% (18,6/32,2), thì tỷ trọng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp vừa và nhỏ tăng thêm gần 25% ($0,58 \times 0,426$). Đây là một mức tăng rất lớn, cho thấy rằng các doanh nghiệp vừa và nhỏ tại Việt Nam rất nhạy cảm với các thông tin về chống tham nhũng. Một nguyên nhân là do nhóm doanh nghiệp vừa và nhỏ thường có năng lực quản trị yếu kém hơn (Danneels, 2002) và có chi phí huy động vốn cao hơn đáng kể so với doanh nghiệp lớn khi bất định tăng cao (Nguyen & Thuy, 2023; Nguyen & cộng sự, 2025).

Không giống như nhóm doanh nghiệp quy mô vừa và nhỏ, Mô hình (4) cho thấy rằng tác động của mức độ chống tham nhũng đến tỷ trọng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp lớn không có ý nghĩa về mặt thống kê. Phát hiện này nhấn mạnh vai trò của việc tập trung xem xét nhóm doanh nghiệp quy mô vừa và nhỏ vì nhóm này rất nhạy cảm với các nỗ lực chống tham nhũng của Nhà nước.

4.2. Chống tham nhũng và tỷ trọng tiền mặt: Mối quan hệ phi tuyến tính

Mặc dù các hoạt động chống tham nhũng của Nhà nước kích hoạt động cơ phòng ngừa khiến doanh nghiệp trì hoãn đầu tư và tăng cường nắm giữ tiền mặt để phòng ngừa rủi ro, chiến dịch chống tham nhũng trên thực tế kéo dài nhiều năm. Chiến dịch chống tham nhũng “Đốt lò” tại Việt Nam đã kéo dài trên 10 năm và vẫn tiếp tục trong tương lai. Các doanh nghiệp không thể trì hoãn đầu tư và tích trữ tiền mặt trong một thời gian dài vì điều này ảnh hưởng tiêu cực đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp trong dài hạn và khiến vấn đề chi phí đại diện trở nên trầm trọng (Jensen, 1986). Bên cạnh đó, việc chống tham nhũng hiệu quả giúp

Bảng 4. Chống tham nhũng và xu hướng nắm giữ tiền mặt: Mối quan hệ phi tuyến tính

	Quy mô nhỏ (1)	Quy mô vừa (2)	Quy mô vừa & nhỏ (3)	Quy mô lớn (4)
<i>ACI</i>	1,072*** (0,199)	0,850*** (0,176)	0,983*** (0,130)	0,401*** (0,112)
<i>ACP²</i>	-0,531*** (0,128)	-0,386*** (0,114)	-0,498*** (0,0852)	-0,304*** (0,0654)
<i>Size</i>	-1,537*** (0,271)	-1,313*** (0,332)	-1,200*** (0,170)	-1,189*** (0,141)
<i>Leverage</i>	-0,0372*** (0,0137)	-0,0349*** (0,0124)	-0,0365*** (0,00817)	-0,0538*** (0,00632)
<i>Working capital</i>	0,0311*** (0,00720)	0,0398*** (0,00703)	0,0322*** (0,00472)	0,0421*** (0,00586)
<i>ROA</i>	0,0836*** (0,0172)	0,0921*** (0,0217)	0,0857*** (0,0131)	0,0880*** (0,0158)
<i>Cash dividend</i>	-2,528 (4,597)	-5,494 (3,361)	-3,787 (2,593)	-9,078*** (1,987)
<i>Revenue growth</i>	0,00404* (0,00212)	0,00453* (0,00236)	0,00433*** (0,00149)	0,00335** (0,00141)
<i>Tangibility</i>	-0,0266** (0,0112)	-0,0221** (0,0111)	-0,0236*** (0,00720)	-0,0450*** (0,00790)
<i>GDP growth</i>	-0,204*** (0,0752)	-0,0704 (0,0631)	-0,123*** (0,0474)	-0,0256 (0,0305)
<i>Global uncertainty</i>	19,57* (10,47)	18,39** (8,653)	23,87*** (6,542)	23,18*** (4,710)
Hàng số	48,07*** (6,907)	42,09*** (8,719)	39,73*** (4,384)	42,24*** (4,036)
Số quan sát	2.381	2.873	5.361	7.250
R2	0,515	0,550	0,491	0,530
Firm FE	Có	Có	Có	Có

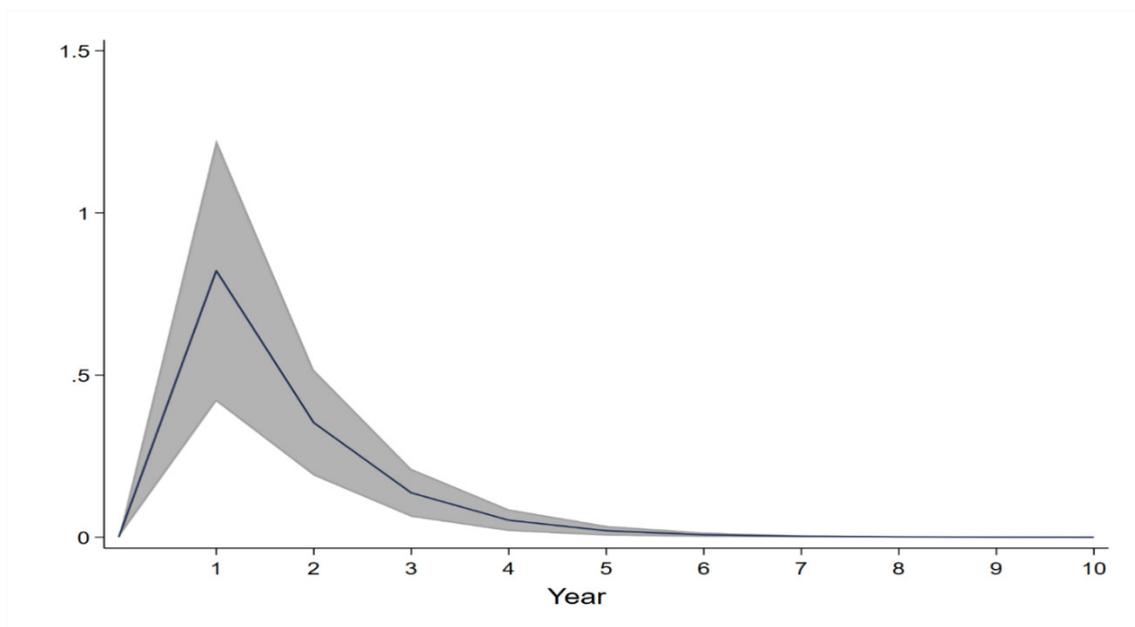
Ghi chú: Sai số chuẩn được phân cụm theo năm được báo cáo trong ngoặc đơn (.). ***, **, và * lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%, 5%, và 10%.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

cải thiện môi trường kinh doanh và chất lượng thể chế, khiến doanh nghiệp tự tin hơn trong việc giảm tỷ trọng nắm giữ tiền mặt và tăng cường đầu tư. Điều này ám chỉ rằng mối quan hệ giữa chống tham nhũng và xu hướng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp quy mô vừa và nhỏ có thể là một mối quan hệ phi tuyến tính.

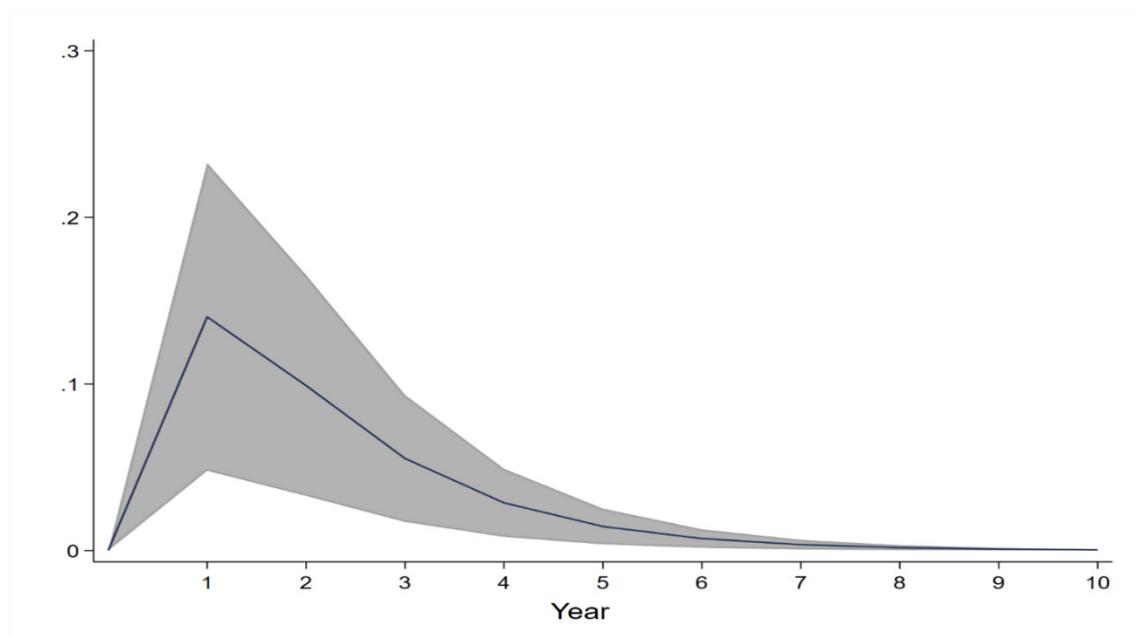
Bảng 4 xem xét luận điểm này bằng cách thêm vào mô hình hồi quy các hạng tử bậc hai (ACF^2) của biến chống tham nhũng. Kết quả nghiên cứu từ Mô hình (1) – (4) xác nhận rằng mối quan hệ giữa chống tham nhũng và xu hướng nắm giữ tiền mặt của nhóm doanh nghiệp tại Việt Nam là phi tuyến tính. Cụ thể, các

Hình 1. Chống tham nhũng và tỷ lệ tiền mặt của doanh nghiệp quy mô vừa và nhỏ: Hàm IRF



*Ghi chú: Vùng xám phản ánh khoảng tin cậy 95%.
 Nguồn: Tính toán của tác giả.*

Hình 2. Chống tham nhũng và tỷ lệ tiền mặt của doanh nghiệp quy mô lớn: Hàm IRF



*Ghi chú: Vùng xám phản ánh khoảng tin cậy 95%.
 Nguồn: Tính toán của tác giả.*

doanh nghiệp quy mô vừa và nhỏ và doanh nghiệp quy mô lớn với tâm thế phòng ngừa rủi ro (giả thuyết động cơ phòng ngừa) có xu hướng tăng cường tích trữ tiền mặt khi các nỗ lực chống tham nhũng của Nhà nước tăng cao. Sau đó, các doanh nghiệp này lại giảm dần mức độ nắm giữ tiền mặt khi chất lượng thể chế và môi trường kinh doanh được cải thiện và đồng thời không thể nắm giữ tiền mặt quá lâu dưới áp lực đảm bảo khả năng sinh lời và vấn đề chi phí đại diện.

Sử dụng hàm phản ứng xung (Impulse response function – IRF) để kiểm tra phản ứng của tỷ trọng nắm giữ tiền mặt khi một cú sốc (sự tăng lên của một độ lệch chuẩn) chống tham nhũng xảy ra. Kết quả của IRF được trình bày trong Hình 1 và Hình 2 cho thấy rằng tỷ trọng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp tăng lên trong năm đầu tiên khi cú sốc về chống tham nhũng xảy ra và sau đó giảm dần về mức ban đầu. Phát hiện này xác nhận rằng động cơ phòng ngừa của doanh nghiệp khi cường độ chống tham nhũng gia tăng là một phản ứng có tính ngắn hạn. Tuy nhiên, xét trong khuôn khổ phản ứng tương đối quanh mức cơ sở trong tỷ lệ nắm giữ tiền mặt của từng nhóm, hàm phản ứng xung lực cho thấy tỷ lệ nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp vừa và nhỏ phản ứng mạnh hơn trước các cú sốc so với doanh nghiệp lớn. Phát hiện này góp phần củng cố luận điểm rằng các doanh nghiệp vừa và nhỏ có động cơ phòng ngừa mạnh hơn.

4.3. Giải quyết vấn đề biến nội sinh

Bảng 5. Chống tham nhũng và tỷ trọng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp: Ước lượng GMM

	Doanh nghiệp quy mô vừa và nhỏ		Doanh nghiệp quy mô lớn	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L.Cash</i>	0,374*** (0,0459)	0,349*** (0,0450)	0,368*** (0,0455)	0,351*** (0,0447)
<i>ACI</i>	0,331*** (0,0711)	0,797*** (0,134)	0,0713 (0,0469)	0,544*** (0,100)
<i>ACP</i>		-0,409*** (0,0819)		-0,360*** (0,0591)
<i>Size</i>	-1,561*** (0,313)	-1,630*** (0,324)	-0,869*** (0,178)	-1,139*** (0,189)
<i>Leverage</i>	-0,0102 (0,0131)	0,000872 (0,0144)	-0,0301** (0,0132)	-0,0271** (0,0135)
<i>Working capital</i>	0,0248*** (0,00432)	0,0258*** (0,00419)	0,0190*** (0,00454)	0,0196*** (0,00461)
<i>ROA</i>	0,0482*** (0,0125)	0,0514*** (0,0123)	0,0626*** (0,0143)	0,0633*** (0,0148)
<i>Cash dividend</i>	-3,578 (2,530)	-2,447 (2,508)	-8,200*** (1,760)	-7,819*** (1,830)
<i>Revenue growth</i>	0,00432*** (0,00148)	0,00368** (0,00148)	0,00202 (0,00124)	0,00145 (0,00119)
<i>Tangibility</i>	-0,0193*** (0,00689)	-0,0159** (0,00746)	-0,0274*** (0,00731)	-0,0301*** (0,00749)
<i>GDP growth</i>	-0,102** (0,0422)	-0,0972** (0,0415)	-0,0338 (0,0259)	-0,0495* (0,0262)
<i>Global uncertainty</i>	4,820 (5,992)	7,481 (6,552)	-5,874 (3,942)	11,23*** (4,017)
Hằng số	44,43*** (8,293)	46,83*** (8,610)	28,88*** (5,186)	37,33*** (5,569)
Số quan sát	5.365	5.365	7.229	7.229
Số doanh nghiệp	710	710	891	891
Số biến công cụ	391	391	391	391
AR(1)	0,000	0,000	0,000	0,000
AR(2)	0,182	0,221	0,436	0,522
Hansen <i>J</i>	0,297	0,230	0,220	0,203

Ghi chú: Sai số chuẩn mạnh được báo cáo trong ngoặc đơn (.). ***, **, và * lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%, 5%, và 10%.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Để giải quyết vấn đề biến nội sinh có thể ảnh hưởng đến mô hình hồi quy, nghiên cứu này sử dụng mô hình hồi quy hai bước hệ thống GMM (*two-step system GMM*). Mô hình GMM phù hợp với cấu trúc dữ liệu bảng lớn và giải quyết vấn đề nội sinh bằng cách trực tiếp thêm biến độ trễ của biến phụ thuộc (*L.Cash*) vào mô hình mà không gây ra sự sai lệch như các mô hình OLS thông thường. Bảng 5 báo cáo kết quả tác động của chống tham nhũng đến xu hướng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp sử dụng phương pháp GMM. Trong đó, biến độ trễ của biến phụ thuộc, biến chống tham nhũng, và các biến kiểm soát về doanh nghiệp được xem là biến nội sinh. Hệ số hồi quy của biến *L.Cash* đều có ý nghĩa về mặt thống kê ở mức 1%, xác nhận tính xu thế theo thời gian của tỷ trọng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp vừa và nhỏ cũng như xác nhận sự cần thiết phải sử dụng mô hình GMM để giảm thiểu vấn đề bỏ sót biến. Kết quả kiểm định AR(1), AR(2) và Hansen *J* cũng xác nhận tính hợp lệ của các biến công cụ được sử dụng. Các yếu tố này cho thấy rằng kết quả mô hình GMM là hợp lệ.

Nhìn chung hệ số hồi quy của biến *ACI* và *ACI²* được trình bày trong Bảng 5 xác nhận rằng mối quan hệ giữa chống tham nhũng và tỷ trọng nắm giữ tiền mặt của các doanh nghiệp tại Việt Nam là phi tuyến tính. Xét về độ lớn, hệ số hồi quy của biến chống tham nhũng không có sự chênh lệch đáng kể giữa mô hình GMM và mô hình OLS với đa tác động cố định được trình bày bên trên. Do vậy, có thể khẳng định rằng kết quả nghiên cứu không bị sai lệch nghiêm trọng do vấn đề biến nội sinh gây ra.

5. Kết luận

Phân tích tác động của chống tham nhũng đến chính sách nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp, nghiên cứu này cung cấp bằng chứng rằng các nỗ lực chống tham nhũng làm tăng đáng kể tỷ trọng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp vừa và nhỏ. Bên cạnh đó, mối quan hệ giữa chống tham nhũng và tỷ trọng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp là mối quan hệ phi tuyến tính. Các doanh nghiệp quy mô vừa và nhỏ hay quy mô lớn đều tăng cường nắm giữ tiền mặt khi mức độ chống tham nhũng gia tăng và bắt đầu giảm dần mức tiền mặt sau một năm. Tuy nhiên, phản ứng của nhóm doanh nghiệp vừa và nhỏ mạnh hơn so với nhóm doanh nghiệp lớn.

Các phát hiện trong nghiên cứu này đưa ra một số hàm ý chính sách quan trọng sau. Thứ nhất, gia tăng mức độ chống tham nhũng có thể gây ra một số tác động tiêu cực ngắn hạn, kích hoạt hoạt động cơ phòng ngừa của doanh nghiệp. Các chính sách hỗ trợ, đặc biệt là hỗ trợ thanh khoản thông qua các khoản vay lãi suất thấp, nên tập trung vào nhóm doanh nghiệp vừa và nhỏ. Thứ hai, các chính sách hỗ trợ nên được thiết kế cho mục đích ngắn hạn vì xu hướng nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp vừa và nhỏ sẽ giảm nhanh chóng sau một năm. Thứ ba, tăng cường công bố các thông tin về chống tham nhũng và định hướng chính sách để giảm thiểu sự bất định và thiếu hụt thông tin trên thị trường. Điều này giúp giảm thiểu động cơ phòng ngừa của doanh nghiệp khi cường độ chống tham nhũng của Nhà nước tăng cao.

Trong giới hạn của nghiên cứu này, nhiều khía cạnh quan trọng vẫn chưa được khai thác như đặc điểm của ban giám đốc hay hội đồng quản trị. Các nghiên cứu trong tương lai có thể xem xét hiệu ứng tương tác của các nhân tố này đối với mối quan hệ giữa chống tham nhũng và chính sách tiền mặt của doanh nghiệp.

Ghi chú:

1. Nguồn dữ liệu VCCI: <https://pcivietnam.vn/du-lieu-pci>

Lời thừa nhận/cảm ơn:

Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ Phát triển khoa học và công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong đề tài mã số 502.01-2023.41

Tài liệu tham khảo

- Akhtari, M., Moreira, D. & Trucco, L. (2022). Political turnover, bureaucratic turnover, and the quality of public services. *American Economic Review*, 112(2), 442-493.
- Al-Najjar, B. & Sarhan, A.A. (2024). Cash holdings and corruption prevention commitment: Evidence from the UK. *International Journal of Finance & Economics*, 29(3), 3738-3757.
- Bliss, C. & Tella, R.D. (1997). Does competition kill corruption?. *Journal of Political Economy*, 105(5), 1001-2023.
- Cai, W., Hu, F., Xu, F. & Zheng, L. (2022). Anti-corruption campaign and corporate cash holdings: Evidence from China. *Emerging Markets Review*, 51, 100843.
- Camaj, L. (2013). The media's role in fighting corruption: Media effects on government accountability. *The International Journal of Press/Politics*, 18(1), 21-42.
- Chen, Y., Wang, C., Yi, Y. & Zeng, J. (2025). Holding cash for corruption? Evidence from China's anti-corruption campaign. *Accounting & Finance*, 65, 581-619.
- Danneels, E. (2022). The dynamics of product innovation and firm competencies. *Strategic Management Journal*, 23(12), 1095-1121.
- Elvira-Lorilla, T., Garcia-Rodriguez, I., Romero-Merino, M.E. & Santamaria-Mariscal, M. (2024). Country corruption and corporate cash holdings: the mediating effect of a firm's anti-bribery policy. *European Journal of Finance*, 30, 385-410.
- Hoang, K., Doan, H.T., Tran, T.T., Nguyen, T.X. & Le, A.Q. (2022). Anti-corruption campaign and firm financial performance: Evidence from Vietnam firms. *Evaluation Review*, 46(2), 103-137.
- Hossain, A.T., Hossain, T. & Kryzanowski, L. (2021). Political corruption and corporate payouts. *Journal of Banking & Finance*, 123, 106016.
- Jensen, M.C. (1986). Agency costs of free cash flows, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review*, 76(2), 323-329.
- Jha, C.K. & Sarangi, S. (2017). Does social media reduce corruption?. *Information Economics and Policy*, 39, 60-71.
- Nguyen, T.C., Hoang, H.V. & Nguyen, X.T. (2025). Local corruption and corporate cash holdings: the interactive effect of the anti-corruption campaign in Vietnam. *Post-Communist Economies*, 38(1), 67-89.
- Nguyen, T.C. & Thuy, T.H. (2023). Geopolitical risk and the cost of bank loans. *Finance Research Letters*, 54, 103812.
- Nguyen, T.C. & Tran, T.L. (2023). The political budget cycles in emerging and developing countries. *Journal of Economics and Development*, 25(3), 205-225.
- Smith, J.D. (2016). US political corruption and firm financial policies. *Journal of Financial Economics*, 121(2), 350-367.
- Tahoun, A. (2014). The role of stock ownership by US members of Congress on the market for political favors. *Journal of Financial Economics*, 111(1), 86-110.
- Thakur, B.P.S. & Kannadhasan, M. (2019). Corruption and cash holdings: Evidence from emerging market economies. *Emerging Markets Review*, 38, 1-17.
- Xie, J. & Zhang, Y. (2020). Anti-corruption, government intervention, and corporate cash holdings: Evidence from China. *Economic Systems*, 44, 100745.
- Xu, X. & Li, Y. (2018). Local corruption and corporate cash holdings: Sheltering assets or agency conflict?. *China Journal of Accounting Research*, 11, 307-324.

*Tác giả liên hệ: Nguyễn Xuân Thắng. Email: thangnx@neu.edu.vn

TÁC ĐỘNG CỦA VIỆC ÁP DỤNG CHUẨN MỰC BÁO CÁO TÀI CHÍNH QUỐC TẾ (IFRS) ĐẾN MỨC ĐỘ CHẤP NHẬN RỦI RO CỦA DOANH NGHIỆP VIỆT NAM

Hồ Ngọc Sơn*

Khoa Quản trị Kinh doanh và Du lịch, Trường Đại học Hà Nội

Email: sonhn@hanu.edu.vn

Nguyễn Thị Mai Lan

Viện Kinh doanh và Quản trị, Trường Đại học VinUni

Email: lan.ntm@vinuni.edu.vn

Mã bài báo: JED-2729

Ngày nhận: 14/11/2025

Ngày nhận bản sửa: 06/02/2026

Ngày duyệt đăng: 09/02/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2729

Tóm tắt

Từ năm 2025, Bộ Tài Chính yêu cầu áp dụng bắt buộc Chuẩn mực Báo cáo Tài chính Quốc tế (IFRS) với một số nhóm doanh nghiệp tại Việt Nam. Nghiên cứu này xem xét tác động của IFRS đến mức độ chấp nhận rủi ro của doanh nghiệp, dựa trên khung lý thuyết Người đại diện (Agency Theory) và Tín hiệu (Signaling Theory). Áp dụng phương pháp Sai biệt kép (Difference-in-Differences - DID) trên 520 công ty niêm yết, giai đoạn 2020–2023, nghiên cứu tìm ra việc áp dụng IFRS làm giảm mức độ chấp nhận rủi ro. Hiệu ứng này mạnh hơn ở các công ty quy mô lớn, tăng trưởng nhanh và có đòn bẩy tài chính cao. Kết quả nghiên cứu nhấn mạnh việc IFRS giúp tăng cường minh bạch, giảm bất cân xứng thông tin và thúc đẩy sự thận trọng trong quản trị rủi ro. Về thực tiễn, nghiên cứu đề xuất chính sách hỗ trợ linh hoạt theo đặc trưng từng nhóm doanh nghiệp để tối ưu hiệu quả áp dụng IFRS tại Việt Nam.

Từ khóa: Chấp nhận rủi ro, IFRS, Lý thuyết Người đại diện, Lý thuyết Tín hiệu, Sai biệt kép.

Mã JEL: M4

Impacts of applying International Financial Reporting Standards (IFRS) on the risk-taking of enterprises in Vietnam

Abstract

Since 2025, the Ministry of Finance of Vietnam has mandated the adoption of International Financial Reporting Standards (IFRS) for some groups of enterprises. This study investigates the impact of IFRS adoption on firms' risk-taking behavior, grounded in the Agency Theory and Signaling Theory. Using a Difference-in-Differences (DID) methodology on a sample of 520 listed companies from 2020 to 2023, the findings reveal that IFRS adoption reduces risk-taking behavior. This effect is more pronounced in large, fast-growing, and high-financial-leverage firms. The results underscore that IFRS enhances transparency, mitigates information asymmetry, and promotes prudence in risk management. From a practical perspective, the study proposes flexible policy support tailored to the characteristics of different enterprise groups to optimize the effectiveness of IFRS implementation in Vietnam.

Keywords: Agency Theory, Difference-in-differences, IFRS, Risk-taking, Signaling Theory

JEL Code: M4

1. Giới thiệu

Theo Quyết định số 345/QĐ-BTC của Bộ Tài Chính, Việt Nam, từ năm 2022 đến 2025, một số doanh nghiệp như Công ty mẹ của tập đoàn kinh tế Nhà nước, Công ty mẹ là công ty niêm yết, Công ty đại chúng quy mô lớn là công ty mẹ chưa niêm yết; và Công ty mẹ quy mô lớn khác được khuyến khích áp dụng IFRS. Cũng theo quy định này, từ năm 2025, nhóm doanh nghiệp nêu trên được rà soát để chuyển từ khuyến khích sang yêu cầu bắt buộc áp dụng IFRS trong báo cáo tài chính hợp nhất và báo cáo tài chính riêng (Bộ Tài chính, 2020). Đây là bước ngoặt nhằm nâng cao chất lượng và tính minh bạch của báo cáo tài chính, đồng thời đặt ra nhiều thách thức cho doanh nghiệp và hệ thống tài chính Việt Nam. Việc chuyển đổi sang IFRS không chỉ đòi hỏi thay đổi cách thức báo cáo mà còn tác động đến quản lý rủi ro và hệ thống kiểm soát nội bộ (Nalukenge & cộng sự, 2018).

Trong bối cảnh kinh tế - xã hội nhiều biến động và cạnh tranh ngày càng gay gắt, mức độ chấp nhận rủi ro trở thành yếu tố then chốt ảnh hưởng đến hiệu quả, sự tồn tại và phát triển của doanh nghiệp. Do đó, nghiên cứu “Tác động của việc áp dụng IFRS lên mức độ chấp nhận rủi ro của doanh nghiệp Việt Nam” là cần thiết để hiểu rõ hơn các thay đổi trong hành vi tài chính và ra quyết định. Đồng thời, nghiên cứu cũng đề xuất các giải pháp và chiến lược giúp doanh nghiệp tối ưu hóa mức độ chấp nhận rủi ro và tăng cường minh bạch, góp phần vào quá trình chuyển đổi IFRS hiệu quả và phát triển bền vững của nền kinh tế.

