

Mục lục

Ảnh hưởng tương tác của chính phủ điện tử và kiểm soát tham nhũng đến tổng thu thuế - Nghiên cứu tại các quốc gia có thu nhập thấp và trung bình Châu Á <i>Trần Xuân Hằng, Trần Nhân Nghĩa</i>	2
Chuyển đổi xanh, lãi suất cho vay và thể chế ảnh hưởng đến lạm phát: Bằng chứng thực nghiệm từ các quốc gia Đông Nam Á <i>Nguyễn Quang Minh</i>	11
Tác động của chi tiêu công cho khu vực xã hội đến tăng trưởng kinh tế: Xem xét vai trò điều tiết của chỉ số phát triển công nghệ thông tin <i>Cao Tấn Huy, Nguyễn Thị Bảo Ngọc, Trần Khánh Quỳnh</i>	20
Tác động của mức độ không đồng nhất giữa ESG và xếp hạng tín nhiệm quốc gia đến biến động dòng vốn danh mục tại các nền kinh tế mới nổi châu Á <i>Nguyễn Vũ Thân</i>	31
Đầu tư trực tiếp nước ngoài, số hóa và thể chế trong mối quan hệ với chất lượng môi trường tại Châu Á <i>Nguyễn Việt Hồng Anh, Phạm Thanh Truyền</i>	41
Tác động của tự do hóa tài khoản vốn và chất lượng thể chế đến vốn hóa thị trường chứng khoán tại các thị trường nổi Châu Á và Việt Nam <i>Trần Văn Trung</i>	52
Ảnh hưởng của tỷ giá thực và lạm phát tới cán cân thương mại giữa Việt Nam và Nhật Bản <i>Trần Thị Phương Mai, Trần Việt Trang</i>	63
Tiếp cận đa chiều trong đo lường thanh khoản và phân tích biến động thị trường: Bằng chứng từ Việt Nam <i>Chu Thị Thanh Trang</i>	74
Cân bằng giữa nguồn lực và công nghệ: Vai trò của lãnh đạo đổi mới và AI trong hiệu quả làm việc của nhân viên tại các doanh nghiệp nhỏ và vừa <i>Phạm Thị Quỳnh Nga, Lâm Quốc Bảo, Trần Yến Hào</i>	84
ESG và khả năng chống chịu tài chính: Vai trò điều tiết của văn hóa doanh nghiệp trong thời kỳ biến động kinh tế <i>Nguyễn Bằng Phi, Trương Văn Nam</i>	94
Mối quan hệ giữa nhận thức về lợi ích, thái độ ủng hộ và hành vi tham gia của doanh nghiệp du lịch trong phát triển du lịch sáng tạo ở Việt Nam <i>Đào Minh Ngọc, Bùi Thị Hồng Việt</i>	103
Chất lượng đồn tích, tín dụng thương mại và tín dụng ngân hàng: trường hợp của các doanh nghiệp niêm yết Việt Nam <i>Nguyễn Thanh Liêm</i>	112
Tác động phi tuyến của tạo thanh khoản đến ổn định tài chính của các ngân hàng thương mại Việt Nam – vai trò của tỷ lệ an toàn vốn <i>Nguyễn Thị Mỹ Linh</i>	122
Tập trung ngân hàng và ổn định ngân hàng dưới góc nhìn các phân vị <i>Phạm Tiến Đạt, Tô Thị Hồng Gấm</i>	132
Mối quan hệ giữa trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến và ý định giới thiệu: Vai trò trung gian của tình yêu thương hiệu trong bối cảnh du lịch Quảng Ninh <i>Trương Minh Kỳ</i>	142
Tác động của truyền miệng điện tử đến sự hài lòng của du khách nghỉ dưỡng: Bằng chứng thực nghiệm tại khu vực Đông Nam Bộ <i>Nguyễn Bá Gia Luân, Lê Ngô Ngọc Thu</i>	152

ẢNH HƯỞNG TƯƠNG TÁC CỦA CHÍNH PHỦ ĐIỆN TỬ VÀ KIỂM SOÁT THAM NHŨNG ĐẾN TỔNG THU THUẾ - NGHIÊN CỨU TẠI CÁC QUỐC GIA CÓ THU NHẬP THẤP VÀ TRUNG BÌNH CHÂU Á

Trần Xuân Hằng*

Trường đại học Tài chính - Marketing

Email: tranxuanhang@ufm.edu.vn

Trần Nhân Nghĩa

Trường đại học Tài chính - Marketing

Email: trannhannghia@ufm.edu.vn

Mã bài báo: JED-2822

Ngày nhận: 01/01/2026

Ngày nhận bản sửa: 29/03/2026

Ngày duyệt đăng: 30/03/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2822

Tóm tắt

Bài báo nghiên cứu ảnh hưởng tương tác của chính phủ điện tử và kiểm soát tham nhũng đến tổng thu thuế tại 12 quốc gia có thu nhập thấp và trung bình ở khu vực Châu Á từ 2003 – 2023 bằng phương pháp hồi quy System Generalized Method of Moments (Sys - GMM) đối với dữ liệu bảng cân bằng. Kết quả cho thấy chính phủ điện tử và kiểm soát tham nhũng tác động tích cực đến số thu thuế, nghĩa là việc triển khai các dịch vụ công trực tuyến và thể chế chính trị tốt sẽ làm tăng thu thuế cho ngân sách. Ngoài ra khi xem xét vai trò điều tiết của kiểm soát tham nhũng trong mối quan hệ giữa chính phủ điện tử và số thu thuế là tiêu cực, phản ánh thực trạng tham nhũng tại các quốc gia này còn cao gây ảnh hưởng đến việc ứng dụng dịch vụ công trực tuyến trong công tác quản lý thuế. Từ kết quả nghiên cứu, tác giả đề xuất một số kiến nghị nhằm cải thiện thể chế chính trị để tăng cường minh bạch trong công tác quản lý.

Từ khóa: Chính phủ điện tử, kiểm soát tham nhũng, tổng thu thuế.

Mã JEL: H11, H71, D73

The interactive effect of e-government and corruption control on tax revenue – A study in low and middle-income countries in Asia

Abstract

This study examines the interactive effects of e-government and corruption control on tax revenue in 12 low- and middle-income countries in Asia from 2003 to 2023, using the System Generalized Method of Moments (Sys-GMM) regression approach applied to the balanced panel data. The empirical results indicate that both e-government development and corruption control have positive impacts on tax revenue, suggesting that the implementation of online public services and strong political institutions contributes to increased government tax collection. Furthermore, when analyzing the moderating role of corruption control in the relationship between e-government and tax revenue, the effect is found to be negative. This finding reflects the persistently high level of corruption in the studied countries, which undermines the effectiveness of digital public service adoption in tax administration. Based on these results, the author proposes several policy recommendations to improve political institutions and enhance transparency in public-sector management.

Keywords: Corruption control, e-government, tax revenue.

JEL codes: H11, H71, D73

1. Giới thiệu vấn đề

Trong bối cảnh toàn cầu hóa và chuyển đổi số, các chính phủ phải đối mặt với áp lực ngày càng lớn trong việc nâng cao năng lực quản trị và huy động nguồn lực tài chính công nhằm đáp ứng nhu cầu phát triển kinh tế - xã hội (Kochanova & cộng sự, 2020). Vì vậy các quốc gia đều quan tâm đến việc tăng nguồn thu, đặc biệt là từ thuế. Sự phát triển của chính phủ điện tử (CPĐT) đã mở ra cơ hội hiện đại hóa khu vực công thông qua việc cung cấp dịch vụ công trực tuyến, giảm chi phí tuân thủ và tăng tính minh bạch trong quản lý thuế (Chaouali & cộng sự, 2016). Các nghiên cứu trước đây cho thấy việc ứng dụng công nghệ số có thể góp phần nâng cao hiệu quả thu thuế thông qua giảm tiếp xúc trực tiếp giữa người nộp thuế và cơ quan quản lý, tăng khả năng giám sát và cải thiện mức độ tuân thủ (Bhuasiri & cộng sự, 2016).

Tuy nhiên, hiệu quả của CPĐT không chỉ phụ thuộc vào yếu tố công nghệ mà còn chịu ảnh hưởng đáng kể từ môi trường thể chế. Đặc biệt tại các nước có thu nhập thấp và trung bình, tình trạng tham nhũng và chất lượng quản trị công còn hạn chế có thể làm suy giảm hiệu quả của các sáng kiến số trong khu vực công và phải đối mặt với những thách thức trong việc nâng cao năng lực thuế (Besley & Persson, 2014). Khi chính phủ không kiểm soát được tham nhũng, làm cho tham nhũng lan rộng gây giảm văn hóa tuân thủ, do đó thúc đẩy trốn thuế (Vincent, 2021). Những thể chế chính trị yếu kém này tạo ra một môi trường bất lợi cho sự phát triển của CPĐT, có thể ảnh hưởng đến việc thu thuế. Mặc dù đã có nhiều nghiên cứu xem xét riêng lẻ tác động của CPĐT hoặc tham nhũng đến thu thuế (Baum & cộng sự, 2017), nhưng ít có bằng chứng thực nghiệm về vai trò điều tiết của kiểm soát tham nhũng trong mối quan hệ giữa CPĐT và tổng thu thuế, đặc biệt tại các quốc gia thu nhập thấp và trung bình ở châu Á.

Xuất phát từ khoảng trống nghiên cứu này, bài viết nhằm phân tích tác động của chính phủ điện tử đến tổng thu thuế tại 12 quốc gia có thu nhập thấp và trung bình ở châu Á trong giai đoạn 2003–2023, đồng thời đánh giá vai trò điều tiết của kiểm soát tham nhũng trong mối quan hệ này. Thông qua cách tiếp cận dữ liệu bảng và các phương pháp ước lượng hiện đại, nghiên cứu góp phần bổ sung bằng chứng thực nghiệm về mối liên hệ giữa chuyển đổi số khu vực công, chất lượng thể chế và năng lực huy động nguồn thu ngân sách.

2. Khung khái niệm và các mô hình lý thuyết

2.1. Khái niệm về chính phủ điện tử

Công nghệ thông tin (CNTT) ngày càng đóng vai trò quan trọng, làm thay đổi sâu sắc cách thức làm việc, kinh doanh và quản trị. Trên bình diện chính phủ, việc ứng dụng công nghệ được kỳ vọng nâng cao chất lượng cung cấp hàng hoá và dịch vụ công thông qua quy trình cải tiến quản lý, đồng thời góp phần định hình lại các khái niệm truyền thống về quyền công dân và dân chủ. Các định nghĩa về CPĐT cũng rất đa dạng từ việc sử dụng công nghệ nhằm khắc phục các rào cản của hệ thống quản lý dựa trên giấy tờ truyền thống (OECD, 2002), cải thiện khả năng tiếp cận và cung cấp dịch vụ công cho người dân và doanh nghiệp, đến việc ứng dụng CNTT dựa trên internet nhằm nâng cao trách nhiệm giải trình và hiệu quả hoạt động của chính phủ (Berdykhanova & cộng sự, 2010). Nhìn chung, các cách tiếp cận này đều thống nhất rằng CPĐT gắn với quá trình số hóa thủ tục hành chính, đổi mới phương thức quản trị và tăng cường tương tác giữa chính phủ với người dân, doanh nghiệp và cộng đồng (Rogers, 2003).

Để lượng hóa mức độ phát triển của CPĐT, bài viết sử dụng chỉ số phát triển chính phủ điện tử (E – Government Development Index - EGDI). Chỉ số này được kết hợp bởi ba chỉ số riêng bao gồm:

a. *Chỉ số dịch vụ trực tuyến (OSI)*: là chỉ số định lượng độc quyền do Vụ Kinh tế và Xã hội của Liên hợp quốc (UN DESA) phát triển nhằm đánh giá cách Chính phủ tận dụng các công nghệ kỹ thuật số để tăng cường quản trị điện tử và sự tham gia của công chúng.

b. *Chỉ số cơ sở hạ tầng viễn thông (TII)*: đóng vai trò quan trọng trong việc xác định năng lực phát triển chính phủ điện tử của một quốc gia, vì cơ sở hạ tầng mạnh là điều cần thiết để cung cấp các dịch vụ kỹ thuật số và tạo điều kiện cho các tương tác trực tuyến giữa chính phủ và công dân. Chỉ số Cơ sở hạ tầng viễn thông là tổng hợp trung bình số học của bốn chỉ số: (i) Người dùng Internet (IU, %); (ii) Số thuê bao di động trên 100 dân (MS); (iii) Đăng ký băng thông rộng di động đang hoạt động (AM); (iv) Đăng ký băng thông rộng cố định trên 100 cư dân (AF).

c. *Chỉ số vốn con người (HCI)*: phản ánh khía cạnh con người của chính phủ điện tử, nhấn mạnh tầm quan trọng của việc liên kết các hệ thống chính phủ kỹ thuật số với khả năng sử dụng của công dân.

2.2. Khái niệm về tham nhũng

Tham nhũng từ lâu được xem là một hiện tượng gắn liền với hành vi con người và cấu trúc các mối quan hệ giữa con người với nhau, chịu ảnh hưởng bởi lối sống cũng như sự phân bổ địa vị và quyền lực. Một thách thức lớn trong nghiên cứu về tham nhũng là sự thiếu thống nhất về khái niệm. Theo Gardiner (1970) tham nhũng là một thực tế “dai dẳng và phổ biến của xã hội”, gần như không cuộc cải cách nào có thể loại bỏ nó hoàn toàn. Shleifer & Vishny (1993) định nghĩa tham nhũng là hành vi quan chức chính phủ nhận hối lộ thông qua việc bán tài sản công nhằm thu lợi cá nhân. Nhìn chung, tham nhũng được hiểu là việc các công chức, quan chức, chính trị gia sử dụng quyền do công chúng giao cho họ để thúc đẩy lợi ích kinh tế riêng gây thiệt hại cho lợi ích chung. Nếu bị phát hiện, những hành vi này có thể bị coi là bất hợp pháp hoặc vấp phải phản ứng mạnh mẽ từ công chúng. Theo Tổ chức Minh bạch Quốc tế định nghĩa tham nhũng là “lạm dụng quyền lực được giao để thu lợi riêng”, hầu như các tài liệu về tham nhũng đều tập trung vào hối lộ hoặc lợi ích cá nhân. Lợi ích cá nhân này được các doanh nhân thực hiện để tránh thuế và quy định hoặc để giành được các hợp đồng công (Borlea & cộng sự, 2017).

Tóm lại, tham nhũng là một hiện tượng xuyên hệ thống, xuyên thời gian và xuyên văn hóa, tồn tại trong mọi hình thức chính phủ. Các hành vi tham nhũng được coi là những quyết định được tính toán cẩn thận nhằm tối đa hóa lợi ích cho các bên liên quan, nhưng cuối cùng lại phải trả giá đắt cho xã hội. Cách tiếp cận này đối với tham nhũng ngày càng trở nên phổ biến, đặc biệt là trong số các nhà kinh tế học và nhà khoa học chính trị, những người đã sử dụng mô hình kinh tế học chi phí giao dịch hoặc mô hình đại lý chính trong công việc của họ.

3. Tổng quan nghiên cứu

Sự bùng nổ của Internet đã thay đổi căn bản cách thức giao tiếp và quản trị từ khu vực tư nhân đến chính phủ. Theo lý thuyết hệ thống xã hội – kỹ thuật của Trist & Bamforth (1951), công nghệ chỉ thực sự phát huy hiệu quả khi có sự kết hợp hài hòa giữa kỹ thuật và con người. Về mặt thực nghiệm, Kochanova và cộng sự (2020) chứng minh dịch vụ công trực tuyến giúp giảm chi phí tuân thủ, rút ngắn thời gian nộp thuế và hạn chế tình trạng hối lộ của cán bộ thuế ở khu vực Châu Âu và Trung Á. Tương tự, Nnyanzi và cộng sự (2018) khẳng định công nghệ thúc đẩy số thu thuế tại Đông Phi giai đoạn 1990 - 2014, đồng thời nhấn mạnh vai trò của thể chế và kiểm soát tham nhũng trong việc tạo môi trường minh bạch cho tăng trưởng bền vững.

Bên cạnh đó, việc áp dụng các công nghệ tiên tiến như Blockchain hay các Ngôn ngữ báo cáo kinh doanh mở rộng (XBRL) giúp chuẩn hóa dữ liệu, tự động hóa hệ thống và giảm thiểu rủi ro gian lận (Mosteanu & Faccia, 2020). Những công cụ này không chỉ tiết kiệm chi phí mà còn gia tăng độ tin cậy cho báo cáo tài chính. Tuy nhiên, hiệu quả của CPĐT phụ thuộc lớn vào nguồn nhân lực và hạ tầng công nghệ. Theo Lewis-Faupel (2016) và Kochanova và cộng sự (2020), CPĐT có thể thất bại nếu doanh nghiệp thiếu kết nối Internet ổn định, tốn quá nhiều nguồn lực để thích ứng hoặc nếu tình trạng thông đồng với cán bộ thuế để trốn thuế vẫn tiếp diễn.

Như vậy, việc triển khai CPĐT đóng vai trò then chốt giúp tăng tổng thu thuế nhờ tối ưu hóa quản lý và giảm tham nhũng. Công nghệ cho phép cơ quan thuế (CQT) phân tích dữ liệu lớn để thu hẹp khoảng cách thu (Nose & cộng sự, 2025). Hệ thống hóa đơn và khai thuế điện tử giúp đối chiếu giao dịch tức thời, hạn chế gian lận và tạo “dấu vết điện tử” khiến người nộp thuế e ngại việc vi phạm (Wu & cộng sự, 2012; Bellon & cộng sự, 2022). Đồng thời, máy tính tiền trực tuyến giúp kiểm soát hiệu quả khu vực kinh tế tiền mặt. Bên cạnh đó, CPĐT còn giảm đến 40% gánh nặng hành chính và sai sót tính toán thông qua các tờ khai điền sẵn, tạo điều kiện thuận lợi cho doanh nghiệp tuân thủ (Nimer & cộng sự, 2022). Do đó, giả thuyết nghiên cứu về mối quan hệ giữa CPĐT và tổng thu thuế như sau:

H₁: Áp dụng CPĐT có tác động tích cực đến tổng thu thuế.

CPĐT thông qua các hệ thống như khai báo và thanh toán thuế trực tuyến (e-filing), đóng vai trò cốt lõi trong việc hiện đại hóa quản trị và tăng cường minh bạch (Lee & cộng sự, 2018; Kochanova & cộng sự, 2020). Việc số hóa giúp giảm tương tác trực tiếp, hạn chế quyền hạn tùy nghi của công chức và giảm cơ hội trục lợi (Ali & cộng sự, 2022; Kochanova & cộng sự, 2020). Tuy nhiên, hiệu quả của CPĐT thường bị kìm hãm bởi môi trường thể chế yếu kém hoặc cải cách thiếu đồng bộ (Kochanova & cộng sự, 2020; Sadik-Zada & cộng sự, 2024). Theo lý thuyết người đại diện của Klitgaard (1988), tham nhũng nảy sinh từ sự kết hợp giữa quyền tùy nghi và thiếu cơ chế giám sát trong bộ máy công quyền, gây thất thoát ngân sách và bất công bằng xã hội (Arif & Rawat, 2018).

Do đó, kiểm soát tham nhũng hiệu quả tạo ra một nền tảng thể chế lành mạnh, đảm bảo các lợi ích về minh bạch và hiệu quả của CPĐT được hiện thực hóa một cách đầy đủ (Ali & cộng sự, 2022; Sadik-Zada & cộng sự, 2024). Khi tham nhũng được kiểm soát tốt, lòng tin của người dân vào chính phủ tăng lên, dẫn đến thái độ tuân thủ thuế tự nguyện tích cực hơn và bộ máy quản lý thuế vận hành liền chính hơn (Arif & Rawat, 2018; Sadik-Zada & cộng sự, 2024). Do đó, mức độ kiểm soát tham nhũng càng cao sẽ càng thúc đẩy CPĐT phát huy tối đa tiềm năng trong việc giảm thiểu trốn thuế và tối ưu hóa tổng thu ngân sách quốc gia (Arif & Rawat, 2018; Kochanova & cộng sự, 2020). Do đó, giả thuyết nghiên cứu thứ hai như sau:

H₂: Kiểm soát tham nhũng có ảnh hưởng tích cực đến mối quan hệ giữa CPĐT và tổng thu thuế.

4. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu thực nghiệm tại 12 quốc gia có thu nhập thấp và trung bình khu vực Châu Á trong giai đoạn 2003–2023. Dữ liệu nghiên cứu được tác giả khai thác từ Chỉ số phát triển thế giới (World Development Indicators – WDI) là cơ sở dữ liệu của Ngân hàng thế giới và Liên Hợp Quốc (United Nation). Tiêu chí lựa chọn 12 quốc gia có thu nhập thấp và trung bình khu vực Châu Á này trong nghiên cứu này bao gồm sự kết hợp giữa các chỉ số kinh tế và phân loại của Worldbank. Thứ nhất, bài viết xem xét các chỉ số kinh tế cụ thể ngoài GNI bình quân đầu người, chẳng hạn như tốc độ tăng trưởng GDP, tỷ lệ nghèo đói và mức độ việc làm để đảm bảo tính toàn diện về tình trạng phát triển kinh tế của các quốc gia được chọn. Thứ hai, ưu tiên các quốc gia có dữ liệu đầy đủ và phù hợp cho các biến quan tâm.

Dựa trên lý thuyết hệ thống xã hội - kỹ thuật của Trist & Bamforth (1951), sự phát triển của CPĐT làm tăng tổng thu thuế. Công nghệ là một yếu tố then chốt đối với tổng thu thuế của Mosteanu & Faccia (2020). Do đó, mô hình nghiên cứu được đề xuất như sau:

$$\text{Taxreit} = \alpha + \alpha_1 \text{egovit} + \alpha_2 \text{Xit} + \text{eit} \quad (1)$$

Trong đó: Taxreit đại diện cho tổng thu thuế của quốc gia *i* trong thời gian *t*; egovit đại diện cho CPĐT của quốc gia *i* trong thời gian *t*; Xit là các biến kiểm soát bao gồm: tham nhũng (*cor*), thu nhập bình quân đầu người (*gdp*), số cá nhân sử dụng internet (*inter*), số máy chủ internet (*secure*), số thuê bao di động (*mobi*), tỷ lệ thất nghiệp (*unem*).

Bảng 1. Mô tả các biến

Ký hiệu	Biến	Mô tả	Nguồn
<i>taxre</i>	Tổng thu thuế/GDP (%)	Chỉ số này được biểu thị bằng tỷ lệ % của Tổng sản phẩm quốc nội (GDP).	WDI
<i>egov</i>	Chính phủ điện tử (EGDI)	Chỉ số này là một biện pháp tổng hợp đánh giá mức độ sẵn sàng, năng lực và tiến độ của một quốc gia trong việc sử dụng CPĐT từ đề cung cấp các dịch vụ công.	United Nation
<i>cor</i>	Kiểm soát tham nhũng	Kiểm soát tham nhũng phản ánh nhận thức về mức độ quyền lực công được sử dụng vì lợi ích cá nhân, bao gồm cả các hình thức tham nhũng nhỏ và lớn, cũng như việc “chiếm đoạt” nhà nước bởi giới tinh hoa và các nhóm lợi ích tư nhân. Ước tính đưa ra điểm số là dao động từ khoảng -2,5 đến 2,5.	WGI
<i>gdp</i>	Thu nhập bình quân đầu người	GDP bình quân đầu người theo giá cố định 2015 (USD/người) được biểu thị theo giá cố định.	WDI
<i>inter</i>	Số cá nhân sử dụng internet (% dân số)	Người dùng internet là những cá nhân đã sử dụng Internet (từ bất kỳ vị trí nào) trong 3 tháng qua.	WDI
<i>secure</i>	Số máy chủ internet (trên 1 triệu người)	Số lượng chứng chỉ TLS/SSL riêng biệt, được công khai tin cậy tìm thấy trong Khảo sát máy chủ bảo mật Netcraft (theo quốc gia lưu trữ), trên 1 triệu người.	WDI
<i>mobi</i>	Số thuê bao di động	Chỉ số này bao gồm số lượng thuê bao trả sau và số lượng tài khoản trả trước đang hoạt động; áp dụng cho tất cả các thuê bao di động cung cấp dịch vụ liên lạc thoại; không bao gồm các thuê bao qua thẻ dữ liệu hoặc modem USB, thuê bao dịch vụ dữ liệu di động công cộng, dịch vụ vô tuyến di động trung kế riêng, dịch vụ telepoint, dịch vụ nhắn tin vô tuyến và dịch vụ đo từ xa.	WDI
<i>unem</i>	Tỷ lệ thất nghiệp (% tổng lực lượng lao động)	Thất nghiệp là tỷ lệ lực lượng lao động không có việc làm nhưng có khả năng và đang tìm kiếm việc làm.	WDI

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Từ mô hình nghiên cứu (1), nghiên cứu mở rộng xem xét vai trò của tham nhũng điều tiết mối quan hệ giữa CPĐT và tổng thu thuế. Mô hình nghiên cứu thực nghiệm như sau:

$$Taxre_{it} = \alpha + \alpha_1 egov_{it} + \alpha_2 egov_{it} * cor_{it} + \alpha_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Theo trong phương trình thực nghiệm (2), bài báo quan tâm đến hệ số hồi quy của biến tương tác $egov_{it} * cor_{it}$. Hệ số α_2 thể hiện hiệu ứng của biến tương tác chính phủ điện tử và tham nhũng. Theo Wooldridge (2012) nếu $\alpha_2 < 0$ thì phương trình (2) cho thấy kiểm soát tham nhũng tăng lên sẽ làm giảm tác động của CPĐT đến tổng thu thuế. Ngược lại, nếu $\alpha_2 > 0$ cho thấy kiểm soát tham nhũng tăng lên sẽ làm tăng tác động của CPĐT đến tổng thu thuế. Như vậy, biến tương tác chính là cách đo lường tác động gián tiếp của CPĐT hoặc tham nhũng hoặc cả hai lên tổng thu thuế.

Bảng 2. Danh sách các quốc gia trong mẫu khảo sát

STT	Quốc gia	Thu nhập bình quân (USD/người/năm)
1	Bangladesh	2.551
2	Bhutan	3.831,3
3	Cambodia	2.429,7
4	India	2.530,1
5	Lào	2.066,9
6	Liên bang Micronesia	3.919,6
7	Myanmar	1.233,2
8	Nepal	1.382,3
9	Papua New Guinea	2.966,1
10	Philippines	3.804,1
11	Solomon Islands	1.882,6
12	Việt Nam	4.323,4

Nguồn: World Development Indicators (2024)¹

Bảng 3. Thống kê mô tả

Tên biến (Variable)	Số quan sát (Obs)	Giá trị trung bình (Mean)	Độ lệch chuẩn (Std. Dev)	Giá trị tối thiểu (Min)	Giá trị tối đa (Max)
<i>taxre</i>	252	12,583	5,12	2,21	26,606
<i>egov</i>	252	0,357	0,131	0,045	0,689
<i>cor</i>	252	-0,606	0,654	-1,673	1,618
<i>gdp</i>	252	1.749,74	771,167	411,498	3.775,464
<i>inter</i>	252	21,335	22,25	0,024	88,4
<i>secure</i>	252	156,673	590,46	0,02	5.256,308
<i>mobi</i>	252	9,44	2,41	1,060	1,18
<i>unem</i>	252	3,441	2,89	0,119	12,975

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu bằng phần mềm Stata

Bảng 4. Ma trận tương quan giữa các biến và chỉ số phóng đại phương sai VIF

	<i>taxre</i>	<i>egov</i>	<i>Cor</i>	<i>gdp</i>	<i>Inter</i>	<i>mobi</i>	<i>secure</i>	VIF
<i>egov</i>	0,27* (0,00)							1,67
<i>cor</i>	0,20* (0,00)	0,28* (0,00)						1,55
<i>gdp</i>	0,18* (0,00)	0,31* (0,00)	0,47* (0,00)					2,94
<i>inter</i>	-0,13* (0,04)	0,50* (0,00)	0,32* (0,00)	0,67* (0,00)				2,52
<i>mobi</i>	0,10 (0,10)	0,28* (0,00)	0,07 (0,25)	0,04 (0,47)	0,11* (0,05)			1,26
<i>secure</i>	-0,14* (0,02)	0,45* (0,00)	0,15* (0,00)	0,42* (0,00)	0,52* (0,00)	0,10* (0,08)		1,54
<i>unem</i>	-0,02 (0,70)	-0,01* (0,78)	0,12* (0,05)	-0,31* (0,00)	-0,04 (0,48)	0,32* (0,00)	-0,04 (0,52)	1,57

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu bằng phần mềm Stata.

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu bảng (panel data) được hồi quy theo các phương pháp ước lượng tác động ngẫu nhiên (REM) và ước lượng tác động cố định (FEM) và hồi quy GMM hệ thống (Sys – GMM) bằng phần mềm Stata.

Kết quả ma trận tương quan (Bảng 4) cho thấy phần lớn các biến độc lập có mối tương quan ở mức thấp đến trung bình, với hệ số tương quan tuyệt đối đều nhỏ hơn 0,7, hàm ý nguy cơ đa cộng tuyến nghiêm trọng là không đáng kể. Một số cặp biến có tương quan dương và có ý nghĩa thống kê, chẳng hạn giữa *egov* và *inter*, *gdp* và *inter*, phản ánh mối liên hệ kinh tế hợp lý giữa việc sử dụng Internet với phát triển chính phủ điện tử và mức độ phát triển kinh tế. Đồng thời, các giá trị VIF của tất cả các biến đều nhỏ hơn ngưỡng 4, dao động từ 1,26 đến 2,94, cho thấy mô hình không gặp vấn đề đa cộng tuyến và các biến độc lập được lựa chọn là phù hợp cho phân tích hồi quy tiếp theo.

5. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Bảng 5. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm

Biến	REM		FEM		Sys - GMM	
	Coeff	t-stat	Coeff	t-stat	Coeff	t-stat
<i>l.taxre</i>					0,681***	4,86
<i>egov</i>	3,561**	2,16	3,284***	1,99	3,755*	1,91
<i>cor</i>	0,021*	1,04	0,073*	1,13	6,370**	2,39
<i>gdp</i>	0,002***	4,49	0,002***	4,32	0,013**	2,62
<i>inter</i>	-0,045***	-4,09	-0,043***	-3,87	-0,237***	-3,14
<i>secure</i>	-0,006***	-2,92	-0,0064***	-2,82	-0,0008	-1,06
<i>mobi</i>	6,96***	8,27	0,0007***	3,31	0,0005*	1,88
<i>unem</i>	-0,248*	-1,75	-0,267*	-1,80	-1,769**	-2,51
<i>cons</i>	8,83***	5,14	9,004***	7,54	29,27**	2,23
VIF		1,86				
Year		Yes				
Hausman		0,00				
Modified Wald		0,00				
Wu - Hausman		0,03				
AR2					0,513	
Sargan					0,268	
Hansen					0,948	

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu bằng phần mềm Stata.

Để đánh giá tác động của CPĐT đến tổng thu thuế tại các quốc gia có thu nhập thấp và trung bình ở khu vực Châu Á, bài viết sử dụng các phương pháp hồi quy FEM, REM và sys - GMM. Kết quả hệ số VIF là 1,86 cho thấy không có hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng trong mô hình nghiên cứu. Kiểm định Hausman để lựa chọn mô hình phù hợp. Kết quả cho thấy hệ số p-value có giá trị 0,00, kết luận sử dụng mô hình FEM là phù hợp. Tuy nhiên khi kiểm định các khuyết tật của mô hình có kết quả kiểm định Wald là p-value = 0,00 < 5% và kiểm định Wu – Hausman là p-value = 0,03 < 5% cho thấy mô hình FEM có hiện tượng phương sai thay đổi và nội sinh. Phương pháp sys - GMM được nhóm tác giả lựa chọn để khắc phục khuyết tật của mô hình FEM. Các kiểm định AR2, Sargan và Hansen đều có giá trị p-value > 10% cho thấy kết quả ước lượng đáng tin cậy.

Kết quả thực nghiệm Bảng 5 cho thấy CPĐT có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê đến tổng thu thuế, phù hợp với giả thuyết nghiên cứu H0. Điều này cho thấy việc áp dụng CPĐT sẽ làm tăng số thu thuế cho nhà nước. Kết quả được hỗ trợ bởi nghiên cứu của Kochanova & cộng sự (2020) khi chính phủ áp dụng các dịch vụ công trực tuyến trong đó có việc áp dụng nộp thuế điện tử làm giảm chi phí tuân thủ thuế, giảm tình trạng hối lộ từ đó gia tăng số thu thuế. Kiểm soát tham nhũng (*cor*) có tác động tích cực đến tổng thu thuế, cho thấy các thể chế chính trị ảnh hưởng đến số thu thuế. Các thể chế chính trị có tác động tích cực đến số thu thuế bởi vì các quốc gia hiếm khi thành công nếu không có các thể chế chính trị có khả năng thiết lập và thực thi các quy tắc cũng như thu thuế. Do đó, kết quả nghiên cứu có thể cho rằng các thể chế chính trị tốt có thể ảnh hưởng tích cực đến số thu thuế, phù hợp với kết quả của Arif & Rawat (2018) đã chứng minh. Liên quan đến các biến kiểm soát, kết quả nghiên cứu cũng cho thấy thu nhập bình quân đầu người (*gdp*) có tác động dương và có ý nghĩa thống kê đến tổng thu thuế. Điều này có nghĩa thu nhập người dân của

một nước tăng lên số thu thuế sẽ có xu hướng tăng. Số cá nhân sử dụng internet (*inter*), số máy chủ internet (*secure*), tỷ lệ thất nghiệp (*unem*) có tác động ngược chiều đến tổng thu thuế. Số thuê bao di động (*mobi*) tác động dương đến tổng thu thuế.

Bảng 6. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm

Biến	REM		FEM		GMM	
	Coeff	t-stat	Coeff	t-stat	Coeff	t-stat
<i>l.taxre</i>					0,782***	4,96
<i>egov</i>	3,054*	1,89	2,721*	1,68	2,755*	1,91
<i>cor</i>	0,183*	1,34	0,163*	1,29	0,755*	1,31
<i>egov*cor</i>	-2,742***	-3,13	-3,081***	-3,50	-3,470**	-3,39
<i>gdp</i>	0,001***	3,41	0,001***	3,15	0,013**	2,62
<i>inter</i>	-0,036***	-3,25	-0,033***	-2,94	-0,237***	-3,14
<i>secure</i>	-0,0066***	-2,97	-0,0064***	-2,88	-0,0008**	-1,06
<i>mobi</i>	7,15***	8,65	7,28***	8,74	6,15**	8,68
<i>unem</i>	-0,304**	-2,16	-0,321**	-2,21	-1,769**	-2,51
<i>cons</i>	9,411***	5,22	9,627***	8,16	29,27**	2,23
VIF		1,96				
Year		Yes				
Hausman		0,00				
Modified Wald		0,00				
Wu - Hausman		0,04				
AR2					0,352	
Sargan					0,628	
Hansen					0,498	

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu bằng phần mềm Stata.

Tiếp theo kết quả nghiên cứu trong Bảng 6, tương tác giữa kiểm soát tham nhũng và CPĐT (*egov*cor*) cho thấy tác động tiêu cực và có ý nghĩa thống kê, kết quả này ngược với giả thuyết nghiên cứu. Điều này ngụ ý rằng mức độ kiểm soát tham nhũng càng lớn sẽ càng làm giảm tác động của CPĐT đến tổng thu thuế. Kết quả này có thể được hiểu thông qua sự thay đổi trong hành vi trốn thuế của người dân vì các lý do:

Thứ nhất, CPĐT đóng vai trò thay thế các cơ chế kiểm soát truyền thống, tại các nước có mức độ kiểm soát tham nhũng thấp, các thủ tục thuế thủ công thường gắn với hành vi hối lộ. Việc số hóa giúp giảm tiếp xúc trực tiếp giữa người nộp thuế và cán bộ thuế, từ đó ngăn chặn cơ hội trốn thuế làm tăng số thu thuế cho ngân sách. Nhưng thực tế cho thấy các quốc gia trong mẫu nghiên cứu có thể chế chính trị yếu kém, mức độ kiểm soát tham nhũng thấp hơn trung bình các quốc gia khác, chính phủ thiếu năng lực trong việc kiểm soát nên tác động tiêu cực đến việc ứng dụng công nghệ trong việc quản lý trong công tác công của chính phủ. Những thể chế chính trị yếu kém này tạo ra một môi trường bất lợi cho sự phát triển của CPĐT, có thể ảnh hưởng đến việc thu thuế (Vincent, 2021).

Thứ hai, tại các quốc gia có mức độ kiểm soát tham nhũng cao thường là những nước phát triển, mục tiêu chính của CPĐT là chuyển sang giảm chi phí tuân thủ thay vì phát hiện trốn thuế. Việc giảm thời gian và nguồn lực để chuẩn bị và nộp thuế giúp cải thiện môi trường kinh doanh và tăng lợi nhuận cho doanh nghiệp, nhưng không nhất thiết làm tăng tổng thu thuế như ở các nước tham nhũng cao do nguồn thu đã tiệm cận mức tiềm năng (Kochanova & cộng sự, 2020). Ngoài ra, các quốc gia kiểm soát tham nhũng tốt là nơi có khả năng “nội hóa” các lợi ích của công nghệ vào GDP nhanh hơn là gia tăng tỷ lệ thu thuế, vì tình trạng trốn thuế vốn không còn nghiêm trọng. Do đó, khi mức kiểm soát tham nhũng càng cao, dự địa để CPĐT tạo ra thay đổi lớn trong doanh thu thuế càng nhỏ, khiến tác động của công nghệ trở nên kém rõ nét hơn so với các môi trường có mức tham nhũng cao (Kochanova & cộng sự, 2020).

6. Kiến nghị

Mục đích triển khai CPĐT của các quốc gia rất đa dạng, song các dự án CPĐT trong CQT đều hướng đến nâng cao chất lượng dịch vụ công, hiệu quả hoạt động của công chức, hoặc hướng đến cải thiện tài chính công và minh bạch. Kết quả nghiên cứu cho thấy CPĐT tác động tích cực đến số thu thuế và tham nhũng đóng vai trò điều tiết quan trọng đối với hiệu quả áp dụng CPĐT tại các quốc gia có thu nhập trung bình

thấp khu vực Châu Á. Từ đó, một số hàm ý chính sách được đề xuất như sau:

Một là, theo lý thuyết hệ thống xã hội - kỹ thuật, hiệu quả công nghệ phụ thuộc vào sự cân bằng giữa yếu tố tổ chức và công nghệ. Vì vậy, các quốc gia cần nâng cao năng lực thể chế thông qua việc kiện toàn bộ máy vận hành hệ thống số, bố trí nhân sự chuyên trách giám sát và xử lý rủi ro kỹ thuật, đồng thời chuẩn hóa chương trình đào tạo kỹ năng số và năng lực phân tích dữ liệu cho cán bộ công chức nhằm bảo đảm hệ thống CPĐT vận hành ổn định và bền vững

Hai là, chính phủ cần hoàn thiện khung pháp lý đối với hoạt động kinh tế số, bao quát các giao dịch như ngân hàng trực tuyến, thương mại điện tử và đầu tư chứng khoán. Quy định pháp luật cần xác định rõ tiêu chuẩn kỹ thuật, quy trình kê khai nộp thuế và cơ chế giám sát thực thi, qua đó giảm khoảng trống pháp lý, hạn chế gian lận trong môi trường số và giúp doanh nghiệp, cá nhân thực hiện nghĩa vụ thuế minh bạch, thuận tiện hơn.

Ba là, cần tăng cường phòng, chống tham nhũng gắn với chuyển đổi số khu vực công bằng cách hoàn thiện cơ chế minh bạch hóa hoạt động quản lý nhà nước. Việc xây dựng các cổng thông tin chống tham nhũng tích hợp chức năng công khai quy trình cấp phép, cung cấp dữ liệu chính sách và cho phép người dân theo dõi tiến độ xử lý hồ sơ theo thời gian thực sẽ góp phần giảm tiếp xúc trực tiếp, nâng cao trách nhiệm giải trình và củng cố niềm tin xã hội đối với hệ thống quản trị công.

Ghi chú:

1. <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CD>

Tài liệu tham khảo

- Ali, M., Raza, S. A., Pua, C. H., & Arsalan, T. (2022). Does e-government control corruption? Evidence from South Asian countries. *Journal of Financial Crime*, 29(1), 258–271. <https://doi.org/10.1108/JFC-01-2021-0003>
- Anetor, F. O., & Vincent, O. (2022). Do human capital and institutional environment constrain the impact of foreign direct investment inflows on economic growth in Africa? *Transnational Corporations*, 29(3). <https://doi.org/10.18356/2076099x-29-3-3>
- Arif, I., & Rawat, A. S. (2018). Corruption, governance, and tax revenue: Evidence from EAGLE countries. *Journal of Transnational Management*, 23(2–3), 119–133. <https://doi.org/10.1080/15475778.2018.1461782>
- Baum, M. A., Gupta, M. S., Kimani, E., & Tapsoba, M. S. J. (2017). *Corruption, taxes and compliance*. International Monetary Fund.
- Becker, G. S., & Stigler, G. J. (1974). Law enforcement, malfeasance, and compensation of enforcers. *Journal of Legal Studies*, 3(1), 1–18.
- Berdykhanova, D., Dehghantanha, A., & Hariraj, K. (2010). Trust challenges and issues of e-government: E-tax perspective. In *Proceedings of the 2010 International Symposium on Information Technology (ITSim)* (Vol. 2, pp. 1015–1019). IEEE. <https://doi.org/10.1109/ITSIM.2010.5561596>
- Besley, T., & Persson, T. (2014). Why do developing countries tax so little? *Journal of Economic Perspectives*, 28(4), 99–120. DOI: 10.1257/jep.28.4.99
- Bhuasiri, W., Zo, H., Lee, H., & Ciganek, A. P. (2016). User acceptance of e-government services: Examining an e-tax filing and payment system in Thailand. *Information Technology for Development*, 22(4), 672–695. <https://doi.org/10.1080/02681102.2016.1179050>
- Borlea, S. N., Achim, M. V., & Miron, M. G. (2017). Corruption, shadow economy and economic growth: An empirical survey across the European Union countries. *Studia Universitatis Vasile Goldiș Arad, Seria Științe Economice*, 27(2), 19–32.
- Chaouali, W., Yahia, I. B., & Souiden, N. (2016). The interplay of counter-conformity motivation, social influence, and trust in customers' intention to adopt Internet banking services. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 28, 209–218. <https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2015.10.006>

-
- Evans, O. (2023). ICT and the provision of social services in low-income countries: The moderating role of institutional quality. *Journal of Enterprising Communities: People and Places in the Global Economy*, 17(4), 875–899. <https://doi.org/10.1108/JEC-09-2022-0134>
- Fuertes, V., & McQuaid, R. (2013). *The local governance of social cohesion in Europe: International comparison*. Edinburgh Napier University.
- Gardiner, J. A. (1970). *The politics of corruption: Organized crime in an American city*. Russell Sage Foundation.
- Klitgaard, R. (1988). *Controlling corruption*. University of California Press.
- Kochanova, A., Hasnain, Z., & Larson, B. (2020). Does e-government improve government capacity? Evidence from tax compliance costs, tax revenue, and public procurement competitiveness. *World Bank Economic Review*, 34(1), 101–120. <https://doi.org/10.1093/wber/lhz015>
- Lee, K., Choi, S. O., Kim, J., & Jung, M. (2018). A study on the factors affecting decrease in government corruption and the mediating effects of ICT and e-government. *Journal of Open Innovation: Technology, Market, and Complexity*, 4(3), 41. <https://doi.org/10.3390/joitmc4030041>
- Lewis-Faupel, S. C. (2016). *Essays on human capital accumulation in the presence of social influences* (Doctoral dissertation, University of Wisconsin–Madison).
- Mosteanu, N. R., & Faccia, A. (2020). Digital systems and new challenges of financial management—FinTech, XBRL, blockchain and cryptocurrencies. *Quality – Access to Success*, 21(174), 159–166.
- Nnyanzi, J. B., Bbale, J. M., & Sendi, R. (2018). Financial development and tax revenue: How catalytic are political development and corruption? *International Journal of Economics and Finance*, 10(8), 92–104. <https://doi.org/10.5539/ijef.v10n8p92>
- Rogers, M. (2003). A survey of economic growth. *Economic Record*, 79(244), 112–127. <https://doi.org/10.1111/1475-4932.00087>
- Ross, S. A. (1973). The economic theory of agency: The principal's problem. *American Economic Review*, 63(2), 134–139.
- Sadik-Zada, E. R., Gatto, A., & Niftiyev, I. (2024). E-government and petty corruption in public sector service delivery. *Technology Analysis & Strategic Management*, 36(12), 3987–4003. <https://doi.org/10.1080/09537325.2023.2213277>
- Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1993). Corruption. *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 599–617.
- Trist, E. L., & Bamforth, K. W. (1951). Some social and psychological consequences of the longwall method of coal-getting. *Human Relations*, 4(1), 3–38. <https://doi.org/10.1177/001872675100400101>
- Vincent, O. (2021). Assessing SMEs tax non-compliance behaviour in Sub-Saharan Africa: An insight from Nigeria. *Cogent Business & Management*, 8(1), 1938930. <https://doi.org/10.1080/23311975.2021.1938930>

***Tác giả liên hệ: Trần Xuân Hằng. Email: tranxuanhang@ufm.edu.vn**

CHUYỂN ĐỔI XANH, LÃI SUẤT CHO VAY VÀ THỂ CHẾ ẢNH HƯỞNG ĐẾN LẠM PHÁT: BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TỪ CÁC QUỐC GIA ĐÔNG NAM Á

Nguyễn Quang Minh

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: quangminh@ufm.edu.vn

Mã bài: JED-2821

Ngày nhận: 31/12/2025

Ngày nhận bản sửa: 12/03/2026

Ngày duyệt đăng: 12/03/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2821

Tóm tắt:

Trong bối cảnh nhiều quốc gia Đông Nam Á đang thúc đẩy chuyển đổi xanh, việc điều hành lạm phát ngày càng trở nên phức tạp khi các tác động từ chính sách tiền tệ, chất lượng thể chế, chi phí môi trường và năng lực khoa học – công nghệ vẫn còn nhiều tranh luận trong nghiên cứu thực nghiệm. Nghiên cứu này phân tích tác động của các yếu tố liên quan đến chuyển đổi xanh, lãi suất cho vay, chất lượng thể chế và khoa học – công nghệ đến lạm phát tại các quốc gia Đông Nam Á. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng theo năm của bảy quốc gia Đông Nam Á gồm Việt Nam, Thái Lan, Singapore, Indonesia, Malaysia, Myanmar và Philippines trong giai đoạn 2011–2024, với các phương pháp ước lượng Pooled OLS, FEM, REM và FGLS. Kết quả cho thấy lượng khí thải carbon dioxide, bài báo khoa học kỹ thuật, lãi suất cho vay và kiểm soát tham nhũng có ảnh hưởng đáng kể đến lạm phát. Kết quả nghiên cứu gợi ý rằng các quốc gia Đông Nam Á cần điều hành lãi suất cho vay thận trọng, đồng thời tăng cường kiểm soát tham nhũng và thúc đẩy phát triển khoa học – công nghệ nhằm kiểm soát lạm phát hiệu quả trong bối cảnh chuyển đổi xanh.

Từ khóa: Chất lượng thể chế, cho vay, chuyển đổi xanh, lạm phát, quốc gia Đông Nam Á.

Mã JEL: E31, E52, O43, Q56.

Green transition, lending rates, and institutional influence on inflation: Empirical evidence from Southeast Asian countries

Abstract

In the context of the green transition in many Southeast Asian countries, managing inflation has become increasingly complex as the impacts of monetary policy, institutional quality, environmental costs, and technological development remain widely debated in empirical research. This research examines the effects of factors related to the green transition, lending rates, institutional quality, and scientific and technological capacity on inflation in Southeast Asian countries. The study uses panel data from seven Southeast Asian countries—Vietnam, Thailand, Singapore, Indonesia, Malaysia, Myanmar, and the Philippines—for the period 2011–2024 and employs the Pooled OLS, FEM, REM, and FGLS estimation methods. The results indicate that carbon dioxide emissions, scientific and technical publications, lending rates, and corruption control significantly affect inflation. The findings suggest that Southeast Asian countries should manage lending rates prudently while strengthening corruption control and promoting scientific and technological development to effectively control inflation in the context of the green transition.

Keywords: Institutional quality, lending, green transition, inflation, Southeast Asian countries.

JEL Codes: E31, E52, O43, Q56.

1. Giới thiệu

Quá trình chuyển đổi xanh đòi hỏi một sự thay đổi đáng kể trong dòng tài chính sẽ không xảy ra nếu không có sự can thiệp của chính sách (Kedward & cộng sự, 2022). Lạm phát có thể xuất hiện trong nhiều bối cảnh kinh tế khác nhau và thường khó kiểm soát nếu không có các công cụ điều hành kinh tế vĩ mô phù hợp. Tuy nhiên, các quốc gia có thể nỗ lực giảm thiểu tác động tiêu cực thông qua việc kiểm soát một số công cụ kinh tế, cụ thể như lĩnh vực tiền tệ. Do đó, việc điều hành các yếu tố tài chính như cung tiền, dòng tiền trong hoạt động thương mại và tiết kiệm đóng vai trò quan trọng trong việc kiểm soát lạm phát (Ridwan, 2022). Nền kinh tế toàn cầu thời gian gần đây đối mặt với nhiều biến động, khi lạm phát cao và các cú sốc chuỗi cung ứng làm thắt chặt điều kiện tài chính và gia tăng áp lực chi phí đối với nhiều quốc gia (Su, 2025).

Giá dầu và xăng tăng liên tục kể từ giữa năm 2020 đã làm dấy lên lo ngại về lạm phát cao dai dẳng của Mỹ trong nhiều năm tới và kỳ vọng lạm phát gia tăng, cùng với lo ngại về sự xuất hiện của vòng xoáy giá lương (Kilian & Zhou, 2022).

Biến đổi khí hậu có tác động sâu sắc không chỉ đối với xã hội và nền kinh tế, mà còn đối với khả năng ổn định giá cả của các ngân hàng trung ương trong tương lai (Boneva & cộng sự, 2022). Tuy nhiên, việc huy động nguồn lực tài chính cho quá trình chuyển đổi xanh hướng tới mục tiêu phát thải ròng bằng không vẫn là một thách thức lớn đối với nhiều quốc gia (Murau & cộng sự, 2024). Lạm phát có thể xuất hiện khi lượng tiền trong nền kinh tế tăng nhanh hơn so với năng suất và sản lượng thực, dẫn đến sự gia tăng của mặt bằng giá (Challoumis, 2024). Phản ứng chính sách tiền tệ tối ưu đối với lạm phát do nguồn cung toàn cầu gây ra là một hàm phi tuyến tính của mức độ tham gia chuỗi giá trị toàn cầu (Ascari & cộng sự, 2024). Việc tăng thuế carbon có thể tạo ra sự đánh đổi đáng kể giữa mục tiêu ổn định giá cả và tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, sự đánh đổi này thường chỉ mang tính tạm thời và có xu hướng giảm dần sau một khoảng thời gian (Del Negro & cộng sự, 2023). Khoa học và công nghệ giảm lạm phát tại Hoa Kỳ (Holden, 1974). Tham nhũng, có tác động tiêu cực đến hầu hết các chỉ số kinh tế vĩ mô, là “lạm dụng quyền lực được ủy thác vì lợi ích cá nhân” (Özşahin & Üçler, 2017).

Lãi suất cao hơn làm trì hoãn quá trình chuyển đổi xanh bằng cách làm tăng chi phí đầu tư bền vững và sự chậm trễ cũng cản trở triển vọng đạt được sự ổn định giá cả. Môi trường kinh tế vĩ mô hiện nay đòi hỏi một cách tiếp cận chính sách tiền tệ “xanh hơn và rẻ hơn” được thiết kế để giải quyết cuộc khủng hoảng môi trường và khí hậu, đồng thời chống lạm phát (Aguila & Wullweber, 2024).

Nhìn chung, các nghiên cứu trước đây chưa xem xét đồng thời tác động của chuyển đổi xanh, lãi suất cho vay và chất lượng thể chế đối với lạm phát. Đồng thời các yếu tố này cũng đang là mối quan tâm của nhiều quốc gia.

Cụ thể hơn, bài nghiên cứu này xem xét, cung cấp những bằng chứng thực nghiệm về mức độ tác động của các yếu tố chuyển đổi xanh, lãi suất cho vay và thể chế ảnh hưởng đến lạm phát trong bối cảnh kinh tế thế giới và địa chính trị có nhiều thay đổi.

2. Tổng quan nghiên cứu và phát triển giả thuyết nghiên cứu

2.1. Tổng quan nghiên cứu

Các công trình nghiên cứu liên quan cho thấy cách tiếp cận vấn đề lạm phát trong bối cảnh chuyển đổi xanh, chính sách tiền tệ và chất lượng thể chế ngày càng đa dạng. Nhìn chung, các nghiên cứu có thể được phân thành ba nhóm chính.

Nhóm nghiên cứu thứ nhất tập trung vào mối quan hệ giữa chuyển đổi xanh, lãi suất cho vay và thể chế, cũng như các kênh tương tác giữa các yếu tố này. Calcagnini & cộng sự (2024) cho thấy nền kinh tế có thể hội tụ về trạng thái “xanh” hoặc “nâu” tùy thuộc vào mức độ tham gia của ngân hàng và doanh nghiệp vào đầu tư xanh. Biến đổi khí hậu cũng được chứng minh là làm thay đổi cơ chế truyền dẫn chính sách tiền tệ và đặt ra những thách thức mới đối với các ngân hàng trung ương (Boneva & cộng sự, 2022). Wang (2025) chỉ ra rằng lãi suất thấp có thể thúc đẩy cho vay trong ngắn hạn nhưng làm thu hẹp tín dụng trong dài hạn do tác động đến biên lợi nhuận của ngân hàng. Ở cấp độ vi mô, các ngân hàng có xu hướng áp dụng lãi suất cao hơn đối với doanh nghiệp phát thải carbon lớn và ưu đãi hơn đối với doanh nghiệp theo đuổi chiến lược giảm phát thải (Altavilla & cộng sự, 2024). Bên cạnh đó, các nghiên cứu cũng nhấn mạnh vai trò của thể chế, đặc biệt là kiểm soát tham nhũng và minh bạch thông tin, trong việc hỗ trợ đầu tư bền vững và giảm tác động tiêu cực của hoạt động kinh tế đối với môi trường (Li & cộng sự, 2021; Li & cộng sự, 2025; Tabash

& cộng sự, 2023).

Nhóm nghiên cứu thứ hai tập trung trực tiếp vào lạm phát và các yếu tố tác động đến lạm phát. Chowdhury (2024) cho thấy sự không chắc chắn về lạm phát có ảnh hưởng đáng kể đến lạm phát và tăng trưởng, đặc biệt tại các quốc gia đang phát triển. Challoumis (2024) nhấn mạnh vai trò của chu kỳ tiền tệ trong việc giải thích lạm phát thông qua năng suất và phân phối tiền tệ. Các nghiên cứu khác cho thấy lạm phát có thể làm gia tăng bất bình đẳng thu nhập, trong khi phát triển tài chính giúp giảm tác động tiêu cực này (Kim & Lin, 2023). Ngoài ra, các cú sốc rủi ro địa chính trị toàn cầu cũng được chứng minh là có ảnh hưởng đến động thái lạm phát trong tương lai (Bouri & cộng sự, 2023).

Nhóm nghiên cứu thứ ba kết hợp các yếu tố chuyển đổi xanh, lãi suất cho vay và thể chế trong phân tích lạm phát. Ferrari & Nispi Landi (2025) cho rằng quá trình chuyển đổi xanh có xu hướng giảm phát trong dài hạn nhưng có thể tạo áp lực lạm phát trong giai đoạn đầu. Moessner (2022) chỉ ra rằng phát thải CO₂ cao hơn thường đi kèm với lạm phát cao hơn, trong khi Rahman & cộng sự (2024) cho thấy mối quan hệ hai chiều giữa phát triển tài chính, phát thải carbon và lạm phát. Các nghiên cứu khác cũng chỉ ra rằng các cú sốc khí hậu có thể tạo ra áp lực lạm phát dai dẳng, đặc biệt tại các quốc gia đang phát triển (Mukherjee & Ouattara, 2021). Đồng thời, khoa học – công nghệ và chất lượng thể chế được xem là các yếu tố quan trọng giúp giảm áp lực lạm phát thông qua nâng cao năng suất và cải thiện hiệu quả quản trị (Holden, 1974; Elkamel, 2019; Özşahin & Üçler, 2017).

Tổng hợp các nghiên cứu cho thấy, mặc dù đã có nhiều bằng chứng về mối quan hệ giữa chuyển đổi xanh, lãi suất cho vay, thể chế và lạm phát, vẫn còn thiếu các nghiên cứu xem xét đồng thời các yếu tố này trong một khuôn khổ thống nhất tại các quốc gia Đông Nam Á. Do đó, nghiên cứu này nhằm phân tích tác động của chuyển đổi xanh, lãi suất cho vay và thể chế đến lạm phát tại các quốc gia Đông Nam Á.

2.2. Phát triển giả thuyết nghiên cứu

Nghiên cứu xây dựng các giả thuyết dựa trên khung truyền dẫn chính sách tiền tệ, kinh tế học thể chế và tăng trưởng nội sinh, nhằm làm rõ tác động của chuyển đổi xanh, lãi suất cho vay và thể chế đến lạm phát.

Các cú sốc chi phí và cung liên quan đến môi trường trong quá trình chuyển đổi xanh có thể làm gia tăng áp lực lạm phát, đặc biệt trong ngắn hạn. Các nghiên cứu cho thấy phát thải CO₂ cao hơn thường đi kèm mức lạm phát cao hơn, nhất là tại các nền kinh tế đang phát triển (Moessner, 2022; Ferrari & Nispi Landi, 2025). Do vậy nội dung nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H1: Phát thải CO₂ có tác động thuận chiều đến lạm phát.

Lãi suất cho vay là kênh truyền dẫn trung tâm của chính sách tiền tệ, ảnh hưởng trực tiếp đến chi phí vốn, quyết định đầu tư và kỳ vọng giá cả. Việc gia tăng lãi suất cho vay có thể làm tăng chi phí sản xuất và chi phí tài chính, qua đó đẩy lạm phát tăng lên (Taylor, 1993; Wang, 2025; Khan & cộng sự, 2025). Từ đó, giả thuyết H2 cần được khám phá.

H2: Lãi suất cho vay có tác động thuận chiều đến lạm phát.

Chất lượng thể chế, đặc biệt là kiểm soát tham nhũng, góp phần nâng cao hiệu quả điều hành chính sách và kỷ luật kinh tế vĩ mô. Các bằng chứng thực nghiệm cho thấy tham nhũng làm gia tăng lạm phát, do đó cải thiện kiểm soát tham nhũng có thể giúp giảm áp lực lạm phát (Özşahin & Üçler, 2017; Elkamel, 2019; Li & cộng sự, 2025). Các nội dung này gợi ý cho giả thuyết H3:

H3: Kiểm soát tham nhũng có tác động nghịch chiều đến lạm phát.

Theo lý thuyết tăng trưởng nội sinh, tiến bộ khoa học – công nghệ giúp nâng cao năng suất, tiết kiệm chi phí và cải thiện hiệu quả sản xuất, từ đó góp phần giảm áp lực lạm phát trong trung và dài hạn (Holden, 1974; Romer, 1990; Aghion & Howitt, 1992). Do đó, nghiên cứu đề xuất giả thuyết H4.

H4: Phát triển khoa học – công nghệ có tác động nghịch chiều đến lạm phát.

Chỉ tiêu công cho giáo dục chủ yếu tác động gián tiếp và có độ trễ thông qua tích lũy vốn nhân lực và tăng trưởng dài hạn, nên khó tạo ra ảnh hưởng tức thời đến mặt bằng giá (Becker, 1964; Mankiw & cộng sự, 1992). Các nội dung này đã gợi ý cho giả thuyết H5.

H5: Chi tiêu công cho giáo dục không có tác động rõ ràng đến lạm phát trong ngắn hạn.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Trong nghiên cứu này, lạm phát (INCP) được sử dụng làm biến phụ thuộc, phản ánh mức độ gia tăng giá cả trong nền kinh tế. Biến này được đo lường bằng tỷ lệ lạm phát hàng năm (%), phù hợp với các nghiên cứu trước về lạm phát và động thái giá cả trong bối cảnh các nền kinh tế đang phát triển, nơi lạm phát chịu ảnh hưởng đồng thời từ các yếu tố tiền tệ, môi trường và thể chế (Chowdhury, 2024; Ridwan, 2022; Bouri & cộng sự, 2023).

Các biến độc lập được lựa chọn dựa trên tổng quan nghiên cứu, đại diện cho ba nhóm yếu tố chính gồm chuyển đổi xanh, chính sách tiền tệ, và thể chế - năng lực tri thức.

Bảng 1. Mô tả các biến của mô hình

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
INCP	140	4,597	4,879	-1,139	35,025
CEEL	140	310,295	323,009	31,785	1567,189
GEOE	140	3,114	1,221	0,3	5,974
STJA	140	3,413	0,795	1,226	4,58
LEIR	140	8,768	4,655	3,06	20,923
COCE	140	-0,151	1,024	-1,673	2,301

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả thống kê.

Cụ thể, biến CEEL được sử dụng để đại diện cho áp lực môi trường trong quá trình chuyển đổi xanh, dựa trên các nghiên cứu cho thấy phát thải CO₂ có mối liên hệ với lạm phát thông qua kênh chi phí sản xuất và giá năng lượng (Moessner, 2022; Ferrari & Nispi Landi, 2025).

Lãi suất cho vay (LEIR) đại diện cho điều kiện tiền tệ và chi phí vốn trong nền kinh tế, được đo lường bằng lãi suất cho vay trung bình (%). Biến này được lựa chọn dựa trên các nghiên cứu nhấn mạnh vai trò trung tâm của lãi suất trong cơ chế truyền dẫn chính sách tiền tệ và ảnh hưởng của nó đến lạm phát thông qua tổng cầu, đầu tư và kỳ vọng giá cả (Wang, 2025; Khan & cộng sự, 2025; Ridwan, 2022).

Kiểm soát tham nhũng (COCE) được sử dụng như biến đại diện cho chất lượng thể chế, đo lường bằng chỉ số kiểm soát tham nhũng. Các nghiên cứu trước cho thấy tham nhũng làm suy yếu hiệu quả điều hành chính sách và có thể làm gia tăng lạm phát thông qua thất thoát nguồn lực, kỷ luật tài khóa yếu và méo mó phân bổ vốn, đặc biệt tại các nền kinh tế đang phát triển (Özşahin & Üçler, 2017; Elkamel, 2019; Li & cộng sự, 2025). Do đó, COCE được kỳ vọng có vai trò quan trọng trong việc giải thích sự khác biệt về lạm phát giữa các quốc gia.

Bên cạnh đó, bài báo khoa học kỹ thuật (STJA) được đưa vào mô hình nhằm phản ánh năng lực khoa học - công nghệ và hạ tầng tri thức của nền kinh tế. Việc sử dụng biến này được kế thừa từ các nghiên cứu cho rằng đầu tư vào khoa học, công nghệ và R&D có thể nâng cao hiệu quả sản xuất, tiết kiệm chi phí và qua đó góp phần làm giảm áp lực lạm phát trong trung và dài hạn (Holden, 1974; Ferrari & Nispi Landi, 2025). STJA được đo lường bằng số lượng bài báo khoa học và kỹ thuật được công bố và được chuyển sang dạng logarit tự nhiên nhằm giảm sự phân tán dữ liệu giữa các quốc gia.

Tổng chi tiêu của chính phủ cho giáo dục (GEOE) được sử dụng để đại diện cho đầu tư công vào vốn nhân lực, đo lường bằng tỷ lệ chi tiêu cho giáo dục trên GDP (%). Việc đưa biến này vào mô hình nhằm kiểm soát vai trò của chính sách giáo dục đối với lạm phát thông qua kênh năng suất và cung lao động trong dài hạn. Tuy nhiên, các nghiên cứu trước cho thấy tác động của giáo dục đến lạm phát thường mang tính gián tiếp và có độ trễ, do đó ảnh hưởng ngắn hạn có thể không rõ ràng (Kim & Lin, 2023; Challoumis, 2024).

Việc lựa chọn các thang đo trên nhằm đảm bảo tính so sánh giữa các quốc gia và theo thời gian, đồng thời phù hợp với đặc điểm của dữ liệu bảng. Cách tiếp cận này giúp phản ánh trực tiếp bản chất kinh tế của các biến và nâng cao độ tin cậy của các ước lượng trong các mô hình Pooled OLS, FEM, REM và FGLS.

Phạm vi nghiên cứu bao gồm bảy quốc gia Đông Nam Á: Việt Nam, Thái Lan, Singapore, Indonesia, Malaysia, Myanmar và Philippines. Việc lựa chọn mẫu nghiên cứu này cho phép phản ánh sự đa dạng về mức độ phát triển kinh tế, chuyển đổi xanh, điều kiện tiền tệ và chất lượng thể chế trong khu vực, đồng thời phù hợp với các nghiên cứu trước sử dụng mẫu quốc gia không đồng nhất nhằm kiểm định tính bền vững của các mối quan hệ kinh tế trong những bối cảnh khác nhau (Li & cộng sự, 2021; Li & cộng sự, 2025).

Dữ liệu được thu thập theo năm trong giai đoạn 2011–2024 từ các nguồn thống kê quốc tế uy tín như Ngân hàng Thế giới và các cơ sở dữ liệu thống kê liên quan, phản ánh giai đoạn các quốc gia Đông Nam Á đẩy mạnh chuyển đổi mô hình tăng trưởng và đối mặt với nhiều thách thức mới về môi trường, tiền tệ và thể chế, và đã được kiểm tra lại để đảm bảo tính nhất quán giữa các quốc gia.

3.2. Mô hình FGLS

Dựa trên khung phân tích lý thuyết và tổng quan nghiên cứu đã trình bày, nghiên cứu này đề xuất mô hình ước lượng các yếu tố ảnh hưởng đến lạm phát tại các quốc gia Đông Nam Á như sau:

$$INCP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CEEL_{it} + \alpha_2 GEOE_{it} + \alpha_3 STJA_{it} + \alpha_4 LEIR_{it} + \alpha_5 COCE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó, INCP là lạm phát; CEEL là lượng khí thải carbon dioxide; GEOE là tổng chi tiêu của Chính phủ cho giáo dục; STJA là số lượng bài báo khoa học kỹ thuật; LEIR là lãi suất cho vay; và COCE là kiểm soát tham nhũng. Chỉ số i và t lần lượt đại diện cho quốc gia và thời gian.

Trong nghiên cứu này, phương pháp FGLS (Feasible Generalized Least Squares) được lựa chọn nhằm đảm bảo tính hiệu quả của ước lượng trong bối cảnh dữ liệu bảng có khả năng tồn tại phương sai sai số thay đổi và/hoặc tự tương quan. Khác với phương pháp OLS truyền thống, FGLS cho phép điều chỉnh ma trận hiệp phương sai của sai số, qua đó cải thiện độ chính xác của các hệ số ước lượng. Kết quả ước lượng ban đầu bằng các mô hình Pooled OLS, FEM và REM cho thấy dữ liệu tồn tại ít nhất một dạng vi phạm giả định cổ điển, ngay cả sau khi lựa chọn mô hình REM phù hợp. Do đó, phương pháp FGLS được sử dụng nhằm xử lý hiện tượng tự tương quan và cải thiện tính hiệu quả của các ước lượng trong mô hình dữ liệu bảng.

Bảng 2. Diễn giải các biến trong mô hình

Nhóm nhân tố	Diễn giải biến đại diện	Ký hiệu biến	Ghi chú
Môi trường (Chuyển đổi xanh)	Lượng khí thải carbon dioxide	CEEL	Moessner (2022); Ferrari & Nispi Landi (2025)
Chính sách công	Chi tiêu của Chính phủ cho giáo dục	GEOE	Kim & Lin (2023); Challoumis (2024)
Khoa học – công nghệ	Bài báo khoa học kỹ thuật	STJA	Holden (1974); Ferrari & Nispi Landi (2025)
Tiền tệ	Lãi suất cho vay	LEIR	Wang (2025); Khan & cộng sự (2025)
Thể chế	Kiểm soát tham nhũng	COCE	Özşahin & Üçler (2017); Elkamel (2019)
Kinh tế vĩ mô	Lạm phát	INCP	Chowdhury (2024); Ridwan (2022); Bouri & cộng sự (2023)
Đặc điểm quốc gia & thời gian	Hiệu ứng cố định quốc gia và thời gian	—	Cơ chế kiểm soát

Mặc dù mô hình nghiên cứu tập trung vào năm biến giải thích chính phù hợp với các giả thuyết nghiên cứu, các yếu tố khác có khả năng ảnh hưởng đến lạm phát như quy mô nền kinh tế, mức độ mở cửa thương mại, cấu trúc thị trường hay các cú sốc bên ngoài được kiểm soát gián tiếp thông qua hiệu ứng cố định theo quốc gia và theo thời gian trong các mô hình FEM, REM và FGLS. Cách tiếp cận này giúp hạn chế sai lệch do biến bị bỏ sót, đồng thời tránh hiện tượng đa cộng tuyến và mất bậc tự do trong bối cảnh mẫu nghiên cứu có quy mô không gian hạn chế. Cần lưu ý rằng một số biến trong mô hình được sử dụng dưới dạng sai phân bậc nhất nhằm đảm bảo tính dừng của chuỗi dữ liệu. Do đó, các hệ số ước lượng trong mô hình phản ánh tác động của sự thay đổi của các biến giải thích đến biến phụ thuộc, thay vì tác động của mức độ tuyệt đối của các biến.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Các kiểm định của mô hình

4.1.1. Kiểm định tính phụ thuộc chéo

Nghiên cứu tiến hành kiểm định Pesaran CD nhằm xem xét sự tồn tại của hiện tượng phụ thuộc chéo giữa các quốc gia trong mẫu nghiên cứu. Kết quả tại Bảng 3 cho thấy các biến lạm phát (INCP), lượng khí thải carbon dioxide (CEEL), bài báo khoa học kỹ thuật (STJA) và lãi suất cho vay (LEIR) có dấu hiệu phụ thuộc chéo ở mức ý nghĩa 1%, phản ánh sự lan tỏa của các cú sốc kinh tế, môi trường và tiền tệ trong khu vực Đông Nam Á. Ngược lại, chỉ tiêu của chính phủ cho giáo dục (GEOE) và kiểm soát tham nhũng (COCE) không

Bảng 3. Kiểm định tính phụ thuộc chéo

Biến	Kiểm định Pesaran CD	Giá trị p	Trung bình joint T	Trung bình ρ	Trị tuyệt đối trung bình của (ρ)
INCP	9,855	0	20	0,48	0,48
CEEL	18,027	0	20	0,88	0,88
GEOE	0,688	0,492	20	0,03	0,68
STJA	18,768	0	20	0,92	0,92
LEIR	11,635	0	20	0,57	0,57
COCE	0,341	0,733	20	0,02	0,54

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy

cho thấy bằng chứng thống kê rõ ràng về phụ thuộc chéo. Kết quả này cho thấy dữ liệu có khả năng tồn tại sự phụ thuộc chéo giữa các quốc gia, do đó nghiên cứu sử dụng phương pháp ước lượng FGLS nhằm đảm bảo tính hiệu quả của các ước lượng trong bối cảnh dữ liệu bảng.

4.1.2. Tính dừng của các chuỗi dữ liệu

Trong nghiên cứu này, các kiểm định tính dừng được thực hiện nhằm đánh giá đặc điểm chuỗi thời gian của các biến trong mô hình trước khi tiến hành ước lượng. Kết quả kiểm định cho thấy lạm phát (INCP) và kiểm soát tham nhũng (COCE) là các chuỗi dừng tại bậc gốc (I(0)), trong khi lượng khí thải carbon dioxide (CEEL), chi tiêu của chính phủ cho giáo dục (GEOE), bài báo khoa học kỹ thuật (STJA) và lãi suất cho vay (LEIR) là các chuỗi dừng tại bậc nhất (I(1)), tức là trở nên dừng sau khi lấy sai phân bậc nhất.

Việc xác định bậc dừng của các biến là cơ sở quan trọng cho việc lựa chọn phương pháp ước lượng phù hợp trong nghiên cứu, đồng thời đảm bảo tránh hiện tượng hồi quy giả mạo và nâng cao độ tin cậy của các kết quả thực nghiệm ở các bước phân tích tiếp theo.

4.1.3. Kiểm định đồng liên kết

Do các biến trong mô hình có bậc dừng khác nhau, nghiên cứu sử dụng kiểm định Westerlund để kiểm tra sự tồn tại của mối quan hệ đồng liên kết giữa INCP, CEEL, GEOE, STJA, LEIR và COCE. Kết quả cho thấy giá trị thống kê variance ratio = -0,8939 với p-value = 0,1857 > 0,05, do đó không bác bỏ giả thuyết gốc về không tồn tại đồng liên kết. Kết quả này cho phép tiếp tục triển khai các phân tích hồi quy dữ liệu bảng trong các bước tiếp theo.

4.1.4. Các kiểm định khác

Sau khi ước lượng bằng Pooled OLS, nghiên cứu tiến hành các kiểm định đa cộng tuyến, phương sai thay đổi và tự tương quan. Kết quả cho thấy đa cộng tuyến không tồn tại, với VIF trung bình bằng 1,06 và tất cả các biến đều có VIF xấp xỉ 1. Các kiểm định Imtest và White cho Prob > $\chi^2 = 0,997$, xác nhận mô hình không gặp phương sai sai số thay đổi. Tuy nhiên, kiểm định Wooldridge cho Prob > F = 0,014, cho thấy tồn tại hiện tượng tự tương quan.

Trên cơ sở đó, mô hình tiếp tục được ước lượng bằng FEM và REM. Kết quả kiểm định Hausman cho thấy giá trị Prob > χ^2 lớn hơn 0,05, do đó không bác bỏ giả thuyết H0 (giả thuyết cho rằng sai số ngẫu nhiên không tương quan với các biến giải thích) và mô hình REM được lựa chọn là phù hợp.

4.2. Kết quả của mô hình FGLS và thảo luận

Bảng 4. Mô hình hồi quy FGLS

INCP	Hệ số	Sai số chuẩn	z	P>z	[Khoảng tin cậy 95%	Khoảng giá trị]
DCEEL	0,02	0,008	2,5	0,012	0,004	0,037
DGEOE	-0,232	0,573	-0,41	0,685	-1,354	0,89
DSTJA	2,023	2,943	1,68	0,092	-3,745	7,79
DLEIR	0,878	0,235	3,74	0	0,418	1,338
COCE	-1,079	0,645	-1,67	0,094	-2,344	0,186
Hằng số	3,906	0,696	5,61	0	2,541	5,27

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy

Kết quả ước lượng từ mô hình FGLS cho thấy các yếu tố đại diện cho chuyển đổi xanh, chính sách tiền tệ, thể chế và khoa học – công nghệ có mức độ tác động khác nhau đến lạm phát (INCP) tại các quốc gia Đông Nam Á, qua đó cho phép kiểm định các giả thuyết nghiên cứu đã đề xuất.

Trước hết, kết quả cho thấy lượng khí thải carbon dioxide (CEEL) có tác động dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 5% đối với lạm phát. Phát hiện này ủng hộ giả thuyết H1, cho thấy gia tăng phát thải carbon trong quá trình chuyển đổi xanh có thể làm gia tăng áp lực lạm phát thông qua kênh chi phí sản xuất, giá năng lượng và các cú sốc khí hậu. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu cho rằng phát thải CO₂ cao hơn thường đi kèm với mức lạm phát cao hơn ở cấp quốc gia, đặc biệt trong bối cảnh các nền kinh tế đang phát triển (Moessner, 2022; Mukherjee & Ouattara, 2021; Ferrari & Nispi Landi, 2025).

Một cách giải thích khác là quá trình chuyển đổi xanh thường đi kèm với chi phí điều chỉnh trong ngắn hạn, bao gồm chi phí năng lượng, chi phí tuân thủ các tiêu chuẩn môi trường và chi phí đầu tư vào công nghệ sạch. Những yếu tố này có thể làm gia tăng chi phí sản xuất trong giai đoạn đầu của quá trình chuyển đổi, từ đó tạo ra áp lực tăng giá trong nền kinh tế.

Đối với lãi suất cho vay (LEIR), kết quả ước lượng cho thấy biến này có tác động dương và có ảnh hưởng đáng kể đến lạm phát trong mô hình nghiên cứu, với hệ số hồi quy lớn và giá trị thống kê z cao. Điều này ủng hộ mạnh mẽ giả thuyết H2, đồng thời khẳng định vai trò trung tâm của kênh tiền tệ trong việc giải thích biến động lạm phát tại các quốc gia Đông Nam Á. Kết quả này phù hợp với các lập luận cho rằng lãi suất ảnh hưởng trực tiếp đến chi phí vốn, quyết định đầu tư và kỳ vọng giá cả, qua đó tác động mạnh đến lạm phát (Wang, 2025; Khan & cộng sự, 2025; Ridwan, 2022).