Khác với các nghiên cứu trước chỉ tập trung vào yếu tố thúc đẩy việc áp dụng IFRS (Nguyen & cộng sự, 2023), nghiên cứu này cung cấp bằng chứng thực nghiệm về ảnh hưởng của IFRS đến biến động lợi tức và lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE), qua đó tác động đến hành vi rủi ro. Đặc biệt, khi phân nhóm doanh nghiệp theo quy mô, tốc độ tăng trưởng, và đòn bẩy tài chính, nghiên cứu phát hiện tác động không đồng nhất: IFRS làm giảm biến động lợi tức cổ phiếu và lợi nhuận ở nhóm quy mô lớn, tăng trưởng nhanh, đòn bẩy cao (giảm mức chấp nhận rủi ro), và làm tăng biến động ở nhóm quy mô nhỏ, tăng trưởng chậm, và đòn bẩy thấp (tăng chấp nhận rủi ro). Kết quả này bổ sung cho lý thuyết hiện hành bằng cách nhấn mạnh vai trò của các đặc điểm doanh nghiệp trong việc điều tiết mối quan hệ giữa việc áp dụng IFRS và mức độ chấp nhận rủi ro của doanh nghiệp – một khía cạnh còn ít được khám phá (Awuye & Taylor, 2024; Pastiranova & Witzany, 2022).

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Áp dụng IFRS

Chuẩn mực Báo cáo Tài chính Quốc tế (IFRS), do Ủy ban Chuẩn mực Kế toán Quốc tế (IASB) phát triển, là bộ chuẩn mực kế toán có ảnh hưởng lớn nhất hiện nay (Agana & cộng sự, 2023). Tại Việt Nam, lộ trình áp dụng IFRS được quy định tại Quyết định 345/QĐ-BTC (2020), với giai đoạn tự nguyện từ 2022 và bắt buộc từ 2025 đối với một số doanh nghiệp, nhằm tăng cường quản trị rủi ro và hội nhập tài chính quốc tế. So với Chuẩn mực Kế toán Việt Nam (VAS) trước đó, IFRS yêu cầu trình bày rõ ràng hơn và đi sâu vào bản chất của hoạt động kinh doanh hơn, sát với nhu cầu của nhà đầu tư, cơ quan quản lý và các đối tác hơn, nhờ đó nâng cao chất lượng chung của báo cáo tài chính (Huyen & cộng sự 2025). Ví dụ, IFRS 7 yêu cầu công bố chi tiết về rủi ro tài chính từ công cụ tài chính, bao gồm rủi ro tín dụng, thanh khoản và thị trường, giúp người sử dụng đánh giá toàn diện mức độ rủi ro (IASB, 2024).

Tại Việt Nam, hầu hết các nghiên cứu hiện tại mới chỉ tập trung tìm hiểu các yếu tố thúc đẩy hoặc rào cản khi áp dụng IFRS, như các yếu tố pháp lý (Thien & Nguyen, 2021), hay quy mô và năng lực kế toán của doanh nghiệp (Nguyen & cộng sự, 2023). Tuy nhiên, ảnh hưởng của IFRS đến hành vi tài chính thực tế vẫn là một chủ đề gây tranh luận: trong khi một trường phái cho rằng IFRS có tác động tích cực rõ rệt đến hành vi tài chính, những trường phái khác lại cho rằng nó tác động yếu, thậm chí không có tác động, hoặc làm tăng một số hành vi nhưng lại làm giảm các hành vi khác (Deef & Radi, 2022). Khoảng trống nghiên cứu lớn nhất hiện nay chính là thiếu vắng các bằng chứng thực nghiệm về tác động của IFRS đến mức độ chấp nhận rủi ro (risk-taking behavior), hoặc quản trị rủi ro, của doanh nghiệp. Trong bối cảnh thị trường đang chuyển đổi như Việt Nam, việc hiểu rõ IFRS thúc đẩy hay kìm hãm hành vi chấp nhận rủi ro có ý nghĩa quan trọng để đánh giá hiệu quả tác động của việc áp dụng chuẩn mực tài chính này. Từ đó, kết quả nghiên cứu có thể

hỗ trợ doanh nghiệp và nhà hoạch định chính sách đưa ra các quyết định tối ưu hơn.

2.2. Chấp nhận rủi ro

Chấp nhận rủi ro (risk-taking) là hành vi hoặc quyết định có chủ đích nhằm theo đuổi lợi ích kỳ vọng, đồng thời chấp nhận khả năng xảy ra tổn thất (Zinn, 2019). Trong quản trị tài chính, đây là yếu tố quan trọng trong định hình chiến lược đầu tư, quản lý vốn và phát triển doanh nghiệp. Hành vi này chịu ảnh hưởng từ nhiều yếu tố như đòn bẩy tài chính (Fatouh & cộng sự, 2024), biến động lợi tức (Alharbi & cộng sự, 2023; Banerjee & cộng sự, 2024), tính minh bạch báo cáo tài chính (Wei & cộng sự, 2025), quy mô doanh nghiệp (Hock & cộng sự, 2013), môi trường kinh doanh và mức độ cạnh tranh (John & cộng sự, 2008; Nguyen & cộng sự, 2020), v.v...

Một vài những chỉ báo quan trọng của hành vi chấp nhận rủi ro là biến động lợi tức cổ phiếu, biến động lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE) và trên tổng tài sản (ROA). Mức biến động cao thường phản ánh sự bất ổn trong chiến lược tài chính và xu hướng theo đuổi các quyết định mạo hiểm (Ebach & cộng sự, 2016; John & cộng sự, 2008). Chẳng hạn, các doanh nghiệp này có thể tăng cường vay nợ, kể cả từ các công ty liên kết (Ghosh & cộng sự, 2025). Việc áp dụng IFRS, vốn yêu cầu ghi nhận và trình bày thông tin minh bạch hơn, có thể ảnh hưởng đến mức độ chấp nhận rủi ro (Allini & cộng sự, 2024).

Bên cạnh đó, đòn bẩy tài chính cũng là một yếu tố then chốt. Doanh nghiệp có đòn bẩy cao thường có hồ sơ rủi ro cao hơn (riskier profile) (Ghouma & cộng sự, 2023). Yoo & Kim (2024) cho thấy việc IFRS yêu cầu công bố dự báo quản trị có tác động mạnh hơn đến nhóm doanh nghiệp có đòn bẩy cao, từ đó ảnh hưởng đến mức độ chấp nhận rủi ro của họ.

2.3. Tác động của việc áp dụng IFRS đến mức độ chấp nhận rủi ro

Nghiên cứu này dựa trên hai lý thuyết nền tảng: Lý thuyết Người đại diện (Agency Theory) và Lý thuyết Tín hiệu (Signaling Theory). Theo Lý thuyết Người đại diện, các nhà quản lý (agents) có thể tận dụng sự bất cân xứng thông tin để thực hiện các hành vi rủi ro nhằm tối đa hóa lợi ích cá nhân, dù gây thiệt hại cho cổ đông (Sheikh, 2019). IFRS, với yêu cầu cao về minh bạch và công bố thông tin, góp phần giảm bất cân xứng thông tin giữa người quản lý và cổ đông, từ đó hạn chế các hành vi rủi ro không hợp lý. Ví dụ trong ngành ngân hàng, việc công bố chi tiết theo IFRS 9, bao gồm thông tin về chất lượng tín dụng và các khoản vay, đã giúp giảm bất cân xứng thông tin giữa ngân hàng và khách hàng (Giner & Mora, 2021:113).

Theo Lý thuyết Tín hiệu, khi có bất cân xứng thông tin, bên nắm nhiều thông tin sẽ phát ra “tín hiệu” nhằm giảm sự nghi ngờ từ phía bên còn lại (Connelly & cộng sự, 2011). Việc doanh nghiệp áp dụng IFRS được xem là một tín hiệu tích cực gửi đến nhà đầu tư và chủ nợ về cam kết minh bạch và chất lượng báo cáo tài chính. Các công ty tự nguyện áp dụng IFRS thường được đánh giá đáng tin cậy hơn, từ đó nâng cao uy tín và khả năng tiếp cận vốn. Từ đó khuyến khích doanh nghiệp ra quyết định rủi ro mang tính chiến lược hơn là đầu cơ ngắn hạn, dẫn tới giảm mạo hiểm hay mức độ chấp nhận rủi ro.

Nhiều nghiên cứu quốc tế đã chỉ ra rằng IFRS giúp doanh nghiệp tăng ổn định tài chính nhờ cải thiện quản trị và công bố thông tin, từ đó giảm các hành vi rủi ro. Ví dụ, Phạm Thị Hoàng Anh & Nguyễn Thị Lý (2022) cho thấy IFRS giúp ngân hàng tăng trích lập dự phòng rủi ro và giảm bất cân xứng thông tin, từ đó tăng cường giám sát các khoản mục tài chính. Kyiu & Tawiah (2023) cũng nhận định IFRS 9 góp phần giảm rủi ro và tăng tính ổn định của hệ thống ngân hàng. Với doanh nghiệp phi tài chính, DeFond & cộng sự (2014) cho thấy IFRS giúp giảm đáng kể “crash risk” – rủi ro sụp đổ tài chính khi xảy ra biến cố bất ngờ.

Từ các thảo luận trên, chúng tôi đưa ra Giả thuyết 1:

H1: Việc áp dụng IFRS làm giảm mức độ chấp nhận rủi ro của doanh nghiệp.

Quy mô doanh nghiệp là một yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến việc áp dụng và tận dụng lợi ích từ IFRS. Các công ty lớn thường sở hữu nguồn lực tài chính và nhân sự dồi dào hơn, cho phép họ đầu tư vào hệ thống báo cáo phức tạp theo IFRS, thỏa mãn kỳ vọng của các nhà đầu tư về việc nâng cao chất lượng báo cáo và thể hiện vị thế công ty lớn trên thị trường (Nguyen & cộng sự, 2023). Họ cũng sẵn sàng tiết lộ nhiều thông tin rủi ro hơn so với công ty nhỏ, từ đó cải thiện quản trị rủi ro tổng thể (Alsheik & cộng sự, 2021). Do đó,

tác động giảm rủi ro nhờ IFRS có thể mạnh hơn ở các công ty lớn, nơi mà áp lực minh bạch lớn. Dựa vào đó, chúng tôi đưa ra Giả thuyết 2:

H2: Tác động của việc áp dụng IFRS lên mức độ chấp nhận rủi ro của doanh nghiệp là mạnh hơn đối với công ty quy mô lớn.

Yếu tố tốc độ tăng trưởng doanh nghiệp có thể điều tiết mối quan hệ giữa việc áp dụng IFRS và mức độ chấp nhận rủi ro. Nghiên cứu của Agarwal & Chakraverty (2023) cho thấy IFRS làm minh bạch hóa và giảm thiểu bất cân xứng thông tin, giúp cho các nhà đầu tư đánh giá chính xác hơn tiềm năng thu nhập trong tương lai, từ đó đánh giá rủi ro chính xác hơn và giảm những mạo hiểm không cần thiết. Ngoài ra, Agarwal & Chakraverty (2023) cũng kết luận rằng IFRS khiến cho các công ty giảm chi trả cổ tức, đặc biệt ở các công ty tăng trưởng nhanh. Điều này là do các công ty đó đã giảm rủi ro sử dụng vốn sai mục đích, khiến cho nhà đầu tư tin tưởng hơn vào tiềm năng tăng trưởng và sẵn lòng để công ty giữ lại vốn. Từ đó, chúng tôi đặt ra Giả thuyết 3:

H3: Tác động của việc áp dụng IFRS lên mức độ chấp nhận rủi ro của doanh nghiệp là mạnh hơn đối với công ty tăng trưởng nhanh.

Khi áp dụng IFRS, các doanh nghiệp sử dụng đòn bẩy tài chính cao cũng có dấu hiệu bớt mạo hiểm. Một nghiên cứu gần đây cho thấy, khi áp dụng IFRS, các công ty có đòn bẩy tài chính cao có xu hướng bị dự đoán điểm tín dụng kém hơn (Bertoni & cộng sự, 2024). Đồng thời, áp dụng IFRS giúp các công ty tăng cường ổn định tài chính (Kyi & Tawiah, 2025), góp phần tạo ra một hệ thống tài chính minh bạch và linh hoạt (Morshed, 2024), nhờ đó các bên cho vay có thể thận trọng hơn và hạn chế khả năng chấp nhận rủi ro của các bên đi vay mà đã có đòn bẩy tài chính cao sẵn. Từ đây, chúng tôi có Giả thuyết 4:

H4: Tác động của việc áp dụng IFRS lên mức độ chấp nhận rủi ro của doanh nghiệp là mạnh hơn đối với công ty có đòn bẩy tài chính cao.

3. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu báo cáo tài chính doanh nghiệp Việt Nam từ năm 2020 đến 2023, lấy từ nguồn Datastream, và dữ liệu giao dịch cổ phiếu, cả hai nguồn được trích xuất từ nền tảng Refinitiv Workspace. Giai đoạn nghiên cứu bao gồm hai năm trước khi các doanh nghiệp tự nguyện áp dụng IFRS (2020 & 2021) và hai năm sau đó (2022 & 2023). Danh sách các doanh nghiệp tự nguyện áp dụng IFRS được nhóm nghiên cứu thu thập thủ công thông qua việc tìm kiếm thông tin liên quan trong báo cáo thường niên của từng doanh nghiệp trong giai đoạn 2022 – 2023. Kích thước mẫu sau khi loại bỏ các quan sát không đủ dữ liệu là 4.126 quan sát doanh nghiệp-năm.

Hai biến phụ thuộc chính của mô hình là (1) Biến động lợi tức cổ phiếu (Vol_ret), được tính bằng độ lệch chuẩn của lợi tức theo ngày của mỗi cổ phiếu trong một năm tài chính; và (2) Biến động ROE (Vol_ROE), được tính bằng độ lệch chuẩn của ROE theo quý của mỗi cổ phiếu trong một năm tài chính. Biến giải thích chính của mô hình là $Adopt$, đây là một biến giả nhận giá trị bằng 1 nếu doanh nghiệp áp dụng IFRS trong một năm tài chính, và bằng không trong các trường hợp còn lại.

Các biến kiểm soát của mô hình bao gồm: (1) $Size$, là logarit của tổng tài sản, (2) $Growth$, là tốc độ tăng trưởng (%) của doanh thu so với doanh thu năm trước, (3) $Leverage$, là tổng nợ trên tổng tài sản (%).

Nghiên cứu sử dụng mô hình Sai biệt kép (Difference-in-differences – DiD) để đánh giá tác động của việc áp dụng IFRS đối với mức độ chấp nhận rủi ro của doanh nghiệp, trong đó nhóm bị ảnh hưởng bao gồm các doanh nghiệp tự nguyện áp dụng IFRS từ năm 2022, và nhóm kiểm soát bao gồm các doanh nghiệp không áp dụng IFRS trong giai đoạn nghiên cứu. Mô hình cụ thể được trình bày dưới đây:

$$Risk = \beta_0 + \beta_1 \times L.Adopt + \beta_2 \times L.Size + \beta_3 \times L.Growth + \beta_4 \times L.Leverage + \varepsilon$$

Trong đó, biến phụ thuộc là Vol_ret hoặc Vol_ROE , ε là sai số được nhóm theo công ty. Các biến giải thích được lùi (lagged) một kỳ để thể hiện độ trễ trong tác động của việc áp dụng IFRS đối với doanh nghiệp. Hệ số β_1 cho biết tác động của việc áp dụng IFRS đối với mức độ chấp nhận rủi ro của doanh nghiệp.

Bảng 1 trình bày thống kê mô tả của các biến được sử dụng trong mô hình. Theo đó, lợi tức cổ phiếu

doanh nghiệp có mức độ biến thiên trung bình là 13.7% (*Vol_ret*); ROE có mức độ biến thiên trung bình là 2,6% (*Vol_ROE*). Trung bình có 4,2% quan sát doanh nghiệp-năm là có áp dụng IFRS (*Adopt*). Các doanh nghiệp được nghiên cứu có tổng tài sản trung bình là 1.214 nghìn tỷ ($e^{27,825 \times 1.000}$) (*Size*), mức tăng trưởng doanh thu trung bình là 15.9% (*Growth*) và đòn bẩy tài chính trung bình là 51.2% (*Leverage*). Các biến trong mô hình đã được giới hạn các giá trị cực đoan ở phân vị 1-99 (*winsorize*)¹.

Bảng 1. Thống kê mô tả các biến

<i>Variable</i>	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>SD</i>	<i>p25</i>	<i>p50</i>	<i>p75</i>
<i>Vol_ret</i>	1552	13.656	7.669	8.300	12.730	17.747
<i>Vol_roe</i>	1940	2.639	3.294	0.732	1.589	3.077
<i>Adopt</i>	1940	0.042	0.201	0.000	0.000	0.000
<i>Size</i>	1940	27.825	1.731	26.516	27.766	28.992
<i>Growth</i>	1940	15.943	82.720	-16.941	2.645	23.241
<i>Leverage</i>	1940	51.239	27.618	30.485	50.875	70.379

Nguồn: Tính toán của tác giả

4. Kết quả và thảo luận

Bảng 2 trình bày kết quả cho thấy Tác động của việc áp dụng IFRS đến biến động lợi tức cổ phiếu và biến động ROE của doanh nghiệp (mô hình (1) và (2)). Kết quả thu được cho thấy việc áp dụng IFRS có tác động tiêu cực lên biến động lợi tức cổ phiếu và biến động ROE. Hệ số của biến *Adopt* đối với biến *Vol_ret* và *Vol_ROE* là âm (-2,670 và -0.940), có ý nghĩa ở mức 1%. Điều này cho biết việc áp dụng IFRS có tác dụng làm giảm mức độ chấp nhận rủi ro của doanh nghiệp. Trong mô hình (1), hệ số là -2,67, cho thấy việc áp dụng IFRS làm giảm biến động lợi tức cổ phiếu với mức 2,67%, tương đương mức giảm 21% so với giá trị trung bình ($21\% = 2,67/12,77$ – xem Bảng 1). Trong mô hình (1), hệ số là -0.94, cho thấy việc áp dụng IFRS làm giảm biến động ROE với mức 0,94%, tương đương mức giảm 37% so với giá trị trung bình ($37\% = 0,94/2,52$ – xem Bảng 1)². Nói cách khác, các doanh nghiệp đã áp dụng IFRS có lợi tức cổ phiếu và ROE biến động ít hơn so với các doanh nghiệp không áp dụng, và điều này đồng nghĩa với mức độ chấp nhận rủi

Bảng 2. Tác động của việc áp dụng IFRS đến biến động lợi tức cổ phiếu và biến động ROE của doanh nghiệp

<i>Biến phụ thuộc</i>	(1) <i>Vol_ret</i>	(2) <i>Vol ROE</i>
<i>L,Adopt</i>	-2,670*** (0,887)	-0,940*** (0,244)
<i>L,Size</i>	-0,357** (0,140)	-0,107* (0,058)
<i>L,Growth</i>	0,003 (0,002)	0,002 (0,001)
<i>L,Leverage</i>	0,023** (0,011)	-0,000 (0,005)
<i>Constant</i>	21,227*** (4,108)	5,644*** (1,658)
Observations	1,523	1,924
R-squared	0,015	0,010
Cluster	YES	YES

Lưu ý: Cột (1) là kết quả hồi quy với các biến kiểm soát khi biến phụ thuộc là biến động lợi tức cổ phiếu. Cột (2) là kết quả hồi quy với các biến kiểm soát khi biến phụ thuộc là biến động ROE. Sai số chuẩn được báo cáo trong ngoặc đơn. ***, ** và * lần lượt thể hiện mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

ro thấp của các doanh nghiệp này. Điều này phù hợp với quan điểm của Kyiu & Tawiah (2023) về việc IFRS giúp tăng ổn định và minh bạch tài chính, khiến cho các doanh nghiệp bớt mạo hiểm. Kết quả này cũng phù hợp với Lý thuyết Người đại diện, bởi khi sự bất cân xứng thông tin giữa cổ đông và nhà quản lý giảm nhờ IFRS, sự minh bạch và giám sát tăng lên, mức độ chấp nhận rủi ro của các nhà quản lý doanh nghiệp sẽ giảm xuống. Giả thuyết H1 được ủng hộ.³

Khi phân tách mẫu theo quy mô doanh nghiệp (dựa trên tổng tài sản lớn hơn hoặc nhỏ hơn mức trung vị), kết quả cho thấy tác động của IFRS khác biệt đáng kể giữa hai nhóm. Đối với các công ty quy mô lớn, hệ số của biến *Adopt* trong mô hình *Vol_ret* và *Vol_ROE* lần lượt là -3,405 và -1,004, có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, phản ánh sự suy giảm rõ rệt về biến động lợi tức cổ phiếu và ROE. Ngược lại, ở nhóm doanh nghiệp nhỏ, các hệ số này không mang ý nghĩa thống kê, cho thấy tác động của IFRS gần như không đáng kể. Kết quả này hàm ý rằng các công ty quy mô lớn trở nên thận trọng hơn trong việc chấp nhận rủi ro sau khi áp dụng IFRS, tương thích với lập luận của Alsheik & cộng sự (2021) về quy mô doanh nghiệp lớn khuếch đại mối quan hệ giữa IFRS và mức công bố rủi ro, buộc họ phải chịu sự giám sát kỹ lưỡng hơn và thận trọng hơn. Kết luận này ủng hộ Giả thuyết H2.

Bảng 3. Áp dụng IFRS tác động đến biến động lợi tức, ROE của các công ty lớn và nhỏ

<i>Biến phụ thuộc</i>	(1) <i>Vol_ret</i> công ty nhỏ	(2) <i>Vol_ret</i> công ty lớn	(3) <i>Vol_ROE</i> công ty nhỏ	(4) <i>Vol_ROE</i> công ty lớn
<i>L,Adopt</i>	-0,202 (1,518)	-2,357*** (0,862)	-1,136 (0,896)	-0,800*** (0,224)
<i>L,Size</i>	-1,293*** (0,402)	-0,681*** (0,241)	-0,150 (0,174)	-0,060 (0,096)
<i>L,Growth</i>	0,006* (0,003)	-0,004 (0,003)	0,002 (0,002)	0,001 (0,001)
<i>L,Leverage</i>	0,018 (0,013)	0,052*** (0,012)	0,029*** (0,007)	0,016*** (0,004)
<i>Constant</i>	47,071*** (10,569)	30,262*** (7,018)	5,601 (4,548)	3,195 (2,780)
Observations	747	776	953	957
R-squared	0,022	0,056	0,046	0,027
Cluster	YES	YES	YES	YES

Lưu ý: Cột (1), (2), (3) và (4) thể hiện kết quả hồi quy với các biến kiểm soát khi biến phụ thuộc lần lượt là biến động lợi tức cổ phiếu của các công ty lớn và nhỏ, và biến động ROE của các công ty lớn và nhỏ. Sai số chuẩn được báo cáo trong ngoặc đơn. ***, ** và * lần lượt thể hiện mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.
Nguồn: Tính toán của tác giả

Khi xem xét yếu tố tốc độ tăng trưởng doanh thu, sự khác biệt giữa hai nhóm doanh nghiệp thể hiện khá rõ. Các công ty có mức tăng trưởng cao ghi nhận hệ số *Adopt* đối với *Vol_ret* và *Vol_ROE* lần lượt là -2,288 và -0,735, đều có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, cho thấy IFRS góp phần giảm đáng kể biến động lợi tức cổ phiếu và ROE. Trái lại, ở nhóm tăng trưởng thấp, các hệ số này không hoặc chỉ đạt ý nghĩa ở mức 10%, cho thấy tác động yếu (Cột (1) và (3)). Như vậy, IFRS có xu hướng làm giảm chấp nhận rủi ro của các doanh nghiệp tăng trưởng nhanh, vốn chịu áp lực nhiều hơn các doanh nghiệp tăng trưởng chậm về vốn và kỳ vọng thị trường. Phát hiện này khớp với kết quả của Agarwal & Chakraverty (2023) về việc IFRS khiến các công ty tăng trưởng nhanh giảm chia cổ tức. Theo Lý thuyết Tín hiệu, IFRS chính là tín hiệu từ nhà quản lý (bên có nhiều thông tin) gửi đến nhà đầu tư (bên có ít thông tin), và điều này giúp giảm bớt sự lo ngại của nhà đầu tư về độ mạo hiểm và cho phép công ty giữ lại lợi tức. Kết quả này ủng hộ Giả thuyết H3.

Phân tích theo mức độ đòn bẩy tài chính cho thấy tác động của IFRS nổi bật hơn ở các doanh nghiệp có nợ cao. Ở nhóm này, hệ số *Adopt* đối với *Vol_ret* và *Vol_ROE* lần lượt là -2,883 và -0,866, đều có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, chứng tỏ IFRS giúp giảm đáng kể biến động lợi tức cổ phiếu và ROE. Trong khi đó, với nhóm đòn bẩy thấp, các hệ số này không đạt ý nghĩa thống kê (Cột (1) và (3)). Kết quả cho thấy các doanh

Bảng 4. Áp dụng IFRS tác động đến biến động lợi tức, ROE của các công ty tăng trưởng nhanh và chậm

<i>Biến phụ thuộc</i>	(1) <i>Vol_ret</i> công ty tăng trưởng thấp	(2) <i>Vol_ret</i> công ty tăng trưởng cao	(3) <i>Vol_ROE</i> công ty tăng trưởng thấp	(4) <i>Vol_ROE</i> công ty tăng trưởng cao
<i>L,Adopt</i>	-2,232 (1,381)	-2,288** (0,922)	-0,630* (0,323)	-0,735** (0,334)
<i>L,Size</i>	-0,332* (0,183)	-0,785*** (0,187)	-0,266*** (0,082)	-0,217*** (0,079)
<i>L,Growth</i>	0,004* (0,003)	-0,002 (0,004)	0,000 (0,001)	0,003 (0,002)
<i>L,Leverage</i>	0,023** (0,012)	0,047*** (0,012)	0,031*** (0,006)	0,013*** (0,005)
<i>Constant</i>	21,665*** (4,939)	33,038*** (5,114)	8,417*** (2,137)	8,003*** (2,127)
Observations	763	760	959	951
R-squared	0,014	0,047	0,054	0,030
Cluster	YES	YES	YES	YES

Lưu ý: Cột (1), (2), (3) và (4) thể hiện kết quả hồi quy với các biến kiểm soát khi biến phụ thuộc lần lượt là biến động lợi tức cổ phiếu của các công ty tăng trưởng nhanh và chậm, biến động ROE của các công ty tăng trưởng nhanh và chậm. Sai số chuẩn được báo cáo trong ngoặc đơn. ***, ** và * lần lượt thể hiện mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của tác giả

nghiệp sử dụng nhiều nợ có xu hướng giảm mức chấp nhận rủi ro sau khi áp dụng IFRS. Điều này thống nhất với Lý thuyết Tín hiệu và quan điểm của các nghiên cứu trước, rằng IFRS làm minh bạch hóa thông tin, từ đó tăng áp lực giám sát từ chủ nợ và thị trường vốn, đặc biệt đối các doanh nghiệp có đòn bẩy tài chính cao khi họ sở hữu hồ sơ rủi ro cao hơn và thường bị dự đoán điểm tín dụng kém hơn (Bertoni & cộng sự, 2024; Ghouma & cộng sự, 2023). Phát hiện này ủng hộ Giả thuyết H4.

Bảng 5. Áp dụng IFRS tác động đến biến động lợi tức, ROE của các công ty có đòn bẩy tài chính cao và thấp

<i>Biến phụ thuộc</i>	(1) <i>Vol_ret</i> công ty có đòn bẩy tài chính cao	(2) <i>Vol_ret</i> công ty có đòn bẩy tài chính thấp	(3) <i>Vol_ROE</i> công ty có đòn bẩy tài chính cao	(4) <i>Vol_ROE</i> công ty có đòn bẩy tài chính thấp
<i>L,Adopt</i>	-1,434 (1,213)	-2,883** (1,117)	-0,458 (0,305)	-0,866** (0,351)
<i>L,Size</i>	-0,704*** (0,210)	-0,465** (0,200)	-0,199*** (0,066)	-0,317*** (0,107)
<i>L,Growth</i>	0,005* (0,003)	-0,002 (0,003)	0,000 (0,001)	0,004* (0,002)
<i>L,Leverage</i>	0,028* (0,014)	0,031** (0,014)	0,021*** (0,006)	0,011* (0,006)
<i>Constant</i>	31,284*** (5,660)	25,224*** (5,647)	6,967*** (1,706)	11,168*** (2,980)
Observations	763	760	960	950
R-squared	0,027	0,022	0,037	0,030
Cluster	YES	YES	YES	YES

Lưu ý: Cột (1), (2), (3) và (4) thể hiện kết quả hồi quy với các biến kiểm soát khi biến phụ thuộc lần lượt là biến động lợi tức của các công ty có đòn bẩy tài chính cao và thấp, biến động ROE của các công ty có đòn bẩy tài chính cao và thấp. Sai số chuẩn được báo cáo trong ngoặc đơn. ***, ** và * lần lượt thể hiện mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của tác giả

5. Kết luận và khuyến nghị

Nghiên cứu này cung cấp cái nhìn sâu sắc về tác động của việc áp dụng Chuẩn mực Báo cáo Tài chính Quốc tế (IFRS) đối với hành vi chấp nhận rủi ro của các doanh nghiệp Việt Nam, góp phần làm sáng tỏ vai trò của IFRS trong bối cảnh thị trường mới nổi. Kết quả cho thấy việc áp dụng IFRS không chỉ nâng cao tính minh bạch và chất lượng báo cáo tài chính mà còn định hình lại chiến lược quản trị rủi ro, giảm mức độ chấp nhận rủi ro, đặc biệt ở các doanh nghiệp quy mô lớn, tăng trưởng nhanh và có đòn bẩy tài chính cao. Những phát hiện này nhấn mạnh tầm quan trọng của việc chuẩn hóa báo cáo tài chính trong việc thúc đẩy sự ổn định và bền vững của doanh nghiệp.