Kết quả này có thể được giải thích thông qua kênh truyền dẫn chi phí vốn trong nền kinh tế. Khi lãi suất cho vay tăng, chi phí vốn của doanh nghiệp tăng lên, từ đó làm gia tăng chi phí sản xuất và giá bán. Cơ chế này đặc biệt rõ rệt tại các nền kinh tế đang phát triển, nơi doanh nghiệp phụ thuộc nhiều vào tín dụng ngân hàng.

Khi lãi suất cho vay tăng, chi phí tài chính của doanh nghiệp tăng lên, làm gia tăng chi phí sản xuất và chi phí đầu tư. Các doanh nghiệp có xu hướng chuyển phần chi phí này vào giá bán, từ đó làm tăng mặt bằng giá chung của nền kinh tế. Ngoài ra, lãi suất cho vay cao cũng có thể phản ánh môi trường tiền tệ thắt chặt và kỳ vọng lạm phát gia tăng, qua đó tác động đến hành vi định giá của doanh nghiệp. Cơ chế này đặc biệt rõ rệt tại các nền kinh tế đang phát triển, nơi khu vực doanh nghiệp phụ thuộc nhiều vào tín dụng ngân hàng.

Bên cạnh đó, bài báo khoa học kỹ thuật (STJA) cho thấy tác động dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Kết quả này cho thấy giả thuyết H4 chưa được ủng hộ trong ngắn hạn. Trong giai đoạn đầu, sự gia tăng hoạt động khoa học - công nghệ thường đi kèm với chi phí đầu tư và triển khai, từ đó tạo áp lực gia tăng chi phí sản xuất và mặt bằng giá. Tuy nhiên, trong dài hạn, khoa học - công nghệ vẫn được kỳ vọng góp phần nâng cao năng suất, tiết kiệm chi phí và hỗ trợ kiểm soát lạm phát. Phát hiện này phù hợp với các luận điểm trước đây về vai trò của đổi mới sáng tạo đối với ổn định kinh tế vĩ mô (Holden, 1974; Ferrari & Nispi Landi, 2025).

Đối với yếu tố thể chế, biến kiểm soát tham nhũng (COCE) có hệ số mang dấu âm và đạt ý nghĩa thống kê ở mức 10%, cho thấy cải thiện chất lượng thể chế có xu hướng làm giảm lạm phát. Kết quả này ủng hộ giả thuyết H3, đồng thời phù hợp với các nghiên cứu cho rằng tham nhũng làm suy yếu hiệu quả điều hành chính sách và có thể làm gia tăng lạm phát thông qua thất thoát nguồn lực và kỷ luật tài khóa yếu (Özşahin & Üçler, 2017; Elkamel, 2019; Li & cộng sự, 2025). Mặc dù mức ý nghĩa chưa cao, phát hiện này vẫn cung cấp bằng chứng thực nghiệm quan trọng về vai trò của thể chế trong kiểm soát lạm phát tại các nền kinh tế đang phát triển.

Ngược lại, tổng chi tiêu của chính phủ cho giáo dục (GEOE) không cho thấy ý nghĩa thống kê trong mô hình FGLS. Kết quả này cho thấy giả thuyết H5 không được ủng hộ, hàm ý rằng tác động của chi tiêu giáo dục đến lạm phát trong ngắn hạn là không rõ ràng. Điều này phù hợp với các nghiên cứu cho rằng giáo dục chủ yếu ảnh hưởng đến lạm phát một cách gián tiếp và có độ trễ thông qua kênh tích lũy vốn nhân lực, năng suất và tăng trưởng dài hạn, thay vì tạo ra tác động tức thời lên mặt bằng giá (Kim & Lin, 2023; Challoumis, 2024).

Tổng thể, kết quả thực nghiệm cho thấy lãi suất cho vay và lượng khí thải carbon dioxide đều có ảnh hưởng đáng kể đến lạm phát; trong khi đó, khoa học – công nghệ có xu hướng gia tăng lạm phát trong ngắn

hạn nhưng được kỳ vọng hỗ trợ kiểm soát lạm phát trong dài hạn, còn chất lượng thể chế góp phần làm giảm áp lực lạm phát. Các phát hiện này nhìn chung phù hợp với khung lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm trước đây, đồng thời bổ sung bằng chứng cho khu vực Đông Nam Á – nơi mối quan hệ giữa chuyển đổi xanh, chính sách tiền tệ và thể chế đối với lạm phát vẫn còn ít được nghiên cứu trong một khuôn khổ thống nhất.

5. Kết luận

Nghiên cứu phân tích tác động của chuyển đổi xanh, lãi suất cho vay và thể chế đến lạm phát tại bảy quốc gia Đông Nam Á giai đoạn 2011–2024, sử dụng dữ liệu bảng và các phương pháp ước lượng Pooled OLS, FEM, REM và FGLS. Về mặt học thuật, nghiên cứu đóng góp vào tài liệu nghiên cứu thực nghiệm theo ba hướng. Thứ nhất, nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm mới về mối quan hệ giữa chuyển đổi xanh và lạm phát tại các quốc gia Đông Nam Á, khu vực còn ít được xem xét trong các nghiên cứu trước. Thứ hai, nghiên cứu kết hợp đồng thời các yếu tố môi trường, chính sách tiền tệ và chất lượng thể chế trong cùng một khung phân tích, qua đó mở rộng cách tiếp cận truyền thống khi nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến lạm phát. Thứ ba, nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm về vai trò của khoa học – công nghệ và kiểm soát tham nhũng trong việc hỗ trợ kiểm soát lạm phát trong bối cảnh chuyển đổi xanh.

Kết quả thực nghiệm cho thấy lãi suất cho vay và lượng khí thải carbon dioxide có tác động dương và có ý nghĩa thống kê đến lạm phát, trong đó lãi suất cho vay là một yếu tố có ảnh hưởng đáng kể đến lạm phát. Bài báo khoa học kỹ thuật có tác động dương đến lạm phát trong ngắn hạn, trong khi kiểm soát tham nhũng có tác động âm, cho thấy vai trò hỗ trợ của thể chế và tác động chuyển tiếp của khoa học - công nghệ đối với ổn định giá cả. Ngược lại, chi tiêu của chính phủ cho giáo dục không cho thấy ảnh hưởng thống kê rõ ràng đến lạm phát trong ngắn hạn.

Từ các kết quả trên, nghiên cứu gợi ý rằng các quốc gia Đông Nam Á cần điều hành lãi suất cho vay thận trọng, đồng thời tăng cường kiểm soát tham nhũng và thúc đẩy phát triển khoa học – công nghệ nhằm hỗ trợ kiểm soát lạm phát trong bối cảnh chuyển đổi xanh.

Tài liệu tham khảo

- Aghion, P., & Howitt, P. (1992). A model of growth through creative destruction. *Econometrica*, 60(2), 323–351.
- Aguila, N., & Wullweber, J. (2024). Greener and cheaper: green monetary policy in the era of inflation and high interest rates. *Eurasian Economic Review*, 14(1), 39–60.
- Altavilla, C., Boucinha, M., Pagano, M., & Polo, A. (2024). Climate risk, bank lending and monetary policy. ECB Working Paper No. 2024/2969.
- Ascari, G., Bonam, D., & Smadu, A. (2024). Global supply chain pressures, inflation, and implications for monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, 142, 103029. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2024.103029>
- Becker, G. S. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. University of Chicago Press.
- Boneva, L., Ferrucci, G., & Mongelli, F. P. (2022). Monetary policy and the green transition. *SUERF Policy Brief*, 268, 1–8.
- Bouri, E., Gabauer, D., Gupta, R., & Kinatader, H. (2023). Global geopolitical risk and inflation spillovers across European and North American economies. *Research in International Business and Finance*, 66, 102048. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2023.102048>
- Calcagnini, G., Giombini, G., & Carrera, E. J. (2024). *Bank Lending Policies and Green Transition*. DISEI, Università degli Studi di Firenze.
- Challoumis, C. (2024). The Inflation According to the Cycle of Money (CM). *Economic Alternatives*, 2, 324–353. <https://doi.org/10.37075/EA.2025.2.03>
- Chowdhury, K. B. (2024). Relationships between inflation, output growth, and uncertainty in the era of inflation stabilization: a multicountry study. *Empirical Economics*, 66(2), 623–650.

-
- Del Negro, M., Di Giovanni, J., & Dogra, K. (2023). Is the green transition inflationary?. *FRB of New York Staff Report*, (1053).
- Elkamel, H. (2019). The effect of corruption, seigniorage and borrowing on inflation. *PSU Research Review*, 3(1), 1-15.
- Ferrari, A., & Nispi Landi, V. (2025). Will the green transition be inflationary? Expectations matter. *IMF Economic Review*, 73(4), 1195-1258.
- Holden, C. (1974). Science, Technology, and Inflation. *Science*, 186(4158), 35-35.
- Kedward, K., Gabor, D., & Ryan-Collins, J. (2022). Aligning finance with the green transition: From a riskbased to an allocative green credit policy regime. UCL Institute for Innovation and Public Purpose (IIPP), Working Paper.
- Khan, S., Tariq, M., & Khan, M. A. (2025). Exploring the Impact of Monetary Policy and Institutional Quality on Inflation, Investment, and Economic Growth in G-10 Economies. In *Natural Resources Forum*. Oxford, UK: Blackwell Publishing Ltd.
- Kilian, L., & Zhou, X. (2022). The impact of rising oil prices on US inflation and inflation expectations in 2020–23. *Energy Economics*, 113, 106228. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.106228>
- Kim, D. H., & Lin, S. C. (2023). Income inequality, inflation and financial development. *Journal of empirical finance*, 72, 468-487.
- Li, X. I. N. G., Aghazadeh, S., Liaquat, M., Nassani, A. A., & Eweade, B. S. (2025). Transforming Costa Rica's environmental quality: The role of renewable energy, rule of law, corruption control, and foreign direct investment in building a sustainable future. *Renewable Energy*, 239, 121993. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2024.121993>
- Li, Y., Zhang, B., Fan, D., & Li, Z. (2021). Digital media, control of corruption, and emerging multinational enterprise's FDI entry mode choice. *Journal of Business Research*, 130, 247-259.
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407–437.
- Moessner, R. (2022). Evidence on climate policy, carbon dioxide emissions and inflation. *International Journal of Global Warming*, 28(2), 136-151.
- Mukherjee, K., & Ouattara, B. (2021). Climate and monetary policy: do temperature shocks lead to inflationary pressures?. *Climatic change*, 167(3), 32. <https://doi.org/10.1007/s10584-021-03149-2>
- Murau, S., Haas, A., & Guter-Sandu, A. (2024). Monetary architecture and the green transition. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 56(2), 382-401.
- Özşahin, Ş., & Üçler, G. (2017). The consequences of corruption on inflation in developing countries: Evidence from panel cointegration and causality tests. *Economies*, 5(4), 49. <https://doi.org/10.3390/economies5040049>
- Rahman, S. U., Faisal, F., Sami, F., Ali, A., Chander, R., & Amin, M. Y. (2024). Investigating the nexus between inflation, financial development, and carbon emission: empirical evidence from FARDL and frequency domain approach. *Journal of the Knowledge Economy*, 15(1), 292-318.
- Ridwan, M. (2022). Determinants of inflation: Monetary and macroeconomic perspectives. *KINERJA: Jurnal Manajemen Organisasi dan Industri*, 1(1), 1-10.
- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2), S71–S102.
- Su, R. (2025). China's Economic Resilience and Green Transition Amid Global Inflationary Pressures. *Journal of International Social Science*, 2(2), 175-179.
- Tabash, M. I., Farooq, U., El Refae, G. A., Abu-Rashed, J., & Al-Faryan, M. A. S. (2023). Financial inclusion and environmental quality: does corruption control matter?. *International Journal of Social Economics*, 50(8), 1123-1138.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214.
- Wang, O. (2025). Banks, low interest rates, and monetary policy transmission. *The Journal of Finance*, 80(3), 1379-1416.

TÁC ĐỘNG CỦA CHI TIÊU CÔNG CHO KHU VỰC XÃ HỘI ĐẾN TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ: XEM XÉT VAI TRÒ ĐIỀU TIẾT CỦA CHỈ SỐ PHÁT TRIỂN CÔNG NGHỆ THÔNG TIN

Cao Tân Huy

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: caohuy@ufm.edu.vn

Nguyễn Thị Bảo Ngọc*

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: ntb.ngoc@ufm.edu.vn

Trần Khánh Quỳnh

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: tkquynh@ufm.edu.vn

Mã bài: JED-2789

Ngày nhận: 24/12/2025

Ngày nhận bản sửa: 22/01/2026

Ngày duyệt đăng: 02/02/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2789

Tóm tắt:

Trong bối cảnh kinh tế số và chuyển đổi công nghệ toàn cầu, mối quan hệ giữa chi tiêu công cho khu vực xã hội và tăng trưởng kinh tế ngày càng thu hút sự quan tâm của giới nghiên cứu và hoạch định chính sách. Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu bảng của 161 quốc gia giai đoạn 2000 – 2023 (132 quốc gia có IDI cao và 29 quốc gia có IDI thấp) nhằm phân tích vai trò điều tiết của IDI trong tác động của chi tiêu công cho giáo dục (exe) và y tế (exm) đến tăng trưởng kinh tế (gdp). Về phương pháp, nghiên cứu kết hợp GMM hệ thống và hồi quy Bayes nhằm bảo đảm tính vững và độ tin cậy của các kết quả thực nghiệm. Kết quả cho thấy: exe và exm chưa thể hiện vai trò thúc đẩy gdp do phụ thuộc vào thể chế và việc sử dụng nguồn ngân sách có hợp lý, nhưng hiệu quả của các khoản chi này có xu hướng được cải thiện tại các quốc gia có IDI cao, phản ánh vai trò điều tiết của nền tảng công nghệ. Ngoài ra còn tồn tại sự khác biệt rõ rệt về tác động của exe và exm đến gdp giữa các quốc gia có IDI cao và IDI thấp. Kết quả này khẳng định vai trò điều tiết của sự phát triển công nghệ thông tin và truyền thông (ICT) trong mối quan hệ giữa chi tiêu công cho khu vực xã hội và tăng trưởng kinh tế.

Từ khóa: Chi tiêu công cho giáo dục, chi tiêu công cho y tế, tăng trưởng kinh tế, IDI.

Mã JEL: H52, H51, O40, O33.

The impact of public expenditure in the social sector on economic growth: Examining the moderating role of the ICT Development Index

Abstract

In the context of the digital economy and global technological transformation, the relationship between public expenditure on the social sector and economic growth has attracted increasing attention from researchers and policymakers. This research uses panel data from 161 countries over the period 2000 to 2023, including 132 countries with high Information and Communication Technology Development Index (IDI) and 29 countries with low IDI. It examines the moderating role of IDI in the impact of public expenditure in education (exe) and health (exm) on economic growth (gdp). The study applies a combination of system GMM and Bayesian regression to ensure robustness and reliability of the empirical results. The findings reveal that exe and exm do not consistently promote economic growth (gdp), as their effectiveness depends on institutional quality and the efficiency of budget use. However, the positive effects of these expenditures tend to be stronger in countries with high IDI, which reflects the moderating role of the technological foundation. There are clear differences in the effects of exe and exm on gdp between countries with high and low IDI. This result confirms the moderating role of information and communication technology development (ICT) in the relationship between public social expenditure and economic growth.

Keywords: Government expenditure on education, government expenditure on health, economic growth, ICT Development Index.

JEL Codes: H52, H51, O40, O33.

1. Đặt vấn đề

Trong bối cảnh toàn cầu hóa và kỷ nguyên số, chỉ tiêu công, đặc biệt là chỉ tiêu cho khu vực xã hội như giáo dục và y tế, ngày càng được xem là công cụ quan trọng thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và phát triển con người. Theo lý thuyết kinh tế hiện đại, sự can thiệp hợp lý của chính phủ thông qua chỉ tiêu công có thể khắc phục thất bại thị trường, nâng cao phúc lợi xã hội và tạo nền tảng cho tăng trưởng dài hạn (Devarajan & cộng sự, 1996; Baldacci & cộng sự, 2008). Tuy nhiên, hiệu quả của chỉ tiêu xã hội phụ thuộc lớn vào đặc điểm thể chế, nguồn lực và trình độ phát triển của từng quốc gia (Kutasi & Marton, 2020a; Zhang & cộng sự, 2019b).

Bên cạnh các lập luận lý thuyết chung, một số nghiên cứu thực nghiệm gần đây đã đi sâu phân tích vai trò của chỉ tiêu y tế và giáo dục thông qua kênh vốn nhân lực, song kết quả vẫn chưa thống nhất và phụ thuộc mạnh vào bối cảnh phát triển. Yang (2020) sử dụng dữ liệu các nước đang phát triển, cho thấy chỉ tiêu y tế chỉ tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế khi được chuyển hóa thành cải thiện vốn nhân lực, trong khi tác động trực tiếp trong ngắn hạn là không rõ ràng. Baldacci & cộng sự (2008) cũng nhấn mạnh rằng chỉ tiêu xã hội chỉ thúc đẩy tăng trưởng khi đạt được “ngưỡng hiệu quả” về chất lượng thể chế và quản trị công. Gần đây hơn, Bétila (2025) cung cấp bằng chứng rằng chỉ tiêu y tế công ở châu Phi không tự động cải thiện kết quả sức khỏe, mà hiệu quả của nó phụ thuộc đáng kể vào mức độ phát triển ICT – yếu tố giúp nâng cao hiệu quả cung cấp dịch vụ và khả năng tiếp cận của người dân. Tuy nhiên, các nghiên cứu này chủ yếu xem xét vai trò điều tiết của ICT trong phạm vi một khu vực hoặc một lĩnh vực chỉ tiêu riêng lẻ, chưa đặt trong khuôn khổ so sánh có hệ thống giữa các nhóm quốc gia theo mức độ phát triển số, cũng như chưa đánh giá đồng thời tác động của cả chỉ tiêu giáo dục và y tế lên tăng trưởng kinh tế.

Chỉ số phát triển ICT (IDI) cung cấp góc nhìn mới về vai trò điều tiết của công nghệ trong mối quan hệ giữa chỉ tiêu công và tăng trưởng kinh tế, khi phản ánh khả năng khuếch đại hiệu quả đầu tư công (ITU, 2017). Bằng chứng thực nghiệm cho thấy ICT nâng cao hiệu quả chi tiêu y tế (Bétila, 2025), thúc đẩy tăng trưởng tại các nước phát triển và OECD (Niebel, 2018; Appiah-Otoo & Song, 2021), trong khi tác động tại khu vực Khu vực Trung Đông và Bắc Phi (Middle East and North Africa - MENA) phụ thuộc vào trình độ giáo dục và vốn nhân lực (Hossain & cộng sự, 2024). Nhiều bằng chứng cũng cho thấy hạ tầng ICT gắn chặt với tăng trưởng kinh tế, khi đầu tư vào viễn thông và công nghệ thúc đẩy năng suất và năng lực cạnh tranh (Röller & Waverman, 2001; Koutroumpis, 2009; Czernich & cộng sự, 2011). Các nghiên cứu tại Đông Nam Á và Kazakhstan cũng khẳng định chỉ tiêu công và đầu tư ICT có tác động tích cực đến tăng trưởng (Ali & cộng sự, 2020; Petkovski & cộng sự, 2024a,b), qua đó cho thấy ICT có thể làm thay đổi hiệu quả của chỉ tiêu xã hội.

Tuy nhiên, phần lớn các nghiên cứu trước đây mới tập trung theo từng khu vực riêng lẻ, chưa có nhiều phân tích so sánh có hệ thống giữa các nhóm quốc gia theo mức độ phát triển số dựa trên IDI. Khoảng trống này đặc biệt quan trọng vì chênh lệch về trình độ số hóa có thể dẫn đến khác biệt lớn trong hiệu quả của chỉ tiêu xã hội đối với tăng trưởng. Đồng thời, về phương pháp, rất ít nghiên cứu so sánh trực tiếp kết quả ước lượng giữa GMM và Bayes trên cùng mô hình và dữ liệu, nhất là trong bối cảnh các nền kinh tế đang phát triển với dữ liệu ngắn, không cân bằng và tiềm ẩn nội sinh.

Xuất phát từ khoảng trống đó, bài báo này tập trung phân tích và so sánh tác động của chỉ tiêu chính phủ cho khu vực xã hội đến tăng trưởng kinh tế giữa hai nhóm quốc gia có IDI cao và IDI thấp bằng cách kết hợp hai phương pháp hồi quy dữ liệu bảng là GMM và Bayes để làm tăng độ tin cậy của kết quả nghiên cứu. Mục tiêu nghiên cứu là: (i) làm rõ sự khác biệt về mức độ và hướng tác động của chỉ tiêu chính phủ cho khu vực xã hội đến tăng trưởng kinh tế giữa nhóm quốc gia có IDI cao và IDI thấp; (ii) xem xét vai trò hỗ trợ của ICT trong tác động này, và (iii) đề xuất một số gợi ý chính sách nhằm tối ưu hóa hiệu quả chi tiêu công cho tăng trưởng kinh tế trong kỷ nguyên số.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Chỉ tiêu chính phủ cho khu vực xã hội và tăng trưởng kinh tế

Mối quan hệ giữa chi tiêu công cho khu vực xã hội (giáo dục và y tế) với tăng trưởng kinh tế có cơ sở lý thuyết vững chắc trong các mô hình tăng trưởng kinh tế hiện đại, đặc biệt thông qua vai trò của vốn con người. Các lý thuyết tăng trưởng cổ điển cho rằng tăng trưởng kinh tế chủ yếu dựa vào đất đai, lao động và vốn vật chất, tuy nhiên cách tiếp cận này chưa giải thích được sự khác biệt về tăng trưởng giữa các quốc gia có điều kiện tài nguyên tương đồng (Petty, 1899; Smith, 1776; Ricardo, 1817). Điều này cho thấy chất lượng nguồn nhân lực, đặc biệt là trình độ học vấn và sức khỏe của người lao động, là yếu tố then chốt của tăng trưởng dài hạn. Các mô hình tăng trưởng tân cổ điển và nội sinh đã khắc phục hạn chế trên bằng cách đưa vốn con người vào trung tâm phân tích. Mô hình Solow–Swan (1956) chỉ ra rằng bên cạnh vốn và lao động, chất lượng lao động đóng vai trò quan trọng đối với tăng trưởng. Phát triển hơn, mô hình tăng trưởng nội sinh của Romer (1990) khẳng định rằng tri thức và kỹ năng của con người được hình thành thông qua đầu tư cho giáo dục và nghiên cứu. Khi chi tiêu công cho giáo dục gia tăng, năng lực tiếp thu và sáng tạo công nghệ của người lao động được cải thiện, từ đó nâng cao năng suất và sản lượng của nền kinh tế. Song song đó, chi tiêu công cho y tế góp phần nâng cao sức khỏe và tuổi thọ lao động, giảm thời gian gián đoạn lao động do bệnh tật và gia tăng hiệu quả làm việc. Giáo dục và y tế vì vậy có mối quan hệ hỗ trợ trong quá trình tích lũy vốn con người. Các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy chi tiêu công cho giáo dục và y tế có tác động đến tăng trưởng kinh tế, đặc biệt trong dài hạn (Baldacci & cộng sự, 2008; Zhang & cộng sự, 2019a). Tuy nhiên, chiều hướng và mức độ tác động còn phụ thuộc vào cấu trúc chi tiêu và năng lực thực thi chính sách (Devarajan & cộng sự, 1996). Nhìn chung, chi tiêu công cho giáo dục và y tế tác động đến tăng trưởng kinh tế thông qua việc nâng cao chất lượng vốn con người và năng suất lao động, qua đó tạo nền tảng cho tăng trưởng bền vững.

2.2. Chỉ số phát triển công nghệ thông tin (IDI)

Chỉ số phát triển công nghệ thông tin và truyền thông (ICT Development Index – IDI) được Liên minh Viễn thông Quốc tế (ITU) giới thiệu từ năm 2009 nhằm đo lường mức độ phát triển ICT của các quốc gia dựa trên ba trụ cột: Tiếp cận (access), sử dụng (use) và kỹ năng (skills) (ITU, 2017). IDI phản ánh khả năng của một quốc gia trong việc triển khai hạ tầng số, phổ cập dịch vụ viễn thông – Internet, và khai thác nguồn nhân lực số để phục vụ phát triển kinh tế – xã hội.

IDI được sử dụng rộng rãi trong nghiên cứu để phân loại quốc gia theo mức độ phát triển số. Các nước có IDI cao thường sở hữu hạ tầng ICT hiện đại, tỷ lệ người dùng Internet cao và hệ thống giáo dục – kỹ năng số phát triển. Ngược lại, các nước có IDI thấp thường gặp hạn chế trong tiếp cận công nghệ, chi phí cao, và thiếu hụt nguồn nhân lực ICT. Do đó, IDI không chỉ là một chỉ số thống kê, mà còn được xem như công cụ phân tích quan trọng để lý giải sự khác biệt trong hiệu quả của chi tiêu công, đặc biệt là chi tiêu xã hội, đối với tăng trưởng kinh tế (Appiah-Otoo & Song, 2021; Niebel, 2018).

2.3. Sự phát triển của công nghệ, chi tiêu chính phủ cho khu vực xã hội và tăng trưởng kinh tế

Sự phát triển của công nghệ, đặc biệt là ICT, có thể làm thay đổi cơ chế tác động của chi tiêu công đến tăng trưởng kinh tế. Một mặt, ICT đóng vai trò khuếch đại tác động: Khi chính phủ tăng chi tiêu cho y tế và giáo dục, sự phát triển ICT giúp cải thiện hiệu quả cung cấp dịch vụ công, mở rộng khả năng tiếp cận và nâng cao chất lượng nguồn nhân lực (Bétila, 2025; Hossain & cộng sự, 2024). Mặt khác, ICT tạo ra kênh tăng trưởng mới thông qua việc thúc đẩy đổi mới sáng tạo, cải thiện năng suất, mở rộng thị trường và gắn kết chặt chẽ hơn giữa các lĩnh vực của nền kinh tế (Röller & Waverman, 2001; Koutroumpis, 2009; Czernich & cộng sự, 2011).

Các nghiên cứu cũng chỉ ra rằng tác động của ICT đến tăng trưởng phụ thuộc vào mức độ phát triển số của mỗi quốc gia. Ở nhóm nước có IDI cao, ICT phát huy vai trò hỗ trợ mạnh mẽ, làm tăng hiệu quả của chi tiêu xã hội, trong khi ở các nước IDI thấp, hạn chế về hạ tầng và kỹ năng số khiến tác động này bị suy giảm (Appiah-Otoo & Song, 2021; Niebel, 2018). Điều này hàm ý rằng khoảng cách số giữa các quốc gia có thể dẫn đến sự khác biệt đáng kể trong hiệu quả của chi tiêu công cho khu vực xã hội đối với tăng trưởng kinh tế.

2.4. Lược khảo nghiên cứu

Trong nhiều thập kỷ, mối quan hệ giữa chi tiêu công, đặc biệt là chi tiêu cho khu vực xã hội, và tăng trưởng kinh tế đã được nghiên cứu rộng rãi. Devarajan & cộng sự (1996) cho thấy tác động của chi tiêu công không chỉ phụ thuộc vào quy mô mà còn vào cơ cấu phân bổ. Các nghiên cứu tiếp theo khẳng định chi tiêu cho giáo dục và y tế góp phần nâng cao vốn nhân lực và thúc đẩy tăng trưởng bền vững, chủ yếu thông qua các mô hình dữ liệu bảng tĩnh và động như fixed effects và GMM hệ thống (Baldacci & cộng sự, 2008; Zhang & cộng sự, 2019). Ở cấp độ khu vực, Kutasi & Marton (2020b) và Petkovski & cộng sự (2024a) cũng chỉ ra tác động tích cực dài hạn của chi tiêu công đến tăng trưởng, đồng thời nhấn mạnh vai trò của thể chế. Tuy nhiên, phần lớn các nghiên cứu này chưa xem xét đầy đủ vai trò của mức độ phát triển số trong việc quyết định hiệu quả chi tiêu công.

Song song đó, một nhánh nghiên cứu lớn tập trung vào tác động của công nghệ thông tin và truyền thông (ICT) và chỉ số phát triển ICT (IDI) đối với tăng trưởng kinh tế. Các nghiên cứu kinh điển của Rölller & Waverman (2001), Koutroumpis (2009) và Czernich & cộng sự (2011) khẳng định hạ tầng viễn thông và băng rộng có tác động lan tỏa mạnh mẽ đến tăng trưởng tại các nước OECD. Niebel (2018) và Appiah-Otoo & Song (2021) cho thấy ICT thúc đẩy tăng trưởng ở cả các nhóm quốc gia, song với cường độ khác nhau. Các nghiên cứu gần đây nhấn mạnh vai trò điều kiện của ICT khi kết hợp với vốn nhân lực và chi tiêu xã hội, như tại khu vực MENA (Hossain & cộng sự, 2024) và châu Phi (Bétila, 2025).

Một số nghiên cứu đã bước đầu kết hợp chi tiêu công, ICT và tăng trưởng kinh tế. Ali & cộng sự (2020) chứng minh ICT giúp nâng cao hiệu quả chi tiêu công tại Kazakhstan, trong khi Bétila (2025) và Hossain & cộng sự (2024) khẳng định vai trò trung gian của ICT thông qua các mô hình tương tác. Tuy nhiên, các nghiên cứu này chủ yếu giới hạn trong phạm vi quốc gia hoặc khu vực.

Tóm lại, dù bằng chứng thực nghiệm đã xác nhận vai trò của chi tiêu xã hội và ICT đối với tăng trưởng kinh tế, vẫn thiếu các phân tích so sánh liên quốc gia dựa trên mức độ phát triển ICT. Khoảng trống này đặt ra nhu cầu nghiên cứu tác động của chi tiêu chính phủ cho khu vực xã hội đến tăng trưởng kinh tế trong mối tương quan với IDI, thông qua so sánh giữa các nhóm quốc gia có IDI cao và thấp – cũng chính là trọng tâm của nghiên cứu này.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Dựa vào nghiên cứu của Baldacci & cộng sự (2008), Petkovski & cộng sự (2024a), Bétila (2025), Zhang & cộng sự (2019b), nhóm tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu thực nghiệm để nghiên cứu tác động của chi tiêu chính phủ cho khu vực xã hội đến tăng trưởng kinh tế giữa các quốc gia có IDI cao và IDI thấp.

$$gdp_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 exe_{i,t} + \alpha_2 exm_{i,t} + \alpha_x X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$gdp_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 exe_{i,t} + \beta_2 exm_{i,t} + \beta_3 idi_{i,2024} + \beta_4 exed_{i,t} + \beta_5 exmd_{i,t} + \beta_x X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Trong đó: i là quốc gia và t là thời gian

$gdp_{i,t}$: Tăng trưởng kinh tế của quốc gia i tại năm t

$exe_{i,t}$: Chi tiêu chính phủ cho giáo dục của quốc gia i tại năm t

$exm_{i,t}$: Chi tiêu chính phủ cho y tế của quốc gia i tại năm t

$idi_{i,2024}$: là chỉ số phát triển công nghệ thông tin của quốc gia i năm 2024, đóng vai trò là biến giả; nhận giá trị = 1 nếu quốc gia có IDI 2024 đạt từ 50/100 điểm trở lên và nhận giá trị = 0 nếu quốc gia đó có IDI 2024 đạt dưới 50/100 điểm. Tháng 3/2017, ITU đã thông qua bộ chỉ số IDI sửa đổi gồm 14 chỉ số, song do hạn chế về chất lượng và tính sẵn có của dữ liệu, phiên bản này không được công bố. Sau đó, Ban Thư ký ITU phối hợp với các nhóm chuyên gia về chỉ số viễn thông/công nghệ thông tin và truyền thông (Expert Group on Telecommunication/ICT Indicators - EGTI) và nhóm chuyên gia về chỉ số ICT hộ gia đình (Expert Group on ICT Household Indicators - EGH) đã phát triển phương pháp luận IDI mới dựa trên khái niệm kết

Bảng 1. Mô tả biến

Biến	Ký hiệu	Đo lường	Kỳ vọng	Nguồn dữ liệu	Nguồn tham khảo
Biến phụ thuộc					
Tăng trưởng kinh tế	gdp	Tốc độ tăng trưởng hàng năm của Tổng sản phẩm quốc nội thực tế bình quân đầu người được tính bằng phần trăm thay đổi của GDP thực tế bình quân đầu người giữa hai năm liên tiếp.		World Bank Open Data	Devarajan & cộng sự (1996); Kutasi & Marton (2020a)
Biến độc lập (Chi tiêu chính phủ cho khu vực xã hội)					
Chi tiêu chính phủ cho giáo dục	exe	Chi tiêu chung của chính phủ cho giáo dục (chi thường xuyên, chi đầu tư và chuyển giao) được thể hiện bằng tỷ lệ phần trăm GDP.	+/-	World Bank Development Indicators	Baldacci & cộng sự (2008); Petkovski & cộng sự (2024a)
Chi tiêu chính phủ cho y tế	exm	Chi tiêu chung của chính phủ cho y tế tính theo tỷ lệ phần trăm GDP. Đây là nguồn lực tài chính do chính phủ phân bổ để tài trợ cho các dịch vụ chăm sóc sức khỏe, các sáng kiến y tế công cộng, cơ sở hạ tầng y tế và các hoạt động liên quan.	+/-	World Bank Development Indicators	Baldacci & cộng sự (2008); Bétila (2025)
Biến giả					
Chỉ số phát triển công nghệ thông tin	idi	Là biến giả thể hiện mức độ phát triển công nghệ thông tin của quốc gia dựa vào chỉ số phát triển công nghệ thông tin 2024 (IDI 2024); nhận giá trị 1 nếu IDI 2024 \geq 50 % (đạt 50/100 điểm trở lên), nhận giá trị 0 nếu IDI 2024 < 50% (đạt dưới 50/100 điểm)	+	ITU	ITU (2017); Ali & cộng sự (2020)
Biến kiểm soát					
Đầu tư trực tiếp nước ngoài	fdi	Nguồn vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (% của GDP)	-	World Bank Development Indicators	Appiah-Otoo & Song (2021); Niebel (2018)
Độ mở thương mại	to	Tổng giá trị xuất nhập khẩu hàng hóa và dịch vụ của một quốc gia so với GDP (%)	+	World Bank Development Indicators	Röller & Waverman (2001); Koutroumpis (2009); Czernich & cộng sự (2011)
Tỷ lệ lạm phát	inf	Phần trăm thay đổi của Chỉ số giá tiêu dùng (CPI) trong khoảng thời gian một năm (%)	+	World Bank Development Indicators; IMF	Kutasi & Marton (2020b)
Tỷ lệ thất nghiệp	un	Tỷ lệ lực lượng lao động không có việc làm nhưng có khả năng và đang tìm kiếm việc làm (%)	-	World Bank Development Indicators	Appiah-Otoo & Song (2021); Hossain & cộng sự (2024)

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp

nổi toàn diện và có ý nghĩa, và chỉ đến năm 2023 IDI mới được chuẩn hóa và công bố chính thức. Để bảo đảm tính nhất quán của dữ liệu bảng theo thời gian và phản ánh sự khác biệt mang tính ngưỡng trong mức độ phát triển ICT, nghiên cứu sử dụng biến giả IDI, nhận giá trị 1 nếu IDI \geq 50 và 0 nếu ngược lại. Ngưỡng

50 điểm dựa trên phân loại chính thức của ITU về mức kết nối có ý nghĩa tối thiểu và phù hợp với thông lệ nghiên cứu trước (Oanh & cộng sự, 2023).

$exed_{i,t} = exe_{i,t} * idi_{i,2024}$ là biến tương tác giữa chi tiêu chính phủ cho giáo dục với biến giả idi ;

$exmd_{i,t} = exm_{i,t} * idi_{i,2024}$ là biến tương tác giữa chi tiêu chính phủ cho y tế với biến giả idi ;

$X_{i,t}$ là tập hợp các biến kiểm soát của quốc gia i tại năm t bao gồm : fdi – đầu tư trực tiếp nước ngoài, to – độ mở thương mại, inf – tỷ lệ lạm phát, un – tỷ lệ thất nghiệp.

α_0 và β_0 : Hệ số chặn ;

$\alpha_1 - \alpha_2; \beta_1 - \beta_5; \alpha_x; \beta_x$: Hệ số hồi quy

$\varepsilon_{i,t}$: Sai số

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Bài viết sử dụng dữ liệu bảng của 161 quốc gia (132 quốc gia có IDI cao và 29 quốc gia có IDI thấp) trong giai đoạn 2000–2023, được tổng hợp từ các nguồn đáng tin cậy như Ngân hàng Thế giới và Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF). Theo xếp hạng IDI 2024 của ITU, dữ liệu ban đầu gồm 169 quốc gia; sau khi loại bỏ các quốc gia có dữ liệu thiếu hụt nghiêm trọng, mẫu nghiên cứu còn 161 quốc gia nhằm bảo đảm độ chính xác và độ tin cậy của kết quả ước lượng. Phương pháp đo lường và nguồn dữ liệu của các biến được trình bày trong Bảng 1.

3.3. Phương pháp nghiên cứu

Bài viết áp dụng kết hợp hai phương pháp ước lượng là GMM động cho phương trình (1) và hồi quy Bayes (2) nhằm bảo đảm tính vững của kết quả. Do khả năng tồn tại quan hệ nhân – quả hai chiều giữa chi tiêu công cho giáo dục, y tế, đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), độ mở thương mại và tăng trưởng kinh tế, nghiên cứu sử dụng phương pháp GMM cho dữ liệu bảng động (Arellano–Bond/Blundell–Bond). Các biến chi tiêu cho khu vực xã hội, FDI và độ mở thương mại được xem là biến nội sinh hoặc xác định trước và được công cụ hóa bằng các độ trễ phù hợp của chính chúng nhằm xử lý vấn đề nội sinh và sai lệch ước lượng. Tính hợp lệ của bộ công cụ được đánh giá thông qua kiểm định Hansen/Sargan và kiểm định tự tương quan Arellano–Bond. Song song với đó, hồi quy Bayes kết hợp dữ liệu quan sát với thông tin tiên nghiệm để suy ra phân phối hậu nghiệm của các tham số, cho phép diễn giải kết quả dưới dạng xác suất. So sánh kết quả ước lượng giữa phương pháp Bayes và GMM giúp đánh giá độ nhất quán và độ nhạy của các ước lượng, qua đó nâng cao độ tin cậy của kết luận thực nghiệm. Sự tương đồng về dấu, độ lớn và mức độ chắc chắn của các tham số củng cố tính vững của kết quả, trong khi các khác biệt (nếu có) phản ánh mức độ nhạy đối với giả định phương pháp luận, đặc biệt trong xử lý bất định, nội sinh và thông tin tiên nghiệm. Nhờ đó, nghiên cứu vừa cung cấp bằng chứng thực nghiệm, vừa làm rõ giá trị bổ sung của tiếp cận Bayes so với phương pháp

Bảng 2. Thống kê mô tả biến

Các biến	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
gdp	3,5547	5,4940	-54,2359	86,8268
exe	4,3881	1,7714	0,1272	13,3844
exm	3,2917	2,1329	0,0622	12,0627
exed	3,6778	2,3351	0,0000	13,3844
exmd	2,9930	2,3770	0,0000	12,0627
fdi	5,4970	16,8709	-117,4202	449,0809
to	66,8039	41,5225	7,8059	419,9623
inf	7,1056	20,8547	-10,0675	557,2018
un	7,8884	5,9314	0,1000	37,3200
idi	0,8199	0,3843	0,0000	1,0000

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp từ kết quả STATA 17.0

Bảng 3. Kết quả hồi quy GMM

Nhóm quốc gia có IDI cao				Nhóm quốc gia có IDI thấp					
Biến	Hệ số	Sai số chuẩn	Thống kê t	Mức ý nghĩa	Biến	Hệ số	Sai số chuẩn	Thống kê t	Mức ý nghĩa
L1.gdp	0,065	0,086	1,76	*	L1.gdp	0,151	0,062	2,43	**
exe	-1,715	0,553	-3,10	***	exe	-1,946	1,372	-1,64	*
exm	-6,030	1,400	-4,31	***	exm	-6,786	1,555	-1,65	*
fdi	0,012	0,015	1,76	*	fdi	0,002	0,026	1,67	*
to	0,114	0,063	1,81	*	to	0,026	0,044	1,93	*
inf	-0,063	0,026	-2,42	**	inf	-0,023	0,007	-3,33	***
un	-0,284	0,143	-1,99	**	un	-1,363	0,730	-1,87	*
Số quan sát	3168				Số quan sát	696			
Số nhóm quốc gia	132				Số nhóm quốc gia	29			
Số năm quan sát	24				Số năm quan sát	24			
Số biến công cụ	14				Số biến công cụ	12			
Thống kê F	16,65 (p = 0,000)				Thống kê F	5,7 (p = 0,000)			
Kiểm định Arellano-Bond	AR(1) p = 0,007 AR(2) p = 0,247				Kiểm định Arellano-Bond	AR(1) p = 0,003 AR(2) p = 0,449			
Kiểm định ràng buộc quá mức (Overidentification tests)	Kiểm định Sargan: $\chi^2(6) = 83,01$ (p = 0,000) Kiểm định Hansen: $\chi^2(6) = 10,89$ (p = 0,054)				Kiểm định ràng buộc quá mức (Overidentification tests)	Kiểm định Sargan: $\chi^2(5) = 7,8$ (p = 0,648) Kiểm định Hansen: $\chi^2(5) = 7,41$ (p = 0,686)			

Chú thích: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10.
 Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp từ kết quả STATA 17.0

tần suất truyền thống như GMM trong phân tích dữ liệu kinh tế vĩ mô.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Mô tả thống kê

Bảng 2 cho thấy tăng trưởng kinh tế (gdp) trung bình đạt 3,55% nhưng biến động rất lớn (-54,23% đến 86,83%), phản ánh sự khác biệt rõ rệt giữa các quốc gia. Chi tiêu cho giáo dục (exe) và y tế (exm) lần lượt chiếm trung bình 4,39% và 3,29% GDP, với biên độ dao động rộng, cho thấy mức độ ưu tiên và năng lực tài chính cho khu vực xã hội không đồng đều giữa các nước.

4.2. Kết quả hồi quy

4.2.1. Kết quả hồi quy GMM

(Xem Bảng 3)

Bảng 3 cho thấy kết quả GMM hệ thống phản ánh sự khác biệt rõ rệt về động lực tăng trưởng giữa các quốc gia có IDI cao và thấp. Chi tiêu cho giáo dục và y tế đều tác động âm đến tăng trưởng ở cả hai nhóm, song mức độ tiêu cực nhỏ hơn ở nhóm IDI cao, hàm ý vai trò của ICT trong việc làm giảm tác động bất lợi của chi tiêu cho khu vực xã hội đến tăng trưởng kinh tế. Tăng trưởng trễ mang dấu dương, trong khi lạm phát và thất nghiệp tác động âm nhất quán, cho thấy chi tiêu xã hội chỉ phát huy hiệu quả khi gắn với điều kiện vĩ mô ổn định và mức độ phát triển ICT phù hợp.

4.2.2. Kết quả hồi quy Bayes

Kết quả hồi quy Bayes trong Bảng 4 cho thấy mô hình có độ tin cậy cao, với hiệu quả MCMC ổn định (Avg efficiency: min = 0,9878), chỉ số Gelman-Rubin (Rc = 1,0000) cho thấy các chuỗi hội tụ tốt (Gelman & Rubin, 1992), và sai số chuẩn Monte Carlo rất nhỏ (MCSE ≤ 0,004), phản ánh độ chính xác và tính vững của các ước lượng (Flegal, 2008).

4.2.3. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Kết quả thực nghiệm từ hồi quy GMM hệ thống (Bảng 3) và hồi quy Bayes (Bảng 4, Bảng 5) cho thấy sự nhất quán cao về chiều tác động của các biến chủ chốt, đồng thời hai

Bảng 4. Kết quả hồi quy Bayes

	Giá trị trung bình	MCSE	Khoảng tin cậy 95%	
exe	-0,1791	0,0007	-0,4180	0,0628
exm	-0,1264	0,0014	-0,3640	0,6151
to	0,0137	0,0000	0,0089	0,0186
fdi	0,0131	0,0000	0,0030	0,0232
inf	-0,0180	0,0000	-0,0262	-0,0100
un	-0,0599	0,0001	-0,0914	-0,0282
idi	0,8758	0,0026	-0,0074	1,7710
exed	0,1069	0,0008	-0,1608	0,3734
exmd	0,6944	0,0015	0,1967	1,1927
_cons	4,5218	0,0022	3,7668	5,2752
var	27,1368	0,0038	25,9080	28,4394
Hiệu quả trung bình nhỏ nhất			0,9878	
Giá trị chuẩn đoán Gelman-Rubin (Rc) lớn nhất			1,0000	

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp từ kết quả STATA 17.0

Bảng 5. Xác suất hậu nghiệm

	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Sai số chuẩn
prob1: (gdp:exe) < 0	0,9269	0,2604	0,0015
prob1: (gdp:exm) < 0	0,6939	0,4609	0,0027
prob1: (gdp:to) > 0	1,0000	0,0000	0,0000
prob1: (gdp:fdi) > 0	0,9944	0,0749	0,0004
prob1: (gdp:inf) < 0	1,0000	0,0000	0,0000
prob1: (gdp:idi) > 0	0,9739	0,1594	0,0009
prob1: (gdp:un) < 0	0,9999	0,0082	0,0000
prob1: (gdp:exed) > 0	0,7862	0,4099	0,0024
prob1: (gdp:exmd) > 0	0,9969	0,0549	0,0003

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp từ kết quả STATA 17.0

phương pháp bổ trợ lẫn nhau trong việc phản ánh cả tác động trung bình có điều kiện và xác suất hậu nghiệm của các mối quan hệ kinh tế. Sự phù hợp này góp phần củng cố độ tin cậy của các kết luận thực nghiệm.

Đối với chỉ tiêu chính phủ cho giáo dục (exe), kết quả ước lượng từ cả phương pháp GMM và hồi quy Bayes cho thấy hệ số mang dấu âm ở cả hai nhóm quốc gia, với mức độ tác động tiêu cực thấp hơn tại nhóm quốc gia có chỉ số phát triển ICT (IDI) cao. Kết quả này không hàm ý rằng giáo dục là yếu tố cản trở tăng trưởng trong dài hạn, mà phản ánh tác động bất lợi trong ngắn hạn hoặc trung hạn của chỉ tiêu giáo dục khi hiệu quả phân bổ ngân sách và năng lực hấp thụ của nền kinh tế còn hạn chế. Về mặt lý thuyết, các nghiên cứu về cơ cấu chi tiêu công cho rằng chi tiêu cho giáo dục thường có độ trễ dài, trong khi chi phí ngân sách phát sinh ngay, có thể làm giảm tích lũy vốn vật chất và gây hiệu ứng “lấn át” đầu tư tư nhân trong ngắn hạn (Devarajan & cộng sự, 1996; Barro, 1990). Baldacci & cộng sự (2008) cũng nhấn mạnh rằng chi tiêu giáo dục chỉ thúc đẩy tăng trưởng khi đi kèm với chất lượng thể chế tốt và cơ chế phân bổ hiệu quả. Tuy nhiên, biến tương tác giữa chỉ tiêu giáo dục và mức độ phát triển ICT (exed) lại mang dấu dương và có ý nghĩa, hàm ý rằng ICT đóng vai trò như chất xúc tác, giúp nâng cao hiệu quả chi tiêu giáo dục thông qua cải thiện tiếp cận tri thức, đổi mới phương pháp đào tạo và tăng khả năng chuyển hóa đầu tư giáo dục thành năng suất lao động. Phát hiện này phù hợp với các nghiên cứu cho rằng ICT khuếch đại tác động của vốn con người lên tăng trưởng kinh tế (Niebel, 2018; Ali & cộng sự, 2020; Appiah-Otoo & Song, 2021).

Đối với chỉ tiêu chính phủ cho y tế (exm), cả GMM và Bayes đều cho kết quả nhất quán rằng chi tiêu y tế không thúc đẩy tăng trưởng kinh tế trong ngắn hạn, thậm chí có tác động âm. Về mặt lý thuyết, chi tiêu y

tế thường được xem là khoản chi mang tính phúc lợi xã hội, với mục tiêu chính là cải thiện sức khỏe và chất lượng sống, trong khi tác động lên năng suất lao động và tăng trưởng kinh tế cần thời gian dài để hiện thực hóa. Trong ngắn hạn, chi tiêu y tế gia tăng có thể làm gia tăng gánh nặng ngân sách mà chưa tạo ra ngay giá trị gia tăng kinh tế (Bloom & cộng sự, 2004; Hossain & cộng sự, 2024). Tuy nhiên, kết quả hồi quy Bayes cho thấy biến tương tác giữa chi tiêu y tế và ICT (exmd) mang dấu dương mạnh với xác suất gần như tuyệt đối, cho thấy việc ứng dụng ICT trong y tế giúp nâng cao hiệu quả cung cấp dịch vụ, cải thiện sức khỏe lao động và qua đó làm suy giảm tác động bất lợi của chi tiêu y tế lên tăng trưởng (Bétila, 2025).

Kết quả đối với các biến kiểm soát nhìn chung phù hợp với kỳ vọng lý thuyết: độ mở thương mại và đầu tư trực tiếp nước ngoài tác động tích cực đến tăng trưởng, trong khi lạm phát và thất nghiệp mang dấu âm, phản ánh vai trò cản trở của bất ổn kinh tế vĩ mô, phù hợp với các nghiên cứu trước (Röller & Waverman, 2001; Koutroumpis, 2009; Kutasi & Marton, 2020a). Đáng chú ý, chỉ số phát triển ICT (idi) thể hiện vai trò nổi bật trong hồi quy Bayes với hệ số lớn và xác suất tác động dương cao, cho thấy ICT vừa thúc đẩy tăng trưởng trực tiếp vừa khuếch đại hiệu quả chi tiêu công xã hội. Dù idi không được đưa trực tiếp vào mô hình GMM, việc phân tách mẫu theo mức IDI đã làm rõ sự khác biệt về động lực tăng trưởng giữa các quốc gia, phù hợp với Czernich & cộng sự (2011), Niebel (2018) và Appiah-Otoo & Song (2021). Nhìn chung, sự nhất quán giữa kết quả Bayes và GMM củng cố độ tin cậy của phát hiện và khẳng định vai trò trung tâm của ICT trong nâng cao hiệu quả chi tiêu công, hàm ý rằng chính sách tăng trưởng trong kỷ nguyên số cần tích hợp đầu tư xã hội với phát triển hạ tầng ICT.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

5.1. Kết luận

Nghiên cứu phân tích tác động của chi tiêu chính phủ cho khu vực xã hội đến tăng trưởng kinh tế và vai trò điều tiết của mức độ phát triển công nghệ thông tin và truyền thông (ICT), đo lường bằng chỉ số IDI, trên dữ liệu bảng 161 quốc gia giai đoạn 2000–2023 từ các nguồn quốc tế uy tín. Bằng cách kết hợp GMM hệ thống và hồi quy Bayes, kết quả cho thấy chi tiêu cho giáo dục và y tế chưa trực tiếp thúc đẩy tăng trưởng, song hiệu quả được cải thiện đáng kể tại các quốc gia có mức độ phát triển ICT cao, phản ánh vai trò điều kiện của nền tảng công nghệ. Các biến kiểm soát vĩ mô phù hợp với kỳ vọng lý thuyết, trong khi sự khác biệt rõ rệt giữa các nhóm quốc gia có IDI cao và thấp khẳng định vai trò điều tiết của ICT trong mối quan hệ giữa chi tiêu công xã hội và tăng trưởng kinh tế.

5.2. Hàm ý chính sách

Từ các kết quả thực nghiệm, nghiên cứu rút ra một số hàm ý chính sách nhằm nâng cao hiệu quả chi tiêu chính phủ cho khu vực xã hội trong bối cảnh chuyển đổi số.

Thứ nhất, chính sách giáo dục cần gắn chặt với phát triển hạ tầng ICT, bởi gia tăng chi tiêu giáo dục đơn thuần khó thúc đẩy tăng trưởng nếu thiếu nền tảng công nghệ. Do đó, bên cạnh mở rộng ngân sách, chính phủ cần ưu tiên chuyển đổi số trong giáo dục, ứng dụng công nghệ vào giảng dạy và nâng cao kỹ năng số cho lực lượng lao động nhằm nâng cao hiệu quả dài hạn của chi tiêu giáo dục.

Thứ hai, chi tiêu y tế cần được định hướng dài hạn và tích hợp ICT. Thay vì kỳ vọng tác động tăng trưởng ngắn hạn, chính sách nên tập trung vào nâng cao chất lượng dịch vụ, hiện đại hóa hệ thống y tế và ứng dụng công nghệ trong quản lý và chăm sóc sức khỏe, qua đó cải thiện năng suất lao động và tăng trưởng bền vững.

Thứ ba, phát triển ICT cần được xem là trụ cột trung tâm của chiến lược tăng trưởng. Kết quả nghiên cứu cho thấy ICT vừa là động lực tăng trưởng trực tiếp, vừa là yếu tố điều kiện giúp chi tiêu công xã hội phát huy hiệu quả. Vì vậy, các quốc gia, đặc biệt là nhóm có IDI thấp, cần ưu tiên đầu tư vào hạ tầng số và thu hẹp khoảng cách số để khuếch đại tác động của các chính sách xã hội đối với tăng trưởng kinh tế.

Tài liệu tham khảo

- Ali, M. A., Alam, K., Taylor, B., & Rafiq, S. (2020). Does ICT maturity catalyse economic development? Evidence from a panel data estimation approach in OECD countries. *Economic analysis and policy*, 68, 163-174.
- Appiah-Otoo, I., & Song, N. (2021). The impact of ICT on economic growth: Comparing rich and poor countries. *Telecommunications Policy*, 45(2), 102082. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2020.102082>
- Baldacci, E., Clements, B., Gupta, S., & Cui, Q. (2008). Social spending, human capital, and growth in developing countries. *World Development*, 36(8), 1317-1341. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2007.08.003>
- Barro, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2), S103-S125. <https://doi.org/10.1086/261726>
- Bétula, R. R. (2025). Public health expenditure and health outcomes in Africa: The moderating effect of ICT development. *Journal of the Knowledge Economy*, 16, 2719-2750. <https://doi.org/10.1007/s13132-024-02069-7>
- Bloom, D. E., Canning, D., & Sevilla, J. (2004). The effect of health on economic growth: A production function approach. *World Development*, 32(1), 1-13. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2003.07.002>
- Czernich, N., Falck, O., Kretschmer, T., & Woessmann, L. (2011). Broadband infrastructure and economic growth. *The Economic Journal*, 121(552), 505-532. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2011.02420.x>
- Devarajan, S., Swaroop, V., & Zou, H. (1996). The composition of public expenditure and economic growth. *Journal of Monetary Economics*, 37(2-3), 313-344. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(96\)90039-2](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(96)90039-2)
- Flegal, J. M., Haran, M., & Jones, G. L. (2008). Markov chain Monte Carlo: Can we trust the third significant figure? *Statistical Science*, 23(2), 250-260. <https://doi.org/10.1214/08-STS257>
- Gelman, A., & Rubin, D. B. (1992). Inference from iterative simulation using multiple sequences. *Statistical Science*, 7(4), 457-472. <https://doi.org/10.1214/ss/1177011136>
- Hossain, M. S., Islam, M. R., & Shazzad, M. N. (2024). The effect of ICT usage on economic growth in the MENA region: The moderating role of education. *Economies*, 12(10), 267. <https://doi.org/10.3390/economies12100267>
- International Telecommunication Union (ITU). (2017). Measuring the Information Society Report 2017: Methodology, indicators and definitions. Geneva: ITU. <https://www.itu.int/en/ITU-D/Statistics/pages/publications/mis2017/methodology.aspx>
- Koutroumpis, P. (2009). The economic impact of broadband on growth: A simultaneous approach. *Telecommunications Policy*, 33(9), 471-485. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2009.07.004>
- Kutasi, G., & Marton, Á. (2020a). The long-term impact of public expenditures on GDP-growth in the EU. *Society and Economy*, 42(4), 403-419. <https://doi.org/10.1556/204.2020.00018>
- Kutasi, G., & Marton, Á. (2020b). The long-term impact of public expenditures on economic growth: Evidence from EU countries. *Economic Annals*, 65(224), 7-30. <https://doi.org/10.2298/EKA2024007K>
- Niebel, T. (2018). ICT and economic growth - Comparing developing, emerging and developed countries. *World Development*, 104, 197-211. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.11.024>
- Oanh, T. T. K., Van, L. T. T., & Dinh, L. Q. (2023). Relationship between financial inclusion, monetary policy and financial issues: An analysis in high financial development and low financial development countries. *Heliyon*, 9(6), e16647. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e16647>
- Petkovski, M., Kjosevski, J., & Jovanovski, K. (2024a). Public expenditure composition and economic growth: Evidence from emerging economies. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 37(1), 1-18. <https://doi.org/>

- Petkovski, M., Kjosevski, J., & Naumovska, E. (2024b). Governance, fiscal expenditure, and economic growth in OIC countries. *Resources Policy*, 90, 104717. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104717>
- Petty, W. (1899). *The Economic Writings of Sir William Petty* (C. H. Hull, Ed.). Cambridge University Press.
- Ricardo, D. (1817). *On the principles of political economy and taxation*. John Murray.
- Röller, L.-H., & Waverman, L. (2001). Telecommunications infrastructure and economic development: A simultaneous approach. *American Economic Review*, 91(4), 909–923. <https://doi.org/10.1257/aer.91.4.909>
- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2), S71–S102. <https://doi.org/10.1086/261725>
- Smith, A. (1776). *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations*. W. Strahan & T. Cadell.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94. <https://doi.org/10.2307/1884513>
- Yang, X. (2020). Health expenditure, human capital, and economic growth: An empirical study of developing countries. *International Journal of Health Economics and Management*, 20(2), 163–176. <https://doi.org/10.1007/s10754-019-09275-w>
- Zhang, J., Wang, L., & Wang, S. (2019a). Human capital, economic growth, and regional inequality in China. *Economic Modelling*, 78, 226–236. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.09.010>
- Zhang, M., Zou, X., & Sha, L. (2019b). Social security and sustainable economic growth: Based on the perspective of human capital. *Sustainability*, 11(3), 662. <https://doi.org/10.3390/su11030662>

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

TÁC ĐỘNG CỦA MỨC ĐỘ KHÔNG ĐỒNG NHẤT GIỮA ESG VÀ XẾP HẠNG TÍN NHIỆM QUỐC GIA ĐẾN BIẾN ĐỘNG DÒNG VỐN DANH MỤC TẠI CÁC NỀN KINH TẾ MỚI NỔI CHÂU Á

Nguyễn Vũ Thân

Trường Đại học Tài chính-Marketing

Email: nguyenthnan@ufm.edu.vn

Mã bài báo: JED-2793

Ngày nhận: 25/12/2025

Ngày duyệt đăng: 30/03/2026

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.2793

Tóm tắt:

Nghiên cứu phân tích tác động của mức độ không đồng nhất giữa ESG và xếp hạng tín nhiệm quốc gia (SCR) đến biến động dòng vốn danh mục tại các nền kinh tế mới nổi châu Á giai đoạn 2000-2023. Nghiên cứu sử dụng mô hình Bayesian ridge regression trên dữ liệu đã được chuẩn hóa và loại bỏ trung bình theo quốc gia nhằm kiểm soát hiệu ứng cố định và hiện tượng đa cộng tuyến. Kết quả cho thấy mức độ không đồng nhất ESG-SCR có tác động âm lên biến động dòng vốn danh mục, phản ánh xu hướng nhà đầu tư danh mục trở nên thận trọng hơn trong bối cảnh tín hiệu thể chế thiếu nhất quán. Khi phân rã theo từng trụ cột ESG, nghiên cứu không tìm thấy bằng chứng hậu nghiệm rõ ràng, hàm ý rằng tác động quan sát được chủ yếu mang tính tổng hợp. Kết quả nghiên cứu góp phần làm rõ vai trò của tính nhất quán giữa các tín hiệu thể chế trong việc định hình biến động dòng vốn danh mục.

Từ khóa: Châu Á, Bayesian ridge regression, không đồng nhất ESG-SCR, biến động dòng vốn danh mục.

Mã JEL: D02, E02.

The impact of ESG-Sovereign credit rating discrepancy on portfolio capital flow volatility in emerging Asian economies

Abstract:

This research analyzes the impact of the degree of discrepancy between ESG scores and sovereign credit ratings (SCR) on portfolio capital flow volatility in emerging Asian economies over the period 2000–2023. The analysis employs Bayesian Ridge Regression on standardized data with country-level transformation to control fixed effects and multicollinearity. The results indicate that a greater ESG–SCR discrepancy exerts a negative effect on portfolio flow volatility, reflecting more cautious portfolio behavior by investors in the presence of inconsistent institutional signals. When the discrepancy is decomposed by individual ESG pillars, the study finds no clear posterior evidence, suggesting that the observed effect is primarily aggregated in nature. Overall, the findings highlight the role of institutional signal consistency in shaping portfolio capital flow volatility.

Keywords: Asia, Bayesian Ridge Regression, ESG-SCR discrepancy, portfolio capital flow volatility.

JEL Codes: D02, E02.

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh hội nhập tài chính quốc tế ngày càng sâu rộng, dòng vốn danh mục đóng vai trò quan trọng đối với các nền kinh tế mới nổi, đặc biệt tại khu vực châu Á. Tuy nhiên, khác với đầu tư trực tiếp nước ngoài, dòng vốn danh mục có đặc điểm di chuyển nhanh và phản ứng mạnh với các thay đổi về thông tin và kỳ vọng thị trường, qua đó khiến biến động dòng vốn trở thành một nguồn rủi ro đáng kể đối với ổn định tài chính vĩ mô (Forbes & Warnock, 2012).

Nhiều nghiên cứu cho thấy biến động dòng vốn danh mục chịu ảnh hưởng lớn từ các yếu tố toàn cầu như chu kỳ tài chính quốc tế, mức độ chấp nhận rủi ro của nhà đầu tư và điều kiện tiền tệ tại các nền kinh tế phát triển. Các cú sốc rủi ro toàn cầu thường kích hoạt những đợt biến động cực đoan của dòng vốn, bao gồm các giai đoạn dòng vốn tăng vọt hoặc đảo chiều đột ngột (Forbes & Warnock, 2012; Ghosh & cộng sự, 2014). Tuy nhiên, các yếu tố trong nước cũng đóng vai trò quan trọng trong việc quyết định mức độ và tính bền vững của các làn sóng dòng vốn, đặc biệt tại các thị trường mới nổi (Ghosh & cộng sự, 2014; Neumann & cộng sự, 2009).

Trong những năm gần đây, các chỉ báo phản ánh rủi ro và chất lượng thể chế ở cấp quốc gia ngày càng được nhà đầu tư danh mục quan tâm. Xếp hạng tín nhiệm quốc gia (SCR) được sử dụng rộng rãi như một tín hiệu tổng hợp về khả năng trả nợ và mức độ an toàn tài chính của một quốc gia, qua đó ảnh hưởng trực tiếp đến quyết định phân bổ danh mục quốc tế (Forbes & Warnock, 2012). Đồng thời, bộ chỉ số môi trường - xã hội - quản trị (ESG) ngày càng được xem là thước đo bổ sung, phản ánh chất lượng thể chế, mức độ bền vững và các rủi ro dài hạn của môi trường đầu tư (Claessens & Ghosh, 2013).

Tuy nhiên, các nghiên cứu gần đây cho thấy ESG và SCR không phải lúc nào cũng cung cấp tín hiệu nhất quán. Trong nhiều trường hợp, một quốc gia có thể cải thiện đáng kể các chỉ số ESG trong khi xếp hạng tín nhiệm phản ứng chậm hơn, hoặc ngược lại. Sự không đồng nhất giữa các tín hiệu này có thể làm gia tăng mức độ bất định thông tin, khiến nhà đầu tư trở nên thận trọng hơn và hạn chế các điều chỉnh danh mục mang tính ngắn hạn (Ahmed & cộng sự, 2016; Luo & Tan, 2024). Các nghiên cứu về hành vi nhà đầu tư cũng chỉ ra rằng chính quá trình tái phân bổ danh mục, hơn là thay đổi nền tảng kinh tế cơ bản, là nguồn gốc quan trọng của các dao động ngắn hạn trong dòng vốn danh mục (Ahmed & cộng sự, 2016; Kacperczyk & cộng sự, 2025).

Mặc dù vai trò riêng lẻ của SCR và ESG đối với dòng vốn quốc tế đã được đề cập trong nhiều nghiên cứu nhưng bằng chứng thực nghiệm về tác động của mức độ không đồng nhất giữa ESG và SCR đến biến động dòng vốn danh mục vẫn còn hạn chế. Phần lớn các nghiên cứu trước đây tập trung vào mức dòng vốn hoặc các cú sốc dòng vốn cực đoan, thay vì đo lường trực tiếp biến động dòng vốn theo thời gian (Forbes & Warnock, 2012; Neumann & cộng sự, 2009; Pagliari & Hannan, 2024). Đặc biệt, các nghiên cứu chuyên sâu về nhóm thị trường mới nổi châu Á vẫn còn tương đối ít. Từ khoảng trống này, nghiên cứu này phân tích tác động của mức độ không đồng nhất giữa ESG và SCR đến biến động dòng vốn danh mục tại các thị trường mới nổi châu Á. Nghiên cứu sử dụng mô hình Bayesian ridge regression nhằm đánh giá tác động tổng thể của mức độ không đồng nhất ESG-SCR cũng như vai trò của từng trụ cột ESG trong việc giải thích biến động dòng vốn danh mục.

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

2.1. Cơ sở lý thuyết

Xếp hạng tín nhiệm quốc gia là một chỉ báo tổng hợp phản ánh mức độ rủi ro tín dụng của một quốc gia. Theo Moody's, SCR thể hiện khả năng và mức độ sẵn sàng của chính phủ trong việc thực hiện đầy đủ và đúng hạn các nghĩa vụ nợ, qua đó cung cấp thông tin cốt lõi cho nhà đầu tư về mức độ an toàn tài chính của nền kinh tế. Các tổ chức xếp hạng tín nhiệm lớn như Standard & Poor's và Fitch Ratings cũng xem SCR là một tín hiệu tài chính quan trọng, ảnh hưởng trực tiếp đến chi phí vay nợ và quyết định phân bổ vốn quốc tế.

Theo Tổ chức Tài chính Quốc tế (IFC), ESG bao gồm các yếu tố phi tài chính liên quan đến quản trị, trách nhiệm xã hội và bền vững môi trường, có ảnh hưởng đáng kể đến hiệu quả kinh tế và mức độ rủi ro trong dài hạn. World Bank cũng nhấn mạnh rằng các chỉ số ESG phản ánh năng lực quản trị công và chất lượng

thể chế, qua đó tác động gián tiếp đến ổn định tài chính và khả năng thu hút vốn quốc tế của một quốc gia.

Biến động dòng vốn danh mục đề cập đến mức độ dao động của dòng vốn đầu tư danh mục quốc tế theo thời gian, phản ánh tính không ổn định của các quyết định phân bổ danh mục xuyên biên giới. Các nghiên cứu kinh điển cho thấy dòng vốn danh mục, đặc biệt tại các nền kinh tế mới nổi, thường mang tính chu kỳ và nhạy cảm với các cú sốc tài chính toàn cầu (Forbes & Warnock, 2012).

Nghiên cứu này được thực hiện chủ yếu dựa trên lý thuyết tín hiệu và lý thuyết bất cân xứng thông tin trong tài chính, kết hợp với cách tiếp cận hành vi trong phân bổ danh mục quốc tế. Theo lý thuyết tín hiệu do Spence (1978) đề xuất, trong bối cảnh thông tin không hoàn hảo, các chủ thể kinh tế dựa vào các tín hiệu quan sát được để suy luận về những đặc điểm không quan sát được, trong đó tính nhất quán của tín hiệu đóng vai trò quan trọng trong việc giảm bất định thông tin. Trong tài chính quốc tế, các chỉ báo tổng hợp ở cấp quốc gia như SCR và ESG có thể được xem là những tín hiệu phản ánh mức độ rủi ro và chất lượng thể chế của nền kinh tế. Lý thuyết bất cân xứng thông tin, phát triển bởi Akerlof (1978) và mở rộng trong các nghiên cứu sau này, cho rằng khi thông tin không đầy đủ hoặc không nhất quán, chi phí xử lý thông tin tăng lên và hành vi ra quyết định trở nên thận trọng và ngắn hạn hơn. Do đó, sự không đồng nhất giữa các tín hiệu đánh giá quốc gia có thể làm suy yếu vai trò định hướng của thông tin đối với nhà đầu tư.

Bên cạnh đó, nghiên cứu cũng tiếp cận từ góc độ lý thuyết phân bổ danh mục và hành vi nhà đầu tư. Theo khuôn khổ danh mục của Markowitz (1952) và các phát triển sau này trong tài chính hành vi, nhà đầu tư liên tục điều chỉnh danh mục để phản ứng với thay đổi về rủi ro và kỳ vọng. Trong bối cảnh tín hiệu rủi ro không nhất quán, các quyết định điều chỉnh danh mục có xu hướng diễn ra thường xuyên hơn, làm gia tăng mức độ dao động của dòng vốn danh mục theo thời gian.

Từ các lập luận trên, nghiên cứu xem mức độ không đồng nhất giữa ESG và SCR như một biểu hiện của bất cân xứng, bất định thông tin ở cấp độ quốc gia. Sự không đồng nhất này được kỳ vọng ảnh hưởng đến hành vi phân bổ danh mục của nhà đầu tư quốc tế, qua đó tạo nền tảng lý thuyết cho việc phân tích biến động dòng vốn danh mục tại các thị trường mới nổi châu Á.

2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm

Các nghiên cứu thực nghiệm về biến động dòng vốn danh mục, đặc biệt tại các nền kinh tế mới nổi, có mức độ biến động cao và chịu ảnh hưởng mạnh từ các điều kiện tài chính toàn cầu. Forbes & Warnock (2012) phân loại các giai đoạn biến động cực đoan của dòng vốn và cho thấy các cú sốc rủi ro toàn cầu có mối liên hệ chặt chẽ với các đợt dòng vốn tăng vọt và đảo chiều đột ngột, trong khi các yếu tố kinh tế vĩ mô trong nước có vai trò hạn chế trong việc dự báo thời điểm xảy ra các cú sốc này. Các kết quả này hàm ý rằng biến động dòng vốn danh mục không chỉ phản ánh sự thay đổi của các yếu tố cơ bản, mà còn phản ánh phản ứng của nhà đầu tư trước môi trường rủi ro toàn cầu.

Bên cạnh các yếu tố toàn cầu, một số nghiên cứu nhấn mạnh vai trò của cấu trúc thị trường và mức độ mở tài chính trong việc định hình biến động dòng vốn. Neumann & cộng sự (2009) cho thấy tự do hóa tài chính có thể ảnh hưởng khác nhau đến mức độ biến động của các dòng vốn, trong đó dòng vốn danh mục thường nhạy cảm hơn so với các dòng vốn mang tính dài hạn. Các kết quả này cho thấy đặc điểm thể chế và cấu trúc tài chính trong nước có thể làm gia tăng hoặc giảm bớt mức độ biến động dòng vốn trước các cú sốc bên ngoài.

Ở hướng tiếp cận hành vi, nhiều nghiên cứu cho rằng biến động dòng vốn danh mục chủ yếu xuất phát từ các quyết định tái phân bổ danh mục của nhà đầu tư trước các thay đổi về thông tin và kỳ vọng. Ahmed & cộng sự (2016) chỉ ra rằng các dao động ngắn hạn của dòng vốn danh mục thường gắn với các quyết định tái phân bổ chủ động, hơn là sự thay đổi của nền tảng kinh tế dài hạn. Các nghiên cứu gần đây tiếp tục củng cố lập luận này khi cho thấy rủi ro toàn cầu và mức độ bất định thông tin có thể kích hoạt các điều chỉnh danh mục đồng loạt, làm gia tăng biến động dòng vốn, đặc biệt tại các thị trường mới nổi (Luo & Tan, 2024; Kacperczyk & cộng sự, 2025).

Một số nghiên cứu tập trung vào vai trò của tín hiệu thể chế và chất lượng thông tin ở cấp quốc gia đối với dòng vốn quốc tế. Các nghiên cứu cho thấy SCR ảnh hưởng đến chi phí vốn và quyết định phân bổ danh mục

thông qua vai trò như một tín hiệu tổng hợp về rủi ro tín dụng quốc gia (Emara & El Said, 2021). Trong khi đó, các nghiên cứu về ESG cho rằng các chỉ số bền vững phản ánh chất lượng thể chế và rủi ro dài hạn, từ đó ảnh hưởng đến cách nhà đầu tư quốc tế đánh giá môi trường đầu tư (Berg & cộng sự, 2022). Các nghiên cứu chỉ ra rằng sự khác biệt trong phương pháp đo lường và đánh giá ESG có thể tạo ra các tín hiệu không đồng nhất, làm gia tăng mức độ bất định thông tin đối với nhà đầu tư (Christensen & cộng sự, 2022). Tuy nhiên, phần lớn các nghiên cứu hiện có vẫn xem xét vai trò của ESG và SCR một cách riêng lẻ, trong khi mối liên hệ giữa các tín hiệu thể chế và biến động dòng vốn danh mục vẫn chưa được phân tích một cách hệ thống.

Các lược khảo trên cho thấy các nghiên cứu về biến động dòng vốn danh mục chủ yếu tập trung vào cú sốc rủi ro toàn cầu và hành vi tái phân bổ, trong khi vai trò của sự không nhất quán giữa các tín hiệu thể chế ở cấp quốc gia vẫn chưa được làm rõ. Ngược lại, các nghiên cứu về ESG hoặc SCR thường xem xét tác động lên mức dòng vốn hoặc chi phí vốn, hơn là biến động dòng vốn danh mục. Với khoảng trống này, nghiên cứu thực hiện phân tích tác động của mức độ không đồng nhất giữa ESG và SCR đến biến động dòng vốn danh mục tại các thị trường mới nổi châu Á trong giai đoạn 2000-2023.

2.3. Giả thuyết nghiên cứu

Theo lý thuyết tín hiệu và lý thuyết bất cân xứng thông tin (Spence, 1978; Akerlof, 1978), ESG và SCR là các tín hiệu tổng hợp phản ánh rủi ro và chất lượng thể chế của một quốc gia. Sự nhất quán giữa các tín hiệu này giúp giảm bất định thông tin, trong khi sự không đồng nhất làm suy yếu vai trò định hướng của thông tin đối với nhà đầu tư quốc tế. Các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy biến động dòng vốn danh mục phản ánh mạnh phản ứng của nhà đầu tư trước các cú sốc rủi ro và thông tin ở cấp quốc gia (Forbes & Warnock, 2012; Luo & Tan, 2024). Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H1: Mức độ không đồng nhất giữa ESG và SCR có tác động tiêu cực đến biến động dòng vốn danh mục tại các nền kinh tế mới nổi châu Á.

Mở rộng lập luận trên, lý thuyết tín hiệu cho rằng hiệu quả của ESG không chỉ phụ thuộc vào mức độ nhất quán tổng thể với SCR, mà còn phụ thuộc vào sự đồng thuận giữa các trụ cột cấu thành ESG. Sự không đồng nhất giữa các trụ cột ESG và SCR có thể tạo ra tín hiệu phân mảnh, làm gia tăng bất định thông tin và hạn chế khả năng diễn giải rủi ro quốc gia của nhà đầu tư. Thực nghiệm gần đây cũng cho thấy sự bất đồng trong đánh giá ESG làm suy yếu phản ứng của nhà đầu tư quốc tế trước thông tin mới (Christensen & cộng sự, 2022; Berg & cộng sự, 2022). Do đó, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H2: Mức độ không đồng nhất giữa các trụ cột E, S, G và SCR có tác động tiêu cực đến biến động dòng vốn danh mục tại các nền kinh tế mới nổi châu Á.

3. Mô hình nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu với 12 nền kinh tế mới nổi châu Á được phân loại theo FTSE (Financial times stock exchange) trong giai đoạn 2000-2023 như Bảng 1.

Biến động dòng vốn danh mục đo lường bằng độ lệch chuẩn cuộn 5 năm đầu tư danh mục ròng/GDP. Cách đo lường này phản ánh mức độ dao động của dòng vốn danh mục theo thời gian và đã được sử dụng phổ biến trong các nghiên cứu về biến động dòng vốn tại các nền kinh tế mới nổi (Opperman & Adjasi, 2017; Pagliari & Hannan, 2024). Dữ liệu ESG được tổng hợp từ ba chỉ số E, S, G với trọng số bằng nhau. Cách gán trọng số bằng nhau được lựa chọn dựa trên quan điểm phát triển bền vững cân bằng giữa ba trụ cột môi trường, xã hội và quản trị theo khung ESG của Liên Hợp Quốc và OECD. Nghiên cứu đã tiến hành kiểm định độ bền bằng chỉ số ESG_PCA, trong đó trọng số ba trụ cột được xác định bằng phân tích thành phần chính; kết quả cho thấy dấu và ý nghĩa thống kê nhất quán với mô hình cơ sở. Tất cả dữ liệu được xử lý và chuẩn hóa (z-score) nhằm đảm bảo tính phù hợp trong đo lường biến số mức độ không đồng nhất giữa ESG và SCR và ước lượng Bayes.

3.2. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên cơ sở lý thuyết, nghiên cứu xây dựng mô hình định lượng nhằm kiểm định tác động của mức

Bảng 1. Mô tả dữ liệu

STT	Dữ liệu	Đơn vị đo lường	Nguồn
1	Biến động dòng vốn danh mục (độ lệch chuẩn cuộn 5 năm đầu tư danh mục ròng/GDP)	Chỉ số	World Bank
2	Xếp hạng tín nhiệm quốc gia	Chuẩn hóa từ 0-20	Moody's
3	ESG E: bao gồm (i) lượng phát thải CO ₂ bình quân đầu người, (ii) tỷ trọng năng lượng tái tạo trong tổng tiêu thụ năng lượng và (iii) tỷ lệ rừng trên diện tích đất S: bao gồm (i) tỷ lệ nhập học đại học, (ii) lực lượng lao động chất lượng cao và (iii) tuổi thọ trung bình G: bao gồm (i) chỉ số kiểm soát tham nhũng, (ii) hiệu quả quản trị nhà nước và (iii) chất lượng điều tiết	Chỉ số trung bình	World Bank
4	Độ mở thương mại	%/GDP	World Bank
5	Tín dụng trong nước	%/GDP	World Bank
6	Thu nhập bình quân đầu người	USD/người/năm	World Bank
7	Lạm phát	%	World Bank
8	Lãi suất thực	%	World Bank

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

độ không đồng nhất ESG-SCR đến biến động dòng vốn danh mục dòng tại các nền kinh tế mới nổi châu Á như sau:

Mô hình tổng thể:

$$PFI_{it} = \alpha + \beta_1 DISCREP_{it} + \gamma' X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Mô hình theo từng trụ cột E, S, G:

$$PFI_{it} = \alpha + \beta_1 DIS_E_{it} + \beta_2 DIS_S_{it} + \beta_3 DIS_G_{it} + \gamma' X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Trong đó:

PFI: Biến động dòng vốn danh mục

DISCREP: Mức độ không đồng nhất giữa ESG và SCR: $DISCREP_{it} = ESG_{it} - SCR_{it}$

DIS_E, DIS_S, DIS_G: Mức độ không đồng nhất theo từng trụ cột (E, S, G) và SCR:

$DIS_{K,it} = K_{it} - SCR_{it}$, $K \in \{E, S, G\}$

i: quốc gia

t: năm

X_{it} : vector các biến kiểm soát (OTR, CRE, INF, GPC, INTER)

μ_i : hiệu ứng quốc gia

ε_{it} : sai số ngẫu nhiên

Kỳ vọng dấu:

DISCREP: (-)

DIS_E (-), DIS_S (-), DIS_G (-)

INTER/CRE/GPC: (-); INF (+); OTR (\pm)

3.3. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu áp dụng mô hình Bayesian ridge regression, trong đó cơ chế co rút giúp giảm ảnh hưởng của hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến giải thích. Cách tiếp cận Bayes cho phép kết hợp thông tin tiên nghiệm với dữ liệu quan sát, qua đó cung cấp khung phân tích linh hoạt hơn trong bối cảnh mẫu hữu hạn và các biến có mức độ tương quan cao (Gelman & cộng sự, 1995). Trước khi tiến hành ước lượng, các biến trong mô hình được chuẩn hóa theo z-score và tiếp tục được biến đổi theo phương pháp loại bỏ trung bình theo quốc gia (within transformation), bằng cách loại bỏ giá trị trung bình theo thời gian của từng quốc gia.

Cách tiếp cận này giúp loại trừ các yếu tố đặc thù bất biến theo quốc gia khỏi phương trình hồi quy, tương đương với việc kiểm soát hiệu ứng cố định quốc gia trong mô hình dữ liệu bảng.

Trên tập dữ liệu đã được xử lý, nghiên cứu triển khai Bayesian ridge regression với prior phân phối chuẩn cho các hệ số hồi quy nhằm thực hiện cơ chế co rút, và prior Inverse-Gamma yếu cho phương sai sai số nhằm hạn chế áp đặt thông tin tiên nghiệm mạnh và phản ánh mức độ không chắc chắn trong ước lượng. Quá trình suy luận hậu nghiệm được thực hiện thông qua phương pháp Monte Carlo chuỗi Markov (Markov Chain Monte Carlo – MCMC) trong phần mềm Stata. Tính hội tụ của các chuỗi Markov được đánh giá thông qua kích thước mẫu hiệu quả (ESS) và chỉ số hội tụ Gelman-Rubin (Rc). Bayesian ridge regression trong nghiên cứu này có một số ưu điểm nổi bật: (i) kiểm soát các đặc trưng không quan sát được nhưng bất biến theo quốc gia; (ii) xử lý hiệu quả hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến liên quan đến mức độ không đồng nhất ESG-SCR; và (iii) cung cấp thông tin hậu nghiệm chi tiết, cho phép đánh giá mức độ chắc chắn của các tác động ước lượng đối với biến phụ thuộc.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Mô tả biến

Bảng 2. Mô tả biến

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Biến động dòng vốn danh mục	276	0,04	0,08	0,00	0,53
Xếp hạng tín nhiệm quốc gia	288	12,56	4,13	2,00	18,00
Thu nhập bình quân đầu người	288	16.184,13	21.809,20	404,03	108.470,40
Độ mở thương mại	288	89,40	46,60	21,46	220,41
Lạm phát	288	4,09	4,07	-4,86	30,77
Tín dụng trong nước	288	66,13	40,42	3,53	194,67
Lãi suất thực	288	2,81	8,90	-20,50	43,18
G Chỉ số kiểm soát tham nhũng	288	-0,13	0,62	-1,18	1,56
Hiệu quả quản trị nhà nước	288	0,20	0,54	-0,83	1,60
Chất lượng điều tiết	288	0,01	0,48	-1,05	1,10
E Lượng phát thải CO ₂ bình quân đầu người	288	256,72	241,10	51,89	1.712,76
Tỷ trọng năng lượng tái tạo trong tổng tiêu thụ năng lượng	288	18,90	17,55	0,00	57,70
Tỷ lệ rừng trên diện tích đất	288	22,63	20,39	0,00	59,93
S Tỷ lệ nhập học đại học	288	33,28	17,77	2,39	79,61
Lực lượng lao động chất lượng cao	288	66,77	10,11	47,89	87,58
Tuổi thọ trung bình	288	73,66	5,26	61,90	83,19

Ghi chú: Số quan sát của biến Biến động dòng vốn danh mục thấp hơn do biến này được tính bằng độ lệch chuẩn cuộn 5 năm của tỷ lệ đầu tư danh mục ròng/GDP.

Nguồn: Kết quả từ Stata.

Bảng 3. Kết quả ước lượng Bayes mô hình 1

Biến	Trung bình hậu nghiệm	Độ lệch chuẩn	Khoảng tin cậy hậu nghiệm 95%
Thu nhập bình quân đầu người	-0,26	0,13	(-0,51; -0,01)
Tín dụng trong nước	-0,41	0,08	(-0,56; -0,25)
Lạm phát	0,18	0,05	(0,08; 0,27)
Độ mở thương mại	-0,25	0,14	(-0,53; 0,04)
Lãi suất thực	-0,11	0,04	(-0,19; -0,03)
Mức độ không đồng nhất ESG-SCR	-0,34	0,14	(-0,62; -0,06)

Ghi chú: Các biến được chuẩn hóa bằng phương pháp loại bỏ trung bình theo quốc gia (within transformation). Kết quả được ước lượng từ 4 chuỗi MCMC độc lập, với 80.000 lượt lấy mẫu sau giai đoạn loại bỏ ban đầu (burn-in) 5.000 lượt.

Nguồn: Kết quả từ Stata 17.

4.2. Kết quả ước lượng Bayes

Nghiên cứu không thực hiện kiểm định tính dừng cho các chuỗi dữ liệu vì nghiên cứu sử dụng ước lượng mô hình panel tĩnh và biến phụ thuộc Biến động dòng vốn, được đo lường bằng độ lệch chuẩn cuộn 5 năm có cấu trúc được xem là có tính dừng về mặt thực hành trong các nghiên cứu về biến động dòng vốn.

Kết quả ước lượng Bayes mô hình 1 cho thấy mức độ không đồng nhất giữa ESG và xếp hạng tín nhiệm quốc gia có mối quan hệ ngược chiều rõ ràng với biến động dòng vốn danh mục. Phân phối hậu nghiệm của hệ số tập trung chủ yếu ở miền âm và khoảng tin cậy hậu nghiệm 95% không bao hàm giá trị 0, cho thấy tồn tại bằng chứng hậu nghiệm nhất quán rằng khi mức độ không đồng nhất giữa ESG và SCR gia tăng thì biến động dòng vốn danh mục có xu hướng giảm.

Đối với các biến kiểm soát, kết quả hậu nghiệm cho thấy thu nhập bình quân đầu người, tín dụng trong nước và lãi suất thực đều có tác động âm rõ ràng lên biến động dòng vốn danh mục, trong khi lạm phát thể hiện tác động dương nhất quán, do các khoảng tin cậy hậu nghiệm 95% của các hệ số này không chứa 0. Riêng độ mở thương mại chưa có bằng chứng hậu nghiệm đủ mạnh.

Bảng 4. Kết quả ước lượng Bayes mô hình 2

Biến	Trung bình hậu nghiệm	Độ lệch chuẩn	Khoảng tin cậy hậu nghiệm 95%
Thu nhập bình quân đầu người	-0,27	0,13	(-0,52; -0,02)
Tín dụng trong nước	-0,41	0,08	(-0,56; -0,26)
Lạm phát	0,17	0,05	(0,07; 0,26)
Độ mở thương mại	-0,18	0,15	(-0,48; 0,12)
Lãi suất thực	-0,11	0,04	(-0,19; -0,03)
Mức độ không đồng nhất trụ cột E-SCR	-0,48	0,29	(-1,06; 0,09)
Mức độ không đồng nhất trụ cột S-SCR	0,21	0,22	(-0,22; 0,64)
Mức độ không đồng nhất trụ cột G-SCR	-0,14	0,15	(-0,42; 0,15)

Ghi chú: Các biến được chuẩn hóa bằng phương pháp loại bỏ trung bình theo quốc gia (within transformation). Kết quả được ước lượng từ 4 chuỗi MCMC độc lập, với 80.000 lượt lấy mẫu sau giai đoạn loại bỏ ban đầu (burn-in) 5.000 lượt.

Nguồn: Kết quả từ Stata 17.

Kết quả ước lượng Bayes mô hình 2 cho thấy mức độ không đồng nhất giữa các trụ cột E (môi trường), S (xã hội), G (quản trị) và xếp hạng tín nhiệm quốc gia với các hệ số có trung bình hậu nghiệm khác nhau về dấu, song khoảng tin cậy hậu nghiệm 95% của cả ba biến đều bao hàm giá trị 0. Điều này hàm ý rằng, mặc dù phân phối hậu nghiệm của các hệ số gợi ý những xu hướng tác động nhất định, bằng chứng hậu nghiệm về ảnh hưởng của mức độ không đồng nhất theo từng trụ cột ESG đối với biến động dòng vốn danh mục chưa đủ mạnh để khẳng định mối quan hệ có ý nghĩa theo tiêu chuẩn tin cậy hậu nghiệm 95%.

Đối với các biến kiểm soát, dấu và mức độ tập trung của các phân phối hậu nghiệm nhìn chung không thay đổi so với mô hình 1, cho thấy mối liên hệ giữa các yếu tố vĩ mô truyền thống và biến động dòng vốn danh mục là ổn định trước việc phân rã mức độ không đồng nhất ESG-SCR theo trụ cột.

Bảng 5. Chẩn đoán hội tụ MCMC (ESS và Rc) cho các mô hình

Mô hình	ESS tối thiểu	ESS trung bình	Rc tối đa	Kết luận
Mô hình 1	4.196	6.377	1,002	Hội tụ tốt
Mô hình 2	5.184	10.634	1,001	Hội tụ tốt

Nguồn: Kết quả từ Stata 17.

Kết quả Bảng 5 cho thấy kích thước mẫu hiệu quả (ESS) ở cả hai mô hình đều ở mức cao, với ESS tối thiểu vượt xa ngưỡng khuyến nghị. Đồng thời, chỉ số Gelman-Rubin (Rc) của tất cả các tham số đều thấp hơn ngưỡng 1,1, cho thấy các chuỗi Markov đã hội tụ ổn định. Các kết quả này xác nhận rằng các phân phối hậu nghiệm được ước lượng là đáng tin cậy và phù hợp để phân tích và diễn giải kết quả nghiên cứu.

4.3. Thảo luận

Kết quả ước lượng Bayes cho thấy mức độ không đồng nhất giữa ESG và SCR có tác động âm rõ ràng lên biến động dòng vốn danh mục, phù hợp với kỳ vọng đầu của nghiên cứu. Kết quả này không hàm ý môi trường đầu tư trở nên thuận lợi hơn, mà phản ánh xu hướng nhà đầu tư danh mục trở nên thận trọng hơn và hạn chế tái phân bổ danh mục trong bối cảnh tín hiệu thể chế thiếu nhất quán, từ đó làm giảm mức độ dao động của dòng vốn theo thời gian. Kết quả này nhất quán với lý thuyết tín hiệu (Spence, 1978) và bất cân xứng thông tin (Akerlof, 1978): khi các tín hiệu ở cấp quốc gia thiếu đồng bộ, nhà đầu tư khó phân tích đúng trạng thái rủi ro dài hạn, từ đó điều chỉnh kỳ vọng và hành vi phân bổ danh mục. Ở góc độ tài chính quốc tế, phát hiện này cũng phù hợp với các nghiên cứu nhấn mạnh biến động dòng vốn danh mục chịu tác động mạnh bởi cơ chế kỳ vọng và định giá rủi ro trong bối cảnh bất định (Forbes & Warnock, 2012; Ahmed & cộng sự, 2016); đồng thời, tương thích với các nghiên cứu xem các chỉ báo quốc gia như xếp hạng tín nhiệm là tín hiệu quan trọng trong đánh giá rủi ro (Emara & El Said, 2021). Kết quả cũng phù hợp với quan điểm ESG đóng vai trò như một tín hiệu về chất lượng thể chế và rủi ro dài hạn trong quyết định phân bổ vốn (Christensen & cộng sự, 2022). Đồng thời, việc nhấn mạnh “không đồng nhất” giữa các tín hiệu cũng đồng điệu với các khác biệt trong đo lường và cách thị trường diễn giải thông tin bền vững (Berg & cộng sự, 2022). Khi phân rã theo trụ cột (E, S, G), nghiên cứu không ghi nhận bằng chứng hậu nghiệm rõ ràng ở từng trụ cột riêng lẻ, qua đó gợi ý rằng tác động quan sát được ở biến tổng hợp có thể phản ánh hiệu ứng tổng hợp của bộ tín hiệu ESG, phù hợp với lập luận trong các nghiên cứu cho rằng dòng vốn và biến động thị trường ở các nền kinh tế mới nổi còn chịu ảnh hưởng bởi kỳ vọng và bối cảnh rủi ro (Luo & Tan, 2024; Pagliari & Hannan, 2024; Kacperczyk & cộng sự, 2025). Đối với các biến kiểm soát, dấu tác động quan sát được nhìn chung tương thích với các nghiên cứu về vai trò của các yếu tố vĩ mô trong nước và điều kiện vĩ mô đối với biến động dòng vốn tại các nền kinh tế mới nổi (Claessens & Ghosh, 2013; Ghosh & cộng sự, 2014; Opperman & Adjasi, 2017), qua đó củng cố rằng kết quả của biến mức độ không đồng nhất ESG và SCR là ổn định khi kiểm soát các đặc trưng vĩ mô cơ bản.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

5.1. Kết luận

Nghiên cứu này phân tích tác động của mức độ không đồng nhất giữa ESG và SCR đối với biến động dòng vốn danh mục tại các nền kinh tế châu Á, sử dụng phương pháp Bayes nhằm khai thác đầy đủ thông tin hậu nghiệm và đảm bảo độ tin cậy của suy luận. Kết quả thực nghiệm cho thấy mức độ không đồng nhất ESG-SCR có tác động âm rõ ràng lên biến động dòng vốn danh mục, phản ánh sự điều chỉnh hành vi theo hướng thận trọng hơn của nhà đầu tư danh mục. Kết quả này, nhấn mạnh vai trò của tính nhất quán giữa các tín hiệu thể chế trong việc định hình kỳ vọng và hành vi của nhà đầu tư quốc tế.

Khi phân rã mức độ không đồng nhất theo từng trụ cột môi trường, xã hội và quản trị, nghiên cứu không tìm thấy bằng chứng hậu nghiệm rõ ràng ở cấp độ trụ cột riêng lẻ. Kết quả này gợi ý rằng tác động quan sát được ở cấp tổng thể phản ánh hiệu ứng tổng hợp của bộ tín hiệu ESG, thay vì xuất phát từ một thành phần đơn lẻ, đồng thời củng cố lập luận rằng nhà đầu tư thường tiếp cận ESG như một chỉ báo tổng hợp về chất lượng thể chế và rủi ro dài hạn ở cấp quốc gia.

Về mặt học thuật, nghiên cứu góp phần mở rộng tài liệu thực nghiệm về dòng vốn danh mục bằng cách đưa vào khái niệm không đồng nhất giữa các tín hiệu quốc gia, kết hợp giữa góc nhìn bền vững và tín nhiệm quốc gia trong một khuôn khổ thống nhất. Về mặt thực tiễn, kết quả cho thấy việc cải thiện và hài hòa hóa các tín hiệu thể chế, đặc biệt giữa chính sách bền vững và nền tảng tín nhiệm quốc gia, có thể đóng vai trò quan trọng trong việc ổn định dòng vốn tài chính quốc tế tại các nền kinh tế mới nổi.

5.2. Hàm ý chính sách

Trước hết, kết quả nghiên cứu cho thấy tính nhất quán giữa tín hiệu ESG và SCR đóng vai trò quan trọng trong việc ổn định dòng vốn danh mục. Do đó, các cơ quan hoạch định chính sách cần chú trọng đồng bộ hóa chiến lược phát triển bền vững với các nền tảng kinh tế vĩ mô và tài khóa nhằm cải thiện đồng thời cả chất lượng ESG và mức độ tín nhiệm quốc gia. Việc thúc đẩy các cam kết bền vững nhưng thiếu sự hỗ trợ

từ nền tảng tài chính - kinh tế vĩ mô có thể làm gia tăng mức độ không đồng nhất tín hiệu, từ đó ảnh hưởng bất lợi đến niềm tin của nhà đầu tư quốc tế.

Thứ hai, kết quả phân tích theo trụ cột cho thấy tác động của ESG đối với biến động dòng vốn danh mục chủ yếu mang tính tổng hợp, thay vì xuất phát từ một trụ cột riêng lẻ. Điều này hàm ý rằng các chính sách liên quan đến ESG nên được thiết kế theo cách tiếp cận toàn diện, tránh triển khai rời rạc hoặc thiên lệch vào một khía cạnh đơn lẻ như môi trường hay xã hội, trong khi bỏ qua vai trò nền tảng của quản trị quốc gia. Một khuôn khổ chính sách ESG đồng bộ và nhất quán sẽ giúp tăng độ tin cậy của tín hiệu quốc gia trên thị trường tài chính quốc tế.

Thứ ba, từ góc độ quản lý dòng vốn, kết quả nghiên cứu gợi ý rằng ổn định các điều kiện vĩ mô cơ bản, đặc biệt là kiểm soát lạm phát, điều hành tín dụng trong nước và lãi suất thực, vẫn là yếu tố quan trọng nhằm hạn chế biến động dòng vốn danh mục. Các chính sách vĩ mô thận trọng, kết hợp với cải thiện chất lượng thông tin và minh bạch hóa tín hiệu quốc gia, có thể giúp giảm thiểu các phản ứng điều chỉnh danh mục mang tính ngắn hạn của nhà đầu tư nước ngoài.

Thứ tư, nghiên cứu nhấn mạnh vai trò của minh bạch thông tin và truyền thông chính sách trong việc giảm thiểu bất cân xứng thông tin giữa quốc gia tiếp nhận vốn và nhà đầu tư quốc tế. Việc công bố nhất quán, đáng tin cậy và có thể so sánh quốc tế về các chỉ số ESG, cùng với sự phối hợp chặt chẽ giữa các cơ quan liên quan đến tài khóa, tiền tệ và phát triển bền vững, sẽ góp phần củng cố niềm tin thị trường và hướng dòng vốn danh mục theo hướng ổn định và bền vững hơn.

5.3. Hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo

Mặc dù vậy, nghiên cứu vẫn tồn tại một số hạn chế liên quan đến phạm vi mẫu. Đây cũng là hướng gợi mở cho các nghiên cứu tiếp theo, như mở rộng sang các khu vực khác, hoặc phân tích sâu hơn các kênh truyền dẫn giữa tín hiệu thể chế và hành vi đầu tư quốc tế.

Phụ lục. Các nền kinh tế mới nổi châu Á (phân loại theo FTSE)

STT	Các nền kinh tế mới nổi
1	Ả Rập Xê Út
2	Các Tiểu vương quốc Ả Rập Thống nhất
3	Ấn Độ
4	Indonesia
5	Kuwait
6	Malaysia
7	Pakistan
8	Philippines
9	Qatar
10	Thái Lan
11	Trung Quốc
12	Việt Nam

Lời thừa nhận/cảm ơn:

Nghiên cứu này nhận được sự hỗ trợ từ Trường Đại học Tài chính - Marketing. Tác giả trân trọng ghi nhận sự hỗ trợ tài chính và các nguồn lực nghiên cứu mà nhà trường đã cung cấp cho nghiên cứu này.

Tài liệu tham khảo

- Ahmed, S., Curcuru, S., Warnock, F. & Zlate, A. (2016, September). *Decomposing international portfolio flows*. Paper presented at the SUERF/PSE/CEPII Conference “Rethinking Capital Controls and Capital Flows”.
- Akerlof, G.A. (1978). The market for “lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism. In *Uncertainty in economics* (pp. 235-251). Academic Press.
- Berg, F., Koelbel, J.F. & Rigobon, R. (2022). Aggregate confusion: The divergence of ESG ratings. *Review of Finance*, 26(6), 1315-1334.
- Christensen, D.M., Serafeim, G. & Sikochi, A. (2022). Why is corporate virtue in the eye of the beholder? The case of ESG ratings. *The Accounting Review*, 97(1), 147-175.
- Claessens, S. & Ghosh, S.R. (2013). Capital flow volatility and systemic risk in emerging markets: The policy toolkit. In Acharya, V., Canuto, O., Cavallari, M., Claessens, S., Ghosh, S., Harris, R.E., Lee, J.K., Mihet, R., Shin, H.S. & da Silva, L.A.P. (Eds.). *Dealing with the challenges of macro financial linkages in emerging markets* (pp. 91-118). World Bank.
- Emara, N. & El Said, A. (2021). Sovereign ratings, foreign direct investment and contagion in emerging markets: Does being a BRICS country matter?. *International Journal of Finance & Economics*, 26(4), 5217-5234.
- Forbes, K.J. & Warnock, F.E. (2012). Capital flow waves: Surges, stops, flight, and retrenchment. *Journal of international economics*, 88(2), 235-251.
- Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S. & Rubin, D.B. (1995). *Bayesian data analysis*. Chapman and Hall/CRC.
- Ghosh, A.R., Qureshi, M.S., Kim, J.I. & Zalduendo, J. (2014). Surges. *Journal of International Economics*, 92(2), 266-285.
- Kacperczyk, M., Nosal, J. & Wang, T. (2025). Global volatility and firm-level capital flows. *Journal of Financial Economics*, 169, 104078.
- Luo, H. & Tan, J. (2024). The “Butterfly effect” of volatility in net international capital flows: An analysis of co-movement characteristics and influencing factors. *Sustainability*, 16(17), 7302.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Neumann, R.M., Penl, R. & Tanku, A. (2009). Volatility of capital flows and financial liberalization: Do specific flows respond differently?. *International review of economics & finance*, 18(3), 488-501.
- Opperman, P. & Adjasi, C.K.D. (2017). The determinants of private capital flow volatility in Sub-Saharan African countries. *Research in International Business and Finance*, 42, 312-320.
- Pagliari, M.S. & Hannan, S.A. (2024). The volatility of capital flows in emerging markets: Measures and determinants. *Journal of International Money and Finance*, 145, 103095.
- Spence, M. (1978). Job market signaling. In *Uncertainty in economics* (pp. 281-306). Academic Press.

ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI, SỐ HÓA VÀ THỂ CHẾ TRONG MỐI QUAN HỆ VỚI CHẤT LƯỢNG MÔI TRƯỜNG TẠI CHÂU Á

Nguyễn Việt Hồng Anh*

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: nvhanh@ufm.edu.vn

Phạm Thanh Truyền

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: phamtruyen@ufm.edu.vn

Mã bài báo: JED-2817

Ngày nhận: 31/12/2025

Ngày nhận bản sửa: 06/02/2026

Ngày duyệt đăng: 23/03/2026

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.2817

Tóm tắt:

Nghiên cứu này phân tích tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), mức độ số hóa và chất lượng thể chế đến sự phát thải CO₂ bằng việc áp dụng phương pháp ước lượng S-GMM trên dữ liệu bảng động của 40 quốc gia châu Á trong giai đoạn 2010-2023. Kết quả nghiên cứu cho thấy FDI có xu hướng làm giảm phát thải, trong khi số hóa làm gia tăng ô nhiễm không khí khi xét riêng lẻ từng yếu tố. Tuy nhiên, tác động của FDI đến chất lượng môi trường không chỉ phụ thuộc vào sự điều tiết của thể chế mà hiệu quả điều tiết này còn thay đổi theo mức độ số hóa. Theo đó, số hóa không trực tiếp cải thiện môi trường, nhưng góp phần nâng cao hiệu quả điều tiết của thể chế đối với FDI tại các nước châu Á. Từ đó, một số hàm ý chính sách cải thiện môi trường thông qua hiệu ứng từ FDI được đề xuất nhấn mạnh sự cần thiết của cách tiếp cận tương tác đa chiều trong nghiên cứu và hoạch định chính sách.

Từ khóa: Số hóa, FDI, chất lượng thể chế, S-GMM, tương tác 3 chiều.

Mã JEL: Q56, F21, O43, O33.

Foreign direct investment, digitalization, and institutions in relation to environmental quality in Asia

Abstract:

This study analyzes the impact of foreign direct investment (FDI), the level of digitalization, and institutional quality on CO₂ emissions by applying the S-GMM estimation method to dynamic panel data from 40 Asian countries between 2010 and 2023. The results show that FDI tends to reduce emissions, while digitalization tends to increase air pollution when each factor is considered individually. However, the impact of FDI on environmental quality depends not only on institutional regulation but also on the degree of digitalization. Therefore, digitalization does not directly improve the environment, but it contributes to enhancing the effectiveness of institutional regulation of FDI in Asian countries. From this, several policy implications for improving the environment through FDI are proposed, emphasizing the need for a multidimensional, interactive approach to research and policy planning.

Keywords: Digitalization, FDI, institutional quality, S-GMM, three-way interaction.

JEL codes: Q56, F21, O43, O33.

1. Giới thiệu

Trong những năm gần đây, châu Á là khu vực chịu áp lực ô nhiễm môi trường khá nghiêm trọng khi sở hữu các thành phố ô nhiễm nhất thế giới nằm ở Ấn Độ, Pakistan, Việt Nam, Bangladesh (IQAir, 2025). Ngoài ra, hơn 90% dân số châu Á sinh sống tại các khu vực có nồng độ bụi mịn PM_{2.5} vượt ngưỡng an toàn khuyến nghị (UNEP, 2024). Điều này đã khiến việc cải thiện chất lượng môi trường (CLMT) trở thành mục tiêu ưu tiên hàng đầu trong chiến lược phát triển bền vững của nhiều quốc gia châu Á. Song song với áp lực môi trường ngày càng lớn, châu Á cũng là điểm đến quan trọng của dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) và là khu vực có nhiều quốc gia sở hữu quá trình chuyển đổi số khá nhanh chóng (UNCTAD, 2023). Tính đến tháng 12 năm 2023, doanh thu kinh tế số của các nước Đông Nam Á dự kiến đạt 100 tỷ USD, tăng khoảng 8 lần so với doanh thu năm 2016 (Cục Thương mại điện tử và kinh tế số, 2023).

Nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã chứng minh việc thu hút FDI có thể cải thiện hoặc làm trầm trọng hơn tình trạng ô nhiễm của các nước nhận đầu tư (Huynh & Hoang, 2018; Murshed & cộng sự, 2022). Mặt khác, xét trong bối cảnh số hóa đang diễn ra mạnh mẽ tại nhiều quốc gia, một số nghiên cứu chỉ ra rằng phát triển hạ tầng số giúp tối ưu hóa quy trình sản xuất, giảm phát thải CO₂ trong dài hạn (Bhujabal & cộng sự, 2021). Tuy nhiên, quá trình số hóa có thể làm gia tăng nhu cầu năng lượng thông qua việc mở rộng hạ tầng công nghệ, dẫn đến ảnh hưởng tiêu cực lên CLMT, đặc biệt tại các nền kinh tế đang phát triển (Eid, 2024). Theo Zhou & cộng sự (2022), trình độ phát triển công nghệ số có khả năng định hình cách thức FDI ảnh hưởng đến CLMT thông qua mục tiêu đầu tư và chất lượng ứng dụng công nghệ hiện đại. Bên cạnh đó, tại các nước Đông Nam Á và khu vực Sub-Saharan châu Phi, chất lượng thể chế (CLTC) quốc gia được chứng minh có vai trò điều tiết những ảnh hưởng tạo ra phát thải từ hoạt động FDI hoặc công nghệ số thông qua hiệu quả quản lý của Nhà nước trong việc thực thi các chính sách về CLMT (Imam & cộng sự, 2024; Jinapor & cộng sự, 2024; Nguyen & cộng sự, 2023).

Như vậy, có thể thấy hiệu ứng môi trường của FDI vẫn còn nhiều tranh luận và có thể phụ thuộc vào những điều kiện nền tảng ở nước nhận đầu tư như CLTC và bối cảnh chuyển đổi số. Nghiên cứu này tập trung phân tích những ảnh hưởng của FDI đến CLMT tại các quốc gia châu Á – khu vực có mức độ ô nhiễm không khí nặng nề và sở hữu mức độ phát triển số hóa khá nhanh chóng trong những năm gần đây. Đồng thời, vai trò điều tiết của thể chế đối với dòng vốn FDI trong bối cảnh số hóa tác động đến CLMT cũng được làm rõ nhằm đề xuất các hàm ý chính sách phù hợp, vừa đảm bảo thu hút đầu tư vừa cải thiện CLMT tại các nước châu Á.

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

2.1. Tác động của FDI và số hóa đến chất lượng môi trường

Tác động của FDI đến CLMT thường được giải thích thông qua hiệu ứng quy mô với giả thuyết “thiên đường ô nhiễm” (*pollution haven*). Theo đó, các doanh nghiệp đa quốc gia có xu hướng chuyển các hoạt động gây ô nhiễm sang những nơi có tiêu chuẩn môi trường thấp, khiến FDI làm gia tăng ô nhiễm tại nước tiếp nhận thông qua sự phát triển các ngành công nghiệp nặng (Cole & cộng sự, 2006; Kellenberg, 2009). Ngược lại, giả thuyết “cải thiện ô nhiễm” (*pollution halo*) lập luận rằng FDI mang theo hiệu ứng công nghệ sạch cùng các chuẩn mực quản trị công nghệ tiên tiến và sức ép tuân thủ tiêu chuẩn môi trường quốc tế, qua đó góp phần cải thiện CLMT ở những nơi nhận đầu tư (Nguyen Thanh & cộng sự, 2022; Wang & cộng sự, 2023). Tuy nhiên, các bằng chứng thực nghiệm cho thấy tác động của FDI không đồng nhất và phụ thuộc vào điều kiện bối cảnh như cơ cấu ngành, trình độ phát triển và năng lực quản trị của quốc gia tiếp nhận (Guoyan & cộng sự, 2022; Kutlu Furtuna & Atis, 2024). Trong bối cảnh nhiều quốc gia châu Á vẫn đối mặt với áp lực ô nhiễm lớn và tiêu chuẩn môi trường chưa đồng đều, nghiên cứu này kỳ vọng rằng FDI có xu hướng làm gia tăng phát thải.

Giả thuyết H₁: FDI có tác động cùng chiều đến CLMT, hàm ý rằng FDI tăng được kỳ vọng có xu hướng làm gia tăng phát thải CO₂ tại các quốc gia châu Á.

Bên cạnh đó, số hóa ngày càng đóng vai trò quan trọng trong tăng trưởng kinh tế hiện đại. Theo lý thuyết tăng trưởng nội sinh (Lucas, 1988; Romer, 1990), tiến bộ công nghệ giúp nâng cao năng suất và tối ưu hóa

việc sử dụng nguồn lực. Trong lĩnh vực môi trường, số hóa có thể góp phần cải thiện CLMT thông qua việc tối ưu hóa quy trình sản xuất, giảm chi phí giao dịch và thúc đẩy đổi mới sáng tạo xanh (Zhang & cộng sự, 2023). Tuy nhiên, quá trình số hóa cũng có thể làm gia tăng nhu cầu năng lượng do sự mở rộng của hạ tầng công nghệ và các thiết bị số, từ đó làm tăng phát thải, đặc biệt tại các quốc gia phụ thuộc nhiều vào năng lượng hóa thạch (Eid, 2024; Majeed & Sharif, 2024). Do đó, tương tự FDI, tác động của số hóa đến môi trường là không đồng nhất và phụ thuộc vào điều kiện thể chế, cấu trúc kinh tế. Trong bối cảnh châu Á, nơi quá trình chuyển đổi số diễn ra nhanh chóng, song hành với áp lực môi trường lớn, nghiên cứu này kỳ vọng số hóa có thể làm gia tăng phát thải trong ngắn hạn.

Giả thuyết H₂: Số hóa có tác động cùng chiều đến CLMT, hàm ý rằng mức độ số hóa tăng được kỳ vọng có xu hướng làm gia tăng phát thải CO₂ tại các quốc gia châu Á.

2.2. Vai trò của chất lượng thể chế và cơ chế điều tiết trong mối quan hệ FDI – môi trường

Theo North (1990), CLTC phản ánh hệ thống các quy tắc và cơ chế thực thi nhằm điều chỉnh hành vi kinh tế – xã hội. Trong lĩnh vực môi trường, thể chế hiệu quả giúp nâng cao năng lực giám sát, thực thi và tuân thủ các quy định môi trường, qua đó hạn chế các hoạt động gây ô nhiễm. Các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy CLTC cao có thể góp phần giảm phát thải thông qua việc tăng cường thực thi pháp luật và nâng cao hiệu quả quản lý môi trường. Trong bối cảnh thu hút FDI, CLTC đóng vai trò đặc biệt quan trọng trong việc định hướng dòng vốn đầu tư. Tại các quốc gia có thể chế tốt, cơ quan quản lý có khả năng sàng lọc và kiểm soát các dự án FDI, ưu tiên các ngành ít phát thải và yêu cầu tuân thủ tiêu chuẩn môi trường nghiêm ngặt hơn. Ngược lại, tại các quốc gia có thể chế yếu, các doanh nghiệp FDI có thể tận dụng các lỗ hổng trong hệ thống quản lý để giảm chi phí tuân thủ môi trường, làm gia tăng phát thải (Khan & cộng sự, 2022; Nguyen & cộng sự, 2023). Do đó, nghiên cứu này kỳ vọng CLTC không chỉ tác động trực tiếp đến CLMT mà còn đóng vai trò điều tiết trong mối quan hệ giữa FDI và môi trường.

Giả thuyết H₃: CLTC có tác động nghịch chiều đến CLMT, hàm ý rằng CLTC tăng được kỳ vọng có xu hướng làm giảm phát thải CO₂ tại các nước châu Á.

Giả thuyết H₄: CLTC điều tiết mối quan hệ giữa FDI và CLMT, hàm ý rằng CLTC tăng được kỳ vọng sẽ điều tiết tác động của FDI làm giảm phát thải CO₂ tại các nước châu Á.

Bên cạnh đó, cơ chế điều tiết của CLTC có thể được giải thích thông qua một số kênh chính. Thứ nhất, CLTC tốt giúp cải thiện khả năng giám sát và minh bạch thông tin, từ đó giảm bất cân xứng thông tin và nâng cao hiệu quả kiểm soát phát thải. Thứ hai, CLTC tốt sẽ nâng cao năng lực thực thi thông qua việc tăng cường kiểm tra và xử phạt các hành vi vi phạm môi trường. Thứ ba, CLTC tốt tạo điều kiện cho việc chuyển giao công nghệ sạch từ doanh nghiệp FDI sang khu vực nội địa. Thứ tư, CLTC tốt góp phần định hướng cơ cấu kinh tế theo hướng ít phát thải hơn thông qua các chính sách khuyến khích và điều tiết phù hợp.

2.3. Vai trò của số hóa trong nâng cao hiệu quả điều tiết của thể chế trong mối quan hệ FDI – môi trường

Trong bối cảnh chuyển đổi số, số hóa không chỉ là một yếu tố tác động trực tiếp đến môi trường mà còn có thể làm thay đổi cách thức vận hành của các thể chế. Theo quan điểm về quản trị số, công nghệ số giúp cải thiện tính minh bạch, giảm chi phí giám sát và nâng cao hiệu quả thực thi chính sách (Goldfarb & Tucker, 2019). Điều này hàm ý rằng số hóa có thể đóng vai trò nâng cao năng lực của thể chế trong việc kiểm soát các tác động môi trường của FDI.

Cụ thể, số hóa hỗ trợ thể chế thông qua nhiều kênh khác nhau. Các nền tảng số và hệ thống chính phủ điện tử giúp cải thiện khả năng giám sát và theo dõi phát thải theo thời gian thực, qua đó nâng cao hiệu quả thực thi chính sách môi trường (Al-Aiban, 2024; Eid, 2024). Đồng thời, công nghệ số thúc đẩy chuyển giao công nghệ và đổi mới sáng tạo xanh, giúp các doanh nghiệp áp dụng các quy trình sản xuất sạch hơn (Aminu & Alabi, 2024). Bên cạnh đó, số hóa còn hỗ trợ đầu tư môi trường và sản xuất thông minh, giúp giảm cường độ phát thải và tối ưu hóa việc sử dụng năng lượng. Ngoài ra, số hóa có thể làm thay đổi cơ cấu ngành kinh tế theo hướng gia tăng tỷ trọng các ngành ít phát thải như dịch vụ số hoặc công nghệ cao. Tuy nhiên, tác động này không phải lúc nào cũng tích cực. Trong bối cảnh thể chế yếu hoặc khi FDI tập trung vào các ngành

thâm dụng năng lượng, số hóa có thể đi kèm với gia tăng phát thải, cho thấy vai trò hỗ trợ của thể chế là yếu tố quyết định (Aminu & Alabi, 2024).

Các nghiên cứu trước đây chủ yếu xem xét vai trò của thể chế hoặc số hóa một cách riêng lẻ trong mối quan hệ giữa FDI và môi trường. Trong khi đó, hiệu quả điều tiết của thể chế có thể không cố định mà phụ thuộc vào mức độ phát triển của hạ tầng số – yếu tố ngày càng quan trọng trong bối cảnh chuyển đổi số. Do đó, việc xem xét đồng thời sự tương tác giữa FDI, chất lượng thể chế và số hóa cho phép làm rõ liệu số hóa có đóng vai trò nâng cao năng lực quản trị môi trường của thể chế hay không.

Trong nghiên cứu này, CLMT được xem là kết quả của sự tương tác giữa các động lực kinh tế và năng lực quản trị. FDI có thể tác động đến môi trường thông qua nhiều kênh khác nhau, trong khi CLTC đóng vai trò điều tiết trung tâm. Mức độ số hóa, thông qua việc nâng cao năng lực giám sát, minh bạch và thực thi chính sách, có thể làm thay đổi hiệu quả của cơ chế điều tiết này, qua đó hình thành một cơ chế điều tiết có điều kiện.

Giả thuyết H₃: Vai trò điều tiết của CLTC trong mối quan hệ giữa FDI và CLMT phụ thuộc vào mức độ số hóa của nền kinh tế.

3. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

Bài viết xây dựng mô hình nghiên cứu trên cơ sở lập luận về mối quan hệ giữa FDI và CLMT của giả thuyết “thiên đường ô nhiễm”, lý thuyết tăng trưởng nội sinh (Romer, 1990) và quan điểm của North (1990) nhấn mạnh vai trò số hóa cũng như CLTC; đồng thời, kế thừa các nghiên cứu thực nghiệm của Khan & cộng sự (2022), Zhang & cộng sự (2023), Imam & cộng sự (2024), Jinapor & cộng sự (2024). Do sự biến động của lượng phát thải CO₂ được xem là quá trình mang tính động và có độ trễ trước sự thay đổi chính sách cũng như các cú sốc kinh tế nên biến phụ thuộc trễ đóng vai trò như 1 biến độc lập trong mô hình (Dinda, 2004; Grossman & Krueger, 1991).

3.1. Đặc tả mô hình nghiên cứu

Mô hình (1) được thiết lập nhằm kiểm định tác động riêng phần của FDI, mức độ số hóa và CLTC đến phát thải CO₂ tại các quốc gia Châu Á theo các giả thuyết H₁, H₂, H₃ đã đề xuất. Cụ thể như sau:

$$co2_{it} = \alpha co2_{it-1} + \beta_1 fdi_{it} + \beta_2 idi_{it} + \beta_3 ins_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Nếu như Mô hình (1) giả định rằng tác động của FDI, số hóa và thể chế là độc lập đến môi trường trong khi trên thực tế, hiệu ứng của FDI có thể phụ thuộc vào bối cảnh thể chế và mức độ phát triển số hóa. Để kiểm định giả thuyết H₄ và H₅ cũng như làm rõ vai trò điều tiết của thể chế đối với tác động của FDI lên CLMT phụ thuộc vào mức độ số hóa, nghiên cứu đưa vào Mô hình (1) các biến tương tác để hình thành Mô hình (2) nhằm kiểm định cơ chế tương tác, điều tiết có điều kiện giữa các yếu tố này như sau:

$$co2_{it} = \alpha co2_{it-1} + \beta_1 fdi_{it} + \beta_2 idi_{it} + \beta_3 ins_{it} + \beta_4 (fdi_{it} \times idi_{it}) + \beta_5 (fdi_{it} \times ins_{it}) + \beta_6 (idi_{it} \times ins_{it}) + \beta_7 (fdi_{it} \times ins_{it} \times idi_{it}) + \gamma X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Trong cả 2 mô hình, $co2_{it-1}$ phản ánh độ trễ của mức phát thải CO₂. Với i đại diện cho mỗi quốc gia trong mẫu nghiên cứu gồm 40 quốc gia châu Á. Và t đại diện cho từng thời điểm quan sát trong mô hình theo năm, từ 2010 đến 2023; μ_i là hiệu ứng không quan sát đặc thù của quốc gia; ε_{it} là sai số ngẫu nhiên. Biến X đại diện cho các biến kiểm soát.

Biến phụ thuộc (co2): được đo lường bằng lượng phát thải CO₂ bình quân đầu người (tấn/người), thu thập từ cơ sở dữ liệu của World Development Indicators (World Bank).

Các biến độc lập chính:

(1) *Đầu tư trực tiếp nước ngoài (fdi)*: được đo lường bằng dòng vốn FDI ròng vào 1 quốc gia, tính theo tỷ lệ % trên tổng sản phẩm quốc nội (GDP).

(2) *Số hóa (idi)*: được đo lường trên cơ sở Chỉ số phát triển công nghệ thông tin do Liên minh Viễn thông Quốc tế (ITU) công bố trước năm 2023 thông qua phương pháp Entropy để xác định chỉ số tổng hợp, phản ánh 3 khía cạnh của 1 quốc gia: (1) Khả năng tiếp cận công nghệ số; (2) Khả năng sử dụng nền tảng công

nghe số; (3) Kỹ năng ứng dụng công nghệ số. Cụ thể như sau:

(i) *Khả năng tiếp cận công nghệ số (trọng số 40%)* bao gồm các chỉ số thành phần: số thuê bao điện thoại cố định (trên 100 người), số thuê bao di động (trên 100 dân), băng thông Internet quốc tế trên mỗi người dùng và tỷ lệ hộ gia đình có máy tính và có truy cập Internet (%).

(ii) *Khả năng sử dụng nền tảng công nghệ số (trọng số 40%)* bao gồm các chỉ số thành phần: tỷ lệ cá nhân sử dụng Internet (%), số lượng thuê bao băng thông rộng cố định và số thuê bao băng thông rộng di động đang hoạt động.

(iii) *Kỹ năng ứng dụng công nghệ số (trọng số 20%)* bao gồm các chỉ số thành phần: số năm học trung bình, tỷ lệ nhập học trung học phổ thông và tỷ lệ nhập học đại học.

Sau khi thực hiện Entropy, biến số (idi) được chuẩn hóa giá trị trong khoảng [0;1] phản ánh mức độ sẵn sàng công nghệ và năng lực ứng dụng số của nền kinh tế tương ứng trong khoảng [0%-100%].

(3) *CLTC (ins)*: Khác với biến số hóa (idi) được xây dựng theo phương pháp Entropy nhằm bảo toàn cấu trúc khái niệm của chỉ số phát triển công nghệ do ITU đề xuất, thể chế (ins) được đo lường bằng chỉ số tổng hợp xây dựng thông qua phương pháp phân tích thành tố chính (Principal Components Analysis – PCA) từ 06 chỉ số Quản trị Toàn cầu (Worldwide Governance Indicators – WGI) vốn có mức độ tương quan cao và cùng đo lường một khái niệm thể chế. Sau khi áp dụng phương pháp PCA, biến số này được chuẩn hóa giá trị theo thang đo của bộ chỉ số WGI là [-2,5;2,5], thể hiện CLTC quốc gia từ thấp đến cao. Chi tiết đo lường các biến trong mô hình được tổng hợp tại Bảng 1.

Bảng 1. Chi tiết các biến trong mô hình nghiên cứu

Tên biến	Ký hiệu	Đo lường	Kỳ vọng
<i>Biến phụ thuộc:</i>			
CLMT	co2	Tỷ lệ phát thải khí CO ₂ bình quân đầu người (tấn/người), lấy logarit	
<i>Biến độc lập chính:</i>			
Đầu tư trực tiếp nước ngoài	fdi	Tỷ lệ % dòng vốn vào của đầu tư trực tiếp trên GDP	+
CLTC	ins	PCA trên 6 chỉ số thành phần của bộ chỉ số quản trị công WGI, nhận thang đo từ -2,5 đến 2,5.	-
Số hóa	idi	Phương pháp Entropy để tính chỉ số tổng hợp dựa trên Chỉ số phát triển công nghệ thông tin của ITU, nhận thang đo từ 0 đến 1.	+
<i>Các biến kiểm soát (X)</i>			
Năng lượng tiêu thụ	eng	Năng lượng tiêu thụ bình quân đầu người, lấy logarit	+
Tăng trưởng kinh tế	gdp	GDP bình quân đầu người, lấy logarit	+
Mức độ công nghiệp hóa	ind	Tỷ trọng ngành công nghiệp/GDP	+
Độ mở thương mại	open	(Xuất khẩu + Nhập khẩu)/GDP	+
Mức độ đô thị hóa	urb	Tỷ lệ % dân số thành thị trong tổng dân số	+

Nguồn: Nhóm nghiên cứu tổng hợp.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Do mô hình (1) và mô hình (2) có dạng động với biến phụ thuộc trễ và khả năng tồn tại nội sinh giữa các biến, nghiên cứu sử dụng phương pháp System Generalized Method of Moments (S-GMM) do Arellano & Bover (1995); Blundell & Bond (1998) đề xuất, cho phép sử dụng các độ trễ thích hợp của các biến nội sinh làm công cụ. Việc lựa chọn S-GMM phù hợp với đặc điểm dữ liệu bảng có số đơn vị quan sát lớn và số năm tương đối ngắn. Độ tin cậy của ước lượng được đánh giá thông qua kiểm định Hansen về tính hợp lệ của biến công cụ và kiểm định Arellano-Bond đối với tự tương quan bậc hai (AR(2)) của sai số.

Để kiểm định vai trò điều tiết của CLTC đến tác động của FDI lên CLMT phụ thuộc vào mức độ số hóa

ở giả thuyết H_5 , hiệu ứng thành phần tương tác 3 chiều giữa 3 biến (fdi – ins – idi) trong mô hình (2) được phân tích và minh họa tác động biên của biến (fdi) lên sự phát thải (co2) theo mức độ điều tiết của CLTC (ins), tại các bối cảnh số hóa (idi) khác nhau. Hơn nữa, nhằm làm giảm đáng kể tương quan giữa các thành phần tương tác khi đưa vào mô hình hồi quy biến tương tác bậc cao, nhóm nghiên cứu đã thực hiện phương pháp chuẩn hóa biến liên tục (centering) trước khi tạo thành phần tương tác bằng cách trừ đi một hằng số từ mỗi giá trị của biến theo đề xuất của Aiken & công sự (1991). Hằng số được chọn trong việc chuẩn hóa các biến trong thành phần tương tác ở nghiên cứu này là giá trị trung bình của biến đó trong mẫu nghiên cứu. Các biến trong thành phần tương tác sau khi được chuẩn hóa bằng phương pháp centering sẽ có ký hiệu như sau: fdi_c; idi_c; ins_c.

Ngoài ra, kết quả kiểm định tính dừng của các biến (Phụ lục A) sau khi thực hiện kiểm định sự phụ thuộc chéo cho thấy ngoài biến (ind) dừng tại sai phân bậc 1 (I(1)), tất cả các biến còn lại đều dừng ở bậc gốc (I(0)). Đồng thời, việc thực hiện kiểm định đồng liên kết Westerlund cũng chỉ ra rằng không có đồng liên kết dài hạn giữa các biến trong mô hình. Vì vậy, phương pháp S-GMM được xem là phù hợp trong bối cảnh này, giúp nhận diện rõ tác động khác nhau giữa những quan sát của mẫu nghiên cứu trong ngắn hạn.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Mô tả dữ liệu nghiên cứu

Kết quả thống kê mô tả dữ liệu tại Bảng 2 cho thấy giá trị trung bình của biến CO₂ là 1,347 tương đương 7,43 tấn/người. Hơn nữa, giá trị cao nhất của CO₂ trong giai đoạn nghiên cứu là 3,704 tương đương hơn 40 tấn CO₂ bình quân đầu người chứng tỏ mức độ ô nhiễm không khí tại châu Á khá nghiêm trọng. Bên cạnh đó, giá trị trung bình của biến fdi là 6,469% GDP chứng tỏ dòng vốn đầu tư nước ngoài chảy vào các nước châu Á cũng còn hạn chế. Bối cảnh số hóa tại châu Á giai đoạn 2010-2023 được đánh giá khá cao với điểm số trung bình các nước trong mẫu nghiên cứu khoảng 0,476 tương đương 47,6%. Điều này cho thấy chuyển đổi số đang diễn ra khá mạnh mẽ tại châu Á trong khi CLTC trung bình của các nước trong khu vực còn thấp với điểm số -0,399 trên thang điểm [-2,5; 2,5].

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến trong mô hình

Các biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
co2	560	1,347	1,280	-1,810	3,704
fdi	560	6,469	33,161	-296,013	431,788
idi	560	0,476	0,251	0,000	1,000
ins	560	-0,399	1,062	-2,5	2,5
eng	560	3,269	0,539	1,976	4,363
gdp	560	3,774	0,563	2,709	4,814
ind	560	34,344	13,872	9,985	74,812
urb	560	60,291	24,350	16,768	100,000
open	560	88,217	55,986	11,855	379,099

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán.

Kết quả phân tích tương quan theo Bảng 3 cho thấy hệ số tương quan giữa các biến độc lập trong mô hình nghiên cứu đều có giá trị khá thấp (<0,8) nên có thể kết luận hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình (1) không quá nghiêm trọng.

4.2. Kết quả đánh giá tác động của FDI, số hóa và thể chế đến CLMT tại các nước Châu Á

Theo Arellano & Bover (1995) và Baum (2006), kết quả kiểm định AR(2) và kiểm định thống kê J của Hansen tại Bảng 4 của cả 2 mô hình đều chứng tỏ kết quả hồi quy của mô hình và các biến công cụ làm đại diện là phù hợp.

Kết quả ước lượng từ mô hình (1) tại Bảng 4 minh họa những ảnh hưởng riêng lẻ của FDI, CLTC và số hóa đến sự phát thải CO₂ cho thấy biến (fdi) có hệ số âm (-0,001) và có ý nghĩa thống kê, hàm ý rằng việc

Bảng 3. Ma trận tương quan

Các biến	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(1) co2	1,000								
(2) fdi	0,051	1,000							
(3) idi	0,058	-0,056	1,000						
(4) ins	0,525***	0,033	-0,008	1,000					
(5) eng	0,940***	0,036	0,018	0,579***	1,000				
(6) gdp	0,865***	0,036	0,012	0,776***	0,694***	1,000			
(7) ind	0,615***	0,035	-0,078*	0,068*	0,596***	0,451***	1,000		
(8) urb	0,834***	-0,001	0,003	0,647***	0,639***	0,670***	0,397***	1,000	
(9) open	0,288***	0,020	-0,045	0,496***	0,392***	0,376***	0,088**	0,324***	1,000

Ghi chú: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán.

Bảng 4. Kết quả hồi quy S-GMM của Mô hình (1) và Mô hình (2)

Các biến	Mô hình 1	Mô hình 2
lco2	0,984*** (250,70)	0,933*** (74,51)
fdi	-0,001*** (-11,77)	
fdi_c		-0,002*** (-6,23)
idi	0,031*** (15,24)	
idi_c		0,028*** (3,50)
ins	-0,046*** (-21,32)	
ins_c		-0,091** (-2,30)
c.fdi_c#c.idi_c		-0,002*** (-6,23)
c.fdi_c#c.ins_c		-0,012*** (-4,94)
c.idi_c#c.ins_c		0,029 (1,30)
c.fdi_c#c.idi_c#c.ins_c		-0,009*** (-4,65)
eng	0,119*** (8,31)	0,225*** (4,70)
gdp	-0,127*** (-12,04)	-0,158*** (-3,04)
ind	0,001 (1,36)	0,001 (0,88)

thu hút dòng vốn FDI càng nhiều sẽ có xu hướng làm giảm lượng phát thải CO₂ tại châu Á. Phát hiện này tuy không ủng hộ giả thuyết H₁ đã đề xuất nhưng lại phù hợp với giả thuyết “cải thiện sự ô nhiễm” (pollution halo) và các nghiên cứu thực nghiệm trước đây như Wang & cộng sự (2023), Nguyen Thanh & cộng sự (2022). Điều này cho thấy FDI có thể mang theo công nghệ sạch và cải thiện hiệu quả môi trường tại các nước tiếp nhận đầu tư ở châu Á. Ngược lại, hệ số của số hóa (idi) mang dấu dương (0,031) và có ý nghĩa thống kê, cho thấy quá trình chuyển đổi số làm gia tăng phát thải trong ngắn hạn, có thể do sự mở rộng tiêu thụ năng lượng từ hạ tầng công nghệ. Kết quả này ủng hộ giả thuyết H₂ và kết quả nghiên cứu thực nghiệm của Majeed & Sharif (2024), Eid (2024). Tuy nhiên, CLTC (ins) có tác động nghịch chiều (-0,046 < 0), khẳng định rằng CLTC cao hơn góp phần làm giảm phát thải CO₂ tại các nước châu Á. Điều này ủng hộ giả thuyết

H_3 và phản ánh vai trò tích cực của thể chế trong việc kiểm soát ô nhiễm.

So với kết quả ở mô hình (1), khi đưa các biến tương tác vào mô hình (2), hệ số của FDI vẫn mang dấu âm nhưng có giá trị tuyệt đối lớn hơn (-0,002) cho thấy tác động cải thiện môi trường của FDI trở nên rõ ràng hơn khi xét đến các yếu tố điều kiện. Đồng thời, hệ số của thể chế tăng về trị tuyệt đối (-0,091), phản ánh vai trò của thể chế trở nên quan trọng hơn khi được đặt trong mối quan hệ tương tác với các yếu tố khác. Hệ số của số hóa vẫn duy trì dấu dương (0,028), cho thấy tác động trực tiếp của số hóa đến phát thải không thay đổi đáng kể.

Bên cạnh đó, kết quả cho thấy hệ số của biến tương tác $FDI \times INS$ mang dấu âm (-0,012), nghĩa là CLTC có vai trò điều tiết làm giảm tác động phát thải của FDI và ủng hộ giả thuyết H_4 . Ngược lại, hệ số của $FDI \times IDI$ là rất nhỏ (-0,002), cho thấy số hóa không trực tiếp đóng vai trò điều tiết mạnh mẽ trong mối quan hệ giữa FDI và CLMT. Kết quả này hàm ý rằng nếu chỉ xem xét các tương tác 2 chiều một cách riêng lẻ ($FDI \times INS$; $FDI \times IDI$), có thể dẫn đến những đánh giá chưa đầy đủ cơ chế tác động của FDI đến CLMT. Đáng chú ý, kết quả nghiên cứu ở hệ số của biến tương tác ba chiều ($FDI \times INS \times IDI$) mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê (-0,009). Điều này cho thấy vai trò điều tiết của CLTC trong mối quan hệ giữa FDI và phát thải CO_2 không cố định mà phụ thuộc vào mức độ số hóa.

Cụ thể, trong khi thể chế có thể làm giảm tác động môi trường của FDI, hiệu quả điều tiết này trở nên mạnh hơn tại các quốc gia có mức độ số hóa cao. Kết quả nghiên cứu cho thấy số hóa không trực tiếp điều tiết FDI một cách rõ rệt, mà đóng vai trò khuếch đại hiệu quả điều tiết của CLTC.

Tác động biên của FDI đến phát thải CO_2 trong mô hình (2) được xác định như sau:

$$\frac{\partial CO_2}{\partial FDI} = -0,002 - 0,012INS - 0,002IDI - 0,009(INS \times IDI)$$

Theo đó, có thể xác định tác động biên của FDI dưới sự điều tiết của CLTC tại các mức khác nhau của số hóa. Kết quả này cho thấy vai trò điều tiết của thể chế trở nên mạnh hơn trong bối cảnh mức độ số hóa cao. Nói cách khác, tại các quốc gia có mức số hóa cao, vai trò của thể chế trong việc kiểm soát tác động môi trường của FDI được tăng cường đáng kể so với các quốc gia có mức số hóa thấp. Kết quả nghiên cứu ủng hộ giả thuyết H_5 đã đề xuất.

Mặc dù hệ số trực tiếp của số hóa (idi) trong cả 2 mô hình đều mang dấu dương (>0), cho thấy quá trình chuyển đổi số có thể làm gia tăng phát thải CO_2 trong ngắn hạn, kết quả từ mô hình (2) cho thấy số hóa vẫn đóng vai trò quan trọng trong việc cải thiện hiệu quả điều tiết của thể chế. Cụ thể, với kết quả hồi quy hệ số biến tương tác 3 chiều âm, số hóa không trực tiếp làm giảm phát thải, mà hoạt động như một công cụ hỗ trợ nâng cao năng lực quản trị và giám sát, qua đó góp phần giảm tác động tiêu cực của FDI đến môi trường. Sự khác biệt về dấu giữa tác động trực tiếp và tác động điều tiết của yếu tố số hóa trong mô hình (2) nhấn mạnh rằng số hóa không có tác động môi trường đơn nhất, mà đồng thời tạo ra áp lực phát thải và nâng cao năng lực điều tiết của CLTC, qua đó làm thay đổi tác động của FDI theo hướng phụ thuộc bối cảnh.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

5.1. Kết luận của nghiên cứu

Từ góc độ học thuật, kết quả nghiên cứu góp phần làm rõ sự không nhất quán trong các nghiên cứu trước đây về mối quan hệ giữa FDI, số hóa, CLTC và CLMT. Cụ thể, kết quả cho thấy FDI có xu hướng làm giảm phát thải CO_2 , trong khi số hóa lại làm gia tăng phát thải khi xét riêng lẻ, phản ánh tính chất hai mặt của quá trình chuyển đổi số trong bối cảnh các nền kinh tế châu Á.

Tuy nhiên, đóng góp quan trọng của nghiên cứu không nằm ở các tác động riêng lẻ, mà ở việc chỉ ra rằng mối quan hệ giữa FDI và CLMT mang tính phụ thuộc bối cảnh đa chiều. Thông qua mô hình tương tác ba chiều, nghiên cứu cung cấp bằng chứng rằng vai trò điều tiết của CLTC đối với tác động môi trường của FDI không cố định, mà thay đổi theo mức độ số hóa của nền kinh tế. Cụ thể, hệ số âm và có ý nghĩa thống kê của biến tương tác ba chiều cho thấy số hóa không trực tiếp làm giảm phát thải, nhưng có khả năng khuếch đại hiệu quả điều tiết của CLTC, qua đó làm giảm tác động tiêu cực đến CLMT của FDI.

Kết quả này hàm ý rằng số hóa vừa có thể làm gia tăng phát thải thông qua hiệu ứng quy mô và tiêu thụ năng lượng, vừa đóng vai trò hỗ trợ nâng cao năng lực quản trị và giám sát, giúp CLTC kiểm soát tốt hơn các hoạt động gây ô nhiễm từ FDI. Do đó, nghiên cứu không chỉ cung cấp bằng chứng thực nghiệm mới tại các quốc gia châu Á, mà còn nhấn mạnh sự cần thiết của cách tiếp cận tương tác ba chiều trong việc phân tích mối quan hệ giữa FDI và CLMT để đánh giá toàn diện cơ chế tác động hơn là chỉ xem xét các tương tác hai chiều riêng lẻ.

5.2. Hàm ý chính sách

Dựa trên kết quả thực nghiệm, nghiên cứu đề xuất một số hàm ý chính sách nhằm hướng đến mục tiêu nâng cao CLMT, giảm phát thải CO₂ tại các quốc gia châu Á.

Thứ nhất, các quốc gia cần chuyển từ chiến lược thu hút FDI theo số lượng sang chú trọng chất lượng, ưu tiên các dự án có hàm lượng công nghệ cao và thân thiện với môi trường. Kết quả nghiên cứu cho thấy FDI có thể góp phần cải thiện CLMT, nhưng hiệu quả này phụ thuộc vào điều kiện CLTC và bối cảnh số hóa. Do đó, việc thiết lập các tiêu chí môi trường rõ ràng trong lựa chọn và giám sát dự án FDI là cần thiết để phát huy hiệu ứng “cải thiện ô nhiễm”.

Thứ hai, chuyển đổi số cần được triển khai gắn với mục tiêu quản trị môi trường. Mặc dù số hóa có thể làm gia tăng phát thải trong ngắn hạn, nhưng nó lại đóng vai trò quan trọng trong việc nâng cao hiệu quả điều tiết của CLTC. Kết quả nghiên cứu gợi ý rằng hiệu quả môi trường của FDI phụ thuộc vào khả năng hấp thụ thể chế trong điều kiện số hóa. Do đó, các quốc gia cần thúc đẩy ứng dụng công nghệ số trong giám sát môi trường, minh bạch hóa thông tin và nâng cao năng lực thực thi chính sách, đồng thời kiểm soát tiêu thụ năng lượng từ hạ tầng số, các chính sách thu hút FDI cần gắn với việc nâng cao năng lực quản trị số, thay vì chỉ tập trung vào ưu đãi đầu tư truyền thống

Thứ ba, nâng cao CLTC cần được xem là yếu tố trung tâm trong chiến lược giảm phát thải. Điều này hàm ý rằng cải thiện thể chế – thông qua tăng cường thực thi pháp luật, nâng cao năng lực quản trị và minh bạch chính sách – là điều kiện tiên quyết để chuyển hóa lợi ích từ FDI và số hóa thành cải thiện môi trường.

Cuối cùng, các quốc gia cần tiếp cận chính sách theo hướng tích hợp, trong đó FDI, số hóa và thể chế không được xem là các yếu tố độc lập mà là các thành phần có mối quan hệ tương tác chặt chẽ. Đặc biệt, tại các nền kinh tế có mức độ số hóa cao, việc tiếp tục nâng cao CLTC sẽ giúp khuếch đại hiệu quả kiểm soát môi trường của FDI. Ngược lại, trong bối cảnh thể chế yếu, việc thúc đẩy số hóa hoặc thu hút FDI một cách riêng lẻ có thể không mang lại lợi ích môi trường như kỳ vọng.

PHỤ LỤC

Bảng A1. Kết quả kiểm định tính dừng của các biến

Các biến	I (0)	I (1)
co2	-1,867***	
fdi	-1,724***	
idi	-1,818***	
ins	-1,849***	
eng	-2,048***	
gdp	-1,632**	
ind		-3,540***
urb	-1,655**	
open	-1,738***	

Ghi chú: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán.

Tài liệu tham khảo

- Aiken, L.S., West, S.G. & Reno, R.R. (1991). Multiple regression: Testing and interpreting interactions. SAGE.
- Al-Aiban, K.M. (2024). Sustainable growth in expanded BRICS: linking institutional performance, digital governance, and green finance to environmental impact. *The Asian Bulletin of Contemporary Issues in Economics and Finance*, 4(1), 81-102.
- Aminu, T.A. & Alabi, M.K. (2024). Investigating the role of institutions in the FDI-ecological footprint linkage in Sub-Saharan Africa: is there a threshold for institutional quality?. *Ilorin Journal of Economic Policy*, 11(2), 1-18.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*, 68(1), 29-51.
- Baum, C.F. (2006). *An introduction to modern econometrics using Stata*. Stata press.
- Bhujabal, P., Sethi, N. & Padhan, P.C. (2021). ICT, foreign direct investment and environmental pollution in major Asia Pacific countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(31), 42649-42669.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1), 115-143.
- Cole, M.A., Elliott, R.J. & Fredriksson, P.G. (2006). Endogenous pollution havens: Does FDI influence environmental regulations?. *Scandinavian Journal of Economics*, 108(1), 157-178.
- Cục Thương mại điện tử và kinh tế số (2023). *Kinh tế số là động lực tăng trưởng kinh tế khu vực ASEAN*. Hà Nội.
- Dinda, S. (2004). Environmental Kuznets curve hypothesis: a survey. *Ecological economics*, 49(4), 431-455.
- Eid, B.M. (2024). Digitalization, FDI, and sustainability: Exploring the impact of digital foreign direct investment on environmental and social well-being in Uzbekistan. *Ilmiy Elektron Journal*, 1(2), 38-48.
- Goldfarb, A. & Tucker, C. (2019). Digital economics. *Journal of economic literature*, 57(1), 3-43.
- Grossman, G.M. & Krueger, A.B. (1991). *Environmental impacts of a North American free trade agreement*. National Bureau of economic research Cambridge, Mass. USA.
- Guoyan, S., Khaskheli, A., Raza, S.A. & Shah, N. (2022). Analyzing the association between the foreign direct investment and carbon emissions in MENA countries: a pathway to sustainable development. *Environment, Development and Sustainability*, 24(3), 4226-4243.
- Huynh, C.M. & Hoang, H.H. (2018). Foreign direct investment and air pollution in Asian countries: does institutional quality matter?. *Applied Economics Letters*, 26(17), 1388-1392. <https://doi.org/10.1080/13504851.2018.1563668>
- Imam, M.A., Saini, W., Ibrahim, S. & Mohamad, W.N.W. (2024). Institutional Quality, Income, and FDI: Unravelling Their Impact on Environmental Degradation in Developing Economies. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 14(9). <http://dx.doi.org/10.6007/IJARBS/v14-i9/22902>
- IQAir (2025). *Delhi among top 10 most polluted cities in the world*. <https://www.iqair.com/newsroom/delhi-among-top-10-most-polluted-cities-in-the-world-12-28-2025>
- Jinapor, J.A., Abor, J.Y. & Graham, M. (2024). FDI, industrialisation and environmental quality in SSA - the role of institutional quality towards environmental sustainability. *Humanities and Social Sciences Communications*, 11(1), 1-15.
- Kellenberg, D.K. (2009). An Empirical Test of the Pollution Haven Hypothesis with Strategic Environment and Trade Policy. *Journal of International Economics*, 78(2), 242-255.
- Khan, H., Weili, L. & Khan, I. (2022). The role of institutional quality in FDI inflows and carbon emission reduction: evidence from the global developing and belt road initiative countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(20), 30594-30621.
- Kutlu Furtuna, O. & Atis, S. (2024). Does foreign direct investment affect environmental degradation: Evidence from largest carbon intense countries. *PLoS One*, 19(11), e0314232.

-
- Lucas Jr, R.E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics*, 22(1), 3-42.
- Majeed, M.T. & Sharif, F. (2024). The role of digitalization in driving green growth: A global panel data perspective. *Pakistan Journal of Commerce Social Sciences*, 18(2), 435-467.
- Murshed, M., Elheddad, M., Ahmed, R., Bassim, M. & Than, E.T. (2022). Foreign direct investments, renewable electricity output, and ecological footprints: do financial globalization facilitate renewable energy transition and environmental welfare in Bangladesh?. *Asia-Pacific Financial Markets*, 29(1), 33-78.
- Nguyen Thanh, N., Chin, K.H. & Nguyen, V. (2022). Does the pollution halo hypothesis exist in this “better” world? The evidence from STIRPAT model. *Environmental Science and Pollution Research*, 1-15.
- Nguyen, Y., Le, S., Ngo, N. & Nguyen, H. (2023). Impacts of FDI and environmental pollution in Asean countries: the role of institutions. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 13(5), 242-250.
- North, D.C. (1990). *Institutions, Institutional Change, Economic performance*. New York.
- Romer, P.M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of political Economy*, 98(5), 71-102.
- UNCTAD (2023). *World Investment Report 2023*. <https://unctad.org/publication/world-investment-report-2023>
- UNEP (2024). *How Asian countries could save lives, boost growth by tackling air pollution*. <https://www.unep.org/news-and-stories/story/how-asian-countries-could-save-lives-boost-growth-tackling-air-pollution>
- Wang, Q., Yang, T., Li, R. & Wang, X. (2023). Reexamining the impact of foreign direct investment on carbon emissions: does per capita GDP matter?. *Humanities and Social Sciences Communications*, 10(1), 1-18.
- Zhang, Z., Ding, Z., Geng, Y., Pan, L. & Wang, C. (2023). The impact of digital economy on environmental quality: Evidence from China. *Frontiers in Environmental Science*, 11, 1120953.
- Zhou, X., Zhou, D., Zhao, Z. & Wang, Q. (2022). A framework to analyze carbon impacts of digital economy: The case of China. *Sustainable Production and Consumption*, 31, 357-369.

***Tác giả liên hệ: Nguyễn Việt Hồng Anh. Email: nvhanh@ufm.edu.vn**

TÁC ĐỘNG CỦA TỰ DO HÓA TÀI KHOẢN VỐN VÀ CHẤT LƯỢNG THỂ CHẾ ĐẾN VỐN HÓA THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN TẠI CÁC THỊ TRƯỜNG NỘI CHÂU Á VÀ VIỆT NAM

Trần Văn Trung

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: trungtcnh@ufm.edu.vn

Mã bài báo: JED-2757

Ngày nhận: 05/12/2025

Ngày nhận bản sửa: 08/01/2026; 14/01/2026

Ngày duyệt đăng: 14/01/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2757

Tóm tắt:

Mục tiêu của nghiên cứu là đánh giá tác động của tự do hóa tài khoản vốn và chất lượng thể chế đến vốn hóa thị trường chứng khoán, đồng thời xem xét vai trò trung gian của chất lượng thể chế trong truyền dẫn tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa thị trường chứng khoán. Nghiên cứu áp dụng mô hình PVAR với dữ liệu theo tần suất năm từ 2008 đến 2024 của 07 nước có thị trường chứng khoán mới nổi khu vực Châu Á và Việt Nam. Kết quả cho thấy tự do hóa tài khoản vốn tác động tiêu cực và chất lượng thể chế tác động tích cực đến biến động vốn hóa thị trường chứng khoán, đồng thời chất lượng thể chế đóng vai trò trung gian truyền dẫn tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến biến động vốn hóa thị trường chứng khoán. Nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa thị trường chứng khoán và khẳng định vai trò tích cực của chất lượng thể chế trong việc cải thiện hiệu quả tác động của tự do hóa tài khoản vốn đối với quy mô thị trường chứng khoán. Kết quả nghiên cứu hàm ý rằng mở cửa tài chính cần đi đôi với cải cách thể chế để đảm bảo sự phát triển bền vững của thị trường chứng khoán.

Từ khóa: Chất lượng thể chế, tự do hóa tài chính, tự do hóa tài khoản vốn, vốn hóa thị trường chứng khoán.

Mã Code: E02, F21, G1.

The impact of capital liberalization and institutional quality on stock market capitalization in Asian emerging markets

Abstract:

The research is conducted to assess the impact of capital account liberalization and institutional quality on market capitalization, and to examine the mediating role of institutional quality in transmitting the impact of capital account liberalization to stock market capitalization. The study applies a PVAR model with annual frequency data from 2008 to 2024 for seven emerging stock markets in Asia and Vietnam. The results reveal that capital account liberalization has a negative impact, while institutional quality has a positive impact on stock market capitalization volatility. Furthermore, institutional quality acts as a mediator in transmitting the impact of capital account liberalization to stock market capitalization volatility. The research provides empirical evidence on the impact of capital account liberalization on stock market capitalization and affirms the positive role of institutional quality in improving the effectiveness of capital account liberalization on stock market size. The results also imply that government policies need a harmonious and synchronized combination of financial openness and institutional reform, which is a necessary condition for capital account liberalization to truly bring sustainable benefits to the stock market.

Keywords: Capital account liberalization, financial liberalization, institutional quality, stock market capitalization

JEL Codes: E02, F21, G1.

1. Giới thiệu

Trong vài thập kỷ trở lại đây, tự do hóa tài chính đã trở thành một trong những xu thế cải cách phổ biến tại các nền kinh tế mới nổi và đang phát triển, đặc biệt trong bối cảnh hội nhập kinh tế quốc tế ngày càng sâu rộng. Trong đó, tự do hóa tài khoản vốn, tức là việc dỡ bỏ các rào cản, xóa bỏ hạn chế đối với các dòng vốn quốc tế được các chính phủ quan tâm nhằm thúc đẩy tăng trưởng kinh tế bền vững. Hơn nữa, tự do hóa tài khoản vốn ảnh hưởng trực tiếp đến thị trường chứng khoán, tuy nhiên kết quả của quá trình tự do hóa tài khoản vốn nhiều khi mang lại kết quả trái ngược với sự kỳ vọng, đặc biệt đối với các quốc gia có thị trường chứng khoán mới nổi, nơi mà chất lượng thể chế còn nhiều bất cập

Mục tiêu của nghiên cứu là đánh giá tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa thị trường chứng khoán bằng cách xem xét vai trò trung gian của chất lượng thể chế thông qua mối quan hệ động giữa tự do hóa tài khoản vốn, chất lượng thể chế và vốn hóa thị trường chứng khoán được thực hiện bằng mô hình PVAR.

Nghiên cứu nhằm đóng góp kết quả thực nghiệm về mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn, chất lượng thể chế, vốn hóa thị trường chứng khoán có xem xét vai trò của chất lượng thể chế tại các thị trường mới nổi Châu Á. Đồng thời kết quả hỗ trợ hoạch định chính sách về nâng cao chất lượng thể chế nhằm phát huy vai trò của tự do hóa tài khoản vốn nhằm đẩy mạnh hơn nữa sự phát triển của thị trường chứng khoán trong quá trình hội nhập.

Bài báo được trình bày thành năm phần. Thứ nhất, giới thiệu, trình bày bối cảnh, vấn đề, khoảng trống và mục tiêu nghiên cứu. Thứ hai, tổng quan nghiên cứu, trình bày cơ sở lý thuyết và lược khảo các nghiên cứu có liên quan để phát triển các giả thuyết. Thứ ba, phương pháp nghiên cứu, trình bày mô hình và mô tả dữ liệu nghiên cứu. Thứ tư, kết quả nghiên cứu và thảo luận, trình bày các kiểm định trước ước lượng, ước lượng mô hình và kiểm định hậu ước lượng sau đó thảo luận kết quả và trả lời các giả thuyết. Thứ năm, kết luận và hàm ý chính sách.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Các khái niệm

Tự do hóa tài khoản vốn là một phần trong tự do hóa tài chính liên quan đến việc nới lỏng hoặc dỡ bỏ các biện pháp kiểm soát dòng vốn quốc tế, cho phép dòng vốn ra và vào một quốc gia tự do hơn, các dòng vốn như đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), đầu tư gián tiếp (FPI), vay và cho vay quốc tế, mua bán tài sản tài chính được thực hiện tự do hơn, ít bị hạn chế bởi chính sách quản lý ngoại hối hay quy định pháp lý (Chinn & Ito, 2006; Lane & Milesi-Ferretti, 2007; Quinn, 1997).