Về lý thuyết, nghiên cứu đóng góp một góc nhìn mới về cách IFRS điều chỉnh hành vi rủi ro tài chính, thông qua việc giảm bất cân xứng thông tin và tăng cường giám sát. Điều này củng cố vai trò của các lý thuyết Người đại diện và Tín hiệu trong việc giải thích mối quan hệ giữa chuẩn mực kế toán và quản trị rủi ro. Về thực tiễn, kết quả nghiên cứu khuyến khích các nhà quản lý doanh nghiệp tích cực đầu tư vào hệ thống báo cáo theo IFRS, không chỉ để đáp ứng yêu cầu pháp lý mà còn để nâng cao uy tín và khả năng cạnh tranh trên thị trường vốn quốc tế.

Từ kết quả này, có ba khuyến nghị chính. Thứ nhất, các doanh nghiệp cần xây dựng chiến lược chuyển đổi IFRS phù hợp với đặc thù quy mô, tốc độ tăng trưởng và cấu trúc tài chính của mình, đảm bảo cân bằng giữa kiểm soát rủi ro và tận dụng cơ hội đầu tư. Thứ hai, các nhà đầu tư nên xem xét việc áp dụng IFRS như một chỉ báo về mức độ minh bạch, độ tin cậy và mức độ mạo hiểm của doanh nghiệp khi đưa ra quyết định đầu tư. Thứ ba, các cơ quan quản lý, khi triển khai các chương trình đào tạo và hỗ trợ chuyên biệt, cần ưu tiên các doanh nghiệp nhỏ và có đòn bẩy thấp, để giảm thiểu rào cản trong quá trình chuyển đổi và đảm bảo sự công bằng trong việc tiếp cận lợi ích từ IFRS. Những việc làm này sẽ góp phần xây dựng một quá trình hội nhập tài chính toàn cầu thuận lợi hơn cho các doanh nghiệp Việt Nam và kiến tạo một thị trường kinh doanh minh bạch, bền vững.

Ghi chú:

1. Kết quả nghiên cứu không thay đổi khi thực hiện giới hạn các giá trị cực đoan ở phân vị cao hơn 2,5-97,5. Do đó, chúng tôi kết luận là vấn đề phân phối lệch hoặc tồn tại ngoại lai ít có khả năng ảnh hưởng tới kết quả nghiên cứu.

2. Giá trị R-squared trong các hồi quy khá thấp, điều này khá phổ biến với các mô hình áp dụng phương pháp Sai biệt kép (Difference-in-Differences - DID), một phần do giai đoạn nghiên cứu khá ngắn, chỉ quanh thời điểm các công ty áp dụng chuẩn mực IFRS tự nguyện. Bên cạnh đó, mục tiêu chính khi áp dụng mô hình DID là để kiểm định được sự ảnh hưởng có tính nhân-quả của biến *Adopt* lên các biến phụ thuộc, hơn là tối ưu hóa độ giải thích tổng thể. Do đó việc mô hình có R-squared thấp không quá ảnh hưởng tới kết luận về tác động giữa các biến.

3. Trong mẫu phân tích chỉ có khoảng 4.2% quan sát áp dụng IFRS (*Adopt* = 1), tương đương 171 quan sát. Nhóm nghiên cứu xử lý lo ngại về sự mất cân đối mẫu giữa nhóm thông qua việc sử dụng phương pháp ghép điểm xu hướng (propensity score matching) để ghép các quan sát có áp dụng IFRS và các quan sát không áp dụng IFRS. Sau đó chúng tôi ước lượng lại các hồi quy. Kết quả cho thấy, dù kích thích mẫu giảm mạnh xuống còn 83 quan sát do số lượng quan sát được ghép cặp không nhiều, tuy nhiên, kết luận của nghiên cứu không thay đổi.

Tài liệu tham khảo

- Agana, J. A., Zamore, S., & Domeher, D. (2023). IFRS adoption: A systematic review of the underlying theories. *Journal of Financial Reporting and Accounting*, 23(4), 1677-1707. <https://doi.org/10.1108/JFRA-08-2022-0317>
- Agarwal, N., & Chakraverty, A. (2023). Growth opportunities, information asymmetry, and dividend payout: Evidence from mandatory IFRS adoption. *European Accounting Review*, 32(1), 113-139. <https://doi.org/10.1080/09638180.2021.1938622>.
- Alharbi, S. S., Atawnah, N., Ali, M. J., & Eshraghi, A. (2023). Gambling culture and earnings management: A novel perspective. *International Review of Economics & Finance*, 86, 520-539. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2023.03.039>
- Allini, A., Maffei, M., Santonastaso, R., & Spagnuolo, F. (2024). Hedge accounting usage and capital investment: European evidence under IFRS requirements. *Journal of Management and Governance*, 29, 319-353. <https://doi.org/10.1007/s10997-024-09715-x>
- Alsheikh, A., Hassan, M. S., Mohd-Saleh, N., Abdullah, M., & Alsheikh, W. (2021). Firm's size, mandatory adoption of IFRS and corporate risk disclosure among listed non-financial firms in Saudi Arabia. *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, 17(2), 1-28. <https://doi.org/10.21315/aamjaf2021.17.2.1>
- Awuye, I. S., & Taylor, D. (2024). Over half a decade into the adoption of IFRS 9: a systematic literature review. *Journal of Accounting Literature*, 47(4), 793-814. <https://doi.org/10.1108/JAL-11-2023-0204>
- Banerjee, S., Mitra, A., Shukla, R. N., & Dubey, R. K. (2024). Foreign Ownership and Corporate Risk Taking: Evidence from India. *Indian Journal of Finance*, 18(12), 24-37. <https://doi.org/10.17010/ijf/2024/v18i12/174666>
- Bertoni, M., Candio, P., & Pediroda, V. (2024). Moderating role of voluntary IFRS adoption on earnings management and credit score of private companies. *Finance Research Letters*, 70, 106369. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.106369>
- Bộ Tài chính (2020). *Áp dụng lần đầu chuẩn mực báo cáo tài chính quốc tế (IFRS) và IFRS dành cho doanh nghiệp nhỏ và vừa tại Việt Nam*. <https://www.mof.gov.vn/tin-tuc-tai-chinh/tin-tuc-su-kien-8/mofucm182401>
- Connelly, B. L., Certo, S. T., Ireland, R. D., & Reutzel, C. R. (2011). Signaling theory: A review and assessment. *Journal of Management*, 37(1), 39-67. <https://doi.org/10.1177/0149206310388419>
- Deef, A., & Radi, M. S. (2022). Adopting IFRS as a Moderating Variable on the Relationship Between Accounting Information and Market Responses: An Empirical Evidence from The Saudi Capital Market. *International Journal of Customer Relationship Marketing and Management*, 13(1), 1-15. <https://doi.org/10.4018/IJCRMM.308467>
- DeFond, M. L., Hung, M., Li, S., & Li, Y. (2014). Does mandatory IFRS adoption affect crash risk? *The Accounting Review*, 90(1), 265-299. <https://doi.org/10.2308/accr-50859>
- Ebach, E. M., Hertel, M., Lindermeir, A., & Tränkler, T. (2016). Toward an optimal hedging strategy considering earnings volatility through fair value accounted financial derivatives. *The Journal of Risk Finance*, 17(3), 310-327. <https://doi.org/10.1108/JRF-07-2015-0064>
- Fatouh, M., Giansante, S., & Ongena, S. (2024). Leverage ratio, risk-based capital requirements, and risk-taking in the United Kingdom. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 33(1), 31-60. <https://doi.org/10.1111/fmii.12185>
- Ghosh, P. K., Bairagi, R. K., & Mondal, A. (2020). Adoption of principle-based IFRS and intercompany comparability of operating performance. *Asian Journal of Accounting Research*, 5(2), 341-352. <https://doi.org/10.1108/AJAR-03-2020-0015>
- Ghouma, G., Becha, H., Kalai, M., Helali, K., & Ertz, M. (2023). Do IFRS disclosure requirements reduce the cost of equity capital? Evidence from European firms. *Journal of Risk and Financial Management*, 16(8), 374. <https://doi.org/10.3390/jrfm16080374>
- Giner, B., & Mora, A. (2021). Bank loan loss accounting and its contracting effects: the new expected loss models. In *Accounting and Debt Markets*, 111-137. Routledge.
- Hock Ng, T., Lee Chong, L., & Ismail, H. (2013). Firm size and risk-taking in Malaysia's insurance industry. *The*

- Huyen, B. T., Hang, N. T., & Hang, N. T. M. (2025). Roadmap for the transition from VAS to IFRS: Challenges and opportunities for Vietnamese enterprises. *International Journal Of All Research Writings*, 6(11), 188-193.
- International Accounting Standards Board (IASB). (2024). *IFRS 7: Financial Instruments: Disclosures*. IFRS Foundation. <https://www.ifrs.org/content/dam/ifrs/publications/pdf-standards/english/2024/issued/part-a/ifrs-7-financial-instruments-disclosures.pdf?bypass=on>
- John, K., Litov, L., & Yeung, B. (2008). Corporate governance and risk-taking. *The Journal of Finance*, 63(4), 1679-1728. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01372.x>
- Kyiu, A. & Tawiah, V. (2025). IFRS 9 implementation and bank risk. *Accounting Forum*, 49(1), 234-258. <https://doi.org/10.1080/01559982.2023.2233861>
- Morshed, A. (2024). Evaluating the effects of IFRS 9 on Jordanian banks' credit and financial metrics. *Banks and Bank Systems*, 19(4), 70-83. [http://dx.doi.org/10.21511/bbs.19\(4\).2024.06](http://dx.doi.org/10.21511/bbs.19(4).2024.06)
- Nalukenge, I., Nkundabanyanga, S. K., & Ntayi, J. M. (2018). Corporate governance, ethics, internal controls and compliance with IFRS. *Journal of Financial Reporting and Accounting*, 16(4), 764-786. <https://doi.org/10.1108/JFRA-08-2017-0064>
- Nguyen, H. T. T., Nguyen, H. T. T., & Van Nguyen, C. (2023). Analysis of factors affecting the adoption of IFRS in an emerging economy. *Heliyon*, 9(6), e17331. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e17331>
- Nguyen, T. T. H., Moslehpour, M., Vo, T. T. V., & Wong, W. K. (2020). State ownership and risk-taking behavior: An empirical approach to get better profitability, investment, and trading strategies for listed corporates in Vietnam. *Economies*, 8(2), 46. <https://doi.org/10.3390/economies8020046>
- Pastiranová, O., & Witzany, J. (2022). IFRS 9 and its behavior in the cycle: The evidence on EU countries. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 33(1), 5-17. <https://doi.org/10.1111/jifm.12140>
- Phạm Thị Hoàng Anh & Nguyễn Thị Lý (2022). Tác động của việc tuân thủ chuẩn mực Báo cáo tài chính quốc tế (IFRS) đến rủi ro của các ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 305, 72-80. <https://doi.org/10.33301/JED.VI.899>
- Sheikh, S. (2019). CEO power and corporate risk: The impact of market competition and corporate governance. *Corporate Governance: An International Review*, 27(5), 358-377. <https://doi.org/10.1111/corg.12285>
- Thien, T. H., & Nguyen, X. H. (2021). Institutional pressures, legitimacy, risks, uncertainty and voluntary adoption of IFRS for SMEs in Vietnam. *Journal of Eastern European and Central Asian Research*, 8(4), 495. <https://doi.org/10.15549/jeeecar.v8i4.744>
- Wei, L., Wei, M., Jing, H., & Jing, Z. (2025). Annual report tone and bank risk-taking behavior: Evidence from China. *Research in International Business and Finance*, 77, 102881. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2025.102881>
- Yoo, J., & Kim, S. (2024). Impact of IFRS adoption on the disclosure of management forecasts by industry concentration. *Applied Economics*, 56(6), 674-691. <https://doi.org/10.1080/00036846.2023.2170967>
- Zinn, J. O. (2019). The meaning of risk-taking – key concepts and dimensions. *Journal of Risk Research*, 22(1), 1-15. <https://doi.org/10.1080/13669877.2017.1351465>

***Tác giả liên hệ: Hồ Ngọc Sơn - Email: sonhn@hanu.edu.vn**

TÀI CHÍNH HÓA VÀ ĐẦU TƯ BẤT HIỆU QUẢ: BẰNG CHỨNG TỪ DOANH NGHIỆP PHI TÀI CHÍNH NIÊM YẾT TẠI VIỆT NAM

Dương Thị Thùy An

Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

Email: andtt@hub.edu.vn

Mã bài: JED-2753

Ngày nhận: 02/12/2025

Ngày nhận bản sửa: 16/01/2026

Ngày duyệt đăng: 09/02/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2753

Tóm tắt

Nghiên cứu này phân tích tác động của tài chính hóa đến đầu tư bất hiệu quả của 1.363 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam giai đoạn 2016–2024. Đầu tư bất hiệu quả được đo lường bằng phương pháp phần dư tuyệt đối theo Richardson (2006), phản ánh mức độ lệch khỏi đầu tư tối ưu, ước lượng bằng phương pháp System GMM (SGMM) với sai số được hiệu chỉnh Windmeijer. Kết quả thực nghiệm cho thấy tài chính hóa có tác động dương và có ý nghĩa thống kê lên đầu tư bất hiệu quả của doanh nghiệp. Khi tỷ trọng tài sản tài chính gia tăng, mức độ sai lệch của đầu tư so với mức tối ưu cũng tăng lên, ủng hộ quan điểm “lấn át” đầu tư thực. Phân tích sâu cho thấy tác động này chủ yếu thể hiện ở việc làm trầm trọng thêm tình trạng đầu tư dưới mức, trong khi không tìm thấy bằng chứng về ảnh hưởng đối với đầu tư vượt mức. Hiệu ứng của tài chính hóa chỉ có ý nghĩa ở nhóm doanh nghiệp nhỏ, và không còn ý nghĩa ở doanh nghiệp lớn.

Từ khóa: Tài chính hóa, đầu tư bất hiệu quả, hiệu quả đầu tư, SGMM.

Mã JEL: G31, G32, O16, C33.

Financialization and investment inefficiency: Evidence from non-financial listed firms in Vietnam

Abstract

This study examines the impact of financialization on investment inefficiency using a sample of 1,363 non-financial listed firms in Vietnam during 2016–2024. Investment inefficiency is measured following the absolute residual approach of Richardson (2006), which captures deviations from the optimal level of investment, and is estimated using the System GMM (SGMM) method with Windmeijer-corrected standard errors. The results indicate that financialization has a positive and statistically significant effect on corporate investment inefficiency. As the proportion of financial assets increases, the deviation of actual investment from the optimal level also rises, supporting the “crowding-out” view of real investment. Further analysis shows that this effect operates primarily through an increase in under-investment, while no significant evidence is found for over-investment. In addition, the impact of financialization is statistically significant only among small firms and becomes insignificant for large firms.

Keywords: Financialization, investment inefficiency, investment efficiency, SGMM

JEL Codes: G31, G32, O16, C33.

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh các nền kinh tế mới nổi đang đẩy mạnh tái cơ cấu để hướng tới tăng trưởng bền vững, vấn đề tài chính hóa (TCH) của khu vực doanh nghiệp (DN) ngày càng trở thành mối quan ngại lớn đối với hiệu quả phân bổ nguồn lực và chất lượng tăng trưởng dài hạn của nền kinh tế thực. Nhiều nghiên cứu quốc tế chỉ ra rằng tài chính hóa có thể làm biến đổi sâu sắc hành vi đầu tư của doanh nghiệp, đặc biệt theo hướng lấn át đầu tư thực và làm suy yếu nền tảng tăng trưởng dài hạn (Demir, 2009; Orhangazi, 2008; Yang & cộng sự, 2025). Ở các nền kinh tế chuyển đổi như Việt Nam, nơi chi phí vốn cao, rủi ro thanh khoản lớn và tình trạng bất cân xứng thông tin còn phổ biến, việc doanh nghiệp nắm giữ tài sản tài chính thậm chí có tác động sâu sắc hơn đến hành vi đầu tư. Các doanh nghiệp, đặc biệt là doanh nghiệp nhỏ, có thể sử dụng tài sản tài chính như khoản dự trữ để bảo đảm dòng tiền và giảm ràng buộc tài chính, hoặc chuyển vốn khỏi hoạt động sản xuất kinh doanh sang đầu tư tài chính ngắn hạn, gây lệch đầu tư. Thực tiễn tại Việt Nam cho thấy nhiều doanh nghiệp, kể cả trong các ngành có chu kỳ đầu tư dài, ngày càng mở rộng hoạt động tài chính để ứng phó bất định, làm dấy lên lo ngại về hiệu quả đầu tư và tính bền vững của tăng trưởng doanh nghiệp (Trần Ngọc Mai & Trần Mạnh Hà, 2025). Trong bối cảnh đó, việc đánh giá tài chính hóa ảnh hưởng như thế nào đến đầu tư bất hiệu quả (ĐTBHQ) của doanh nghiệp Việt Nam là cấp thiết cả về mặt lý luận - kiểm nghiệm các cơ chế “phòng ngừa”, “tăng cường” hay “lấn át” - và về mặt thực tiễn đối với hoạch định chính sách và quản trị doanh nghiệp.

Mặc dù tài chính hóa đã được nghiên cứu tại Việt Nam trong các lĩnh vực như bất động sản và năng lượng, các công trình hiện có mới chỉ tập trung vào yếu tố quyết định của tài chính hóa hoặc mối liên hệ với ESG, chứ chưa có nghiên cứu nào đánh giá trực tiếp tác động của tài chính hóa lên đầu tư bất hiệu quả theo cách tiếp cận phân dư tuyệt đối như các nghiên cứu tại Trung Quốc hay các nước phát triển (Richardson, 2006; Gong & cộng sự, 2023). Do đó, mối quan hệ giữa tài chính hóa và đầu tư bất hiệu quả của doanh nghiệp Việt Nam vẫn còn bỏ ngỏ.

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng của 1.363 doanh nghiệp phi tài chính tại Việt Nam giai đoạn 2016–2024 và đo lường đầu tư bất hiệu quả bằng giá trị tuyệt đối của phần dư từ mô hình Richardson (2006). Kết quả cho thấy tài chính hóa làm gia tăng đầu tư bất hiệu quả của doanh nghiệp. Tác động này chủ yếu đến từ việc làm trầm trọng thêm đầu tư dưới mức, trong khi không có bằng chứng đối với đầu tư vượt mức. Hiệu ứng chỉ xuất hiện ở doanh nghiệp nhỏ, không có ý nghĩa ở doanh nghiệp lớn, qua đó ủng hộ quan điểm lấn át và nhấn mạnh vai trò điều kiện của quy mô doanh nghiệp.

Nghiên cứu đóng góp theo ba hướng. Thứ nhất, mở rộng bằng chứng thực nghiệm về tác động của tài chính hóa đến đầu tư bất hiệu quả tại một nền kinh tế mới nổi như Việt Nam. Thứ hai, làm rõ bản chất của tác động này khi cho thấy tài chính hóa chủ yếu làm trầm trọng thêm đầu tư dưới mức và hiệu ứng chỉ xuất hiện ở doanh nghiệp nhỏ, qua đó nhấn mạnh vai trò điều kiện của quy mô doanh nghiệp. Thứ ba, nghiên cứu mang lại hàm ý chính sách và quản trị quan trọng đối với việc định hướng dòng vốn, giám sát hoạt động tài chính và hỗ trợ doanh nghiệp nhỏ nhằm hạn chế xu hướng lấn át đầu tư thực.

Phần tiếp theo của bài báo sẽ lần lượt trình bày chi tiết các nội dung gồm: lược khảo các nghiên cứu trước, mô hình và phương pháp nghiên cứu, kết quả định lượng, và cuối cùng là phần kết luận với các hàm ý.

2. Lược khảo các nghiên cứu trước

Tài chính hóa được hiểu là quá trình mà trong đó các động cơ, thị trường, chủ thể và định chế tài chính ngày càng chi phối mạnh mẽ hoạt động của nền kinh tế cũng như hành vi của doanh nghiệp (Davis & Kim 2015; Epstein, 2005; Sawyer, 2014). Quá trình này phản ánh sự dịch chuyển trong mô hình tích lũy, khi lợi nhuận ngày càng có xu hướng hình thành qua các kênh tài chính hơn là từ sản xuất và thương mại hàng hóa (Krippner, 2005; Arrighi, 1994; Sawyer, 2014). Ở cấp độ doanh nghiệp, tài chính hóa thể hiện việc các doanh nghiệp chú trọng nhiều hơn đến hoạt động tài chính, gia tăng đầu tư tài chính và phụ thuộc lớn hơn vào thu nhập tài chính, qua đó làm thay đổi mối quan hệ giữa khu vực doanh nghiệp phi tài chính và thị trường tài chính (Orhangazi, 2008; Trần Ngọc Mai & Trần Mạnh Hà, 2025; Yang & cộng sự, 2025; Gong

& cộng sự, 2023).

Trong lĩnh vực tài chính doanh nghiệp, đầu tư bất hiệu quả (investment inefficiency) được hiểu là hiện tượng doanh nghiệp chệch khỏi mức đầu tư tối ưu, do ảnh hưởng của các rào cản thị trường và những méo mó trong nội tại tổ chức (Gong & cộng sự, 2023). Trong điều kiện thị trường vốn hoàn hảo, quyết định đầu tư của doanh nghiệp được xác định hoàn toàn bởi cơ hội đầu tư như đo lường qua Tobin's Q, và vốn được phân bổ sao cho hiệu suất cận biên là đồng đều giữa các dự án (Chen & cộng sự, 2011). Tuy nhiên, thực tế lại tồn tại bất đối xứng thông tin, xung đột đại diện, và sự can thiệp chính sách, khiến doanh nghiệp đầu tư quá mức (overinvestment) hoặc dưới mức (underinvestment) so với mức tối ưu (Myers & Majluf, 1984; Jensen, 1986; Chen & cộng sự, 2011; Gong & cộng sự, 2023).

Trên cơ sở phương pháp đo lường đầu tư bất hiệu quả bằng phần dư tuyệt đối của mô hình đầu tư kỳ vọng (Richardson, 2006), nhiều nghiên cứu lập luận rằng tài chính hóa làm gia tăng đầu tư bất hiệu quả do chuyển hướng nguồn lực và trọng tâm quản trị ra khỏi hoạt động sản xuất cốt lõi. Trước hết là hiệu ứng lấn át (crowding out). Khi suất sinh lời trên thị trường tài chính vượt trội khu vực sản xuất, doanh nghiệp có xu hướng ưu tiên tài sản tài chính mang tính ngắn hạn, dễ đảo ngược, thay vì vốn vật chất dài hạn và khó đảo ngược. Điều này dẫn đến sự trì trệ của đầu tư cố định và nguy cơ “phi công nghiệp hóa (deindustrialization)” (Demir, 2009; Orhangazi, 2008). Vấn đề không chỉ nằm ở quy mô tài sản tài chính gia tăng, mà ở sự lệch lạc trong phân bổ vốn, làm suy yếu nền tảng tạo năng suất dài hạn và làm giảm chất lượng quyết định đầu tư thực. Thứ hai là tài chính hóa thường đi kèm gia tăng chi trả cổ tức và mua lại cổ phiếu, qua đó rút bớt nguồn vốn nội bộ cho đầu tư thực. Điều này làm giảm tầm nhìn quản trị, gia tăng bất định về tài trợ dài hạn và làm tăng nguy cơ lựa chọn dự án kém hiệu quả (Orhangazi, 2008; Lazonick, 2013). Cuối cùng là tài chính hóa còn được ghi nhận là ức chế đổi mới sáng tạo, thông qua việc làm suy giảm đầu tư R&D và sản lượng đổi mới, từ đó làm xói mòn hiệu quả tăng trưởng và chất lượng phân bổ nguồn lực (Yang & cộng sự, 2025). Từ đó, giả thuyết H1a được hình thành như sau:

H1a: Tài chính hóa làm tăng đầu tư bất hiệu quả của doanh nghiệp

Trái lại, nhiều bằng chứng thực nghiệm chỉ ra rằng gia tăng tài chính hóa giúp doanh nghiệp giảm sai lệch đầu tư, tức giảm đầu tư bất hiệu quả. Tiêu biểu, Gong & cộng sự (2023) cho thấy tài chính hóa có hệ số âm có ý nghĩa thống kê ở toàn bộ mẫu doanh nghiệp phi tài chính Trung Quốc, hàm ý tài chính hóa giảm đầu tư bất hợp lý và nâng cao hiệu quả phân bổ vốn. Cơ chế chủ yếu được xác nhận là giảm ràng buộc tài chính, nhờ khả năng tạo dòng tiền ổn định và nâng cao tính thanh khoản của tài sản, qua đó hỗ trợ doanh nghiệp khắc phục tình trạng đầu tư thiếu mức (Gong & cộng sự, 2023). Tài chính hóa cũng có thể hạn chế đầu tư vượt mức, thông qua việc “hút bớt” dòng vốn khỏi các dự án kém hiệu quả và giảm không gian cho hành vi lạm dụng dòng tiền tự do (Gong & cộng sự, 2023; Wang & Zhu, 2025). Một số nghiên cứu khác cũng ghi nhận tác động tích cực tương tự. Liu & cộng sự (2024) chỉ ra rằng tài chính hóa nâng cao hiệu quả đầu tư ra nước ngoài thông qua giảm chi phí tài chính và cải thiện khả năng tiếp cận nguồn vốn. Nhìn chung, các kết quả này củng cố quan điểm rằng tài chính hóa, khi được triển khai như một chiến lược quản trị vốn chủ động, có thể đóng vai trò tích cực trong việc giảm đầu tư bất hiệu quả. Trên cơ sở đó hình thành giả thuyết H1b:

H1b: Tài chính hóa làm giảm đầu tư bất hiệu quả của doanh nghiệp

3. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Đầu tư bất hiệu quả thường được đo bằng phương pháp phần dư tuyệt đối (absolute residual method) theo mô hình dự báo đầu tư tối ưu được xây dựng bởi Richardson (2006). Đầu tiên, xây dựng mô hình hồi quy với chi đầu tư thực tế làm biến phụ thuộc, giải thích bằng các yếu tố như tăng trưởng doanh thu, quy mô doanh nghiệp, dòng tiền, đòn bẩy tài chính, v.v. (Richardson, 2006; Gong & cộng sự, 2023; Wang & Zhu, 2025). Giá trị dự báo từ mô hình phản ánh mức đầu tư tối ưu, còn phần dư (sai số) chính là mức đầu tư sai lệch. Giá trị tuyệt đối của phần dư phản ánh mức độ đầu tư bất hiệu quả: càng lớn thì mức bất hiệu quả càng cao. Mô hình đầu tư có dạng như sau:

$$\Delta T_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TDDT_{it-1} + \alpha_2 TLTM_{it-1} + \alpha_3 \Delta BTC_{it-1} + \alpha_4 QM_{it-1} + \alpha_5 NY_{it-1} + \alpha_6 SSL_{it-1} + \alpha_7 \Delta T_{it-1} + \varphi_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó, ΔT_{it} là đầu tư của doanh nghiệp i ở năm t , $TDDT_{it}$ là tăng trưởng doanh thu, $TLTM_{it}$ là tỷ lệ tiền mặt; ΔBTC_{it} là đòn bẩy tài chính; QM_{it} là quy mô tài sản; NY_{it} là số năm niêm yết tính đến thời điểm t ; SSL_{it} là tỷ suất sinh lời cổ phiếu; φ_i là hiệu ứng cố định theo ngành của doanh nghiệp; λ_t thể hiện hiệu ứng cố định theo năm; ϵ_{it} là sai số ngẫu nhiên. Ước lượng phương trình (1) thu được phần dư $\widehat{\epsilon}_{it}$ (đặt tên là $\Delta TBHQ_{it}$), đây chính là phần chênh lệch giữa đầu tư thực tế và đầu tư kỳ vọng, thể hiện đầu tư bất hiệu quả, được lấy trị tuyệt đối. Theo Gong & cộng sự (2023), mô hình tác động của tài chính hóa lên đầu tư bất hiệu quả được thiết lập như sau:

$$\Delta TBHQ_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TCH_{it} + \alpha_2 \Delta TBHQ_{it-1} + \sum_k \gamma_k X_{kit} + \varphi_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Trong đó, TCH_{it} là mức độ tài chính hóa của doanh nghiệp i tại thời điểm t ; X_{kit} là vector gồm các biến kiểm soát như tăng trưởng doanh thu, tỷ lệ tiền mặt, đòn bẩy tài chính, quy mô, tỷ suất sinh lời trên tài sản, số năm niêm yết.