Chất lượng thể chế là một khái niệm trung tâm trong kinh tế học phát triển, chính trị học và quản trị công, dùng để đánh giá mức độ hiệu quả, minh bạch, công bằng và khả năng thực thi của các thể chế trong một quốc gia hoặc khu vực. Theo Kaufmann & cộng sự (1999), định nghĩa quản trị tốt dựa trên các truyền thống và thể chế mà theo đó quyền lực trong một quốc gia được thực thi. Điều này bao gồm (1) quy trình lựa chọn, giám sát và thay thế chính phủ; (2) năng lực của chính phủ trong việc xây dựng và thực hiện hiệu quả các chính sách đúng đắn; và (3) sự tôn trọng của công dân và nhà nước đối với các thể chế điều chỉnh các tương tác kinh tế và xã hội giữa họ. Định nghĩa này là một trong những định nghĩa được sử dụng thường xuyên nhất về quản trị tốt, và là cơ sở của các Chỉ số quản trị toàn cầu (WGI) được sử dụng rộng rãi.

Vốn hóa thị trường chứng khoán được tính bằng tổng vốn hóa của các công ty niêm yết (Jalloh, 2015; Tan & cộng sự, 2012). Tỷ lệ vốn hóa thị trường được tính bằng vốn hóa thị trường chia tổng sản phẩm quốc nội (GDP) thường được dùng làm thước đo quy mô của thị trường chứng khoán (Levine & Zervos, 1998).

Thị trường mới nổi là khái niệm dùng để chỉ các quốc gia hoặc khu vực có nền kinh tế đang chuyển mình từ giai đoạn đang phát triển sang công nghiệp hóa, đồng thời có hệ thống tài chính, thị trường vốn đang mở cửa dần, thu hút sự quan tâm lớn từ các nhà đầu tư quốc tế do tiềm năng tăng trưởng cao nhưng đi kèm rủi ro nhất định. Theo MSCI Inc. (2025), một thị trường được phân loại là “mới nổi” nếu đạt được mức độ phát triển kinh tế, quy mô và thanh khoản của thị trường, và mức độ tiếp cận đối với nhà đầu tư quốc tế.

2.2. Phát triển giả thuyết nghiên cứu

2.2.1. Tự do hóa tài khoản vốn tác động đến vốn hóa thị trường chứng khoán không xem xét vai trò của chất lượng thể chế

Tự do hóa tài khoản vốn giúp làm tăng nguồn cung vốn ngoại chảy vào thị trường chứng khoán. Bekaert & cộng sự (2005) cho rằng tự do hóa tài khoản vốn giúp giảm chi phí vốn toàn cầu, cho phép doanh nghiệp trong nước tiếp cận nguồn vốn rẻ hơn. Nhà đầu tư nước ngoài dễ dàng tiếp cận thị trường chứng khoán nội địa thông qua việc mua cổ phiếu của doanh nghiệp niêm yết hoặc đầu tư vào các quỹ hoặc tài sản tài chính nội địa. Hơn nữa, dòng vốn nước ngoài làm tăng thanh khoản, thu hút thêm doanh nghiệp niêm yết. Levine (2001) nhấn mạnh tự do hóa tài khoản vốn, đặc biệt qua kênh FPI, giúp tăng thanh khoản thị trường chứng khoán, chi phí giao dịch giảm, chênh lệch giá mua bán thu hẹp, và thị trường trở nên hiệu quả hơn, qua đó thu hút thêm doanh nghiệp niêm yết và nhà đầu tư trong nước. Điều này góp phần nâng cao giá trị thị trường của doanh nghiệp và tăng vốn hóa thị trường chứng khoán. Nghiên cứu nền tảng của Levine & Zervos (1998) với mẫu 16 thị trường mới nổi cho thấy 13/16 nước ghi nhận sự gia tăng rõ rệt về quy mô thị trường chứng khoán sau khi nới lỏng kiểm soát vốn. Kết quả này được củng cố bởi Atsin & cộng sự (2017), ghi nhận mối quan hệ dương giữa tự do hóa tài khoản vốn và vốn hóa thị trường chứng khoán.

Dựa vào cơ sở trên, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H1: Tự do hóa tài khoản vốn tác động tích cực đến vốn hóa thị trường chứng khoán.

Tuy nhiên, không phải dòng vốn quốc tế nào cũng hiệu quả tích cực, Tsagkanos & cộng sự (2019) nhấn mạnh: FDI tại Hy Lạp chỉ thúc đẩy vốn hóa thị trường chứng khoán khi đi kèm với ổn định kinh tế vĩ mô, thể chế minh bạch, và năng lực hấp thụ vốn của thị trường. Nếu không, FDI có thể “bỏ qua” thị trường chứng khoán và chảy thẳng vào khu vực sản xuất, làm giảm hiệu ứng lan tỏa.

Như vậy, thực nghiệm cho thấy tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa thị trường chứng khoán cho kết quả không đồng nhất: trong khi nhiều nghiên cứu ghi nhận tác động tích cực, một số khác lại tìm thấy tác động tiêu cực hoặc không có ý nghĩa.

2.2.2. Chất lượng thể chế tác động đến vốn hóa thị trường chứng khoán

Từ góc độ kinh tế học thể chế, chất lượng thể chế là nền tảng để giảm chi phí giao dịch, giảm bất cân xứng thông tin, và tăng cường niềm tin. Đây là ba yếu tố cốt lõi quyết định sự vận hành hiệu quả của bất kỳ thị trường nào, đặc biệt là thị trường tài chính. Các nghiên cứu của Asongu (2011), Billmeier & Massa (2009), Rehman (2021), Eldomiaty & cộng sự (2019) đều khẳng định chất lượng thể chế có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê đến vốn hóa thị trường chứng khoán. Asongu (2011) cho rằng các quốc gia có thể chế chính phủ phát triển tốt hơn có vốn hóa thị trường chứng khoán cao hơn. Rehman (2021) cho thấy các chỉ số chất lượng thể chế có tác động dương và có ý nghĩa đến vốn hóa thị trường chứng khoán.

Dựa vào cơ sở trên, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H2: Chất lượng thể chế tác động tích cực đến vốn hóa thị trường chứng khoán.

Tuy nhiên, không phải mọi khía cạnh của chất lượng thể chế đều mang lại tác động tích cực và hiệu ứng của thể chế thường mang tính phi tuyến, phụ thuộc vào bối cảnh phát triển và cấu trúc thị trường. Ali & cộng sự (2022) phát hiện chất lượng thể chế tại Malaysia có mối quan hệ tiêu cực với sự phát triển thị trường chứng khoán, tác giả giải thích đây là “lời nguyền thể chế”. Khi thể chế quá cứng nhắc hoặc can thiệp sâu, nó có thể cản trở sự linh hoạt và sáng tạo của thị trường, đặc biệt tại các nền kinh tế đang trong giai đoạn chuyển đổi. Meo (2018) ghi nhận ổn định chính trị và kiểm soát tham nhũng, vốn được kỳ vọng tích cực, lại có tác động tiêu cực đến phát triển thị trường chứng khoán trong dài hạn.

2.2.3. Tự do hóa tài khoản vốn tác động đến vốn hóa thị trường chứng khoán có xem xét vai trò của chất lượng thể chế

Hasan & cộng sự (2024) khẳng định chất lượng thể chế điều chỉnh tích cực mối quan hệ giữa dòng vốn nước ngoài và phát triển thị trường chứng khoán. Nói cách khác, dòng vốn chỉ chuyển hóa thành vốn hóa thị trường chứng khoán khi chất lượng thể chế đủ mạnh để hấp thụ và quản lý nó. Đặc biệt, Eshun & Tweneboah

(2024) phát hiện rằng chất lượng thể chế không chỉ thúc đẩy phát triển thị trường chứng khoán, mà còn khuếch đại tác động tích cực của thị trường chứng khoán lên tăng trưởng kinh tế, qua đó củng cố giả thuyết rằng chất lượng thể chế là nền tảng để thị trường vốn trở thành động lực phát triển bền vững, chứ không chỉ là sân chơi đầu cơ.

Dựa vào cơ sở trên, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H3: Chất lượng thể chế đóng vai trò trung gian truyền dẫn tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa thị trường chứng khoán.

2.3. Khoảng trống nghiên cứu

Qua lược khảo các nghiên cứu trước cho thấy tự do hóa tài khoản vốn không phải lúc nào cũng tác động tích cực đến vốn hóa thị trường chứng khoán. Một số nghiên cứu đã bổ sung chất lượng thể chế như là điều kiện để tự do hóa tài khoản vốn đạt hiệu quả. Mặc dù vậy vẫn còn những khoảng trống then chốt:

Thứ nhất, thiếu các nghiên cứu đánh giá tác động đồng thời của tự do hóa tài khoản vốn và chất lượng thể chế đến vốn hóa thị trường chứng khoán.

Thứ hai, thiếu nghiên cứu xem xét vai trò trung gian của chất lượng thể chế để đánh giá sự truyền dẫn tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa thị trường chứng khoán, trong đó chất lượng thể chế được xem xét đủ sáu khía cạnh theo Chỉ số quản trị toàn cầu.

Thứ ba, thiếu các nghiên cứu xét trong bối cảnh các thị trường chứng khoán mới nổi Châu Á, nơi mà có độ dị biệt cao về cấp độ tự do hóa tài chính và chất lượng thể chế. Hơn nữa, mẫu các nước có kết hợp với Việt Nam, một quốc gia vừa được tổ chức FTSE Russell công bố nâng hạng chứng khoán lên thị trường mới nổi.

Từ những khoảng trống trên, nghiên cứu này hướng đến việc xem xét tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa thị trường chứng khoán của các thị trường mới nổi Châu Á có xem xét vai trò trung gian của chất lượng thể chế bằng cách: (1) xây dựng chỉ số chất lượng thể chế bằng phương pháp thành phần chính (PCA) từ sáu chỉ số chất lượng thể chế của WGI, (2) sử dụng mô hình PVAR để đưa ra mối liên hệ động giữa tự do hóa tài khoản vốn, chất lượng thể chế, vốn hóa thị trường chứng khoán và từ đó kiểm định mối quan hệ nhân quả giữa ba yếu tố này, đồng thời đánh giá tác động từ các cú sốc của chất lượng thể chế, tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa thị trường chứng khoán. Từ kết quả đó nghiên cứu rút ra hàm ý chính sách phù hợp về tự do hóa tài khoản vốn và chất lượng thể chế để phát triển thị trường chứng khoán.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

3.1.1. Mô hình PVAR

Để đánh giá tác động từ các cú sốc của tự do hóa tài khoản vốn, chất lượng thể chế đến vốn hóa thị trường chứng khoán, mô hình Vector tự hồi quy với dữ liệu bảng (PVAR) là lựa chọn phù hợp, mô hình này cho phép kết hợp sức mạnh của hai hướng tiếp cận: tính linh hoạt trong đặc tả động học của mô hình VAR và khả năng khai thác tính dị biệt và sự biến thiên theo thời gian của dữ liệu bảng. Cấu trúc tổng quát của mô hình PVAR có thể được biểu diễn như sau:

$$Y_{i,t} = M_1 Y_{i,t-1} + \dots + M_p Y_{i,t-p} + u_i + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó:

$Y_{i,t}$ là vector gồm k biến nội sinh cho đơn vị quan sát i tại thời điểm t ;

M_j (với $j = 1, \dots, p$) là ma trận hệ số phản ánh tác động trễ bậc j ;

u_i là hiệu ứng cố định không quan sát được (individual fixed effect);

$\varepsilon_{i,t}$ là sai số ngẫu nhiên không tương quan theo thời gian và giữa các đơn vị;

$i = 1, \dots, N$ là chỉ số đơn vị chéo, $t = 1, \dots, T$ là chỉ số thời gian.

Nghiên cứu thực hiện ước lượng mô hình PVAR trên phần mềm Stata 17.0 với các bước chính: (1) kiểm định trước ước lượng (đa cộng tuyến, phụ thuộc chéo, tính dừng, đồng liên kết), (2) ước lượng mô hình

(chọn độ trễ tối ưu và ước lượng mô hình), (3) kiểm định sau ước lượng (tính ổn định của mô hình), (4) kiểm định nhân quả Granger và các phản ứng động (hàm phản ứng xung, phân rã phương sai).

3.1.2. Các biến của mô hình

Mô hình sử dụng năm biến với ba biến chính là MKC, CAL, INQ và một biến kiểm soát là LOGEX. Trong đó, (1) biến MKC đại diện cho vốn hóa thị trường chứng khoán, được tính bằng vốn hóa thị trường/GDP; (2) CAL đại diện cho tự do hóa tài khoản vốn, được tính bằng tổng dòng tiền ròng đầu tư trực tiếp, gián tiếp và khác của nước ngoài theo GDP; (3) INQ đại diện cho chất lượng thể chế, được tính bằng phương pháp PCA các chỉ số của WGI; (4) LOGEX, đại diện cho tỷ giá USD so với đồng nội tệ, được tính bằng logarit cơ số 10 của tỷ giá.

Đối với tự do hóa tài khoản vốn, có ba nhóm thước đo đó là *de jure*, đo lường dựa trên các quy định pháp lý của chính phủ (Chinn & Ito, 2008; Schindler, 2009); *de facto*, đo lường dòng vốn thực tế như cán cân thanh toán, tài sản xuyên biên giới (Lane & Milesi-Ferretti, 2007); và *hybrid*, kết hợp cả yếu tố quy định pháp lý và dòng vốn thực tế (Dreher, 2006). Nghiên cứu về ba nhóm thước đo này, Quinn & cộng sự (2011) và Kalsie & cộng sự (2020) cho rằng không có thước đo nào là hoàn hảo, việc lựa chọn chỉ số phù hợp tùy thuộc vào mục tiêu nghiên cứu, khả năng dữ liệu, và bối cảnh quốc gia. Nghiên cứu này sử dụng mô hình PVAR nên đòi hỏi các biến có biến thiên theo thời gian, trong khi đó, thước đo *de jure* thường có giá trị ít thay đổi nên nó không cung cấp đủ tín hiệu cho PVAR, vì vậy nghiên cứu sử dụng thước đo *de facto* cho biến CAL, được tính bằng tổng dòng tiền ròng đầu tư trực tiếp, gián tiếp và khác của nước ngoài theo GDP, sự lựa chọn này cũng dựa trên các nghiên cứu trước như Zhang & Zhang (2024), Mughogho & Alagidede (2019), Park & Takagi (2012).

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Bảng 1. Thống kê mô tả dữ liệu

Giá trị	MKC	CAL	INQ	LOGEX
Trung bình	0,762	0,003	0,000	2,235
Trung vị	0,761	0,002	-0,802	1,718
Lớn nhất	1,603	0,124	5,431	4,383
Nhỏ nhất	0,125	-0,152	-2,300	0,486
Độ lệch chuẩn	0,329	0,037	2,103	1,342
Skewness	0,341	-0,392	1,295	0,427
Kurtosis	2,596	5,194	3,462	1,712
Jarque-Bera	3,555	30,757	39,226	13,532
Xác suất	0,169	0	0	0,001
Tổng	103,599	0,424	0,000	304,025
Tổng độ lệch bình phương	14,634	0,185	597,131	242,965
Số quan sát	136	136	136	136

Nguồn: Tác giả xử lý dữ liệu trên phần mềm Eviews 12.

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu từ 08 quốc gia, trong đó có Việt Nam và 07 quốc gia Châu Á được MSCI Inc. (2026) xếp vào thị trường chứng khoán mới nổi bao gồm Trung Quốc, Ấn Độ, Indonesia, Hàn Quốc, Malaysia, Philipin, Thái Lan (mặc dù Đài Loan có trong danh sách này nhưng do không đủ dữ liệu về vốn hóa/GDP tại <https://databank.worldbank.org>, để đảm bảo tính đồng nhất dữ liệu với các quốc gia trong mẫu nên nghiên cứu đã loại Đài Loan ra). Mặc dù, Việt Nam hiện vẫn được MSCI xếp vào nhóm thị trường cận biên, quốc gia này đang nằm trong lộ trình nâng hạng lên thị trường mới nổi và có nhiều đặc điểm cấu trúc tương đồng với các thị trường chứng khoán mới nổi châu Á nên nghiên cứu đưa Việt Nam vào mẫu nhằm đảm bảo đủ số quan sát và hàm ý chính sách của nghiên cứu.

Dữ liệu về GDP, vốn hóa/GDP, tỷ giá USD/nội tệ được tải từ trang web <https://databank.worldbank.org>. Dữ liệu về dòng vốn ròng từ trang web <https://kidb.adb.org>. Dữ liệu về chất lượng thể chế là kết quả PCA dựa trên sáu chỉ số WGI bao gồm CC (*Control of corruption*), GE (*Government effectiveness*), PV (*Political*

stability and absence of), RL (Rule of law), RQ (Regulatory quality), VA (Voice and accountability). Kết quả cho thấy thành phần chính thứ nhất (PC1) giải thích 73,72% tổng phương sai của bộ dữ liệu, đủ điều kiện đại diện cho chỉ số INQ. Phương trình INQ qua các thành phần như sau:

$$INQ_t = 0,443*CC_t + 0,443*GE_t + 0,359*PV_t + 0,454*RL_t + 0,427*RQ_t + 0,300*VA_t$$

Các hệ số tải của PC1 đều mang dấu phù hợp với kỳ vọng lý thuyết, chỉ số INQ càng cao cho thấy chất lượng thể chế càng tốt.

Bảng 1 trình bày tóm tắt thống kê mô tả các biến trong mô hình. Kết quả cho thấy biến MKC có mức độ phân tán tương đối vừa phải giữa các quốc gia và theo thời gian. Biến CAL dao động quanh 0, cho thấy mức độ mở cửa tài khoản vốn còn hạn chế và không đồng đều. Biến INQ có phân phối lệch phải mạnh và phương sai lớn, phản ánh sự khác biệt đáng kể về chất lượng thể chế giữa các nền kinh tế trong mẫu. Biến LOGEX cho thấy tỷ giá cho thấy mức độ biến động tương đối lớn. Kiểm định Jarque–Bera cho thấy phần lớn các biến không tuân theo phân phối chuẩn.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Kiểm định trước ước lượng

4.1.1. Kiểm định đa cộng tuyến

Nghiên cứu đã sử dụng chỉ số nhân tử phóng đại phương sai (VIF) để kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong mô hình hồi quy. Kết quả cho thấy tất cả các giá trị VIF của các biến giải thích đều nhỏ hơn 1,1; đồng thời giá trị trung bình VIF bằng 1,07. Điều này cho thấy mô hình không gặp vấn đề về đa cộng tuyến, đảm bảo độ tin cậy cho các ước lượng hồi quy.

4.1.2. Kiểm định phụ thuộc chéo

Nghiên cứu sử dụng kiểm định theo Pesaran (2004) để kiểm tra hiện tượng phụ thuộc chéo giữa các biến trong mô hình dữ liệu bảng, kết quả cho thấy thống kê kiểm định $CD = 6,031$ với giá trị $p < 0,001$, cho thấy bác bỏ giả thuyết H_0 về tính độc lập chéo giữa các biến. Điều này hàm ý sự tồn tại của hiện tượng phụ thuộc chéo.

4.1.3. Tính dừng của các chuỗi dữ liệu

Tính dừng của các biến được xét theo thể hệ thứ hai do các biến phụ thuộc chéo. Nghiên cứu sử dụng kiểm định CIPS do Pesaran (2007) đề xuất, cho phép xử lý hiện tượng phụ thuộc chéo giữa các đơn vị quan sát. Kiểm định được thực hiện với độ trễ tối đa ($\max lag$) = 3 và độ trễ bootstrap ($bglags$) = 3, giả thuyết gốc H_0 : chuỗi có nghiệm đơn vị (không dừng). Kết quả kiểm định ở Bảng 2 cho thấy, các biến CAL, INQ dừng ở góc với ý nghĩa 1%, biến MKC (có sai phân là DMKC) dừng ở sai phân bậc 1 với mức ý nghĩa 1%, biến LOGEX (có sai phân bậc hai là D2LOGEX) dừng ở sai phân bậc hai với mức ý nghĩa 1%.

4.1.4. Kiểm định tính đồng liên kết

Nghiên cứu áp dụng kiểm định đồng liên kết Westerlund (2008) mở rộng thông qua lệnh *xtwest*. Giả thuyết H_0 : không có đồng liên kết. Kết quả cho thấy các thống kê kiểm định G_t , G_a , P_t , P_a có p-value lần lượt là 0,821; 1,000; 0,707; 0,993. Điều này cho thấy không đủ cơ sở để bác bỏ H_0 , nghĩa là không tìm thấy bằng chứng thống kê về sự tồn tại đồng liên kết giữa các biến.

Bảng 2. Kết quả kiểm định tính dừng

<i>Biến</i>	<i>Dạng chuỗi</i>	<i>Thống kê CIPS</i>	<i>Giá trị p</i>	<i>Kết luận</i>
MKC	Level	-2,779	> 5%	Không dừng
DMKC	Sai phân bậc 1	-4,142	1%	Dừng
CAL	Level	-3,921	1%	Dừng
INQ	Level	-3,512	1%	Dừng
LOGEX	Level	-1,831	> 5%	Không dừng
DLOGEX	Sai phân bậc 1	-3,411	> 5%	Không dừng
D2LOGEX	Sai phân bậc 2	-4,003	1%	Dừng

Nguồn: Tác giả tổng hợp kết quả từ phần mềm Stata 17.

4.2. Chọn độ trễ tối ưu và ước lượng mô hình

Vì các biến DMKC, CAL, INQ, D2LOGEX đều dừng I(0) nên phù hợp với việc sử dụng mô hình PVAR. Để xác định độ trễ tối ưu cho mô hình PVAR, nghiên cứu sử dụng các tiêu chí thông tin như MBIC, MAIC và MQIC. Kết quả trong Bảng 3 cho thấy cả ba tiêu chí MBIC, MAIC và MQIC đều đạt giá trị nhỏ nhất tại độ trễ $p = 1$. Do đó, mô hình PVAR được ước lượng với một độ trễ là lựa chọn tối ưu, vừa đảm bảo nắm bắt được động thái điều chỉnh của các biến trong ngắn hạn, vừa tránh hiện tượng mất bậc tự do khi số quan sát theo chuỗi thời gian hạn chế.

Kết quả ước lượng PVAR là một hệ phương trình các biến, tuy nhiên mục tiêu nghiên cứu tập trung vào tác động của CAL và INQ đến MKC, đồng thời xem xét vai trò trung gian của INQ trong sự truyền dẫn tác

Bảng 3. Kiểm định lựa chọn độ trễ tối ưu của mô hình PVAR

Trễ	CD	J	Giá trị J	MBIC	MAIC	MQIC
1	0,996	28,706	0,634	-114,569	-35,294	-67,232
2	0,998	4,908	0,996	-66,730	-27,092	-43,061
3	0,940

Nguồn: Tác giả tổng hợp kết quả từ phần mềm Stata 17.

động từ CAL đến MKC nên chỉ xét hai phương trình (1) và (2) dưới đây:

$$DMKC_t = -0,266*DMKC_{t-1} - 4,655*CAL_{t-1} - 0,097*INQ_{t-1} + 2,636*D2LOGEX_{t-1} \quad (1)$$

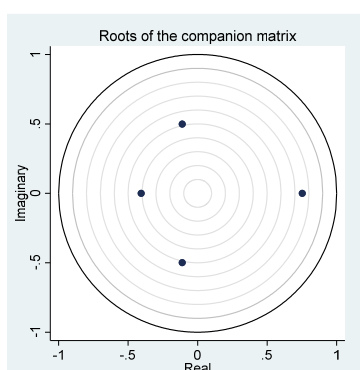
$$INQ_t = 0,413*DMKC_{t-1} - 3,766*CAL_{t-1} + 0,599*INQ_{t-1} - 2,830*D2LOGEX_{t-1} \quad (2)$$

Trong phương trình (1) tất cả các hệ số đều có ý nghĩa thống kê dưới 5%; trong phương trình (2) tất cả các hệ số đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%.

4.3. Kiểm định tính ổn định của mô hình

Mô hình PVAR được xem là ổn định nếu tất cả các nghiệm của đa thức đặc trưng của mô hình phải nằm trên hoặc bên trong vòng tròn đơn vị trên mặt phẳng phức. Kết quả đồ thị từ Hình 1 cho thấy toàn bộ các nghiệm đều nằm hoàn toàn trong vòng tròn đơn vị, xác nhận rằng mô hình PVAR ước lượng là ổn định. Điều này đảm bảo phân tích động học như hàm phản ứng xung và phân rã phương sai có ý nghĩa kinh tế và đáng tin cậy.

Hình 1. Kiểm định tính ổn định của mô hình PVAR



Nguồn: Tác giả xử lý dữ liệu trên phần mềm Stata 17.

4.4. Kiểm định nhân quả Granger

Kiểm định nhân quả Granger cho biết mức ý nghĩa hay sự cần thiết của các biến trong mô hình. Kết quả thể hiện ở Bảng 4, có bằng chứng thống kê rằng CAL và INQ Granger gây ra DMKC, đồng thời CAL cũng Granger gây ra INQ (tức là $CAL \rightarrow INQ \rightarrow DMKC$).

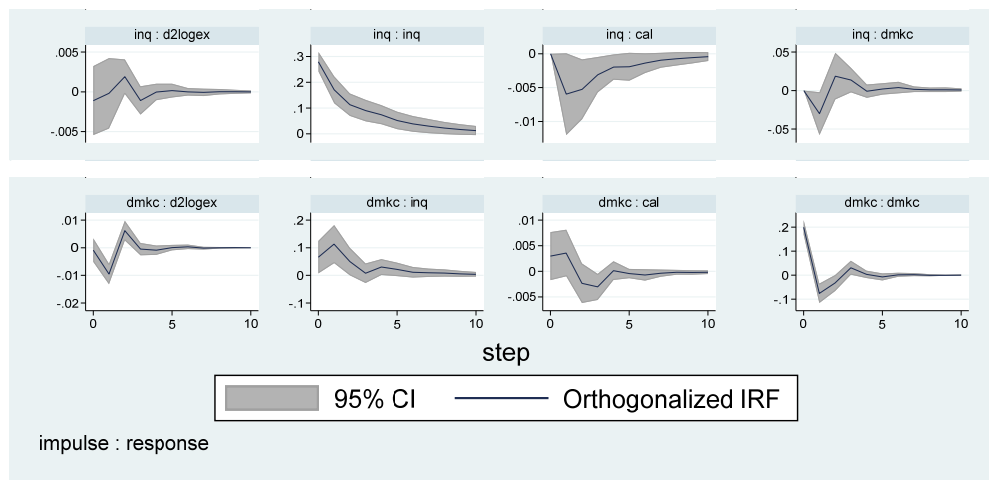
4.5. Hàm phản ứng xung

Bảng 4. Kết quả kiểm định nhân quả Granger gây ra DMKC và INQ

Phương trình	Các biến	Chi2	df	Giá trị p > Chi2
DMKC	CAL	1,294	1	0,000
	INQ	12,473	1	0,038
	D2LOGEX	24,048	1	0,000
	Tất cả	120,359	4	0,000
INQ	DMKC	00,339	1	0,000
	CAL	26,212	1	0,001
	LOGEX	5,874	1	0,000
	Tất cả	34,130	4	0,000

Nguồn: Tác giả xử lý dữ liệu trên phần mềm Stata 17.

Hình 2. Hàm phản ứng xung của DMKC và INQ



Nguồn: Tác giả xử lý dữ liệu trên phần mềm Stata 17.

Hình 2 thể hiện phản ứng xung của từng biến trong mô hình đối với hai biến phụ thuộc DMKC và INQ, vùng xám thể hiện khoảng tin cậy 95%. Kết quả cho thấy cú sốc dương từ CAL gây tác động âm rõ rệt lên DMKC trong ngắn hạn, tuy nhiên, tác động này suy giảm nhanh và không còn ý nghĩa trong các kỳ tiếp theo. Ngược lại, cú sốc dương từ INQ tạo ra phản ứng dương của DMKC ngay trong ngắn hạn và hiệu ứng này cũng không kéo dài trong dài hạn. Phản ứng của INQ trước cú sốc CAL cho thấy INQ giảm trong ngắn hạn, sau đó phục hồi dần về trạng thái cân bằng. Có thể thấy INQ không truyền dẫn trực tiếp và tức thời cú sốc CAL theo hướng khuếch đại, mà đóng vai trò trung gian, điều kiện hóa giúp giảm bớt tác động bất lợi ban đầu của CAL lên DMKC.

4.6. Phân rã phương sai

Bảng 5 trình bày kết quả phân rã phương sai cho hai biến chính trong mô hình gồm DMKC và INQ. Phân rã phương sai cho phép xác định tỷ trọng đóng góp của mỗi cú sốc trong mô hình đối với biến động của từng biến qua thời gian, từ đó phản ánh mức độ ảnh hưởng tương đối giữa các biến. Kết quả phân rã phương sai đối với biến DMKC cho thấy DMKC chủ yếu chịu ảnh hưởng bởi chính bản thân nó, chiếm khoảng 73% ở kỳ 2 và giảm dần quanh mức 71,8% ở kỳ thứ 5 trở đi. Biến CAL đóng góp đáng kể, từ 19,7% ở kỳ 2 và tăng dần ở mức 19,9% từ kỳ thứ 5 trở đi. Trong khi đó, biến INQ đóng góp rất ít, từ 1,4% ở kỳ 2 và tăng dần ổn định ở mức 2,2% kể từ kỳ thứ 4. Phân rã phương sai của INQ cho thấy ngoài cú sốc nội sinh của INQ (chiếm khoảng 75%), CAL và DMKC lần lượt giải thích khoảng 10-11% và 11-12% biến động của INQ trong trung hạn. Như vậy CAL tác động đến DMKC theo cả kênh trực tiếp và kênh gián tiếp thông qua INQ.

4.7. Thảo luận

Tổng hợp các kết quả từ kiểm định Granger, phản ứng xung và phân rã phương sai của mô hình PVAR

Bảng 5. Phân rã phương sai của DMKC và INQ

Biến	Kỳ dự báo	DMKC	CAL	INQ	D2LOGEX
DMKC	0	0	0	0	0
	1	1	0	0	0
	2	0,730	0,197	0,014	0,058
	3	0,725	0,195	0,019	0,061
	4	0,720	0,197	0,022	0,061
	5	0,718	0,199	0,022	0,062
	6	0,718	0,199	0,022	0,062
	7	0,718	0,199	0,022	0,062
	8	0,718	0,199	0,022	0,062
	9	0,718	0,199	0,022	0,062
	10	0,717	0,199	0,022	0,062
INQ	0	0	0	0	0
	1	0,052	0,012	0,935	0,000
	2	0,128	0,042	0,799	0,031
	3	0,125	0,085	0,761	0,029
	4	0,116	0,102	0,754	0,028
	5	0,117	0,102	0,755	0,027
	6	0,117	0,104	0,752	0,027
	7	0,116	0,106	0,752	0,026
	8	0,116	0,107	0,751	0,026
	9	0,116	0,107	0,751	0,026
	10	0,115	0,108	0,751	0,026

Nguồn: Tác giả xử lý dữ liệu trên phần mềm Stata 17.

như sau: kiểm định Granger khẳng định hướng nhân quả tự do hóa tài khoản vốn (CAL) → thay đổi vốn hóa (DMKC) và tự do hóa tài khoản vốn (CAL) → chất lượng thể chế (INQ) → thay đổi vốn hóa (DMKC). Kết quả phản ứng xung cho thấy tự do hóa tài khoản vốn tác động tiêu cực đến vốn hóa thị trường chứng khoán, như vậy giả thuyết (H1) bị bác bỏ, kết quả này ngược lại với kết quả của Levine & Zervos (1998) và Atsin & cộng sự (2017). Kết quả phản ứng xung cho thấy chất lượng thể chế tác động tích cực đến sự thay đổi vốn hóa thị trường chứng khoán, như vậy chấp nhận giả thuyết (H2) và phù hợp với kết quả của Asongu (2011), Billmeier & Massa (2009), Rehman (2021), Eldomiaty & cộng sự (2019). Kết quả phân rã phương sai cho thấy tự do hóa tài khoản vốn gây biến động chủ yếu đối với vốn hóa thị trường chứng khoán, còn chất lượng thể chế không phải là nguồn gây biến động trực tiếp nhưng giữ vai trò điều kiện hóa trong hệ thống, góp phần điều tiết và ổn định quá trình truyền dẫn tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến biến động vốn hóa thị trường chứng khoán, như vậy chấp nhận giả thuyết (H3), kết quả này phù hợp với kết quả của Hasan & cộng sự (2024) và Eshun & Tweneboah (2024).

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu đã áp dụng mô hình PVAR để đánh giá tác động của tự do hóa tài khoản vốn và chất lượng thể chế đến vốn hóa thị trường chứng khoán tại các quốc gia có thị trường mới nổi khu vực Châu Á. Kết quả cho thấy tự do hóa tài khoản vốn tác động tiêu cực đến vốn hóa thị trường chứng khoán. Chất lượng thể chế tác động tích cực đến vốn hóa thị trường chứng khoán. Hơn nữa, chất lượng thể chế đóng vai trò trung gian trong việc truyền dẫn tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến biến động vốn hóa thị trường chứng khoán. Qua đó, kết quả nghiên cứu nhấn mạnh rằng hiệu quả của tự do hóa tài khoản vốn đối với thị trường chứng khoán phụ thuộc chặt chẽ vào chất lượng thể chế trong bối cảnh các thị trường mới nổi.

Nghiên cứu đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tác động của tự do hóa tài khoản vốn và chất lượng thể chế đến vốn hóa thị trường chứng khoán; đồng thời khẳng định vai trò tích cực của chất lượng thể chế trong việc cải thiện hiệu quả tự do hóa tài khoản vốn đối với quy mô thị trường chứng khoán.

Kết quả nghiên cứu cũng hàm ý chính sách cho chính phủ các quốc gia trong mẫu nghiên cứu và đặc biệt là Việt Nam cần có sự kết hợp hài hòa giữa mở cửa tài chính và cải cách thể chế là điều kiện cần thiết để tự do hóa tài chính thực sự mang lại lợi ích bền vững cho thị trường chứng khoán. Chính sách cần được thiết kế theo hướng phối hợp đồng bộ giữa tự do hóa tài khoản vốn và chất lượng thể chế, tránh triển khai rời rạc.

Tài liệu tham khảo

- Ali, S., Wu, Z., Ali, Z., Fei, G. & Chowdhury, M.A.S. (2022). Does institutional quality moderate the relationship between corporate governance and stock liquidity? Evidence from the emerging market of Pakistan. *Frontiers in Psychology*, 13, 912796. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.912796>
- Asongu, S. (2011). Government quality determinants of stock market performance in African countries. *Journal of African Business*, 13, 183-199. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2493176>
- Atsin, J.A.L., Ocran, M.K., Atsin, A.J.L. & Ocran, M.K. (2017). Financial liberalization and the development of stock markets in Sub-Saharan Africa. *MPRA Paper*, 87580. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/87580/>
- Bekaert, G., Harvey, C.R. & Lundblad, C. (2005). Does financial liberalization spur growth?. *Journal of Financial Economics*, 77(1), 3-55. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.05.007>
- Billmeier, A. & Massa, I. (2009). What drives stock market development in emerging markets--institutions, remittances, or natural resources?. *Emerging Markets Review*, 10, 23-35. <https://doi.org/10.1016/J.EMEMAR.2008.10.005>
- Chinn, M.D. & Ito, H. (2006). What matters for financial development? Capital controls, institutions, and interactions. *Journal of Development Economics*, 81(1), 163-192. <https://doi.org/10.1016/J.JDEVCO.2005.05.010>
- Chinn, M.D. & Ito, H. (2008). A New Measure of Financial Openness. *Journal of Comparative Policy Analysis*, 10(3), 309-322. <https://web.pdx.edu/~ito/>
- Dreher, A. (2006). Does globalization affect growth? Evidence from a new index of globalization. *Applied Economics*, 38(10), 1091-1110. <https://doi.org/10.1080/00036840500392078>
- Eldomiaty, T., Hammam, R., Said, Y. & Safwat, A. (2019). How Does Governance Help World Stock Market Development?. *Contemporary Studies in Economic and Financial Analysis* (pp. 261-281). Emerald Publishing Limited. <https://doi.org/10.1108/S1569-375920190000101017>
- Eshun, R. & Tweneboah, G. (2024). Revisiting stock market development and growth analysis in ECOWAS: A disaggregated analysis of institutional quality as mediating variable. *Cogent Social Sciences*, 10(1), 2327578. <https://doi.org/10.1080/23311886.2024.2327578>
- Hasan, M.A., Siddiqui, A.A., Arsalan, M. & Sajid, A. (2024). The moderating role of institutional quality in the relationship between foreign capital inflows and stock market development: A panel data analysis. *Journal of Economic Impact*, 6(2), 147-154. <https://doi.org/10.52223/econimpact.2024.6205>
- Jalloh, M. (2015). Does stock market capitalization influence economic growth in Africa?: Evidence from Panel Data. *Applied Economics and Finance*, 2(1), 91-101. <https://doi.org/10.11114/AEF.V2I1.641>
- Kalsie, A., Kalra, J.K. & Dhamija, J. (2020). Capital account liberalization indices: A review of literature. *Journal of Advances in Management Sciences & Information Systems*, 6, 1-15.
- Kaufmann, D., Kraay, A. & Zoido-Lobaton, P. (1999). *Aggregating governance indicators* (World Bank Policy Research Working Paper No. 2195). World Bank Publications. <http://documents.worldbank.org/curated/en/167911468766840406>
- Lane, P.R. & Milesi-Ferretti, G.M. (2007). The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004. *Journal of International Economics*, 73(2), 223-250. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2007.02.003>

-
- Levine, R. (2001). International financial liberalization and economic growth. *Review of International Economics*, 9(4), 688-702.
- Levine, R. & Zervos, S. (1998). Capital Control Liberalization and Stock Market Development. *World Development*, 26(7), 1169-1183.
- Meo, M. (2018). Nexus of institutional quality and stock market development: Long-run relationships in dynamic heterogeneous panel. *Journal of Independent Studies and Research: Management, Social Science and Economics*, 16(2), 25-34. [https://doi.org/10.31384/JISRMSSE/\(2018\).16.2.2](https://doi.org/10.31384/JISRMSSE/(2018).16.2.2)
- MSCI Inc. (2025). *MSCI Market Classification Framework*. <https://www.msci.com/support#office-locations>
- MSCI Inc. (2026). *MSCI Emerging Markets Asia Index*. <https://www.msci.com/support#office-locations>
- Mughogho, T.E. & Alagidede, I.P. (2019). *Capital account liberalization and capital flows to Sub-Saharan Africa: A panel threshold approach* (Economic Research Southern Africa Working Paper No. 802). Economic Research Southern Africa.
- Park, Y.C. & Takagi, S. (2012). *Managing capital flows in an economic community: The case of ASEAN capital account liberalization*. ADBI Working Paper.
- Pesaran, M.H. (2004). General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. *Empirical Economics*, 60, 13-50. <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01875-7>.
- Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. <https://doi.org/https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Quinn, D. (1997). The correlates of change in international financial regulation. *American Political Science Review*, 91(3), 531-551.
- Quinn, D., Schindler, M. & Toyoda, A.M. (2011). Assessing Measures of Financial Openness and Integration. *IMF Economic Review*, 59(3), 488-522. <https://doi.org/10.1057/imfer.2011.18>
- Rehman, M.Z. (2021). The Macroeconomic and Institutional Drivers of Stock Market Development: Empirical Evidence from BRICS Economies. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8, 77-88. <https://doi.org/10.13106/JAFEB.2021.VOL8.NO2.0077>
- Schindler, M. (2009). Measuring financial integration: A new data set. *IMF Staff Papers*, 56(1), 222-238. <https://doi.org/10.1057/imfsp.2008.28>
- Tan, H.B., Cheah, E.T., Johnson, J.E.V, Sung, M.C. & Chuah, C.H. (2012). Stock market capitalization and financial integration in the Asia Pacific region. *Applied Economics*, 44(15), 1951-1961.
- Tsagkanos, A., Siriopoulos, C. & Vartholomatou, K. (2019). Foreign direct investment and stock market development: Evidence from a “new” emerging market. *Journal of Economic Studies*, 46(1), 55-70. <https://doi.org/10.1108/JES-06-2017-0154>
- Westerlund, J. (2008). Panel cointegration tests of the Fisher effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23(2), 193-233. <https://doi.org/https://doi.org/10.1002/jae.967>
- Zhang, Z. & Zhang, X. (2024). The Impact of China’s Capital Account Liberalization on the Direction of Cross-border Capital Flows. *Modern Economy and Management*, 3, 9. <https://doi.org/10.53964/mem.2024009>.

ẢNH HƯỞNG CỦA TỶ GIÁ THỰC VÀ LẠM PHÁT TỚI CÁN CÂN THƯƠNG MẠI GIỮA VIỆT NAM VÀ NHẬT BẢN

Trần Thị Phương Mai*

Viện Thương mại và Kinh tế quốc tế, Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: maittp@neu.edu.vn

Trần Việt Trang

Trường Đại học Hải Phòng

Email: trangdhhp@gmail.com

Mã bài: JED-2629

Ngày nhận: 25/08/2025

Ngày nhận bản sửa: 13/03/2026

Ngày duyệt đăng: 24/03/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2629

Tóm tắt

Vài năm trở lại đây, đặc biệt trong giai đoạn 2023–2024, lạm phát tại Nhật Bản gia tăng trở lại sau thời kỳ dài duy trì ở mức thấp, đồng thời đồng Yên suy yếu mạnh, qua đó làm nổi bật tính cấp thiết của việc xem xét lại các nhân tố vĩ mô chi phối quan hệ thương mại song phương giữa hai nước. Trong bối cảnh đó, nghiên cứu này phân tích tác động của lạm phát Nhật Bản và tỷ giá thực JPY/VND đến cán cân thương mại Việt Nam – Nhật Bản. Dữ liệu chuỗi thời gian tháng giai đoạn 01/2009–12/2024 được thu thập từ Tổng cục Thống kê Việt Nam, Công thông tin Nhật Bản và IMF (International Monetary Fund). Ba giả thuyết được kiểm định qua mô hình ARDL với các bước kiểm định đa cộng tuyến, tính dừng và đường bao. Kết quả cho thấy lạm phát và tỷ giá thực đều ảnh hưởng đáng kể đến cán cân thương mại song phương. Trong ngắn hạn, tỷ giá có tác động mạnh hơn, trong khi lạm phát thể hiện ảnh hưởng dài hạn. Nghiên cứu làm rõ mối liên hệ giữa chính sách tiền tệ Nhật Bản và thương mại Việt Nam. Kết quả cung cấp bằng chứng thực nghiệm hỗ trợ hoạch định chính sách kinh tế. Dựa trên kết quả nghiên cứu, một số đề xuất được đưa ra nhằm ổn định tỷ giá, giảm phụ thuộc vào nhập khẩu và thúc đẩy thương mại bền vững.

Từ khóa: Lạm phát, tỷ giá thực, tỷ giá JPY/VND.

Mã JEL: E31, F31, F14, F41, C32.

The impact of real exchange rate and inflation on the trade balance between Vietnam and Japan

Abstract

In recent years, particularly during the 2023–2024 period, inflation in Japan has risen again after a prolonged phase of remaining at low levels, while the Japanese yen has depreciated markedly, thereby highlighting the urgency of reassessing the macroeconomic factors shaping bilateral trade relations between the two countries; against this backdrop, this study examines the effects of Japan's inflation and the real JPY/VND exchange rate on the trade balance between Vietnam and Japan. Monthly time series data from 01/2009 to 12/2024 were collected from the General Statistics Office of Vietnam, Japan's official data portal, and the IMF. Three hypotheses were tested using the ARDL model with multicollinearity, stationarity, and bounds tests. The results reveal that both inflation and the real exchange rate significantly affect the bilateral trade balance. In the short run, exchange rate fluctuations exert a stronger impact, while inflation has a long-term effect. The study clarifies the link between Japan's monetary policy and Vietnam's trade performance. The findings provide empirical evidence to support economic policy formulation. Based on the findings, several recommendations are proposed to stabilize exchange rates, reduce import dependence, and promote sustainable trade.

Keywords: Inflation, real exchange rate, JPY/VND exchange rate.

JEL Codes: E31, F31, F14, F41, C32.

1. Giới thiệu

Lạm phát, đặc biệt khi bắt nguồn từ chi phí sản xuất tăng, có thể âm thầm làm giảm sức cạnh tranh của doanh nghiệp trong nước. Khi giá hàng hóa nội địa tăng nhanh hơn hàng nhập khẩu, tỷ giá thực trở nên bất lợi, gây áp lực lên cán cân thương mại quốc tế (Krugman & cộng sự, 2012). Hiện nay, Nhật Bản đang đối mặt với tình trạng lạm phát do chi phí năng lượng và nguyên liệu nhập khẩu tăng cao. Diễn biến này không chỉ thách thức các doanh nghiệp sản xuất mà còn tác động đến giá trị thực của đồng Yên, làm thay đổi khả năng cạnh tranh hàng hóa và ảnh hưởng đến cán cân thương mại với các đối tác, trong đó có Việt Nam (Thorbecke, 2008).

Theo Quỹ Tiền tệ quốc tế (IMF, 2021), lạm phát là mức tăng giá trong một giai đoạn nhất định, còn tỷ giá hối đoái thực (Real Exchange Rate – RER) là tích của tỷ giá danh nghĩa và tỷ lệ giá cả giữa hai quốc gia. Lý thuyết ngang giá sức mua tương đối (Purchasing Power Parity – PPP) của Cassel (1918) cho rằng tỷ giá giữa hai đồng tiền sẽ điều chỉnh theo chênh lệch lạm phát để duy trì sức mua tương đương. Soi chiếu các quan điểm lý thuyết với thực tế tại Nhật Bản, liệu lạm phát tác động làm biến động tỷ giá hối đoái thực như thế nào? Sự biến động tỷ giá hối đoái thực sẽ làm dịch chuyển cán cân thương mại của quốc gia này với các đối tác, đặc biệt là Việt Nam theo chiều hướng nào?

Các nghiên cứu trong nước xem xét mối quan hệ giữa lạm phát và tỷ giá hối đoái thực, nhưng chủ yếu phân tích riêng lẻ hoặc trong các bối cảnh kinh tế tổng quát. Đồng thời, các nghiên cứu về tỷ giá hối đoái thực và cán cân thương mại thường tập trung vào các khu vực đa phương hoặc một số cặp song phương cụ thể như BCIM-EC, Đông Á hay Hoa Kỳ với các đối tác lớn. Trong khi đó, tác động của lạm phát tại Nhật Bản đến tỷ giá thực và cán cân thương mại song phương Việt Nam – Nhật Bản vẫn chưa được quan tâm đầy đủ, dù Nhật Bản là một trong những đối tác thương mại quan trọng của Việt Nam. Vì vậy, nghiên cứu này phân tích tác động của lạm phát tại Nhật Bản và tỷ giá thực JPY/VND đến cán cân thương mại song phương Việt Nam – Nhật Bản giai đoạn 2022–2024. Nghiên cứu không chỉ góp phần bổ sung cơ sở lý thuyết mà còn cung cấp bằng chứng thực tiễn cho hoạch định chính sách thương mại và tỷ giá của Việt Nam. Trên cơ sở đó, bài viết hướng tới hai mục tiêu: (i) phân tích tác động của lạm phát Nhật Bản và tỷ giá thực JPY/VND đến cán cân thương mại song phương Việt Nam – Nhật Bản; và (ii) đề xuất khuyến nghị chính sách nhằm hạn chế tác động bất lợi của biến động lạm phát và thương mại.

2. Tổng quan nghiên cứu

Tác động của tỷ giá hối đoái thực đến cán cân thương mại đã được nhiều nghiên cứu xem xét trong cả bối cảnh song phương và đa phương, đặc biệt trong mối liên hệ với sự khác biệt về cấu trúc kinh tế giữa các quốc gia. Theo lập luận của hiệu ứng J-curve, biến động tỷ giá danh nghĩa có thể, dưới tác động của độ trễ điều chỉnh giá cả và hợp đồng thương mại, làm thay đổi tỷ giá hối đoái thực và từ đó ảnh hưởng đến cán cân thương mại theo hướng xấu đi trong ngắn hạn nhưng cải thiện trong dài hạn. Các nghiên cứu của Tri (2020) tại Indonesia, Dilanchiev & Taktakishvili (2022) tại Georgia và Rahman & cộng sự (2024) tại khu vực Hành lang kinh tế Bangladesh- Trung Quốc- Ấn Độ - Myanmar(BCIM-EC) đều cung cấp bằng chứng cho mối quan hệ phi tuyến này, mặc dù mức độ tác động phụ thuộc vào đặc điểm của từng quan hệ thương mại song phương.

Song song với các nghiên cứu về tác động của tỷ giá hối đoái thực đến cán cân thương mại, nhiều công trình cũng chỉ ra rằng lạm phát là nhân tố quan trọng chi phối biến động tỷ giá theo lập luận của lý thuyết ngang giá sức mua (PPP). Nghiên cứu của Ali & cộng sự (2015), Kemboi & cộng sự (2018), và Twarowska & cộng sự (2014) chỉ ra rằng chênh lệch lạm phát có thể tạo áp lực điều chỉnh tỷ giá danh nghĩa, và trong điều kiện giá cả điều chỉnh không hoàn toàn, tiếp tục làm thay đổi tỷ giá hối đoái thực. Trong khi đó, các nghiên cứu về thương mại quốc tế như Tri (2020), Dilanchiev & Taktakishvili (2022), và Rahman & cộng sự (2024) nhấn mạnh vai trò của tỷ giá thực trong việc giải thích biến động cán cân thương mại. Hơn nữa, nghiên cứu của Ho & cộng sự (2023) đối với quan hệ thương mại song phương Hoa Kỳ – Việt Nam cũng ghi nhận rằng tỷ giá hối đoái thực có tác động đáng kể đến cán cân thương mại trong dài hạn, đồng thời mối quan hệ này thể hiện tính bất đối xứng rõ hơn ở cấp độ ngành. Tuy nhiên, các công trình hiện có chủ yếu

xem xét riêng lẻ từng mối quan hệ hoặc tập trung vào các bối cảnh khác, nên chưa làm rõ đầy đủ chuỗi tác động từ lạm phát đến tỷ giá thực và từ tỷ giá thực đến cán cân thương mại trong quan hệ song phương Việt Nam – Nhật Bản. Vì vậy, bài báo tập trung phân tích tác động của lạm phát tại Nhật Bản và tỷ giá thực JPY/VND đến cán cân thương mại song phương giữa hai nước.

Ba giả thuyết được nhóm tác giả xây dựng dựa trên nền tảng của lý thuyết sức mua tương đối (PPP), hiện tượng hiệu ứng J-curve, được nhiều học giả quốc tế thừa nhận, cũng như các bằng chứng kinh tế vĩ mô từ các công trình đã được công bố:

H1: *Lạm phát tại Nhật Bản có tác động ngược chiều đến tỷ giá hối đoái thực JPY/VND*

Theo lý thuyết ngang giá sức mua (PPP), chênh lệch lạm phát giữa hai quốc gia có thể tạo áp lực điều chỉnh tỷ giá danh nghĩa; trong điều kiện giá cả điều chỉnh không hoàn toàn, sự điều chỉnh này tiếp tục được phản ánh vào tỷ giá hối đoái thực. Vì vậy, lạm phát tại Nhật Bản được kỳ vọng có tác động ngược chiều đến tỷ giá hối đoái thực JPY/VND. Kết quả nghiên cứu của Oriavwote & Eshenake (2012), Ndung'u (1993), và Ali & cộng sự (2015) cũng cho thấy lạm phát là nhân tố quan trọng chi phối sự điều chỉnh của tỷ giá, đặc biệt trong dài hạn, qua đó củng cố cơ sở lý luận và thực nghiệm cho giả thuyết H1.

H2: *Tỷ giá thực JPY/VND có tác động cùng chiều đến cán cân thương mại song phương Việt Nam - Nhật Bản*

Theo hiệu ứng J-curve, sự mất giá danh nghĩa của đồng nội tệ có thể làm cán cân thương mại xấu đi trong ngắn hạn, nhưng khi giá cả và khối lượng thương mại điều chỉnh dần, sự thay đổi của tỷ giá hối đoái thực có thể góp phần cải thiện cán cân thương mại trong dài hạn. Rahman & cộng sự (2024), và Burçak Müge (2016) cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho mối quan hệ phi tuyến này, cho thấy biến động tỷ giá có thể làm thay đổi cán cân thương mại theo thời gian thông qua tác động đến năng lực cạnh tranh giá. Nghiên cứu của Kim (2009) tại Đông Á cũng ghi nhận vai trò của biến động tỷ giá đối với cán cân thương mại, đặc biệt trong bối cảnh thương mại quốc tế biến động mạnh. Theo đó, tỷ giá hối đoái thực được xem là kênh quan trọng phản ánh sự thay đổi tương đối về giá cả và năng lực cạnh tranh giữa các nền kinh tế, từ đó tác động đến cán cân thương mại song phương.

H3: *Lạm phát tại Nhật Bản có tác động ngược chiều đến cán cân thương mại Việt Nam – Nhật Bản*

Khi lạm phát gia tăng, doanh nghiệp phải đối mặt với chi phí sản xuất và giá cả tiêu dùng tăng cao, từ đó làm giảm sức cạnh tranh của hàng hóa trên thị trường quốc tế. Madesha & cộng sự (2013), Kemboi & cộng sự (2018) chứng minh rằng sự tăng trưởng của lạm phát có xu hướng dẫn đến sự suy giảm cân bằng thương mại do ảnh hưởng tiêu cực đến khả năng cạnh tranh của sản phẩm xuất khẩu. Từ đó, việc kiểm soát lạm phát trở nên hết sức cần thiết trong bối cảnh duy trì cân bằng thương mại song phương.

3. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu thứ cấp theo chuỗi thời gian về lạm phát của Nhật Bản, tỷ giá JPY/VND và cán cân thương mại song phương Việt Nam - Nhật Bản được trích dẫn từ số liệu thống kê của Tổng cục thống kê Việt Nam, Công thông tin thống kê Nhật Bản, Quỹ tiền tệ quốc tế (IMF). Dữ liệu được thu thập theo tháng, từ tháng 01/2009 đến tháng 12/2024 (với 216 quan sát). Các phân tích được sử dụng gồm kiểm định đa cộng tuyến, kiểm định tính dừng, kiểm định phân phối trễ tự hồi quy (ARDL), kiểm định đường bao (Bound test) được sử dụng để xử lý, phân tích, kiểm định và đánh giá kết quả nghiên cứu.

ARDL là mô hình tự hồi quy phân phối trễ do Pesaran & Shin (1996) đề xuất, sau đó được phát triển bởi Pesaran & cộng sự (2001), và Im & cộng sự (2003). Đây là mô hình kết hợp giữa tự hồi quy vector và hồi quy bình phương nhỏ nhất, được đánh giá là linh hoạt và phù hợp trong phân tích chuỗi thời gian đa biến (Uko & cộng sự, 2016). Mô hình ARDL cho phép xác định tác động của các biến độc lập đến biến phụ thuộc (Pesaran & Shin, 1998) và được thể hiện theo phương trình dưới đây:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l=0}^{q_i} \delta_{il} X_{j,t-l} + \varepsilon_t$$

Trong đó:

Y_t : Biến phụ thuộc tại thời điểm t .

$X_{j,t-1}$: Biến độc lập thứ j tại thời điểm $t-1$ (với l là độ trễ).

α_0 : Hằng số.

β_1 : Hệ số của biến phụ thuộc bị trễ (autoregressive component), cho thấy tác động của giá trị quá khứ của biến phụ thuộc lên giá trị hiện tại.

δ_{il} : Hệ số của biến độc lập thứ j tại độ trễ l (distributed lag component), thể hiện tác động của các giá trị hiện tại và quá khứ của biến độc lập lên biến phụ thuộc.

p : Số lượng độ trễ tối đa của biến phụ thuộc Y

q : Số lượng độ trễ tối đa của biến độc lập thứ j

ε_t : Sai số ngẫu nhiên

Để đảm bảo tin cậy khi sử dụng mô hình ARDL, các chuỗi thời gian cần được kiểm tra tính dừng, độ trễ phải được xác định phù hợp, mô hình cần tránh hiện tượng đa cộng tuyến, tự tương quan, và phương sai sai số thay đổi và dạng hàm phù hợp (Gujarati, 2003).

Chuỗi thời gian có tính dừng là chuỗi có trung bình, phương sai, hiệp phương sai không đổi tại mọi thời điểm (Gujarati, 2003). Để kiểm định tính dừng của chuỗi thời gian, có thể sử dụng nhiều kiểm định khác nhau như kiểm định Dickey – Fuller (DF), kiểm định Phillip – Perron (PP), kiểm định Dickey – Fuller mở rộng (ADF).

Nghiên cứu tập trung đánh giá tác động của lạm phát tại Nhật Bản (INFJ) đến tỷ giá thực JPY/VND; lạm phát tại Nhật Bản (INFJ) và tỷ giá thực JPY/VND (RER) đến cán cân thương mại Việt Nam - Nhật Bản (BoT):

Mô hình 1: Tác động của lạm phát tại Nhật Bản (INFJ) đến tỷ giá thực JPY/VND (RER):

$$RER_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_1 RER_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_j INF_{t-j} + \varepsilon_t$$

Trong đó: t : chuỗi thời gian; RER: tỷ giá thực JPY/VND; INFJ: lạm phát tại Nhật Bản; ε_t là sai số ngẫu nhiên; p, q là độ trễ tối ưu của từng biến

Vì tỷ giá thực (JPY/VND) và lạm phát được biểu thị bằng đơn vị phần trăm, mô hình được logarit hóa và biểu diễn lại như sau:

$$\ln RER_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \ln RER_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j \ln INF_{t-j} + u_t$$

Mô hình 2: Tác động đồng thời của lạm phát tại Nhật Bản (INFJ) và tỷ giá thực JPY/VND (RER) đến cán cân thương mại Việt Nam - Nhật Bản (BoT):

$$\ln RER_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \ln RER_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j \ln INF_{t-j} + u_t$$

4. Kết quả nghiên cứu

Thống kê mô tả

(xem Bảng 1)

Cán cân thương mại (BoT) có giá trị trung bình dương (5.618,222), cho thấy Việt Nam có xu hướng xuất siêu trong giai đoạn khảo sát. Tuy nhiên, độ lệch chuẩn rất lớn (178.920) so với giá trị trung bình phản ánh sự biến động mạnh, với giá trị nhỏ nhất (-570.069) thể hiện giai đoạn nhập siêu nghiêm trọng và giá trị lớn nhất (481.653) cho thấy mức xuất siêu cao. Tỷ giá thực (RER) giữa JPY/VND có giá trị trung bình 205,9912 với độ lệch chuẩn 25,7703, cho thấy tỷ giá thực ổn định trong giai đoạn khảo sát, khi giá trị nhỏ nhất và lớn nhất dao động trong khoảng hẹp (158,5884 – 269,035). Trong khi đó, lạm phát của Nhật Bản (INFJ) có giá

Bảng 1. Thống kê mô tả các biến

Các biến	Quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Min	Max
BoT	216	5.618,222	178.920	-570.069	481.653
RER	216	205,9912	25,7703	158,5884	269,035
INFJ	216	0,0577778	0,2490105	-0,9	1,8

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

trị trung bình rất thấp (0,057778), phản ánh mức lạm phát ổn định ở Nhật, với một số giai đoạn giảm phát (giá trị nhỏ nhất -0,9) và mức lạm phát cao nhất đạt 1,8; phù hợp với chính sách kiểm soát lạm phát của Nhật Bản. Từ các kết quả này, có thể thấy rằng tỷ giá thực (RER) và lạm phát của Nhật Bản (INFJ) có khả năng tác động đến cán cân thương mại (BoT) thông qua các yếu tố cạnh tranh xuất khẩu và giá cả hàng hóa.

Ma trận tương quan và kiểm định đa cộng tuyến

Bảng 2. Ma trận tương quan

	BoT	RER	INFJ
BoT	1,0000		
RER	0,0341	1,0000	
INFJ	0,0572	-0,1434	1,0000

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Bảng 3. Kiểm định VIF

Các biến	VIF	1/VIF
INFJ	1,02	0,979427
RER	1,02	0,979427
Mean VIF	1,02	

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Kết quả phân tích ma trận tương quan trong Bảng 2 cho thấy mối quan hệ giữa các biến trong mô hình có xu hướng phản ánh tác động kinh tế thực tế. Cụ thể, tỷ giá thực (RER) và lạm phát tại Nhật Bản (INFJ) có mối tương quan nghịch nhẹ ($\rho = -0,1434$), cho thấy khi lạm phát tại Nhật Bản tăng, tỷ giá thực VND/JPY có xu hướng giảm. Điều này phù hợp với lý thuyết kinh tế về tác động của lạm phát đến tỷ giá hối đoái, trong đó lạm phát cao hơn có thể làm giảm sức mua của đồng tiền, từ đó ảnh hưởng đến tỷ giá thực. Bên cạnh đó, cán cân thương mại (BoT) có mối quan hệ tích cực với RER ($\rho = 0,0341$) và INFJ ($\rho = 0,0572$), phản ánh rằng sự thay đổi của tỷ giá thực và lạm phát có thể ảnh hưởng đến thương mại quốc tế, dù mức độ tác động có thể khác nhau tùy vào bối cảnh kinh tế cụ thể. Việc các hệ số tương quan không vượt quá ngưỡng 0,8 và giá trị VIF của các biến độc lập đều nhỏ hơn 3, cho thấy mô hình nghiên cứu không có hiện tượng đa cộng tuyến hoàn hảo.

Kiểm định tính dừng Dickey-Fuller mở rộng

Kết quả kiểm định Dickey-Fuller đối với các biến trong mô hình cho thấy lnBoT (đã lấy log) dừng tại bậc gốc I (0), biến độc lập INFJ dừng tại gốc I (0). Riêng biến độc lập RER dừng tại sai phân bậc I (1). Do đó, cần lấy sai phân cho biến RER.

Kiểm định đồng liên kết Johansen

Kết quả kiểm định Johansen cho thấy tồn tại mối quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa các biến trong mô hình. Trong mô hình 1, giá trị Trace Statistic đạt 64,9173, lớn hơn đáng kể so với giá trị tới hạn tại mức ý nghĩa 5% là 15,41. Do đó, giả thuyết không có đồng liên kết ($H_0: r = 0$) bị bác bỏ, cho thấy tồn tại ít nhất một mối quan hệ đồng liên kết giữa tỷ giá hối đoái thực (RER) và lạm phát của Nhật Bản (INFJ). Điều này

Bảng 4. Kiểm định tính dừng Dickey-Fuller mở rộng

Series	Prob.	Lag	Max Lag	Obs
BoT	0,0000	0	0	215
RER	0,7960	0	0	215
INFJ	0,0000	0	0	215
1st diff				
Series	Prob	Lag	Max Lag	Obs
D(BoT)	0,0000	0	0	214
D(RER)	0,0000	0	0	214
D(INFJ)	0,0000	0	0	214

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Bảng 5. Kiểm định đồng liên kết Johansen

Mô hình	Trace Statistic	Critical Value (5%)	Rank	Số lượng độ trễ (Lags)
Mô hình 1	64,9173	15,41	1	1
Mô hình 2	74,1638	20,26	2	2

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

hàm ý rằng trong dài hạn, biến động lạm phát có thể ảnh hưởng đến tỷ giá thực thông qua cơ chế điều chỉnh giá tương đối giữa các nền kinh tế.

Trong mô hình 2, giá trị Trace Statistic là 74,1638, tiếp tục vượt qua giá trị tới hạn 20,26 tại mức ý nghĩa 5%. Kết quả này cho phép bác bỏ giả thuyết H_0 tại bậc đồng liên kết thứ nhất, chỉ ra rằng tồn tại ít nhất hai mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến cân cân thương mại (BoT), tỷ giá thực (RER) và lạm phát của Nhật Bản (INFJ). Điều này phản ánh sự tồn tại của mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến vĩ mô quan trọng, trong đó tỷ giá thực đóng vai trò là kênh truyền dẫn tác động của biến động giá cả quốc tế đến cân cân thương mại.

Kết quả hồi quy ARDL

Để xây dựng một mô hình ARDL chính xác và hiệu quả, việc xác định độ trễ tối ưu cho từng biến là yếu tố quan trọng. Độ trễ tối ưu giúp mô hình phản ánh chính xác các mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn giữa các biến, tránh được hiện tượng thiếu sót hoặc dư thừa độ trễ có thể làm sai lệch kết quả phân tích. Dựa trên kết quả kiểm định độ trễ tối ưu, các biến trong mô hình ARDL đã được lựa chọn với độ trễ tương ứng, cụ thể là $dRER$ với độ trễ 1, $\ln BoT$ với độ trễ 2 và $INFJ$ với độ trễ 1.

Bảng 6. Kết quả hồi quy ARDL (1,1) – Mô hình 1

Các biến	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-value
Adjustment (ADJ)				
$dRER$ (L1)	-0,7316	0,0716	-10,22	0,000
Long Run (LR)				
$INFJ$ (L1)	-4,6194	2,4673	-1,87	0,063
Short Run (SR)				
$INFJ$ (D1)	1,0135	1,4429	0,70	0,483
_cons	0,1556	0,3618	0,43	
Model Statistics				
R-squared	0,3973			
Adj R-squared	0,3869			
Root MSE	4,5988			

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

$R^2 = 0,3973$ cho thấy lạm phát của Nhật Bản giải thích được 39,73% sự biến động của tỷ giá thực VND/JPY. R^2 không cao, nhưng đây là kết quả hợp lý vì tỷ giá thực thường chịu tác động của nhiều yếu tố khác như chính sách tiền tệ, dòng vốn đầu tư, lãi suất.

Kết quả hồi quy ARDL cho thấy hệ số điều chỉnh sai số của biến RER ở độ trễ thứ nhất (-0,7316, $p = 0,000$) là âm và có ý nghĩa thống kê cao, khẳng định sự tồn tại của một mối quan hệ cân bằng dài hạn và tốc độ điều chỉnh về trạng thái cân bằng diễn ra nhanh chóng. Trong dài hạn, lạm phát tại Nhật Bản có tác động tiêu cực đến tỷ giá thực JPY/VND (-4,6194, $p = 0,063$), tuy nhiên mức ý nghĩa thống kê chưa đủ mạnh để khẳng định mối quan hệ này. Về tác động ngắn hạn, biến INFJ không có ảnh hưởng đáng kể đến RER (1,0135, $p = 0,483$). Hệ số tự do không có ý nghĩa thống kê (0,1556, $p = 0,668$), cho thấy không có bằng chứng về sự tồn tại của các yếu tố cố định ngoài mô hình. Nhìn chung, kết quả này chỉ ra rằng mặc dù có thể tồn tại một mối quan hệ giữa lạm phát tại Nhật Bản và tỷ giá thực JPY/VND, tác động này không đủ mạnh trong ngắn hạn và chỉ có ý nghĩa ở mức cận biên trong dài hạn.

Bảng 7. Kết quả hồi quy ARDL (2,1,1) – Mô hình 2

Các biến	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-value
Adjustment (ADJ)				
lnBoT (L1)	-0,4295	0,0830	-5,17	0,000
Long Run (LR)				
dRER (L1)	-0,2239	0,4610	-0,49	0,628
INFJ (L1)	11,0211	9,2438	1,19	0,235
Short Run (SR)				
lnBoT (LD)	-0,3794	0,0689	-5,50	0,000
dRER (D1)	0,4039	0,1633	2,47	0,014
INFJ (D1)	-5,3982	3,2550	-1,66	0,099
_cons	-0,2547	0,7924	-0,32	
Model Statistics				
R-squared	0,4881			
Adj R-squared	0,4701			
Root MSE	10,0415			

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

$R^2 = 0,4881$ cho thấy 48,81% sự biến động cán cân thương mại Việt Nam - Nhật Bản được giải thích bởi tỷ giá thực VND/JPY và lạm phát Nhật Bản. Điều này cho thấy hai yếu tố đóng vai trò quan trọng trong việc tác động đến sự thay đổi của cán cân thương mại. Tuy nhiên, 51,19% sự biến động còn lại chưa được làm rõ, phản ánh sự ảnh hưởng của nhiều yếu tố khác. Hệ số điều chỉnh sai số của lnBoT ở độ trễ thứ nhất (-0,4295, $p = 0,000$) có ý nghĩa thống kê cao, cho thấy sự tồn tại của một mối quan hệ cân bằng dài hạn, nhưng tốc độ điều chỉnh về trạng thái cân bằng chậm hơn so với tỷ giá thực trong Mô hình 1. Trong dài hạn, tỷ giá thực không có ảnh hưởng đáng kể đến cán cân thương mại (-0,2239, $p = 0,628$), trong khi lạm phát tại Nhật Bản có tác động dương nhưng không có ý nghĩa thống kê (11,0212, $p = 0,235$). Điều này chỉ ra rằng sự biến động của tỷ giá và lạm phát tại Nhật không phải là yếu tố chính quyết định cán cân thương mại của Việt Nam trong dài hạn. Ở khía cạnh ngắn hạn, biến dRER có tác động dương và có ý nghĩa thống kê đối với cán cân thương mại (0,4039, $p = 0,014$), cho thấy sự mất giá của JPY/VND có thể giúp cải thiện cán cân thương mại trong giai đoạn đầu. Tuy nhiên, lạm phát tại Nhật Bản có tác động tiêu cực trong ngắn hạn (-5,3982, $p = 0,099$), nhưng chỉ có ý nghĩa thống kê ở mức cận biên. Ngoài ra, biến lnBoT ở độ trễ thứ nhất có tác động tiêu cực mạnh mẽ đến chính nó trong ngắn hạn (-0,3794, $p = 0,000$), phản ánh tính ổn định của cán cân thương mại qua thời gian. Kết quả này khẳng định rằng trong ngắn hạn, sự mất giá của JPY/VND có thể hỗ trợ cán cân thương mại của Việt Nam, nhưng trong dài hạn, các yếu tố khác ngoài tỷ giá và lạm phát tại Nhật có thể đóng vai trò quan trọng hơn trong việc quyết định xu hướng thương mại giữa hai nước.

Kiểm định đường bao (Bound Test)

Trong Mô hình 1, kiểm định Bounds Test trong mô hình ARDL cung cấp bằng chứng thuyết phục về sự

Bảng 8. Kết quả Bounds Test

Model	Statistic	Value	Critical Values (I(0))	Critical Values (I(1))	Kết luận
Model 1	F-statistic	52,917	4,04 – 6,84 (10%-1%)	4,78 – 7,84 (10%-1%)	Từ chối H_0 (long-run relationship exists)
	t-statistic	-10,219	-2,57 - -3,43 (10%-1%)	-2,91 - -3,82 (10%-1%)	Từ chối H_0 (long-run relationship exists)
Model 2	F-statistic	8,958	3,17 – 5,15 (10%-1%)	4,14 – 6,36 (10%-1%)	Từ chối H_0 (long-run relationship exists)
	t-statistic	-5.175	-2,57 - -3,43 (10%-1%)	-3,21 - -4,10 (10%-1%)	Từ chối H_0 (long-run relationship exists)

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

tồn tại của mối quan hệ dài hạn giữa các biến. Cụ thể, giá trị F-statistic = 52,917 vượt xa các ngưỡng tới hạn của I (0) và I (1) ở mọi mức ý nghĩa (1%, 5%, 10%), cho phép bác bỏ giả thuyết gốc (H_0) về việc không có liên kết dài hạn. Đồng thời, giá trị t-statistic = -10,219 thấp hơn đáng kể so với giá trị tới hạn nhỏ nhất, củng cố kết luận về mối quan hệ dài hạn giữa các biến. Điều này cho thấy tỷ giá hối đoái thực hiệu lực (RER) và lạm phát tại Nhật Bản (INFJ) có sự đồng liên kết, tức là dù có biến động trong ngắn hạn, hai biến số này vẫn duy trì trạng thái cân bằng về lâu dài. Khi có sự sai lệch khỏi mức cân bằng này, cơ chế điều chỉnh sẽ hoạt động để đưa các biến trở lại trạng thái ổn định, nhấn mạnh mối liên hệ chặt chẽ giữa tỷ giá thực JPY/VND và lạm phát Nhật Bản.

Trong Mô hình 2, giá trị F-statistic = 8,958 cao hơn rõ rệt so với các ngưỡng tới hạn của I (0) và I (1) tại tất cả các mức ý nghĩa, cho phép bác bỏ giả thuyết không có mối quan hệ dài hạn giữa các biến. Đồng thời, giá trị t-statistic = -5,175 thấp hơn đáng kể so với giá trị tới hạn nhỏ nhất, củng cố thêm kết luận về sự đồng liên kết trong dài hạn. Kết quả này khẳng định rằng cán cân thương mại (BoT), tỷ giá thực (RER) và lạm phát Nhật Bản (INFJ) duy trì sự cân bằng về lâu dài, bất chấp các dao động ngắn hạn. Khi có sự sai lệch khỏi trạng thái ổn định, cơ chế điều chỉnh sẽ giúp đưa các biến quay trở lại mức cân bằng, làm nổi bật vai trò của tỷ giá thực và lạm phát Nhật Bản đối với sự vận động của cán cân thương mại.

5. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Kết quả nghiên cứu đã xác nhận các giả thuyết về mối quan hệ giữa lạm phát tại Nhật Bản (INFJ), tỷ giá thực (RER) và cán cân thương mại (BoT) giữa Việt Nam và Nhật Bản.

Giả thuyết 1 (H1) cho rằng lạm phát tại Nhật Bản có tác động ngược chiều đến tỷ giá hối đoái thực JPY/VND đã được xác nhận trong dài hạn, với hệ số hồi quy âm (-4,6194) và có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Điều này phù hợp với lý thuyết kinh tế vĩ mô, khi lạm phát cao làm giảm sức mua của đồng tiền, dẫn đến tỷ giá thực giảm. Tuy nhiên, trong ngắn hạn, tác động này không có ý nghĩa thống kê, cho thấy sự điều chỉnh tỷ giá cần thời gian để phản ánh đầy đủ các yếu tố lạm phát.

Giả thuyết 2 (H2) về tác động thuận chiều của tỷ giá thực JPY/VND đến cán cân thương mại song phương Việt Nam - Nhật Bản cũng được xác nhận trong ngắn hạn, với hệ số hồi quy dương (0,4039) và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Kết quả này cho thấy việc đồng JPY mất giá so với VND có thể làm tăng sức cạnh tranh của hàng hóa Việt Nam trên thị trường Nhật Bản, từ đó cải thiện cán cân thương mại. Tuy nhiên, trong dài hạn, tác động này không có ý nghĩa thống kê, có thể do các yếu tố khác như cấu trúc thương mại, chính sách thuế quan, hoặc sự thay đổi trong nhu cầu tiêu dùng.

Giả thuyết 3 (H3) về tác động ngược chiều của lạm phát tại Nhật Bản đến cán cân thương mại Việt Nam - Nhật Bản cũng được xác nhận trong ngắn hạn, với hệ số hồi quy âm (-5,3982) và có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Điều này phản ánh rằng lạm phát cao tại Nhật Bản có thể làm giảm sức mua của người tiêu dùng, từ đó giảm nhập khẩu hàng hóa từ Việt Nam, gây áp lực tiêu cực lên cán cân thương mại. Tuy nhiên, trong dài hạn, tác động này không có ý nghĩa thống kê, cho thấy các yếu tố khác như chính sách thương mại, cạnh tranh quốc tế, hoặc sự điều chỉnh của doanh nghiệp có thể đóng vai trò quan trọng hơn.

Dựa trên kết quả nghiên cứu, trong số 3 giả thuyết đưa ra, cả 3 giả thuyết đều được ủng hộ, không có giả thuyết nào bị bác bỏ. Điểm quan trọng nhất trong nghiên cứu này là việc đã chứng minh được: (1) lạm phát tại Nhật Bản có tác động ngược chiều đến tỷ giá JPY/VND trong dài hạn; (2) tỷ giá thực JPY/VND ảnh hưởng thuận chiều đến cán cân thương mại Việt Nam - Nhật Bản trong ngắn hạn, tuy nhiên nó không có ý nghĩa thống kê; (3) lạm phát tác động ngược chiều một cách có ý nghĩa thống kê lên cán cân thương mại trong ngắn hạn. Hơn nữa, dựa trên kết quả nghiên cứu, nhóm tác giả có thể khẳng định vai trò quan trọng của tỷ giá thực và lạm phát đối với cán cân thương mại song phương Việt Nam - Nhật Bản.

Về ảnh hưởng của lạm phát tại Nhật Bản đến tỷ giá thực (JPY/VND), kết quả nghiên cứu hoàn toàn đồng nhất với các nghiên cứu quốc tế như của Ali & cộng sự (2015). Về ảnh hưởng của tỷ giá thực đối với cán cân thương mại giữa Việt Nam và Nhật Bản, kết quả nghiên cứu cũng có sự tương đồng với những nghiên cứu trước, như của Roosaleh & Edison (2020) về Indonesia và Kim (2009) về Hàn Quốc. Ngoài ra, chúng tôi cũng đã xác nhận tác động ngược chiều của lạm phát đến cán cân thương mại trong ngắn hạn. Kết quả cho thấy lạm phát cao tại Nhật Bản làm giảm sức mua của người tiêu dùng Nhật, dẫn đến giảm nhập khẩu hàng hóa từ Việt Nam và tạo ra áp lực tiêu cực lên cán cân thương mại. Điều này phù hợp với các nghiên cứu trước tại Việt Nam như Lê Mã Long (2022), khi tác giả cũng kết luận trong dài hạn lạm phát gia tăng tác động xấu đến cán cân thương mại.

Điểm mới của nghiên cứu là bài báo đánh giá chi tiết sự tác động của lạm phát đến tỷ giá hối đoái thực, tỷ giá hối đoái thực đến cán cân thương mại xét trong mối quan hệ giữa Việt Nam và Nhật Bản, và trong nghiên cứu đã chỉ ra được tỷ giá thực không tác động dài hạn đến cán cân thương mại. Đây là một phát hiện đặc biệt, khi các nghiên cứu trước đây như của Bahmani-Oskooee & Kara (2008) cho thấy tỷ giá thực có tác động tích cực đến cán cân thương mại trong dài hạn. Sự khác biệt này có thể phản ánh các yếu tố vĩ mô khác tác động đến mối quan hệ này, chẳng hạn như chính sách thuế quan, cấu trúc thương mại và các yếu tố bên ngoài như chính sách của các đối tác thương mại lớn.

6. Kết luận và khuyến nghị

Kết quả nghiên cứu đã tìm thấy các biến động của lạm phát, tỷ giá hối đoái và sự thay đổi liên tục giữa thâm hụt và thặng dư cán cân thương mại Việt Nam – Nhật Bản đã gây áp lực đáng kể lên doanh nghiệp Việt Nam hoạt động tại thị trường này. Thứ nhất, CPI tại Nhật Bản tăng cùng đồng Yên suy yếu do chính sách tiền tệ nới lỏng làm tăng chi phí xuất khẩu, giảm sức mạnh cạnh tranh của hàng hóa Việt Nam. Thứ hai, tỷ giá biến động JPY/VND dưới tác động của chính sách tiền tệ của Ngân hàng Trung ương Nhật Bản (BOJ) và dòng vốn quốc tế gây khó khăn cho các doanh nghiệp xuất nhập khẩu Việt Nam trong việc lập kế hoạch kinh doanh. Thứ ba, cơ cấu hàng hóa mất cân đối – Việt Nam xuất khẩu chủ yếu hàng gia công, giá trị thấp, trong khi nhập khẩu máy móc và linh kiện công nghệ cao – làm gia tăng nhập siêu và phản ánh khoảng cách công nghiệp giữa hai nước.

Một số khuyến nghị chính sách

Với Chính phủ và Bộ ngành liên quan, cần điều hành chính sách tỷ giá linh hoạt và tăng cường theo dõi biến động của đồng Yên nhằm giảm tác động từ chính sách tiền tệ nới lỏng của Nhật Bản. Đồng thời, cần phát triển các công cụ phòng ngừa rủi ro tỷ giá và hỗ trợ doanh nghiệp tiếp cận các công cụ tài chính phù hợp. Bên cạnh đó, cần thúc đẩy chuyển dịch cơ cấu xuất khẩu theo hướng tăng hàm lượng công nghệ và giá trị gia tăng, phát triển công nghiệp hỗ trợ để giảm phụ thuộc vào các sản phẩm gia công.

Đối với doanh nghiệp cần chủ động quản trị rủi ro tỷ giá thông qua các công cụ tài chính và nâng cao năng lực dự báo thị trường. Doanh nghiệp cũng cần đầu tư đổi mới công nghệ, đa dạng hóa sản phẩm và tham gia sâu hơn vào chuỗi giá trị của các doanh nghiệp Nhật Bản. Đồng thời, việc tăng cường hợp tác với đối tác Nhật Bản trong chuyển giao công nghệ và tiêu chuẩn sản xuất sẽ giúp nâng cao năng lực cạnh tranh và giảm áp lực từ biến động kinh tế vĩ mô.

Nghiên cứu vẫn còn một số hạn chế vì mô hình ARDL chưa xem xét ảnh hưởng của chính sách thương mại, môi trường đầu tư và chuỗi cung ứng. Ngoài ra, dữ liệu lịch sử chưa tính đến tác động của các cú sốc kinh tế bất ngờ như đại dịch hay khủng hoảng tài chính, tạo ra kết quả có thể mang tính đặc thù cho giai đoạn

nghiên cứu. Hơn nữa, vì dữ liệu GDP không phù hợp với tần suất dữ liệu tháng nên nghiên cứu không đưa biến GDP vào trong mô hình. Nghiên cứu tiếp theo nên mở rộng mô hình bằng cách hợp lý các phản ánh chính sách thương mại biến thể, đầu tư và cung ứng chuỗi; cân nhắc bổ sung thêm biến GDP và đồng thời áp dụng các mô hình cấu trúc hoặc mô hình dữ liệu để đánh giá tác động của các cú sốc kinh tế lớn không lường trước được, để làm rõ hơn mối quan hệ giữa các yếu tố này. Tóm lại, nghiên cứu đã đóng góp vào việc làm sáng tỏ mối quan hệ giữa lạm phát, tỷ giá thực và cán cân thương mại trong bối cảnh song phương Việt Nam - Nhật Bản. Những phát hiện này không chỉ bổ sung cho các lý thuyết vĩ mô hiện có mà còn mở rộng hiểu biết về các yếu tố ảnh hưởng đến thương mại quốc tế trong các nền kinh tế phát triển và đang phát triển.

Tài liệu tham khảo

- Ali, T. M., Mahmood, M. T., & Bashir, T. (2015). Impact of Interest Rate, Inflation and Money Supply on Exchange Rate Volatility in Pakistan. *World Applied Sciences Journal*, 33, 620–630.
- Bahmani-Oskooee, M., & Kara, O. (2008). The J-curve in selected East European countries. *Applied Economics*, 40(14), 1805–1811.
- Burçak Müge. (2016). The J-Curve Effect: The Case of Turkey. *Journal of Business Research - Turk*, 8(3), 1–11.
- Cassel, G. (1918). Abnormal deviations in international exchanges. *The Economic Journal*, 28(112), 413–415. <https://doi.org/10.2307/2223329>
- Dilanchiev, A., & Taktakishvili, T. (2022). Determinants of Bilateral Trade Balance Between Georgia and China. *Ekonomika*, 101(1), 6-19. <https://doi.org/10.15388/Ekon.2022.101.1.1>
- Gujarati, D. N. (2003). *Basic econometrics* (4th ed.). McGraw-Hill.
- Ho, S.-H., Nguyen, T.-T., & To-The, N. (2023). On the (a)symmetric effects of real exchange rate on trade flows: New evidence from US–Vietnam trade balance at the industry level. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 28(3), 949–971. <https://doi.org/10.1080/13547860.2021.1884346>
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- International Monetary Fund (1986). Past inflation and the current real exchange rate. IMF Staff Papers. <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/024/1986/003/article-A002-en.xml>
- International Monetary Fund. (2021). *Inflation: Prices on the rise. Finance & Development*. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/2021/12/what-is-inflation-basics.htm>
- Kemboi, S. R., Muturi, M. S., & Oduor, M. (2018). Determining the exchange rate: Purchasing power parity (PPP). *Expert Journal of Finance*, 6, 1–6. <https://expertjournals.com/index.php/expertjournaloffinance/article/view/602>
- Kim, S. (2009). Exchange rate changes and trade balance in East Asia: Evidence from bilateral trade data. *Journal of Asian Economics*, 20(5), 530–542. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2009.06.001>
- Krugman, P., Obstfeld, M., & Melitz, M. J. (2012). *International Economics: Theory & Policy* (9th ed.). Pearson Education.
- Lê Mã Long (2022). Các nhân tố tác động đến cán cân thanh toán quốc tế: Nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam. *Kinh tế và Dư báo*. <https://scholar.dlu.edu.vn/thuvienso/bitstream/DLU123456789/170818/1/CVv39S182022003.pdf>
- Madesha, W., Chidoko, C., & Zivanomoyo, J. (2013). Empirical test of the relationship between exchange rate and inflation in Zimbabwe. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 4(1), 52–58.
- Ndung'u, N.S. (1993). *Dynamics of the Inflationary Process in Kenya*, *Ekonomiska Studier No. 47* (Master's thesis). Department of Economics, Göteborg University.
- Oriavwote, V. O., & Eshenake, S. J. (2012). Macroeconomic determinants of exchange rate in Nigeria. *Journal of*

Economics and Sustainable Development, 3(11), 173–181.

- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1996). *Cointegration and speed of convergence to equilibrium*. In H. Motamen-Samadian (Ed.), *Economic Modelling of the UK Economy* (pp. 135–156). London: HM Treasury.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strom (Ed.), *Econometrics and economic theory in the 20th century* (pp. 371–413). Cambridge University Press.
- 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>
- Rahman, A., Murad, S. M. W., & Wang, X. (2024). Exchange rate asymmetry and its impact on bilateral trade: Evidence from BCIM-EC countries using N-ARDL approach. *Heliyon*, 10(1), e23886. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e23886>
- Roosaleh, T., & Edison. (2020). Analysis of the Effect of Real Exchange Rate on Trading Balance Case Study of Indonesia -Japan Bilateral Trade Relations (MLR and J-Curve Conditions). *Solid State Technology*, 63(3).
- Twarowska, K., & Kąkol, M. (2014). *International trade: Theory and policy*. University of Economics in Katowice.
- Thorbecke, W. (2008). The effect of exchange rate changes on trade in East Asia. *RIETI Discussion Paper*.
- Tri, R. L. (2020). *Analysis of the Effect of Real Exchange Rate on Trading Balance Case Study of Indonesia -Japan Bilateral Trade Relations (MLR and J-Curve Conditions)* [Undergraduate thesis, Universitas Widyatama].
- Uko, A. K., Etim, N. U., & Udoinyang, P. E. (2016). Analysis of the impact of oil price shocks on Nigerian inflation: An ARDL bounds test approach. *Research Journal of Finance and Accounting*, 7(15), 177–190.

***Tác giả liên hệ: Trần Thị Phương Mai. Email: maittp@neu.edu.vn**

TIẾP CẬN ĐA CHIỀU TRONG ĐO LƯỜNG THANH KHOẢN VÀ PHÂN TÍCH BIẾN ĐỘNG THỊ TRƯỜNG: BẰNG CHỨNG TỪ VIỆT NAM

Chu Thị Thanh Trang
Trường Đại học Tài chính – Marketing
Email: trangtcnh@ufm.edu.vn

Mã bài báo: JED-2823
Ngày nhận: 01/01/2026
Ngày nhận bản sửa: 14/03/2026
Ngày duyệt đăng: 16/03/2026
DOI: 10.33301/JED.VI.2823

Tóm tắt

Thanh khoản trên thị trường chứng khoán không phải là một biến một chiều mà bao gồm nhiều khía cạnh khác nhau. Nghiên cứu này tiến hành phân tích thực nghiệm các khía cạnh của thanh khoản trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Nghiên cứu xem xét thước đo Bid-Ask, Amihud, Volume và Roll trong mối quan hệ với biến động chỉ số VN-Index. Kết quả cho thấy thước đo liên quan đến chi phí giao dịch (Bid-Ask) là cách đo lường thanh khoản phù hợp hơn các thước đo còn lại. Hơn nữa, bài viết xây dựng một chỉ số thanh khoản đa chiều được tổng hợp từ 4 thước đo thanh khoản trên để tiếp tục xem xét mối quan hệ giữa thanh khoản và biến động, bằng cách áp dụng tương quan chéo, nhân quả Granger và hàm phản ứng xung trong mô hình VAR. Kết quả thực nghiệm cũng chỉ ra sự suy giảm thanh khoản có khả năng làm gia tăng biến động chỉ số chứng khoán. Điều này cũng có rằng thanh khoản mang tính đa chiều và đóng vai trò quan trọng trong việc khuếch đại biến động tại thị trường mới nổi như Việt Nam.

Từ khóa: Thanh khoản, thị trường chứng khoán, Việt Nam, biến động.

Mã JEL: G10, G14.

Multidimensional liquidity measurement and market volatility: Evidence from Vietnam

Abstract

Liquidity in the stock market is not a one-dimensional variable but comprises multiple dimensions. This research is conducted to analyze the different dimensions of liquidity in the Vietnamese stock market. The study examines the Bid-Ask, Amihud, Volume, and Roll measures in relation to the volatility of the VN-Index. The results indicate that transaction cost-related measures, particularly the Bid-Ask spread, provide a more appropriate proxy for liquidity compared to the other measures. In addition, the study constructs a multidimensional liquidity index based on these four measures to further examine the relationship between liquidity and market volatility by applying cross-correlation, Granger causality, and impulse response functions within a VAR framework. The results also reveal that a decline in liquidity is likely to increase stock market volatility. This further confirms that liquidity is multidimensional and plays an important role in amplifying volatility in emerging markets such as Vietnam.

Keywords: Liquidity, stock market, Vietnam, volatility.

JEL Codes: G10, G14

1. Giới thiệu

Thanh khoản là một khái niệm nền tảng trong tài chính, phản ánh khả năng chuyển đổi tài sản thành tiền nhanh chóng với chi phí thấp và tác động giá hạn chế. Các nghiên cứu lý thuyết cho thấy thanh khoản mang tính tương đối và phụ thuộc vào đặc điểm tài sản cũng như điều kiện thị trường (Keynes, 1931; Hicks, 1962), đồng thời gắn liền với cấu trúc thông tin và chi phí giao dịch (Hirshleifer, 1978). Tại cấp độ thị trường thì

thanh khoản phản ánh khả năng hấp thụ các giao dịch lớn với mức biến động giá tối thiểu (Black, 1971). Điều này cho thấy thanh khoản và biến động thị trường là hai đặc tính có mối quan hệ mật thiết với nhau. Nhiều nghiên cứu cho thấy sự suy giảm thanh khoản thường đi kèm với sự gia tăng biến động, do khả năng hấp thụ lệnh suy yếu và chi phí giao dịch tăng cao (Chordia & cộng sự, 2001; Huberman & Halka, 2001; Pástor & Stambaugh, 2003; Amihud, 2002). Tuy nhiên, mối quan hệ này không đồng nhất mà phụ thuộc vào cấu trúc và mức độ phát triển của thị trường. Đặc biệt, tại các thị trường mới nổi, nơi thanh khoản phân mảnh, giao dịch gián đoạn và bất cân xứng thông tin cao và các thước đo thanh khoản truyền thống có thể không phản ánh đầy đủ điều kiện giao dịch thực tế (Bekaert & cộng sự, 2007; Gabrielsen & cộng sự, 2012).

Thêm vào đó, tính đa chiều của thanh khoản đã được nhắc đến trong nhiều nghiên cứu của Kyle (1985), Huberman & Halka (2001) và Amihud (2002). Tùy thuộc vào cấu trúc thị trường thì dấu hiệu thanh khoản cũng khác nhau (Shen & Starr, 2002), nhất là các thị trường mới nổi, thì sự khác biệt trong tín hiệu thanh khoản thông qua các thước đo là tương đối lớn, không như các thị trường đã phát triển, cấu trúc thanh khoản đồng nhất hơn, đồng thời cũng được nghiên cứu nhiều hơn (Ajina & cộng sự, 2015; Olbrys & Mursztyn, 2017; Garabedian & Inghelbrecht, 2020; Trang & Trung, 2026).

Thị trường Việt Nam với mức độ phát triển rất nhanh, nhưng cấu trúc thị trường còn nhiều hạn chế, dẫn đến dễ bị tổn thương trước những biến động bất thường. Các nghiên cứu tại Việt Nam chủ yếu tập trung ở cấp độ cổ phiếu riêng lẻ và sử dụng các thước đo thanh khoản đơn lẻ, trong khi các phân tích ở cấp độ thị trường và mối quan hệ giữa thanh khoản và biến động còn hạn chế. Xuất phát từ khoảng trống này, nghiên cứu phân tích mối quan hệ giữa thanh khoản và biến động tại thị trường Việt Nam với cách tiếp cận chi tiết và toàn diện hơn. Cụ thể, phân tích mối quan hệ giữa thanh khoản và biến động thị trường chi tiết theo từng thước đo thanh khoản riêng lẻ, để xem xét thước đo thanh khoản phù hợp nhất, tiếp theo đó xây dựng chỉ số thanh khoản thị trường đa chiều để đánh giá về mức độ tương tác giữa chỉ số tổng hợp với biến động thị trường, có thể đại diện cho các thước đo riêng lẻ hay không?

Kết quả thực nghiệm kỳ vọng làm rõ hơn một số khía cạnh: Thứ nhất, cung cấp bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa thanh khoản và biến động thị trường Việt Nam thông qua các cách đo lường thanh khoản khác nhau từ đó cho thấy thước đo chênh lệch giá (Bid-Ask) là thước đo phù hợp nhất. Thứ hai, đề xuất một chỉ số thanh khoản đa chiều phù hợp với điều kiện thị trường Việt Nam để nghiên cứu trong mối quan hệ về thanh khoản với sự biến động của thị trường.

Nghiên cứu này được bố cục như sau: Phần 2 trình bày tổng quan nghiên cứu. Phần 3 mô tả dữ liệu, phương pháp nghiên cứu và các mô hình thực nghiệm được sử dụng. Phần 4 trình bày kết quả và thảo luận. Cuối cùng, Phần 5 kết luận và đưa ra một số hàm ý chính sách.

2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Tổng quan nghiên cứu

Thanh khoản và biến động giá là hai đặc điểm quan trọng của thị trường chứng khoán, có ý nghĩa trong định giá tài sản, quản trị rủi ro và ổn định hệ thống tài chính. Do đó, việc hiểu rõ cơ chế tương tác giữa thanh khoản và biến động là một vấn đề thu hút sự quan tâm rộng rãi của nhiều nghiên cứu (Chakravarty & Holden, 1995; Amihud & Mendelson, 2015; Bali & cộng sự, 2014; Chung & Zhang, 2014; Chung & Chuwonganant, 2018; Muzaffar & Malik, 2024).

Các nghiên cứu ban đầu chủ yếu nhấn mạnh vai trò ổn định của thanh khoản đối với biến động giá. Cụ thể, Cohen & cộng sự (1977) cho thấy thị trường có độ sâu cao thường đi kèm với biến động thấp, trong khi Domowitz & cộng sự (2001) chỉ ra rằng các thị trường mới nổi, với chi phí giao dịch cao, thường có mức biến động lớn hơn so với các thị trường phát triển. Một hướng nghiên cứu cho rằng thanh khoản đóng vai trò dẫn dắt biến động, khi sự suy giảm thanh khoản làm giảm khả năng hấp thụ lệnh của thị trường, khiến các cú sốc giao dịch dễ dàng chuyển hóa thành biến động giá lớn hơn (Chordia & cộng sự, 2001; Huberman & Halka, 2001; Pástor & Stambaugh, 2003; Amihud, 2002). Ngược lại, các nghiên cứu khác cho rằng biến động cao có thể làm xấu đi điều kiện thanh khoản thông qua các ràng buộc về vốn và gia tăng bất định, từ đó khuếch đại tình trạng thiếu thanh khoản (Brunnermeier & Pedersen, 2009; Brockman & cộng sự, 2009). Mối quan hệ hai chiều này cũng được củng cố bởi các bằng chứng thực nghiệm trong Brooks (1998) và Hautsch & Jeleskovic (2008), cho thấy thanh khoản và biến động có thể tương tác động và khuếch đại lẫn nhau theo thời gian.

Đáng chú ý, trong bối cảnh các thị trường mới nổi, mối quan hệ giữa thanh khoản và biến động có thể trở nên phức tạp hơn do những hạn chế về cấu trúc thị trường. Tình trạng giao dịch kém liên tục, thanh khoản phân mảnh và bất cân xứng thông tin cao khiến các thước đo thanh khoản khác nhau có thể không phản ánh đầy đủ điều kiện giao dịch thực tế (Bekaert & cộng sự, 2007; Gabrielsen & cộng sự, 2012). Trong những điều kiện này, thanh khoản không chỉ có tác động mạnh hơn đến biến động mà còn có thể thể hiện mối quan hệ phi tuyến hoặc thay đổi theo các trạng thái thị trường, đặc biệt trong các giai đoạn bất ổn vĩ mô (Bataineh & Alrabadi, 2017; Muzaffar & Malik, 2024).

Trong ngữ cảnh của Việt Nam, mặc dù thị trường chứng khoán đã có sự phát triển nhanh về quy mô và thanh khoản trong những năm gần đây, cấu trúc thị trường vẫn mang nhiều đặc điểm điển hình của một thị trường mới nổi. Cụ thể, thanh khoản có xu hướng phân mảnh giữa các nhóm cổ phiếu, giao dịch chưa thực sự liên tục, mức độ bất cân xứng thông tin còn cao. Điều này có thể làm cho mối quan hệ giữa thanh khoản và biến động trở nên phức tạp hơn so với các thị trường phát triển. Trong khi đó, nghiên cứu tại Việt Nam hiện nay chủ yếu tập trung ở cấp độ cổ phiếu và sử dụng các thước đo đơn lẻ như khối lượng giao dịch, turnover hoặc chênh lệch giá mua – bán (Thanh & Thanh, 2024), trong khi một số nghiên cứu khác lại tiếp cận thanh khoản thông qua mối quan hệ với lợi suất thay vì biến động giá (Luong & cộng sự, 2022; Đỗ Đoàn Trang & cộng sự, 2024). Điều này dẫn đến hai hạn chế quan trọng. Thứ nhất, việc phân tích ở cấp độ vi mô có thể bỏ qua đặc tính thanh khoản tổng thể của toàn thị trường, trong khi biến động chỉ số lại phản ánh rủi ro hệ thống. Thứ hai, việc sử dụng các thước đo đơn lẻ khó có thể nắm bắt đầy đủ bản chất đa chiều của thanh khoản, đặc biệt trong bối cảnh thị trường có cấu trúc chưa hoàn thiện như Việt Nam. Trên cơ sở đó, nghiên cứu này được thực hiện nhằm làm rõ vai trò của thanh khoản trong việc hình thành biến động thị trường chứng khoán Việt Nam bằng các góc nhìn thanh khoản khác nhau.

2.2. Giả thuyết nghiên cứu

Thứ nhất, nhiều nghiên cứu đã chỉ ra rằng thanh khoản đóng vai trò ổn định thị trường. Khi thanh khoản cao, thị trường có khả năng hấp thụ các cú sốc giao dịch tốt hơn, từ đó làm giảm mức độ biến động giá. Ngược lại, trong điều kiện thanh khoản thấp, các mất cân đối cung – cầu dễ dẫn đến biến động giá mạnh hơn như kết quả của Chordia & cộng sự (2001), Huberman & Halka (2001) và Amihud (2002). Do đó, giả thuyết đầu tiên được đề xuất như sau:

H1: Thanh khoản thị trường có mối quan hệ nghịch chiều với biến động thị trường chứng khoán Việt Nam.

Thứ hai, như đã thảo luận, thanh khoản là một khái niệm đa chiều, bao gồm nhiều khía cạnh như chênh lệch giá, độ sâu thị trường... Các thước đo thanh khoản khác nhau có thể có khả năng giải thích biến động khác nhau, đặc biệt trong bối cảnh thị trường mới nổi với đặc điểm kém hiệu quả và bất cân xứng thông tin cao (Bekaert & cộng sự, 2007; Gabrielsen & cộng sự, 2012). Từ đó, giả thuyết thứ hai được xây dựng:

H2: Các thước đo thanh khoản khác nhau có khả năng giải thích biến động thị trường chứng khoán khác nhau.

Thứ ba, các nghiên cứu gần đây nhấn mạnh rằng việc sử dụng một thước đo đơn lẻ khó có thể phản ánh đầy đủ bản chất của thanh khoản. Do đó, cách tiếp cận xây dựng chỉ số thanh khoản đa chiều, được kỳ vọng sẽ phản ánh tốt hơn điều kiện thanh khoản tổng thể của thị trường. Nhờ đó, chỉ số này có thể có khả năng giải thích biến động thị trường mạnh hơn so với từng thước đo riêng lẻ. Trên cơ sở đó, giả thuyết thứ ba được đề xuất:

H3: Chỉ số thanh khoản đa chiều có khả năng giải thích biến động thị trường chứng khoán tốt hơn so với các thước đo thanh khoản riêng lẻ.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Thu thập dữ liệu

Dữ liệu gốc được lấy từ Refinitiv Eikon từ 2010 đến 2023, bao gồm các loại giá, khối lượng, vốn hóa và số lượng cổ phiếu lưu hành của các cổ phiếu thuộc VN-Index để tính các thước đo thanh khoản cơ sở ở cấp độ cổ phiếu trên cơ sở kế thừa các nghiên cứu trước, cụ thể:

(1) Nhóm Amihud (Amihud, 2002; Goyenko & cộng sự, 2009)

AMIHUD 1 = $\frac{|r_{i,j}|}{vol_{i,j}}$ với $r_{i,j}$ là lợi nhuận trên tài sản i vào ngày j; $vol_{i,j}$ là khối lượng giao dịch theo giá trị của tài sản i vào ngày j.

AMIHUD 2 = (Giá Ask – Giá Bid) / m / Khối lượng giao dịch theo giá trị hàng ngày_i

trong đó: $m = (\text{Giá Ask} + \text{Giá Bid}) / 2$

$$\text{AMIHUD 3} = \frac{\frac{|p_{i,j}-m_{i,j}|}{m_{i,j}}}{\text{Khối lượng giao dịch theo giá trị hàng ngày}_i}$$

với $p_{i,j} = (\text{Giá Ask} - \text{Giá Bid})$; $m_{i,j} = (\text{Giá Ask} + \text{Giá Bid}) / 2$

(2) Nhóm Bid-Ask (Korajczyk & Sadka, 2008; Corwin & Schultz, 2012)

BID-ASK 1 = (Giá Ask – Giá Bid)/m Với $m = m = (\text{Giá Ask} + \text{Giá Bid}) / 2$

BID-ASK 2 = $\frac{|p_{i,j}-m_{i,j}|}{m_{i,j}}$ với $p_{i,j} = (\text{Giá Ask} - \text{Giá Bid})$; $m_{i,j} = (\text{Giá Ask} + \text{Giá Bid}) / 2$

$$\text{BID-ASK 3} = \frac{2(e^\alpha - 1)}{1 + e^\alpha}$$

$$\text{Với } \alpha = \frac{\sqrt{2\beta} - \sqrt{\beta}}{(3-2\sqrt{2})} - \sqrt{\frac{\gamma}{(3-2\sqrt{2})}}$$

$\beta = \left\{ \sum_{j=0}^1 \left[\ln \left(\frac{H_{t+j}^o}{L_{t+j}^o} \right) \right]^2 \right\}$: Tổng bình phương của logarit cơ số hàng ngày (Giá cao/Giá thấp) trong 2 ngày.

$\gamma = \left[\ln \left(\frac{H_{t,t+1}^o}{L_{t,t+1}^o} \right) \right]^2$: logarit bình phương (Giá cao/Giá thấp) nhưng với trường hợp cao/thấp cách nhau 2 ngày.

$H_{t,t+1}$ là mức giá cao nhất trong 2 ngày t và t+1 and $L_{t,t+1}$ là mức giá thấp nhất trong khoảng thời gian từ ngày t đến t+1.

(3) Nhóm Roll (Roll, 1984; Harris, 1990; Goyenko & cộng sự, 2009)

$$\text{ROLL 1} = 200 \sqrt{-cov(\Delta P_t, \Delta P_{t-1})}$$

$$\Delta P_t = P_t - P_{t-1}; \Delta P_{t-1} = P_{t-1} - P_{t-2} \text{ (P: Giá đóng cửa Bid)}$$

(Hằng số 200 thay vì 2,0 chuyển đổi đơn vị thành phần trăm).

$$\text{ROLL 2} = \frac{200 \sqrt{-cov(\Delta P_t, \Delta P_{t-1})}}{\text{Khối lượng giao dịch theo giá trị hàng ngày}_i}$$

(4) Nhóm Volume (Datar & cộng sự, 1998)

Volume = Turnover = Số lượng cổ phiếu được giao dịch/Số lượng cổ phiếu đang lưu hành (%)

Sau đó, dùng trọng số là vốn hóa thị trường để tổng hợp thành thước đo cấp độ thị trường. Tiếp đó thước đo cấp độ thị trường được chuẩn hóa bằng hàm phân phối tích lũy để tổng hợp thành 4 chỉ số thanh khoản Amihud, Volume, Bid-Ask, Roll (Bảng 1). Trên cơ sở 4 chỉ số thanh khoản, chỉ số đa chiều (LIQINDEX) được xây dựng bằng phân tích thành phần chính để phản ánh điều kiện thanh khoản chung của thị trường.

Còn biến động thị trường được kế thừa từ Parkinson & cộng sự (1980) như sau:

$$\text{VOLATILITY} = \sigma = \sqrt{\frac{1}{4 \ln(2)} \left[\ln \left(\frac{H_t}{L_t} \right) \right]^2}$$

Với H_t : Giá cao; L_t : Giá thấp

3.2. Xử lý dữ liệu

Với mỗi giả thuyết, nghiên cứu gắn với một kỹ thuật phân tích để đảm bảo tính nhất quán giữa lý thuyết và thực nghiệm. Cụ thể, đối với giả thuyết H1 về mối quan hệ giữa thanh khoản và biến động thị trường, nghiên

cứ sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính OLS với biến phụ thuộc là biến động thị trường (Volatility) và biến độc lập lần lượt là 4 thước đo thanh khoản. Cách tiếp cận này cho phép đánh giá dấu tác động của từng thước đo, qua đó cung cấp bằng chứng thực nghiệm ban đầu về mối quan hệ giữa thanh khoản và biến động. Đối với giả thuyết H2, nhằm so sánh khả năng giải thích tương đối của các thước đo thanh khoản, nghiên cứu áp dụng mô hình hồi quy đồng thời (horse-race regression). Phương pháp này cho phép kiểm soát ảnh hưởng

Bảng 1. Thống kê mô tả và kiểm định tính dừng

Chỉ tiêu	VOLATILITY	AMIHUD	BID-ASK	ROLL	VOLUME	LIQINDEX
Giá trị trung bình	0,008	0,455	0,485	0,460	0,462	0,462
Trung vị	0,006	0,355	0,476	0,440	0,379	0,451
Giá trị lớn nhất	0,047	1,000	0,976	0,993	1,000	0,912
Giá trị nhỏ nhất	0,001	0,242	0,061	0,186	0,141	0,244
Độ lệch chuẩn	0,005	0,226	0,159	0,165	0,245	0,105
P.Value	0,000	0,036	0,000	0,000	0,000	0,000

Ghi chú: Chỉ số thanh khoản đa chiều (LIQINDEX).

P.Value của kiểm định tính dừng cho thấy các biến đầu vào đều dừng ở chuỗi gốc đảm bảo điều kiện đầu vào để thực hiện các bước nghiên cứu tiếp theo.

Nguồn: Tác giả tính toán.

lẫn nhau giữa các thước đo, từ đó xác định thước đo nào có vai trò quan trọng hơn trong việc giải thích biến động thị trường. Đối với giả thuyết H3, nghiên cứu sử dụng phương pháp phân tích thành phần chính (PCA) để xây dựng chỉ số thanh khoản đa chiều từ các thước đo thanh khoản ban đầu. Chỉ số này sau đó được đưa vào mô hình hồi quy OLS với biến động thị trường để đánh giá khả năng giải thích tổng hợp. Việc so sánh

Bảng 2. Phân tích thành phần chính 4 thước đo thanh khoản

	AMIHUD	BID-ASK	ROLL	VOLUME	MỨC ĐỘ GIẢI THÍCH LŨY KẾ
PC1	0,601	0,279	0,584	-0,467	52,88%
PC2	-0,070	0,838	0,096	0,530	78,62%
PC3	0,247	-0,467	0,510	0,677	91,29%
PC4	-0,756	-0,009	0,622	-0,199	100%

Nguồn: Tác giả tính toán.

hệ số giữa mô hình sử dụng chỉ số tổng hợp và các mô hình sử dụng từng thước đo riêng lẻ sẽ cho phép đánh giá liệu chỉ số thanh khoản đa chiều có vượt trội hơn về mặt giải thích hay không.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả dữ liệu

Để xây dựng LIQINDEX, kết quả tại Bảng 2 cho thấy, thành phần chính thứ nhất (PC1) có tải số lớn ở ROLL và AMIHUD, phản ánh chiều chi phí và tác động giá, trong khi PC2 chủ yếu gắn với BID-ASK và VOLUME, đại diện cho mức độ hoạt động giao dịch. Các thành phần còn lại kết hợp khác nhau giữa các thước đo, cho thấy không một thước đo đơn lẻ nào có thể phản ánh đầy đủ thực tế thanh khoản.

Về mặt định lượng, PC1 giải thích 52,88% tổng biến thiên và hai thành phần đầu tiên giải thích 78,62%, cung cấp cơ sở cho việc xây dựng chỉ số thanh khoản đa chiều nhằm giảm chiều dữ liệu nhưng vẫn giữ lại

Bảng 3. Ma trận tương quan

Biến	VOLATILITY	AMIHUD	BID-ASK	ROLL	VOLUME	LIQINDEX
VOLATILITY	1,000	-0,009	0,566	0,205	0,183	0,319
AMIHUD	-0,009	1,000	0,235	0,637	-0,496	0,743
BID-ASK	0,566	0,235	1,000	0,303	0,026	0,536
ROLL	0,205	0,637	0,303	1,000	-0,394	0,746
VOLUME	0,183	-0,496	0,026	-0,394	1,000	0,050
LIQINDEX	0,319	0,743	0,536	0,746	0,050	1,000

Nguồn: Tác giả tính toán.

phần lớn thông tin thanh khoản. Sau khi phân tích tính phức tạp của thanh khoản và các thành phần chính của nó, nghiên cứu tính toán trọng số của bốn chỉ số thành phần để kết hợp thành một chỉ số thanh khoản đa chiều như sau:

$$LIQINDEX = 0,31108218 \times AMIHUDD + 0,14436486 \times BID-ASK + 0,30250014 \times ROLL + 0,24205283 \times VOLUME$$

4.2. Tương quan các biến

Ma trận tương quan cho thấy biến động thị trường có mối liên hệ rõ hơn với các yếu tố chi phí giao dịch.

Bảng 4. Kiểm định nhân quả Granger giữa thanh khoản và biến động

Thước đo	Giả thuyết không (H ₀)	F-statistic	p-value
AMIHUDD	AMIHUDD không có mối quan hệ nhân quả với VOLATILITY	0,502	0,681
BID-ASK	BID-ASK không có mối quan hệ nhân quả với VOLATILITY	42,674	0,000
ROLL	ROLL không có mối quan hệ nhân quả với VOLATILITY	2,753	0,041
VOLUME	VOLUME không có mối quan hệ nhân quả với VOLATILITY	2,043	0,105
LIQINDEX	LIQINDEX không có qua hệ nhân quả với VOLATILITY	6,037	0,000

Nguồn: Tác giả tính toán.

Cụ thể, mối tương quan dương tương đối cao giữa VOLATILITY và BID-ASK. Trong khi đó, các thước đo dựa trên khối lượng thể hiện vai trò hạn chế hơn trong việc giải thích biến động. Đối với chỉ số thanh khoản LIQINDEX cho thấy mối liên hệ chặt chẽ với các thước đo phản ánh chi phí giao dịch và tác động giá, trong khi mối liên hệ với yếu tố khối lượng là khá hạn chế. Điều này gợi ý rằng trạng thái thanh khoản của thị trường, khi được tổng hợp từ nhiều khía cạnh, chủ yếu bị chi phối bởi các yếu tố liên quan đến chi phí giao dịch hơn là quy mô giao dịch thuần túy. Điều này củng cố thêm lập luận về tính đa chiều của thanh khoản và sự cần thiết phải sử dụng các thước đo tổng hợp để phản ánh đầy đủ hơn điều kiện thanh khoản của thị trường.

Bảng 5. Kết quả hồi quy cơ sở giữa các thước đo thanh khoản và biến động giá

Biến	Hệ số	Sai số chuẩn	Thống kê t	R ²
AMIHUDD	0,014***	0,000	66,79	-0,535
BID-ASK	0,016***	0,000	119,01	0,321
ROLL	0,016***	0,000	87,47	-0,085
VOLUME	0,014***	0,000	75,26	-0,327

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

Nguồn: Tác giả tính toán và tổng hợp.

4.3. Hồi quy cơ sở cho từng thước đo thanh khoản

Kết quả tại Bảng 4 cho thấy các thước đo thanh khoản không có vai trò như nhau trong việc giải thích biến động thị trường. Cụ thể, BID-ASK thể hiện mối quan hệ nhân quả rõ rệt và mạnh nhất đối với VOLATILITY, trong khi ROLL chỉ có tác động yếu hơn, còn AMIHUDD và VOLUME không cho thấy bằng chứng thống kê đáng kể. Kết quả này phù hợp với bằng chứng tương quan ở Bảng 3. Điều này hàm ý rằng trong bối cảnh thị trường Việt Nam, biến động giá chủ yếu được dẫn dắt bởi sự thay đổi trong chi phí giao dịch và điều kiện thanh khoản tức thời, hơn là bởi quy mô giao dịch. Khi chênh lệch giá mua – bán mở rộng, chi phí thực hiện giao dịch tăng lên, làm giảm khả năng hấp thụ các cú sốc cung – cầu và khiến giá phản ứng mạnh hơn trước các lệnh giao dịch (Chordia & cộng sự, 2001; Huberman & Halka, 2001; Amihud, 2002).

Kết quả tại Bảng 5 cho thấy tất cả các thước đo thanh khoản đều có hệ số tương quan với ý nghĩa thống kê cao, hàm ý rằng thanh khoản suy giảm đi kèm với mức biến động thị trường cao hơn. Điều này củng cố giả thuyết H1 với lập luận rằng khi khả năng hấp thụ lệnh yếu đi, các cú sốc giao dịch dễ chuyển hóa thành biến động giá lớn hơn (Chordia & cộng sự, 2001; Huberman & Halka, 2001; Pástor & Stambaugh, 2003). Trong số đó, BID-ASK có sức mạnh giải thích vượt trội, cho thấy chi phí giao dịch là kênh truyền dẫn chính từ thanh khoản đến biến động tại thị trường Việt Nam (Ahn & cộng sự, 2018; Lesmond & cộng sự, 1999). Sự khác biệt giữa các thước đo cũng hàm ý rằng thanh khoản là một khái niệm đa chiều, và việc sử dụng

một thước đo đơn lẻ là chưa đủ để phản ánh đầy đủ bản chất của nó, qua đó tạo cơ sở cho cách tiếp cận tổng hợp trong các phân tích tiếp theo.

4.4. Hồi quy so sánh (horse-race) giữa các thước đo thanh khoản

Bảng 6. Hồi quy so sánh giữa các thước đo thanh khoản

Biến	Hệ số ước lượng	Thống kê t	Mức ý nghĩa
AMIHUĐ	-0,005	-13,39	***
BID-ASK	0,015	35,51	***
ROLL	0,005	10,31	***
VOLUME	0,001	5,78	***
Thống kê	Giá trị	Sai số chuẩn của hồi quy	0,003
R ²	0,373	Durbin-Watson	1,37
R ² hiệu chỉnh	0,372		

Nguồn: Tác giả tính toán.

Kết quả hồi quy so sánh tại Bảng 6 cho thấy khi đưa đồng thời các thước đo thanh khoản vào mô hình, khả năng giải thích biến động thị trường có sự khác biệt rõ rệt giữa các thước đo. Trong đó, BID-ASK nổi bật với hệ số dương lớn và ý nghĩa thống kê cao, cho thấy chi phí giao dịch là yếu tố phản ánh mạnh nhất điều kiện thanh khoản gắn với biến động giá tại thị trường Việt Nam, kết quả này cũng nhất quán với kết quả hồi quy riêng lẻ ở phần trên. Điều này phù hợp với các nghiên cứu trước về vai trò trung tâm của chi phí giao dịch trong việc truyền dẫn rủi ro thanh khoản sang biến động giá (Chordia & cộng sự, 2001; Amihud, 2002). Ngược lại, các thước đo như ROLL và VOLUME tuy vẫn có ý nghĩa thống kê nhưng mức độ giải thích thấp hơn, cho thấy vai trò hạn chế hơn trong việc phản ánh biến động thị trường.

Bảng 7. Tóm tắt mối tương quan giữa thước đo thanh khoản và biến động thị trường

Thước đo	Cross-correlation tại lag 0	Cross-correlation cực đại ($ \text{lag} \leq 5$)	Thanh khoản → Biến động	Độ bền theo độ trễ
BID-ASK	≈ 0,57	≈ 0,46 (lag 1)	Rõ rệt	Cao
ROLL	≈ 0,21	≈ 0,15 (lag 1)	Có nhưng yếu	Thấp-Trung bình
VOLUME	≈ 0,18	≈ 0,13 (lead 1-2)	Mức vừa	Trung bình
AMIHUĐ	≈ -0,01	$ \rho < 0,03$	Không rõ	Thấp
LIQINDEX	≈ 0,53	≈ 0,53 (lag 1)	Rõ rệt	Cao

Nguồn: Tác giả tính toán và tổng hợp.

Để tăng tính vững cho việc so sánh thì phân tích tương quan tại Bảng 7 củng cố mạnh mẽ một lần nữa rằng Bid-ask là thước đo thanh khoản phù hợp cho thị trường Việt Nam với hệ số tương quan đồng thời cao nhất, khẳng định đây là chiều phản ánh tốt nhất kênh truyền dẫn sang volatility. Roll và Volume chỉ đạt mức tương quan trung bình và suy giảm nhanh theo độ trễ, cho thấy tác động mang tính ngắn hạn. Ngược lại, Amihud gần như không thể hiện mối liên hệ có ý nghĩa ở cấp độ thị trường.

Tổng hợp các kết quả trên cho thấy các thước đo thanh khoản khác nhau có khả năng giải thích biến động thị trường không đồng nhất, qua đó cung cấp bằng chứng ủng hộ giả thuyết H2. Đồng thời, kết quả cũng nhấn mạnh rằng việc lựa chọn thước đo thanh khoản phù hợp là yếu tố quan trọng trong phân tích thực nghiệm, đặc biệt đối với các thị trường mới nổi nơi các khía cạnh thanh khoản có thể biểu hiện không đồng đều.

4.5. Mối quan hệ giữa thanh khoản đa chiều với biến động thị trường

Việc xây dựng chỉ số thanh khoản đa chiều (LIQINDEX) cho phép tổng hợp thông tin từ nhiều chiều cạnh khác nhau, qua đó phản ánh đầy đủ hơn điều kiện thanh khoản của thị trường. Không chỉ đơn thuần là một chỉ số tổng hợp, LIQINDEX còn giúp giảm thiểu sai lệch đo lường khi các thước đo riêng lẻ có thể chịu ảnh hưởng của những yếu tố đặc thù hoặc nhiễu trong dữ liệu.

Kết quả tại Bảng 4 và Bảng 7 cho thấy thanh khoản, khi được đo lường tổng hợp, không chỉ đóng vai trò dẫn dắt biến động thị trường mà còn có tác động kéo dài theo thời gian. Những thay đổi trong điều kiện giao

dịch thường xuất hiện trước và góp phần hình thành biến động giá, thay vì chỉ phản ứng thụ động. Khi thanh khoản suy giảm, khả năng hấp thụ giao dịch yếu đi, khiến các cú sốc dễ lan rộng và duy trì ảnh hưởng, qua đó làm gia tăng biến động. Đây là những bằng chứng thực nghiệm sơ khởi để nghiên cứu tiếp tục thực hiện hồi quy giữa chỉ số thanh khoản đa chiều này với sự biến động của thị trường.

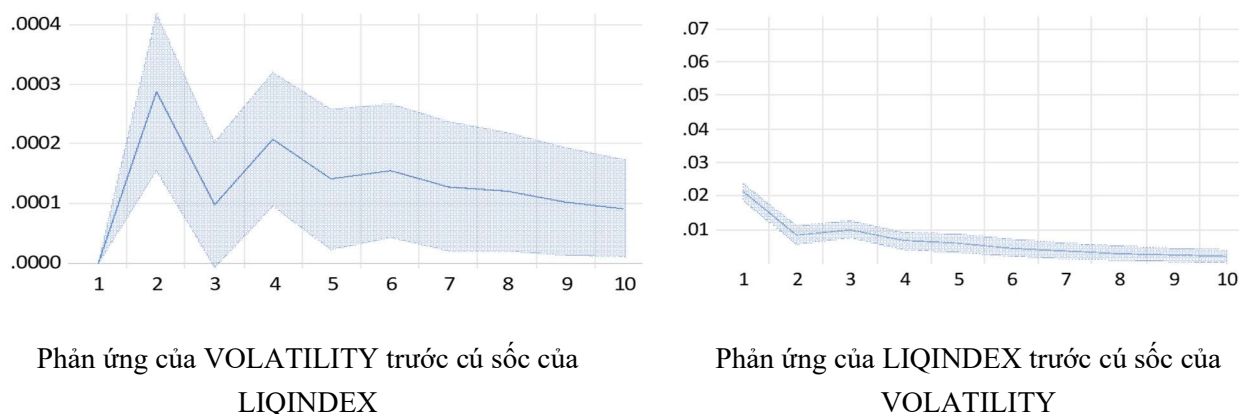
Bảng 8. Kết quả hồi quy giữa LIQINDEX và VOLATILITY

Biến	Hệ số ước lượng	Sai số chuẩn	Thống kê t	P.value
LIQINDEX	0,017	0,000	99,463	0,000
R ²	0,099	Giá trị trung bình của biến phụ thuộc	0,008	
R ² hiệu chỉnh	0,099	Độ lệch chuẩn của biến phụ thuộc	0,005	
Sai số chuẩn của hồi quy	0,004	Tiêu chí thông tin Akaike	-7,857	
Tổng bình phương phần dư	0,073	Tiêu chí Schwarz	-7,855	
Giá trị log hợp lý	12765,3	Tiêu chí Hannan–Quinn	-7,856	
Thống kê Durbin–Watson	0,983			

Nguồn: Tác giả tính toán.

Kết quả Bảng 8 cho thấy mối liên hệ giữa LIQINDEX và biến động mang tính ổn định và kéo dài theo thời gian, đồng thời phản ứng xung (Hình 1) cho thấy các cú sốc thanh khoản có thể lan tỏa và ảnh hưởng đến biến động trong ngắn hạn. Điều này chứng tỏ khi trạng thái thanh khoản xấu đi, biến động thị trường có xu hướng gia tăng, phù hợp với lý thuyết về quan hệ đánh đổi giữa thanh khoản và ổn định thị trường trong thị trường mới nổi (Chordia & cộng sự, 2001; Huberman & Halka, 2001; Pastor & Stambaugh, 2003). Những bằng chứng này củng cố lập luận rằng thanh khoản nên được xem như một trạng thái tổng thể của thị trường, thay vì một chỉ báo đơn lẻ tại từng thời điểm.

Hình 1. Hàm phản ứng xung



Nguồn: Tác giả tính toán.

Ngoài ra, quan hệ giữa LIQINDEX và VOLATILITY là ổn định vì khi thực hiện kiểm tra tính ổn định của mô hình thì tất cả nghiệm đều nằm trong vòng tròn đơn vị.

Tổng hợp kết quả trên cho thấy chỉ số thanh khoản đa chiều không chỉ cải thiện việc đo lường thanh khoản mà còn nâng cao khả năng giải thích biến động thị trường. Điều này cung cấp bằng chứng ủng hộ giả thuyết H3, cho thấy cách tiếp cận đa chiều là cần thiết để phản ánh đầy đủ vai trò của thanh khoản trong việc hình thành biến động tại thị trường chứng khoán Việt Nam.

5. Kết luận

Nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho thấy thanh khoản thị trường chứng khoán Việt Nam mang tính đa chiều rõ rệt, và không một thước đo đơn lẻ nào có thể phản ánh đầy đủ trạng thái thanh khoản tổng thể. Trong số các thước đo được xem xét, chênh lệch giá mua – bán (Bid–Ask) thể hiện khả năng gắn kết chặt chẽ nhất với biến động thị trường, cho thấy vai trò trung tâm của chi phí giao dịch trong cơ chế

truyền dẫn rủi ro. Tuy nhiên, các thước đo khác như Amihud, Roll và Volume vẫn cung cấp những thông tin bổ sung quan trọng về các khía cạnh khác nhau của thanh khoản, dù mức độ nhạy cảm với biến động không đồng đều. Trên cơ sở đó, nghiên cứu cho thấy việc xây dựng chỉ số thanh khoản đa chiều giúp tổng hợp thông tin từ nhiều chiều cạnh, qua đó phản ánh tốt hơn điều kiện thanh khoản thực tế của thị trường. Kết quả thực nghiệm nhất quán từ kiểm định nhân quả, hồi quy và phân tích động đều chỉ ra rằng thanh khoản, khi được đo lường theo cách tiếp cận đa chiều, có vai trò dẫn dắt và giải thích biến động thị trường một cách rõ ràng hơn.

Tài liệu tham khảo

- Ahn, H., Cai, J. & Yang, C. (2018). Which Liquidity Proxy Measures Liquidity Best in Emerging Markets ?. *Economies*, 6(4), 67. <https://doi.org/10.3390/economies6040067>
- Ajjina, A., Lakhal, F. & Sougné, D. (2015). Institutional investors, information asymmetry and stock market liquidity in France. *International Journal of Managerial Finance*, 11(1), 44-59. <https://doi.org/10.1108/IJMF-08-2013-0086>
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56. [https://doi.org/10.1016/S1386-4181\(01\)00024-6](https://doi.org/10.1016/S1386-4181(01)00024-6)
- Amihud, Y. & Mendelson, H. (2015). The pricing of illiquidity as a characteristic and as risk. *Multinational Finance Journal*, 19(3), 149-168.
- Bali, T.G., Peng, L., Shen, Y. & Tang, Y. (2014). Liquidity shocks and stock market reactions. *The Review of Financial Studies*, 27(5), 1434-1485.
- Bataineh, M.A. & Alrabadi, D.W.H. (2017). The Effect of Liquidity Risk on Stock Returns: The Case of Amman Stock Exchange during (2004-2013). *Arab Journal of Management*, 266.
- Bekaert, G., Harvey, C.R. & Lundblad, C. (2007). Liquidity and expected returns: Lessons from emerging markets. *The Review of Financial Studies*, 20(6), 1783-1831.
- Black, F. (1971). Toward a fully automated stock exchange. *Financial Analysts Journal*, 27, <https://doi.org/10.2469/faj.v27.n4.28>.
- Brockman, P., Chung, D.Y. & Pérignon, C. (2009). Commonality in liquidity: A global perspective. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(4), 851-882.
- Brooks, C. (1998). Predicting stock index volatility: Can market volume help?. *Journal of Forecasting*, 17(1), 59-80.
- Brunnermeier, M.K. & Pedersen, L.H. (2009). Market liquidity and funding liquidity. *The Review of Financial Studies*, 22(6), 2201-2238.
- Chakravarty, S. & Holden, C.W. (1995). An integrated model of market and limit orders. *Journal of Financial Intermediation*, 4(3), 213-241.
- Chordia, T., Roll, R. & Subrahmanyam, A. (2001). Market liquidity and trading activity. *The Journal of Finance*, 56(2), 501-530.
- Chung, K.H. & Chuwongnant, C. (2018). Market volatility and stock returns: The role of liquidity providers. *Journal of Financial Markets*, 37, 17-34.
- Chung, K.H. & Zhang, H. (2014). A simple approximation of intraday spreads using daily data. *Journal of Financial Markets*, 17, 94-120.
- Cohen, K.J., Maier, S.F., Ness, W.L., Okuda, H., Schwartz, R.A. & Whitcomb, D.K. (1977). The impact of designated market makers on security prices. *Journal of Banking & Finance*, 1(3), 219-247. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(77\)90021-8](https://doi.org/10.1016/0378-4266(77)90021-8)
- Corwin, S.A. & Schultz, P. (2012). A Simple Way to Estimate Bid-Ask Spreads from Daily High and Low Prices. *Journal of Finance*, 67(2), 719-760. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01729.x>
- Datar, V.T.Y., Naik, N. & Radcliffe, R. (1998). Liquidity and stock returns: An alternative test. *Journal of Financial Markets*, 1(2), 203-219. [https://doi.org/10.1016/S1386-4181\(97\)00004-9](https://doi.org/10.1016/S1386-4181(97)00004-9)

-
- Domowitz, I., Glen, J. & Madhavan, A. (2001). Liquidity, volatility and equity trading costs across countries and over time. *International Finance*, 4(2), 221-255.
- Đỗ Đoàn Trang, Nguyễn Việt Hằng & Võ Hoàng Oanh (2024). Thanh khoản và tỷ suất sinh lợi thị trường chứng khoán: Nghiên cứu thực nghiệm tại thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính Kế toán*, 2, 38-41.
- Gabrielsen, A., Marzo, M. & Zagaglia, P. (2012). Measuring Market Liquidity: An Introductory Survey. *SSRN Electronic Journal*, 1-37. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1976149>
- Garabedian, G. & Inghelbrecht, K. (2020). The Multiple Dimensions of Liquidity. *Research Technical Paper*, 11.
- Goyenko, R.Y., Holden, C.W. & Trzcinka, C.A. (2009). Do liquidity measures measure liquidity?. *Journal of Financial Economics*, 92(2), 153-181. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.06.002>
- Harris, L.E. (1990). *Liquidity, trading rules and electronic trading systems* (Working paper). University of Southern California, School of Business Administration.
- Hautsch, N. & Jeleskovic, V. (2008). High-frequency volatility and liquidity. In Härdle, W.K., Hautsch, N. & Overbeck, L. (Eds.), *Applied quantitative finance* (379-397). Springer.
- Hicks, J.R. (1962). Liquidity. *The Economic Journal*, 72(288), 787. <https://doi.org/10.2307/2228351>
- Hirshleifer, J. (1978). The private and social value of information and the reward to inventive activity. In Diamond, P. & Rothschild, M. (Eds.), *Uncertainty in Economics* (541-556). Elsevier.
- Huberman, G. & Halka, D. (2001). Systematic liquidity. *Journal of Financial Research*, 24(2), 161-178. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.2001.tb00763.x>
- Keynes, J.M. (1931). A Treatise on Money. *Journal of the Royal Statistical Society*, 94(4), 618. <https://doi.org/10.2307/2341941>
- Korajczyk, R.A. & Sadka, R. (2008). Pricing the commonality across alternative measures of liquidity. *Journal of Financial Economics*, 87(1), 45-72.
- Kyle, A.S. (1985). Continuous Auctions and Insider Trading. *The Econometric Society*, 53(6), 1315-1335. <http://www.jstor.org/stable/1913210>
- Lesmond, D.A., Ogden, J.P. & Trzcinka, C.A. (1999). A new estimate of transaction costs. *Review of Financial Studies*, 12(5), 1113-1141. <https://doi.org/10.1093/rfs/12.5.1113>
- Luong, T.A., Nguyen, T.H., Nguyen, T.T., Dau, T.V., Le Ha, V. & Le Thi, P.U. (2022). The impact of market liquidity on stock returns: Empirical evidence from the Vietnamese stock market. *VNU Journal of Economics and Business*, 2(5), 93-102.
- Muzaffar, Z. & Malik, I.R. (2024). Market liquidity and volatility: Does economic policy uncertainty matter? Evidence from Asian emerging economies. *Plos One*, 19(6), e0301597.
- Olbrys, J. & Mursztyn, M. (2017). Dimensions of Market Liquidity: The Case of the Polish Stock Market. In Tsounis, N. & Vlachvei, A. (Ed.), *Advances in Applied Economic Research* (151-166). Springer International Publishing.
- Parkinson, M., Chuliá, H., Koser, C. & Uribe, J.M. (1980). The extreme value method for estimating the variance of the rate of return. *Journal of Business*, 69, 61-65. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2020.101466>
- Pástor, L. & Stambaugh, R.F. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, 111(3), 642-685. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/374184>
- Roll, R. (1984). A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market. *The Journal of Finance*, 39(4), 1127-1139.
- Shen, P. & Starr, R.M. (2002). Market-makers' supply and pricing of financial market liquidity. *Economics Letters*, 76(1), 53-58. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(02\)00029-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(02)00029-0)
- Thanh, C.N. & Thanh, H.P. (2024). The Impact of Market Liquidity on The Stock Returns During the COVID-19 Outbreak: New Evidence from Vietnam. *Advances in Decision Sciences*, 28(1), 75-95.
- Trang, C. & Trung, N. (2026). The diversification of multidimensional liquidity across stock markets. *Asian Journal of Economics and Banking*, 10(1). <https://doi.org/10.1108/AJEB-09-2025-0113>.
-

CÂN BẰNG GIỮA NGUỒN LỰC VÀ CÔNG NGHỆ: VAI TRÒ CỦA LÃNH ĐẠO ĐỔI MỚI VÀ AI TRONG HIỆU QUẢ LÀM VIỆC CỦA NHÂN VIÊN TẠI CÁC DOANH NGHIỆP NHỎ VÀ VỪA

Phạm Thị Quỳnh Nga

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: phamnga@ufm.edu.vn

Lâm Quốc Bảo*

Trường Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh

Email: bao.lq@ou.edu.vn

Trần Yên Hào

Trường Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh

Email: hao.ty@ou.edu.vn

Mã bài: JED-2650

Ngày nhận: 09/09/2025

Ngày nhận bản sửa: 02/12/2025

Ngày duyệt đăng: 31/12/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2650

Tóm tắt

Hiệu quả làm việc của nhân viên (EP) là yếu tố then chốt quyết định năng lực cạnh tranh của doanh nghiệp nhỏ và vừa (SME), nơi nguồn lực hạn chế khiến năng lực con người trở nên đặc biệt quan trọng. Dựa trên lý thuyết kích thích – chủ thể – phản ứng (SOR), nghiên cứu này xem xét tác động của năng lực và tính đổi mới của nhân viên đến EP dựa trên kích thích bởi lãnh đạo đổi mới và sử dụng AI được phân tích với vai trò điều tiết. Dữ liệu khảo sát 318 nhân viên tại các SME ở Việt Nam được phân tích bằng SmartPLS 4. Kết quả cho thấy năng lực và tính đổi mới đều có tác động tích cực đến hiệu quả làm việc; đồng thời, lãnh đạo đổi mới giúp nâng cao cả năng lực và tính đổi mới của nhân viên. Đáng chú ý, sử dụng AI chỉ điều tiết tích cực mối quan hệ giữa tính đổi mới và hiệu quả làm việc, nhưng không có ý nghĩa trong mối quan hệ giữa năng lực và hiệu quả làm việc. Nghiên cứu đóng góp vào SOR khi làm rõ sự tương tác giữa con người và công nghệ trong việc nâng cao hiệu quả làm việc bền vững. Về thực tiễn, các SME cần chú trọng phát triển đồng thời năng lực, tính đổi mới, phong cách lãnh đạo đổi mới, và ứng dụng AI một cách chiến lược để đảm bảo hiệu quả lâu dài.

Từ khoá: Hiệu quả làm việc của nhân viên, sử dụng AI, năng lực, tính đổi mới, lãnh đạo đổi mới.

Mã JEL: M1, M12, M54.

Balancing human and technological resources: The role of innovative leadership and artificial intelligence in employee performance of small and medium enterprises

Abstract

Employee performance is a crucial factor determining the competitiveness of small and medium-sized enterprises (SMEs), where scarcity of resources makes human capability particularly vital. Grounded in the stimulus–organism–response framework (SOR), this research investigates the impact of employee capability and innovativeness on employee performance, with innovative leadership and AI usage considered as an external stimulus. Survey data from 318 employees working in Vietnamese SMEs were analyzed using SmartPLS 4. The results reveal that both capability and innovativeness have a positive impact on employee performance, while innovative leadership significantly enhances employees' capabilities and innovativeness. Notably, AI usage positively moderates the relationship between innovativeness and employee performance, but shows no significant effect on the relationship between capability and employee performance. This study contributes to the SOR by clarifying the interplay between human and technological resources in fostering sustainable employee performance. Practically, the findings propose that SMEs should simultaneously develop employee competencies, promote innovativeness, nurture innovative leadership, and strategically integrate AI to ensure long-term effectiveness.

Keywords: Employee performance, AI usage, Self-efficacy, Innovativeness, Innovative leadership.

JEL Codes: M1, M12, M54.

1. Đặt vấn đề

Nguồn nhân lực luôn đóng vai trò quan trọng và trực tiếp ảnh hưởng đến năng lực cạnh tranh của doanh nghiệp, đặc biệt là doanh nghiệp nhỏ và vừa (SME) (Zhao & cộng sự, 2021). Vì hạn chế trong nguồn lực, SME chưa thể thay thế con người bằng công nghệ hay các quy trình tiên tiến (Mofolasayo & cộng sự, 2022), do đó hiệu quả làm việc của nhân viên (EP) luôn là tiền tố quan trọng quyết định hiệu suất của toàn bộ doanh nghiệp. Rõ ràng, EP càng cao, khả năng hoàn thành các nhiệm vụ công việc càng mạnh mẽ, từ đó giúp tổ chức linh hoạt và chủ động hơn khi xây dựng các chiến lược và đưa ra các quyết định tương ứng (Liu & Lin, 2021).

Với vai trò quan trọng như vậy, EP đã được nghiên cứu từ rất lâu. Nhưng, cơ chế của nó đang thay đổi dưới sự can thiệp của công nghệ và dẫn đến nhiều khía cạnh cần khám phá (Gupta & cộng sự, 2024). Trí tuệ nhân tạo (AI) và các công cụ tạo sinh (ChatGPT, Gemini...) bùng nổ đã dẫn đến thay đổi đáng kể trong hành vi con người, đặc biệt là hành vi tìm kiếm thông tin và ứng dụng trong công việc (Rane & cộng sự, 2024). Sử dụng AI hiệu quả sẽ làm tăng EP, giúp người dùng đưa ra quyết định nhanh chóng hơn, thậm chí nâng cao khả năng tư duy dựa trên tốc độ tìm kiếm dữ liệu của các công cụ AI (Ramachandran & cộng sự, 2022). Tuy nhiên, phụ thuộc vào AI về lâu dài sẽ làm giảm hiệu suất công việc, tính sáng tạo hay tư duy (Zhai & cộng sự, 2024). Trong khi đó, điều quyết định EP bền vững và ổn định là năng lực của bản thân nhân viên cùng với khả năng đổi mới để thích nghi với các thay đổi (Wongsuwan & Na-Nan, 2022). Vì vậy, tính hai mặt của làn sóng công nghệ này dẫn đến câu hỏi về cách mà AI can thiệp vào sự chuyển hóa giữa năng lực con người thành EP.

Tuy nhiên, một yếu tố trọng yếu nhưng chưa được làm rõ trong bối cảnh này chính là vai trò của lãnh đạo, đặc biệt là trong SME, nơi quy mô nhỏ khiến tác động của lãnh đạo trực tiếp trở nên mạnh mẽ hơn (Le & cộng sự, 2023). Trong bối cảnh công nghệ thay đổi mạnh, phong cách lãnh đạo đổi mới được xem là nhân tố có khả năng định hướng cách nhân viên tiếp cận AI, học hỏi công nghệ mới và chuyển hóa năng lực cá nhân thành đổi mới cũng như hiệu quả công việc. Điều này phù hợp với lý thuyết SOR, khi lãnh đạo đổi mới đóng vai trò kích thích tạo ra sự phát triển về năng lực và đổi mới, những phản ứng của chủ thể từ đó dẫn đến hiệu suất làm việc.

Mặc dù lãnh đạo đổi mới đã được chứng minh là thúc đẩy năng lực, sự tự tin và khả năng đổi mới của nhân viên, các nghiên cứu hiện tại phần lớn tập trung ở doanh nghiệp lớn, nơi hệ thống quản trị đã tương đối hoàn chỉnh (Damianus & Rachel, 2023). Ngược lại, bối cảnh SME – nơi nhu cầu đổi mới cao nhưng nguồn lực hạn chế – lại bị bỏ qua. Quan trọng hơn, chưa có nghiên cứu nào lý giải một cách hệ thống cơ chế mà thông qua đó lãnh đạo đổi mới ảnh hưởng đến năng lực và tính đổi mới của nhân viên, và tiếp đó dẫn đến EP.

Ngoài ra, vai trò của AI trong mối quan hệ này hầu hết chỉ được mô tả ở góc độ công cụ, chưa được xem xét như một biến điều tiết có khả năng thay đổi cường độ hoặc hướng tác động của lãnh đạo đến hành vi nhân viên. Tuy nhiên theo Lehtiniemi (2024), AI không chỉ là công cụ hỗ trợ mà còn thay đổi cách nhân viên học hỏi, xử lý thông tin và đổi mới. Điều này cho thấy AI có thể khuếch đại hoặc làm suy yếu ảnh hưởng của lãnh đạo đổi mới đối với năng lực và sự đổi mới của nhân viên. Một số nghiên cứu gần đây cũng nhấn mạnh rằng mức độ sử dụng AI có thể định hình cách nhân viên phản hồi với phong cách lãnh đạo, từ đó tạo ra sự khác biệt đáng kể trong EP (Abbasi & cộng sự, 2024; Alves & cộng sự, 2024).

Dựa trên khoảng trống nghiên cứu, bài viết này hướng đến làm rõ cơ chế giữa lãnh đạo đổi mới, năng lực, tính đổi mới của nhân viên và EP, đồng thời đánh giá vai trò điều tiết của việc sử dụng AI (AIU). Nghiên cứu này sẽ bổ sung vào lý thuyết kích thích – chủ thể – phản ứng trong bối cảnh công nghệ bùng nổ. Các kết quả nghiên cứu sẽ làm rõ hơn cơ chế và sự thay đổi của EP, cũng như làm rõ sự tương tác giữa con người và công nghệ trong hành vi tổ chức. Nghiên cứu cũng góp phần xây dựng góc nhìn sâu sắc hơn, hỗ trợ các nhà quản lý quản trị thay đổi hiệu quả để đảm bảo tính bền vững của EP.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Khái niệm hiệu quả làm việc của nhân viên

EP thường được hiểu là mức độ mà nhân viên hoàn thành nhiệm vụ được giao, đáp ứng các mục tiêu công

việc và đóng góp vào thành quả chung của tổ chức (Srimulyani & cộng sự, 2023). Khái niệm này không chỉ phản ánh khối lượng và chất lượng công việc, mà còn bao hàm cả yếu tố hiệu quả, sự chủ động, tinh thần hợp tác và khả năng giải quyết vấn đề (Ispiryan & cộng sự, 2024). Trong bối cảnh SME, EP đặc biệt quan trọng vì mỗi cá nhân thường đảm nhiệm nhiều vai trò khác nhau, nên hiệu suất làm việc của họ có ảnh hưởng trực tiếp đến khả năng cạnh tranh và sự phát triển bền vững của tổ chức (Lechuga Sancho & cộng sự, 2018). Các nghiên cứu trước đây cũng nhấn mạnh rằng hiệu quả làm việc của nhân viên là thước đo then chốt để đánh giá thành công của chiến lược quản trị nguồn nhân lực và đổi mới trong doanh nghiệp (Lechuga Sancho & cộng sự, 2018; Ispiryan & cộng sự, 2024).

2.2. Lý thuyết Kích thích – chủ thể - phản ứng (SOR)

SOR cho rằng tất cả các chủ thể khi thực hiện hành vi đều phụ thuộc vào nguồn kích thích bên ngoài tác động đến nội tại của cá nhân và từ đó ảnh hưởng đến hành vi của họ (Mehrabian & Russell, 1974, Xu & Wang, 2020). Trong bối cảnh hành vi tổ chức, yêu cầu về thành tích công việc và lợi thế cạnh tranh đóng vai trò là động lực thúc đẩy cá nhân tích cực nâng cao tri thức chuyên môn, hoàn thiện kỹ năng nghề nghiệp, tích lũy kinh nghiệm thực tiễn và phát triển khả năng sáng tạo (Alfawaire & Atan, 2021; Gerhart & Feng, 2021). Song song đó, tận dụng nguồn lực bên ngoài và chuyển hóa thành nguồn lực nội tại cũng trực tiếp ảnh hưởng đến hành vi của cá nhân, khi mối quan hệ giữa nhân viên và tổ chức là cực kỳ quan trọng (Gerhart & Feng, 2021). Dựa trên góc độ toàn diện này, nghiên cứu ứng dụng SOR để thể hiện sự kết nối giữa lãnh đạo đổi mới và AIU (S) và năng lực, tính đổi mới (O) đối với EP (R).

2.3. Giả thuyết nghiên cứu

Năng lực thể hiện kiến thức, kỹ năng và kinh nghiệm mà cá nhân tích lũy, cho phép nhân viên hoàn thành các nhiệm vụ công việc hiệu quả (Mustafa & cộng sự, 2019). Theo Abun & cộng sự (2021), năng lực được hiểu là khả năng tổng hợp của cá nhân, bao gồm kiến thức chuyên môn, kỹ năng thực hiện công việc, khả năng vận dụng kinh nghiệm vào xử lý tình huống, cùng với năng lực nhận thức và khả năng thích ứng trước những yêu cầu mới của công việc. Năng lực không chỉ phản ánh những gì cá nhân biết và có thể làm, mà còn thể hiện mức độ linh hoạt, khả năng học hỏi và mức độ sẵn sàng đáp ứng thay đổi trong môi trường làm việc (Saleem & cộng sự, 2021). Năng lực là nguồn lực nội tại mạnh mẽ và quan trọng trực tiếp ảnh hưởng đến mức độ cá nhân có thể thực hiện được hành vi (Abun & cộng sự, 2021). Năng lực càng mạnh mẽ, mức độ thỏa mãn thiết kế công việc càng cao và thúc đẩy EP. Dưới góc nhìn SOR, năng lực được xem như yếu tố thuộc “organism”, quyết định cách cá nhân chuyển hóa kích thích từ môi trường thành hành vi phản ứng (EP). Vì vậy, năng lực đóng vai trò cầu phần trung gian quan trọng trong cơ chế phản ứng hành vi. Nghiên cứu của Abun & cộng sự (2021), Saleem & cộng sự (2021) cũng ủng hộ mối quan hệ này. Giả thuyết phát biểu như sau:

H1: Năng lực tác động tích cực đến EP

Tính đổi mới phản ánh xu hướng cá nhân tìm kiếm ý tưởng mới, thử nghiệm phương thức khác biệt và áp dụng chúng vào công việc (Bubou & Job, 2022). Các nhân viên có đặc điểm này thường chủ động cải tiến và cá nhân hóa quy trình làm việc, từ đó nâng cao giá trị đầu ra. Theo SOR, tính đổi mới dẫn đến khuynh hướng nâng cao nội tại giúp cá nhân tạo ra lợi thế và nâng cao phản ứng tiếp nhận các thay đổi, vì vậy tăng cường phản ứng tích cực của họ, tức EP. Theo Pea-Assounga & Yao (2021), tính đổi mới càng mạnh mẽ, cá nhân càng có xu hướng hành động tích cực và cải thiện EP. Trên cơ sở đó, giả thuyết được đề xuất:

H2: Tính đổi mới tác động tích cực đến EP

Lãnh đạo đổi mới được hiểu là phong cách lãnh đạo nhấn mạnh việc khuyến khích sáng tạo, hỗ trợ triển khai ý tưởng mới và tạo môi trường làm việc cởi mở nhằm thúc đẩy đổi mới ở cấp cá nhân và tổ chức (Damianus & Rachel, 2023). Dưới góc nhìn SOR, sự hỗ trợ từ lãnh đạo đóng vai trò kích thích ngoại sinh then chốt để giúp nhân viên có cơ hội nâng cao hiệu quả công việc (Collins, 2022). Ở SME, nhân viên thường phải kiêm nhiệm nhiều công việc trong điều kiện nguồn lực hạn chế, nên việc nâng cao năng lực cá nhân có ý nghĩa đặc biệt quan trọng (Mofolasayo & cộng sự, 2022). Lãnh đạo đổi mới khuyến khích nhân viên học hỏi và trau dồi kiến thức, kỹ năng cũng như sự tự tin trong công việc, từ đó nâng cao năng lực của

nhân viên. Uppathampracha & Liu (2022) ủng hộ mối quan hệ này, từ đó giả thuyết được đề xuất:

H3: Lãnh đạo đổi mới tác động tích cực đến năng lực

Trong môi trường cạnh tranh khốc liệt, SME chỉ có thể tồn tại và phát triển khi nhân viên sẵn sàng tìm tòi và thử nghiệm các ý tưởng mới (Mofolasayo & cộng sự, 2022). Tính đổi mới ở cấp độ cá nhân thể hiện qua khả năng đề xuất sáng kiến, cải tiến phương thức làm việc và đưa ra giải pháp phù hợp với quy mô tổ chức (Karimi & cộng sự, 2023). Vai trò của lãnh đạo đổi mới trong bối cảnh này là tạo động lực và khuyến khích nhân viên mạnh dạn triển khai ý tưởng, qua đó nuôi dưỡng văn hóa đổi mới trong tổ chức (Ye & cộng sự, 2022). Tiếp cận SOR cho thấy lãnh đạo đổi mới tạo kích thích giúp nhân viên tăng cường trạng thái tâm lý đổi mới, từ đó hình thành hành vi đổi mới trong công việc. Nhiều nghiên cứu đã ghi nhận mối liên hệ tích cực giữa phong cách lãnh đạo định hướng đổi mới và sự sáng tạo của nhân viên (Damianus & Rachel, 2023; Ye & cộng sự, 2022). Do đó, nghiên cứu đề xuất:

H4: Lãnh đạo đổi mới tác động tích cực đến tính đổi mới

Theo quan điểm của Aman-Ullah & cộng sự (2022), lãnh đạo đổi mới có thể tăng cường hiệu quả công việc thông qua việc phát triển năng lực của nhân viên. Lãnh đạo đổi mới tạo ra môi trường khuyến khích học hỏi, trao quyền và gợi mở thử nghiệm, từ đó thúc đẩy sự tích lũy kiến thức, mở rộng kỹ năng và nâng cao khả năng thích ứng của nhân viên (Ye & cộng sự, 2022). Năng lực được củng cố giúp nhân viên xử lý công việc hiệu quả hơn, ra quyết định tốt hơn và tận dụng cơ hội công việc một cách chủ động (Collins, 2022). Do đó, năng lực trở thành cơ chế truyền dẫn, thông qua đó tác động của lãnh đạo đổi mới được chuyển hóa thành hiệu quả công việc cao hơn. Dựa trên cơ sở đó, nghiên cứu đặt ra giả thuyết:

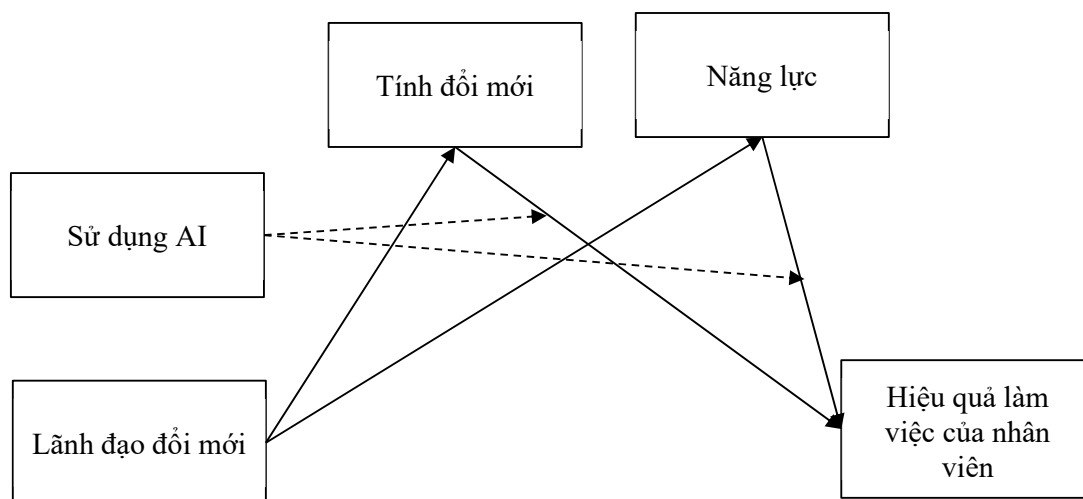
H5: Năng lực đóng vai trò trung gian trong mối quan hệ giữa lãnh đạo đổi mới và EP

Dưới góc nhìn của Nguyen & cộng sự (2024), lãnh đạo đổi mới thúc đẩy động cơ nội tại và cảm nhận trao quyền của nhân viên, từ đó khuyến khích họ thể hiện tính đổi mới trong công việc. Tính đổi mới phản ánh xu hướng chủ động tìm kiếm ý tưởng mới, cải tiến quy trình và áp dụng các cách thức làm việc hiệu quả hơn. Khi nhân viên có mức độ đổi mới cao, họ thường đưa ra giải pháp sáng tạo, tối ưu hóa nguồn lực và cải thiện kết quả thực thi nhiệm vụ, qua đó nâng cao EP. Điều này chứng tỏ rằng ảnh hưởng của lãnh đạo chuyển đổi đến EP được truyền tải thông qua vai trò trung gian của tính đổi mới. Vì vậy, nghiên cứu đề xuất giả thuyết sau:

H6: Tính đổi mới đóng vai trò trung gian trong mối quan hệ giữa lãnh đạo đổi mới và EP

AIU được hiểu là mức độ mà cá nhân hoặc tổ chức khai thác và ứng dụng các công cụ AI vào quá trình làm việc nhằm hỗ trợ ra quyết định, nâng cao năng suất và cải thiện hiệu quả của hành vi (Alasmri & Basahel, 2022). Theo SOR, hiệu quả công việc phụ thuộc vào khả năng khai thác và kết hợp các nguồn lực sẵn có

Hình 1. Mô hình nghiên cứu



(Arbelo & cộng sự, 2021). Năng lực của nhân viên vốn đã là một nguồn lực quan trọng, nhưng mức độ phát huy giá trị của nó có thể gia tăng khi được hỗ trợ bởi các nguồn lực công nghệ (Arbelo & cộng sự, 2021). Trong bối cảnh SME, việc sử dụng AI có thể coi là một nguồn lực mới, giúp nhân viên tận dụng kiến thức và kỹ năng của mình hiệu quả hơn thông qua khả năng phân tích, dự đoán và tự động hóa. Do đó, có cơ sở để cho rằng khi AI được ứng dụng nhiều hơn, tác động của năng lực đến hiệu quả làm việc sẽ được củng cố.