3.2. Giải thích các biến và cách đo lường

Biến tài chính hóa (TCH) thường được đo lường theo ba cách tiếp cận chính. Thứ nhất, góc độ phân bổ tài sản, phổ biến nhất là tỷ lệ tài sản tài chính trên tổng tài sản, phản ánh chiến lược phân bổ vốn của doanh nghiệp. Theo Gong & cộng sự (2023), tài chính hóa được đo lường là tỷ lệ giữa tài sản tài chính ngắn hạn và dài hạn trên tổng tài sản. Ở một cách tính nói lỏng hơn, tài chính hóa được đo bằng tỷ lệ giữa tài sản ngắn hạn và đầu tư dài hạn trừ cho tồn kho và các khoản phải thu trên tổng tài sản (Tang & Zhang, 2019). Thứ hai, góc độ lợi nhuận, đo lường mức độ phụ thuộc vào thu nhập tài chính thông qua tỷ suất sinh lợi trên tài sản tài chính (Jin & cộng sự, 2022; Yin & cộng sự, 2025). Thứ ba, góc độ dòng tiền, thể hiện sự dịch chuyển dòng vốn vào tài chính thông qua tỷ lệ chi trả tài chính hoặc tỷ lệ dòng tiền đầu tư tài chính (Orhangazi, 2008; Tori & Onaran, 2018). Trong ba cách tiếp cận, phương pháp dựa trên phân bổ tài sản được ưa chuộng hơn do phản ánh quyết định đầu tư nội tại, ổn định theo thời gian, và ít bị ảnh hưởng bởi biến động thị trường hay các cú sốc tạm thời (Gong & cộng sự, 2023; Yang & cộng sự, 2025).

Các biến kiểm soát như sau:

(i) Tốc độ tăng trưởng doanh thu phản ánh cơ hội đầu tư và triển vọng mở rộng hoạt động của doanh nghiệp. Doanh nghiệp có tốc độ tăng trưởng cao thường cần đầu tư nhiều hơn và có xu hướng ra quyết định khác biệt so với doanh nghiệp tăng trưởng chậm (Gong & cộng sự, 2023; Wang & Zhu, 2025).

(ii) Tỷ lệ tiền mặt thể hiện mức độ thanh khoản nội tại, từ đó ảnh hưởng đến khả năng tự tài trợ cho đầu tư. Tồn quỹ tiền mặt cao giúp doanh nghiệp chủ động trước rủi ro tài chính và tránh phụ thuộc vào nguồn vốn bên ngoài (Gong & cộng sự, 2023; Zhang & cộng sự, 2019; Dương Thị Thùy An, 2025a).

(iii) Đòn bẩy tài chính phản ánh mức độ phụ thuộc vào vốn vay. Doanh nghiệp có đòn bẩy cao thường đối mặt với rủi ro tài chính lớn hơn và có xu hướng hạn chế đầu tư do gánh nặng nợ nần (Jin & cộng sự, 2022; Liu & cộng sự, 2024; Dương Thị Thùy An, 2025b).

(iv) Quy mô doanh nghiệp, thường đo bằng logarit tổng tài sản, kiểm soát sự khác biệt về năng lực huy động vốn, cơ hội thị trường giữa các doanh nghiệp lớn và nhỏ (Chen & cộng sự, 2011; Gong & cộng sự, 2023; Duong & cộng sự, 2019).

(v) Tỷ suất lợi nhuận trên tài sản phản ánh hiệu quả sử dụng tài sản và năng lực sinh lời, có thể ảnh hưởng đến động lực và khả năng đầu tư của doanh nghiệp (Gong & cộng sự, 2023; Wang & Zhu, 2025; Dương Thị Thùy An & Hồ Thị Thu Thảo, 2025).

(vi) Số năm niêm yết thể hiện độ trưởng thành của doanh nghiệp. Doanh nghiệp càng trưởng thành thì có xu hướng giảm hoạt động đầu tư và có thể có hạn chế tài chính khác so với doanh nghiệp trẻ hơn (Richardson, 2006).

Cuối cùng, suất sinh lời cổ phiếu thể hiện cơ hội đầu tư và tăng trưởng vốn không được thể hiện đủ trong các chỉ tiêu kế toán (Richardson, 2006). Các biến thuộc bảng cân đối kế toán được lấy bình quân năm.

Bảng 1. Danh mục các biến và cách đo lường

Biến	Đo lường	Ký hiệu
Đầu tư	Dòng tiền từ hoạt động đầu tư/Tổng tài sản, phần trăm	ĐT
TCH 1	(Đầu tư ngắn hạn + đầu tư dài hạn)/Tổng tài sản, phần trăm	TCH1
TCH 2	(Đầu tư ngắn hạn + tài sản ngắn hạn khác+đầu tư dài hạn + tài sản dài hạn khác)/Tổng tài sản, phần trăm	TCH2
Tỷ lệ tiền mặt	Tiền và tương đương tiền/Tổng tài sản, phần trăm	TLTM
Tăng trưởng doanh thu	Tỷ lệ tăng trưởng doanh thu hàng năm	TTDT
Đòn bẩy tài chính	Nợ/trên tổng tài sản, phần trăm	ĐBTC
ROA	Lợi nhuận ròng/tổng tài sản, phần trăm	ROA
Quy mô	Tổng tài sản (tỷ đồng), logarit tự nhiên	QM
Số năm niêm yết	Số năm doanh nghiệp niêm yết tính đến thời điểm t, logarit tự nhiên	NY
SSL	Suất sinh lời cổ phiếu năm t, phần trăm	SSL

Nguồn: Tác giả tổng hợp

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu bảng bao gồm 1.363 doanh nghiệp niêm yết trên sàn chứng khoán HOSE, HNX và UpCom của Việt Nam giai đoạn từ 2016 đến 2024, loại các doanh nghiệp trong lĩnh vực tài chính và bất động sản, được thu thập từ cơ sở dữ liệu FimPro-X. Các dữ liệu được làm sạch như sau: bỏ các quan sát có tổng tài sản nhỏ hơn 1, thiếu thông tin, doanh thu âm, đòn bẩy tài chính lớn hơn 100%, hoặc không có dữ liệu đầu tư. Sau đó nghiên cứu loại các giá trị ngoại lai (outliers) bằng phương pháp Winsorization nhằm nâng cao tính tin cậy của kết quả.

3.4. Phương pháp ước lượng

Theo Richardson (2006), phần dư của phương trình (1) được ước lượng bằng phương pháp bình phương tối thiểu với sai số chuẩn mạnh Huber–White và tính đến tác động cố định theo năm và theo ngành. Đối với phương trình (2), đầu tư bất hiệu quả thường được đo lường bằng độ lệch so với mức đầu tư tối ưu, dẫn đến mô hình đánh giá mang tính động theo thời gian (Richardson, 2006; Gong & cộng sự, 2023). Tuy nhiên, mối quan hệ giữa tài chính hóa và đầu tư bất hiệu quả có thể tồn tại vấn đề nội sinh do mối quan hệ nhân quả hai chiều. Một mặt, tài chính hóa có thể ảnh hưởng đến quyết định đầu tư thông qua cơ chế phòng ngừa hoặc hiệu ứng tràn tài sản thực (Gong & cộng sự, 2023; Wang & Zhu, 2025). Mặt khác, chiều ngược lại cũng có khả năng xảy ra: doanh nghiệp đang rơi vào tình trạng đầu tư bất hiệu quả có xu hướng điều chỉnh cơ cấu tài sản bằng cách nắm giữ nhiều tài sản tài chính hơn, nhằm tìm kiếm lợi suất ngắn hạn, duy trì thanh khoản hoặc giảm rủi ro đầu tư dài hạn (Yang & cộng sự, 2025; Liu & He, 2023). Để giải quyết vấn đề này, phương pháp GMM hệ thống (System GMM – SGMM) được khuyến nghị, do có khả năng kiểm soát sai số cố định không quan sát được và xử lý đồng thời vấn đề nội sinh, phương sai sai số thay đổi, và tự tương quan (Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998). SGMM sử dụng các giá trị trễ nội sinh làm công cụ, tăng độ tin cậy của ước lượng trong mô hình bảng động với kích thước T nhỏ và N lớn – vốn phổ biến trong dữ liệu doanh nghiệp. Do đó, SGMM là lựa chọn phù hợp để xác lập mối quan hệ nhân quả giữa tài chính hóa và đầu tư bất hiệu quả.

4. Kết quả định lượng

4.1. Thống kê mô tả và phân tích tương quan

Bảng 2 trình bày kết quả thống kê mô tả cho thấy ĐT có giá trị trung bình khá thấp nhưng độ lệch chuẩn lớn, cho thấy mức độ biến động đáng kể giữa các doanh nghiệp. Biến này dao động từ -27,617% đến

44,46%, phản ánh sự khác biệt mạnh giữa doanh nghiệp giảm đầu tư và tăng đầu tư. Tài chính hóa có mức trung bình cao, hàm ý các doanh nghiệp nắm giữ tỷ trọng tài sản tài chính tương đối lớn. Độ lệch chuẩn 17,311 (TCH1) hoặc 16,444 (TCH2) cho thấy sự phân tán đáng kể giữa các công ty. TTDT có trung bình 10,6% nhưng độ lệch chuẩn cao, cho thấy tăng trưởng không đồng đều giữa các doanh nghiệp. TLTM và ĐBTC cho thấy mức độ chênh lệch khá lớn, phản ánh sự khác biệt về thanh khoản và cấu trúc vốn. QM có trung bình 6,314 (log tổng tài sản), thể hiện sự phân hóa rõ giữa doanh nghiệp nhỏ và lớn. ROA biến động rất mạnh, từ -27,92% đến 30,8%, cho thấy sự hiện diện của các giá trị ngoại lai và mức độ khác biệt lớn về hiệu quả kinh doanh mặc dù nghiên cứu đã làm sạch dữ liệu.

Bảng 3 trình bày tương quan Pearson giữa các biến. ĐT có tương quan âm nhẹ với TCH, gợi ý mối quan hệ ngược chiều giữa đầu tư thực và mức độ tài chính hóa. Các tương quan còn lại đa số nhỏ, cho thấy không có dấu hiệu nghiêm trọng về đa cộng tuyến.

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến

	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
ĐT	10.204	3,661	10,359	-27,617	44,460
TCH1	10.204	16,357	17,311	0,000	94,425
TCH2	10.204	11,796	16,444	0,000	74,760
TTDT	10.195	0,106	0,611	-0,874	4,715
TLTM	10.204	8,429	8,758	0,082	45,406
ĐBTC	10.204	9,000	13,449	0,000	64,272
QM	10.204	6,314	1,580	3,002	12,224
ROA	10.194	4,243	8,312	-27,920	30,800
NY	9.213	1,856	0,773	0,000	2,890
SSL	9.081	-1,138	53,712	-179,601	166,210

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả

Bảng 3. Hệ số tương quan giữa các biến

	ĐT	TCH1	TCH2	TTDT	TLTM	ĐBTC	QM	ROA	NY	SSL
ĐT	1,000									
TCH1	-0,031	1,000								
TCH2	-0,041	0,927	1,000							
TTDT	0,101	0,010	0,011	1,000						
TLTM	0,023	-0,016	-0,008	-0,025	1,000					
ĐBTC	0,080	-0,108	-0,128	0,027	-0,213	1,000				
QM	0,078	0,053	0,059	0,025	-0,152	0,319	1,000			
ROA	0,160	0,152	0,178	0,126	0,265	-0,128	0,093	1,000		
NY	-0,059	0,048	0,043	0,008	-0,018	-0,077	0,036	-0,039	1,000	
SSL	0,007	0,011	0,012	-0,015	0,001	0,013	-0,010	0,006	0,012	1,000

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả

4.2. Kết quả ước lượng

Bảng 4 trình bày kết quả ước lượng phương trình (1) ở cột 1 và phương trình (2) cho lần lượt biến TCH1 (cột 2-6), và biến TCH2 (cột 7-11). Phương trình (2) được ước lượng bằng phương pháp SGMM với sai số được hiệu chỉnh theo Windmeijer nhằm kiểm định tính vững của kết quả. Tất cả các ước lượng đều bao gồm hiệu ứng cố định theo ngành và theo thời gian.

Kết quả cho thấy cả hai thước đo tài chính hóa (TCH1 và TCH2) đều có tác động dương và có ý nghĩa thống kê lên đầu tư bất hiệu quả (cột (2) và (7)). Điều này hàm ý rằng khi tỷ trọng tài sản tài chính trong

Bảng 4. Kết quả ước lượng mô hình bằng SGMM hai bước- Sai số chuẩn được hiệu chỉnh

	TCH1					TCH2					
	ĐT	ĐTĐTM	ĐTVM	ĐTĐTM	ĐTVM	ĐTĐTM	ĐTVM	ĐTĐTM	ĐTVM	ĐTĐTM	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
L.ĐT	0,138*** (0,018)										
TCH1		0,062** (0,026)	0,099** (0,040)	0,058 (0,078)	0,091** (0,041)	0,031 (0,043)					
TCH2							0,053** (0,024)	0,077** (0,035)	0,012 (0,077)	0,071** (0,035)	0,036 (0,042)
L.ĐTĐTM			-0,200 (0,125)						-0,197 (0,129)		
L.ĐTVM				0,108 (0,159)					0,127 (0,157)		
L.TTĐM	0,790*** (0,253)										
L.TLTM	0,154*** (0,018)										
L.ĐBTC	0,019** (0,009)										
L.QM	0,231*** (0,081)										
L.NY	-0,366** (0,154)										
L.SSL	0,007*** (0,003)										
TTĐM		-0,788 (2,277)	1,678 (2,140)	5,843** (2,623)	0,777 (2,513)	-0,231 (2,016)	-0,756 (2,298)	1,844 (1,929)	5,987** (2,955)	1,008 (2,370)	-0,309 (2,050)
TLTM		0,151*** (0,044)	0,022 (0,041)	0,318* (0,191)	0,145*** (0,052)	0,123* (0,072)	0,147*** (0,045)	0,007 (0,040)	0,298 (0,192)	0,138*** (0,053)	0,121* (0,072)
ĐBTC		0,035 (0,043)	0,082* (0,047)	0,244** (0,120)	0,025 (0,063)	0,032 (0,073)	0,032 (0,043)	0,080* (0,047)	0,243** (0,120)	0,006 (0,062)	0,037 (0,072)
QM		-0,047 (0,173)	-0,426** (0,175)	-0,547 (0,399)	-0,144 (0,305)	0,035 (0,246)	-0,032 (0,174)	-0,395** (0,179)	-0,538 (0,396)	-0,094 (0,320)	0,019 (0,244)
NY		-0,153 (0,192)	0,231 (0,330)	-0,417 (0,701)	-0,097 (0,285)	-0,056 (0,299)	-0,154 (0,195)	0,203 (0,338)	-0,41 (0,678)	-0,078 (0,285)	-0,065 (0,304)
ROA		0,057 (0,089)	0,073 (0,074)	-0,057 (0,203)	0,096 (0,085)	0,129 (0,147)	0,062 (0,092)	0,065 (0,074)	0,041 (0,212)	0,109 (0,084)	0,122 (0,145)
Hằng số	0,061 (0,657)	2,255* (1,188)	4,653*** (1,567)	6,232** (2,596)	2,255 (1,907)	0,88 (1,483)	2,076* (1,223)	4,543*** (1,653)	6,199** (2,518)	1,875 (1,993)	1,833 (1,487)
Số quan sát		5.999	2.390	1.140	3.057	2.942	5.999	2.390	1.140	3.057	2.942
Sargan test		14,717	32,669	12,047	11,942	23,039	14,463	26,831	10,815	11,936	22,753
Sargan test p-value		0,257	0,001	0,442	0,450	0,027	0,272	0,008	0,545	0,451	0,030
Hansen test		8,121	10,468	11,132	8,113	15,068	8,277	9,168	9,997	8,622	15,419
Hansen test p-value		0,776	0,575	0,518	0,776	0,238	0,763	0,688	0,616	0,735	0,219
AR(1) test		-4,884	-3,143	-2,674	-3,416	-4,205	-4,884	-3,192	-2,782	-3,463	-4,142
AR(1) test p-value		0,000	0,002	0,008	0,001	0,000	0,000	0,001	0,005	0,001	0,000
AR(2) test		1,609	-0,250	1,554	0,628	1,534	1,598	-0,216	1,641	0,682	1,437
AR(2) test p-value		0,108	0,803	0,120	0,530	0,125	0,110	0,829	0,101	0,495	0,151

Ghi chú: ĐTĐM: đầu tư dưới mức; ĐTVM: đầu tư vượt mức. *, **, *** là ký hiệu chỉ ra có ý nghĩa thống kê ở các mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%. Sai số chuẩn của tham số ước lượng được ghi trong ().

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả

tổng tài sản tăng lên, mức độ sai lệch của đầu tư so với mức tối ưu cũng gia tăng. Nói cách khác, tài chính hóa làm gia tăng đầu tư bất hiệu quả của doanh nghiệp. Phát hiện này ủng hộ quan điểm lần át, theo đó việc mở rộng đầu tư tài chính làm suy yếu vai trò của đầu tư thực và làm lệch lạc phân bổ nguồn lực (Demir, 2009; Orhangazi, 2008). Kết quả cũng phù hợp với lập luận của Orhangazi (2008) và Lazonick (2013) rằng tài chính hóa gắn với xu hướng rút vốn nội bộ khỏi khu vực sản xuất, làm suy giảm chất lượng và kỷ luật của quyết định đầu tư dài hạn.

Khi tách đầu tư bất hiệu quả thành hai thành phần là đầu tư dưới mức (ĐTĐM) và đầu tư vượt mức (ĐTVM), kết quả cho thấy tài chính hóa làm gia tăng đáng kể đầu tư dưới mức, trong khi không có bằng chứng thống kê về tác động lên đầu tư vượt mức (các cột (3), (4), (8) và (9)). Cụ thể, hệ số của

tài chính hóa có ý nghĩa trong các mô hình với ĐTDM, nhưng không có ý nghĩa trong các mô hình với ĐTVM. Điều này cho thấy tài chính hóa không thúc đẩy doanh nghiệp đầu tư tràn lan, mà chủ yếu làm suy giảm mức độ đầu tư thực so với nhu cầu tối ưu, tức làm trầm trọng thêm tình trạng “đầu tư thiếu”. Kết quả này củng cố lập luận về hiệu ứng lán át: khi tài sản tài chính trở nên hấp dẫn hơn, doanh nghiệp có xu hướng trì hoãn hoặc cắt giảm đầu tư dài hạn vào tài sản cố định, dẫn đến thiếu hụt đầu tư thực (Demir, 2009; Orhangazi, 2008). Đồng thời, phát hiện này cũng phù hợp với các nghiên cứu cho rằng tài chính hóa làm suy yếu nền tảng tăng trưởng dài hạn thông qua việc kìm hãm các khoản đầu tư mang tính chiến lược, đặc biệt là đầu tư đổi mới (Yang & cộng sự, 2025).

Tuy nhiên, kết quả cũng cho thấy một điểm khác biệt quan trọng so với một số nghiên cứu gần đây cho rằng tài chính hóa có thể làm giảm đầu tư bất hiệu quả thông qua vai trò “đệm thanh khoản” và cơ chế kỷ luật (Gong & cộng sự, 2023; Wang & Zhu, 2025). Cụ thể, trong khi Gong & cộng sự (2023) cho thấy tài chính hóa có thể đồng thời hạn chế đầu tư dưới mức và vượt mức, thì bằng chứng tại Việt Nam lại cho thấy tài chính hóa chủ yếu làm trầm trọng thêm đầu tư dưới mức, và không phát hiện vai trò kiểm chế đầu tư vượt mức. Sự khác biệt này gợi ý rằng trong bối cảnh thị trường mới nổi, nơi thị trường vốn còn kém phát triển và cơ hội đầu tư tài chính mang tính ngắn hạn cao, tài chính hóa có xu hướng hoạt động như kênh thay thế đầu tư thực, hơn là công cụ ổn định hóa đầu tư.

Một kết quả quan trọng khác là tác động của tài chính hóa đến đầu tư bất hiệu quả chỉ có ý nghĩa thống kê ở nhóm doanh nghiệp nhỏ, trong khi không còn ý nghĩa ở doanh nghiệp lớn (các cột (5), (6), (10) và (11)). Điều này cho thấy quy mô doanh nghiệp đóng vai trò điều kiện trong mối quan hệ giữa tài chính hóa và hiệu quả đầu tư. doanh nghiệp nhỏ thường đối mặt với ràng buộc tài chính lớn hơn, năng lực quản trị và thẩm định dự án hạn chế hơn, cũng như dễ bị chi phối bởi lợi ích ngắn hạn. Trong bối cảnh đó, việc chuyển nguồn lực sang tài sản tài chính có thể càng làm suy yếu động lực và khả năng đầu tư thực, từ đó làm gia tăng tình trạng đầu tư dưới mức. Kết quả này bổ sung cho các nghiên cứu trước khi chỉ ra rằng tác động tiêu cực của tài chính hóa không mang tính phổ quát, mà tập trung ở nhóm doanh nghiệp dễ tổn thương hơn trong cấu trúc thị trường vốn. Ngược lại, việc không tìm thấy tác động có ý nghĩa ở doanh nghiệp lớn gợi ý rằng các doanh nghiệp này có thể đã có hệ thống quản trị, tiếp cận vốn và chiến lược đầu tư ổn định hơn, nên tài chính hóa không đủ mạnh để làm thay đổi đáng kể hành vi đầu tư thực.

Về các biến kiểm soát, kết quả nhìn chung phù hợp với kỳ vọng lý thuyết. TTDT có xu hướng tác động dương và có ý nghĩa trong các mô hình đầu tư, cho thấy doanh nghiệp tăng trưởng nhanh thường có mức đầu tư và độ lệch đầu tư cao hơn. TLTM mang hệ số dương và có ý nghĩa thống kê trong hầu hết các mô hình, hàm ý thanh khoản cao giúp mở rộng khả năng đầu tư nhưng đồng thời có thể làm suy yếu kỷ luật tài chính, qua đó làm gia tăng đầu tư bất hiệu quả. ĐBTC tác động dương và có ý nghĩa trong một số mô hình, phản ánh vai trò của rủi ro tài chính trong việc làm méo mó quyết định đầu tư. QM mang dấu âm trong các mô hình ĐTDM, cho thấy doanh nghiệp lớn ít rơi vào tình trạng đầu tư bất hiệu quả. Các biến ROA và NY không cho thấy tác động ổn định.

Ngoài ra, các kiểm định đều chấp nhận được: kiểm định Hansen có p-value lớn hơn 0,1, hàm ý bộ công cụ là hợp lệ; trong khi kiểm định AR(1) có ý nghĩa và AR(2) không có ý nghĩa, cho thấy các điều kiện về tự tương quan bậc hai được thỏa mãn, ủng hộ tính phù hợp của phương pháp được sử dụng. Sai số được hiệu chỉnh Windmeijer làm tăng thêm độ tin cậy cho các kết luận.

5. Kết luận

Nghiên cứu này đánh giá tác động của tài chính hóa lên đầu tư bất hiệu quả của doanh nghiệp, sử dụng dữ liệu bảng của 1.363 doanh nghiệp phi tài chính tại Việt Nam trong giai đoạn 2016-2024. Nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho thấy tài chính hóa làm gia tăng đầu tư bất hiệu quả của doanh nghiệp niêm yết. Cả hai thước đo tài chính hóa đều tác động dương và có ý nghĩa thống kê lên mức độ sai lệch giữa đầu tư thực tế và mức đầu tư tối ưu. Khi phân rã đầu tư bất hiệu quả, kết quả chỉ ra rằng tài chính hóa chủ yếu làm trầm trọng thêm tình trạng đầu tư dưới mức, trong khi không tìm thấy bằng chứng về tác động đối với đầu tư vượt mức. Phát hiện này cho thấy tài chính hóa không thúc đẩy đầu tư tràn lan, mà làm suy yếu

đầu tư thực và khiến doanh nghiệp không khai thác đầy đủ các cơ hội đầu tư hiệu quả. Ngoài ra, tác động tiêu cực của tài chính hóa chỉ xuất hiện ở nhóm doanh nghiệp nhỏ và vừa, trong khi không còn ý nghĩa thống kê ở doanh nghiệp lớn. Điều này khẳng định vai trò điều kiện của QM và gợi ý rằng các doanh nghiệp nhỏ dễ bị tổn thương hơn trước xu hướng dịch chuyển nguồn lực sang tài sản tài chính.

Kết quả nghiên cứu có hàm ý như sau. Đối với nhà quản trị doanh nghiệp, kết quả cho thấy việc mở rộng nắm giữ tài sản tài chính, nếu không gắn với chiến lược hỗ trợ hoạt động cốt lõi, có thể làm suy yếu đầu tư thực, đặc biệt ở doanh nghiệp nhỏ. Doanh nghiệp cần xây dựng giới hạn rõ ràng đối với đầu tư tài chính và gắn tài chính hóa với mục tiêu quản trị thanh khoản, phòng ngừa rủi ro, thay vì theo đuổi lợi nhuận ngắn hạn. Đối với nhà hoạch định chính sách, phát hiện tài chính hóa làm gia tăng đầu tư dưới mức cho thấy cần các chính sách khuyến khích dòng vốn quay trở lại khu vực sản xuất, như ưu đãi thuế cho đầu tư thực, hỗ trợ tín dụng trung – dài hạn, và phát triển thị trường vốn theo hướng phục vụ đầu tư dài hạn thay vì đầu cơ ngắn hạn. Do tác động tập trung ở doanh nghiệp nhỏ, các chương trình bảo lãnh tín dụng, quỹ phát triển doanh nghiệp nhỏ và vừa, và tư vấn quản trị tài chính cần được thiết kế nhằm hạn chế xu hướng dịch chuyển sang tài chính và tăng khả năng tiếp cận vốn cho các dự án đầu tư hiệu quả.

Nghiên cứu tồn tại một số hạn chế. Thứ nhất, dữ liệu kế toán chưa phản ánh đầy đủ động thái giá trị tài sản tài chính theo thời gian. Thứ hai, nghiên cứu chưa kiểm định các cơ chế trung gian cụ thể như ràng buộc tài chính, chính sách quản trị vốn lưu động hay cấu trúc sở hữu. Đây là các hướng mở quan trọng cho nghiên cứu tương lai.