H7: Sử dụng AI điều tiết tích cực mối quan hệ giữa năng lực và EP

Tính đổi mới của nhân viên được xem là nguồn lực vô hình giúp SME thích ứng và tạo lợi thế cạnh tranh (Demirkan & cộng sự, 2022). Tuy nhiên, để ý tưởng đổi mới mang lại giá trị thực tế, cần có các nguồn lực hỗ trợ nhằm biến đổi sáng kiến thành kết quả cụ thể. AIU có thể được coi là một nguồn lực công nghệ bổ sung, tạo điều kiện để nhân viên thử nghiệm, mô phỏng và triển khai ý tưởng với chi phí thấp hơn và tốc độ nhanh hơn. Vì thế, sự hiện diện của AI nhiều khả năng sẽ làm tăng cường tác động tích cực của tính đổi mới đến hiệu quả làm việc.

H8: Sử dụng AI điều tiết tích cực mối quan hệ giữa tính đổi mới và EP

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Thang đo nghiên cứu

Việc đo lường các biến nghiên cứu trong Hình 1 được kế thừa từ các nghiên cứu trước. Cụ thể, sử dụng AI được đo lường bằng 3 biến quan sát từ Liu & cộng sự (2024). Lãnh đạo đổi mới gồm 4 biến quan sát từ Al-Ayed (2024). Hiệu quả làm việc được đo lường bởi 6 biến quan sát từ Srimulyani & cộng sự (2023). Năng lực bao gồm 4 biến quan sát kế thừa từ Mustafa & cộng sự (2019). Tính đổi mới được đo lường bằng 5 biến quan sát từ Pea-Assounga & Yao (2021). Tất cả các thang đo sử dụng thang Likert 5 điểm từ “hoàn toàn không đồng ý” đến “hoàn toàn đồng ý”.

3.2. Phương pháp thu thập dữ liệu

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập thông qua bảng hỏi trực tuyến thiết kế trên Google Form, gồm ba phần: phần giới thiệu và cam kết bảo mật, câu hỏi gạn lọc nhằm xác định đúng đối tượng, và các thang đo cho biến nghiên cứu. Đối tượng khảo sát là nhân viên đang làm việc tại các công ty ở Việt Nam. Quá trình tiếp cận đối tượng được thực hiện qua ba kênh: (1) gửi lời mời trực tiếp đến các doanh nghiệp quen biết và đề nghị họ phân phối nội bộ; (2) chia sẻ trên các nhóm nhân sự thông qua mạng xã hội; (3) qua email công vụ khi có sự cho phép của người nhận. Để đảm bảo chất lượng và tính đại diện của mẫu, nghiên cứu chỉ chọn những phiếu trả lời là đang làm việc toàn thời gian hoặc bán thời gian tại SME hoặc doanh nghiệp tư nhân ở Việt Nam. Song song đó, bảng hỏi chỉ cho phép mỗi người gửi một phản hồi, các câu hỏi được trình bày ngắn gọn, dễ hiểu và sử dụng thang Likert 5 điểm thống nhất. Kết quả thu được 318 bảng trả lời hợp lệ phục vụ cho phân tích.

3.3. Kỹ thuật phân tích dữ liệu

Tổng cộng có 318 phiếu khảo sát hợp lệ được sử dụng trong nghiên cứu. Trong đó, có 196 nữ (61,6%) và 122 nam (38,4%). Về độ tuổi, nhóm 18–30 tuổi chiếm 154 người (48,4%), nhóm 30–45 tuổi chiếm 135 người (42,5%) và nhóm trên 45 tuổi gồm 29 người (9,1%). Về kinh nghiệm làm việc, có 57 người (17,9%) dưới 3 năm, 68 người (21,4%) từ 3–5 năm, và 193 người (60,7%) trên 5 năm.

Dữ liệu được phân tích bằng phần mềm SmartPLS 4, theo quy trình hai bước: (i) đánh giá mô hình đo lường để kiểm định độ tin cậy và giá trị của thang đo; (ii) đánh giá mô hình cấu trúc nhằm kiểm định các giả thuyết nghiên cứu.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Đánh giá mô hình đo lường

Kết quả kiểm định độ tin cậy và độ hội tụ được trình bày ở Bảng 1 cho thấy tất cả các thang đo đều đạt yêu cầu. Cụ thể, hệ số Cronbach's Alpha (CA) dao động từ 0,769 đến 0,893, vượt ngưỡng 0,7 theo khuyến nghị của Hair & cộng sự (2019), khẳng định độ tin cậy nội tại tốt. Hệ số tin cậy tổng hợp (CR) đều lớn hơn 0,85, cao hơn mức chấp nhận 0,7, phản ánh sự nhất quán của thang đo. Giá trị phương sai trích (AVE) dao

động từ 0,591 đến 0,723, đều vượt ngưỡng 0,5, cho thấy thang đo đạt giá trị hội tụ. Ngoài ra, các trọng số tải nhân tố (λ) đều lớn hơn 0,7, chứng tỏ các biến quan sát phản ánh tốt khái niệm nghiên cứu.

Bảng 1. Kiểm định độ tin cậy và độ hội tụ

Khái niệm	CA	CR	AVE	λ
AIU	0,800	0,882	0,714	0,817 - 0,858
EP	0,893	0,919	0,653	0,762 - 0,852
IL	0,769	0,852	0,591	0,750 - 0,780
IN	0,884	0,915	0,683	0,812 - 0,849
SE	0,872	0,913	0,723	0,840 - 0,859

Để kiểm định giá trị phân biệt, nghiên cứu sử dụng chỉ số HTMT (Heterotrait–Monotrait ratio of correlations). Kết quả cho thấy tất cả các giá trị HTMT đều nhỏ hơn ngưỡng 0,85 (Henseler & cộng sự, 2015), đồng nghĩa với việc không tồn tại hiện tượng thiếu phân biệt giữa các khái niệm. Điều này khẳng định rằng các thang đo được sử dụng trong nghiên cứu đạt giá trị phân biệt và có thể sử dụng trong các bước phân tích tiếp theo.

Bảng 2. Giá trị phân biệt

	AIU	EP	IL	IN	SE
AIU					
EP	0,484				
IL	0,624	0,683			
IN	0,644	0,743	0,766		
SE	0,473	0,774	0,627	0,789	

4.2. Đánh giá mô hình cấu trúc

Kết quả đánh giá mô hình cấu trúc được trình bày ở Bảng 3. Giá trị hệ số phóng đại phương sai (VIF) của tất cả các biến dao động từ 1,446 đến 2,565, thấp hơn ngưỡng 5, cho thấy không tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng giữa các biến độc lập. Điều này chứng tỏ các biến trong mô hình có mức tương quan tuyến tính chấp nhận được và không gây sai lệch trong ước lượng hệ số. Hệ số xác định (R^2) của các biến nội sinh dao động từ 0,266 đến 0,576, phản ánh mô hình có mức giải thích từ trung bình đến khá theo tiêu chuẩn của Chin (1998). Đồng thời, giá trị chỉ số dự báo (Q^2) của các biến đều lớn hơn 0 (dao động từ 0,256 đến 0,396), chứng minh mô hình có khả năng dự báo tốt. Theo Hair & cộng sự (2019), $Q^2 > 0,35$ được xem là mức cao, từ 0,15 đến dưới 0,35 là mức trung bình, và từ 0,02 đến dưới 0,15 là mức thấp; do đó, kết quả nghiên cứu này cho thấy mô hình đạt mức dự báo từ trung bình đến khá.

Bảng 3. Đánh giá mô hình cấu trúc

Khái niệm	VIF	R^2	Q^2
AIU	1,657 - 1,768		
EP	1,764 - 2,565	0,576	0,346
IL	1,446 - 1,530		
IN	2,050 - 2,386	0,401	0,396
SE	2,054 - 2,297	0,266	0,256

Kết quả kiểm định các giả thuyết được trình bày trong Bảng 4. Trước hết, năng lực có tác động tích cực đến EP ($\beta=0,312$; $p=0,002$), do đó H1 được ủng hộ. Tương tự, tính đổi mới cũng ảnh hưởng tích cực đến EP ($\beta=0,359$; $p=0,000$), khẳng định H2. Đối với vai trò của lãnh đạo đổi mới, kết quả cho thấy biến này tác động tích cực đến cả năng lực ($\beta=0,516$; $p=0,000$) và tính đổi mới ($\beta=0,633$; $p=0,000$), do đó H3 và H4 đều được ủng hộ. Thêm vào đó, kết quả cho thấy lãnh đạo đổi mới tác động tích cực đến EP thông qua hai cơ chế trung gian là năng lực ($\beta=0,161$; $p=0,006$) và tính đổi mới ($\beta=0,227$; $p=0,000$) của nhân viên. Số liệu bảng 4 cho thấy, tác động gián tiếp qua tính đổi mới mạnh hơn so với năng lực.

Xét vai trò điều tiết của sử dụng AI, kết quả cho thấy AI không có tác động điều tiết có ý nghĩa trong mối

quan hệ giữa năng lực và EP ($\beta = -0,166$; $p = 0,140$), nên H7 bị bác bỏ. Ngược lại, AI thể hiện tác động điều tiết tích cực và có ý nghĩa thống kê trong mối quan hệ giữa tính đổi mới và EP ($\beta = 0,225$; $p = 0,018$), do đó H8 được ủng hộ.

Bảng 4. Kiểm định giả thuyết

Mối quan hệ	Mẫu ban đầu	T	P values	Kết luận
H1	0,312	3,061	0,002	Ủng hộ
H2	0,359	3,970	0,000	Ủng hộ
H3	0,516	7,338	0,000	Ủng hộ
H4	0,633	11,580	0,000	Ủng hộ
H5: IL -> SE -> EP	0,161	2,777	0,006	Ủng hộ
H6: IL -> IN -> EP	0,227	3,641	0,000	Ủng hộ
H7	-0,166	1,478	0,140	Bác bỏ
H8	0,225	2,366	0,018	Ủng hộ

4.3. Thảo luận

Kết quả Bảng 4 cho thấy nghiên cứu đã cung cấp bằng chứng quan trọng cho cách tiếp cận SOR khi lý giải hiệu quả làm việc của nhân viên. Trước hết, giả thuyết H1 được xác nhận, cho thấy năng lực, bao gồm kiến thức, kỹ năng và kinh nghiệm, là nguồn lực nội tại có ảnh hưởng tích cực đến hiệu suất công việc (Abun & cộng sự, 2021; Saleem & cộng sự, 2021). Đây là minh chứng thuyết phục cho lập luận của SOR rằng các trạng thái nội tại sẽ thúc đẩy cá nhân thực hiện hành vi. Điều này đặc biệt có ý nghĩa trong bối cảnh các doanh nghiệp nhỏ và vừa, nơi nhân viên thường phải kiêm nhiệm nhiều vai trò khác nhau (Mofolasayo & cộng sự, 2022); khi đó, năng lực mạnh mẽ giúp họ vừa đảm bảo chất lượng công việc vừa đóng góp trực tiếp vào thành tích chung của tổ chức (Abun & cộng sự, 2021).

Bên cạnh đó, giả thuyết H2 cũng được ủng hộ, khẳng định vai trò của tính đổi mới như một nguồn lực vô hình giúp nhân viên cải tiến quy trình, tạo ra ý tưởng mới và từ đó nâng cao hiệu quả làm việc (Pea-Assounga & Yao, 2021). Nếu H1 phản ánh nền tảng “cứng” của nhân viên thông qua năng lực, thì H2 nhấn mạnh yếu tố “mềm” là sự sáng tạo và thích ứng. Sự kết hợp giữa năng lực và đổi mới cho thấy hiệu suất làm việc không chỉ phụ thuộc vào kỹ năng cơ bản, mà còn đòi hỏi khả năng đổi mới để đối phó với môi trường ngày càng biến động và cạnh tranh.

Tiếp theo, kết quả kiểm định giả thuyết H3 và H4 làm sáng tỏ vai trò của lãnh đạo đổi mới như một kích thích ngoại sinh quan trọng. Cụ thể, lãnh đạo đổi mới thúc đẩy cả năng lực lẫn tính đổi mới của nhân viên (Damianus & Rachel, 2023; Ye & cộng sự, 2022; Uppathampracha & Liu, 2022). Điều này gợi mở rằng hiệu quả làm việc không chỉ được quyết định bởi bản thân nhân viên, mà còn được kích hoạt bởi phong cách lãnh đạo phù hợp. Một nhà lãnh đạo khuyến khích thử nghiệm, chấp nhận rủi ro và xây dựng môi trường tâm lý an toàn có thể trở thành chất xúc tác quan trọng, giúp nhân viên phát huy tối đa năng lực sẵn có và liên tục phát triển khả năng đổi mới.

Song song đó, lãnh đạo đổi mới tác động tích cực đến EP thông qua cả sự thay đổi năng lực và tính đổi mới của nhân viên, với mức ý nghĩa thống kê cao. Điều này minh chứng rằng năng lực và tính đổi mới đều đóng vai trò cơ chế trung gian quan trọng, qua đó lãnh đạo đổi mới không chỉ trực tiếp tác động mà còn gián tiếp nâng cao hiệu quả công việc bằng cách phát triển nguồn lực nội tại và thúc đẩy hành vi đổi mới của nhân viên. Hơn nữa, hệ số trung gian qua tính đổi mới cao hơn so với năng lực cho thấy vai trò của đổi mới cá nhân là mạnh mẽ hơn trong việc chuyển hóa kích thích từ lãnh đạo thành kết quả công việc, nhấn mạnh tầm quan trọng của việc khuyến khích sáng tạo và thử nghiệm trong SME.

Cuối cùng, nghiên cứu cũng xem xét vai trò điều tiết của AI thông qua giả thuyết H7 và H8. Kết quả cho thấy AI làm gia tăng tác động của tính đổi mới đến hiệu suất làm việc của nhân viên (H8), nhưng lại không củng cố mối quan hệ giữa năng lực và hiệu suất (H7). Sự phân hóa này gợi ý rằng AI phù hợp hơn trong việc hỗ trợ các hoạt động định hướng ý tưởng, quy trình hoặc sáng tạo, vốn là bản chất của đổi mới, hơn là tăng cường năng lực cá nhân vốn đã mang tính đặc thù và khó thay thế. Như vậy, AI có thể được xem là một

kích thích bổ sung, phát huy tác động mạnh mẽ khi gắn với đổi mới, trong khi ảnh hưởng đến năng lực cá nhân lại hạn chế hơn.

5. Kết luận

Nghiên cứu làm sáng tỏ cách SOR lý giải hiệu quả làm việc của nhân viên trong bối cảnh SME, khi năng lực và tính đổi mới là nguồn lực nội tại quan trọng, trong khi lãnh đạo đổi mới là kích thích ngoại sinh then chốt thúc đẩy sự phát triển các nguồn lực này. AIU được xác định là nguồn lực công nghệ bổ sung có tác động điều tiết, song chỉ củng cố mối quan hệ giữa tính đổi mới và hiệu quả làm việc, không ảnh hưởng đáng kể đến năng lực. Điều này mở rộng lý thuyết SOR bằng cách minh họa cơ chế tương tác giữa nguồn lực nội tại và công nghệ, đồng thời nhấn mạnh vai trò phân hóa của AI, khác với các nghiên cứu trước vốn xem AI như công cụ hỗ trợ chung.

Về mặt quản trị, kết quả gợi ý rằng SME cần đầu tư song song vào việc nâng cao năng lực, khuyến khích đổi mới, phát triển phong cách lãnh đạo đổi mới, và sử dụng AI như một công cụ hỗ trợ chiến lược. Cụ thể, tổ chức các chương trình đào tạo nâng cao kiến thức và kỹ năng, thiết lập quy trình khuyến khích thử nghiệm sáng kiến, thiết kế hệ thống khen thưởng cho hành vi đổi mới, và triển khai công cụ AI để hỗ trợ ra quyết định và tự động hóa công việc lặp lại. Những giải pháp này giúp tối ưu hóa tác động của lãnh đạo đổi mới và khai thác hiệu quả nguồn lực công nghệ.

Mặc dù mang lại đóng góp, nghiên cứu vẫn tồn tại hạn chế về thiết kế cắt ngang, cách đo lường dựa trên tự báo cáo và phạm vi nghiên cứu hẹp. Các nghiên cứu trong tương lai nên mở rộng bối cảnh, áp dụng dữ liệu theo thời gian, và xem xét thêm các yếu tố như năng lực số hay văn hóa tổ chức để làm rõ hơn cơ chế mà nguồn lực con người và công nghệ cùng nhau định hình hiệu quả công việc.

Lời thừa nhận/Cảm ơn: Nhóm tác giả chân thành cảm ơn Trường Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh đã tài trợ cho nghiên cứu này với mã đề tài T2025.10.1

Tài liệu tham khảo

- Abbasi, M., Nishat, R. I., Bond, C., Graham-Knight, J. B., Lasserre, P., Lucet, Y., & Najjaran, H. (2024). A review of AI and machine learning contribution in business process management (process enhancement and process improvement approaches). *Business Process Management Journal*, 31(4), 1414–1452.
- Abun, D., Nicolas, M. T., Apollo, E., Magallanes, T., & Encarnacion, M. J. (2021). Employees' self-efficacy and work performance of employees as mediated by work environment. *International Journal of Research in Business and Social Science (2147-4478)*, 10, 01-15.
- Alasmri, N., & Basahel, S. (2022). Linking artificial intelligence use to improved decision-making, individual and organizational outcomes. *International Business Research*, 15(10), 1-1.
- Al-Ayed, S. (2024). Green innovation influenced by employee innovative work behavior via moderating role of innovative leaderships. *Cogent Business & Management*, 11(1), 2393741.
- Alfawaire, F., & Atan, T. (2021). The effect of strategic human resource and knowledge management on sustainable competitive advantages at Jordanian universities: The mediating role of organizational innovation. *Sustainability*, 13(15), 8445.
- Alves, M., Seringa, J., Silvestre, T., & Magalhães, T. (2024). Use of Artificial Intelligence tools in supporting decision-making in hospital management. *BMC Health Services Research*, 24(1), 1282.
- Aman-Ullah, A., Mehmood, W., Amin, S., & Abbas, Y. A. (2022). Human capital and organizational performance: A moderation study through innovative leadership. *Journal of innovation & knowledge*, 7(4), 100261.

-
- Arbelo, A., Arbelo-Pérez, M., & Pérez-Gómez, P. (2021). Profit efficiency as a measure of performance and frontier models: A resource-based view. *BRQ Business Research Quarterly*, 24(2), 143-159.
- Bubou, G. M., & Job, G. C. (2022). Individual innovativeness, self-efficacy and e-learning readiness of students of Yenagoa study centre, National Open University of Nigeria. *Journal of Research in Innovative Teaching & Learning*, 15(1), 2-22.
- Collins, C. J. (2022). Expanding the resource based view model of strategic human resource management. In *Strategic human resource management and organizational effectiveness* (pp. 107-134). Routledge.
- Chin, W. W. (1998). The partial least squares approach to structural equation modeling. In *Modern methods for business research* (pp. 295-336). Psychology Press.
- Damianus, A., & Rachel, B. J. (2023). Examining the Influence of Innovative Leadership on the Innovative Work Environment. *Divine Word International Journal of management and Humanities*, 2(4), 526-537.
- Demirkan, I., Srinivasan, R., & Nand, A. (2022). Innovation in SMEs: the role of employee training in German SMEs. *Journal of Small Business and Enterprise Development*, 29(3), 421-440.
- Gerhart, B., & Feng, J. (2021). The resource-based view of the firm, human resources, and human capital: Progress and prospects. *Journal of management*, 47(7), 1796-1819.
- Gupta, P., Lakhera, G., & Sharma, M. (2024). Examining the impact of artificial intelligence on employee performance in the digital era: An analysis and future research direction. *The Journal of High Technology Management Research*, 35(2), 100520.
- Hair, J. F., Risher, J. J., Sarstedt, M., & Ringle, C. M. (2019). When to use and how to report the results of PLS-SEM. *European business review*, 31(1), 2-24.
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the academy of marketing science*, 43(1), 115-135.
- Ispiryan, A., Pakeltiene, R., Ispiryan, O., & Giedraitis, A. (2024). Fostering organizational sustainability through employee collaboration: An integrative approach to environmental, social, and economic dimensions. *Encyclopedia*, 4(4), 1806-1826.
- Karimi, S., Ahmadi Malek, F., Yaghoubi Farani, A., & Liobikienė, G. (2023). The role of transformational leadership in developing innovative work behaviors: The mediating role of employees' psychological capital. *Sustainability*, 15(2), 1267.
- Le, D. T., Christopher, S., Nguyen, T. T. T., Pham, H. T. T., & Nguyen, P. T. L. (2023). How leadership styles influence organizational outcomes: an empirical study in Vietnamese SMEs. *International Journal of Emerging Markets*, 18(10), 3893-3912.
- Lechuga Sancho, M. P., Martínez-Martínez, D., Larran Jorge, M., & Herrera Madueno, J. (2018). Understanding the link between socially responsible human resource management and competitive performance in SMEs. *Personnel Review*, 47(6), 1211-1243.
- Lehtiniemi, T. (2024). Contextual social valences for artificial intelligence: Anticipation that matters in social work. *Information, Communication & Society*, 27(6), 1110-1125.
- Liu, N. C., & Lin, Y. T. (2021). High-performance work systems, management team flexibility, employee flexibility and service-oriented organizational citizenship behaviors. *The International Journal of Human Resource Management*, 32(18), 3912-3949.
- Liu, Y., Li, Y., Song, K., & Chu, F. (2024). The two faces of Artificial Intelligence (AI): Analyzing how AI usage shapes employee behaviors in the hospitality industry. *International Journal of Hospitality Management*, 122, 103875.
- Mehrabian, A., & Russell, J. A. (1974). *An approach to environmental psychology*. the MIT Press.
- Mofolasayo, A., Young, S., Martinez, P., & Ahmad, R. (2022). How to adapt lean practices in SMEs to support Industry 4.0 in manufacturing. *Procedia Computer Science*, 200, 934-943.
- Mustafa, G., Glavee-Geo, R., Gronhaug, K., & Saber Almazrouei, H. (2019). Structural impacts on formation of self-

efficacy and its performance effects. *Sustainability*, 11(3), 860.

- Nguyen, G. T., Ly, H. T. M., Nguyen, T. H. H., & Hoang, S. (2024). Innovation leadership and workplace innovative behaviour: An experimental investigation of leadership dynamics among it engineers in Vietnam. *International Journal of Innovation Management*, 28(05n06), 2450022.
- Pea-Assounga, J. B. B., & Yao, H. (2021). The mediating role of employee innovativeness on the nexus between internet banking and employee performance: evidence from the republic of Congo. *Mathematical Problems in Engineering*, 2021(1), 6610237.
- Ramachandran, K. K., Mary, A. A. S., Hawladar, S., Asokk, D., Bhaskar, B., & Pitroda, J. R. (2022). Machine learning and role of artificial intelligence in optimizing work performance and employee behavior. *Materials Today: Proceedings*, 51, 2327-2331.
- Rane, N., Choudhary, S., & Rane, J. (2024). Gemini versus ChatGPT: applications, performance, architecture, capabilities, and implementation. *Journal of Applied Artificial Intelligence*, 5(1), 69-93.
- Saleem, F., Malik, M. I., Qureshi, S. S., Farid, M. F., & Qamar, S. (2021). Technostress and employee performance nexus during COVID-19: training and creative self-efficacy as moderators. *Frontiers in Psychology*, 12, 595119.
- Srimulyani, V. A., Rustiyarningsih, S., Farida, F. A., & Hermanto, Y. B. (2023). Mediation of “AKHLAK” corporate culture and affective commitment on the effect of inclusive leadership on employee performance. *Sustainable Futures*, 6, 100138.
- Uppathampracha, R., & Liu, G. (2022). Leading for innovation: Self-efficacy and work engagement as sequential mediation relating ethical leadership and innovative work behavior. *Behavioral Sciences*, 12(8), 266.
- Wongsuwan, N., & Na-Nan, K. (2022). Mediating effects of Self-Efficacy, Resilience and Job satisfaction on the relationship between person–Organisation Fit and Employee Work Adjustment. *Sustainability*, 14(18), 11787.
- Xu, F. Z., & Wang, Y. (2020). Enhancing employee innovation through customer engagement: The role of customer interactivity, employee affect, and motivations. *Journal of Hospitality & Tourism Research*, 44(2), 351-376.
- Ye, P., Liu, L., & Tan, J. (2022). Influence of leadership empowering behavior on employee innovation behavior: The moderating effect of personal development support. *Frontiers in Psychology*, 13, 1022377.
- Zhai, C., Wibowo, S., & Li, L. D. (2024). The effects of over-reliance on AI dialogue systems on students’ cognitive abilities: a systematic review. *Smart Learning Environments*, 11(1), 28.
- Zhao, C., Cooke, F. L., & Wang, Z. (2021). Human resource management in China: what are the key issues confronting organizations and how can research help?. *Asia Pacific Journal of Human Resources*, 59(3), 357-373.

***Tác giả liên hệ: Lâm Quốc Bảo. Email: bao.lq@ou.edu.vn**

ESG VÀ KHẢ NĂNG CHỐNG CHỊU TÀI CHÍNH: VAI TRÒ ĐIỀU TIẾT CỦA VĂN HÓA DOANH NGHIỆP TRONG THỜI KỲ BIẾN ĐỘNG KINH TẾ

Nguyễn Bằng Phi*

Đại học Tài chính – Marketing

Email: nguyenphi@ufm.edu.vn

Trương Văn Nam

Đại học Tài chính – Marketing

Email: truongnam@ufm.edu.vn

Mã bài báo: JED-2788

Ngày nhận: 24/12/2025

Ngày nhận bản sửa: 03/02/2026

Ngày duyệt đăng: 04/02/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2788

Tóm tắt:

Trong bối cảnh kinh tế toàn cầu liên tục đối mặt với các cú sốc như khủng hoảng tài chính, đại dịch và biến động địa chính trị, khả năng chống chịu tài chính trở thành yếu tố quyết định sự ổn định và phát triển bền vững của doanh nghiệp. Nghiên cứu này phân tích tác động của hoạt động môi trường – xã hội – quản trị (ESG) đối với khả năng chống chịu tài chính, đồng thời đánh giá vai trò điều tiết của văn hóa doanh nghiệp trong mối quan hệ này. Sử dụng mô hình hồi quy dữ liệu bảng với biến tương tác giữa ESG và văn hóa doanh nghiệp, nghiên cứu cho thấy ESG có ảnh hưởng tích cực đến khả năng chống chịu tài chính và hiệu ứng này được tăng cường đáng kể khi doanh nghiệp sở hữu nền văn hóa mạnh. Bên cạnh đó, tác động kết hợp giữa ESG và văn hóa doanh nghiệp trở nên rõ rệt hơn trong các giai đoạn khủng hoảng kinh tế so với thời kỳ bình thường. Kết quả nghiên cứu góp phần làm rõ cơ chế nội tại giúp doanh nghiệp chuyển hóa các hoạt động ESG thành năng lực chống chịu tài chính, đồng thời nhấn mạnh tầm quan trọng của văn hóa doanh nghiệp như một nhân tố hỗ trợ quan trọng trong chiến lược phát triển bền vững.

Từ khóa: Văn hóa doanh nghiệp, ESG, khả năng chống chịu tài chính.

Mã JEL: M14, G32, Q56.

ESG and financial resilience: The moderating role of corporate culture in the economic turbulence

Abstract:

In an era when the global economy is continually exposed to shocks such as financial crises, pandemics, and geopolitical disruptions, financial resilience has become a decisive factor in organizational stability and sustainable development. This research investigates the impact of Environmental–Social–Governance (ESG) practices on corporate financial resilience and examines the moderating role of corporate culture in this relationship. By using a panel data regression model with an interaction term between ESG and corporate culture, the results reveal that ESG positively influences financial resilience, and this effect is significantly strengthened when firms possess a strong organizational culture. Furthermore, the combined effect of ESG and corporate culture becomes more pronounced during periods of economic crisis than in normal conditions. The study contributes to the understanding of the internal mechanisms through which ESG practices are transformed into financial resilience and highlights the importance of corporate culture as a complementary factor in sustainable development strategies.

Keywords: Corporate culture, ESG, financial resilience.

JEL Codes: M14, G32, Q56.

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh kinh tế toàn cầu liên tục chịu tác động từ các cú sốc như khủng hoảng tài chính, đại dịch và bất ổn địa chính trị, khả năng chống chịu tài chính của doanh nghiệp trở thành điều kiện then chốt để duy trì hoạt động và hạn chế rủi ro đổ vỡ. Đại dịch COVID-19 đặc biệt làm nổi bật sự khác biệt trong mức độ thích ứng giữa các doanh nghiệp, thể hiện qua khả năng duy trì hiệu quả tài chính, ổn định dòng tiền và phục hồi sau khủng hoảng. Trong bối cảnh đó, ESG, bao gồm các yếu tố môi trường, xã hội và quản trị, được xem là một cơ chế quản trị rủi ro chiến lược, giúp doanh nghiệp củng cố quan hệ với các bên liên quan, giảm thiểu rủi ro pháp lý và vận hành, đồng thời nâng cao uy tín thị trường. Nhiều nghiên cứu cho thấy doanh nghiệp có mức thực hiện ESG cao thường đạt độ ổn định tài chính tốt hơn và ít chịu tổn thất hơn trong các giai đoạn thị trường căng thẳng (Albuquerque & cộng sự, 2020; Wang, Jiao & Ma, 2024; Zhang, 2025).

Song song với ESG, văn hóa doanh nghiệp được xem là một tài sản vô hình quan trọng định hình cách doanh nghiệp phản ứng trước các bất định. Nền văn hóa mạnh, thể hiện qua các giá trị như liêm chính, hợp tác, đổi mới và định hướng dài hạn, giúp duy trì gắn kết nội bộ, nâng cao năng lực học hỏi và cải thiện hiệu quả quản trị, qua đó hỗ trợ doanh nghiệp thích ứng tốt hơn trong khủng hoảng. Bằng chứng thực nghiệm trong giai đoạn COVID-19 cho thấy các doanh nghiệp có văn hóa mạnh duy trì hoạt động ổn định hơn và phục hồi tốt hơn so với các doanh nghiệp có nền tảng văn hóa yếu (Li & cộng sự, 2021).

Mặc dù ESG và văn hóa doanh nghiệp đều được chứng minh có vai trò quan trọng đối với hiệu quả và khả năng chống chịu, mối quan hệ tương tác giữa hai yếu tố này vẫn chưa được nghiên cứu đầy đủ. Phần lớn các nghiên cứu hiện tại chủ yếu xem xét tác động riêng lẻ của ESG hoặc văn hóa doanh nghiệp, trong khi rất ít nghiên cứu tiếp cận văn hóa doanh nghiệp như một yếu tố điều tiết có khả năng khuếch đại hoặc làm suy yếu tác động của ESG lên khả năng chống chịu tài chính. Khoảng trống này đặc biệt đáng chú ý trong bối cảnh hiệu quả thực tế của ESG khác biệt đáng kể giữa các doanh nghiệp, có thể xuất phát từ sự khác nhau trong nền tảng văn hóa tổ chức. Trên cơ sở đó, nghiên cứu này nhằm đánh giá tác động của ESG đến khả năng chống chịu tài chính của doanh nghiệp, đồng thời làm rõ vai trò điều tiết của văn hóa doanh nghiệp, với kỳ vọng rằng ESG có ảnh hưởng tích cực và tác động này được tăng cường trong các doanh nghiệp có nền tảng văn hóa mạnh, đặc biệt trong giai đoạn khủng hoảng.

2. Cơ sở lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu

Mối quan hệ giữa ESG và khả năng chống chịu tài chính có thể được giải thích dựa trên nhiều nền tảng lý thuyết khác nhau. Theo lý thuyết các bên liên quan, doanh nghiệp thực hiện tốt các cam kết ESG thường duy trì quan hệ tốt hơn với khách hàng, nhà cung cấp, nhân viên và cộng đồng, từ đó củng cố sự hỗ trợ của các nhóm này trong thời kỳ khủng hoảng, giúp doanh nghiệp giảm rủi ro và nâng cao tính ổn định. Lý thuyết dựa trên nguồn lực cũng cho rằng các năng lực liên quan đến ESG – như quản trị minh bạch, giảm thiểu rủi ro môi trường và sự gắn kết xã hội – tạo ra lợi thế cạnh tranh khó sao chép, giúp doanh nghiệp chống chịu tốt hơn trước biến động. Bên cạnh đó, từ góc độ lý thuyết tín hiệu, điểm ESG cao phản ánh năng lực quản trị và trách nhiệm xã hội, qua đó gửi tín hiệu tích cực đến nhà đầu tư, giúp doanh nghiệp giảm chi phí vốn và duy trì niềm tin thị trường khi đối mặt với cú sốc. Những lập luận lý thuyết này được củng cố bằng kết quả từ nhiều nghiên cứu thực nghiệm trong thập kỷ gần đây. Nghiên cứu của Albuquerque & cộng sự (2020) cho thấy các công ty có điểm môi trường và xã hội cao duy trì lợi nhuận ổn định và ít bị ảnh hưởng tiêu cực hơn trong giai đoạn thị trường sụt giảm do COVID-19. Tương tự, Wang & cộng sự (2023) chỉ ra rằng hiệu quả ESG làm giảm rủi ro kiệt quệ tài chính thông qua cải thiện hiệu quả phân bổ vốn. Zhang (2025) cũng cho thấy ESG giúp tăng tốc độ phục hồi nhờ giảm biến động thu nhập và tăng cường chất lượng thông tin doanh nghiệp. Hoàng Vũ Hiệp (2025) chỉ ra rằng doanh nghiệp có mức tăng một độ lệch chuẩn ESG đạt mức tăng 5,3% giá trị doanh nghiệp, và hiệu quả này mạnh hơn dưới môi trường thể chế tốt và tỷ lệ sở hữu nước ngoài cao. Ngoài các bằng chứng từ thị trường mới nổi, nhiều nghiên cứu khác tại châu Âu và Bắc Mỹ cũng ghi nhận tác động tích cực của ESG đối với khả năng chống chịu trong khủng hoảng, đặc biệt thông qua việc giảm rủi ro hoạt động và tăng mức độ tin cậy của nhà đầu tư (Broadstock & cộng sự, 2021; Engelhardt, Ekkenga & Posch, 2021). Sự hội tụ của những bằng chứng này tạo cơ sở cho giả thuyết rằng doanh nghiệp có hiệu quả ESG cao sẽ duy trì khả năng chống chịu tốt hơn trong bối cảnh biến động kinh tế.

Giả thuyết H1: Hiệu quả ESG có tác động dương đến khả năng chống chịu tài chính của doanh nghiệp.

Trong khi ESG mang lại những lợi ích bên ngoài thông qua mối quan hệ với các bên liên quan, văn hóa doanh nghiệp lại tạo nên nền tảng nội tại giúp doanh nghiệp đối mặt và phục hồi sau cú sốc. Văn hóa doanh nghiệp, hiểu như hệ thống giá trị và chuẩn mực được chia sẻ trong tổ chức, định hình cách nhân viên nhận thức, phản ứng và phối hợp khi thay đổi xảy ra. Các nghiên cứu đã chỉ ra rằng doanh nghiệp có văn hóa mạnh duy trì được mức độ tin cậy nội bộ cao hơn, gắn kết nhân viên tốt hơn và có khả năng học hỏi, đổi mới nhanh hơn khi môi trường thay đổi (Linnenluecke, 2017). Trong giai đoạn COVID-19, các doanh nghiệp có văn hóa linh hoạt và trách nhiệm xã hội thể hiện khả năng ứng phó vượt trội, duy trì hiệu suất hoạt động tốt hơn và phục hồi nhanh hơn, như được chứng minh trong nghiên cứu của Li & cộng sự (2021). Ngoài ra, bằng chứng từ các thị trường phát triển cũng cho thấy văn hóa định hướng dài hạn và văn hóa liêm chính giúp doanh nghiệp giảm thiểu rủi ro hành vi, cải thiện chất lượng quyết định và tăng khả năng thích ứng khi đối mặt với xung đột hoặc đứt gãy chuỗi cung ứng (Graham & cộng sự, 2022; Guiso, Sapienza & Zingales, 2015). Tập hợp các bằng chứng này cho thấy văn hóa không chỉ ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động mà còn là trụ cột của năng lực chống chịu doanh nghiệp.

Giả thuyết H2: Văn hóa doanh nghiệp mạnh có tác động dương đến khả năng chống chịu tài chính của doanh nghiệp.

Về mặt lý thuyết, văn hóa doanh nghiệp mạnh được xem là nền tảng giúp ESG không chỉ dừng lại ở mức độ hình thức mà được triển khai một cách thực chất. Trong các doanh nghiệp có văn hóa hướng đến liêm chính, đổi mới và hợp tác, các sáng kiến ESG dễ được nội tại hóa vào chiến lược và hành vi của toàn bộ tổ chức, thay vì chỉ là công cụ tuân thủ hoặc truyền thông. Điều này phù hợp với bằng chứng cho thấy văn hóa liêm chính làm tăng đáng kể hiệu quả ESG thông qua việc giảm phục vụ lợi ích cá nhân và tăng động lực đổi mới xanh (Bao & cộng sự, 2023). Nghiên cứu tại Trung Quốc của Bai, Shang & Huang (2024) cũng cho thấy doanh nghiệp có văn hóa đổi mới cao triển khai ESG một cách hiệu quả hơn, từ đó đạt kết quả tốt hơn về quản trị rủi ro và ổn định tài chính. Thậm chí, một số nghiên cứu còn lập luận rằng sự khác biệt về hiệu quả thực chất của ESG giữa các doanh nghiệp – nơi có doanh nghiệp hưởng lợi lớn từ ESG và doanh nghiệp gần như không hưởng lợi – có thể bắt nguồn từ sự khác biệt văn hóa bên trong tổ chức (Cheema-Fox & cộng sự, 2021). Do đó, văn hóa doanh nghiệp không chỉ tác động trực tiếp đến khả năng chống chịu mà còn đóng vai trò điều tiết quan trọng, khuếch đại tác động tích cực của ESG đến khả năng chống chịu. Khi văn hóa hỗ trợ mạnh mẽ, các nguyên tắc ESG được thực thi đồng bộ, giúp doanh nghiệp tăng mức độ thích ứng và duy trì ổn định trong khủng hoảng. Ngược lại, trong doanh nghiệp có văn hóa yếu, ESG có thể bị xem như một gánh nặng chi phí, làm suy giảm hiệu quả của các sáng kiến bền vững.

Giả thuyết H3: Văn hóa doanh nghiệp điều tiết tích cực mối quan hệ giữa ESG và khả năng chống chịu tài chính; tác động của ESG trở nên mạnh hơn trong các doanh nghiệp có văn hóa mạnh.

3. Mô hình, phương pháp và dữ liệu nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Để kiểm định các giả thuyết đã đề xuất ở phần trước, nghiên cứu xây dựng mô hình hồi quy dữ liệu bảng nhằm đánh giá tác động của ESG đến khả năng chống chịu tài chính của doanh nghiệp, đồng thời xem xét vai trò điều tiết của văn hóa doanh nghiệp trong mối quan hệ này. Mô hình nghiên cứu được thiết kế dựa trên các lập luận lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm cho thấy ESG và văn hóa doanh nghiệp có thể tương tác với nhau trong việc hình thành và củng cố năng lực chống chịu của doanh nghiệp trước các cú sốc kinh tế (Albuquerque & cộng sự, 2020; Bao & cộng sự, 2023; Li & cộng sự, 2021).

Trong mô hình, khả năng chống chịu tài chính (RESILIENCE) được sử dụng làm biến phụ thuộc và phản ánh mức độ ổn định tài chính cũng như khả năng duy trì hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp trước các biến động kinh tế. Biến này được tiếp cận theo hướng nhấn mạnh tính ổn định và bền vững tài chính theo thời gian, thay vì chỉ dựa trên mức độ hiệu quả tài chính tại một thời điểm.

ESG là biến độc lập chính, phản ánh mức độ thực hiện các cam kết về môi trường, xã hội và quản trị của doanh nghiệp thông qua điểm ESG tổng hợp. Điểm ESG được xem như đại diện cho chất lượng quản trị bền

vững và mức độ trách nhiệm của doanh nghiệp đối với các bên liên quan.

Văn hóa doanh nghiệp (CULTURE) đóng vai trò là biến điều tiết trong mô hình. Biến này phản ánh mức độ hiện diện và nhấn mạnh của các giá trị văn hóa cốt lõi trong doanh nghiệp, như liêm chính, trách nhiệm, hợp tác và định hướng dài hạn. Trong bối cảnh nghiên cứu, văn hóa doanh nghiệp được kỳ vọng sẽ ảnh hưởng đến cách thức ESG được triển khai và nội tại hóa trong tổ chức, từ đó khuếch đại hoặc làm suy yếu tác động của ESG lên khả năng chống chịu tài chính.

Để kiểm định vai trò điều tiết của văn hóa doanh nghiệp, mô hình đưa vào biến tương tác giữa ESG và CULTURE, cho phép đánh giá liệu tác động của ESG đến khả năng chống chịu tài chính có trở nên mạnh hơn trong các doanh nghiệp sở hữu nền văn hóa mạnh hay không. Cách tiếp cận này phù hợp với hướng nghiên cứu hiện đại trong lĩnh vực quản trị bền vững, nhấn mạnh rằng ESG chỉ phát huy hiệu quả tối đa khi được hỗ trợ bởi một nền văn hóa tổ chức phù hợp (Bai, Shang & Huang, 2024).

Theo đó, mô hình hồi quy dữ liệu bảng được biểu diễn dưới dạng:

$$RESILIENCE_{it} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{it} + \beta_2 CULTURE_{it} + \beta_3 (ESG_{it} \times CULTURE_{it}) + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$$

Trong đó:

RESILIENCE_{it}: là chỉ số chống chịu tài chính; ESG_{it}: là điểm ESG tổng hợp; CULTURE_{it}: là chỉ số văn hóa doanh nghiệp; X_{it}: là tập hợp các biến kiểm soát phản ánh đặc điểm tài chính và đặc thù doanh nghiệp; μ_i : hiệu ứng cố định doanh nghiệp; λ_t : hiệu ứng thời gian giúp mô hình loại bỏ được các yếu tố không quan sát nhưng bất biến của doanh nghiệp, đảm bảo kết quả ước lượng phản ánh tác động thực sự của ESG và văn hóa doanh nghiệp theo thời gian.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu được ước lượng bằng hồi quy tác động cố định (Fixed Effects Model - FEM) nhằm loại bỏ các đặc điểm bất biến theo thời gian của từng doanh nghiệp, chẳng hạn như cấu trúc quản trị đặc thù, phong cách lãnh đạo, mức độ chấp nhận rủi ro hoặc các yếu tố nội tại khó quan sát nhưng có thể ảnh hưởng đồng thời tới ESG, văn hóa và khả năng chống chịu tài chính. Việc sử dụng FEM giúp đảm bảo rằng các hệ số thu được phản ánh sự biến động trong từng doanh nghiệp theo thời gian, thay vì sự khác biệt giữa các doanh nghiệp – cách tiếp cận phù hợp với bản chất của ESG và văn hóa doanh nghiệp, vốn thay đổi chậm nhưng có xu hướng tích lũy (Cheema-Fox & cộng sự, 2021).

Kết quả FEM được ước lượng trên dữ liệu bảng của 600 doanh nghiệp trong giai đoạn 2019-2024, với hiệu ứng cố định theo doanh nghiệp và theo năm, cho phép kiểm soát đồng thời dị biệt đặc thù doanh nghiệp và các cú sốc vĩ mô theo thời gian. Đây cũng là lý do mô hình đưa vào biến giả năm (year fixed effects) để loại trừ tác động từ các yếu tố vĩ mô như đại dịch, lạm phát hoặc biến động thị trường. Trước khi tiến hành ước lượng mô hình, dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ các nguồn thứ cấp chính thức và được làm sạch nhằm loại bỏ các quan sát thiếu thông tin trọng yếu. Các biến tài chính được xử lý bằng phương pháp winsorize ở các ngưỡng phù hợp nhằm hạn chế ảnh hưởng của các giá trị ngoại lai, qua đó bảo đảm tính ổn định và độ tin cậy của các ước lượng hồi quy.

Để kiểm tra tính vững của kết quả, nghiên cứu thực hiện ước lượng thay thế bằng GLS (Generalized Least Squares) nhằm xử lý khả năng tồn tại phương sai sai số thay đổi hoặc tự tương quan, vốn phổ biến trong dữ liệu bảng dài hạn. Bên cạnh đó, System-GMM (Arellano–Bover/Blundell–Bond) được sử dụng để kiểm soát rủi ro nội sinh, đặc biệt là khả năng xảy ra quan hệ hai chiều như: doanh nghiệp chống chịu tốt có thể nâng cao ESG hoặc đầu tư nhiều hơn vào văn hóa tổ chức. Phương pháp System-GMM cho phép sử dụng các biến trễ làm công cụ (instruments), qua đó đảm bảo tính nhất quán của ước lượng ngay cả khi biến giải thích bị nội sinh. Việc kết hợp FEM, GLS và System-GMM cho phép đánh giá mức độ nhất quán của kết quả dưới các giả định ước lượng khác nhau, từ đó nâng cao độ tin cậy của các kết luận về mối quan hệ giữa ESG, văn hóa doanh nghiệp và khả năng chống chịu tài chính.

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu được xây dựng từ bộ mẫu gồm 600 doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam với 3.600 quan sát trong giai đoạn 2019-2024, cho phép phân tích sự thay đổi theo thời

gian của ESG, văn hóa doanh nghiệp và khả năng chống chịu tài chính trong bối cảnh một thị trường mới nổi. Việc lựa chọn các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam phản ánh môi trường thể chế và mức độ phát triển ESG còn đang hoàn thiện, qua đó làm rõ khoảng trống nghiên cứu về hiệu quả thực chất của ESG tại các nền kinh tế đang chuyển đổi.

Giai đoạn nghiên cứu 2019-2024 được lựa chọn nhằm bao quát ba trạng thái kinh tế gồm trước khủng hoảng, trong khủng hoảng và giai đoạn phục hồi. Trong đó, các năm 2020-2021 được xác định là giai đoạn khủng hoảng do tác động của đại dịch COVID-19, một cú sốc ngoại sinh mang tính toàn cầu, trong khi các năm 2019 và 2022-2024 được xem là giai đoạn bình thường hoặc phục hồi, tạo cơ sở thực nghiệm để so sánh vai trò của ESG và tác động điều tiết của văn hóa doanh nghiệp trong các điều kiện kinh tế khác nhau.

Dữ liệu ESG được thu thập từ cơ sở dữ liệu đánh giá ESG theo chuẩn quốc tế, bao gồm ba trụ cột môi trường, xã hội và quản trị, bảo đảm tính nhất quán và khả so sánh trong toàn bộ giai đoạn nghiên cứu. Văn hóa doanh nghiệp được đo lường thông qua phân tích văn bản báo cáo thường niên và báo cáo phát triển bền vững, nhằm trích xuất mức độ nhấn mạnh các giá trị văn hóa cốt lõi như liêm chính, trách nhiệm và định hướng dài hạn (Bao & cộng sự, 2023; Wang & cộng sự, 2023). Các chỉ tiêu tài chính được thu thập từ báo cáo tài chính đã kiểm toán và được sử dụng để xây dựng biến khả năng chống chịu tài chính cùng các biến kiểm soát theo thông lệ trong nghiên cứu tài chính doanh nghiệp (Graham & cộng sự, 2022).

Bộ dữ liệu bảng không cân bằng phát sinh chủ yếu do thiếu thông tin ESG hoặc dữ liệu văn hóa doanh nghiệp ở một số năm và được xử lý theo thông lệ trong nghiên cứu thực nghiệm tài chính. Sự kết hợp các nguồn dữ liệu này cho phép phân tích toàn diện cơ chế tác động của ESG và văn hóa doanh nghiệp đến khả năng chống chịu tài chính của doanh nghiệp Việt Nam trong bối cảnh kinh tế biến động.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả thống kê mô tả

Trước khi tiến hành phân tích hồi quy, nghiên cứu xem xét thống kê mô tả nhằm đánh giá đặc điểm của bộ dữ liệu và kiểm tra sự phân tán giữa các biến. Bảng 1 cho thấy các biến dùng trong mô hình có giá trị trung bình hợp lý, phản ánh tính đa dạng của mẫu doanh nghiệp. Điểm ESG có độ lệch chuẩn tương đối cao, cho thấy sự khác biệt đáng kể về mức độ thực hiện ESG giữa các doanh nghiệp trong giai đoạn nghiên cứu. Văn hóa doanh nghiệp được đo lường qua phân tích văn bản cũng cho thấy sự phân tán rộng, hàm ý rằng mức độ nhấn mạnh vào giá trị văn hóa khác nhau rõ rệt giữa các doanh nghiệp. Chỉ số khả năng chống chịu tài chính thể hiện sự biến động tương đối lớn, phản ánh sự khác biệt trong khả năng duy trì hoạt động và ổn định tài chính khi đối mặt với biến động kinh tế.

Các biến điều cho thấy phân phối phù hợp để tiến hành phân tích hồi quy. Không quan sát thấy vấn đề bất thường hoặc sai lệch dữ liệu.

Bảng 1. Thống kê mô tả các biến nghiên cứu

Biến quan sát	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
RESILIENCE	3.600	0,254	0,137	-0,132	0,693
ESG	3.600	48,21	15,94	7	89
CULTURE	3.600	0,412	0,189	0,01	0,879
SIZE (log Tổng tài sản)	3.600	14,82	1,41	11,05	18,27
LEVERAGE	3.600	0,461	0,201	0,023	0,895
ROA	3.600	0,067	0,052	-0,198	0,219
GROWTH	3.600	0,112	0,189	-0,493	0,812

Nguồn: Tính toán của tác giả.

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

Kết quả phân tích tương quan Pearson cho thấy các biến độc lập có mối quan hệ tuyến tính phù hợp với kỳ vọng lý thuyết, trong đó ESG và văn hóa doanh nghiệp có tương quan dương và có ý nghĩa thống kê với khả năng chống chịu tài chính. Đồng thời, không quan sát thấy cặp biến nào có hệ số tương quan tuyệt đối

Bảng 2. Phân tích tương quan Pearson và kiểm định đa cộng tuyến

Biến	RESILIENCE	ESG	CULTURE	SIZE	LEVERAGE	ROA	GROWTH	VIF
RESILIENCE	1							—
ESG	0,42***	1						2,31
CULTURE	0,38***	0,46***	1					2,18
SIZE	0,21**	0,29***	0,24***	1				1,67
LEVERAGE	-0,31***	-0,18**	-0,15**	0,34***	1			1,89
ROA	0,55***	0,33***	0,27***	-0,12*	-0,41***	1		2,04
GROWTH	0,26***	0,22**	0,19**	0,17**	-0,08	0,29***	1	1,52
ESG × CULTURE	-	-	-	-	-	-	-	2,74

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

Nguồn: Tính toán của tác giả.

vượt ngưỡng cảnh báo, hàm ý nguy cơ đa cộng tuyến thấp. Kết quả kiểm định đa cộng tuyến thông qua hệ số VIF cho thấy tất cả các biến đều có VIF nhỏ hơn ngưỡng chấp nhận, bao gồm cả biến tương tác, khẳng định rằng hiện tượng đa cộng tuyến không ảnh hưởng đáng kể đến độ tin cậy của các ước lượng hồi quy. Do đó, bộ dữ liệu và mô hình nghiên cứu đáp ứng tốt các giả định cần thiết để tiến hành phân tích hồi quy dữ liệu bảng trong các phần tiếp theo.

4.3. Kết quả hồi quy

Kết quả hồi quy được trình bày trong Bảng 3 cho thấy tác động của ESG, văn hóa doanh nghiệp và biến tương tác giữa chúng lên khả năng chống chịu tài chính của doanh nghiệp.

Bảng 3. Kết quả hồi quy

Biến	(1) RESILIENCE	(2) RESILIENCE	(3) RESILIENCE
ESG	0,004***	0,003***	0,002**
CULTURE	—	0,157**	0,103*
ESG × CULTURE	—	—	0,005**
SIZE	0,018***	0,012**	0,011**
LEVERAGE	-0,093***	-0,086***	-0,079***
ROA	0,417***	0,392***	0,378***
GROWTH	0,052**	0,049**	0,050**
Hiệu ứng cố định DN	Có	Có	Có
Hiệu ứng năm	Có	Có	Có
R ²	0,311	0,338	0,356

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

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Kết quả từ mô hình (3) cho thấy hệ số của ESG dương và có ý nghĩa thống kê, phản ánh rằng doanh nghiệp có điểm ESG cao hơn có khả năng chống chịu tốt hơn ngay cả sau khi đã kiểm soát các đặc điểm doanh nghiệp. Kết quả này tương đồng với bằng chứng của Albuquerque & cộng sự (2020), Broadstock & cộng sự (2021) và Wang, Jiao & Ma (2024). Hệ số của CULTURE cũng dương và có ý nghĩa, cho thấy vai trò độc lập của văn hóa doanh nghiệp đối với khả năng chống chịu, phù hợp với quan sát trong các nghiên cứu của Li & cộng sự (2021), Guiso, Sapienza & Zingales (2015). Đặc biệt, biến tương tác ESG × CULTURE có hệ số dương và ý nghĩa thống kê ở mức 5%, xác nhận giả thuyết rằng văn hóa doanh nghiệp khuếch đại tác động của ESG đến khả năng chống chịu. Điều này hàm ý rằng ESG phát huy tác động mạnh hơn trong các doanh nghiệp có nền văn hóa mạnh, nhất quán với lập luận lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm gần đây (Bai, Shang & Huang, 2024; Bao & cộng sự, 2023).

4.4. Kiểm định tính vững của mô hình

Để đảm bảo tính tin cậy của kết quả, nghiên cứu thực hiện một số kiểm định tính vững của mô hình bằng cách thay đổi cách đo lường và mô hình. Khi thay thế RESILIENCE bằng các thước đo khác như biến động

ROA hoặc khả năng tránh kiệt quệ tài chính (Altman Z-score), kết quả vẫn duy trì dấu và ý nghĩa thống kê tương đồng, củng cố lập luận rằng ESG góp phần tăng cường khả năng chống chịu. Ngoài ra, khi tách ESG thành ba trụ cột riêng biệt, thành phần G (quản trị) và S (xã hội) có tác động mạnh mẽ nhất, phù hợp với bằng chứng lý giải rằng quản trị tốt và quan hệ xã hội mạnh là nền tảng chống chịu trong khủng hoảng. Khi ước lượng bằng mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên và mô hình GMM hệ thống, các hệ số chính vẫn giữ mức ý nghĩa, cho thấy kết quả không bị chi phối bởi các vấn đề nội sinh cơ bản.

4.5. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Kết quả nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm nhất quán với nhiều nghiên cứu trước và đồng thời mở rộng cách tiếp cận lý thuyết trong việc giải thích cơ chế tác động của ESG đến khả năng chống chịu tài chính của doanh nghiệp trong bối cảnh kinh tế biến động. Tác động dương và có ý nghĩa thống kê của ESG đối với khả năng chống chịu tài chính khẳng định vai trò của quản trị bền vững như một cơ chế giảm thiểu rủi ro và duy trì sự ổn định tài chính, đặc biệt trong các giai đoạn bất định. Dưới góc nhìn của lý thuyết các bên liên quan, kết quả này cho thấy việc thực hiện ESG giúp doanh nghiệp duy trì niềm tin và sự ủng hộ của các nhóm liên quan, từ đó giảm thiểu tổn thất và hạn chế tác động tiêu cực của các cú sốc kinh tế. Phát hiện này phù hợp với nghiên cứu của Albuquerque & cộng sự (2020), khi các tác giả chỉ ra rằng ESG giúp doanh nghiệp giảm mức độ thiệt hại trong giai đoạn thị trường suy giảm, và với Wang, Jiao & Ma (2024) khi chứng minh rằng ESG cải thiện hiệu quả phân bổ vốn và làm giảm xác suất kiệt quệ tài chính.

Bên cạnh đó, tác động độc lập và tích cực của văn hóa doanh nghiệp đối với khả năng chống chịu tài chính nhấn mạnh vai trò của các yếu tố nội tại trong việc hình thành năng lực thích ứng của doanh nghiệp. Theo lý thuyết dựa trên nguồn lực (Resource-Based View), văn hóa doanh nghiệp có thể được xem là một tài sản vô hình có giá trị, khó sao chép và mang tính đặc thù tổ chức, giúp doanh nghiệp tăng cường sự gắn kết nội bộ, nâng cao chất lượng ra quyết định và phản ứng linh hoạt hơn trước các cú sốc bên ngoài. Kết quả này cũng cổ phát hiện của Li & cộng sự (2021) khi cho thấy các doanh nghiệp sở hữu nền văn hóa mạnh duy trì được mức độ ổn định tài chính cao hơn trong giai đoạn đại dịch.

Đóng góp quan trọng nhất của nghiên cứu nằm ở việc làm rõ vai trò điều tiết tích cực của văn hóa doanh nghiệp trong mối quan hệ giữa ESG và khả năng chống chịu tài chính. Kết quả cho thấy ESG không tạo ra tác động đồng nhất giữa các doanh nghiệp, mà hiệu quả của ESG phụ thuộc đáng kể vào bối cảnh văn hóa nội tại. Trong các doanh nghiệp có nền văn hóa mạnh, các nguyên tắc ESG có xu hướng được nội tại hóa vào hành vi quản trị và thực tiễn vận hành, qua đó chuyển hóa ESG từ các cam kết mang tính hình thức thành năng lực chống chịu tài chính thực chất. Phát hiện này giúp lý giải vì sao một số nghiên cứu trước đây ghi nhận kết quả không nhất quán về hiệu quả của ESG, đồng thời bổ sung bằng chứng cho các lập luận cho rằng văn hóa liên chính và định hướng dài hạn có vai trò hạn chế hiện tượng “greenwashing” và khuếch đại tác động tích cực của ESG (Bao & cộng sự, 2023).

Từ góc độ thực tiễn quản trị, kết quả nghiên cứu gợi ý rằng tác động của ESG và văn hóa doanh nghiệp đến khả năng chống chịu tài chính có thể khác biệt đáng kể giữa các lĩnh vực hoạt động. Đối với các doanh nghiệp hoạt động trong các ngành thâm dụng vốn hoặc nhạy cảm với chu kỳ kinh tế như sản xuất, xây dựng và năng lượng, ESG – đặc biệt là các trụ cột môi trường và quản trị – đóng vai trò quan trọng trong việc kiểm soát rủi ro vận hành, ổn định dòng tiền và duy trì khả năng tiếp cận nguồn vốn trong giai đoạn khủng hoảng. Trong khi đó, đối với các doanh nghiệp thuộc lĩnh vực dịch vụ, tiêu dùng hoặc công nghệ, yếu tố văn hóa doanh nghiệp và trụ cột xã hội của ESG có xu hướng phát huy vai trò mạnh hơn thông qua việc duy trì niềm tin của khách hàng, người lao động và các đối tác, từ đó hỗ trợ khả năng chống chịu tài chính trong bối cảnh bất định.

Đối với nhà đầu tư, kết quả nghiên cứu hàm ý rằng việc đánh giá rủi ro dài hạn không nên chỉ dựa trên các chỉ tiêu tài chính truyền thống, mà cần kết hợp phân tích mức độ thực hiện ESG và chất lượng văn hóa doanh nghiệp, đặc biệt khi so sánh các doanh nghiệp trong cùng ngành. Những doanh nghiệp có ESG cao nhưng thiếu nền tảng văn hóa phù hợp có thể không đạt được mức độ chống chịu như kỳ vọng, trong khi các doanh nghiệp kết hợp tốt ESG với văn hóa mạnh có khả năng duy trì sự ổn định vượt trội trong các giai đoạn khủng hoảng.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu này cung cấp bằng chứng thực nghiệm quan trọng về vai trò của ESG và văn hóa doanh nghiệp trong việc nâng cao khả năng chống chịu tài chính của doanh nghiệp trong bối cảnh kinh tế đầy biến động. Kết quả cho thấy ESG có tác động dương và có ý nghĩa đối với khả năng chống chịu tài chính, phản ánh rằng các doanh nghiệp thực hiện tốt hơn các cam kết về môi trường, xã hội và quản trị thường duy trì được mức độ ổn định cao hơn khi đối mặt với cú sốc kinh tế. Văn hóa doanh nghiệp cũng thể hiện ảnh hưởng tích cực và độc lập đối với khả năng chống chịu, củng cố luận điểm rằng những giá trị nội tại như liêm chính, hợp tác, đổi mới và định hướng dài hạn là nền tảng giúp tổ chức thích ứng và phục hồi nhanh hơn trong khủng hoảng.

Điểm quan trọng nhất trong nghiên cứu là sự tương tác giữa ESG và văn hóa doanh nghiệp. Khi văn hóa mạnh, tác động của ESG lên khả năng chống chịu được khuếch đại đáng kể, cho thấy ESG không chỉ là bộ chỉ tiêu kỹ thuật hay công cụ quản trị mang tính tuân thủ, mà là hệ thống giá trị cần được nội tại hóa trong nền văn hóa tổ chức để tạo ra tác động bền vững. Điều này hàm ý rằng ESG chỉ thực sự phát huy hiệu quả khi được triển khai trong một môi trường văn hóa phù hợp, nơi các giá trị đạo đức và định hướng bền vững được chia sẻ rộng rãi. Tất cả những kết quả này đóng góp vào dòng nghiên cứu về phát triển bền vững và khả năng chống chịu, đồng thời bổ sung góc nhìn mới về cơ chế nội tại thông qua đó ESG có thể chuyển hóa thành năng lực ổn định tài chính của doanh nghiệp.

Từ góc độ chính sách và quản trị, kết quả nghiên cứu mang lại một số hàm ý quan trọng. Trước hết, đối với doanh nghiệp, việc đầu tư vào ESG không nên được xem như một hoạt động mang tính hình thức hay chi phí bắt buộc, mà cần được tích hợp vào chiến lược phát triển dài hạn, đặc biệt trong bối cảnh rủi ro kinh tế ngày càng khó lường. Doanh nghiệp cần xây dựng hệ thống quản trị minh bạch, thúc đẩy các hoạt động trách nhiệm xã hội và giảm thiểu tác động môi trường nhằm tạo dựng niềm tin với các bên liên quan, qua đó giảm rủi ro và tăng khả năng huy động nguồn lực khi xảy ra khủng hoảng. Tuy nhiên, kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng việc đầu tư vào ESG sẽ không thể đạt hiệu quả tối đa nếu thiếu một nền văn hóa tổ chức mạnh. Vì vậy, doanh nghiệp cần chú trọng bồi dưỡng các giá trị văn hóa tích cực, khuyến khích tinh thần đổi mới, đề cao liêm chính và xây dựng môi trường làm việc hỗ trợ năng lực thích ứng. Văn hóa doanh nghiệp mạnh sẽ là chất xúc tác quan trọng để ESG trở thành động lực tăng cường khả năng chống chịu.

Đối với nhà hoạch định chính sách, kết quả nghiên cứu gợi ý rằng các cơ quan quản lý cần tiếp tục hoàn thiện khung pháp lý và chuẩn mực báo cáo ESG, tạo điều kiện thúc đẩy tính minh bạch và khả năng so sánh giữa các doanh nghiệp. Đồng thời, chính sách nên khuyến khích các chương trình hỗ trợ doanh nghiệp xây dựng văn hóa tổ chức hướng đến bền vững, chẳng hạn như thông qua các chương trình đánh giá, xếp hạng, đào tạo hoặc tư vấn về văn hóa doanh nghiệp. Việc kết hợp các chính sách thúc đẩy ESG với các chương trình phát triển văn hóa tổ chức sẽ giúp doanh nghiệp nâng cao khả năng chống chịu và đóng góp tích cực hơn vào sự ổn định của nền kinh tế.

Cuối cùng, đối với nhà đầu tư, kết quả nghiên cứu hàm ý rằng ESG và văn hóa doanh nghiệp đều là những tín hiệu quan trọng trong đánh giá rủi ro dài hạn. Nhà đầu tư không chỉ nên dựa trên các chỉ số tài chính truyền thống mà cần kết hợp các thông tin về mức độ thực hiện ESG và chất lượng văn hóa tổ chức khi đưa ra quyết định đầu tư, đặc biệt trong bối cảnh nền kinh tế toàn cầu ngày càng chịu nhiều cú sốc bất định. Tổng thể, nghiên cứu này khẳng định rằng ESG và văn hóa doanh nghiệp không chỉ là hai yếu tố độc lập, mà khi kết hợp với nhau, chúng tạo ra một nền tảng vững chắc giúp doanh nghiệp duy trì sự ổn định và khả năng phục hồi vượt trội trong thời kỳ khủng hoảng. Điều này mở ra nhiều hướng nghiên cứu tiếp theo, đặc biệt trong việc phân tích sâu hơn các thành phần văn hóa cụ thể và mức độ tác động của từng trụ cột ESG đối với khả năng chống chịu trong các ngành nghề hoặc bối cảnh kinh tế khác nhau.

Tài liệu tham khảo

- Albuquerque, R., Koskinen, Y., Yang, S. & Zhang, C. (2020). Resiliency of environmental and social stocks: An analysis of the exogenous COVID-19 market crash. *The Review of Corporate Finance Studies*, 9(3), 593-621. <https://doi.org/10.1093/rcfs/cfaa011>
- Bai, F., Shang, M. & Huang, Y. (2024). Corporate culture and ESG performance: Empirical evidence from China. *Journal of Cleaner Production*, 437, 140732. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2024.140732>
- Bao, X., Sun, B., Han, M., Mai, Q. & Lin, H. (2023). Corporate integrity culture on environmental, social, and governance (ESG) performance. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 30(2), 1399-1417. <https://doi.org/10.1002/csr.2637>
- Broadstock, D.C., Chan, K., Cheng, L.T.W. & Wang, X. (2021). The role of ESG performance during times of financial crisis: Evidence from COVID-19 in China. *Finance Research Letters*, 38, 101716. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101716>
- Cheema-Fox, A., LaPerla, B.R., Serafeim, G. & Wang, H. (2021). Corporate resilience and response during COVID-19. *Journal of Applied Corporate Finance*, 33(2), 24-40. <https://doi.org/10.1111/jacf.12457>
- Engelhardt, N., Ekkenga, J. & Posch, P. (2021). ESG Ratings and Stock Performance during the COVID-19 Crisis. *Sustainability*, 13(13), 7133. <https://doi.org/10.3390/su13137133>
- Graham, J.R., Grennan, J., Harvey, C.R. & Rajgopal, S. (2022). Corporate culture: Evidence from the field. *Journal of Financial Economics*, 146(2), 552-593. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2022.07.008>
- Guiso, L., Sapienza, P. & Zingales, L. (2015). The value of corporate culture. *Journal of Financial Economics*, 117(1), 60-76. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.05.010>
- Hoàng Vũ Hiệp (2025). Environmental, social, and governance (ESG) and firm value: The moderating role of foreign ownership and industry institutional quality. *Journal of Economics and Development*, 340(10), 13-23. <https://doi.org/10.33301/JED.VI.2679>
- Li, K., Liu, X., Mai, F. & Zhang, T. (2021). The role of corporate culture in bad times: Evidence from the COVID-19 pandemic. *Journal of financial and quantitative analysis*, 56(7), 2545-2583. <https://doi.org/10.1017/S0022109021000326>
- Linnenluecke, M.K. (2017). Resilience in business and management research: A review of influential publications and a research agenda. *International Journal of Management Reviews*, 19(1), 4-30. <https://doi.org/10.1111/ijmr.12076>
- Wang, H., Jiao, S. & Ma, C. (2024). The impact of ESG responsibility performance on corporate resilience. *International Review of Economics & Finance*, 93, 1115-1129. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2024.05.033>
- Wang, K., Yu, S., Mei, M., Yang, X., Peng, G. & Lv, B. (2023). ESG performance and corporate resilience: An empirical analysis based on the capital allocation efficiency perspective. *Sustainability*, 15(23), 16145. <https://doi.org/10.3390/su152316145>
- Zhang, K. (2025). ESG performance and corporate resilience. *Entrepreneurship and Innovation*, 9(3), 37-39. <https://doi.org/10.47297/wspeiWSP2516-253505.20250903>

* Tác giả liên hệ: Nguyễn Bằng Phi. Email: nguyenphi@ufm.edu.vn

MỐI QUAN HỆ GIỮA NHẬN THỨC VỀ LỢI ÍCH, THÁI ĐỘ ỦNG HỘ VÀ HÀNH VI THAM GIA CỦA DOANH NGHIỆP DU LỊCH TRONG PHÁT TRIỂN DU LỊCH SÁNG TẠO Ở VIỆT NAM

Đào Minh Ngọc

Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: daominhngoc@neu.edu.vn

Bùi Thị Hồng Việt*

Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: vietbh@neu.edu.vn

Mã bài: JED-2851

Ngày nhận: 16/01/2026

Ngày nhận bản sửa: 20/03/2026

Ngày duyệt đăng: 21/03/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2851

Tóm tắt:

Nghiên cứu phân tích mối quan hệ giữa nhận thức về lợi ích, thái độ ủng hộ với hành vi tham gia của doanh nghiệp trong phát triển du lịch sáng tạo tại Việt Nam. Dữ liệu được thu thập từ 158 nhà quản lý doanh nghiệp du lịch và được phân tích bằng PLS-SEM. Kết quả cho thấy nhận thức có ảnh hưởng tích cực đến cả thái độ và hành vi tham gia của doanh nghiệp, đồng thời thái độ cũng tác động tích cực đến hành vi tham gia thực tế. Thái độ có vai trò trung gian một phần trong mối quan hệ giữa nhận thức và hành vi. Ngoài ra, kết quả thống kê mô tả phản ánh thực tiễn rằng hành vi tham gia thực tế thấp hơn mức độ nhận thức và thái độ ủng hộ của doanh nghiệp. Nghiên cứu bổ sung bằng chứng thực nghiệm cho việc vận dụng khung OPAB trong bối cảnh doanh nghiệp, đồng thời đề xuất một số hàm ý quản trị và chính sách thúc đẩy sự tham gia hiệu quả hơn của doanh nghiệp vào phát triển du lịch sáng tạo tại Việt Nam.

Từ khóa: Doanh nghiệp du lịch, du lịch sáng tạo, hành vi tham gia, nhận thức về lợi ích, thái độ ủng hộ.

Mã JEL: D22, D23, L83.

The relationships among perceived benefits, supportive attitudes, and participatory behavior of tourism firms in creative tourism development in Vietnam

Abstract

This research investigates the relationships among perceived benefits, supportive attitudes, and participatory behavior of tourism firms in the development of creative tourism in Vietnam. Data were collected from 158 tourism managers and analyzed using PLS-SEM. The results reveal that perceived benefits positively affect both supportive attitudes and participatory behavior, while supportive attitudes also positively influence actual participation. Attitude is further identified as a partial mediator in the relationship between perception and behavior. Descriptive statistics show that actual participatory behavior remains lower than the levels of perceived benefits and supportive attitudes among enterprises. The study contributes additional empirical evidence for the application of the OPAB framework in the business context and suggests several managerial and policy implications to foster more effective firm participation in creative tourism development in Vietnam.

Keywords: Creative tourism, participatory behavior, perceived benefits, supportive attitudes, tourism firms.

JEL Codes: D22, D23, L83

1. Giới thiệu

Trên thế giới, du lịch sáng tạo (DLST) nổi lên như hướng tiếp cận nhằm nâng cao giá trị trải nghiệm, tăng cường sự tham gia của các bên liên quan và thúc đẩy phát triển bền vững (Binkhorst & Dekker, 2009; OECD, 2014). Khác với du lịch truyền thống, du lịch sáng tạo nhấn mạnh vai trò chủ động của du khách trong quá trình học hỏi, tương tác và đồng tạo giá trị (Duxbury & Richards, 2019). Tại hệ sinh thái này, doanh nghiệp du lịch (DNLD) đóng vai trò kết nối trung gian, tạo môi trường tương tác giữa du khách, cộng đồng địa phương và các bên liên quan (Richards, 2019). Tuy nhiên, từ góc độ nghiên cứu, các công bố về du lịch sáng tạo chủ yếu tập trung vào du khách, cộng đồng địa phương (Richards, 2019; Lin & cộng sự, 2017), trong khi vai trò của doanh nghiệp du lịch chưa được xem xét đầy đủ. Khoảng trống này càng đáng chú ý đối với các quốc gia mới phát triển du lịch sáng tạo như Việt Nam, nơi các doanh nghiệp du lịch hoạt động trong điều kiện khác biệt về nguồn lực và môi trường thể chế.

Về mặt lý thuyết, khung nhận thức - thái độ - hành vi (OPAB) đã được sử dụng để lý giải hành vi của chủ thể. Khi được mở rộng ở cấp độ tổ chức, OPAB cho phép phân tích cách doanh nghiệp du lịch nhận thức về lợi ích của du lịch sáng tạo, phát triển thái độ ủng hộ và thể hiện hành vi tham gia trong thực tiễn. Trong bối cảnh du lịch sáng tạo, mối quan hệ giữa nhận thức, thái độ và hành vi của doanh nghiệp du lịch có ý nghĩa quan trọng bởi đây là lĩnh vực đòi hỏi sự hợp tác đa bên, đầu tư dài hạn và khả năng thích ứng. Thực tiễn tại Việt Nam cho thấy nhiều doanh nghiệp du lịch có nhận thức tích cực và thái độ ủng hộ đối với phát triển du lịch sáng tạo, song mức độ tham gia thực tế còn hạn chế. Điều này cho thấy cần có các nghiên cứu thực nghiệm làm rõ mối quan hệ giữa nhận thức, thái độ và hành vi tham gia của doanh nghiệp du lịch trong bối cảnh phát triển du lịch sáng tạo ở Việt Nam. Xuất phát từ khoảng trống lý thuyết và thực tiễn trên, nghiên cứu này phân tích mối quan hệ giữa nhận thức về lợi ích, thái độ ủng hộ và hành vi tham gia của doanh nghiệp du lịch trong phát triển du lịch sáng tạo tại Việt Nam. Trên cơ sở đó, nghiên cứu góp phần bổ sung bằng chứng thực nghiệm về khả năng vận dụng khung OPAB trong bối cảnh doanh nghiệp du lịch, gợi mở một số hàm ý quản trị và chính sách nhằm thúc đẩy sự tham gia của doanh nghiệp du lịch trong hệ sinh thái du lịch sáng tạo tại Việt Nam. Nghiên cứu cũng xem xét ảnh hưởng kiểm soát của một số đặc điểm doanh nghiệp như loại hình, thời gian hoạt động, quy mô và khu vực hoạt động nhằm đánh giá mức độ ổn định của mô hình và điểm khác biệt của các loại hình.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Du lịch sáng tạo

Du lịch sáng tạo là loại hình du lịch chú trọng vào sự tham gia của du khách trong quá trình trải nghiệm, học hỏi và đồng tạo giá trị cùng các bên liên quan. Nội hàm của du lịch sáng tạo gắn với việc điều chỉnh, thiết kế trải nghiệm theo nhu cầu của du khách trên nền tảng các nguồn lực sáng tạo, văn hóa, tri thức bản địa và sự tương tác với cộng đồng. Hình thức này vừa tạo điều kiện để khách du lịch phát triển tiềm năng sáng tạo cá nhân vừa góp phần bảo tồn và phát huy giá trị văn hóa, thúc đẩy phát triển kinh tế - xã hội bền vững tại điểm đến (OECD, 2014; Richards, 2019; Duxbury & Richards, 2019).

2.2. Nhận thức, thái độ và hành vi của doanh nghiệp đối với du lịch sáng tạo

Trong hệ sinh thái du lịch sáng tạo, doanh nghiệp du lịch giữ vai trò trung gian kết nối du khách với cộng đồng và các bên liên quan. Doanh nghiệp du lịch không chỉ là chủ thể cung ứng sản phẩm mà còn tham gia vào quá trình đồng tạo giá trị thông qua việc thiết kế, tổ chức và lan tỏa các trải nghiệm sáng tạo (Richards, 2019; Duxbury & Richards, 2019). Do đó, nhận thức, thái độ và hành vi của doanh nghiệp du lịch có ý nghĩa đối với phát triển du lịch sáng tạo.