Tài liệu tham khảo

- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*, 68(1), 29-51. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- Arrighi, G. (1994). *The Long Twentieth Century: Money, Power, and the Origins of Our Times*. Verso.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1), 115-143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Chen, S., Sun, Z., Tang, S., & Wu, D. (2011). Government intervention and investment efficiency: Evidence from China. *Journal of Corporate Finance*, 17(2), 259–271. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2010.08.004>
- Davis, G. F., & Kim, S. (2015). Financialization of the economy. *Annual Review of Sociology*, 41(1), 203–221. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-073014-112402>
- Demir, F. (2009). Financial liberalization, private investment and portfolio choice: Financialization of real sectors in emerging markets. *Journal of Development Economics*, 88(2), 314–324. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2008.04.002>
- Dương Thị Thùy An & Hồ Thị Thu Thảo (2025). Tập trung quyền lực và minh bạch thông tin: Bằng chứng từ các doanh nghiệp ngành dược tại Việt Nam. *Tạp chí khoa học Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh - Kinh tế và quản trị kinh doanh*, 40-54. <https://doi.org/10.46223/HCMCOUJS.econ.vi.20.11.4780.2025>
- Dương Thị Thùy An (2025a). Tỷ lệ nắm giữ tiền mặt và giá trị doanh nghiệp trong bối cảnh hạn chế tài chính. *Tạp Chí Kinh tế và Phát triển*, 340, 33–43. <https://doi.org/10.33301/JED.VI.2611>
- Dương Thị Thùy An (2025b). Bất định chính sách kinh tế Việt Nam và đầu tư doanh nghiệp. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 36(9), 87-103. <https://doi.org/10.24311/jabes/2025.36.9.07>
- Duong, T. T. A., Kool, C. J. M., & Zhang, L. (2019). Borrowing constraints and export decision: The case of Vietnamese exporters. (*Working Papers 19-21*) *Utrecht School of Economics*.
- Epstein, G. A. (2005). Introduction: Financialization and the world economy. In G. A. Epstein (Ed.), *Financialization and the World Economy* (pp. 3–16). Edward Elgar.

-
- Gong, C. M., Gong, P., & Jiang, M. (2023). Corporate financialization and investment efficiency: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 79, 102045. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2023.102045>
- Jensen, M. C. (1986). Agency cost of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review*, 76(2), 323–329.
- Jin, X. M., Mai, Y., & Cheung, A. W. K. (2022). Corporate financialization and fixed investment rate: Evidence from China. *Finance Research Letters*, 48, 102898. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.102898>
- Krippner, G. R. (2005). The financialization of the American economy. *Socio-Economic Review*, 3(2), 173–208. <https://doi.org/10.1093/SER/mwi008>
- Lazonick, W. (2013). The Financialization of the U.S. Corporation: What Has Been Lost, and How It Can Be Regained. *Seattle University Law Review*, 36(2), 857–909.
- Liu, L., & He, J. (2023). Does financialization affect firm's R&D investment? Evidence from China. *Finance Research Letters*, 58, 104311. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104311>
- Liu, Y., Liang, Y., Lan, S., & Lu, Z. (2024). Corporate financialization and overseas investment efficiency: Evidence from China. *Finance Research Letters*, 69, 106103. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.106103>
- Myers, S., & Majluf, N. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187–222. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(84\)90023-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90023-0)
- Orhangazi, Ö. (2008). Financialisation and capital accumulation in the non-financial corporate sector: A theoretical and empirical investigation on the US economy: 1973–2003. *Cambridge Journal of Economics*, 32(6), 863–886. <https://doi.org/10.1093/cje/ben009>
- Richardson, S. (2006). Over-investment of free cash flow. *Review of Accounting Studies*, 11(2–3), 159–189. <https://doi.org/10.1007/s11142-006-9012-1>
- Sawyer, M. (2014). What is financialization? *International Journal of Political Economy*, 42(4), 5–18.
- Tang, H., & Zhang, C. (2019). Investment risk, return gap, and financialization of non-listed non-financial firms in China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 58, 101213. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2019.101213>
- Tori, D., & Onaran, Ö. (2018). The effects of financialization on investment: evidence from firm-level data for the UK. *Cambridge Journal of Economics*, 42(5), 1393–1416. <https://doi.org/10.1093/cje/bex085>
- Trần Ngọc Mai, & Trần Mạnh Hà (2025). Tài chính hoá doanh nghiệp: Góc nhìn từ các doanh nghiệp niêm yết ngành bất động sản Việt Nam. *Tạp chí Khoa học và Công nghệ Trường Đại học Công nghiệp Hà Nội*, 61(4), 198–203. <https://doi.org/10.57001/huinh5804.2025.107>
- Wang, J., & Zhu, S. (2025). Impact of economic policy uncertainty on corporate investment efficiency: Moderating roles of financing constraints and financialisation. *International Review of Economics and Finance*, 98, 103897. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2025.103897>
- Yang, T., Liu, X., & Xu, B. (2025). Does the financialization of entity enterprises hinder efficient growth? *Finance Research Letters*, 84, 107801. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2025.107801>
- Yin, L., Zhang, J., & Li, Y. (2025). Firm financialization: The role of policy inconsistency. *Finance Research Letters*, 80, 107405. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2025.107405>
- Zhang, H., An, R., & Zhong, Q. (2019). Anti-corruption, government subsidies, and investment efficiency. *China Journal of Accounting Research*, 12(1), 113–133. <https://doi.org/10.1016/j.cjar.2018.12.001>

TÁC ĐỘNG BẤT ĐỐI XỨNG CỦA TÀI CHÍNH TOÀN DIỆN SỐ ĐẾN BẤT BÌNH ĐẲNG THU NHẬP TẠI VIỆT NAM: VAI TRÒ ĐIỀU TIẾT CỦA CHẤT LƯỢNG THỂ CHẾ

Nguyễn Thị Hồng Ánh

Trường Đại học Công nghiệp Thành phố Hồ Chí Minh

Email: nguyenthihonganh@iuh.edu.vn

Phạm Đức Huy*

Trường Đại học Tài chính - Marketing

Email: huypham@ufm.edu.vn

Mã bài báo: JED-2684

Ngày nhận: 01/10/2025

Ngày nhận bản sửa: 18/11/2025

Ngày duyệt đăng: 22/01/2026

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.2684

Tóm tắt:

Nghiên cứu này xem xét tác động bất đối xứng của tài chính toàn diện số đến bất bình đẳng thu nhập tại Việt Nam giai đoạn 2000-2023, đồng thời đánh giá vai trò điều tiết của chất lượng thể chế. Ứng dụng mô hình ARDL phi tuyến, kết quả cho thấy các cú sốc làm suy giảm tài chính toàn diện số khiến bất bình đẳng gia tăng rõ rệt, trong khi việc mở rộng chỉ giúp giảm bất bình đẳng ở mức hạn chế. Chất lượng thể chế khi được cải thiện làm bất bình đẳng tăng trong ngắn hạn và dài hạn do chi phí tuân thủ và quá trình chuyển đổi, nhưng khi đi cùng tài chính toàn diện số thì thể chế mạnh lại khuếch đại hiệu ứng bình đẳng hóa và hạn chế rủi ro phân phối. Hàm ý chính sách là cần duy trì sự ổn định của hạ tầng tài chính số, ngăn chặn các cú sốc tiêu cực, đồng thời cải thiện chất lượng quản trị và thúc đẩy năng lực số và tài chính để bảo đảm lợi ích tài chính toàn diện số lan tỏa rộng rãi, góp phần giảm bất bình đẳng thu nhập bền vững.

Từ khóa: Bất đối xứng, tài chính toàn diện số, bất bình đẳng thu nhập, chất lượng thể chế.

Mã JEL: G20, O16, D63, C22.

Asymmetric effects of digital financial inclusion on income inequality in Vietnam: The moderating role of institutional quality

Abstract:

This research examines the asymmetric effects of digital financial inclusion on income inequality in Vietnam during 2000-2023, with a particular focus on the moderating role of institutional quality. By using a nonlinear ARDL model, the results reveal that negative shocks to digital financial inclusion significantly increase inequality, whereas expansion only produces modest reductions. Improvements in institutional quality alone are associated with rising inequality in both the short and long run, reflecting compliance costs and transitional frictions. However, when combined with digital financial inclusion, stronger institutions amplify the equalizing effect and mitigate distributional risks. Policy implications highlight the importance of maintaining the stability of digital financial infrastructure, preventing negative shocks, strengthening governance quality, and promoting digital and financial literacy. These measures are essential to ensure that the benefits of digital financial inclusion are widely diffused and contribute to a sustainable reduction in income inequality.

Keywords: Asymmetry, digital financial inclusion, income inequality, institutional quality.

JEL codes: G20, O16, D63, C22.

1. Giới thiệu

Theo Sethi & cộng sự (2021), bất bình đẳng thu nhập là thách thức lớn đối với kinh tế học phát triển và hoạch định chính sách và sự gia tăng bất bình đẳng không chỉ làm suy giảm phúc lợi mà còn tạo “bẫy nghèo”, gắn với bất ổn xã hội và suy giảm niềm tin thể chế (Khanday & Tarique, 2023; Piketty & Yang, 2022). Do đó, thu hẹp bất bình đẳng thu nhập là điều kiện cho tăng trưởng toàn diện, bền vững (Berg & cộng sự, 2018; Park & Mercado, 2015) và giảm rủi ro nghèo đói (Mallick & cộng sự, 2020). Tài chính toàn diện (FI) nổi lên như công cụ quan trọng để xử lý bất bình đẳng, nhờ mở rộng dịch vụ tài chính thiết yếu cho nhóm yếu thế, qua đó thúc đẩy tăng trưởng và giảm chênh lệch (Ouechtati, 2020). Tuy nhiên, FI chủ yếu dựa trên hạ tầng tài chính truyền thống (chi nhánh, ATM, quan hệ tín dụng trực tiếp), còn tài chính toàn diện số (DFI) dựa trên nền tảng số, dữ liệu lớn và thuật toán, nên cơ chế và cường độ tác động đến bất bình đẳng có thể khác biệt đáng kể so với FI (Demir & cộng sự, 2022; Omar & Inaba, 2020; Yan & cộng sự, 2024).

Trong bối cảnh fintech phát triển nhanh, tài chính toàn diện số (DFI) mở rộng mạnh khả năng tiếp cận và sử dụng dịch vụ tài chính chính thức qua nền tảng số tại nhiều nền kinh tế mới nổi, ngay cả khi FI truyền thống còn hạn chế (Khera, 2021). DFI giúp các nhóm có lịch sử tín dụng yếu tiếp cận thanh toán, tiết kiệm, tín dụng và bảo hiểm với chi phí thấp hơn, qua đó cải thiện khả năng chống chịu rủi ro và tham gia hoạt động kinh tế của các hộ thu nhập thấp (Shen & cộng sự, 2025; Soro & Senou, 2023). Tuy nhiên, khoảng cách số khiến nhóm giàu hưởng lợi nhiều hơn từ công nghệ, trong khi các mô hình chấm điểm và xét duyệt tự động dựa trên dữ liệu không đại diện có thể dẫn tới các quyết định tín dụng bất lợi cho nhóm yếu thế (lãi suất cao, hạn mức thấp, từ chối cho vay), qua đó làm gia tăng bất bình đẳng trong tiếp cận tài chính (Balasundaram & cộng sự, 2025; Le, 2025). Do đó, trong khi nhiều nghiên cứu ghi nhận FI phần lớn có xu hướng giảm nghèo và bất bình đẳng (Omar & Inaba, 2020; Ouechtati, 2020; Park & Mercado, 2015; Rasheed & cộng sự, 2024), các bằng chứng gần đây cho thấy tác động của DFI tới bất bình đẳng vừa có thể thu hẹp, vừa có thể gia tăng chênh lệch thu nhập, tùy thuộc vào cấu trúc tiếp cận số và đặc điểm thể chế (Balasundaram & cộng sự, 2025; Le, 2025; Li & cộng sự, 2022; Shen & cộng sự, 2025; Soro & Senou, 2023). Hơn nữa, lợi ích từ giai đoạn mở rộng DFI có thể khác đáng kể so với giai đoạn thu hẹp DFI hoặc khi xảy ra các cú sốc kinh tế; trên thực tế, “cú sốc âm” DFI có thể bắt nguồn từ siết chặt quy định, sự cố an ninh mạng hoặc gián đoạn hạ tầng số, làm suy giảm đột ngột mức độ sử dụng DFI của các nhóm phụ thuộc mạnh vào kênh này, qua đó tạo ra tác động bất đối xứng lên phân phối thu nhập (Aik & Zhang, 2023; Shen & cộng sự, 2025; Soro & Senou, 2023).

Trên toàn cầu, nhiều quốc gia đẩy mạnh tài chính toàn diện số (DFI) để thu hẹp khoảng cách giàu nghèo và thúc đẩy tăng trưởng công bằng, song song với cải cách khung pháp lý nhằm mở rộng tiếp cận dịch vụ tài chính số (Khera, 2021). Tuy nhiên, hiệu quả của DFI phụ thuộc đáng kể vào pháp quyền và chất lượng thể chế: thể chế mạnh có thể củng cố tác động bình đẳng hóa của DFI thông qua bảo vệ người tiêu dùng, thúc đẩy cạnh tranh, bảo đảm quyền dữ liệu và chuẩn e-KYC hiệu quả (Law & cộng sự, 2014; Kaufmann & cộng sự, 2010), trong khi hiệu quả giảm bất bình đẳng của tài chính toàn diện nói chung chỉ thực sự phát huy khi chất lượng thể chế đủ cao (Ouechtati, 2020; Van & cộng sự, 2022). Trong bối cảnh tài chính số, Lu & cộng sự (2022) và Liu & Yang (2023) cho thấy thể chế mạnh khuếch đại tác động tích cực của DFI lên tăng trưởng, còn thể chế yếu có thể làm suy giảm hoặc bóp méo lợi ích này, hàm ý cùng một mức thay đổi của DFI (kể cả cú sốc dương hay âm) có thể dẫn tới kết quả rất khác nhau về bất bình đẳng thu nhập dưới các cấu trúc thể chế khác nhau (Law & cộng sự, 2014; Shen & cộng sự, 2025; Van & cộng sự, 2022). Tại Việt Nam, dù tài chính toàn diện số đã có bước tiến quan trọng thông qua gia tăng thanh toán số và ví điện tử, các hạn chế về kết nối nông thôn, hiểu biết tài chính và khung bảo vệ người tiêu dùng vẫn cản trở việc lan tỏa đầy đủ lợi ích của DFI. Do đó, làm rõ mối liên hệ giữa DFI và bất bình đẳng thu nhập trong điều kiện thể chế đặc thù của Việt Nam là yêu cầu cấp thiết về mặt nghiên cứu và chính sách, nhất là khi tăng trưởng toàn diện được coi là điều kiện tiên quyết cho phát triển bền vững.

2. Tổng quan nghiên cứu

Stiglitz & Weiss (1981) cho thấy bất cân xứng thông tin dẫn đến hạn chế tín dụng: lãi suất cao khiến chủ

thể ưa rủi ro tiếp tục vay, nhóm thận trọng rút lui, nên ngân hàng duy trì “rationing” và nhiều hộ gia đình, doanh nghiệp vừa và nhỏ bị loại trừ. Trong bối cảnh số hóa, DFI với eKYC, dữ liệu thay thế và hạ tầng thanh toán thời gian thực có thể giảm bất cân xứng, giúp sàng lọc tốt hơn và mở rộng tín dụng cho nhóm thu nhập thấp, qua đó thu hẹp chênh lệch. Tuy nhiên, Greenwood & Jovanovic (1990) lập luận phát triển tài chính có tác động bất đối xứng: giai đoạn đầu nhóm giàu hưởng lợi nhờ chi phí cố định và kỹ năng, làm bất bình đẳng tăng; về sau, khi hệ thống hoàn thiện và chi phí biên giảm, lợi ích lan tỏa và bất bình đẳng giảm. Trong kỷ nguyên số, DFI cũng đòi hỏi thiết bị và kỹ năng nên nhóm giàu hưởng lợi trước, nhưng khi ví điện tử, eKYC và dữ liệu thay thế được phổ cập, chi phí giao dịch giảm và cơ hội dần mở rộng tới nhóm yếu thế. Ngoài ra, Kaufmann & Kraay (2002), Kaufmann & cộng sự (2010) và Hayat (2019) cho thấy thể chế mạnh gắn với tăng trưởng và phân phối công bằng; quản trị minh bạch và cạnh tranh công bằng cho phép DFI phát huy vai trò bình đẳng hóa, trong khi thể chế yếu khiến lợi ích DFI tập trung vào nhóm có quan hệ và năng lực tốt hơn, làm bất bình đẳng gia tăng.

Nghiên cứu của Omar & Inaba (2020) cho thấy tại các nước đang phát triển, mở rộng tài chính toàn diện giúp giảm nghèo và bất bình đẳng thông qua việc gia tăng khả năng tiếp cận vốn cho nhóm thu nhập thấp. Cùng quan điểm, Demir & cộng sự (2022) bổ sung rằng công nghệ tài chính và các dịch vụ tài chính toàn diện không chỉ cải thiện hiệu quả phân bổ vốn mà còn giúp giảm chênh lệch thu nhập, nhất là ở những phân vị thấp trong phân phối thu nhập. Trong khi đó, Khera (2021) cho thấy việc mở rộng tài chính toàn diện số (DFI Index) ở nhiều quốc gia mới nổi gắn liền với kết quả phân phối công bằng hơn. Bổ sung cho những quan điểm này, Xu & cộng sự (2024) khẳng định năng lực tài chính số đóng vai trò trung gian trong tác động này, đặc biệt tại nông thôn nơi thiếu tiếp cận dịch vụ truyền thống. Tương tự, Yan & cộng sự (2024) cũng phát hiện DFI thúc đẩy dịch chuyển thu nhập đi lên thông qua khuyến khích hộ gia đình tham gia kinh doanh và tạo việc làm. Một số nghiên cứu khác nhấn mạnh yếu tố khu vực và xã hội, như Aik & Zhang (2023) chứng minh DFI có tác động rõ rệt trong việc thu hẹp chênh lệch thu nhập giữa thành thị và nông thôn. Trong khi đó, Khalid & Yang (2021) dù không trực tiếp nghiên cứu DFI, nhưng cho thấy phân hóa xã hội và sắc tộc tại Malaysia có liên hệ với bất bình đẳng thu nhập, từ đó ngụ ý rằng chính sách tài chính toàn diện có thể là công cụ giảm chia rẽ và nâng cao công bằng.

Nhìn chung, tài chính toàn diện và tài chính toàn diện số được xem là đòn bẩy quan trọng để giảm bất bình đẳng thu nhập nhờ mở rộng tiếp cận cho các nhóm bị bỏ lại phía sau (Omar & Inaba, 2020; Demir & cộng sự, 2022; Khera, 2021; Xu & cộng sự, 2024). Tuy nhiên, các nghiên cứu gần đây cho thấy tác động của DFI là bất cân xứng. Demir & cộng sự (2022) dùng hồi quy phân vị cho thấy hiệu ứng giảm bất bình đẳng của công nghệ tài chính mạnh nhất ở nhóm thu nhập thấp và suy giảm dần ở nhóm thu nhập cao. Trong bối cảnh số hóa, Xu & cộng sự (2024) chỉ ra năng lực tài chính số giúp nông dân tận dụng DFI để cải thiện thu nhập, trong khi nhóm thiếu kỹ năng số ít hưởng lợi, làm xuất hiện khoảng cách số. Tương tự, Yan & cộng sự (2024) chứng minh DFI thúc đẩy dịch chuyển thu nhập đi lên thông qua hoạt động kinh doanh, nhưng hiệu ứng tập trung ở các hộ có khả năng tiếp cận công nghệ tốt. Aik & Zhang (2023) cho thấy DFI giảm chênh lệch thu nhập thành thị - nông thôn, song mức độ hiệu quả phụ thuộc vào mức độ sẵn sàng công nghệ của từng địa phương. Ngược lại, Rasheed & cộng sự (2024) cảnh báo rằng trong bối cảnh giám sát yếu, mở rộng DFI có thể dẫn tới vay nợ quá mức, làm bất bình đẳng gia tăng.

Điểm chung trong các nghiên cứu này là tác động giảm bất bình đẳng của DFI không đồng đều giữa các nhóm và phụ thuộc mạnh vào mức độ phát triển công nghệ, hạ tầng và kỹ năng số, qua đó củng cố quan điểm DFI chỉ phát huy hiệu quả khi đi kèm với điều kiện công nghệ và quản lý thích hợp (Demir & cộng sự, 2022; Xu & cộng sự, 2024; Yan & cộng sự, 2024). Điều này hàm ý chất lượng thể chế là yếu tố quyết định DFI cải thiện hay làm trầm trọng thêm bất bình đẳng. Amnas & cộng sự (2024) cho thấy năng lực tài chính số và khung pháp lý hỗ trợ đóng vai trò điều tiết, giúp khuếch đại hiệu ứng tích cực của DFI, trong khi Khera (2021) nhấn mạnh ở các nền kinh tế mới nổi, thể chế yếu dễ làm méo mó hoặc triệt tiêu lợi ích DFI. Aik & Zhang (2023) chỉ ra tác động thu hẹp chênh lệch vùng miền gắn với năng lực quản trị địa phương; Khalid & Yang (2021) cho thấy phân hóa thể chế và xã hội góp phần duy trì bất bình đẳng, hàm ý thể chế vững là điều kiện cần để DFI thực sự hỗ trợ giảm chênh lệch. Xu & cộng sự (2024) xem năng lực tài chính số – chịu

ảnh hưởng bởi chính sách giáo dục và đào tạo – như một kênh điều tiết khác của thể chế, trong khi Rasheed & cộng sự (2024) cảnh báo rủi ro tín dụng số gia tăng khi thiếu giám sát. Tóm lại, các nghiên cứu Aik & Zhang (2023), Amnas & cộng sự (2024), Demir & cộng sự (2022), Khera (2021) và Khalid & Yang (2021) đều chỉ ra chất lượng thể chế là “điều kiện nền” quyết định DFI làm giảm hay gia tăng bất bình đẳng, hàm ý cần thúc đẩy DFI song song với cải thiện quản trị để bảo đảm lợi ích phân phối công bằng.

3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

Trong nghiên cứu này, chúng tôi xây dựng mô hình kiểm định tác động của tài chính toàn diện số (DFI) và vai trò điều tiết của chất lượng thể chế (RQ) đến bất bình đẳng thu nhập tại Việt Nam giai đoạn 2000–2023, với GINI đo bằng Palma ratio. Mô hình dựa trên ba nền tảng lý thuyết: Stiglitz & Weiss (1981) về bất cân xứng thông tin và hạn chế tín dụng; Greenwood & Jovanovic (1990) về quan hệ phi tuyến giữa phát triển tài chính và bất bình đẳng; và Kaufmann & Kraay (2002; 2010) về vai trò quản trị. DFI, thông qua eKYC và dữ liệu thay thế, giúp nới lỏng hạn chế tín dụng và cải thiện tiếp cận vốn cho nhóm yếu thế (Demir & cộng sự, 2022). Tuy nhiên, lợi ích này chỉ lan tỏa mạnh khi có thể chế tốt, như Aik & Zhang (2023) chứng minh. Hơn nữa, hiệu quả chính sách tài chính phụ thuộc vào chất lượng quản trị, khiến biến tương tác DFI × RQ trở thành yếu tố quyết định (Amnas & cộng sự, 2024). Mô hình được đề xuất như sau:

$$GINI_t = \beta_0 + \beta_1 DFI_t + \beta_2 RQ_t + \beta_3 (DFI_t \times RQ_t) + \beta_4 \ln GDPpc_t + \beta_5 TRADE_t + \beta_6 INF_t + \beta_7 POP_t + u_t$$

Trong đó, chỉ số $GINI_t$ là chỉ số đại diện cho bất bình đẳng thu nhập ở thời kỳ t ở Việt Nam, do hệ số Gini được cung cấp bởi WIID bị khuyết dữ liệu, chúng tôi sử dụng chỉ số Palma ratio cùng với tỷ trọng thu nhập của nhóm 10% giàu nhất (Top 10% share) và nhóm 50% nghèo nhất (Bottom 50% share) làm bộ chỉ số thay thế (Cobham & Sumner, 2013).

Biến độc lập gồm: Chỉ số tài chính toàn diện số (DFI) được xây dựng từ 09 chỉ tiêu: (i) tỷ lệ cá nhân sử dụng Internet (% dân số); (ii) số máy ATM trên 100.000 người trưởng thành; (iii) số chi nhánh ngân hàng thương mại trên 1.000 km²; (iv) số tài khoản tiền gửi; (v) số thẻ ghi nợ; (vi) số người vay vốn từ ngân hàng thương mại (các chỉ tiêu (iv)–(vi) tính trên 1.000 người trưởng thành); (vii) số điểm chấp nhận dịch vụ tài chính số (điểm chấp nhận thanh toán, đại lý ngân hàng, POS...); (viii) số tài khoản mobile money đang hoạt động; và (ix) số giao dịch ngân hàng điện tử (internet và mobile banking) trên 1.000 người trưởng thành trong năm tham chiếu. Cấu trúc này bám sát cách đo lường DFI trong các nghiên cứu gần đây, khi kết hợp đồng thời hạ tầng và mức độ sử dụng dịch vụ (Khera, 2021; Lu & cộng sự, 2022; Shen & cộng sự, 2025; Soro & Senou, 2023). Các chỉ tiêu được tổng hợp bằng phương pháp trọng số entropy (entropy weight method - EWM): sau khi chuẩn hoá, nghiên cứu tính entropy và độ lệch entropy để xác định trọng số khách quan, rồi tính DFI bằng trung bình có trọng số của các chỉ tiêu chuẩn hoá. Cách tiếp cận này tương tự phương pháp Ramaian Vasantha & cộng sự (2023) xây dựng chỉ số tài chính toàn diện đa chiều cho các nước MENA bằng EWM, cũng như các nghiên cứu áp dụng EWM cho các chỉ số phát triển kinh tế số và chất lượng tăng trưởng (Kim & Lin, 2011; Xi & Wang, 2023), nhưng được điều chỉnh để phản ánh riêng các khía cạnh số hoá của tài chính toàn diện.

Chất lượng thể chế (RQ) là một trong sáu trụ cột của WGI, phản ánh khả năng của chính phủ trong việc xây dựng và thực thi chính sách, quy định tạo môi trường thuận lợi cho khu vực tư nhân phát triển. Chỉ số này đo lường mức độ minh bạch, ổn định và hiệu quả của hệ thống pháp lý, đồng thời đánh giá việc hạn chế các rào cản hành chính, giảm chi phí tuân thủ và thúc đẩy cạnh tranh công bằng (Kaufmann & cộng sự, 2010; Kaufmann & Kraay, 2002; Law & cộng sự, 2014). Biến tương tác giữa tài chính toàn diện số và chất lượng thể chế (DFI_RQ) được dùng để đánh giá vai trò điều tiết của quản trị. Cách tiếp cận này giả định rằng DFI chỉ phát huy hiệu quả khi có môi trường pháp lý minh bạch và cạnh tranh. Hệ số tương tác âm hàm ý thể chế tốt củng cố tác động giảm bất bình đẳng; ngược lại, hệ số dương cho thấy điều tiết yếu có thể khiến DFI làm bất bình đẳng gia tăng (Amnas & cộng sự, 2024; Khera, 2021).

Các biến kiểm soát gồm $\ln GDPpc$ (thu nhập bình quân đầu người), $TRADE$ (độ mở thương mại), INF (lạm phát) và POP (tăng trưởng dân số). Việc đưa các biến này vào mô hình dựa trên khung lý thuyết phát triển - bất bình đẳng và bằng chứng thực nghiệm cho thấy đây là các yếu tố vĩ mô quan trọng chi phối phân

phối thu nhập. Cụ thể, $\ln GDP_{pc}$ phản ánh mức độ phát triển, trong đó tăng trưởng thu nhập bình quân có thể làm bất bình đẳng tăng hoặc giảm tùy giai đoạn và cấu trúc thể chế (Greenwood & Jovanovic, 1990; Kim & Lin, 2011; Sethi & cộng sự, 2021). TRADE đo mức độ hội nhập, vừa mở rộng cơ hội việc làm và thu nhập, vừa có thể làm gia tăng chênh lệch nếu lợi ích phân bổ không đồng đều (Park & Mercado, 2015; Mallick & cộng sự, 2020). INF phản ánh ổn định giá, khi lạm phát cao bào mòn sức mua của nhóm thu nhập thấp mạnh hơn, có thể làm trầm trọng bất bình đẳng (Mallick & cộng sự, 2020; Rasheed & cộng sự, 2024). POP thể hiện động lực nhân khẩu học, ảnh hưởng tới cung lao động, thất nghiệp và tiếp cận dịch vụ kinh tế-xã hội, qua đó gắn chặt với phân phối thu nhập (World Bank, 2024a; Omar & Inaba, 2020). Kiểm soát đồng thời bốn biến này giúp tách bạch rõ hơn tác động riêng của DFI lên bất bình đẳng thu nhập.