Nghiên cứu sử dụng khung nhận thức - thái độ - hành vi tổ chức (OPAB) làm nền tảng lý thuyết và vận dụng một số luận điểm bổ sung từ Lý thuyết hành vi có kế hoạch (TPB) của Ajzen (1991), Lý thuyết đổi mới của Rogers (2003) để phân tích hành vi tham gia của doanh nghiệp du lịch như một quá trình hình thành từ nhận thức về lợi ích của phát triển thành thái độ ủng hộ và thể hiện qua các hành vi tham gia trong thực tiễn. Khung phân tích này phù hợp với đặc điểm của doanh nghiệp du lịch là chủ thể có khả năng ra quyết định tương đối độc lập nhưng đồng thời chịu tác động từ môi trường kinh doanh, nguồn lực nội tại và mối quan hệ với các bên liên quan.

2.3. Nhận thức về lợi ích của du lịch sáng tạo của doanh nghiệp du lịch

Nhận thức phản ánh cách doanh nghiệp du lịch đánh giá và cảm nhận về lợi ích của phát triển du lịch sáng tạo. Theo Rogers (2003), việc chấp nhận một hình thức đổi mới phụ thuộc vào mức độ mà chủ thể nhận thấy đổi mới đó có giá trị, có khả năng áp dụng và mang lại hiệu quả kỳ vọng. Trong bối cảnh du lịch sáng tạo, nhận thức của doanh nghiệp du lịch về lợi ích có thể gắn với nhiều khía cạnh như: cơ hội mở rộng thị trường, khả năng thu hút khách, tăng tính khác biệt sản phẩm, nâng cao hình ảnh doanh nghiệp cũng như tăng cường hợp tác với cộng đồng địa phương theo hướng bền vững (Della Lucia & Trunfio, 2018).

2.4. Thái độ ủng hộ của doanh nghiệp đối với phát triển du lịch sáng tạo

Thái độ thể hiện mức độ sẵn sàng và đánh giá của doanh nghiệp du lịch đối với phát triển du lịch sáng tạo. Theo Ajzen (1991), thái độ của chủ thể được hình thành trên cơ sở nhận thức về những kết quả và lợi ích mà hành động có thể mang lại. Trong bối cảnh này, thái độ ủng hộ của doanh nghiệp du lịch được hình thành từ nhận thức rằng du lịch sáng tạo có thể đem lại lợi ích cho doanh nghiệp du lịch (Della Lucia & Trunfio, 2018).

2.5. Hành vi tham gia của doanh nghiệp vào phát triển du lịch sáng tạo

Hành vi tham gia được hiểu là các hoạt động thực tiễn mà doanh nghiệp du lịch triển khai nhằm phát triển, cung ứng hoặc hợp tác trong phát triển du lịch sáng tạo. Trong OPAB, hành vi được xem là kết quả của quá trình chuyển hóa từ nhận thức đến thái độ, thể hiện thông qua mức độ tham gia thực tế của doanh nghiệp trong các hoạt động như phát triển sản phẩm, hợp tác với cộng đồng, tổ chức trải nghiệm sáng tạo, đầu tư nguồn lực và truyền thông (Della Lucia & Trunfio, 2018; Zhang & cộng sự, 2023).

3. Giả thuyết, mô hình nghiên cứu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Giả thuyết nghiên cứu

Theo khung OPAB, nhận thức của chủ thể về lợi ích của hành động là cơ sở hình thành thái độ ủng hộ hành động đó (Lankford & Howard, 1994). Vận dụng trong bối cảnh nghiên cứu, khi doanh nghiệp du lịch nhận thấy du lịch sáng tạo có thể mang lại các lợi ích, họ có xu hướng ủng hộ tích cực hơn đối với định hướng phát triển này (Della Lucia & Trunfio, 2018; Richards, 2019). Trên cơ sở đó, giả thuyết H1 được đề xuất:

H1: Nhận thức về lợi ích của du lịch sáng tạo có ảnh hưởng thuận chiều đến thái độ ủng hộ phát triển du lịch sáng tạo của doanh nghiệp du lịch.

Theo TPB, thái độ phản ánh mức độ đánh giá của chủ thể đối với một hành vi và có mối liên hệ với khuynh hướng thực hiện hành vi đó (Ajzen, 1991). Trong bối cảnh phát triển du lịch sáng tạo, khi doanh nghiệp du lịch có thái độ ủng hộ tích cực, họ có khả năng sẵn sàng hơn trong việc tham gia vào các hoạt động như hợp tác với cộng đồng, phát triển sản phẩm, tổ chức trải nghiệm sáng tạo và đầu tư cho hoạt động liên quan đến du lịch sáng tạo (Richards, 2019; Duxbury & Richards, 2019; Zhang & cộng sự, 2023). Từ đó, giả thuyết H2 được đề xuất:

H2: Thái độ ủng hộ có ảnh hưởng tích cực đến hành vi tham gia phát triển du lịch sáng tạo của doanh nghiệp du lịch.

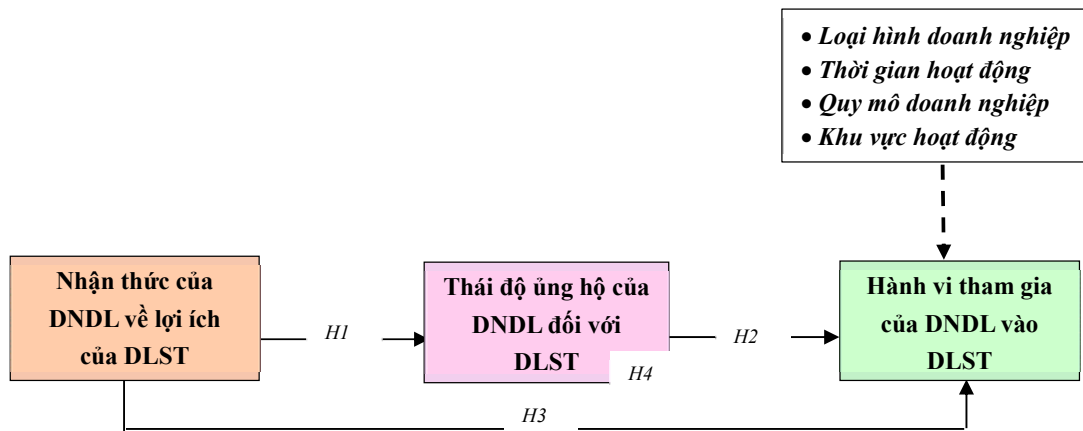
Bên cạnh tác động thông qua thái độ, nhận thức về lợi ích có thể liên quan trực tiếp đến hành vi tham gia của doanh nghiệp. Theo Rogers (2003), việc chấp nhận và triển khai một hình thức đổi mới không chỉ phụ thuộc vào đánh giá thái độ mà còn gắn với cách chủ thể nhận thức về giá trị và tính khả thi của đổi mới đó. Trong du lịch sáng tạo, khi doanh nghiệp đánh giá cao tiềm năng kinh tế, khả năng khác biệt hóa sản phẩm và giá trị dài hạn của du lịch sáng tạo, họ có thể chủ động hơn trong việc tham gia phát triển du lịch sáng tạo trong thực tế. Vì vậy, giả thuyết H3 được đề xuất:

H3: Nhận thức về lợi ích của du lịch sáng tạo có ảnh hưởng trực tiếp đến hành vi tham gia phát triển du lịch sáng tạo của doanh nghiệp du lịch.

Trong khung OPAB, thái độ được xem là cơ chế trung gian quan trọng trong quá trình chuyển từ nhận thức thành hành vi. Điều này hàm ý rằng việc doanh nghiệp nhận thấy lợi ích của du lịch sáng tạo có thể góp phần thúc đẩy hành vi tham gia vừa theo cách trực tiếp, vừa thông qua thái độ ủng hộ tích cực đối với loại hình du lịch này (Ajzen, 1991; Rogers, 2003). Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất giả thuyết H4:

H4: Nhận thức về lợi ích của du lịch sáng tạo có ảnh hưởng gián tiếp đến hành vi tham gia phát triển du lịch sáng tạo của doanh nghiệp du lịch thông qua thái độ ủng hộ.

Hình 1. Mô hình nghiên cứu đề xuất



Nguồn: Nhóm tác giả đề xuất

3.2. Mô hình nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu được xây dựng dựa trên cấu trúc OPAB, trong đó thái độ đóng vai trò biến trung gian giữa nhận thức và hành vi tham gia của doanh nghiệp du lịch.

3.3. Phương pháp nghiên cứu

3.3.1. Mẫu khảo sát

Nghiên cứu thực hiện khảo sát các nhà quản lý doanh nghiệp du lịch tại Việt Nam. Đây là những cá nhân có vai trò ra quyết định hoặc tham gia định hướng chiến lược doanh nghiệp, do đó có thể đại diện phản ánh nhận thức, thái độ và hành vi của doanh nghiệp du lịch đối với phát triển du lịch sáng tạo. Bảng hỏi được thiết kế bằng tiếng Việt và phát hành theo hai hình thức: trực tiếp và trực tuyến.

Về quy mô mẫu, áp dụng quy tắc 10 lần số biến quan sát để đảm bảo độ tin cậy của ước lượng của mô hình PLS-SEM. Với tổng số 15 biến quan sát, cỡ mẫu tối thiểu được xác định là 150 quan sát (Hair & cộng sự, 2021). Nhóm tác giả đã phát ra 180 bảng hỏi, thu về 165 bảng, đạt tỉ lệ phản hồi 91,6%. Sau khi rà soát và loại bỏ 7 bảng không hợp lệ, 158 bảng được đưa vào phân tích. Dữ liệu được thu thập trong khoảng thời gian từ tháng 9 năm 2025 đến tháng 12 năm 2025.

3.3.2. Đo lường các biến nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng ba cấu trúc chính gồm nhận thức về lợi ích của du lịch sáng tạo, thái độ ủng hộ phát triển du lịch sáng tạo và hành vi tham gia du lịch sáng tạo của doanh nghiệp du lịch. Các thang đo được kế thừa từ các nghiên cứu trước và được điều chỉnh cho phù hợp với bối cảnh doanh nghiệp du lịch tại Việt Nam. Sau khi dịch sang tiếng Việt, bảng hỏi được thẩm định nội dung bởi ba chuyên gia về hành vi và du lịch nhằm đánh giá mức độ rõ ràng, súc tích và sự phù hợp của các phát biểu.

Thang đo nhận thức của doanh nghiệp du lịch về lợi ích của phát triển du lịch sáng tạo (NTDN) được đo bằng 05 biến quan sát từ NTDN1 đến NTDN5 được kế thừa và điều chỉnh từ các nghiên cứu của Ohridska-Olson & Ivanov (2010), Lin & cộng sự (2017), Richards & Marques (2018), Della Lucia & Trunfio (2018), Duxbury & Richards (2019), Richards (2019).

Thang đo thái độ ủng hộ của doanh nghiệp du lịch đối với phát triển du lịch sáng tạo (TDDN) gồm 5 biến quan sát từ TDDN1 đến TDDN5, được tổng hợp và phát triển từ nghiên cứu của Ohridska-Olson & Ivanov (2010), Lin & cộng sự (2017), Richards & Marques (2018), Della Lucia & Trunfio (2018), Duxbury & Richards (2019), Richards (2019).

Thang đo hành vi tham gia phát triển du lịch sáng tạo của doanh nghiệp du lịch (HVDN) gồm 5 biến quan sát từ HVDN1 đến HVDN5, tổng hợp và phát triển từ các nghiên cứu của Ohridska-Olson & Ivanov (2010),

Lin & cộng sự (2017), Richards & Marques (2018), Della Lucia & Trunfio (2018), Duxbury & Richards (2019), Richards (2019) (Xem Bảng 1).

Các biến quan sát được đánh giá bằng Likert 7 điểm, từ 1 = “hoàn toàn không đồng ý” đến 7 = “hoàn toàn đồng ý”.

Về biến kiểm soát, để kiểm soát ảnh hưởng của sự khác biệt giữa các nhóm doanh nghiệp, nghiên cứu đưa vào mô hình 4 nhóm biến gồm: loại hình doanh nghiệp, thời gian hoạt động, quy mô doanh nghiệp và khu vực hoạt động chính.

3.3.3. Quy trình phân tích dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng phương pháp PLS-SEM để kiểm định mô hình. Quy trình phân tích gồm 6 bước:

(i) Đánh giá mô hình đo lường thông qua Cronbach’s Alpha ($> 0,7$), Composite Reliability ($> 0,7$), outer loading ($> 0,7$) và Average Variance Extracted ($> 0,5$);

(ii) Kiểm tra giá trị phân biệt và hiện tượng đa cộng tuyến bằng tiêu chuẩn Fornell–Larcker, chỉ số HTMT ($< 0,85$) và VIF;

(iii) Đánh giá mô hình cấu trúc và kiểm định giả thuyết thông qua hệ số đường dẫn (β), giá trị t và p-value ($< 0,05$) với kỹ thuật bootstrapping 5.000 mẫu;

(iv) Kiểm tra mức độ giải thích và năng lực dự báo của mô hình bằng các chỉ số R^2 , f^2 và Q^2 , kiểm định vai trò trung gian của biến thái độ doanh nghiệp trong mối quan hệ giữa nhận thức với hành vi và phân tích ảnh hưởng của các biến kiểm soát;

(v) Kiểm soát sai lệch phương pháp chung bằng Harman’s single-factor test và

(vi) Phân tích thống kê mô tả thông qua giá trị trung bình (Mean) và độ lệch chuẩn (SD) để xác định mức độ nhận thức, thái độ ủng hộ và hành vi tham gia của doanh nghiệp du lịch Việt Nam.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả nghiên cứu

4.1.1. Đặc điểm nhân khẩu học của khảo sát

Mẫu khảo sát gồm 158 doanh nghiệp du lịch có đại diện lãnh đạo tham gia trả lời. Xét theo loại hình doanh nghiệp, nhóm lữ hành nội địa chiếm tỷ lệ cao nhất với 46,8%, tiếp theo là lữ hành quốc tế với 36,7%, trong khi nhóm doanh nghiệp kinh doanh dịch vụ du lịch tại điểm đến chiếm 16,5%. Về thời gian hoạt động, phần lớn doanh nghiệp có thời gian hoạt động từ 5 đến 10 năm (39,2%), tiếp đến là nhóm dưới 5 năm (35,4%) và trên 10 năm (25,4%). Về khu vực hoạt động chính, các doanh nghiệp tập trung chủ yếu ở khu vực phía Bắc (46,8%), tiếp theo là miền Trung (31,0%) và miền Nam (22,2%). Xét theo quy mô, doanh nghiệp có từ 20 đến 40 nhân viên chiếm tỷ lệ cao nhất (49,4%), tiếp đến là nhóm trên 40 nhân viên (27,2%) và dưới 20 nhân viên (23,4%). Cơ cấu này cho thấy mẫu nghiên cứu phản ánh tương đối rõ đặc điểm phổ biến của doanh nghiệp du lịch tại Việt Nam, trong đó doanh nghiệp vừa và nhỏ chiếm tỷ trọng đáng kể.

4.1.2. Đánh giá độ tin cậy và giá trị của thang đo

Kết quả đánh giá mô hình cho thấy thang đo đạt độ tin cậy và giá trị hợp lệ. Cụ thể, hệ số tải ngoài (outer loading) dao động từ 0,650 đến 0,862, thể hiện mức độ đại diện tốt của các chỉ báo. Mặc dù TDDN1 có OL = 0,650 nhưng giá trị này vẫn nằm trong ngưỡng chấp nhận. Các kết quả VIF đều nhỏ hơn 3, cho thấy không có hiện tượng đa cộng tuyến. Sai lệch phương pháp chung (CMB) được kiểm tra bằng Harman’s single-factor test. Kết quả cho thấy không có nhân tố đơn chi phối lớn phương sai. Nhân tố đầu tiên giải thích 36,32% tổng phương sai, thấp hơn ngưỡng 50%. Như vậy, sai lệch phương pháp chung không phải là vấn đề nghiêm trọng. Kết quả này phù hợp với các giá trị VIF ở mức < 3 trong mô hình đo lường (Chi tiết tại Bảng 1)

Độ tin cậy nội tại của các thang đo được khẳng định thông qua các chỉ số CA, CR, giá trị dao động từ 0,832 đến 0,903, đều $> 0,7$, cho thấy các thang đo có tính nhất quán nội tại cao, ổn định. Giá trị phương sai trích trung bình (AVE) đều vượt mức 0,5, phản ánh rằng các biến quan sát giải thích được trên 50% phương sai của các khái niệm nghiên cứu, qua đó khẳng định giá trị hội tụ của mô hình đo lường.

Kết quả đánh giá giá trị phân biệt cho thấy các cấu trúc trong mô hình nghiên cứu đạt giá trị phân biệt, do đáp ứng đồng thời cả tiêu chuẩn Fornell–Larcker và HTMT với căn bậc hai của AVE của từng cấu trúc đều lớn hơn hệ số tương quan giữa cấu trúc đó với các cấu trúc còn lại. Đồng thời, các giá trị HTMT dao động

Bảng 1. Kết quả độ tin cậy, giá trị hội tụ, đa cộng tuyến và giá trị trung bình của thang đo

Ký hiệu biến	Tên biến quan sát	OL Nhận thức DN	OL Thái độ DN	OL Hành vi DN	VIF < 3	Giá trị trung bình (Mean)	Độ lệch chuẩn (SD)
Nhận thức của DNDL về lợi ích của DLST (NTDN) ($CA = 0,832$; $CR = 0,881$; $AVE = 0,598$)						5,841	0,954
NTDN1	Doanh nghiệp nhận thấy du lịch sáng tạo là cơ hội mở rộng thị trường và đa dạng hóa sản phẩm	0,713			1,538	6,010	1,015
NTDN2	Doanh nghiệp nhận thấy tham gia vào hoạt động DLST giúp tạo mối quan hệ tốt với cộng đồng địa phương	0,807			1,993	5,716	0,879
NTDN3	Doanh nghiệp thấy rằng du lịch sáng tạo giúp nâng cao hình ảnh và thương hiệu của doanh nghiệp	0,753			1,586	5,833	0,919
NTDN4	Doanh nghiệp thấy rằng du lịch sáng tạo có thể mang lại lợi ích kinh tế bền vững	0,826			2,478	5,725	1,040
NTDN5	Doanh nghiệp nhận thấy phát triển du lịch sáng tạo là hướng đi có tính khả thi đối với doanh nghiệp xét trên phương diện chi phí và nguồn lực	0,763			2,289	5,922	0,919
Thái độ ủng hộ của DNDL đối với DLST (TDDN) ($CA = 0,865$; $CR = 0,903$; $AVE = 0,653$)						5,921	0,971
TDDN1	Doanh nghiệp tin rằng phát triển du lịch sáng tạo là hướng đi tích cực cho ngành du lịch Việt Nam	0,650			1,504	6,020	0,907
TDDN2	Doanh nghiệp ủng hộ việc hợp tác với cộng đồng và nghệ nhân trong phát triển sản phẩm sáng tạo	0,862			2,541	5,853	0,984
TDDN3	Doanh nghiệp ủng hộ các hoạt động liên quan đến phát triển du lịch sáng tạo.	0,856			2,439	5,833	1,006
TDDN4	Doanh nghiệp tin rằng đầu tư cho du lịch sáng tạo mang lại lợi ích lâu dài	0,817			2,065	5,784	0,900
TDDN5	Doanh nghiệp tin rằng du lịch sáng tạo là cơ hội thể hiện trách nhiệm xã hội	0,837			2,342	6,118	1,059
Hành vi tham gia của DNDL vào DLST (HVDN) ($CA = 0,864$; $CR = 0,902$; $AVE = 0,648$)						4,808	1,292
HVDN1	Doanh nghiệp đang phát triển hoặc cung ứng các sản phẩm du lịch sáng tạo.			0,832	2,773	4,961	1,188
HVDN2	Doanh nghiệp hợp tác với cộng đồng và nghệ nhân để tạo ra sản phẩm, trải nghiệm du lịch sáng tạo			0,773	1,877	5,206	1,042
HVDN3	Doanh nghiệp tổ chức hoạt động trải nghiệm, sự kiện hoặc chương trình tương tác sáng tạo với du khách.			0,846	2,936	4,598	1,270
HVDN4	Doanh nghiệp đầu tư vào việc đào tạo nhân viên, nâng cao năng lực sáng tạo và ứng dụng công nghệ mới			0,820	2,016	4,971	1,310
HVDN5	Doanh nghiệp thực hiện quảng bá và truyền thông về du lịch sáng tạo của địa phương			0,750	1,729	4,304	1,650

Nguồn: Phân tích từ kết quả khảo sát của nhóm tác giả

Bảng 2. Giá trị phân biệt của các cấu trúc nghiên cứu theo tiêu chuẩn Fornell–Larcker và HTMT

Cấu trúc	Hành vi doanh nghiệp	Nhận thức doanh nghiệp	Thái độ doanh nghiệp
Tiêu chuẩn Fornell–Larcker			
Hành vi doanh nghiệp	0,805		
Nhận thức doanh nghiệp	0,444	0,774	
Thái độ doanh nghiệp	0,511	0,657	0,808
Chỉ số HTMT			
Hành vi doanh nghiệp			
Nhận thức doanh nghiệp	0,518		
Thái độ doanh nghiệp	0,573	0,767	

Nguồn: Kết quả phân tích của nhóm tác giả.

từ 0,518 đến 0,767, nhỏ hơn 0,85 (Chi tiết tại Bảng 2).

4.1.3. Kết quả kiểm định giả thuyết nghiên cứu

Kết quả ước lượng được tổng hợp tại Bảng 3 cho thấy tồn tại nhiều mối quan hệ có ý nghĩa thống kê giữa các cấu trúc nghiên cứu.

Kết quả tại Bảng 3 khẳng định các giả thuyết đều được ủng hộ. Cụ thể là: nhận thức doanh nghiệp ảnh

Bảng 3. Kết quả kiểm định giả thuyết nghiên cứu và kích thước hiệu ứng

Mối quan hệ	Hệ số β trực tiếp	Hệ số β gián tiếp	t-value	p-value	Kết quả kiểm định giả thuyết
H1. Nhận thức của DNDL về lợi ích của DLST → Thái độ ủng hộ của DNDL đối với DLST	0,655		12,430	0,000	Được ủng hộ
H2. Thái độ ủng hộ của DNDL đối với DLST → Hành vi tham gia DLST của DNDL	0,380		4,067	0,000	Được ủng hộ
H3. Nhận thức của DNDL về lợi ích của DLST → Hành vi tham gia DLST của DNDL	0,199		2,336	0,020	Được ủng hộ
H4. Nhận thức của DNDL về lợi ích của DLST → Thái độ ủng hộ của DNDL đối với DLST → Hành vi tham gia DLST của DNDL		0,249	3,793	0,000	Được ủng hộ
f^2 (Nhận thức → Thái độ)	0,750				
f^2 (Thái độ → Hành vi)	0,115				
f^2 (Nhận thức → Hành vi)	0,032				
R^2 (thái độ doanh nghiệp)		0,429			
R^2 (hành vi doanh nghiệp)		0,283			
Q^2 (thái độ doanh nghiệp)			0,276		
Q^2 (hành vi doanh nghiệp)			0,175		

Nguồn: Kết quả phân tích của nhóm tác giả.

hưởng tích cực đến thái độ doanh nghiệp ($\beta = 0,655$; $t = 12,430$; $p < 0,001$), thái độ doanh nghiệp ảnh hưởng tích cực đến hành vi tham gia ($\beta = 0,380$; $t = 4,067$; $p < 0,001$) và nhận thức doanh nghiệp cũng ảnh hưởng trực tiếp tích cực đến hành vi tham gia ($\beta = 0,199$; $t = 2,336$; $p = 0,020$). Như vậy, các giả thuyết H1, H2 và H3 đều được chấp nhận. Kết quả kiểm định tác động gián tiếp cho thấy nhận thức doanh nghiệp ảnh hưởng gián tiếp tích cực đến hành vi tham gia thông qua thái độ doanh nghiệp ($\beta = 0,249$; $t = 3,793$; $p < 0,001$), do đó H4 được chấp nhận. Đồng thời, do cả tác động trực tiếp và gián tiếp đều có ý nghĩa thống kê, thái độ doanh nghiệp đóng vai trò trung gian một phần trong mối quan hệ giữa nhận thức và hành vi tham gia.

Xét về khả năng giải thích, mô hình cho thấy R^2 của thái độ doanh nghiệp đạt 0,429 và R^2 của hành vi doanh nghiệp đạt 0,283, cho thấy mô hình giải thích được lần lượt 42,9% và 28,3% biến thiên của hai cấu trúc nội sinh này. Kết quả blindfolding cho thấy Q^2 của thái độ doanh nghiệp đạt 0,276 và Q^2 của hành vi doanh nghiệp đạt 0,175, đều lớn hơn 0, qua đó khẳng định mô hình có năng lực dự báo. Bên cạnh đó, SRMR = 0,086 cho thấy mức độ phù hợp của mô hình ở ngưỡng chấp nhận được. Về kích thước hiệu ứng, nhận thức doanh nghiệp có ảnh hưởng lớn đến thái độ doanh nghiệp ($f^2 = 0,750$), trong khi ảnh hưởng của thái độ đến hành vi tham gia ở mức vừa ($f^2 = 0,115$) và ảnh hưởng trực tiếp của nhận thức đến hành vi cũng ở mức nhỏ ($f^2 = 0,032$).

Khi bổ sung các biến kiểm soát gồm loại hình doanh nghiệp, thời gian hoạt động, quy mô và khu vực hoạt động, các mối quan hệ chính trong mô hình vẫn giữ nguyên chiều tác động và ý nghĩa thống kê. Chỉ có nhóm doanh nghiệp dưới 20 nhân viên cho thấy ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê đến hành vi tham gia so với nhóm trên 40 nhân viên ($\beta = 0,164$; $p = 0,049$), trong khi các biến kiểm soát còn lại không có ý nghĩa ở mức 5%. Nhìn chung, kết quả cho thấy mô hình có độ ổn định tương đối tốt trong việc lý giải hành vi tham gia phát triển du lịch sáng tạo của doanh nghiệp du lịch tại Việt Nam.

4.2. Thảo luận

Kết quả nghiên cứu cho thấy khung OPAB là một cách tiếp cận phù hợp để lý giải hành vi tham gia phát triển du lịch sáng tạo của doanh nghiệp du lịch tại Việt Nam. Phát hiện này có ý nghĩa ở chỗ nó bổ sung bằng chứng thực nghiệm cho việc vận dụng một khung vốn thường được sử dụng trong nghiên cứu hành vi cá nhân sang bối cảnh doanh nghiệp du lịch, nơi quyết định tham gia không chỉ gắn với nhận thức lợi ích hoặc thái độ mà còn chịu ảnh hưởng bởi nhiều yếu tố bên ngoài.

Một điểm đáng chú ý là thái độ doanh nghiệp giữ vai trò trung gian một phần giữa nhận thức và hành vi tham gia. Điều này cho thấy việc doanh nghiệp nhận thấy lợi ích tích cực của du lịch sáng tạo, nhưng chưa đủ để bảo đảm mức độ hành vi tham gia tương ứng. Nói cách khác, giữa “nhìn thấy lợi ích” và “thực sự tham

gia” vẫn tồn tại một khâu chuyển tiếp mang tính thái độ. Kết quả này giúp làm rõ hơn cơ chế chuyển hóa từ nhận thức sang hành vi trong bối cảnh doanh nghiệp, đồng thời cho thấy sự ủng hộ của doanh nghiệp không chỉ là trạng thái tâm lý đi kèm mà là một mắt xích quan trọng trong quá trình hình thành hành vi tham gia.

Kết quả thống kê mô tả càng làm rõ điểm này. Cụ thể, nhận thức của doanh nghiệp về lợi ích của du lịch sáng tạo đạt mức khá cao (Mean = 5,841), thái độ ủng hộ còn cao hơn (Mean = 5,921), trong khi hành vi tham gia thực tế thấp hơn rõ rệt (Mean = 4,808). Mẫu hình này cho thấy doanh nghiệp nhìn chung đã đánh giá tích cực và bày tỏ sự ủng hộ tương đối mạnh đối với du lịch sáng tạo, nhưng mức độ tham gia thực tế vẫn chưa tương xứng. Vì vậy, đóng góp nổi bật của nghiên cứu không nằm ở việc khẳng định một “khoảng cách lý thuyết” mới, mà ở việc cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho thấy tồn tại một độ lệch triển khai giữa mức độ ủng hộ và mức độ hành động thực tế của doanh nghiệp trong phát triển du lịch sáng tạo tại Việt Nam.

Ở góc độ giải thích, kết quả này hàm ý rằng thái độ tích cực là điều kiện cần nhưng chưa phải điều kiện đủ để thúc đẩy hành vi tham gia mạnh mẽ. Mô hình giải thích tương đối tốt sự hình thành thái độ, nhưng khả năng giải thích đối với hành vi vẫn ở mức trung bình. Điều đó gợi mở rằng ngoài nhận thức và thái độ, hành vi tham gia của doanh nghiệp còn có thể chịu ảnh hưởng bởi những điều kiện tổ chức và bối cảnh khác mà mô hình hiện tại chưa bao quát hết. Đây cũng là điểm mở ra hướng phát triển tiếp theo cho nghiên cứu về hành vi doanh nghiệp trong du lịch sáng tạo, theo hướng bổ sung thêm các yếu tố bối cảnh để lý giải tốt hơn quá trình chuyển từ ủng hộ sang hành động.

Kết quả phân tích biến kiểm soát cũng bổ sung một gợi ý thực chứng đáng chú ý. Việc chỉ có nhóm doanh nghiệp dưới 20 nhân viên khác biệt có ý nghĩa thống kê so với nhóm doanh nghiệp lớn hơn gợi ý rằng doanh nghiệp nhỏ có thể linh hoạt hơn hoặc sẵn sàng thử nghiệm hơn trong việc tham gia các hoạt động du lịch sáng tạo. Các đặc điểm khác như loại hình, thời gian và khu vực hoạt động không có ý nghĩa ảnh hưởng do có chỉ số p-value lớn hơn 0,05. Điều này nhấn mạnh rằng, trong mô hình hiện tại, nhận thức và thái độ vẫn là các động lực cốt lõi hơn so với nhiều đặc điểm nền của doanh nghiệp.

Từ các kết quả trên, nghiên cứu đóng góp ở ba điểm chính. Thứ nhất, nghiên cứu bổ sung bằng chứng thực nghiệm cho khả năng vận dụng khung OPAB trong bối cảnh doanh nghiệp du lịch tại Việt Nam. Thứ hai, nghiên cứu làm rõ vai trò của thái độ doanh nghiệp như một cơ chế trung gian quan trọng trong quá trình chuyển hóa từ nhận thức sang hành vi tham gia. Thứ ba, nghiên cứu cho thấy mức độ ủng hộ cao chưa đồng nghĩa với mức độ tham gia tương ứng, từ đó gợi mở nhu cầu nghiên cứu sâu hơn về các điều kiện tổ chức và bối cảnh ảnh hưởng đến việc chuyển hóa từ ủng hộ sang hành động tham gia trong thực tế của doanh nghiệp.

5. Kết luận và hàm ý

5.1. Kết luận

Về mặt học thuật, nghiên cứu này đóng góp chủ yếu ở việc làm rõ giá trị ứng dụng của khung nhận thức-thái độ-hành vi trong bối cảnh doanh nghiệp du lịch tham gia phát triển du lịch sáng tạo tại Việt Nam. Thay vì chỉ dừng ở việc kiểm định các mối quan hệ tuyến tính cơ bản, nghiên cứu cho thấy quá trình chuyển hóa từ nhận thức sang hành vi ở cấp độ doanh nghiệp không diễn ra hoàn toàn trực tiếp mà được định hình một phần thông qua thái độ ủng hộ. Đồng thời, kết quả cũng gợi mở rằng mức độ ủng hộ tích cực của doanh nghiệp chưa tự động chuyển hóa thành mức độ tham gia tương ứng trong thực tiễn, qua đó nhấn mạnh sự cần thiết phải xem xét thêm các điều kiện tổ chức và bối cảnh khi nghiên cứu hành vi doanh nghiệp trong phát triển du lịch sáng tạo. Từ đó, nghiên cứu góp phần mở rộng hướng tiếp cận hành vi tổ chức trong lĩnh vực du lịch sáng tạo và tạo cơ sở cho các nghiên cứu tiếp theo tích hợp sâu hơn các yếu tố bối cảnh vào mô hình phân tích.

5.2. Hàm ý quản trị và chính sách

5.2.1. Đối với doanh nghiệp du lịch

Kết quả nghiên cứu cho thấy doanh nghiệp du lịch đã có mức nhận thức và thái độ khá tích cực đối với phát triển du lịch sáng tạo, nhưng mức độ tham gia thực tế vẫn còn thấp hơn. Vì vậy, doanh nghiệp cần chuyển từ mức độ ủng hộ sang hành động cụ thể thông qua việc xây dựng lộ trình tham gia phù hợp với năng lực thực tế, ưu tiên các sản phẩm và hoạt động có quy mô vừa phải, dễ triển khai và có thể thử nghiệm trước khi mở rộng. Đồng thời, doanh nghiệp cần tăng cường hợp tác với cộng đồng địa phương, nghệ nhân và các bên liên quan để đồng tạo giá trị, chia sẻ nguồn lực và nâng cao tính khác biệt của sản phẩm. Việc đầu tư vào

năng lực sáng tạo, nhân lực và truyền thông cũng là điều cần thiết để duy trì sự tham gia lâu dài và hiệu quả hơn trong phát triển du lịch sáng tạo.

5.2.2. Đối với cơ quan quản lý nhà nước

Kết quả nghiên cứu cho thấy thái độ doanh nghiệp giữ vai trò trung gian quan trọng giữa nhận thức và hành vi tham gia. Do đó, chính sách không nên chỉ dừng ở việc nâng cao nhận thức mà cần hướng tới tạo động lực tham gia thực chất cho doanh nghiệp. Các cơ quan quản lý cần đẩy mạnh đào tạo, tập huấn và hỗ trợ kỹ thuật về phát triển du lịch sáng tạo, đặc biệt đối với doanh nghiệp nhỏ và vừa. Bên cạnh đó, cần hoàn thiện cơ chế phối hợp giữa Nhà nước, doanh nghiệp, cộng đồng và các chủ thể văn hóa địa phương; đồng thời tăng cường hỗ trợ xúc tiến, kết nối thị trường và điều kiện triển khai để giúp doanh nghiệp giảm bớt rào cản khi chuyển từ ủng hộ sang hành động thực tế. Về dài hạn, việc thúc đẩy sự tham gia của doanh nghiệp cần được đặt trong định hướng phát triển hệ sinh thái du lịch sáng tạo có bản sắc, tính cạnh tranh và tính bền vững cao hơn.

5.3. Hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo

Nghiên cứu vẫn còn một số hạn chế. Thứ nhất, dữ liệu được thu thập theo phương pháp tự báo cáo và tại một thời điểm, do đó còn hạn chế về suy luận nhân quả theo thời gian. Thứ hai, mẫu khảo sát 158 doanh nghiệp có thể chưa phản ánh đầy đủ sự đa dạng giữa các loại hình, quy mô và khu vực. Thứ ba, thước đo hành vi tham gia chủ yếu dựa trên cảm nhận của người trả lời, chưa kết hợp các chỉ báo khách quan về đầu tư, hợp tác hay kết quả hoạt động liên quan đến du lịch sáng tạo. Từ đó, các nghiên cứu tiếp theo có thể sử dụng dữ liệu dọc theo thời gian, mở rộng phân tích theo nhóm doanh nghiệp, bổ sung các biến bối cảnh và các chỉ báo khách quan để nâng cao khả năng giải thích hành vi tham gia của doanh nghiệp trong phát triển du lịch sáng tạo.

Tài liệu tham khảo

- Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 2(50), 179-211.
- Binkhorst, E. & Dekker, T.D. (2009). Agenda for co-creation tourism experience research. *Journal of Hospitality Marketing & Management*, 2-3(18), 311-327.
- Della Lucia, M. & Trunfio, M. (2018). The role of the private actor in cultural regeneration: Hybridizing cultural heritage with creative tourism. *Cities*, 82, 35-44.
- Duxbury, N. & Richards, G. (2019). *A research agenda for creative tourism*. Edward Elgar Publishing, Cheltenham.
- Hair, J.F., Hult, G.T.M., Ringle, C.M. & Sarstedt, M. (2021). *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)*, 3rd ed. SAGE, Thousand Oaks.
- Lankford, S.V. & Howard, D.R. (1994). Developing a tourism impact attitude scale. *Annals of Tourism Research*, 21(1), 121-139.
- Lin, Z., Chen, Y. & Filieri, R. (2017). Resident-tourist value co-creation: The role of residents' perceived tourism impacts and life satisfaction. *Tourism Management*, 61, 436-442.
- OECD (2014). *Tourism and the creative economy*. OECD Tourism Papers (2014/02), OECD Publishing, Paris.
- Ohridska-Olson, R. & Ivanov, S. (2010). Creative tourism business model and its application in Bulgaria. *Tourism & Hospitality Management*, 1(16), 45-58.
- Richards, G. & Marques, L. (2018). *Creating synergies between cultural policy and tourism*. OECD Publishing, Paris.
- Richards, G. (2019). Creative tourism: Opportunities for smaller places?. *Tourism & Management Studies*, S1(15), 7-10.
- Rogers, E.M. (2003). *Diffusion of innovations*, 5th ed. Free Press, New York.
- Zhang, X., Singh, S., Li, J. & Shao, X. (2023). Exploring the effects of value co-creation strategies in event services on attendees' citizenship behaviors: The roles of customer empowerment and psychological ownership. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 74, 103619.

*Tác giả liên hệ: Bùi Thị Hồng Việt. Email: vietbh@neu.edu.vn

CHẤT LƯỢNG DỒN TÍCH, TÍN DỤNG THƯƠNG MẠI VÀ TÍN DỤNG NGÂN HÀNG: TRƯỜNG HỢP CỦA CÁC DOANH NGHIỆP NIÊM YẾT VIỆT NAM

Nguyễn Thanh Liêm

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

Email: liemnt@uel.edu.vn

Mã bài: JED-2803

Ngày nhận: 29/12/2025

Ngày nhận bản sửa: 22/03/2026

Ngày duyệt đăng: 25/03/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2803

Tóm tắt:

Nghiên cứu này xem xét tác động của chất lượng dồn tích đến mức tín dụng thương mại của doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam giai đoạn 2010–2024. Tác giả đo lường chất lượng dồn tích bằng mô hình Dechow–Dichev mở rộng bởi McNichols (2002). Kết quả cho thấy mức dồn tích tùy nghi cao, hay chất lượng dồn tích thấp, dẫn đến doanh nghiệp nhận ít tín dụng thương mại hơn. Các phương pháp kiểm tra độ vững với biến phụ thuộc thay thế và các mô hình khác đều có kết quả nhất quán, giúp nhấn mạnh vai trò của chất lượng dồn tích như một yếu tố quan trọng trong việc tiếp cận tài trợ thương mại từ nhà cung cấp tại thị trường mới nổi. Ngoài ra, trong bối cảnh Việt Nam, có bằng chứng cho thấy chất lượng dồn tích còn ảnh hưởng đến sự lựa chọn thay thế giữa hai loại nợ ngắn hạn là nợ ngân hàng và tín dụng thương mại.

Từ khóa: Chất lượng dồn tích, tín dụng thương mại, khoản phải trả thương mại, Việt Nam.

JEL Codes: G30, G32.

Accruals quality, trade payables and bank credit: Evidence of listed firms in Vietnam

Abstract

This study examines the role of accruals quality in determining trade credit for non-financial listed enterprises in Vietnam from 2010 to 2024. The author measures accruals quality using the Dechow–Dichev model as modified by McNichols (2002). The results indicate that high levels of discretionary accruals—or low accruals quality—lead to firms receiving less trade credit. Robustness checks using alternative dependent variables and various models yield consistent results, highlighting the role of accruals quality as a crucial factor in accessing trade financing from suppliers in an emerging market. Furthermore, in the Vietnamese context, accruals quality also affects the substitution choice between the two types of short-term debt: bank loans and trade credit.

Keywords: Accruals quality, Trade credit, Trade payables, Vietnam

JEL Codes: G30, G32

1. Giới thiệu

Trong lĩnh vực kế toán – tài chính doanh nghiệp, chất lượng dồn tích (accruals quality – AQ) được xem là một chỉ báo cốt lõi phản ánh độ tin cậy và tính hữu ích của thông tin kế toán. AQ thể hiện mức độ mà lợi nhuận kế toán phản ánh chính xác các lợi ích kinh tế, cũng như khả năng dự báo các dòng tiền trong tương lai (Francis & cộng sự, 2005; Dechow & Dichev, 2002). Nhờ vậy, AQ đóng vai trò như một thước đo tổng hợp về mức độ minh bạch và hiệu quả của hệ thống báo cáo tài chính. Khi AQ cao, rủi ro thông tin bất cân xứng giảm, giúp các nhà đầu tư, chủ nợ và nhà cung cấp đánh giá chính xác tiềm năng tài chính của doanh

nghiệp. Ngược lại, chất lượng dồn tích thấp dẫn đến chi phí vốn cao hơn, do các bên tài trợ yêu cầu phần bù rủi ro lớn hơn nhằm bù đắp cho sự thiếu tin cậy trong thông tin báo cáo (Bharath & cộng sự, 2008; Francis & cộng sự, 2005).

Trong bối cảnh các nền kinh tế mới nổi như Việt Nam, AQ càng có ý nghĩa đặc biệt khi cơ chế minh bạch hóa thông tin và mức độ tuân thủ chuẩn mực kế toán vẫn còn hạn chế. Le & cộng sự (2021) cho thấy các doanh nghiệp niêm yết có AQ cao được hưởng mức chi phí nợ thấp hơn đáng kể so với nhóm doanh nghiệp có AQ thấp. Đáng chú ý, thành phần AQ tùy nghi (*discretionary AQ*), thể hiện mức độ can thiệp chủ quan của nhà quản lý vào quy trình ghi nhận kế toán, ảnh hưởng đáng kể tới việc định giá nợ. Những phát hiện này cho thấy chủ nợ tại thị trường Việt Nam, nơi hệ thống giám sát còn non trẻ, đặc biệt nhạy cảm với rủi ro thao túng lợi nhuận và hành vi cơ hội của doanh nghiệp (Eliwa & cộng sự, 2019; Le & cộng sự, 2021).

Khoản phải trả thương mại (KPTTM) đã và đang giữ vai trò là nguồn vốn ngắn hạn trọng yếu của doanh nghiệp Việt Nam. Trong điều kiện cấu trúc thị trường tài chính thiên về ngân hàng, với tỷ lệ tín dụng ngân hàng trên GDP cao hơn nhiều so với mức trung bình thế giới, tín dụng thương mại (TDTM) trở thành một kênh tài trợ thay thế phổ biến và linh hoạt ở Việt Nam (Luu & Nguyen, 2021). Theo Luu & Nguyen (2021), các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết giai đoạn 2011–2019 có khoản phải trả thương mại chiếm bình quân 11,5% tổng tài sản. Trong bối cảnh tiếp cận vốn ngân hàng còn một số giới hạn, khoản phải trả thương mại đóng vai trò vừa là công cụ hỗ trợ thanh khoản, vừa là yếu tố then chốt duy trì chuỗi cung ứng, giúp doanh nghiệp ổn định sản xuất kinh doanh trong giai đoạn kinh tế biến động.

Trên lý thuyết, mối quan hệ giữa vay ngân hàng và tín dụng thương mại có thể được giải thích qua lý thuyết “thứ tự ưu tiên nguồn vốn” (pecking order theory), trong đó doanh nghiệp sẽ ưu tiên nguồn vốn rẻ và khả dụng hơn như vay ngân hàng, rồi mới chuyển sang sử dụng tín dụng thương mại khi khả năng vay vốn chính thức bị hạn chế (Meltzer, 1960; Petersen & Rajan, 1997). Tuy nhiên, các bằng chứng thực nghiệm gần đây tại Việt Nam (Luu & Nguyen, 2021) cho thấy mối quan hệ giữa hai kênh vốn ngắn hạn này không tuyến tính. Cụ thể, tồn tại một mối quan hệ phi tuyến dạng “chữ U ngược”: ở mức vay ngân hàng thấp, hai kênh vốn có thể bổ sung cho nhau; trong khi ở mức cao, tín dụng ngân hàng (TDNH) dần thay thế khoản phải trả thương mại do chi phí của tín dụng thương mại thường cao hơn.

Cho đến nay, ở Việt Nam, nơi thông tin kế toán là nền tảng đưa ra quyết định tín dụng cho cả ngân hàng lẫn nhà cung cấp, AQ tốt có thể giúp giảm bất đối xứng thông tin, củng cố lòng tin từ hai nhóm chủ nợ (ngân hàng và nhà cung cấp) và tác động trực tiếp đến quy mô của các khoản phải trả thương mại mà doanh nghiệp có thể nhận được. Mặc dù vậy, hầu hết các công trình nghiên cứu trong và ngoài nước mới dừng lại ở việc xem xét mối quan hệ thay thế giữa tín dụng ngân hàng và tín dụng thương mại, hoặc tác động của AQ lên chi phí nợ hoặc khả năng tiếp cận từng loại tín dụng riêng biệt (Chen & cộng sự, 2017; Li & cộng sự, 2018; Palacin-Sánchez & cộng sự, 2022). Theo tìm hiểu của tác giả, chưa có nghiên cứu nào phân tích vai trò của AQ trong việc ảnh hưởng đến mối quan hệ của hai nguồn tài trợ này, dù đây là vấn đề có ý nghĩa lý thuyết lẫn thực tiễn quan trọng đối với các nền kinh tế mới nổi.

Trên cơ sở đó, nghiên cứu này hướng đến hai mục tiêu chính. Thứ nhất, nghiên cứu đánh giá tác động trực tiếp của chất lượng dồn tích đến quy mô khoản phải trả thương mại của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam, nhằm làm rõ liệu AQ tốt có thực sự cải thiện khả năng tiếp cận tín dụng từ nhà cung cấp hay không. Vấn đề này vẫn chưa được chú trọng nghiên cứu dù nó mang nhiều ý nghĩa thực tiễn quan trọng cho cả doanh nghiệp cũng như các nhà hoạch định chính sách hướng tới khơi thông nguồn vốn cho các hoạt động kinh doanh. Thứ hai, tác giả xem xét vai trò điều tiết của AQ trong mối quan hệ đánh đổi giữa khoản phải trả thương mại và tín dụng ngân hàng ngắn hạn, qua đó phân tích cách chất lượng thông tin kế toán ảnh hưởng đến cấu trúc tài trợ ngắn hạn của doanh nghiệp. Bằng việc áp dụng mô hình Dechow & Dichev (2002) và McNichols (2002) để đo AQ trên bộ dữ liệu bảng của các doanh nghiệp niêm yết giai đoạn 2010–2024, nghiên cứu kỳ vọng đóng góp bằng chứng mới cho dòng nghiên cứu về chất lượng báo cáo tài chính và cấu trúc vốn ngắn hạn trong bối cảnh thị trường mới nổi, đồng thời đưa ra các hàm ý chính sách hữu ích nhằm nâng cao minh bạch tài chính và hiệu quả sử dụng vốn trong khu vực doanh nghiệp Việt Nam.

2. Tổng quan nghiên cứu có liên quan

2.1. Chất lượng dồn tích, bất cân xứng thông tin và tín dụng thương mại

AQ được xem là một chỉ báo quan trọng phản ánh độ tin cậy của thông tin kế toán và mức độ minh bạch của báo cáo tài chính. Theo Dechow & Dichev (2002) và Francis & cộng sự (2005), AQ cao thể hiện khả năng lợi nhuận kế toán phản ánh chính xác dòng tiền kinh tế cơ bản, từ đó giúp cải thiện khả năng dự báo dòng tiền trong tương lai. Ngược lại, AQ thấp, thường gắn với mức dồn tích tùy ý cao, có thể phản ánh hành vi quản trị lợi nhuận, làm suy giảm độ tin cậy của thông tin tài chính (Bharath & cộng sự, 2008).

Theo lý thuyết bất cân xứng thông tin (Akerlof, 1970), AQ đóng vai trò như một cơ chế giảm thiểu bất cân xứng thông tin giữa doanh nghiệp và chủ nợ. Khi chất lượng báo cáo tài chính cao, các bên cung cấp vốn có thể đánh giá chính xác hơn rủi ro tín dụng, qua đó giảm chi phí giám sát và chi phí vốn. Ngược lại, khi AQ thấp, thông tin tài chính trở nên kém tin cậy, làm gia tăng bất cân xứng thông tin và khiến các chủ nợ phải dựa vào các cơ chế thay thế hoặc áp dụng chính sách tín dụng thận trọng hơn.

Tín dụng thương mại (trade payables) chịu ảnh hưởng trực tiếp từ mức độ bất cân xứng thông tin. Theo Petersen & Rajan (1997) và Cunat (2007), nhà cung cấp có lợi thế về “thông tin mềm” nhờ mối quan hệ giao dịch thường xuyên với khách hàng, cho phép họ đánh giá rủi ro tín dụng dựa trên hành vi thanh toán và lịch sử giao dịch, thay vì chỉ dựa vào báo cáo tài chính. Điều này hàm ý rằng, trong một số trường hợp, doanh nghiệp có AQ thấp vẫn có thể tiếp cận tín dụng thương mại thông qua cơ chế giám sát trực tiếp của nhà cung cấp.

Tuy nhiên, lý thuyết tín hiệu lại đưa ra một dự đoán khác. AQ cao có thể được xem là một tín hiệu tích cực về chất lượng quản trị và mức độ minh bạch của doanh nghiệp, qua đó củng cố niềm tin của nhà cung cấp và khuyến khích họ cung cấp tín dụng với chi phí thấp hơn (Francis & cộng sự, 2005). Ngược lại, AQ thấp phát đi tín hiệu tiêu cực, khiến nhà cung cấp điều chỉnh hành vi theo hướng thận trọng, chẳng hạn như rút ngắn kỳ hạn thanh toán hoặc giảm hạn mức tín dụng.

Các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy sự tồn tại song song của hai cơ chế này. Một số nghiên cứu cho thấy AQ thấp có liên quan đến mức tín dụng thương mại cao hơn, do nhà cung cấp đóng vai trò thay thế khi thông tin tài chính kém minh bạch (Cunat, 2007; Chen & cộng sự, 2017). Ngược lại, các nghiên cứu khác lại tìm thấy mối quan hệ tích cực giữa AQ và tín dụng thương mại, cho thấy nhà cung cấp vẫn dựa đáng kể vào thông tin kế toán trong đánh giá rủi ro (Li & cộng sự, 2018; Palacín-Sánchez & cộng sự, 2022).

Trong các nền kinh tế mới nổi như Việt Nam, nơi hệ thống thông tin và cơ chế thực thi còn hạn chế, tín hiệu từ báo cáo tài chính có thể đóng vai trò quan trọng hơn trong quyết định cấp tín dụng. Bằng chứng tại Việt Nam cho thấy AQ có mối quan hệ chặt chẽ với chi phí nợ, hàm ý rằng các chủ nợ nhạy cảm với chất lượng thông tin kế toán (Le & cộng sự, 2021).

Do đó, trong bối cảnh này, tác giả xây dựng giả thuyết H1 như sau:

H1: AQ có tương quan cùng chiều đến khoản phải trả của doanh nghiệp.

2.2. Chất lượng dồn tích và mối quan hệ giữa tín dụng thương mại và tín dụng ngân hàng

Bên cạnh tác động trực tiếp đến tín dụng thương mại, AQ còn có thể ảnh hưởng đến mối quan hệ giữa tín dụng thương mại và tín dụng ngân hàng. Theo lý thuyết trật tự phân hạng vốn (Meltzer, 1960; Myers & Majluf, 1984), doanh nghiệp có xu hướng ưu tiên các nguồn vốn có chi phí thấp và ít ràng buộc hơn, trong đó tín dụng ngân hàng thường được ưu tiên trước tín dụng thương mại. Tuy nhiên, các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy tín dụng thương mại có thể đóng vai trò như một kênh tài trợ thay thế khi doanh nghiệp gặp hạn chế trong tiếp cận vốn ngân hàng (Petersen & Rajan, 1997; Love & cộng sự, 2007). Mặt khác, trong một số trường hợp, hai nguồn vốn này có thể bổ sung lẫn nhau, đặc biệt khi doanh nghiệp cần duy trì thanh khoản trong bối cảnh biến động tài chính.

Các ngân hàng phụ thuộc nhiều vào thông tin tài chính chính thức, nên AQ cao giúp cải thiện khả năng đánh giá rủi ro và có thể dẫn đến việc mở rộng tín dụng (Bharath & cộng sự, 2008; Le & cộng sự, 2021). Ngược lại, khi AQ thấp, ngân hàng có thể thắt chặt điều kiện cho vay, buộc doanh nghiệp phải chuyển sang sử dụng tín dụng thương mại như một nguồn thay thế. Đối với nhà cung cấp, mặc dù họ có lợi thế về thông tin mềm, AQ vẫn đóng vai trò như một tín hiệu bổ sung trong việc đánh giá khách hàng (Chen & cộng sự, 2017; Palacín-Sánchez & cộng sự, 2022). Tuy nhiên, mức độ phụ thuộc của họ vào báo cáo tài chính có thể thấp hơn so với ngân hàng, dẫn đến sự khác biệt trong phản ứng đối với thay đổi của AQ.

Từ đó, AQ có thể ảnh hưởng không chỉ đến mức độ sử dụng từng loại tín dụng riêng lẻ, mà còn đến cách thức doanh nghiệp phân bổ giữa tín dụng ngân hàng và tín dụng thương mại. Về mặt lý thuyết, AQ cao có thể làm tăng khả năng tiếp cận tín dụng ngân hàng và giảm nhu cầu sử dụng tín dụng thương mại, qua đó củng cố quan hệ thay thế giữa hai nguồn vốn. Ngược lại, AQ thấp có thể làm suy yếu khả năng vay ngân hàng và thúc đẩy vai trò của tín dụng thương mại như một kênh tài trợ thay thế. Do đó, vai trò điều tiết của AQ trong mối quan hệ giữa tín dụng ngân hàng và tín dụng thương mại vẫn là một vấn đề thực nghiệm cần được kiểm định. Tuy nhiên, mức độ và hướng tác động của cơ chế này phụ thuộc vào bối cảnh thể chế và đặc điểm của từng thị trường.

H2: Chất lượng dồn tích có tác động điều tiết trong mối quan hệ giữa tín dụng thương mại và tín dụng ngân hàng.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình thực nghiệm

Để kiểm định tác động trực tiếp của chất lượng dồn tích (accruals quality – AQ) đến khoản phải trả thương mại, nghiên cứu đề xuất mô hình hồi quy dữ liệu bảng sau:

$$TCP_{it} = \beta_0 + \beta_1 AQ_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 Liquid_{it} + \beta_5 SaleGr_{it} + \beta_6 ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

TCP là biến phụ thuộc đại diện cho Khoản phải trả thương mại/Phải trả nhà cung cấp;

AQ là biến đại diện cho chất lượng dồn tích;

Size (log tổng tài sản) phản ánh quy mô doanh nghiệp – các công ty lớn thường có sức mạnh đàm phán cao hơn với nhà cung cấp, dẫn đến khoản phải trả thương mại lớn hơn (Luu & Nguyen, 2021; Petersen & Rajan, 1997);

Lev (yếu tố đòn bẩy - tổng nợ/tổng tài sản): doanh nghiệp có thể kiểm soát rủi ro tài chính, vì doanh nghiệp có đòn bẩy cao có thể phụ thuộc nhiều hơn vào tín dụng thương mại thay thế vay ngân hàng (Palacín-Sánchez & cộng sự, 2022);

Liq (tài sản ngắn hạn/nợ ngắn hạn) đại diện cho yếu tố thanh khoản: doanh nghiệp có thanh khoản thấp thường kéo dài kỳ hạn thanh toán nhà cung cấp (Garcia-Teruel & Martinez-Solano, 2010);

SaleGr (tăng trưởng doanh thu): doanh nghiệp có tăng trưởng nhanh cần nhiều vốn mở rộng, thúc đẩy sử dụng khoản phải trả thương mại để tài trợ tăng trưởng (Luu & Nguyen, 2021);

ROA (lợi nhuận/tài sản) kiểm soát hiệu quả kinh doanh, vì doanh nghiệp sinh lời cao ít cần tín dụng thương mại (Chen & cộng sự, 2017).

Đo lường biến số chính

TCP: tỷ lệ khoản phải trả nhà cung cấp trên tổng tài sản (trade payables/total assets), thống nhất với các nghiên cứu về tín dụng thương mại (Luu & Nguyen, 2021; Chen & cộng sự, 2017).

AQ được đo lường sử dụng phương pháp Dechow-Dichev (2002) được tùy chỉnh bởi McNichols (2002), được chấp nhận rộng rãi trong tài chính. Trong đó, mô hình sau được áp dụng:

$$TACC_t/TAt-1 = a_0 + a_1(1/TAt-1) + b_1(\Delta SALES - \Delta REC)/TAt-1 + \gamma(PPE/TAt-1) + gROAt + industry dummies + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

TACC là tổng dồn tích, tính bằng: $TACC = [(\Delta CA - \Delta Cash) - (\Delta CL - \Delta STD)] - DEP$ (McNichols, 2002).

ΔCA là thay đổi của tài sản ngắn hạn, $\Delta Cash$ là thay đổi của tiền mặt, ΔCL là thay đổi nghĩa vụ ngắn hạn, ΔSTD là thay đổi của nợ ngắn hạn.

DEP là chi phí khấu hao trong kỳ.

$\Delta SALES$ và ΔREC thể hiện thay đổi trong doanh thu và khoản phải thu, PPE là tài sản cố định hữu hình.

ROA là khả năng sinh lời, tính bằng thu nhập ròng chia cho tổng tài sản.

ε_{it} là biến DACC, thể hiện chất lượng dồn tích. Theo cách tiếp cận của McNichols (2002), chất lượng dồn

tích được đo lường thông qua phần dư e_{it} từ mô hình hồi quy tổng dồn tích. Giá trị càng tăng của phần dư e_{it} thể hiện AQ giảm.

3.2. Phương pháp ước lượng

Nghiên cứu áp dụng ba mô hình ước lượng dữ liệu bảng để đảm bảo tính vững. Trước tiên, mô hình hồi quy OLS gộp, ảnh hưởng cố định - fixed effects (FE) - và ảnh hưởng ngẫu nhiên - random effects (RE) - được sử dụng. Tiếp theo, nghiên cứu cũng xem xét đến khả năng có tính động trong TCP, và do mô hình động, nghiên cứu sử dụng two-step System GMM (Blundell & Bond, 1998; Arellano & Bover, 1995; Roodman, 2009) – phương pháp tiên tiến xử lý nội sinh do có mối quan hệ hai chiều tiềm tàng giữa AQ và TCP và hiệu ứng quán tính (persistence) của khoản phải trả thương mại. System GMM kết hợp phương trình sai phân và phương trình gốc, sử dụng các biến làm trễ (lagged) làm công cụ nội sinh (instruments). Ngoài ra, System GMM sử dụng kiểm định AR(2) cho tự tương quan và Sargan/Hansen cho tính hợp lệ công cụ. Phương pháp ước lượng hai bước (two-step) hiệu quả hơn một bước (one-step) nhờ hiệu chỉnh sai số chuẩn cho phương sai thay đổi (Roodman, 2009).

3.3. Mẫu nghiên cứu

Mẫu bao gồm tất cả doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên HOSE và HNX, thu thập từ Thomson Refinitiv Datastream giai đoạn 2010–2024 (592 doanh nghiệp). Nghiên cứu loại bỏ quan sát thiếu dữ liệu, và các doanh nghiệp thuộc ngành tài chính. Giai đoạn 2010-2024 được lựa chọn làm giai đoạn nghiên cứu nhằm giảm khả năng ảnh hưởng của khủng hoảng nợ dưới chuẩn cũng như bao quát được giai đoạn khủng hoảng COVID-19, đảm bảo tính biến động đủ trong chuỗi thời gian (Le & cộng sự, 2021). Cuối cùng, tác giả sử dụng kỹ thuật winsorize, loại bỏ 1% trên dưới của tất cả các biến, để loại bỏ các giá trị ngoại lai.

4. Kết quả nghiên cứu

Bảng 1 cung cấp giá trị thống kê mô tả cho các biến trong mô hình. TCP có giá trị trung bình là 0,1, nghĩa là khoảng 10% tổng tài sản, điều này cũng hàm ý khoảng 10% tài sản của doanh nghiệp là do công ty được nhận tài trợ từ đối tác thương mại. Nợ của công ty chiếm khoảng 47%, hay một phần hai tài sản được hình thành từ nguồn này. Nhìn chung, thanh khoản của các công ty khá tốt với chỉ số là 2,2 lần, trong khi tốc độ tăng trưởng doanh thu trung bình khá cao, lên đến khoảng 11% một năm. Cuối cùng, ROA ghi nhận giá trị trung bình là 8%, cho thấy khả năng sinh lời chưa thực sự cao của các doanh nghiệp trong mẫu.

Bảng 1. Thống kê mô tả

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Min	Max
tcp	6.699	0,098	0,084	0,001	0,415
dacc	6.699	0,000	0,132	-0,564	0,651
size	6.699	27,553	1,642	23,330	34,360
tang	6.699	0,194	0,181	0,000	0,800
lev	6.699	0,474	0,202	0,056	0,870
liquid	6.699	2,164	1,807	0,404	17,595
salegr	6.699	0,106	0,337	-0,641	2,091
roa	6.699	0,080	0,082	-0,284	0,593

Bảng 2 trình bày các hệ số tương quan cặp giữa các biến trong mô hình. Hệ số tương quan âm giữa TCP và DACC cho thấy khi DACC tăng – tức mức dồn tích tùy ý cao hơn, chất lượng dồn tích thấp hơn – thì tỷ lệ tín dụng thương mại giảm xuống. Nói cách khác, doanh nghiệp có chất lượng báo cáo tài chính cao hơn (DACC thấp) có xu hướng sử dụng nhiều tín dụng thương mại hơn, trong khi những doanh nghiệp thể hiện dấu hiệu quản trị lợi nhuận thông qua dồn tích tùy ý (DACC cao) thường nhận được ít tín dụng từ nhà cung cấp. Kết quả này hàm ý rằng nhà cung cấp phản ứng tiêu cực trước tín hiệu chất lượng báo cáo kém, nhất quán với lập luận của lý thuyết tín hiệu và các bằng chứng thực nghiệm cho thấy chất lượng thông tin kế toán ảnh hưởng đáng kể tới quyết định cấp tín dụng thương mại (Chen & cộng sự; 2017; PalacínSánchez & cộng sự, 2022; Le & cộng sự, 2021). Tiếp theo, doanh nghiệp có quy mô lớn, thanh khoản cao, có khả năng sinh lời tốt sẽ ít có nhu cầu sử dụng tín dụng thương mại, có thể do đây là nguồn vốn không rẻ so với đi vay ngân

hàng. Ngược lại, khi nợ phải trả tăng, doanh nghiệp có xu hướng chuyển sang sử dụng tín dụng thương mại. Phương pháp kiểm định nhân tử phóng đại phương sai (VIF test) cho thấy các hệ số đều dưới 4, thể hiện vấn đề đa cộng tuyến không đáng quan ngại cho kết quả hồi quy.

Bảng 2. Ma trận tương quan

	tcp	dacc	size	tang	lev	liquid	salegr	roa
tcp	1,0000							
dacc	-0,0351	1,0000						
size	-0,1373	0,0381	1,0000					
tang	-0,0925	-0,0513	0,0239	1,0000				
lev	0,3494	0,0524	0,3031	-0,0673	1,0000			
liquid	-0,3179	0,0758	-0,1725	-0,1654	-0,5992	1,0000		
salegr	0,0570	0,1189	0,0564	-0,0176	0,0924	-0,0605	1,0000	
roa	-0,1238	0,0000	-0,104	0,0713	-0,4383	0,2723	0,1097	1,0000

Kết quả hồi quy tại Bảng 3 cho thấy hệ số của DACC luôn âm và có ý nghĩa thống kê 1% trên tất cả các mô hình. Điều này khẳng định khi đòn tích lũy nghi gia tăng — phản ánh chất lượng đòn tích suy giảm — tỷ trọng khoản phải trả thương mại (TCP) trên tổng tài sản của doanh nghiệp có xu hướng giảm.

Phát hiện này phù hợp với lý thuyết tín hiệu, trong đó báo cáo tài chính chất lượng cao đóng vai trò là tín hiệu tích cực về minh bạch tài chính, giúp củng cố niềm tin của các nhà cung cấp. Ngược lại, việc quản trị lợi nhuận (thể hiện qua DACC cao) khiến nhà cung cấp trở nên thận trọng hơn, dẫn đến việc rút ngắn kỳ hạn thanh toán hoặc thu hẹp quy mô tín dụng. Dù nhà cung cấp có thông tin mềm, họ vẫn dựa vào chất lượng thông tin kế toán để phân loại rủi ro khách hàng (Palacín-Sánchez & cộng sự, 2022). Ở một thị trường mới nổi có chất lượng thể chế và môi trường thông tin còn nhiều hạn chế như Việt Nam (Le & cộng sự, 2021), vai trò của chất lượng báo cáo tài chính càng được khẳng định.

Bảng 3. Hồi quy mô hình tác động của DACC đến TCP

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	tcp	tcp	tcp	tcp	tcp
dacc	-0,0219*** [0,00698]	-0,0279*** [0,00459]	-0,0273*** [0,00458]	-0,0277*** [0,00457]	-0,0277*** [0,00457]
size	-0,0136*** [0,000581]	-0,0101*** [0,00126]	-0,0113*** [0,000999]	-0,0101*** [0,000996]	-0,0101*** [0,000996]
lev	0,146*** [0,00630]	0,124*** [0,00740]	0,131*** [0,00691]	0,130*** [0,00688]	0,130*** [0,00688]
liquid	-0,00740*** [0,000634]	-0,00306*** [0,000609]	-0,00349*** [0,000587]	-0,00336*** [0,000585]	-0,00336*** [0,000585]
salegr	0,00723*** [0,00276]	0,0141*** [0,00186]	0,0134*** [0,00185]	0,0137*** [0,00185]	0,0135*** [0,00186]
roa	0,0442*** [0,0125]	0,0232* [0,0119]	0,0232** [0,0115]	0,0226** [0,0114]	0,0224* [0,0115]
Industry dummies				YES	YES
gdpgr					0,0209 [0,0347]
Hàng số	0,416*** [0,0158]	0,320*** [0,0344]	0,351*** [0,0274]	0,317*** [0,0295]	0,315*** [0,0296]
Số quan sát	6.699	6.699	6.699	6.699	6.699

*Chú thích: Hệ số trong ngoặc vuông là sai số chuẩn. *, **, và *** biểu thị ý nghĩa thống kê ở mức 10, 5 và 1%. (1) OLS, (2) Fixed effects model, (3) Random effects model, (4) Random effects với Industry dummies, (5) Random effects với industry dummies và GDP growth (kiểm soát cho yếu tố chu kỳ kinh tế).*

Do có thể tồn tại mối quan hệ hai chiều giữa DACC và TCP, Bảng 4 cung cấp bằng chứng về tính vững của mối quan hệ âm giữa DACC và TCP. Khi sử dụng biến trễ một kỳ (L.dacc) và phương pháp System GMM để kiểm soát vấn đề nội sinh trong Bảng 4, hệ số DACC vẫn giữ nguyên dấu âm và có ý nghĩa thống kê. Đáng chú ý, biến trễ L.tcp mang hệ số dương lớn, cho thấy các quan hệ tín dụng thương mại tại Việt Nam

có tính bền vững và quán tính cao theo thời gian. Do đó, việc sử dụng mô hình động là phù hợp, và các kiểm định tiêu chuẩn là AR2 và Hansen có p-value lớn hơn 0,05, cho thấy các ước lượng là phù hợp, đáng tin cậy cho các diễn giải thống kê (Blundell & Bond, 1998).

Việc kết quả nhất quán qua các mô hình động cho thấy ảnh hưởng của chất lượng dồn tích lên khoản phải trả không phải là hệ quả của sai lệch hồi quy mà là một mối quan hệ kinh tế bền vững. Điều này hàm ý rằng chất lượng về thông tin kế toán của doanh nghiệp có tác động đến khả năng huy động vốn từ chuỗi cung ứng.

Bảng 4. Hồi quy System GMM tác động của DACC đến TCP

	(1)	(2)	(3)	(4)
	tcp	tcp	tcp	tcp
L.tcp				0,440*** [0,0336]
L.dacc	-0,0118** [0,00474]	-0,0118** [0,00472]	-0,0120** [0,00472]	
dacc				-0,0180* [0,0100]
size	-0,00972*** [0,00144]	-0,0112*** [0,00109]	-0,00981*** [0,00108]	-0,00446*** [0,00102]
lev	0,113*** [0,00821]	0,121*** [0,00755]	0,121*** [0,00751]	0,0497*** [0,0145]
liquid	-0,00361*** [0,000693]	-0,00413*** [0,000659]	-0,00400*** [0,000656]	-0,00380*** [0,000982]
salegr	0,0159*** [0,00199]	0,0153*** [0,00198]	0,0156*** [0,00199]	0,0169*** [0,00360]
roa	0,0126 [0,0130]	0,0131 [0,0124]	0,0119 [0,0124]	0,0309 [0,0252]
gdpgr			-0,0136 [0,0345]	-0,00273 [0,0186]
ind dummies			YES	YES
Hàng số	0,318*** [0,0393]	0,354*** [0,0297]	0,318*** [0,0318]	0,156*** [0,0296]
Số quan sát	5.868	5.868	5.868	6.623
R-sq	0,09			
AR2 test p-value				0,070
Hansen test p-value				0,185
Số biến công cụ				230

*Chú thích: Số trong ngoặc là sai số chuẩn. *, ** và *** biểu thị ý nghĩa thống kê ở mức 10, 5 và 1%. Cột (1) hồi quy FEM với biến trễ của biến dacc; (2) hồi quy REM với biến trễ của biến dacc; (3) hồi quy REM với biến trễ dacc và kiểm soát cho vĩ mô và ngành; (4) System GMM*

Khi thay thế biến phụ thuộc bằng tỷ lệ khoản phải trả trên tổng nợ (tcp_liab), hệ số DACC vẫn âm và có ý nghĩa ở mức 1% (Bảng 5). Kết quả này khẳng định rằng khi báo cáo tài chính kém minh bạch, nhà cung cấp không chỉ giảm quy mô tín dụng tương đối so với tài sản mà còn thu hẹp vai trò của tín dụng thương mại trong cấu trúc nợ của doanh nghiệp, phù hợp với lý thuyết tín hiệu (PalacínSánchez & cộng sự, 2022).

Sự nhất quán này củng cố lập luận rằng nhà cung cấp dựa đáng kể vào thông tin kế toán để phân loại rủi ro khách hàng. Ngoài ra, hệ số âm của biến loan_asset gợi ý về một quan hệ thay thế rõ rệt giữa nợ ngân hàng và tín dụng thương mại trong cấu trúc tài trợ ngắn hạn tại Việt Nam.

Bảng 6 trình bày kết quả hồi quy về vai trò điều tiết của chất lượng dồn tích (DACC) đối với mối quan hệ giữa tín dụng ngân hàng (loan_asset, tỷ lệ giữa nợ vay ngân hàng ngắn hạn trên tổng tài sản) và tín dụng thương mại (cả mẫu và có phân mẫu theo quy mô, lãi suất vay). Hệ số của biến tương tác DACC*loan_asset mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 5% chỉ đối với nhóm doanh nghiệp có lãi suất vay thấp (Cột 4).

Theo lý thuyết tín hiệu, trong điều kiện bất cân xứng thông tin cao như tại thị trường Việt Nam, nơi hệ thống pháp lý bảo vệ chủ nợ không có bảo đảm (công ty bán hàng) còn hạn chế, chất lượng dồn tích đóng vai trò như một cơ chế bảo vệ. Khi chất lượng này suy giảm, mối liên kết tài trợ từ chuỗi cung ứng sẽ trở

Bảng 5. Hồi quy với biến phụ thuộc thay thế

	(1)	(2)	(3)	(4)
	tcp_liab	tcp_liab	tcp_liab	tcp_liab
dacc	-0,0580*** [0,0103]	-0,0566*** [0,0103]	-0,0566*** [0,0103]	-0,0574*** [0,0103]
size	-0,0237*** [0,00283]	-0,0259*** [0,00224]	-0,0259*** [0,00224]	-0,0235*** [0,00225]
lev	-0,203*** [0,0167]	-0,188*** [0,0155]	-0,188*** [0,0155]	-0,188*** [0,0155]
liquid	-0,00293** [0,00137]	-0,00381*** [0,00132]	-0,00382*** [0,00132]	-0,00354*** [0,00132]
salegr	0,0309*** [0,00418]	0,0297*** [0,00416]	0,0295*** [0,00418]	0,0300*** [0,00417]
roa	0,0137 [0,0267]	0,00805 [0,0258]	0,00769 [0,0258]	0,00603 [0,0258]
gdpgr			0,03 [0,0782]	0,0318 [0,0781]
ind dummies				YES
Hàng số	0,974*** [0,0773]	1,026*** [0,0613]	1,024*** [0,0616]	0,950*** [0,0669]
Số quan sát	6.699	6.699	6.699	6.699

Chú thích: (1) hồi quy FEM; (2) hồi quy REM; (3) hồi quy REM có kiểm soát cho chu kỳ kinh tế; (4) hồi quy REM có kiểm soát cho cả chu kỳ kinh tế và đặc điểm ngành. Số trong ngoặc là sai số chuẩn. *, ** và *** biểu thị ý nghĩa thống kê ở mức 10, 5 và 1%.

Bảng 6. Hồi quy với biến tương tác DACC*Loan ASSET

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Toàn bộ mẫu	Doanh nghiệp nhỏ	Doanh nghiệp lớn	Lãi suất vay thấp	Lãi suất vay cao
	tcp	tcp	tcp	tcp	tcp
dacc	-0,00263 [0,00638]	-0,00185 [0,00882]	-0,000487 [0,00875]	0,0104 [0,0103]	-0,0107 [0,00868]
loan_asset	-0,180*** [0,00881]	-0,256*** [0,0137]	-0,127*** [0,0112]	-0,164*** [0,0130]	-0,190*** [0,0122]
dacc*loan_asset	-0,0391 [0,0261]	-0,022 [0,0389]	-0,0546 [0,0333]	-0,0792** [0,0372]	-0,00606 [0,0453]
size	-0,00959*** [0,000975]	-0,00296 [0,00249]	-0,00933*** [0,00140]	-0,00850*** [0,00132]	-0,0116*** [0,00128]
lev	0,190*** [0,00730]	0,281*** [0,0114]	0,109*** [0,00913]	0,163*** [0,0107]	0,230*** [0,0100]
liquid	-0,00462*** [0,000571]	-0,00351*** [0,000759]	-0,00520*** [0,000865]	-0,00856*** [0,00116]	-0,00325*** [0,000699]
salegr	0,0111*** [0,00180]	0,0140*** [0,00290]	0,00938*** [0,00213]	0,0103*** [0,00260]	0,00938*** [0,00257]
roa	-0,00776 [0,0112]	-0,0320** [0,0154]	-0,00464 [0,0159]	-0,0066 [0,0189]	-0,00571 [0,0144]
gdpgr	0,047 [0,0336]	0,087 [0,0552]	0,00284 [0,0381]	0,0174 [0,0473]	0,0899* [0,0484]
ind dummies	YES	YES	YES	YES	YES
Hàng số	0,289*** [0,0291]	0,109 [0,0672]	0,304*** [0,0426]	0,277*** [0,0396]	0,330*** [0,0370]
Số quan sát	6.699	3.236	3.463	2.924	3.775

Chú thích: Số trong ngoặc là sai số chuẩn. *, ** và *** biểu thị ý nghĩa thống kê ở mức 10, 5 và 1%. (1) mô hình chạy trên toàn bộ mẫu; (2) mẫu cho doanh nghiệp có quy mô nhỏ hơn trung vị của ngành trong năm t; (3) mẫu cho doanh nghiệp có quy mô lớn hơn trung vị của ngành trong năm t; (4) mẫu cho doanh nghiệp có lãi suất vay thấp hơn trung vị ngành trong năm t; (5) mẫu cho doanh nghiệp có lãi suất vay cao hơn trung vị ngành trong năm t

nên dễ tổn thương hơn trước các áp lực từ nợ vay ngân hàng.

Khi các doanh nghiệp có lãi suất vay thấp xuất hiện sai số dồn tích lớn (DACC cao), nhà cung cấp sẽ nhìn nhận đây là một tín hiệu tiêu cực cực kỳ nghiêm trọng (McNichols, 2002). Ngược lại, đối với các doanh nghiệp nhỏ hoặc có chi phí vay cao, nghĩa là các doanh nghiệp khó tiếp cận vay vốn ngân hàng, mối quan hệ tín dụng thương mại thường dựa trên “thông tin mềm” (soft information), sự tin tưởng cá nhân hoặc các giao dịch ngắn hạn mang tính bắt buộc (Love & cộng sự, 2007). Ngược lại, đối với nhóm doanh nghiệp quy mô lớn (Cột 3), việc biến tương tác không có ý nghĩa gợi ý rằng vị thế thương lượng và các mối quan hệ cung ứng dài hạn có thể đã làm mờ đi vai trò điều tiết của thông tin kế toán.