Tác giả sử dụng phương pháp NARDL (Nonlinear autoregressive distributed lag) do Shin & cộng sự (2014) phát triển, nhằm nhận diện tính phi tuyến và bất đối xứng trong mối quan hệ giữa tài chính toàn diện số (DFI) và bất bình đẳng thu nhập. Cách tiếp cận này cho phép phân tách tác động tích lũy của các cú sốc dương và âm từ DFI, cũng như xem xét tác động của RQ, $DFI \times RQ$ đến bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam (Rasheed & cộng sự, 2024). Kiểm định đồng liên kết giữa các chuỗi $I(0)$ và $I(1)$ được thực hiện thông qua bounds testing (Pesaran & cộng sự, 2001).

Dữ liệu trong nghiên cứu được thu thập từ các nguồn đáng tin cậy. Cụ thể, chỉ số bất bình đẳng thu nhập (GINI) được lấy từ WID (World inequality database, 2024); chỉ số chất lượng điều tiết (RQ) được khai thác từ WGI (World Bank, 2024b). Các biến thành phần để tính chỉ số tài chính toàn diện số (DFI) cùng với các biến kiểm soát gồm $\ln GDP_{pc}$ (thu nhập bình quân đầu người), TRADE (độ mở thương mại), INF (lạm phát) và POP (tăng trưởng dân số) được thu thập từ WDI (World Bank, 2024a).

Bảng 1. Bảng tổng hợp các biến trong nghiên cứu

Biến số	Ký hiệu	Mô tả	Nguồn
Bất bình đẳng thu nhập	GINI	Chỉ số GINI, đo lường mức độ bất bình đẳng thu nhập	WID
Tài chính toàn diện số	DFI	Chỉ số tổng hợp tài chính toàn diện kỹ thuật số, xây dựng bằng phương pháp Entropy dựa trên các biến thành phần.	WDI
Chất lượng thể chế	RQ	Chỉ số Chất lượng quản trị từ WGI (World Bank), phản ánh năng lực chính phủ trong ban hành và thực thi chính sách hỗ trợ khu vực tư nhân.	WGI
Biến tương tác	$DFI \times RQ$	Tương tác giữa DFI và RQ, dùng để kiểm định vai trò điều tiết của thể chế.	
GDP bình quân đầu người	$\ln GDP_{pc}$	logarit tự nhiên của GDP bình quân đầu người (giá cố định 2015)	WDI
Độ mở thương mại	TRADE	Tổng kim ngạch xuất nhập khẩu (% GDP)	WDI
Lạm phát	INF	Tỷ lệ lạm phát, giá tiêu dùng hàng năm (%).	WDI
Tăng trưởng dân số	POP	Tỷ lệ tăng trưởng dân số hàng năm (%).	WDI

Nguồn: Tổng hợp của tác giả năm 2025.

4. Kết quả nghiên cứu thảo luận

Phân tích tính dừng bằng kiểm định Augmented Dickey-Fuller (ADF) tại Bảng 2 cho thấy đa số biến trong nghiên cứu không dừng ở mức ý nghĩa 5%. Tuy nhiên, sau khi lấy sai phân bậc một, tất cả biến trở nên dừng ($p < 0,05$), những phát hiện này gợi ý sử dụng NARDL do đặc tính trộn lẫn bậc tích hợp. NARDL cho phép kết hợp các chuỗi $I(0)$ và $I(1)$ và đặc biệt phù hợp với mẫu nhỏ, như bộ dữ liệu Việt Nam giai đoạn 2000-2023 ($T \approx 24$) (Pesaran & cộng sự, 2001; Shin & cộng sự, 2014).

Bảng 3 trình bày kết quả kiểm định đồng liên kết bằng phương pháp kiểm định biên (bound test) với giá trị F-statistic là 5,93436 cho thấy giá trị này vượt qua cả ngưỡng $I(1)$ của các mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%. Điều này có nghĩa là có bằng chứng rõ ràng để bác bỏ giả thuyết rằng không có đồng liên kết giữa các biến

Bảng 2. Kiểm định tính dừng (ADF)

Biến số	Bậc gốc		Sai phân bậc 1	
	Thống kê T	Ý nghĩa thống kê	Thống kê T	Ý nghĩa thống kê
GINI	-2,6025	0,11	-6,0734	0,0001
DFI	0,6222	0,987	-4,2968	0,0031
DFI x RQ	-0,5279	0,868	-4,678	0,0019
RQ	-1,1806	0,665	-5,6464	0,0001
lnGDPpc	-0,775	0,806	-3,1697	0,0366
TRADE	-1,3739	0,577	-3,6629	0,0126
POP	0,6716	0,988	-13,857	0,000
INF	-2,829	0,07	-5,9827	0,0001

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

Bảng 3. Kiểm định đồng liên kết (bound test)

F-statistic	5,93436					
	10%		5%		1%	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Sample Size	30	30	30	30	30	30
Asymptotic	1,99	2,94	2,27	3,28	2,88	3,99

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

trong mô hình. Việc phát hiện đồng liên kết trong phân tích này sẽ hỗ trợ cho các bước tiếp theo trong nghiên cứu, đặc biệt là trong ước lượng mô hình NARDL để phân tích các tác động ngắn và dài hạn cũng như điều kiện tương tác giữa các biến.

Bảng 4. Kết quả mô hình NARDL trong ngắn hạn

Biến sử dụng	Hệ số hồi quy	Độ lệch chuẩn	Thống kê Z	Ý nghĩa thống kê
Hệ số tự điều chỉnh (EC)	-0,3210	0,0139	-23,2910	0,0000
D(RQ)	0,1194	0,0124	9,6154	0,0000
D(DFI x RQ)	-0,0723	0,0066	-10,9555	0,0000
D(lnGDPpc)	-0,9904	0,0397	-24,9151	0,0000
D(TRADE)	-0,0014	0,0001	-23,7732	0,0000
D(INF)	-0,0641	0,0073	-8,7187	0,0000
D(POP)	-64,0597	3,0336	-21,1168	0,0000
@DCUMDP(DFI)	-0,0178	0,0039	-4,5447	0,0006
@DCUMDN(DFI)	6,9135	0,3839	18,0069	0,0000

Nguồn: Tổng hợp của tác giả năm 2025.

Kết quả NARDL ngắn hạn cho thấy hệ số hiệu chỉnh sai số $EC = -0,321$ ($p < 0,001$) hàm ý khoảng 32% độ lệch khỏi cân bằng được triệt tiêu mỗi kỳ, phản ánh quá trình tái cân bằng trên thị trường tín dụng có ma sát thông tin (Stiglitz & Weiss, 1981; Demir & cộng sự, 2022). Kết quả cho thấy mối quan hệ bất đối xứng giữa DFI và GINI, cụ thể khi DFI tăng làm giảm GINI nhưng biên độ nhỏ ($-0,0178$; $p < 0,001$), trong khi DFI giảm lại làm GINI tăng mạnh ($6,9136$; $p < 0,001$). Điều này phù hợp với lý thuyết của Greenwood & Jovanovic (1990), kết quả cho thấy khi hệ sinh thái số còn mỏng, sự co hẹp DFI ảnh hưởng trực tiếp vào nhóm thu nhập thấp và ngược lại khi mở rộng DFI tạo lợi ích tích lũy khi độ phủ và cạnh tranh gia tăng (Aik & Zhang, 2023; Kim & Lin, 2011; Li & cộng sự, 2022). Trong khi đó, chất lượng thể chế tăng làm gia tăng bất bình đẳng thu nhập ($0,119$; $p < 0,001$) cho thấy chi phí tuân thủ tăng nhanh hơn so với khả năng hấp thụ lợi ích của nhóm yếu thế, phù hợp với bằng chứng về dị biệt thể chế (Law & cộng sự, 2014) và cảnh báo rủi ro trong môi trường giám sát yếu (Khera, 2021). Ngoài ra, kết quả biến tương tác DFI_RQ còn cho thấy chất

lượng thể chế khuếch đại tác động của DFI ($-0,072$; $p < 0,001$) đến bất bình đẳng thu nhập, phù hợp với lập luận “governance as prerequisite” của Kaufmann & Kraay (2002; 2010).

Bảng 5. Kết quả mô hình NARDL trong dài hạn

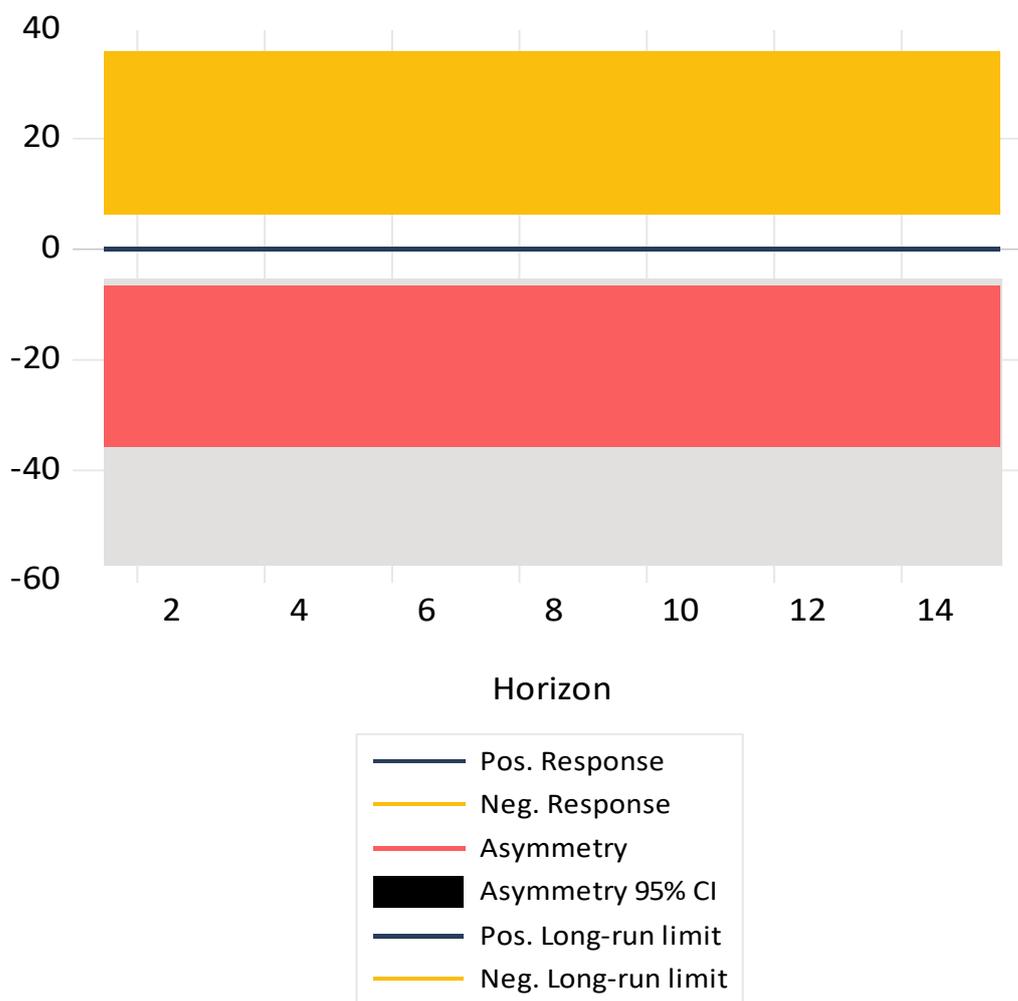
Biến sử dụng	Hệ số hồi quy	Độ lệch chuẩn	Thống kê Z	Ý nghĩa thống kê
GINI(-1)	-0,3210	0,1757	-1,8270	0,0417
RQ(-1)	0,1385	0,0635	2,1824	0,0945
DFI x RQ(-1)	-0,1112	0,0397	-2,7974	0,0489
lnGDPpc(-1)	-0,0290	0,0373	-0,7793	0,4794
TRADE(-1)	-0,0017	0,0004	-4,4877	0,0109
INF(-1)	-0,1158	0,0622	-1,8619	0,1361
POP(-1)	-45,0511	10,6413	-4,2336	0,0133
@CUMDP(DFI(-1))	-0,0416	0,0264	-1,5797	0,1893
@CUMDN(DFI(-1))	11,3864	3,0819	3,6947	0,0209
C	1,2095	0,3034	3,9861	0,0163

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

Kết quả Bảng 5 cho thấy tính bất đối xứng của tài chính toàn diện số (DFI) đến bất bình đẳng thu nhập. Tác động phần âm của DFI (11,386; $p = 0,021$) và tác động phần dương DFI ($-0,042$; $p = 0,1893$) cho thấy các cú sốc thu hẹp DFI dẫn tới gia tăng bất bình đẳng mạnh mẽ, còn mở rộng DFI lại chưa đủ bằng chứng

Hình 1. Hệ số nhân động tích lũy: tác động của DFI lên GINI

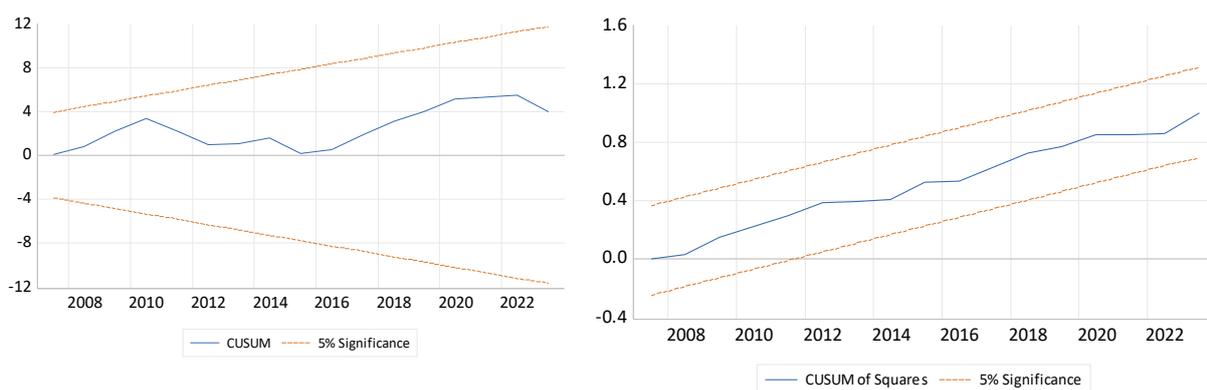
Cumulative Dynamic Multiplier: DFI on GINI



để khẳng định tác động giảm GINI. Kết quả này ủng hộ quan điểm của Greenwood & Jovanovic (1990), cho rằng khi hạ tầng số và năng lực số chưa đạt ngưỡng, sự thu hẹp DFI ảnh hưởng trực tiếp vào nhóm có lịch sử tín dụng yếu và chỉ khi độ phủ và cạnh tranh đủ cao của DFI thì hiệu ứng bình đẳng hóa mới lan tỏa (Aik & Zhang, 2023) và kết quả này ủng hộ quan điểm của Stiglitz & Weiss (1981) khi thu hẹp DFI làm gia tăng bất cân xứng thông tin dẫn đến hạn chế tín dụng do đó sẽ làm gia tăng chênh lệch thu nhập. Kết quả nghiên cứu còn cho thấy chất lượng thể chế (RQ) trong dài hạn làm gia tăng bất bình đẳng thu nhập (0,138; $p = 0,095$) phản ánh chi phí tuân thủ và sự dịch chuyển từ khu vực phi chính thức sang chính thức (Law & cộng sự, 2014). Tuy nhiên, sự tương tác giữa DFI và RQ có kết quả âm (-0,111; $p = 0,049$) khẳng định rằng tác động giảm bất bình đẳng của DFI chỉ bền vững khi đi kèm chất lượng thể chế cao, kết quả này ủng hộ quan điểm “governance as prerequisite” của Kaufmann & Kraay (2002, 2010) khi cho rằng trong môi trường quản trị mạnh, các công cụ số không chỉ mở rộng tiếp cận tài chính mà còn bảo vệ người tiêu dùng, tăng tính cạnh tranh và đảm bảo quyền dữ liệu, qua đó khuếch đại lợi ích phân phối (Khera, 2021).

Hình 1 cho thấy cú sốc âm DFI làm GINI tăng mạnh, trong khi cú sốc dương chỉ kéo GINI giảm nhẹ, tạo mẫu hình bất đối xứng rõ rệt. Đường Asymmetry không cắt 0 trong dải tin cậy 95%, khẳng định khác biệt tích lũy có ý nghĩa thống kê. Kết quả này ủng hộ với Stiglitz & Weiss (1981), Greenwood & Jovanovic (1990) và vai trò điều tiết của chất lượng thể chế (RQ) trong việc giảm bất bình đẳng thu nhập.

Hình 2. Đồ thị kiểm định tổng tích lũy và tổng bình phương tích lũy



Hình 2 cho thấy kiểm định CUSUM và CUSUMSQ đều nằm trong dải tin cậy 5%, kết quả này cho thấy mô hình duy trì tính ổn định tham số trong toàn bộ giai đoạn quan sát. Điều này hàm ý không có bằng chứng thống kê về sự thay đổi cấu trúc hay đột vỡ phương sai, qua đó củng cố độ tin cậy của các ước lượng NARDL

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Các kết quả từ mô hình NARDL cho Việt Nam xác lập một cơ chế truyền dẫn rõ ràng giữa tài chính toàn diện số (DFI) và phân phối thu nhập, đồng thời chỉ ra những điều kiện để DFI thực sự trở thành động lực giảm bất bình đẳng bền vững. Kết quả cho thấy hệ số hiệu chỉnh sai số khoảng EC (-0,32) hàm ý tốc độ quay về cân bằng nhanh, cho thấy các cú sốc làm suy giảm cơ chế sàng lọc và giám sát sẽ được hiệu chỉnh khi tài chính toàn diện số khắc phục bất cân xứng thông tin và hạ thấp chi phí giao dịch (Stiglitz & Weiss, 1981). Đồng thời, kết quả khẳng định tính bất đối xứng của DFI khi cú sốc âm của DFI làm GINI tăng vọt, trong khi cú sốc dương chỉ tạo hiệu ứng giảm nhẹ, cho thấy khi hệ sinh thái số chưa đạt độ chín, việc thu hẹp tài chính toàn diện số ảnh hưởng trực tiếp tới nhóm có lịch sử tín dụng yếu, trong khi lợi ích từ mở rộng chỉ tích lũy dần thông qua khuếch tán công nghệ và học hỏi (Greenwood & Jovanovic, 1990). Ngoài ra, hệ số tương tác $DFI \times RQ$ mang dấu âm và có ý nghĩa trong ngắn hạn và dài hạn khẳng định vai trò quan trọng của chất lượng thể chế là điều kiện cần để DFI chuyển hóa từ tiềm năng công nghệ thành công cụ phân phối hiệu quả (Kaufmann & Kraay, 2002; Law & cộng sự, 2014).

Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng tài chính toàn diện số (DFI) có tiềm năng giảm bất bình đẳng thu nhập tại Việt Nam, song hiệu quả chỉ bền vững khi đi kèm chất lượng thể chế cao và tránh được những cú sốc làm

suy giảm tài chính toàn diện số. Từ đó, nghiên cứu đề xuất cần hạn chế rủi ro cú sốc âm của DFI, chính phủ phải duy trì sự ổn định của tài chính toàn diện số, bảo đảm các hệ thống then chốt như thanh toán thời gian thực, eKYC và chuẩn liên thông ví - ngân hàng luôn khả dụng. Đồng thời, việc giám sát chặt chẽ các hình thức tín dụng số là cần thiết để ngăn chặn tình trạng vay nợ quá mức có thể làm xói mòn lợi ích của tài chính toàn diện số. Đồng thời, cần nâng cao chất lượng thể chế nhằm khuếch đại ảnh hưởng của tài chính toàn diện số đến bất bình đẳng thu nhập bằng cách bảo đảm cạnh tranh công bằng với các nền tảng lớn, yêu cầu mô hình tín dụng phải minh bạch và được kiểm tra thiên lệch, đồng thời tăng cường quyền dữ liệu và cơ chế khiếu nại. Ngoài ra, cần đầu tư có mục tiêu vào tài chính toàn diện số, đặc biệt cho nông thôn và nhóm dân cư yếu thế. Điều này bao gồm hỗ trợ hạ tầng kết nối, mở rộng ứng dụng số cho kiều hối và thanh toán nông nghiệp, cũng như khai thác dữ liệu công (hóa đơn tiện ích, viễn thông) để tăng cường chấm điểm thay thế cho người vay có lịch sử tín dụng yếu.

Tài liệu tham khảo

- Aik, N.C. & Zhang, Q. (2023). Use of theil for a specific duality economy: Assessing the impact of digital inclusive finance on urban-rural income gap in Chongqing. *FinTech*, 2(4), 668-679. <https://doi.org/10.3390/fintech2040037>
- Amnas, M.B., Selvam, M. & Parayitam, S. (2024). FinTech and financial inclusion: Exploring the mediating role of digital financial literacy and the moderating influence of perceived regulatory support. *Journal of Risk and Financial Management*, 17(3), 108. <https://doi.org/10.3390/jrfm17030108>
- Balasundaram, E., Aranganathan, P., Cailassame, N.S.N., Mathiazhagan, A., Vinoth, A. & Gajendran, A. (2025). The impact of digital financial inclusion on income inequality in rural India: A spatial econometric and mixed-methods analysis. *The Indian Economic Journal*, 00194662251332866. <https://doi.org/10.1177/00194662251332866>
- Berg, A., Ostry, J.D., Tsangarides, C.G. & Yakhshilikov, Y. (2018). Redistribution, inequality, and growth: New evidence. *Journal of Economic Growth*, 23(3), 259-305. <https://doi.org/10.1007/s10887-017-9150-2>
- Cobham, A. & Sumner, A. (2013). *Is it all about the tails? The Palma measure of income inequality* (Center for Global Development Working Paper 343).
- Demir, A., Pesqué-Cela, V., Altunbas, Y. & Murinde, V. (2022). Fintech, financial inclusion and income inequality: A quantile regression approach. *The European Journal of Finance*, 28(1), 86-107. <https://doi.org/10.1080/1351847X.2020.1772335>
- Greenwood, J. & Jovanovic, B. (1990). Financial development, growth, and the distribution of income. *The Journal of Political Economy*, 98(5), 1076-1107. <http://www.jstor.org/stable/2937625>
- Hayat, A. (2019). Foreign direct investments, institutional quality, and economic growth. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 28(5), 561-579. <https://doi.org/10.1080/09638199.2018.1564064>
- Kaufmann, D. & Kraay, A. (2002). *Growth without Governance* (Policy Research Working Paper, No. 2928). <https://hdl.handle.net/10986/19206>
- Kaufmann, D., Kraay, A. & Mastruzzi, M. (2010). *The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues* (Policy Research Working Paper, Issue WPS 5430). World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-5430>
- Khalid, M.A. & Yang, L. (2021). Income inequality and ethnic cleavages in Malaysia: Evidence from distributional national accounts (1984-2014). *Journal of Asian Economics*, 72, 101252. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2020.101252>
- Khanday, I.N. & Tarique, Md. (2023). Does income inequality respond asymmetrically to financial development? Evidence from India using asymmetric cointegration and causality tests. *The Journal of Economic Asymmetries*, 28, e00341. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2023.e00341>
- Khera, P. (2021). *Digital financial inclusion in emerging and developing economies: A new index* (IMF Working Papers

2021.090), IMF, 1. <https://doi.org/10.5089/9781513574196.001>

- Kim, D.H. & Lin, S.C. (2011). Nonlinearity in the financial development-income inequality nexus. *Journal of Comparative Economics*, 39(3), 310-325. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2011.07.002>
- Law, S.H., Tan, H.B. & Azman-Saini, W.N.W. (2014). Financial development and income inequality at different levels of institutional quality. *Emerging Markets Finance and Trade*, 50(sup1), 21-33. <https://doi.org/10.2753/REE1540-496X5001S102>
- Le, Q.D. (2025). The impact of digital financial inclusion on income inequality amid economic complexity: A GMM and Bayesian regression approach. *Social Responsibility Journal*, 21(7), 1383-1400. <https://doi.org/10.1108/SRJ-10-2024-0727>
- Li, Y., Wang, M., Liao, G. & Wang, J. (2022). Spatial spillover effect and threshold effect of digital financial inclusion on farmers' income growth - Based on provincial data of China. *Sustainability*, 14(3), 1838. <https://doi.org/10.3390/su14031838>
- Liu, X. & Yang, Z. (2023). *Security Token Offerings Versus Loan Guarantees for Risk-Averse Entrepreneurs Under Asymmetric Information* (SSRN Scholarly Paper No. 4410744). Social Science Research Network. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4410744>
- Lu, Z., Wu, J., Li, H. & Nguyen, D.K. (2022). Local bank, digital financial inclusion and SME financing constraints: Empirical evidence from China. *Emerging Markets Finance and Trade*, 58(6), 1712-1725. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2021.1923477>
- Mallick, H., Mahalik, M.K. & Padhan, H. (2020). Does globalization exacerbate income inequality in two largest emerging economies? The role of FDI and remittances inflows. *International Review of Economics*, 67(4), 443-480. <https://doi.org/10.1007/s12232-020-00350-0>
- Omar, M.A. & Inaba, K. (2020). Does financial inclusion reduce poverty and income inequality in developing countries? A panel data analysis. *Journal of Economic Structures*, 9(1), 37. <https://doi.org/10.1186/s40008-020-00214-4>
- Ouechtati, I. (2020). The contribution of financial inclusion in reducing poverty and income inequality in developing countries. *Asian Economic and Financial Review*, 10(9), 1051-1061. <https://doi.org/10.18488/journal.aefr.2020.109.1051.1061>
- Park, C.Y. & Mercado, R.J. (2015). Financial inclusion, poverty, and income inequality in developing Asia. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2558936>
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Piketty, T. & Yang, L. (2022). Income and wealth inequality in Hong Kong, 1981-2020: The Rise of Pluto-Communism? *The World Bank Economic Review*, 36(4), 803-834. <https://doi.org/10.1093/wber/lhac019>
- Ramaian Vasantha, N., Liew, C.Y. & Kijkasiwat, P. (2023). Exploring financial inclusion in MENA countries: An entropy weight approach. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 16(6), 1219-1247. <https://doi.org/10.1108/IMEFM-11-2022-0451>
- Rasheed, S., Adeneye, Y. & Farooq, R. (2024). Income inequality and carbon emissions in Asia: Does financial inclusion matter? *Sustainable Development*, 32(5), 5274-5293. <https://doi.org/10.1002/sd.2974>
- Sethi, P., Bhattacharjee, S., Chakrabarti, D. & Tiwari, C. (2021). The impact of globalization and financial development on India's income inequality. *Journal of Policy Modeling*, 43(3), 639-656. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2021.01.002>
- Shen, Y., Han, F. & Li, Y. (2025). *Digital financial inclusion and income inequality in China* (IMF Working Papers 2025.071), 1. <https://doi.org/10.5089/9798229004749.001>
- Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In Sickles, R. C. & Horrace, W.C. (Eds.), *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications* (281-314). Springer.

-
- Soro, K. & Senou, M.M. (2023). Digital financial inclusion and income inequality in WAEMU: What causality for what heterogeneity?. *Cogent Economics & Finance*, 11(2), 2242662. <https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2242662>
- Stiglitz, J.E. & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, 71(3), 393-410.
- Van, L.T.H., Nguyen, N.T., Nguyen, H.L.P. & Vo, D.H. (2022). The asymmetric effects of institutional quality on financial inclusion in the Asia-pacific region. *Heliyon*, 8(12), e12016. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e12016>
- World Bank (2024a). *World Development Indicators*. <https://data.worldbank.org/indicator>
- World Bank (2024b). *Worldwide Governance Indicators (WGI), 2024 update*. <https://www.govindicators.org>
- World Inequality Database (2024). *World inequality data*. <https://wid.world>
- Xi, W. & Wang, Y. (2023). Digital financial inclusion and quality of economic growth. *Heliyon*, 9(9), e19731. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e19731>
- Xu, G., Feng, L., Wang, W. & Liang, Q. (2024). Digital financial literacy and rural income inequality. *Sage Open*, 14(3), 21582440241275642. <https://doi.org/10.1177/21582440241275642>
- Yan, Z., Xiao, J.J. & Sun, Q. (2024). Moving up toward sustainable development: Digital finance and income mobility. *Sustainable Development*, 32(5), 5742-5763. <https://doi.org/10.1002/sd.2996>

*** Tác giả liên hệ: Phạm Đức Huy. Email: huypham@ufm.edu.vn**

LIỆU LÃI SUẤT CÓ TÁC ĐỘNG TIÊU CỰC ĐẾN TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ NHẬT BẢN TRONG DÀI HẠN? – TIẾP CẬN DỰA TRÊN MÔ HÌNH VECM

Khúc Thế Anh

Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: anhkt@neu.edu.vn

Mã bài báo: JED-2774

Ngày nhận: 16/12/2025

Ngày nhận bản sửa: 05/02/2026

Ngày duyệt đăng: 05/02/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2774

Tóm tắt:

Nghiên cứu này áp dụng mô hình VECM để đánh giá tác động trong dài hạn của lãi suất lên tăng trưởng kinh tế tại Nhật Bản. Dữ liệu theo quý giai đoạn 2004–2024 được xử lý trên STATA17. Kết quả cho thấy ba quan hệ đồng liên kết được xác định, trong đó lãi suất tác động tiêu cực đến tăng trưởng GDP và giữ vai trò trung tâm duy trì cân bằng vĩ mô, vừa gắn với tăng trưởng GDP, vừa điều tiết cung tiền M2 cũng như ảnh hưởng đến tỷ giá. Điều này phản ánh đặc thù chính sách tiền tệ nới lỏng kéo dài của Nhật Bản, khi ngân hàng trung ương sử dụng kết hợp cung tiền và lãi suất để kiểm soát nền kinh tế, còn tỷ giá đóng vai trò kênh phản ứng nhạy. Từ kết quả này, nghiên cứu khuyến nghị tập trung vào việc quản lý cung tiền, phối hợp chặt chẽ công cụ lãi suất và ổn định tỷ giá để duy trì cân bằng vĩ mô và thúc đẩy tăng trưởng bền vững.

Từ khóa: Tăng trưởng kinh tế, Nhật Bản, chính sách tiền tệ, mô hình VAR, mô hình VECM.

Mã JEL: C22, E13, E43, E58.

Do interest rates have a negative impact on Japan's long-run economic growth? - A VECM-based approach

Abstract:

This research applies a Vector Error Correction Model (VECM) to examine the long-run impact of interest rates on economic growth in Japan. Quarterly data spanning the period 2004–2024 are analyzed using STATA 17. The empirical results identify three cointegrating relationships, indicating a stable long-term equilibrium among the variables. In particular, interest rates exert a negative effect on GDP growth and play a central role in maintaining macroeconomic equilibrium, as they are closely linked to GDP growth, regulate money supply, and influence the exchange rate. These findings reflect the unique characteristics of Japan's prolonged accommodative monetary policy, whereby the central bank employs a combination of money supply and interest rate instruments to manage the economy, while the exchange rate serves as a highly responsive transmission channel. Based on the findings, the study recommends placing greater emphasis on money supply management, strengthening coordination between interest rate policy and exchange rate stabilization, in order to sustain macroeconomic stability and promote long-term sustainable growth.

Keywords: Economic growth, Japan, monetary policy, VAR, VECM.

JEL Codes: C22, E13, E43, E58.

1. Giới thiệu

Lãi suất là một trong những công cụ cơ bản của chính sách tiền tệ, từ đó được coi là một trong những kênh tác động trực tiếp đến tăng trưởng kinh tế (Modugu & Dempere, 2022). Nghiên cứu về ảnh hưởng của lãi suất lên các biến số kinh tế vĩ mô đã thu hút sự quan tâm từ các học giả và nhà hoạch định chính sách (Checo & cộng sự, 2024). Các nghiên cứu thuộc trường phái New-Keynesian cho thấy, khi muốn kích thích tăng trưởng kinh tế, ngân hàng trung ương thường giảm lãi suất cơ bản (Carvelli & cộng sự, 2024; Zhang & Zheng, 2020). Điều đó có nghĩa là, lãi suất giảm sẽ giúp các doanh nghiệp hấp thụ vốn tốt hơn, từ đó làm tăng GDP. Nhưng thời gian gần đây, một số nghiên cứu đặt ra nghi ngờ: liệu tác động đó có đúng trong dài hạn, hay chỉ đúng trong ngắn hạn – nhất là tại các nước phát triển có tỷ lệ người già ngày càng cao (Mishkin, 2009; Takahashi, 2024)? Tức là, khi mở rộng cung tiền hay giảm lãi suất có giúp tăng trưởng kinh tế trong dài hạn hay không? Tình trạng này xảy đến khi nguồn lực nội sinh trong nước, chủ yếu là nhân lực đã lớn tuổi, không hấp thụ được nguồn vốn.

Về mặt thực tiễn, chính sách tiền tệ của Nhật Bản từ lâu đã được coi là đặc thù, với các công cụ phi truyền thống như chính sách lãi suất âm và chương trình nới lỏng định lượng (Fukuda, 2023). Giai đoạn 2004-2024 chứng kiến những nỗ lực lớn của Ngân hàng Trung ương Nhật Bản (BOJ) trong việc kích thích tăng trưởng, nhưng trái với giai đoạn trước, kinh tế Nhật Bản đang tăng trưởng chậm lại (Fukuda, 2023). Việc tiếp tục sử dụng chính sách lãi suất âm và đường như công cụ này không có tác động trong dài hạn buộc các nhà nghiên cứu đặt ra câu hỏi: thời kỳ tăng trưởng thần kỳ (cũng là giai đoạn dân số vàng), chính sách tiền tệ đã phát huy rất tốt vai trò của mình, vậy tại sao giai đoạn dân số già lại không (Oliver, 2015)?

Đánh giá định lượng về tác động của chính sách tiền tệ đến tăng trưởng kinh tế đã có nhiều nghiên cứu như mô hình hồi quy tuyến tính (Akaipler & Duhok, 2018), mô hình ARDL (Obiaje, 2023), mô hình GMM (Rahman & cộng sự, 2019; Siddiqui & Ahmed, 2013), mô hình DSGE (Alimi & cộng sự, 2019) và mô hình SVAR (Carvelli & cộng sự, 2024). Tuy nhiên, một trong những hạn chế của các mô hình trên là cần giả định trước về tính nhân quả một chiều. VECM được lựa chọn nhờ khả năng vượt trội trong việc mô phỏng mối quan hệ động và phản ứng qua lại giữa các biến kinh tế, đồng thời đánh giá tác động ngắn hạn và dài hạn của các cú sốc chính sách tiền tệ đến các biến số kinh tế như tăng trưởng GDP, lạm phát hoặc việc làm. Vì thế, nghiên cứu này trả lời câu hỏi: liệu lãi suất cơ bản có làm giảm tăng trưởng kinh tế Nhật Bản trong dài hạn hay không?

Để trả lời câu hỏi đó, ngoài giới thiệu tại Phần 1, tổng quan nghiên cứu tại Phần 2, phương pháp nghiên cứu tại Phần 3, kết quả nghiên cứu và thảo luận kết quả nghiên cứu tại Phần 4. Kết luận và hàm ý chính sách được đưa ra tại Phần 5.

2. Cơ sở lý luận và tổng quan nghiên cứu

Tăng trưởng kinh tế được hiểu là sự gia tăng sản lượng hàng hóa và dịch vụ của một nền kinh tế trong một khoảng thời gian nhất định, phản ánh sự cải thiện về phúc lợi kinh tế và năng suất của quốc gia (Akaipler & Duhok, 2018; Rahman & cộng sự, 2019; Stone, 2017). Chỉ số này thường được đo lường thông qua GDP thực hoặc GDP bình quân đầu người (OECD, 2023).

Lãi suất cơ bản (ngắn hạn) là tỷ lệ lãi suất mà ngân hàng Trung ương áp dụng để cho các tổ chức tín dụng vay mượn trong thời gian ngắn. Lãi suất này thường được điều chỉnh để ảnh hưởng đến hoạt động tín dụng trong nền kinh tế và là công cụ chính của ngân hàng Trung ương trong việc thực hiện chính sách tiền tệ (Mishkin, 2009; Takahashi, 2024). Khi Ngân hàng Trung ương tăng lãi suất cơ bản, chi phí vay mượn đối với các cá nhân và doanh nghiệp tăng lên. Điều này dẫn đến việc giảm nhu cầu tín dụng, làm giảm đầu tư và tiêu dùng trong nền kinh tế, khiến tăng trưởng kinh tế bị kìm hãm (King & Levine, 1993). Ngược lại, khi lãi suất cơ bản giảm, việc vay mượn trở nên rẻ hơn, giúp kích thích chi tiêu và đầu tư trong nền kinh tế (Moyo & Le Roux, 2019). Một số quan điểm cho rằng khi kinh tế tăng trưởng sẽ dẫn đến lạm phát (Bajrami & cộng sự, 2024; Obiaje, 2023), và ngân hàng Trung ương sẽ phải tăng lãi suất cơ bản để đảm bảo ổn định kinh tế. Điều này cho thấy rằng lãi suất có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế, ít nhất trong ngắn hạn. Nhưng những bằng chứng thực nghiệm gần đây lại nghi ngờ kết quả này. Abadi & cộng sự (2023) nhận thấy rằng tại các nước có nền kinh tế phát triển và bắt đầu bước vào hoặc đang ở thời kỳ dân số già, giảm lãi suất đến 0 hoặc

dưới 0 sẽ làm cho tác động bị đảo ngược trong dài hạn. Nguyên nhân của vấn đề này đến từ một số góc độ:

Thứ nhất, khi lãi suất cơ bản của ngân hàng trung ương xuống thấp, các doanh nghiệp sẽ được tiếp cận với nguồn vốn rẻ hơn trong ngắn hạn. Nhưng việc duy trì trong dài hạn làm ngân hàng sẽ giảm biên lợi nhuận do lãi huy động khó có thể giảm, trong khi lãi suất cho vay ra lại thấp, và không thể vay mãi từ ngân hàng trung ương (Heider & cộng sự, 2019). Hoặc nếu giảm lãi suất huy động lại không thu hút được khách hàng gửi tiền. Thậm chí, nếu các ngân hàng thương mại vẫn duy trì tăng trưởng, việc lợi nhuận thấp trong dài hạn có thể ảnh hưởng đến khả năng tăng trưởng vốn tự có và ảnh hưởng đến khả năng mở rộng tín dụng – nhất là lĩnh vực rủi ro cao. Lúc này, các ngân hàng lại tăng lãi suất hoặc giảm cho vay, từ đó tác động đến khả năng tiếp cận vốn của doanh nghiệp (Fukuda, 2025; Lee & Werner, 2018). Cuối cùng, điều này làm giảm tăng trưởng GDP.

Thứ hai, gây ra phân bổ lệch vốn cho nền kinh tế. Khi lãi suất của ngân hàng trung ương thấp, các ngân hàng thương mại có thể vay được vốn giá rẻ trong ngắn hạn, và các doanh nghiệp sẽ được tiếp cận vốn với chi phí thấp hơn. Điều này khiến trong dài hạn, nhiều doanh nghiệp có tình hình tài chính không tốt vẫn có thể tồn tại được nhờ giảm chi phí (Asriyan & cộng sự, 2025). Việc này ảnh hưởng đến các doanh nghiệp khác trong việc tiếp cận vốn thông qua phát hành trái phiếu (do lãi suất trái phiếu lúc này không quá cao so với lãi suất ngân hàng) hoặc đi vay (Dosis, 2025). Wang & Zhu (2021) nhận thấy rằng các công ty zombie còn làm tăng chi phí vốn của các doanh nghiệp khác trong ngành. Điều này làm các doanh nghiệp suy yếu trong dài hạn và làm giảm tăng trưởng kinh tế.

Từ đó, giả thuyết nghiên cứu đưa ra là:

H1: Lãi suất có tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế trong dài hạn của Nhật Bản.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Khái quát về VECM

Mô hình vector hiệu chỉnh sai số (VECM) mang lại ưu điểm nổi bật trong việc mô hình hóa mối quan hệ động và cơ chế điều chỉnh giữa các biến số trong cả ngắn hạn và dài hạn. VECM là một sự mở rộng của mô hình tự hồi quy vector (VAR), được sử dụng khi các chuỗi dữ liệu có mối quan hệ đồng liên kết, cho phép phân tích cả mối quan hệ dài hạn (thông qua các ràng buộc đồng liên kết) và ngắn hạn (thông qua sự điều chỉnh về trạng thái cân bằng). Cụ thể, mô hình VECM cho phép thiết lập mối quan hệ động ngắn hạn giữa các chuỗi thời gian, đồng thời điều chỉnh sai lệch từ trạng thái cân bằng dài hạn giữa chúng (Winarno & cộng sự, 2021).

Nghiên cứu này xem xét bốn biến chính là: tăng trưởng GDP, tỷ giá hối đoái, cung tiền M2 và lãi suất cơ bản nên mô hình VAR được biểu diễn dưới dạng:

$$\begin{bmatrix} GGDP_t \\ M2_t \\ E_t \\ I_t \end{bmatrix} = c + \sum_{i=1}^p A_i \begin{bmatrix} GGDP_{t-1} \\ M2_{t-1} \\ E_{t-1} \\ I_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{GGDP,t} \\ \varepsilon_{M2,t} \\ \varepsilon_{E,t} \\ \varepsilon_{I,t} \end{bmatrix}$$

Trong đó, $GGDP_t$ là tăng trưởng kinh tế, $M2_t$ là cung tiền, E_t là tỷ giá hối đoái và I_t là lãi suất cơ bản. Trong trường hợp các biến có đồng liên kết, mô hình VECM được sử dụng để phân tích cả tác động ngắn hạn và điều chỉnh dài hạn, dưới dạng sau:

$$\Delta \begin{bmatrix} GGDP_t \\ M2_t \\ E_t \\ I_t \end{bmatrix} = \Pi \begin{bmatrix} GGDP_{t-1} \\ M2_{t-1} \\ E_{t-1} \\ I_{t-1} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta \begin{bmatrix} GGDP_{t-1} \\ M2_{t-1} \\ E_{t-1} \\ I_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{GGDP,t} \\ \varepsilon_{M2,t} \\ \varepsilon_{E,t} \\ \varepsilon_{I,t} \end{bmatrix}$$

3.2. Dữ liệu nghiên cứu và biến trong mô hình

Nghiên cứu này sử dụng M2 và tỷ giá là biến kiểm soát, được mô tả tại Bảng 1.

M2 là tổng cung tiền trong nền kinh tế, bao gồm tiền mặt, tiền gửi tiết kiệm và các loại tiền gửi ngắn hạn khác (Modugu & Dempere, 2022). M2 có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế (Razia & Omarya, 2022). Khi M2 được tăng cường thông qua các biện pháp nới lỏng chính sách tiền tệ, doanh nghiệp có thể tiếp cận nguồn vốn dễ dàng hơn và với chi phí thấp hơn. Điều này tạo điều kiện thuận lợi cho các doanh nghiệp mở rộng hoạt động sản xuất, đầu tư và tiêu dùng, từ đó thúc đẩy tăng trưởng kinh tế (Mishkin, 2019). Tăng trưởng kinh tế sẽ tác động ngược lại đến M2 bởi thu nhập của người dân tăng và thời điểm đó, các nguồn đầu tư thay thế chưa phát triển.

Tỷ giá hối đoái là giá trị của một đồng tiền quốc gia so với đồng tiền quốc gia khác. Nó có tác động quan trọng đến nền kinh tế, đặc biệt là trong các giao dịch thương mại quốc tế (Barguellig & cộng sự, 2018). Tỷ giá tác động đến tăng trưởng thông qua ảnh hưởng đến xuất khẩu, nhập khẩu và tăng trưởng kinh tế của một quốc gia (Auboin & Ruta, 2013). Khi tỷ giá hối đoái tăng (đồng nội tệ mất giá), hàng hóa xuất khẩu sẽ trở nên rẻ hơn đối với các thị trường nước ngoài, từ đó thúc đẩy tăng trưởng xuất khẩu và hỗ trợ các ngành sản xuất phục vụ xuất khẩu. Ngược lại, khi tỷ giá hối đoái giảm (đồng nội tệ mạnh lên), hàng hóa nhập khẩu sẽ trở nên rẻ hơn, giúp giảm chi phí nhập khẩu nguyên liệu cho các doanh nghiệp trong nước nhưng có thể gây tác động tiêu cực đến ngành sản xuất nội địa do sự cạnh tranh với hàng nhập khẩu giá rẻ (Arize & cộng sự, 2000).

Nghiên cứu này sử dụng GDP growth thay vì output gap (sai lệch của GDP so với sản lượng tiềm năng) vì:

Thứ nhất, GDP growth là biến quan sát trực tiếp và có tính ổn định cao hơn trong mô hình VAR/VECM. Tăng trưởng GDP được tính trực tiếp từ số liệu GDP thực, thường dừng ở bậc 0 hoặc sau sai phân bậc 1, phù hợp với khung phân tích VAR/VECM, vốn tập trung vào việc mô tả động học ngắn hạn và dài hạn giữa các biến kinh tế vĩ mô. Ngược lại, output gap không phải là biến quan sát trực tiếp mà phải được ước lượng thông qua các phương pháp như HP filter, Baxter-King filter hoặc mô hình sản lượng tiềm năng. Điều này làm cho output gap phụ thuộc mạnh vào phương pháp ước lượng và giả định mô hình, có thể gây nhiễu trong phân tích chuỗi thời gian đa biến.

Thứ hai, output gap tồn tại sai số đo lường lớn và không ổn định theo thời gian. Nhiều nghiên cứu chỉ ra rằng ước lượng output gap có thể thay đổi đáng kể khi cập nhật dữ liệu mới (real-time data problem) và rất nhạy cảm với độ dài mẫu cũng như phương pháp lọc xu hướng. Điều này có thể dẫn đến động học giả (spurious dynamics) trong mô hình VAR/VECM. Orphanides & Norden (2002) cho thấy rằng các ước lượng output gap trong thời gian thực thường có sai số lớn và có thể gây sai lệch nghiêm trọng trong phân tích chính sách tiền tệ. Canova (2011) cũng cảnh báo rằng việc sử dụng các biến ước lượng như output gap trong mô hình VAR có thể làm suy giảm độ tin cậy của kết quả thực nghiệm.

Bảng 1. Mô tả các biến trong mô hình nghiên cứu

Tên biến	Kí hiệu	Đo lường	Đơn vị tính
Tăng trưởng GDP	gdp	Tính tăng trưởng GDP theo quý so với cùng kỳ năm trước	%
Cung tiền M2	m2	Tính tổng của các giá trị cung tiền M2 trong một quý	100 Triệu Yên
Tỷ giá hối đoái	e	Tính trung bình tỷ giá hối đoái trong một quý	JPY/USD
Lãi suất cơ bản	i	Tính trung bình lãi suất cơ bản trong một quý	%

Nguồn: Theo thu thập dữ liệu của tác giả.

Dữ liệu trong nghiên cứu này được thu thập từ quý 1 năm 2004 đến quý 4 năm 2024 từ Ngân hàng Trung ương Nhật Bản (BOJ) và Ngân hàng Dự trữ Liên bang St. Louis (FRED) đã được xử lý để loại bỏ xu hướng và đảm bảo tính đồng nhất, nhằm kiểm tra hiệu quả và độ ổn định của các biện pháp chính sách tiền tệ đối với các mục tiêu kinh tế vĩ mô của Nhật Bản. Cung tiền và tỷ giá hối đoái được chuẩn hóa bằng cách sử dụng logarit tự nhiên để giảm sự khác biệt về quy mô lớn. STATA17 được sử dụng để xử lý dữ liệu.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận kết quả nghiên cứu

4.1. Kết quả nghiên cứu

4.1.1. Kiểm tra tính dừng của chuỗi dữ liệu

Kiểm định tính dừng là một bước quan trọng trong việc phân tích chuỗi thời gian, đặc biệt là khi làm việc với các mô hình kinh tế như VAR và VECM. Để mô hình phù hợp và kết quả chính xác, dữ liệu cần phải là chuỗi thời gian dừng, nghĩa là các đặc tính thống kê không thay đổi theo thời gian. Phương pháp phổ biến để kiểm định tính dừng của chuỗi thời gian là kiểm định Augmented Dickey-Fuller (ADF) được thể hiện ở Bảng 2.

Bảng 2. Kiểm tra tính dừng cho các chuỗi dữ liệu

Chuỗi dữ liệu		Giá trị P cho Z(t)	Kết luận
Tăng trưởng GDP	ggdp	0,028	Dừng
Log Cung tiền	log_m2	0,934	Không dừng
	d.log_m2	0,005	Dừng
Log Tỷ giá hối đoái	log_e	0,715	Không dừng
	d.log_e	0,009	Dừng
Lãi suất cơ bản	i	0,231	Không dừng
	d.i	0,022	Dừng

Nguồn: Trích xuất từ STATA17.

Toàn bộ các biến đều dừng ở bậc gốc hoặc sau khi sai phân bậc 1, đây là cơ sở để sử dụng mô hình VAR trong việc lựa chọn độ trễ tối ưu thông qua các tiêu chí thông tin (AIC, HQIC, SBIC). Sau khi xác định được độ trễ thích hợp, nghiên cứu tiến hành kiểm định đồng liên kết (Johansen, 1991) và xây dựng mô hình VECM để phân tích mối quan hệ dài hạn và ngắn hạn giữa các biến (Kilian, 2006).

4.1.2. Lựa chọn độ trễ tối ưu và kiểm định đồng liên kết

Bảng 3. Độ trễ tối ưu của mô hình VAR

Độ trễ	LL	LR	AIC	HQIC	SBIC
0	-50,75		1,48	1,53	1,60
1	359,10	819,71	-9,16	-8,92*	-8,54*
2	369,44	20,67	-9,01	-8,56	-7,89
3	385,96	33,04	-9,03	-8,38	-7,41
4	410,51	49,10	-9,26	-8,41	-7,14
5	444,48	67,95	-9,74	-8,70	-7,13
6	464,22	39,48	-9,84	-8,60	-6,73
7	475,86	23,27	-9,73	-8,29	-6,11
8	493,32	34,93	-9,77	-8,13	-5,66
9	512,22	37,80	-9,84*	-8,01	-5,24
10	526,29	28,13*	-9,79	-7,75	-4,69

Nguồn: Trích xuất từ STATA17.

Mặc dù độ trễ 1 được gợi ý theo các tiêu chí HQIC và SBIC (Bảng 3), nhưng độ trễ 9 lại được lựa chọn theo tiêu chí AIC (Bảng 4). Việc lựa chọn độ trễ 9 dựa trên AIC phù hợp hơn vì giúp mô hình phản ánh đầy đủ các mối quan hệ động giữa các biến, tránh hiện tượng thiếu sót thông tin khi độ trễ quá ngắn, đồng thời vẫn đảm bảo tính chính xác trong ước lượng. Tiếp theo, nghiên cứu tiến hành kiểm định đồng liên kết Johansen nhằm xác định sự tồn tại của mối quan hệ dài hạn giữa các biến trong mô hình VAR(9).

Tại rank = 3, giá trị Trace (0,62) nhỏ hơn giá trị tới hạn 5% (3,76), do đó giả thuyết dừng lại ở đây và được chấp nhận. Điều này chứng tỏ giữa các biến trong mô hình tồn tại 3 mối quan hệ đồng liên kết. Nói cách khác, các biến kinh tế vĩ mô trong nghiên cứu có mối quan hệ gắn kết chặt chẽ trong dài hạn, do đó mô hình phân tích phù hợp nhất là VECM thay vì VAR thuần túy. Việc này giúp vừa phản ánh được tác động ngắn hạn, vừa đảm bảo mô tả đầy đủ cơ chế điều chỉnh về cân bằng dài hạn.

Bảng 4. Kiểm định Johansen với độ trễ 9

Johansen tests for cointegration					
Trend: Constant			Number of obs = 75		
Sample: 2006q2 thru 2024q4			Number of lags = 9		
Maximum rank	Params	LL	Eigenvalue	Trace statistic	Critical value 5%
0	132	478,75	.	80,43	47,21
1	139	496,38	0,38	45,16	29,68
2	144	510,17	0,31	17,60	15,41
3	147	518,66	0,20	0,62*	3,76
4	148	518,96	0,01		

Nguồn: Trích xuất từ STATA17.

4.1.3. Xây dựng mô hình VECM và kiểm định mô hình

Bảng 5. Bảng tóm tắt cho mô hình VECM với độ trễ 9 và rank 3

		Number of obs	=	77
		AIC	=	-9.910818
		HQIC	=	-8.097136
		SBIC	=	-5.368541
Equation	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
D_ggdp	1,84	0,66	76,20	0,00
D_log_m2	0,00	0,90	355,57	0,00
D_log_e	0,03	0,67	79,46	0,00
D_i	0,06	0,57	51,78	0,04

Nguồn: Trích xuất từ STATA17.

Tại Bảng 5, cột R-sq và P>chi2 cho thấy mô hình VECM với độ trễ 9 và rank = 3 đã phản ánh tốt mối quan hệ giữa các biến. Trong đó, cung tiền và tỷ giá thể hiện khả năng giải thích mạnh mẽ, còn GDP và lãi suất có mức độ giải thích vừa phải. Điều này cho thấy các công cụ chính sách tiền tệ thực sự đóng vai trò quan trọng trong việc định hình biến động kinh tế vĩ mô của Nhật Bản, đồng thời cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho thấy tác động của chính sách tiền tệ là đáng kể cả trong ngắn hạn và dài hạn.

Bảng 6. Phương trình đồng liên kết của mô hình VECM

Cointegrating equations						
Equation	Parms	chi2	P>chi2			
_ce1	1	13,653	0,000			
_ce2	1	11,491	0,000			
_ce3	1	11,863	0,000			
Identification: beta is exactly identified						
Johansen normalization restriction imposed						
	beta	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]
_ce1	ggdp	1,000
	i	118,323	32,023	3,690	0,000	55,559 181,086
_ce2	log_m2	1,000
	i	-24,492	7,225	-3,390	0,001	-38,653 -10,331
_ce3	log_e	1,000
	i	-11,784	3,421	-3,440	0,001	-18,490 -5,078

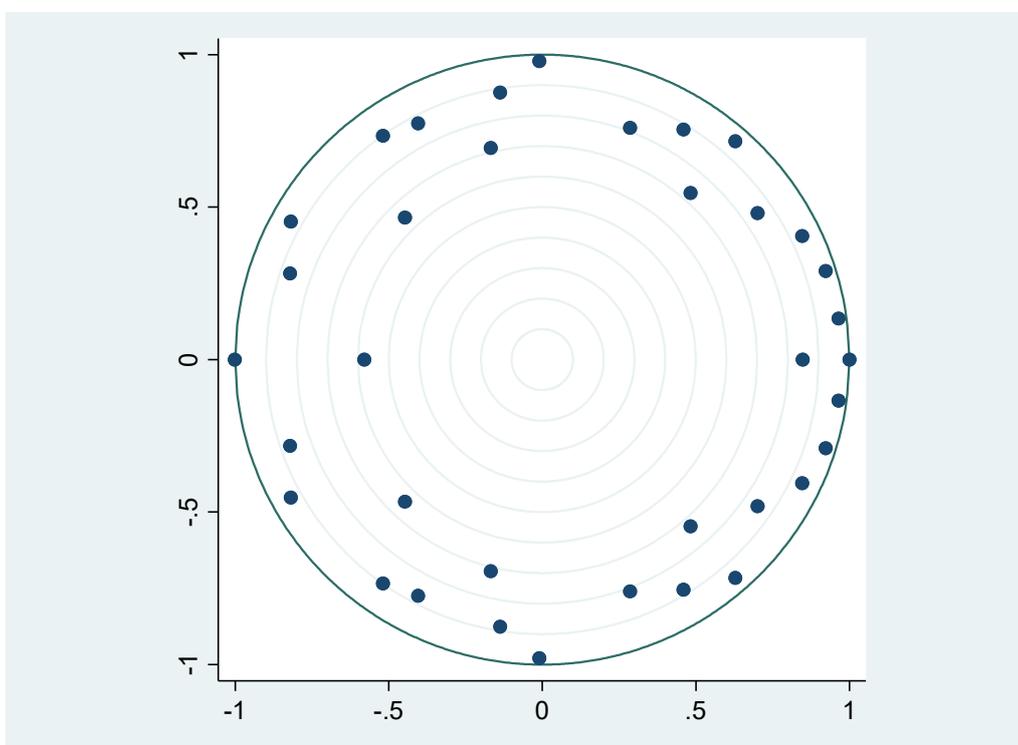
Nguồn: Trích xuất từ STATA17.

Trong dài hạn, tăng trưởng GDP, cung tiền M2, tỷ giá hối đoái và lãi suất cơ bản có mối quan hệ cân bằng ổn định với nhau thông qua kết quả ở Bảng 6. Ba phương trình đồng liên kết cho thấy lãi suất cơ bản đóng vai trò trung tâm trong việc duy trì cân bằng dài hạn giữa các yếu tố vĩ mô tại Nhật Bản, vừa gắn với tăng trưởng GDP, vừa điều tiết cung tiền và đồng thời ảnh hưởng trực tiếp đến tỷ giá hối đoái. Kết quả này phản ánh chính sách tiền tệ của Ngân hàng Trung ương Nhật Bản trong giai đoạn nghiên cứu đã vận hành chủ yếu thông qua kênh lãi suất, qua đó tác động đồng thời đến tăng trưởng, ổn định giá trị đồng Yên và cung tiền.

4.1.4. Kiểm định sự ổn định của mô hình VECM

Qua kết quả thể hiện ở Hình 1 về kiểm tra tính ổn định của mô hình VECM bằng các trị riêng cho thấy mô hình này ổn định vì tất cả các trị riêng đều có mô đun nhỏ hơn hoặc bằng 1, điều này phù hợp với yêu cầu của mô hình đồng liên kết (Kilian, 2006). Cụ thể, mô hình VECM có 3 quan hệ đồng liên kết, điều này xác nhận rằng các biến trong mô hình có mối quan hệ dài hạn.

Hình 1. Đặc tả VECM theo vòng tròn đơn vị



Nguồn: Trích xuất từ STATA17.

4.1.5. Kiểm định sự tự tương quan của mô hình VECM

Kiểm định LM tại Bảng 7 kiểm tra sự tồn tại của tự tương quan trong mô hình VECM ở các độ trễ khác nhau cho thấy các p-value đều lớn hơn 0,05, điều này có nghĩa là không có sự tự tương quan trong phần dư của mô hình. Do đó, mô hình không gặp vấn đề về tự tương quan. Các kết quả phân tích có thể được coi là hợp lý và đáng tin cậy (Kilian, 2006).

4.1.6. Kiểm định phân phối chuẩn phần dư của mô hình VECM

Kết quả Bảng 8 cho thấy phần dư của phương trình tăng trưởng GDP không tuân theo phân phối chuẩn, trong khi phần dư của các biến còn lại thỏa mãn giả định chuẩn. Thực tế, dữ liệu kinh tế vĩ mô, đặc biệt là tăng trưởng GDP, thường không tuân theo phân phối chuẩn do chịu tác động của các cú sốc bất thường và thay đổi theo thời gian. Do đó, với việc mô hình thỏa mãn điều kiện ổn định và không có tự tương quan, việc phần dư không hoàn toàn tuân theo phân phối chuẩn không phải là điều kiện bắt buộc nên vẫn đảm bảo tính hợp lệ cho các phân tích động như hàm phản ứng xung (IRF) và phân rã phương sai (FEVD) trong mô hình

VECM, kết quả nghiên cứu vẫn được xem là đáng tin cậy.

Ngoài ra, nghiên cứu không tiến hành kiểm định phương sai sai số thay đổi đối với mô hình VECM. Trong phân tích VAR/VECM, đặc biệt khi trọng tâm nghiên cứu là mối quan hệ động, cơ chế truyền dẫn và phản

Bảng 7. Kiểm định tự tương quan

Lag	Chi2	Df	Prob > chi2
1	13,315	16	0,650
2	19,841	16	0,227

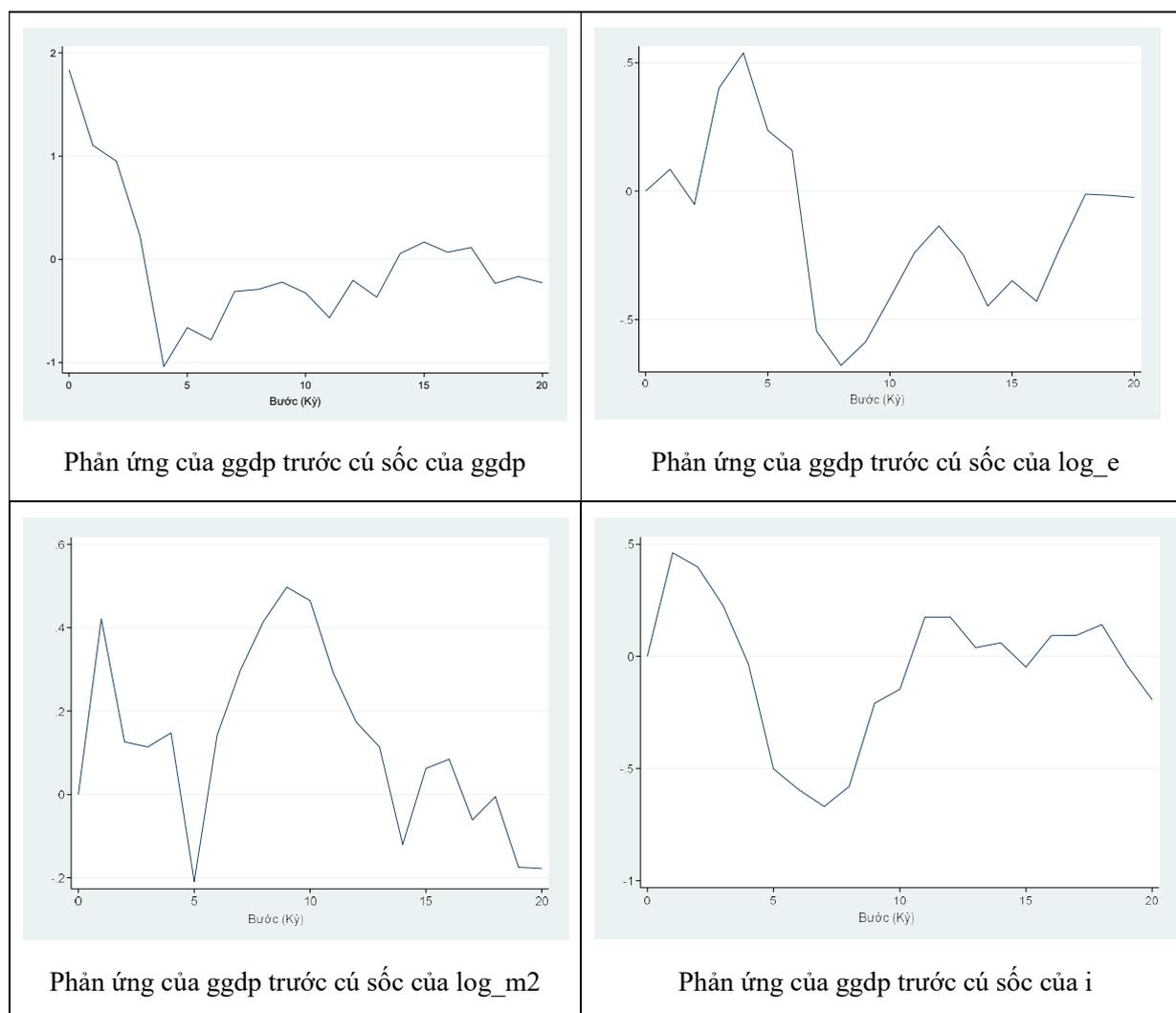
Nguồn: Trích xuất từ STATA17.

Bảng 8. Kiểm định phân phối chuẩn của phần dư mô hình VECM

Biến	Jarque-Bera (p-value)	Kết luận
D_ggdp	216,128 (0,000)	Không chuẩn
D_log_m2	1,117 (0,572)	Chuẩn
D_log_e	4,893 (0,087)	Chuẩn
D_i	1,174 (0,556)	Chuẩn

Nguồn: Trích xuất từ STATA17.

Hình 2. Biểu đồ IRF thể hiện phản ứng của ggdp trước các cú sốc



Nguồn: Trích xuất từ STATA17.

ứng của các biến trước các cú sốc thông qua IRF và FEVD, giả định phương sai sai số đồng nhất không đóng vai trò quyết định. Hơn nữa, trong bối cảnh mô hình đã thỏa mãn điều kiện ổn định và không có tự tương quan, việc không kiểm định phương sai sai số thay đổi là phù hợp với các nghiên cứu thực nghiệm sử dụng VAR/VECM và không làm suy giảm độ tin cậy của các kết luận rút ra.

4.1.7. Phân tích xung động IRF và phân rã phương sai sai số dự báo FEVD

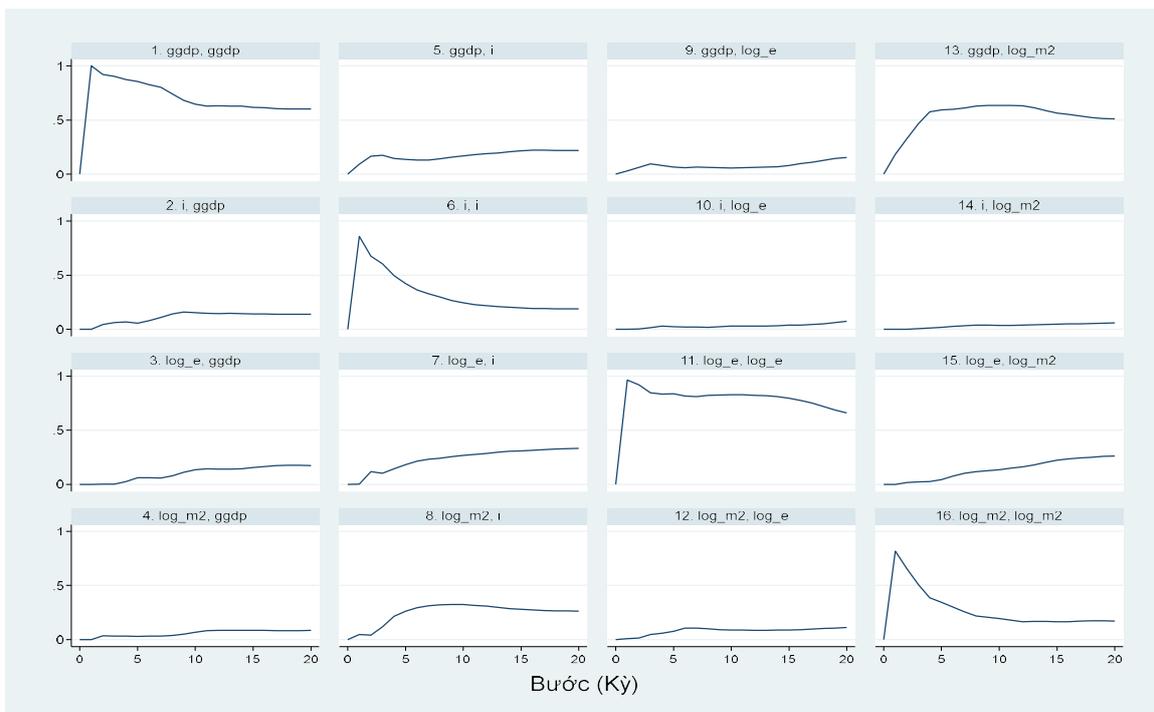
Để hiểu rõ hơn cách các cú sốc chính sách tiền tệ tác động đến tăng trưởng kinh tế, mô hình VECM được mở rộng phân tích thông qua hàm phản ứng xung (IRF). Kết quả IRF là cơ sở quan trọng để xác định kênh truyền dẫn chính của chính sách tiền tệ ở Nhật Bản trong giai đoạn nghiên cứu.

Hình 2 cho thấy tăng trưởng GDP phản ứng khá rõ rệt trước các cú sốc lãi suất. Cụ thể, ngay sau khi xảy ra cú sốc tăng lãi suất, GDP phản ứng dương trong ngắn hạn, đạt đỉnh vào khoảng bước 2 với giá trị gần 0,5. Tuy nhiên, tác động tích cực này nhanh chóng bị đảo ngược từ bước 4 trở đi, phản ứng của GDP chuyển sang âm, đạt mức thấp nhất ở khoảng bước 7 với giá trị xấp xỉ -0,7. Sau giai đoạn suy giảm mạnh, GDP dần phục hồi trở lại và dao động quanh mức 0 từ bước 10 trở đi, cho thấy tác động của lãi suất đối với tăng trưởng có tính chất tạm thời và nền kinh tế có xu hướng điều chỉnh về trạng thái cân bằng trong dài hạn.

Kết quả IRF thể hiện cả ngắn hạn (từ 1-5 quý đầu), trung hạn (6-12 quý) và dài hạn (sau 12 quý), qua đó giúp nhận diện rõ hơn cơ chế truyền dẫn của chính sách tiền tệ đến tăng trưởng kinh tế và các biến vĩ mô khác tại Nhật Bản. Tăng trưởng GDP của Nhật Bản có những phản ứng khác nhau trước cú sốc từ các công cụ chính sách tiền tệ. Cú sốc cung tiền M2 có tác động kích thích rõ rệt trong ngắn hạn, giúp GDP tăng trưởng mạnh mẽ, song hiệu ứng này cũng dần suy yếu về dài hạn. Giả thuyết H1a được ủng hộ.

Cú sốc tỷ giá hối đoái tạo ra tác động ngắn hạn tích cực nhưng không bền vững, sau đó GDP suy giảm và dao động quanh mức cân bằng. Ngược lại, cú sốc lãi suất gây tác động tiêu cực lên GDP, thể hiện qua sự suy giảm mạnh trong trung hạn dù bước đầu có ảnh hưởng dương, mặc dù về lâu dài nền kinh tế có xu hướng tự điều chỉnh về trạng thái cân bằng. Giả thuyết H1 được ủng hộ. Nhìn chung, kết quả IRF khẳng định rằng lãi suất chủ yếu mang tác động kiềm chế.

Hình 3. Biểu đồ phân rã phương sai sai số dự báo FEVD



Nguồn: Trích xuất từ STATA17.

Kết quả phân rã phương sai dự báo (FEVD) tại Hình 3 giúp làm rõ mức độ đóng góp của từng cú sốc trong việc giải thích biến động của các biến nội sinh theo thời gian, từ đó bổ sung cho kết quả IRF bằng cách chỉ ra tầm quan trọng tương đối của các nhân tố trong mô hình. Lãi suất có mối liên hệ mật thiết với cả tỷ giá và cung tiền, phản ánh sự gắn kết trên thị trường tài chính. Cú sốc nội sinh của mỗi biến vẫn là nguồn chủ đạo trong ngắn hạn, nhưng ở trung và dài hạn, các cú sốc chính sách và biến vĩ mô bên ngoài trở nên quan trọng hơn, nhất là đối với lãi suất cơ bản.

4.2. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Các kết quả ước lượng và kiểm định cho thấy tất cả các biến trong mô hình đều dừng ở bậc gốc hoặc sau khi sai phân bậc nhất. Mô hình VAR với độ trễ 9 được lựa chọn theo tiêu chí AIC và đáp ứng điều kiện ổn định và không còn tự tương quan bậc 2, đảm bảo cơ sở cho phân tích động. Kiểm định Johansen xác định tồn tại ba quan hệ đồng liên kết giữa tăng trưởng GDP, cung tiền M2, tỷ giá hối đoái và lãi suất cơ bản, cho phép ước lượng mô hình VECM với độ trễ 9 và hạng 3.

Trong mô hình VECM, cân bằng vĩ mô của Nhật Bản chủ yếu được duy trì thông qua chính sách tiền tệ, trong đó lãi suất giữ vai trò trung tâm trong dài hạn, vừa điều tiết cung tiền, vừa gắn với GDP và tỷ giá. Kết quả IRF và FEVD bổ sung lẫn nhau trong việc giải thích kênh truyền dẫn. IRF cho thấy cung tiền kích thích GDP mạnh mẽ trong ngắn hạn, trong khi tỷ giá chỉ tác động tích cực thoáng qua và nhanh chóng suy yếu, ngược lại, cú sốc lãi suất kìm hãm tăng trưởng, phù hợp với lý thuyết truyền thống. FEVD cho thấy về trung và dài hạn, biến động GDP lại được giải thích nhiều hơn bởi cú sốc tỷ giá, trong khi vai trò của cung tiền suy giảm. Như vậy, lãi suất vừa là công cụ điều chỉnh chu kỳ ngắn hạn, vừa là biến then chốt trong quan hệ cân bằng dài hạn, phản ánh sự gắn kết giữa thị trường tiền tệ và ngoại hối. Kết quả này tương đồng với một số nghiên cứu tại các nước có nền kinh tế phát triển bước vào dân số già (Abadi & cộng sự, 2023; Asriyan & cộng sự, 2025; Dosis, 2025; Fukuda, 2025; Lee & Werner, 2018). Điều này bổ sung cho lý thuyết tân cổ điển, cho thấy chính sách tiền tệ vẫn tác động đến tăng trưởng kinh tế của các nước có dân số già như Nhật Bản, nhưng dường như lãi suất đang kìm hãm tăng trưởng. Lãi suất âm trong thời gian dài đã không làm cho các doanh nghiệp Nhật Bản hấp thụ được (Oliver, 2015) bởi nhu cầu lao động khó đáp ứng được và phải nhập khẩu từ nước ngoài (Katagiri, 2021), hoặc tăng khả năng tiếp cận vốn của các công ty zombie. Tác động của chính sách tiền tệ đã không kích thích được sản xuất trong dài hạn, nhất là khi gặp các cú sốc kinh tế.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Kết quả nghiên cứu cho thấy lãi suất có tác động tiêu cực đến tăng trưởng GDP trong dài hạn tại các nước có nền kinh tế phát triển và bước vào thời kỳ dân số già. Lãi suất vẫn có ảnh hưởng trực tiếp đến GDP còn hạn chế nhưng lại giữ vai trò trung tâm trong quan hệ cân bằng dài hạn, điều chỉnh đồng thời cung tiền và tỷ giá, qua đó bảo đảm sự ổn định vĩ mô. Trong khi đó, GDP được xác định là biến ít chủ động điều chỉnh, phản ánh tính phụ thuộc của tăng trưởng vào định hướng chính sách tiền tệ. Các nghiên cứu về chính sách tiền tệ hoặc mô hình New-Keynesian có thể sử dụng kết quả này để xem xét ảnh hưởng của chính sách tiền tệ lên tăng trưởng kinh tế tại các nước bước vào thời kỳ dân số già.

Từ các kết quả trên, có thể rút ra một số hàm ý chính sách. Lãi suất dù chịu ràng buộc bởi mức thấp kéo dài vẫn phải được điều hành thận trọng, phối hợp chặt chẽ với các công cụ khác, vì đây là biến trung tâm bảo đảm sự điều chỉnh về cân bằng dài hạn. Ngân hàng Trung ương Nhật Bản có thể tiếp tục sử dụng cung tiền M2 như công cụ kích thích tức thời, song không nên kỳ vọng vào tác động lâu dài mà cần coi đây là biện pháp ngắn hạn nhằm đối phó với suy giảm chu kỳ. Ổn định tỷ giá cần được đặt lên hàng ưu tiên chiến lược, bởi biến động quá mức có thể lan tỏa sang lãi suất và thị trường tài chính, làm suy yếu hiệu quả truyền dẫn. Cuối cùng, để đạt tăng trưởng bền vững, chính sách tiền tệ cần gắn kết với tài khóa và cải cách cơ cấu để vừa tận dụng tác động ngắn hạn của cung tiền vừa củng cố nền tảng dài hạn cho nền kinh tế.

Tuy nhiên, nghiên cứu vẫn tồn tại một số hạn chế. Phần dư GDP không tuân theo phân phối chuẩn, phản ánh khả năng xuất hiện các cú sốc bất đối xứng như khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008, thảm họa kép năm 2011 hay đại dịch COVID-19. Ngoài ra, mô hình có thể nhạy cảm với điểm gãy cấu trúc và thứ tự biến trong phân tích phân rã phương sai (FEVD). Điều này gợi ý rằng kết quả cần được kiểm định độ bền vững

bằng các phương pháp nâng cao như bootstrap, SVAR với ràng buộc dấu hoặc các kỹ thuật nhận dạng khác. Ngoài ra, mô hình VECM trong nghiên cứu này thể hiện mối quan hệ cả ngắn hạn và dài hạn của các biến số, nhưng chưa được khai thác hết.

Do đó, hướng nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng mô hình bằng cách bổ sung thêm các biến về chính sách tài khóa, chỉ số điều kiện tài chính toàn cầu hoặc biến phản ánh kỳ vọng thị trường, nhằm đánh giá đầy đủ hơn bức tranh truyền dẫn chính sách tiền tệ. Bên cạnh đó, việc áp dụng các mô hình phi tuyến hoặc cho phép sự thay đổi tham số theo thời gian sẽ giúp kiểm soát tốt hơn tác động của các cú sốc lớn và phù hợp với đặc thù kinh tế Nhật Bản trong giai đoạn nhiều biến động. Như vậy, nghiên cứu này không chỉ cung cấp bằng chứng thực nghiệm quan trọng về vai trò của cung tiền, tỷ giá và lãi suất trong điều hành chính sách tiền tệ, mà còn mở ra những gợi ý hữu ích cho các nghiên cứu và hoạch định chính sách trong tương lai.

Tài liệu tham khảo

- Abadi, J., Brunnermeier, M. & Koby, Y. (2023). The reversal interest rate. *American Economic Review*, 113(8), 2084-2120. <https://doi.org/10.1257/aer.20190150>
- Akalpler, E. & Duhok, D. (2018). Does monetary policy affect economic growth: evidence from Malaysia. *Journal of Economic and Administrative Sciences*, 34(1), 2-20. <https://doi.org/10.1108/JEAS-03-2017-0013>
- Alimi, K., Chakroun, M. & Levieuge, G. (2019). Diagnosis of monetary policy in Tunisia during the last decade: a DSGE model approach. *Journal of the Knowledge Economy*, 10(1), 348-364. <https://doi.org/10.1007/s13132-017-0455-3>
- Arize, A.C., Osang, T. & Slottje, D.J. (2000). Exchange-rate volatility and foreign trade: evidence from thirteen LDC's. *Journal of Business & Economic Statistics*, 18(1), 10-17. <https://doi.org/10.1080/07350015.2000.10524843>
- Asriyan, V., Laeven, L., Martin, A., Van der Ghote, A. & Vanasco, V. (2025). Falling interest rates and credit reallocation: lessons from general equilibrium. *Review of Economic Studies*, 92(4), 2197-2227. <https://doi.org/10.1093/restud/rdae065>
- Auboin, M. & Ruta, M. (2013). The relationship between exchange rates and international trade: a literature review. *World Trade Review*, 12(3), 577-605. <https://doi.org/10.1017/S1474745613000025>
- Bajrami, R., Tafa, S., Gashi, A. & Hashani, M. (2024). Analysing the Impact of Money Supply on Economic Growth: A Panel Regression Approach for Western Balkan Countries (2000-2023). *Regional Science Policy & Practice*, 17(2), 100159. <https://doi.org/10.1016/j.rspp.2024.100159>
- Barguelli, A., Ben-Salha, O. & Zmami, M. (2018). Exchange rate volatility and economic growth. *Journal of Economic Integration*, 33(2), 1302-1336. <https://doi.org/10.11130/jei.2018.33.2.1302>
- Canova, F. (2011). *Methods for applied macroeconomic research*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctvcm4hrv>
- Carvelli, G., Bartoloni, E. & Baussola, M. (2024). Monetary policy and innovation in Europe: an SVAR approach. *Finance Research Letters*, 66, 105730. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.105730>
- Checo, A., Grigoli, F. & Sandri, D. (2024). *Monetary policy transmission in emerging markets: proverbial concerns, novel evidence*. Bank for International Settlements, Monetary and Economic Department.
- Dosis, A. (2025). Low interest rates, capital misallocation and welfare. *Journal of International Economics*, 157, 104096. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2025.104096>

-
- Fukuda, S.I. (2023). Evaluation of fiscal policy using alternative GDP data in Japan. *Japan and the World Economy*, 67, 101204. <https://doi.org/10.1016/j.japwor.2023.101204>
- Fukuda, S.I. (2025). Short-run and long-run consequences of unconventional monetary policy in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 77, 101375. <https://doi.org/10.1016/j.jjie.2025.101375>
- Heider, F., Saidi, F. & Schepens, G. (2019). Life below zero: Bank lending under negative policy rates. *The Review of Financial Studies*, 32(10), 3728-3761. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhz016>
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580. <https://doi.org/10.2307/2938278>
- Katagiri, M. (2021). Economic Consequences of Population Aging in Japan: effects through changes in demand structure. *The Singapore Economic Review*, 66(06), 1709-1731. <https://doi.org/10.1142/S0217590818420067>
- Kilian, L. (2006). New introduction to multiple time series analysis. *Econometric theory*, 22(5), 961-967. <https://doi.org/10.1017/S0266466606000442>
- King, R.G. & Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The quarterly journal of economics*, 108(3), 717-737. <https://doi.org/10.2307/2118406>
- Lee, K.S., & Werner, R.A. (2018). Reconsidering monetary policy: An empirical examination of the relationship between interest rates and nominal GDP growth in the US, UK, Germany and Japan. *Ecological Economics*, 146, 26-34. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2017.08.013>
- Mishkin, F.S. (2009). Globalization, macroeconomic performance, and monetary policy. *Journal of money, credit and Banking*, 41, 187-196. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2008.00204.x>
- Mishkin, F.S. (2019). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. Pearson Education Limited.
- Modugu, K.P. & Dempere, J. (2022). Monetary policies and bank lending in developing countries: evidence from Sub-Saharan Africa. *Journal of Economics and Development*, 24(3), 217-229. <https://doi.org/10.1108/JED-09-2021-0144>
- Moyo, C. & Le Roux, P. (2019). Interest rate reforms and economic growth in SADC countries: The savings and investment channel. *Scientific Annals of Economics and Business*, 66(4), 507-523. <https://doi.org/10.47743/saeb-2019-0039>
- Obiaje, E. (2023). Impact of Monetary Policy on Economic Growth in Nigeria: 1985-2022. *Asian Journal of Economics, Business and Accounting*, 23(24), 27-38. <https://doi.org/10.9734/ajeba/2023/v23i241184>
- OECD (2023). *Economic Outlook*. https://www.oecd.org/en/publications/oecd-economic-outlook/volume-2023/issue-2_7a5f73ce-en.html.
- Oliver, M. (2015). Population ageing and economic growth in Japan. *International Journal of Sociology and Social Policy*, 35(11/12), 841-863. <https://doi.org/10.1108/IJSSP-02-2015-0018>
- Orphanides, A. & Norden, S.V. (2002). The unreliability of output-gap estimates in real time. *Review of Economics and Statistics*, 84(4), 569-583. <https://doi.org/https://www.jstor.org/stable/3211719>
- Rahman, M.M., Rana, R.H. & Barua, S. (2019). The drivers of economic growth in South Asia: evidence from a dynamic system GMM approach. *Journal of Economic Studies*, 46(3), 564-577. <https://doi.org/10.1108/JES-01-2018-0013>
- Razia, A. & Omarya, M. (2022). The impact of the broad money supply (M2) on economic growth per capita in Palestine. *EuroMid Journal of Business and Tech-innovation (EJBT)*, 5(2), 1-10. <https://doi.org/10.51325/ijbeg.v5i2.86>
- Siddiqui, D.A. & Ahmed, Q.M. (2013). The effect of institutions on economic growth: A global analysis based on GMM
-

dynamic panel estimation. *Structural Change and Economic Dynamics*, 24, 18-33. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2012.12.001>

Stone, C. (2017). *Economic growth: Causes, benefits, and current limits*. Center on Budget and Policy Priorities. cbpp.org/research/economy/economic-growth-causesbenefits-and-current-limits.

Takahashi, W. (2024). Monetary policy in Japan: a review of the Heisei period. In Takeda, H. & Watanabe, J. (Eds.), *Rethinking Japanese Economic Policy at the Turn of the 21st Century. Advances in Japanese Business and Economics* (Vol. 34, pp. 179-209). Springer. https://doi.org/10.1007/978-981-97-5512-7_7

Wang, Y. & Zhu, Y. (2021). The financing and investment crowding-out effect of zombie firms on non-zombie firms: Evidence from China. *Emerging Markets Finance and Trade*, 57(7), 1959-1985. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2019.1711370>

Winarno, S., Usman, M. & Kurniasari, D. (2021). Application of vector error correction model (VECM) and impulse response function for daily stock prices. *Journal of Physics: Conference Series*, 1751(1), 012016. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/1751/1/012016>

Zhang, C. & Zheng, N. (2020). Monetary policy and financial investments of nonfinancial firms: New evidence from China. *China Economic Review*, 60, 101420.