5. Kết luận và hàm ý

Phân tích thực nghiệm cho thấy chất lượng dồn tích có vai trò quan trọng trong việc định hình khả năng tiếp cận và mức độ sử dụng tín dụng thương mại của doanh nghiệp Việt Nam. Cụ thể, dồn tích tùy ý cao – hàm ý chất lượng báo cáo tài chính thấp – gắn liền với tỷ trọng khoản phải trả thương mại thấp hơn, ngay cả khi kiểm soát các đặc điểm tài chính, hiệu ứng ngành, yếu tố vĩ mô và xử lý nội sinh bằng mô hình bảng động và làm trễ biến DACC. Ngoài ra, trong bối cảnh Việt Nam, Điểm đáng chú ý trong nghiên cứu này là vai trò điều tiết của chất lượng dồn tích đối với mối quan hệ giữa nợ ngân hàng và tín dụng thương mại. Kết quả phân nhóm cho thấy biến tương tác DACC*loan_asset chỉ có ý nghĩa thống kê âm đối với nhóm doanh nghiệp có lãi suất vay thấp (nhóm có tín nhiệm cao). Điều này hàm ý rằng đối với những doanh nghiệp vốn có uy tín tài chính, chất lượng dồn tích đóng vai trò như một công cụ bảo vệ uy tín cốt yếu. Khi lá chắn này suy giảm (DACC tăng), việc gia tăng nợ ngân hàng sẽ kích hoạt phản ứng cắt giảm tín dụng từ phía nhà cung cấp do lo ngại rủi ro bất cân xứng thông tin và thứ tự ưu tiên thanh toán. Ngược lại, đối với các doanh nghiệp nhỏ hoặc có chi phí vay cao, nhà cung cấp dường như dựa vào các cơ chế giám sát trực tiếp hơn là các tín hiệu từ báo cáo tài chính.

Kết quả nghiên cứu nhấn mạnh rằng tại thị trường mới nổi như Việt Nam, chất lượng báo cáo tài chính không chỉ là cơ sở để tiếp cận vốn ngân hàng mà còn là lá chắn tín nhiệm thiết yếu để doanh nghiệp duy trì và mở rộng kênh tín dụng thương mại. Điều này tạo động lực tự thân cho các doanh nghiệp, đặc biệt là nhóm có tín nhiệm cao (lãi suất thấp), trong việc chủ động cải thiện tính minh bạch và chất lượng dồn tích nhằm tối ưu hóa cấu trúc vốn và giảm thiểu rủi ro bị nhà cung cấp cắt giảm hạn mức khi thay đổi nợ vay ngân hàng. Đối với các nhà hoạch định chính sách, phát hiện này cũng có nhu cầu cấp thiết về việc tiếp tục hoàn thiện chuẩn mực kế toán (hướng tới IFRS) và tăng cường cơ chế thực thi kỷ luật thị trường. Việc nâng cao độ tin cậy của thông tin tài chính không chỉ giúp giảm chi phí giao dịch và bất cân xứng thông tin mà còn thúc đẩy sự luân chuyển vốn hiệu quả trong chuỗi cung ứng, từ đó hỗ trợ sự phát triển bền vững của khu vực doanh nghiệp niêm yết.

Về hướng nghiên cứu tương lai, việc mở rộng phân tích sang các loại hình doanh nghiệp chưa niêm yết hoặc so sánh xuyên quốc gia giữa các thị trường mới nổi khác sẽ giúp đánh giá mức độ khái quát của kết quả hiện tại và làm rõ bối cảnh thể chế nào khiến tín hiệu về chất lượng báo cáo tài chính trở nên đặc biệt quan trọng đối với quyết định cấp tín dụng thương mại.

Tài liệu tham khảo

- Akerlof, G.A. (1970). The market for “lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism. *Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488–500. <https://doi.org/10.2307/1879431>
- 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)
- Bharath, S. T., Sunder, J., & Sunder, S. V. (2008). Accounting quality and debt contracting. *Review of Accounting Studies*, 13(2–3), 369–405. <https://doi.org/10.2308/accr.2008.83.1.1>

-
- 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, D., Liu, M., Ma, T., & Martin, X. (2017). Accounting quality and trade credit. *Accounting Horizons*, 31(1), 69–83. <https://doi.org/10.2308/acch-51711>
- Cunat, V. (2007). Trade credit: Suppliers as debt collectors and insurance providers. *Review of Financial Studies*, 20(2), 491–527. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhl015>
- Dechow, P. M., & Dichev, I.D. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77(Supplement), 35–59. <https://doi.org/10.2308/accr.2002.77.s-1.35>
- Eliwa, Y., Gregoriou, A., & Paterson, A. (2019). Accruals quality and the cost of debt in Europe. *International Journal of Accounting & Information Management*, 27(2), 333–351. <https://doi.org/10.1108/IJAIM-01-2018-0008>
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P.M., & Schipper, K. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics*, 39(2), 295–327. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.06.003>
- Garcia Teruel, P.J., & Martinez Solano, P. (2010). Determinants of trade credit: A comparative study of European SMEs. *International Small Business Journal*, 28(3), 215–233. <https://doi.org/10.1177/0266242609360603>
- Le, H.T.T., Vo, X.V., & Vo, T.T. (2021). Accruals quality and the cost of debt: Evidence from Vietnam. *International Review of Financial Analysis*, 76, 101726. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2021.101726>
- Li, X., Ng, J., & Saffar, W. (2018). Financial reporting and trade credit: Evidence from an information shock. *Contemporary Accounting Research*, 38(1), 96–128. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12611>
- Love, I., Preve, L.A., & Sarria Allende, V. (2007). Trade credit and bank credit: Evidence from recent financial crises. *Journal of Financial Economics*, 83(2), 453–469. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.11.002>
- Luu, L., & Nguyen, L. (2021). Short-term debt and trade credit: Evidence on a non-linear relationship. *Cogent Economics & Finance*, 9(1), 1975412. <https://doi.org/10.1080/23322039.2021.1975412>
- McNichols, M.F. (2002). Discussion of “The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors”. *The Accounting Review*, 77(Supplement), 61–69.
- Meltzer, A.H. (1960). Mercantile credit, monetary policy, and size of firms. *Review of Economics and Statistics*, 42(4), 429–437. <https://doi.org/10.2307/1925692>
- Myers, S.C., & Majluf, N.S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187–221. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(84\)90023-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90023-0)
- Palacín-Sánchez, M.J., Canto Cuevas, F.J., & di Pietro, F. (2022). Examining the effects of the quality of financial reports on SME trade credit: An innovative approach. *International Review of Finance*, 22(4), 662–668. <https://doi.org/10.1111/irfi.12363>
- Petersen, M.A., & Rajan, R.G. (1997). Trade credit: Theories and evidence. *Review of Financial Studies*, 10(3), 661–691. <https://doi.org/10.1093/rfs/10.3.661>
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *Stata Journal*, 9(1), 86–136. <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>

TÁC ĐỘNG PHI TUYẾN CỦA TẠO THANH KHOẢN ĐẾN ỔN ĐỊNH TÀI CHÍNH CỦA CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM – VAI TRÒ CỦA TỶ LỆ AN TOÀN VỐN

Nguyễn Thị Mỹ Linh

Trường Đại học Tài chính - Marketing

Email: nguyenlinh@ufm.edu.vn

Mã bài báo: JED-2707

Ngày nhận: 21/10/2025

Ngày nhận bản sửa: 23/12/2025

Ngày duyệt đăng: 23/12/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2707

Tóm tắt:

Nghiên cứu phân tích tác động phi tuyến của tạo thanh khoản đến ổn định tài chính của các ngân hàng thương mại Việt Nam và vai trò của tỷ lệ an toàn vốn lên tác động của tạo thanh khoản đến ổn định tài chính bằng cách sử dụng phương pháp ước lượng hồi quy ngưỡng đối với mẫu gồm 24 ngân hàng thương mại cổ phần trong giai đoạn 2007-2023. Kết quả cho thấy tồn tại tác động phi tuyến của tạo thanh khoản đến ổn định tài chính. Tạo thanh khoản thấp hơn ngưỡng làm tăng ổn định tài chính ngân hàng nhưng khi vượt qua ngưỡng lại làm giảm. Ngoài ra, tỷ lệ an toàn vốn có vai trò điều tiết tích cực đối với tác động của tạo thanh khoản đến ổn định sau ngưỡng. Các phát hiện này khơi gợi một số hàm ý chính sách quản lý nhà nước về mức tạo thanh khoản mục tiêu và mức độ an toàn vốn nhằm thúc đẩy sự ổn định vững chắc của hệ thống ngân hàng.

Từ khóa: Tỷ lệ an toàn vốn, ngân hàng thương mại, ổn định tài chính, tạo thanh khoản, hồi quy ngưỡng.

Mã JEL: B26, G21, G31, G32.

The nonlinear effect of liquidity creation on the stability of Vietnamese commercial banks – The moderating role of capital adequacy ratio

Abstract:

This research investigates the non-linear impact of liquidity creation on the financial stability of Vietnamese commercial banks, and the moderating role of the capital adequacy ratio in this relationship. By employing a threshold regression estimation method on a data sample of 24 joint-stock commercial banks during the 2007-2023 period, the results confirm the existence of a non-linear effect. Specifically, liquidity creation enhances financial stability when it is below a certain threshold; however, it diminishes stability upon exceeding this threshold. Furthermore, the findings indicate that the capital adequacy ratio positively moderates the impact of liquidity creation on financial stability in the post-threshold regime. The findings propose several policy implications for state management regarding target liquidity creation levels and capital adequacy standards, aimed at promoting the robust stability of the banking system.

Keywords: Capital adequacy ratio, commercial bank, financial stability, liquidity creation, threshold regression.

JEL codes: B26, G21, G31, G32.

1. Giới thiệu

Lý thuyết trung gian tài chính hiện đại cho rằng chức năng kép của ngân hàng thương mại (NHTM) là cho vay và nhận tiền gửi từ công chúng (Freixas & Rochet, 2008), xuất phát từ vai trò chuyển đổi rủi ro và tạo thanh khoản (Berger & Bouwman, 2009). Khi chuyển hóa rủi ro, các ngân hàng phát hành chứng chỉ tiền gửi phi rủi ro cho các chủ thể tìm kiếm sự an toàn, để tài trợ cho các khoản vay rủi ro nhờ vào tính kinh tế theo quy mô và khả năng sàng lọc người đi vay (Boyd & Prescott, 1986). Bên cạnh đó, ngân hàng tạo thanh khoản bằng cách tài trợ cho các tài sản tương đối kém thanh khoản bằng các nghĩa vụ nợ tương đối thanh khoản (Diamond & Dybvig, 1986). Trong nền kinh tế, nếu thiếu vắng ngân hàng, người tiết kiệm phải trực tiếp tài trợ cho nhu cầu vốn của doanh nghiệp, để lại cho họ các yêu cầu kém thanh khoản. Ngược lại, khi có ngân hàng, ngân hàng sẽ nhận tiền gửi tiết kiệm và các công ty sẽ được cung cấp các khoản vay dài hạn. Do đó, ngân hàng nắm giữ yêu cầu kém thanh khoản đối với công ty và sẵn sàng đáp ứng nhu cầu thanh khoản của người tiết kiệm. Như vậy, các ngân hàng tạo thanh khoản bằng cách cung cấp các khoản cho vay là tài sản kém thanh khoản của ngân hàng trong khi mang lại cho người gửi tiền khả năng nhanh chóng rút tiền là các khoản tiền gửi thanh khoản cao. Điều này cho thấy ngân hàng tạo thanh khoản bằng các khoản mục nội bảng. Ngoài ra, ngân hàng còn tạo thanh khoản từ các khoản mục ngoại bảng bằng các cam kết cho vay, bảo lãnh (Kashyap & cộng sự, 2002).

Tạo thanh khoản mang lại lợi ích song có thể gây rủi ro cho ngân hàng. Thực nghiệm cho thấy tạo thanh khoản thúc đẩy tăng trưởng (Berger & Sedunov, 2017; Beck & cộng sự, 2023), tăng khả năng sinh lời của ngân hàng (Tran & cộng sự, 2016; Sahyouni & Wang, 2019; Duan & Niu, 2020). Tuy vậy, nó có thể làm tăng nghĩa vụ nợ và khả năng phá sản ngân hàng (Fungacova & cộng sự, 2021).

Hệ thống ngân hàng Việt Nam được coi là xương sống tài chính của nền kinh tế và được Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (NHNN) quản lý chặt chẽ. Sau cuộc khủng hoảng tài chính 2007-2009, NHNN đã thay đổi chính sách tiền tệ để tạo điều kiện cho sự ổn định kinh tế vĩ mô và thúc đẩy tăng trưởng. Đáng chú ý, các NHTM Việt Nam tạo ít thanh khoản nhất vào năm 2011. Tỷ lệ tạo thanh khoản ngoại bảng và tạo thanh khoản nội bảng trên tổng tài sản lần lượt là 8,38% và 11,53%. Kể từ năm 2012, khi NHNN nới lỏng chính sách tiền tệ, các ngân hàng bắt đầu mở rộng hoạt động cho vay và huy động, tạo thanh khoản tăng lên so với giai đoạn trước. Tuy nhiên, hệ thống NHTM Việt Nam đang phải đối mặt với những thách thức lớn khi những điểm yếu của hệ thống đã bộc lộ trong một thời gian kéo dài (Nguyen, 2022). Một số ít nghiên cứu khám phá tác động tuyến tính của tạo thanh khoản đến ổn định tài chính trong trường hợp ngân hàng Việt Nam (Nguyễn Thị Mỹ Linh, 2023), nhưng chưa khám phá tác động phi tuyến của tạo thanh khoản. Do đó, đóng góp đầu tiên của bài báo này là cung cấp thêm bằng chứng mối quan hệ phi tuyến giữa tạo thanh khoản và ổn định tài chính của ngân hàng Việt Nam.

Trong khi tạo thanh khoản quá mức có thể gây nên tình trạng bất ổn định tài chính cho ngân hàng (Fungacova & cộng sự, 2021; Zheng & cộng sự, 2019), thì vốn chủ sở hữu có vai trò điều tiết quan trọng đối với tác động của tạo thanh khoản lên ổn định (Zheng & cộng sự, 2019), bởi vốn chủ sở hữu hoạt động như một tấm đệm hấp thụ thua lỗ (Repullo, 2004; Von Thadden, 2004), làm giảm các động cơ chấp nhận rủi ro quá mức của ngân hàng (Acharya & cộng sự, 2016), cho phép ngân hàng giám sát người đi vay tốt hơn, giúp ngân hàng giảm khả năng phá sản (Holmstrom & Tirole, 1998). Do đó, điểm mới thứ hai của bài báo này là xem xét vai trò điều tiết của tỷ lệ an toàn vốn đến mối quan hệ tạo thanh khoản và ổn định tài chính, trong bối cảnh khu vực ngân hàng Việt Nam, một quốc gia đang phát triển trải qua nhiều sự thay đổi trong quản lý nhà nước về vốn tự có, hướng đến đáp ứng yêu cầu an toàn vốn theo chuẩn Basel II và Basel III.

Điểm mới thứ ba của bài báo là áp dụng phương pháp hồi quy ngưỡng đối với dữ liệu bảng do Seo & Shin (2016) đề xuất, nhằm xác định giá trị ngưỡng của biến độc lập – tại đó, mối quan hệ giữa biến độc lập và biến phụ thuộc có sự thay đổi về cường độ hoặc chiều tác động. Cách tiếp cận này cho phép xác định ngưỡng mà tại đó mức độ tạo thanh khoản bắt đầu ảnh hưởng khác biệt đến ổn định tài chính của ngân hàng. Đồng thời, phương pháp này còn có ưu thế trong việc xử lý vấn đề nội sinh phát sinh do mối quan hệ tương tác hai chiều giữa các biến (Wu & cộng sự, 2019; Zhu & cộng sự, 2020).

2. Cơ sở lý thuyết và nghiên cứu thực nghiệm

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

Tác động của tạo thanh khoản đến ổn định tài chính của ngân hàng mang tính hai mặt, mặt sáng và mặt tối. Trong quá trình tạo thanh khoản, khả năng sinh lời của ngân hàng tăng lên do tài sản kém thanh khoản tạo ra thu nhập nhiều hơn tài sản thanh khoản cao, trong khi nợ thanh khoản cao lại có chi phí thấp hơn nợ thanh khoản kém. Hơn nữa, tăng cường tạo thanh khoản thúc đẩy quá trình chia sẻ thu nhập giữa các bên liên quan, làm tăng giá trị và ổn định ngân hàng. Duan & Niu (2020) cung cấp bằng chứng cho thấy tạo thanh khoản có mối liên hệ tích cực với lợi nhuận của các ngân hàng Hoa Kỳ trong thời kỳ bình thường và trong các cuộc khủng hoảng tài chính giai đoạn 2001-2016. Mối liên hệ tích cực này ngụ ý rằng tạo thanh khoản vừa củng cố lợi nhuận của ngân hàng, vừa giảm rủi ro vỡ nợ, góp phần vào sự ổn định tài chính tổng thể (Berger & Bouwman, 2009; Creel & cộng sự, 2015). Tran & Nguyen (2024) phát hiện tạo thanh khoản thấp và cạnh tranh ở mức trung bình thấp có tác dụng cải thiện rủi ro ngân hàng Hoa Kỳ giai đoạn 2001-2016. Ansari (2025) báo cáo sự ổn định của hệ thống NHTM Ấn Độ được củng cố bởi hoạt động tạo thanh khoản giai đoạn 2006-2024.

Tuy vậy, tạo thanh khoản quá mức có thể gây ra mặt trái đến ổn định tài chính của ngân hàng (Berger & cộng sự, 2019). Khi rủi ro kinh tế vĩ mô cao và có nhiều tiền gửi chảy vào ngân hàng, ngân hàng thường có xu hướng hạ thấp các tiêu chuẩn cho vay, cấp tín dụng và tạo thanh khoản nhiều hơn. Do đó, tạo thanh khoản quá mức, được thúc đẩy mạnh mẽ hơn bởi các thành phần ngoại bảng, có thể gieo mầm cho một cuộc khủng hoảng tài chính. Berger & Bouwman (2017) phát hiện tạo thanh khoản của các ngân hàng Hoa Kỳ tăng lên cao trước các cuộc khủng hoảng tài chính. Ở cấp độ vi mô, theo giả thuyết tạo thanh khoản cao (High liquidity creation hypothesis) của Fungacova & cộng sự (2021), tạo thanh khoản quá mức dẫn đến phá sản ngân hàng do sự không tương thích thời hạn vốn có giữa tài sản kém thanh khoản, mang tính dài hạn cùng với tiền gửi, mang tính ngắn hạn theo yêu cầu thanh khoản của người gửi tiền. Tình trạng khó khăn tài chính sẽ trầm trọng hơn nếu ngân hàng phải thanh lý gấp *tài sản để đáp ứng nhu cầu thanh khoản* (Acharya & Thakor, 2016; Ippolito & cộng sự, 2016). Nếu ngân hàng thu hẹp tạo thanh khoản bằng cách đầu tư vào trái phiếu chính phủ ngắn hạn, rủi ro của ngân hàng sẽ giảm so với khi ngân hàng mở rộng tạo thanh khoản bằng cách đầu tư tài sản dài hạn kém thanh khoản (Berger & Bouwman, 2009). Giả thuyết tạo thanh khoản cao được ủng hộ từ các bằng chứng đối với các ngân hàng Hoa Kỳ và Châu Âu giai đoạn 2001-2009 (Vazquez & Federico, 2015), ngân hàng Indonesia giai đoạn 2020-2024 (Sukarianto & Pangestuty, 2025).

Như vậy, các nền tảng lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm ở trên cho thấy tạo thanh khoản có thể đặt ra một sự đánh đổi cho các ngân hàng: nó làm tăng thu nhập lãi nhưng cũng làm tăng rủi ro về sự mong manh tài chính. Điều này cho thấy tạo thanh khoản ở một mức độ nhất định làm tăng ổn định và tạo thanh khoản quá mức lại làm giảm (Mdaghri & Raghibi, 2025). Phần lớn các nghiên cứu ban đầu xem xét mối quan hệ tuyến tính giữa tạo thanh khoản và sự ổn định của ngân hàng, nhưng không có sự đồng thuận rõ ràng bởi nó có thể hỗ trợ hoặc làm suy yếu sự ổn định (Berger & cộng sự, 2019; Zheng & cộng sự, 2019; Gupta & Kashiramka, 2020; Fungacova & cộng sự, 2021; Ansari, 2025; Sukarianto & Pangestuty, 2025). Các kết quả thực nghiệm đa chiều trên cho thấy cần phải tiếp tục khám phá mối quan hệ phi tuyến tính giữa tạo thanh khoản và ổn định tài chính của hệ thống NHTM Việt Nam, vốn là một chủ thể tạo thanh khoản then chốt cho khu vực sản xuất năng suất cao của nền kinh tế. Tạo thanh khoản vì vậy giúp khả năng sinh lời được nâng cao và sự ổn định ngân hàng được tăng cường. Song song đó, hệ thống NHTM Việt Nam từng bước nâng cao năng lực tài chính, tăng vốn chủ sở hữu, các mô hình quản trị ngân hàng phù hợp với thông lệ quốc tế được áp dụng. Tuy nhiên, hoạt động cho vay bất động sản chứa đựng rủi ro cao khiến nợ xấu trở thành vấn đề đáng quan ngại, đe dọa đến ổn định ngân hàng. Theo thống kê tới cuối năm 2021, tổng dự phòng rủi ro tín dụng đã tăng tới 58% trong năm 2021, tỷ lệ bao phủ nợ xấu (quỹ dự phòng rủi ro tín dụng/dư nợ xấu) theo đó tăng rất mạnh, từ 101% cuối năm 2020 lên 142% cuối năm 2021. Thống kê của IMF năm 2022 chỉ ra tỷ lệ nợ xấu và tỷ lệ bao phủ của các NHTM Việt Nam vẫn cao hơn so với các nước trong khu vực Đông Nam Á. Hoạt động kinh doanh của các doanh nghiệp còn gặp nhiều khó khăn, sự đóng băng trong thời gian dài của thị trường bất động sản, và sự lên xuống bất thường của thị trường chứng khoán làm tăng thêm những

nguy cơ bất ổn trong lĩnh vực ngân hàng (Nguyễn Thu Thủy, 2024). Điều này cho thấy tại Việt Nam, tác động của tạo thanh khoản đối với ổn định tài chính có thể tuân theo một mô hình phi tuyến tính. Tạo thanh khoản có thể mang lại hiệu ứng ngưỡng đối với ổn định tài chính, trước và sau điểm ngưỡng, chiều hướng tác động của tạo thanh khoản đến ổn định có sự khác biệt nhất định. Trên cơ sở các giả thuyết và tổng quan nghiên cứu thực nghiệm về tác động của tạo thanh khoản đến ổn định tài chính NHTM, giả thuyết nghiên cứu thứ nhất được phát biểu như sau:

H₁: Tạo thanh khoản có tác động phi tuyến đến ổn định tài chính của NHTM (trước ngưỡng tạo thanh khoản làm tăng ổn định tài chính NHTM và sau ngưỡng tạo thanh khoản làm giảm).

2.2. Vai trò của tỷ lệ an toàn vốn (CAR) đến tác động của tạo thanh khoản lên ổn định tài chính NHTM

Trong quá trình tạo thanh khoản, mức độ an toàn vốn có thể đóng vai trò điều tiết quan trọng, có khả năng làm thay đổi mức độ và thậm chí cả chiều hướng tác động của hoạt động tạo thanh khoản lên ổn định tài chính của ngân hàng. Về bản chất, quá trình tạo thanh khoản luôn tiềm ẩn rủi ro do sự bất cân xứng về kỳ hạn và rủi ro tín dụng. Một ngân hàng càng tích cực tạo thanh khoản, mức độ rủi ro mà nó đối mặt càng lớn, có khả năng đe dọa đến sự ổn định. Trong bối cảnh đó, vốn chủ sở hữu là một bộ đệm chống đỡ giúp ngân hàng ổn định (Repullo, 2004; Von Thadden, 2004). Vai trò này cũng được giải thích thông qua giả thuyết rủi ro đạo đức (moral hazard hypothesis). Nếu tỷ lệ an toàn vốn (CAR) thấp, nghĩa là cái giá phải trả của cổ đông thấp, cổ đông sẽ có xu hướng đẩy mạnh hoạt động tạo thanh khoản thông qua việc cấp các khoản tín dụng rủi ro hơn. Ngược lại, một tỷ lệ CAR cao buộc các cổ đông phải đặt nhiều vốn hơn vào vòng rủi ro, giúp kiểm soát hành vi tạo thanh khoản quá mức, qua đó giảm thiểu rủi ro tín dụng và củng cố sự ổn định (Acharya & cộng sự, 2016). Hơn nữa, CAR còn hoạt động như một tín hiệu đáng tin cậy về sức khỏe tài chính và khả năng chống chịu của ngân hàng. Theo lý thuyết tín hiệu (signaling theory), một ngân hàng duy trì CAR ở mức cao sẽ phát đi một thông điệp mạnh mẽ tới các bên liên quan về khả năng hấp thụ các cú sốc bất lợi mà không bị phá sản. Tín hiệu này giúp củng cố niềm tin, ngăn chặn nguy cơ rút tiền hàng loạt khi có biến động tiêu cực, một trong những mối đe dọa lớn nhất đối với sự ổn định. Niềm tin được duy trì giúp ngân hàng tiếp cận nguồn vốn với chi phí thấp hơn và ổn định hơn.

Về mặt thực nghiệm, các nghiên cứu của Cole & White (2012), Beltratti & Stulz (2012) cho thấy rủi ro phá sản ngân hàng chủ yếu do vốn hóa thấp. Gần đây, Zheng & cộng sự (2019) xem xét ở cấp độ ngân hàng cá nhân và kiểm tra tác động tương tác của tạo thanh khoản và vốn ngân hàng đối với khả năng phá sản của các ngân hàng Hoa Kỳ. Kết quả chỉ ra rằng tạo thanh khoản có liên quan đến khả năng phá sản và khả năng phá sản giảm khi vốn ngân hàng được củng cố.

Như vậy, CAR lớn tạo ra một vành đai an toàn và một khuôn khổ kỷ luật thiết yếu, cho phép các ngân hàng thực hiện vai trò trung gian tài chính và tạo thanh khoản cho nền kinh tế một cách hiệu quả, đồng thời giảm thiểu đáng kể những tác động tiêu cực tiềm tàng từ hoạt động này lên sự ổn định của chính ngân hàng và toàn hệ thống. Ngược lại, một mức CAR thấp sẽ khuếch đại rủi ro cố hữu của tạo thanh khoản, biến chức năng kinh tế quan trọng này thành nguồn cơn của sự bất ổn tài chính. Do đó, giả thuyết thứ hai của bài báo này được phát biểu như sau:

H₂: Tỷ lệ an toàn vốn có vai trò điều tiết tích cực đến tác động của tạo thanh khoản lên ổn định tài chính NHTM.

3. Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

Dữ liệu mẫu nghiên cứu bao gồm 24 NHTM cổ phần, các biến đặc thù ngân hàng được tính toán từ các chỉ tiêu trên báo cáo tài chính, các yếu tố vĩ mô được thu thập từ World Bank, giai đoạn 2007-2023.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Để xác định mối quan hệ phi tuyến giữa tạo thanh khoản và ổn định tài chính ngân hàng, mô hình hồi quy ngưỡng cho dữ liệu bảng (Seo & Shin, 2016; Seo & cộng sự, 2019) được xác định như sau:

$$y_{it} = (1, X'_{it}) \theta_1 1\{q_{it} \leq \gamma\} + (1, X'_{it}) \theta_2 1\{q_{it} > \gamma\} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó, t và i lần lượt là chỉ số thời gian và ngân hàng; β : Biến hồi quy thay đổi theo thời gian có thể bao gồm giá trị trễ của biến phụ thuộc; $I\{\cdot\}$: Hàm chỉ mục; γ : Biến chuyển tiếp; λ : Mức ngưỡng; ε_{it} : Sai số ước lượng bao gồm hiệu ứng cố định không quan sát được và nhiễu trung bình ngẫu nhiên bằng 0. Cụ thể, phương trình (2) cho phép xác định hai miền tác động khác nhau đến ổn định tài chính ngân hàng (BS) được phân biệt bởi biến ngưỡng nội sinh tạo thanh khoản (LC):

$$BS_{it} = \beta_1^1 LC_{it} I(LC_{it} \leq \gamma) + \beta_1^2 LC_{it} I(LC_{it} > \gamma) + \sum_{j=1}^J \lambda_j^1 X_{it} I(LC_{it} \leq \gamma) + \sum_{j=1}^J \lambda_j^2 X_{it} I(LC_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Để xem xét vai trò điều tiết của tỷ lệ an toàn vốn (CAR) đến tác động của LC lên BS ở trước và sau ngưỡng, phương trình có thêm biến tương tác giữa CARxLC:

$$BS_{it} = \beta_1^1 LC_{it} I(LC_{it} \leq \gamma) + \beta_1^2 LC_{it} I(LC_{it} > \gamma) + \beta_1^3 LCxCAR_{it} I(LC_{it} \leq \gamma) + \beta_1^4 LCxCAR_{it} I(LC_{it} > \gamma) + \sum_{j=1}^J \lambda_j^1 X_{it} I(LC_{it} \leq \gamma) + \sum_{j=1}^J \lambda_j^2 X_{it} I(LC_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Trong đó tạo thanh khoản, được đo lường lần lượt bằng tỷ lệ Tạo thanh khoản nội bảng/Tổng tài sản (LC1) và Tạo thanh khoản nội và ngoại bảng/Tổng tài sản (LC2), theo phương pháp của Berger & Bouwman (2009). Các khoản mục nội và ngoại bảng sẽ được phân chia thành thanh khoản cao, trung bình và kém. Tính thanh khoản của nợ phụ thuộc vào chi phí và thời gian mà khách hàng phải bỏ ra để rút tiền khỏi ngân hàng. Tính thanh khoản của tài sản phụ thuộc vào chi phí và thời gian mà ngân hàng phải bỏ ra khi thanh lý các tài sản nhằm đáp ứng nhu cầu thanh khoản. Trọng số +1/2 được áp dụng cho nợ thanh khoản cao (LL), tài sản và cam kết ngoại bảng thanh khoản kém (IA, IG). Ngược lại, trọng số -1/2 được áp dụng cho các khoản mục tài sản thanh khoản cao (LA), nợ phải trả kém thanh khoản (IL), cam kết và công cụ phái sinh thanh khoản cao (LG), và vốn chủ sở hữu thanh khoản kém (IE). Trọng số 0 được áp dụng cho tài sản và nợ thanh khoản trung bình. Công thức xác định tạo thanh khoản như sau:

$$\text{Catnonfat (Tạo thanh khoản nội bảng)} = 1/2x(IA + LL) - 1/2x(LA + IL + IE)$$

Bảng 1. Mô tả các biến

	Biến	Ký hiệu	Phương pháp đo lường	Nguồn
Biến phụ	Ổn định tài chính	BS	$Z - \text{score} = \frac{ROA + ETA}{\sigma(ROA)}$ với ROA: tỷ lệ lợi nhuận sau thuế trên vốn chủ sở hữu; ETA: tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản; $\sigma(ROA)$ được tính cho giai đoạn nghiên cứu	Báo cáo tài chính và thường niên của ngân hàng
	Biến độc lập	Tạo thanh khoản	LC	$LC1 = \frac{\text{CatNonFat}}{\text{Tổng tài sản}} \times 100 (\%)$ $LC2 = \frac{\text{CatFat}}{\text{Tổng tài sản}} \times 100 (\%)$
Biến kiểm soát	Tỷ lệ an toàn vốn	CAR	$CAR = \frac{\text{Vốn tự có}}{\text{Tổng tài sản có rủi ro quy đổi}} \times 100 (\%)$	
	Tương tác tạo thanh khoản và tỷ lệ an toàn vốn	LCxC AR	$LC1 \times CAR$ $LC2 \times CAR$	
Biến kiểm soát	Quy mô	SIZE	Logarit tự nhiên của tổng tài sản	
	Rủi ro tín dụng	NPL	$NPL = \frac{\text{Nợ xấu}}{\text{Tổng dư nợ}} \times 100 (\%)$	
	Hiệu quả quản trị chi phí	CIR	$CIR = \frac{\text{Tổng thu nhập}}{\text{Tổng chi phí}} \times 100 (\%)$	
	Tăng trưởng kinh tế	GGDP	$GGDP = \frac{GDP_{\text{thực}t} - GDP_{\text{thực}t-1}}{GDP_{\text{thực}t-1}} \times 100 (\%)$	WB
	Tỷ lệ lạm phát	INF	$INF = \frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}} \times 100 (\%)$	

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

$$\text{Catfat (Tạo thanh khoản nội và ngoại bảng)} = 1/2x(\text{IA} + \text{LL} + \text{IG}) - 1/2x(\text{LA} + \text{IL} + \text{IE} + \text{LG})$$

Mô hình nghiên cứu được đưa thêm một tập hợp các biến kiểm soát mang đặc thù ngân hàng, ở cấp độ ngành và các yếu tố vĩ mô (X_{it}). Biến kiểm soát đặc thù ngân hàng bao gồm: Quy mô ngân hàng (Mdaghri & Raghibi, 2025), rủi ro tín dụng, hiệu quả quản trị chi phí (Gupta & Kashiramka, 2020). Các yếu tố kinh tế vĩ mô gồm: Tốc độ tăng trưởng GDP thực và lạm phát (Zheng & cộng sự, 2019; Gupta & Kashiramka, 2020). Bảng 1 mô tả các biến trong mô hình.

Phương trình (2) và (3) được ước lượng dựa trên phương pháp hồi quy ngưỡng cho dữ liệu bảng do Seo & Shin (2016) cùng Seo & cộng sự (2019) phát triển. Ưu điểm nổi bật của kỹ thuật này là khắc phục hạn chế từ các mô hình hồi quy ngưỡng truyền thống vốn giả định tính ngoại sinh của cả biến ngưỡng và biến giải thích, hoặc yêu cầu cả hai phải đồng thời ngoại sinh để đảm bảo tính nhất quán – điều thường khó đáp ứng trong bối cảnh thực nghiệm (Seo & cộng sự, 2019). Cách tiếp cận này là sự mở rộng từ mô hình hồi quy ngưỡng tác động cố định của Hansen (1999), cho phép nhận diện mức ngưỡng của tạo thanh khoản có khả năng tạo ra thay đổi trong mức độ ổn định tài chính. Kết quả ước lượng không chỉ xác định được giá trị ngưỡng mà còn cung cấp hệ số ước lượng trước và sau ngưỡng, cung cấp góc nhìn đa chiều hơn về mối quan hệ giữa tạo thanh khoản và ổn định tài chính ngân hàng.

4. Kết quả ước lượng và thảo luận

Bảng 2 trình bày thống kê mô tả các biến từ bộ dữ liệu 24 NHTM.

Bảng 2. Thống kê mô tả

Biến	Quan sát	Trung bình	Nhỏ nhất	Lớn nhất	Độ lệch chuẩn
BS	406	19,289	0,136	83,405	11,791
LC1	406	5,918	-34,800	39,038	12,944
LC2	406	16,419	-34,781	143,847	19,924
CAR	406	14,642	6,620	77,900	7,299
SIZE	406	32,266	28,342	35,372	1,387
NPL	406	2,178	0,060	29,757	1,982
CIR	406	48,712	15,459	119,045	0,053
GGDP	406	5,879	2,588	8,000	1,382
INF	406	6,475	0,631	23,115	5,880

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 2 cho thấy giá trị trung bình của Zscore là 19,289, trong đó Vietcapital bank năm 2016 có giá trị Z_score nhỏ nhất là 0,136 và Maritime bank năm 2022 có giá trị Z_score lớn nhất là 83,405. Trung bình của LC1 là 5,918 và độ lệch chuẩn 12,994. LC2 có giá trị trung bình cao hơn là 16,419 và độ lệch chuẩn 19,924. CAR có giá trị trung bình 14,642 và độ lệch chuẩn 7,299. Các biến còn lại cũng có giá trị trung bình độ lệch chuẩn khá khác biệt.

Bảng 3 trình bày ma trận hệ số tương quan giữa các biến để xác định mức độ quan hệ tuyến tính giữa các

Bảng 3. Ma trận hệ số tương quan giữa các biến

Biến	BS	LC1	LC2	CAR	SIZE	NPL	CIR	GGDP	INF
BS	1								
LC1	-0,080	1							
LC2	0,048	0,636***	1						
CAR	0,078	-0,322***	-0,356***	1					
SIZE	0,023	0,296***	0,443***	-0,593***	1				
NPL	-0,018	0,138***	0,073	0,027	-0,057	1			
CIR	-0,233***	0,275***	0,048	0,041	-0,267***	0,300***	1		
GGDP	-0,033	-0,0458	-0,124**	0,055	-0,099**	-0,028	0,061	1	
INF	0,200***	-0,476***	-0,542***	0,298***	-0,415***	0,018	-0,048	0,045	1

Nguồn: Tính toán của tác giả.

cặp biến số cho thấy hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập.

Bảng 3 cho thấy hệ số tương quan giữa các cặp biến, trong đó hệ số tương quan giữa LC1 và LC2 tương đối cao, nhưng được sử dụng riêng trong các mô hình ước lượng. Giá trị tuyệt đối các hệ số của các cặp biến còn lại tương đối thấp hơn ($< 0,6$). Kết quả hồi quy ngưỡng của hai mô hình, mô hình 1 không có biến tương tác và mô hình 2 có biến tương tác LCxCAR được thể hiện tại Bảng 4.

Bảng 4. Kết quả hồi quy ngưỡng về tác động của tạo thanh khoản đến ổn định tài chính NHTM Việt Nam – Vai trò của tỷ lệ an toàn vốn giai đoạn 2007-2023

	Biến	Mô hình 1		Mô hình 2		
		LC1	LC2	LC1	LC2	
Vùng giá trị dưới ngưỡng	LC	0,957* (0,558)	1,039*** (0,271)	1,291*** (0,292)	1,590* (0,907)	
	CAR	0,066 (0,470)	1,343* (0,711)	1,620 (2,144)	2,912 (2,479)	
	LCxCAR			0,061 (0,069)	0,089** (0,035)	
	SIZE	-3,665 (3,680)	3,795 (5,334)	-14,379 (14,616)	-25,939 (29,725)	
	NPL	2,193 (4,799)	-7,337** (3,298)	-8,553 (12,584)	-7,670 (17,303)	
	CIR	-0,004 (0,267)	-0,008 (0,153)	0,089 (0,658)	0,045 (0,134)	
	GGDP	0,182 (1,638)	0,156 (2,804)	2,234 (2,011)	4,741 (3,266)	
	INF	0,700* (0,403)	0,749*** (0,246)	0,188 (1,329)	0,159* (0,097)	
	Vùng giá trị trên ngưỡng	LC	-2,861** (1,413)	-1,080*** (0,276)	-20,911* (11,729)	-8,554*** (3,021)
		CAR	1,992 (2,699)	4,764 (3,200)	34,953** (16,169)	15,718** (6,438)
LCxCAR				1,708* (0,902)	0,563*** (0,206)	
SIZE		-7,588 (13,361)	-29,848* (17,189)	-32,153 (35,807)	-2,140 (9,355)	
NPL		-2,896 (5,233)	15,267** (7,081)	17,799 (12,784)	-37,644 (25,177)	
CIR		-0,267 (0,490)	-1,296 (1,029)	-2,981** (1,251)	-0,427 (1,294)	
GGDP		0,644 (3,231)	0,220 (3,830)	3,952 (2,974)	3,792 (6,499)	
INF		-3,229* (1,677)	-4,819 (2,963)	-5,169** (2,127)	-12,515 (10,216)	
Giá trị ngưỡng		9,907** (4,247)	23,678*** (2,008)	12,277*** (2,556)	25,340*** (8,414)	
Bootstrap p-value		(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	

Ghi chú: *, **, ***, lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Để kiểm tra hiệu lực của tác động phi tuyến, nghiên cứu thực hiện kiểm định bằng thử nghiệm Bootstrap với giả thuyết không là không có hiệu ứng ngưỡng. Kết quả tại Bảng 4 cho thấy giá trị p-value đều bằng 0, cung cấp bằng chứng về mối quan hệ phi tuyến giữa tạo thanh khoản và ổn định tài chính ngân hàng ở cả hai thước đo tạo thanh khoản, khẳng định giả thuyết H_1 và tương đồng với nghiên cứu của Mdaghri & Raghibi (2025). Khi LC ở dưới ngưỡng, cụ thể là LC1 dưới mức 9,907% và LC2 dưới mức 23,678% thì LC làm tăng ổn định. Do quá trình chuyển đổi thanh khoản từ các khoản nợ thanh khoản cao thành các tài sản kém thanh

khoản mang lại thu nhập cao hơn so với chuyển đổi tài sản thanh khoản cao, nên vị thế ổn định tài chính của ngân hàng được củng cố. Lợi ích này được duy trì khi LC thấp dưới ngưỡng. Tuy vậy, LC vượt qua ngưỡng sẽ làm giảm ổn định. Tại Việt Nam, tạo thanh khoản của các ngân hàng qua các hoạt động cho vay và các cam kết ngoại bảng đã mang lại lợi nhuận cao, góp phần vào ổn định. Tuy nhiên trong hoạt động cho vay chứa đựng nhiều rủi ro tiềm ẩn. Theo số liệu của Ủy ban Giám sát Tài chính Quốc gia, nợ xấu của các tổ chức tín dụng cuối năm 2021 ước khoảng 163 nghìn tỷ đồng, chiếm khoảng 6,8% tổng dư nợ của toàn hệ thống NHTM. Các ngân hàng có tỷ lệ nợ xấu cao hơn phải đối mặt với rủi ro thanh khoản và tín dụng cao hơn. Mặt khác, tỷ trọng tiền gửi ngắn hạn cao khiến các ngân hàng dễ bị rút tiền nhanh chóng. Do đó, tạo thanh khoản cao xuất phát từ sự tập trung của hệ thống ngân hàng vào nhận tiền gửi ngắn hạn và cho vay với nợ xấu tồn tại từ lâu trong hệ thống, làm tăng nguy cơ bất ổn cho ngân hàng.

Đáng chú ý, tỷ lệ an toàn vốn có vai trò điều tiết tích cực đến tác động của tạo thanh khoản lên ổn định, khẳng định giả thuyết H_2 . Biến tương tác LCxCAR dương và có ý nghĩa thống kê, đặc biệt là ở trạng thái sau ngưỡng cho thấy tỷ lệ an toàn vốn cao hơn làm tăng khả năng hấp thụ rủi ro khi ngân hàng gia tăng tạo thanh khoản. Trong thời gian qua, hệ thống NHTM Việt Nam đã trải qua quá trình tăng vốn mạnh mẽ để đảm bảo mức độ đầy đủ vốn theo các quy định (quyết định số 457/2005/QĐ-NHNN, thông tư số 13/2010/TT-NHNN, 36/2014/TT-NHNN, 41/2016/TT-NHNN, 22/2019/TT-NHNN, 14/2025/TT-NHNN), hệ số an toàn vốn tối thiểu CAR của toàn hệ thống giai đoạn 2013-2023 đều duy trì trên mức 10%, cao hơn quy định của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, cũng như khuyến cáo của Basel (Nguyễn Thu Thủy, 2024). Kết quả này cho thấy khi bộ đệm vốn được củng cố, sự ổn định của ngân hàng tăng lên, cho phép các ngân hàng có thể tạo thanh khoản nhiều hơn trong khi ổn định vẫn được duy trì, đặc biệt khi tạo thanh khoản vượt ngưỡng. Đồng thời, có thể nhận thấy sự khác biệt về độ lớn của ngưỡng tạo thanh khoản trong hai mô hình không có và có sự hỗ trợ của bộ đệm vốn trong quá trình tạo thanh khoản. Ngưỡng tạo thanh khoản tăng lên từ 9,907% (mô hình 1, không có vai trò điều tiết của CAR) đến 12,277% (mô hình 2, khi có vai trò điều tiết của CAR) đối với LC1 và từ 23,678% đến 25,340% đối với LC2.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Tạo thanh khoản có thể tạo ra các tác động mang tính đánh đổi đến ổn định tài chính ngân hàng. Nó có thể làm tăng ổn định nhưng tạo thanh khoản quá mức cũng có thể gây ra bất ổn. Bài viết đánh giá tác động của tạo thanh khoản đến ổn định tài chính NHTM Việt Nam giai đoạn năm 2007-2023 thông qua phương pháp ước lượng ngưỡng. Kết quả cho thấy tồn tại mối quan hệ phi tuyến tính giữa tạo thanh khoản và ổn định. Cụ thể, tạo thanh khoản làm tăng ổn định trước ngưỡng nhưng khi tạo thanh khoản vượt qua ngưỡng, ổn định bị suy giảm. Ngoài ra, vai trò của tỷ lệ an toàn vốn có tác dụng điều tiết tích cực rõ rệt đến mối quan hệ tạo thanh khoản - ổn định ở trạng thái sau ngưỡng.

Những phát hiện này cung cấp một góc nhìn khác cho các cơ quan quản lý và hoạch định chính sách nhằm hướng tới mục tiêu tăng cường tính ổn định và khả năng phục hồi của hệ thống NHTM Việt Nam. Cách tiếp cận chính sách dựa trên giả định tuyến tính – khuyến khích mở rộng tạo thanh khoản một cách đồng đều – không còn phù hợp. Thay vào đó, NHNN cần chuyển sang khung giám sát dựa trên ngưỡng gây ra rủi ro, trong đó việc mở rộng tạo thanh khoản của các ngân hàng phải được đánh giá tương đối so với ngưỡng tối ưu nhằm đảm bảo ổn định hệ thống. Đồng thời, NHNN cần tiếp tục củng cố yêu cầu quản trị vốn theo chuẩn mực Basel III giúp dung hòa mục tiêu tạo thanh khoản và ổn định ngân hàng. Việc lồng ghép chính sách vốn vào khuôn khổ giám sát vĩ mô thận trọng có tính cấp thiết thay vì chỉ giám sát riêng rẽ các chỉ tiêu thanh khoản hoặc vốn như hiện tại để có thể mở rộng không gian an toàn cho vai trò trung gian tài chính của hệ thống. Đồng thời, NHNN cần thiết kế các công cụ cảnh báo sớm dựa trên ngưỡng tạo thanh khoản, đồng thời phân loại ngân hàng theo mức độ an toàn vốn để áp dụng chính sách giám sát và can thiệp có chọn lọc. Cách tiếp cận này giúp cân bằng hiệu quả giữa mục tiêu thúc đẩy tạo thanh khoản phục vụ tăng trưởng kinh tế và bảo vệ sự ổn định của hệ thống ngân hàng, đặc biệt trong bối cảnh chu kỳ tài chính biến động mạnh và rủi ro tích tụ ngày càng phức tạp.

Tài liệu tham khảo

- Acharya, V.V. & Thakor, A.V. (2016). The dark side of liquidity creation: Leverage and systemic risk. *Journal of Financial Intermediation*, 28, 4-21.
- Acharya, V.V., Mehran, H. & Thakor, A.V. (2016). Caught between Scylla and Charybdis? Regulating bank leverage when there is rent seeking and risk shifting. *The Review of Corporate Finance Studies*, 5(1), 36-75.
- Ansari, M.G. (2025). Bank stability and liquidity creation in India: Does excess liquidity matter? MG Ansari. *Journal of Banking Regulation*, 1-23.
- Beck, T., Cull, R., Mare, D.S. & Valenzuela, P. (2023). *Banking in Africa: Opportunities and challenges in volatile times*. <https://openknowledge.worldbank.org/server/api/core/bitstreams/b385b6bd-4562-46e4-83b7-5f83b75c1cbe/content>
- Beltratti, A. & Stulz, R.M. (2012). The credit crisis around the globe: Why did some banks perform better?. *Journal of financial economics*, 105(1), 1-17.
- Berger, A.N., Boubakri, N., Guedhami, O. & Li, X. (2019). Liquidity creation performance and financial stability consequences of Islamic banking: Evidence from a multinational study. *Journal of Financial Stability*, 44, 100692.
- Berger, A.N. & Bouwman, C.H. (2009). Bank liquidity creation. *The review of financial studies*, 22(9), 3779-3837.
- Berger, A.N. & Bouwman, C.H. (2017). Bank liquidity creation, monetary policy, and financial crises. *Journal of Financial Stability*, 30, 139-155.
- Berger, A.N. & Sedunov, J. (2017). Bank liquidity creation and real economic output. *Journal of Banking & Finance*, 81, 1-19.
- Boyd, J.H. & Prescott, E.C. (1986). Financial intermediary-coalitions. *Journal of Economic theory*, 38(2), 211-232.
- Cole, R.A. & White, L.J. (2012). Déjà vu all over again: The causes of US commercial bank failures this time around. *Journal of financial services Research*, 42(1), 5-29.
- Creel, J., Hubert, P. & Labondance, F. (2015). Financial stability and economic performance. *Economic Modelling*, 48, 25-40.
- Diamond, D.W. & Dybvig, P.H. (1986). Banking theory, deposit insurance, and bank regulation. *The journal of business*, 59(1), 55-68.
- Duan, Y. & Niu, J. (2020), 'Liquidity creation and bank profitability', *North American Journal of Economics and Finance*, 54, 101250.
- Freixas, X. & Rochet, J.C. (2008). *Microeconomics of banking*. MIT press.
- Fungacova, Z., Turk, R. & Weill, L. (2021), High liquidity creation and bank failures. *Journal of Financial Stability*, 57, 100937.
- Gupta, J. & Kashiramka, S. (2020). Financial stability of banks in India: Does liquidity creation matter?. *Pacific-Basin Finance Journal*, 64, 101439.
- Hansen, B.E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), 345-368.
- Holmstrom, B. & Tirole, J. (1998). Private and public supply of liquidity. *Journal of Political Economy*, 106(1), 1-40.
- Ippolito, F., Peydró, J.L., Polo, A. & Sette, E. (2016). Double bank runs and liquidity risk management. *Journal of Financial Economics*, 122(1), 135-154.
- Kashyap, A.K., Rajan, R. & Stein, J.C. (2002). Banks as liquidity providers: An explanation for the coexistence of lending and deposit-taking. *The Journal of finance*, 57(1), 33-73.
- Mdaghri, A.A. & Raghbi, A. (2025). On the nonlinear relationship between bank liquidity creation and financial

-
- stability: the moderating role of institutional quality in African economies. *Journal of Business Economics*, 1-45.
- Nguyen, Q.K. (2022). Audit committee structure, institutional quality, and bank stability: Evidence from ASEAN countries. *Finance Research Letters*, 46, 102369.
- Nguyễn Thị Mỹ Linh (2023). Tác động của tạo thanh khoản đến ổn định tài chính của các ngân hàng thương mại tại Việt Nam–Tiếp cận theo phương pháp hồi quy phân vị. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 308(2), 38-48.
- Nguyễn Thu Thủy (2024). Phòng ngừa rủi ro trong hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam hiện nay. *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 323, 79-89. <https://ktpt.edu.vn/Uploads/Bai%20bao/2024/So%20323/1747.pdf>
- Repullo, R. (2004). Capital requirements, market power, and risk-taking in banking. *Journal of financial Intermediation*, 13(2), 156-182.
- Sahyouni, A. & Wang, M. (2019). Liquidity creation and bank performance: evidence from MENA. *ISRA International Journal of Islamic Finance*, 11(1), 27-45.
- Seo, M.H., Kim, S. & Kim, Y.J. (2019). Estimation of dynamic panel threshold model using Stata. *The Stata Journal*, 19(3), 685-697.
- Seo, M.H. & Shin, Y. (2016). Dynamic panels with threshold effect and endogeneity. *Journal of Econometrics*, 195(2), 169-186.
- Sukarianto, N.A. & Pangestuty, F.W. (2025). Determination of Bank Financial Stability in Indonesia: An Analysis of Liquidity Creation, Profitability, and Credit Risk. *Contemporary Studies in Economic, Finance and Banking*, 4(3).
- Tran, V.T., Lin, C.T. & Nguyen, H. (2016). Liquidity creation, regulatory capital, and bank profitability. *International Review of Financial Analysis*, 48, 98-109.
- Tran, V.T. & Nguyen, H. (2024). Competition, liquidity creation and bank stability. *Accounting & Finance*, 64(2), 2111-2146.
- Vazquez, F. & Federico, P. (2015). Bank funding structures and risk: Evidence from the global financial crisis. *Journal of banking & finance*, 61, 1-14.
- Von Thadden, E.L. (2004). Bank capital adequacy regulation under the new Basel Accord. *Journal of Financial Intermediation*, 13(2), 90-95.
- Wu, W., Ma, X., Zeng, B., Wang, Y. & Cai, W. (2019). Forecasting short-term renewable energy consumption of China using a novel fractional nonlinear grey Bernoulli model. *Renewable Energy*, 140, 70-87.
- Zheng, C., Wai, A., Cheung, K. & Cronje, T. (2019). The moderating role of capital on the relationship between bank liquidity creation and failure risk. *Journal of Banking and Finance*, 108, 105651. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2019.105651
- Zhu, X., Asimakopoulou, S. & Kim, J. (2020). Financial development and innovation-led growth: Is too much finance better?. *Journal of International Money and Finance*, 100, 102083.

TẬP TRUNG NGÂN HÀNG VÀ ỔN ĐỊNH NGÂN HÀNG DƯỚI GÓC NHÌN CÁC PHÂN VỊ

Phạm Tiên Đạt

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: phamtiendat@ufm.edu.vn

Tô Thị Hồng Gấm*

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: togam@ufm.edu.vn

Mã bài: JED-2804

Ngày nhận: 29/12/2025

Ngày nhận bản sửa: 27/02/2026

Ngày duyệt đăng: 02/03/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2804

Tóm tắt:

Dựa trên bộ dữ liệu bảng cân bằng gồm 65 quốc gia trong giai đoạn 2011–2022, nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy phân vị dựa trên phương pháp mô men để đánh giá tác động của tập trung ngân hàng dọc theo toàn bộ phân phối ổn định, thay vì chỉ xem xét tác động trung bình như trong các nghiên cứu trước. Kết quả thực nghiệm cho thấy tập trung ngân hàng làm suy giảm ổn định ngân hàng tại tất cả các phân vị, song mức độ tác động không đồng nhất. Cụ thể, tác động tiêu cực này gia tăng rõ rệt ở các phân vị ổn định cao, cho thấy các hệ thống ngân hàng tương đối ổn định nhạy cảm hơn trước sự gia tăng quyền lực thị trường. Ngoài ra, lạm phát và thất nghiệp chủ yếu làm gia tăng rủi ro đối với các hệ thống ngân hàng kém ổn định, trong khi chất lượng thể chế thể hiện vai trò hỗ trợ ổn định ngân hàng một cách nhất quán trên toàn bộ phân phối.

Từ khóa: Ổn định ngân hàng, tập trung ngân hàng, hồi quy phân vị.

Mã JEL: G21, L11, C21.

Bank concentration and bank stability: A quantile perspective

Abstract

Based on a balanced panel dataset covering 65 countries over the period 2011–2022, this research employs the Method of Moments Quantile Regression to examine the effect of banking concentration across the entire distribution of bank stability, rather than restricting the analysis to mean effects as in much of the existing literature. The results reveal that banking concentration exerts a statistically significant negative impact on bank stability at all quantiles, although the magnitude of this effect varies across the stability distribution. Specifically, the adverse impact intensifies at higher stability quantiles, indicating that relatively stable banking systems are more sensitive to increases in market concentration. Moreover, inflation and unemployment are found to exacerbate bank instability primarily in less stable systems, while institutional quality consistently contributes to enhanced bank stability across all quantiles.

Keywords: Bank stability, banking concentration, quantile regression.

JEL Codes: G21, L11, C21.

1. Đặt vấn đề

Mối quan hệ giữa cấu trúc thị trường và kết quả hoạt động của doanh nghiệp là một chủ đề cốt lõi trong kinh tế học công nghiệp, trong đó hai khuôn khổ lý thuyết kinh điển, giả thuyết thông đồng (Bain, 1951) và giả thuyết cấu trúc hiệu quả (Demsetz, 1973), được sử dụng rộng rãi để lý giải các hệ quả kinh tế của mức độ tập trung thị trường. Mặc dù không được xây dựng trực tiếp cho lĩnh vực ngân hàng, hai khuôn khổ này đã cung cấp nền tảng khái niệm quan trọng để diễn giải các quan điểm trái chiều về tác động của tập trung ngân hàng đối với ổn định ngân hàng.

Theo hướng tiếp cận thông đồng, mức độ tập trung cao có thể làm suy yếu kỷ luật cạnh tranh và khuyến khích hành vi chấp nhận rủi ro, từ đó làm gia tăng tính mong manh của hệ thống ngân hàng. Ngược lại, cách tiếp cận cấu trúc hiệu quả cho rằng tập trung ngân hàng phản ánh ưu thế về hiệu quả, khả năng tạo lợi nhuận và tích lũy vốn của các ngân hàng lớn, qua đó có thể nâng cao khả năng chống chịu trước các cú sốc. Phù hợp với sự đối lập về mặt lý thuyết này, nghiên cứu thực nghiệm ghi nhận các kết quả không đồng nhất: một số nghiên cứu ủng hộ quan điểm tập trung – ổn định (Mirzaei & cộng sự, 2013; Ben Ali & cộng sự, 2018; Nyangu & cộng sự, 2022; Tran Son & cộng sự, 2023), trong khi các nghiên cứu khác tìm thấy bằng chứng ủng hộ quan điểm tập trung – mong manh (Aldomy & cộng sự, 2020; Antony & cộng sự, 2021; Dương Thị Mai Phương & Đặng Văn Dân, 2023; Budhathoki & cộng sự, 2024; Tô Thị Hồng Gấm & cộng sự, 2025). Bên cạnh đó, các nghiên cứu gần đây cho thấy mối quan hệ này có thể mang tính phi tuyến hoặc phụ thuộc bối cảnh, song phần lớn vẫn dựa trên ước lượng tác động trung bình (Cuestas & cộng sự, 2020; Nguyen Hai Tuan, 2023; Abdesslem & cộng sự, 2023).

Xuất phát từ sự thiếu nhất quán đó, câu hỏi nghiên cứu được đặt ra: tác động của tập trung ngân hàng đến ổn định ngân hàng thay đổi như thế nào dựa theo các mức độ ổn định khác nhau của hệ thống ngân hàng? Để trả lời câu hỏi này, nghiên cứu áp dụng hồi quy phân vị dựa trên phương pháp mô men nhằm đánh giá tác động của tập trung ngân hàng trên toàn bộ phân phối ổn định ngân hàng, thay vì chỉ tại giá trị trung bình. Cách tiếp cận này cho phép làm rõ mức độ nhạy cảm khác nhau của các hệ thống ngân hàng kém ổn định, ổn định trung bình và ổn định cao trước sự gia tăng tập trung ngân hàng, qua đó bổ sung bằng chứng thực nghiệm về vấn đề này.

2. Lược khảo nghiên cứu

Một nhánh lớn các nghiên cứu sử dụng hồi quy tuyến tính trung bình để phân tích tác động của tập trung ngân hàng đến ổn định ngân hàng. Trong nhóm này, nhiều nghiên cứu ủng hộ giả thuyết tập trung–ổn định, cho rằng các hệ thống ngân hàng tập trung cao có xu hướng ổn định hơn nhờ lợi thế kinh tế theo quy mô, biên lợi nhuận cao và khả năng quản trị rủi ro tốt hơn. Mirzaei & cộng sự (2013), sử dụng dữ liệu 1.929 ngân hàng tại các nền kinh tế phát triển và mới nổi, cho thấy sức mạnh thị trường có liên quan tích cực đến lợi nhuận và ổn định ngân hàng, đặc biệt ở các nền kinh tế phát triển. Kết quả tương tự cũng được ghi nhận trong các nghiên cứu đa quốc gia của Ben Ali & cộng sự (2018), Nyangu & cộng sự (2022) và Tran Son & cộng sự (2023), khi mức độ tập trung cao gắn với xác suất vỡ nợ thấp hơn và điểm Z cao hơn. Ngược lại, nhiều nghiên cứu khác lại tìm thấy bằng chứng ủng hộ giả thuyết tập trung–mong manh, nhấn mạnh vai trò của quyền lực thị trường và hiện tượng “quá lớn để sụp đổ”. Aldomy & cộng sự (2020), sử dụng dữ liệu ngành ngân hàng Jordan, cho thấy tập trung ngân hàng làm gia tăng rủi ro tín dụng và làm suy giảm ổn định. Các nghiên cứu tại Kenya (Antony & cộng sự, 2021), Việt Nam (Dương Thị Mai Phương & Đặng Văn Dân, 2023) và một số quốc gia châu Á (Budhathoki & cộng sự, 2024) cũng chỉ ra rằng sự gia tăng tập trung có thể làm suy yếu ổn định ngân hàng thông qua kênh chấp nhận rủi ro và suy giảm cạnh tranh. Cùng quan điểm này, Tô Thị Hồng Gấm & cộng sự (2025) mở rộng bằng chứng đa quốc gia trong bối cảnh phát triển tài chính. Sử dụng dữ liệu của 58 quốc gia giai đoạn 2011–2022 và kết hợp cả phương pháp Bayesian và tann suất, nghiên cứu cho thấy tập trung ngân hàng có tác động tiêu cực đến ổn định ngân hàng, ngay cả khi hệ thống tài chính được cải thiện.

Nhằm giải thích sự không đồng nhất trong kết quả, một số nghiên cứu đã xem xét khả năng tồn tại quan hệ phi tuyến giữa tập trung ngân hàng và ổn định. Cuestas & cộng sự (2020) và Nguyen Hai Tuan (2023) phát

hiện mối quan hệ hình chữ U ngược, hàm ý rằng tập trung ngân hàng chỉ cải thiện ổn định đến một ngưỡng nhất định. Abdesslem & cộng sự (2023), sử dụng mô hình ngưỡng Hansen, cho thấy tác động của tập trung ngân hàng đến rủi ro ngân hàng thay đổi đáng kể khi vượt qua các mức tập trung khác nhau. Các kết quả tương tự cũng được ghi nhận trong các nghiên cứu về cạnh tranh và ổn định tại khu vực Baltic (Cuestas & cộng sự, 2020), Trung đông và Bắc Phi (González & cộng sự, 2017; Halim & cộng sự, 2023) và ASEAN (Nguyen Hai Tuan, 2023), cho thấy không tồn tại một mối quan hệ tuyến tính đơn giản giữa cấu trúc thị trường và ổn định ngân hàng.

Một số nghiên cứu mở rộng mô hình bằng cách đưa vào các yếu tố đa dạng hóa, thể chế, sở hữu và khủng hoảng. Các nghiên cứu của Shim (2019), Tran Son & cộng sự (2023) nhấn mạnh vai trò của đa dạng hóa như một kênh điều tiết quan trọng, cho thấy tập trung thị trường có thể mang lại tác động ổn định khi các ngân hàng có mức độ đa dạng hóa cao hơn. Halim & cộng sự (2023) và Tran Hung Son & cộng sự (2023) cho thấy chất lượng thể chế có ảnh hưởng đến tác động của tập trung ngân hàng đến ổn định. Trong bối cảnh khủng hoảng, Cubillas & Suárez (2018), Riadi & cộng sự (2022), và Mateev & cộng sự (2024) cho thấy tập trung thị trường và sức mạnh thị trường có thể đóng vai trò như một “đệm ổn định”, song tác động này không đồng nhất giữa các nhóm ngân hàng và giai đoạn trước-sau khủng hoảng. Ponziani & Theola (2025) bổ sung góc nhìn quản trị doanh nghiệp, cho thấy tập trung thị trường kết hợp với đặc điểm quản trị có thể làm gia tăng hành vi chấp nhận rủi ro.

Tổng hợp các nghiên cứu trên cho thấy hai đặc điểm nổi bật. Thứ nhất, kết quả thực nghiệm về mối quan hệ giữa tập trung ngân hàng và ổn định ngân hàng không đồng nhất. Thứ hai, nhiều nghiên cứu đã mở rộng theo hướng phi tuyến, ngưỡng và biến điều tiết, song phần lớn vẫn dựa trên ước lượng tác động trung bình. Mặc dù tác động của tập trung ngân hàng đến ổn định ngân hàng vẫn còn tranh cãi và tạo ra hai luồng quan điểm: Quan điểm tập trung - ổn định và quan điểm tập trung - mong manh. Tuy nhiên, trong thực tế, sự tập trung ngân hàng tại các quốc gia chủ yếu đến từ làn sóng mua bán và sáp nhập sau khủng hoảng kinh tế 2008, nên cấu trúc tổ chức ngân hàng còn phức tạp, khiến việc giám sát khó khăn hơn. Cấu trúc này làm tăng rủi ro về phối hợp và khả năng xử lý khủng hoảng (Financial Stability Board, 2023). Dựa vào cơ sở này, bài báo đưa ra giả thuyết sau:

Giả thuyết nghiên cứu: Tác động của tập trung ngân hàng đến ổn định ngân hàng là ngược chiều.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Các nghiên cứu trước về tập trung ngân hàng đưa ra hai luồng bằng chứng trái chiều về tác động đến ổn

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

STT	Biến	Mã hóa	Đo lường	Nguồn	Nghiên cứu kế thừa
Biến phụ thuộc					
1	Ổn định ngân hàng	ZSC	Điểm Z ngân hàng (Bank Z-score)	GFDD	Cuestas & cộng sự (2020)
Biến độc lập					
2	Tập trung ngân hàng	CCR	Tài sản của 3 ngân hàng lớn nhất trong tổng tài sản NHTM	GFDD	Nguyen Hai Tuan (2023)
Biến kiểm soát					
3	Tỷ lệ lạm phát	INF	Tốc độ tăng trưởng hàng năm của chỉ số giảm phát GDP	WDI	Abdesslem & cộng sự (2023)
4	Tăng trưởng kinh tế	GDP	Tốc độ tăng trưởng GDP hàng năm	WDI	Abdesslem & cộng sự (2023)
5	Tỷ lệ thất nghiệp	UNE	Tỷ lệ người thất nghiệp trên lực lượng lao động của một quốc gia	WDI	Tô Thị Hồng Gám & cộng sự (2025)
6	Thể chế	WGI	Chỉ số quản trị toàn cầu	WGI	Nguyen Hai Tuan (2023)

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp

định ngân hàng. Tuy nhiên, phần lớn các nghiên cứu này dựa trên hồi quy tuyến tính, trong khi Topcu & Ufuk (2025) cho thấy phản ứng của ổn định ngân hàng khác nhau giữa các phân vị. Trên cơ sở đó, bài báo xây dựng mô hình hồi quy phân vị dựa trên phương pháp mô men như sau:

$$QZSC_{it}(\tau) = \alpha_i(\tau) + \beta_1(\tau)CCR_{it} + \beta_2(\tau)INF_{it} + \beta_3(\tau)GDP_{it} + \beta_4(\tau)UNE_{it} + \beta_5(\tau)WGI_{it} \quad (*)$$

Trong đó, $QZSC_{it}(\tau)$ là phân vị τ ($\tau \in (0;1)$) của chỉ số điểm Z, đại diện cho mức độ ổn định ngân hàng của quốc gia i tại thời điểm t . Việc ước lượng tại nhiều phân vị cho phép đánh giá tác động của các biến giải thích trên toàn bộ phân phối ổn định ngân hàng, thay vì chỉ tại giá trị trung bình có điều kiện. Thành phần $\alpha_i(\tau)$ phản ánh hiệu ứng không quan sát được đặc thù theo quốc gia và thay đổi theo từng phân vị, nhằm kiểm soát dị biệt cố hữu giữa các hệ thống ngân hàng. Các hệ số $\beta_j(\tau)$ ($j=1,\dots,5$) phản ánh cường độ tác động của từng yếu tố tại các mức ổn định khác nhau.

Bảng 1 trình bày tóm tắt mô tả toàn bộ các biến được sử dụng trong mô hình (*).

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Nhằm làm rõ sự khác biệt trong tác động của tập trung ngân hàng đến ổn định ngân hàng tại các phân vị khác nhau, nghiên cứu này áp dụng phương pháp hồi quy phân vị dựa trên phương pháp mô men (Method of Moments Quantile Regression – MMQR) được đề xuất bởi Machado & Santos Silva (2019). Theo đó, phân vị có điều kiện của biến phụ thuộc trong mô hình MMQR cho dữ liệu bảng được biểu diễn như sau:

$$QY_{it}(\tau) = \alpha_i(\tau) + X'_{it}\beta(\tau); \quad \tau \in (0;1)$$

trong đó Y_{it} là biến phụ thuộc, X_{it} là vector các biến giải thích; $\alpha_i(\tau)$ phản ánh hiệu ứng cá thể không quan sát được tại phân vị τ ; còn $\beta(\tau)$ là vector hệ số hồi quy cho phép các tác động thay đổi theo từng phân vị của phân phối biến phụ thuộc.

Ưu điểm cốt lõi của MMQR là khả năng nắm bắt tính không đồng nhất của tác động dọc theo toàn bộ phân phối của biến phụ thuộc, cho phép các hệ số hồi quy thay đổi theo từng phân vị. Các nghiên cứu gần đây cho thấy MMQR giúp làm rõ các tác động bất đối xứng và dị biệt mà hồi quy trung bình khó phản ánh đầy đủ (Berisha & cộng sự, 2023; Ramzan & cộng sự, 2023; Musa & cộng sự, 2025). Việc áp dụng MMQR trong nghiên cứu này được hỗ trợ bởi một khung kiểm định tiền đề bao gồm kiểm định phụ thuộc chéo, không đồng nhất độ dốc, nhằm bảo đảm độ tin cậy của các ước lượng phân vị.

Để kiểm định tính vững của kết quả ước lượng, nghiên cứu sử dụng hồi quy phân vị với sai số chuẩn bootstrap (Bootstrap Quantile Regression – BSQ), dựa trên khung hồi quy phân vị của Koenker & Bassett (1978) và phương pháp suy luận bootstrap được đề xuất bởi Buchinsky (1995). Tuy nhiên, BSQ là hồi quy phân vị có điều kiện, không xử lý dị biệt không quan sát được và phụ thuộc chéo trong dữ liệu bảng, do đó được sử dụng chủ yếu để kiểm định tính vững về dấu và xu hướng tác động.

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ Cơ sở dữ liệu của Ngân hàng Thế giới bao gồm Chỉ số Phát triển Thế giới (World Development Indicators - WDI), Cơ sở dữ liệu Tài chính Toàn cầu (Global Financial Development Database - GFDD), Chỉ số Quản trị Thế giới (World Governance Indicators - WGI) và một số báo cáo quốc gia. Sau khi loại bỏ những quốc gia không có dữ liệu, số lượng các quốc gia trong mẫu nghiên cứu còn 65 quốc gia trong giai đoạn 2011 - 2022 (xem PHỤ LỤC).

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Kết quả kiểm định

Kết quả tại Bảng 2 cho thấy các biến nghiên cứu có mức độ phân tán đáng kể, phản ánh sự không đồng nhất rõ rệt giữa các hệ thống ngân hàng và điều kiện kinh tế vĩ mô trong mẫu nghiên cứu. Kết quả kiểm định phân phối chuẩn Jarque-Bera cho thấy hầu hết các biến không tuân theo phân phối chuẩn, cũng có tính phù hợp của phương pháp hồi quy phân vị.

Ma trận tương quan cho thấy hệ số tương quan giữa các biến độc lập nhìn chung ở mức thấp đến trung bình. Mối tương quan cao nhất là giữa CCR và WGI (0,451), nhưng vẫn dưới ngưỡng cảnh báo phổ biến

Bảng 2. Thống kê mô tả

Biến	ZSC	CCR	INF	GDP	UNE	WGI
Số quan sát	780	780	780	780	780	780
Trung bình	0,154	0,615	0,052	0,032	0,072	0,393
Độ lệch chuẩn	0,090	0,180	0,080	0,040	0,047	1,989
Tối thiểu	0,002	0,253	-0,055	-0,245	0,002	-2,868
Tối đa	0,574	1,000	0,960	0,211	0,277	4,610
Jarque-Bera (JB)	543	34,420	6.5e+04	1656,000	304,100	60,070
Giá trị p của JB	1.e-118	3.3e-08	0,000	0,000	9.0e-67	9.0e-14
ZSC	1,000					
CCR	-0,144	1,000				
INF	-0,083	-0,104	1,000			
GDP	0,022	-0,104	0,046	1,000		
UNE	-0,041	0,167	-0,033	-0,186	1,000	
WGI	0,122	0,451	-0,245	-0,191	0,231	1,000

Nguồn: Kết quả ước lượng từ phần mềm Stata 17.0.

Bảng 3. Kiểm định sự phụ thuộc chéo

Biến	Thống kê CD	Giá trị p	Hệ số tương quan	Giá trị tuyệt đối của hệ số tương quan
ZSC	5,270	0,000	0,033	0,421
CCR	7,680	0,000	0,049	0,503
INF	55,990	0,000	0,354	0,445
GDP	83,100	0,000	0,526	0,545
UNE	15,040	0,000	0,095	0,491
WGI	-0,730	0,467	-0,005	0,492

Nguồn: Kết quả ước lượng từ phần mềm Stata 17.0

(0,8), cho thấy không tồn tại đa cộng tuyến nghiêm trọng.

Kết quả tại Bảng 3 cho thấy phần lớn các biến trong mô hình tồn tại phụ thuộc chéo. Điều này phản ánh mức độ liên kết và lan tỏa giữa các quốc gia trong bối cảnh hội nhập tài chính và kinh tế ngày càng sâu rộng. Mặc dù hệ số tương quan trung bình không quá lớn, giá trị tuyệt đối của hệ số tương quan cho thấy sự phụ thuộc chéo là đáng kể và không thể bỏ qua trong phân tích thực nghiệm.

Kết quả kiểm định tính không đồng nhất của độ dốc theo Pesaran & Yamagata (2008) tại Bảng 4 cho thấy cả thống kê Delta và Delta hiệu chỉnh đều có giá trị $p = 0,000$, qua đó bác bỏ giả thuyết về tính đồng nhất của các hệ số độ dốc ở mức ý nghĩa 1%. Điều này hàm ý rằng tác động của các biến giải thích không đồng nhất giữa các đơn vị trong mẫu, củng cố sự cần thiết của việc sử dụng các phương pháp cho phép dị biệt hệ số, như phân tích theo phân vị MMQR.

4.2. Kết quả ước lượng và thảo luận nghiên cứu

Kết quả tại Bảng 5 cho thấy CCR tác động tiêu cực và có ý nghĩa thống kê trên toàn bộ các phân vị của

Bảng 4. Kiểm tra tính không đồng nhất của độ dốc

	Giá trị thống kê	Giá trị p
Delta	6,145	0,000
Delta hiệu chỉnh	9,519	0,000

Nguồn: Kết quả ước lượng từ phần mềm Stata 17.0

Bảng 5. Kết quả ước lượng mô hình

Biến	Tác động trung bình	Độ phân tán	Phân vị 25%	Phân vị 50%	Phân vị 75%	Phân vị 90%
CCR	-0,123*** (0,020)	-0,069*** (0,015)	-0,056*** (0,014)	-0,105*** (0,017)	-0,171*** (0,028)	-0,258*** (0,046)
INF	-0,060 (0,046)	0,033 (0,035)	-0,091*** (0,033)	-0,069* (0,041)	-0,037 (0,065)	0,003 (0,105)
GDP	0,080 (0,086)	0,018 (0,064)	0,063 (0,061)	0,076 (0,075)	0,093 (0,120)	0,115 (0,193)
UNE	-0,096 (0,077)	0,105 (0,058)	-0,197*** (0,055)	-0,124 * (0,067)	-0,024 (0,109)	0,107 (0,175)
WGI	0,011*** (0,002)	0,008*** (0,002)	0,004** (0,001)	0,009*** (0,002)	0,016*** (0,003)	0,026*** (0,005)
cons	0,232*** (0,014)	0,097*** (0,011)	0,140*** (0,010)	0,207*** (0,013)	0,299*** (0,021)	0,420*** (0,035)

Ghi chú: ***, **, * biểu thị mức độ ý nghĩa thống kê ở mức tương ứng 1%, 5%, và 10%.

Nguồn: Kết quả ước lượng từ phần mềm Stata 17.0

ZSC, với cường độ tác động gia tăng ở các phân vị cao. Phát hiện này cung cấp bằng chứng thực nghiệm ủng hộ giả thuyết tập trung – mong manh, cho thấy mức độ tập trung cao có thể làm suy giảm ổn định ngân hàng ngay cả khi hệ thống đang ở trạng thái tương đối an toàn. Về mặt lý thuyết, kết quả này phù hợp với lý thuyết thông đồng của Bain (1951), theo đó cấu trúc thị trường tập trung làm suy giảm cạnh tranh và kỷ luật thị trường, đồng thời khuyến khích các ngân hàng nói lỏng chuẩn tín dụng để tối đa hóa lợi nhuận. Cơ chế này được củng cố bởi hiệu ứng chuyển dịch rủi ro (Boyd & De Nicoló, 2005), khi các ngân hàng nắm giữ quyền lực thị trường lớn, đặc biệt là các ngân hàng mang tính hệ thống, có động cơ gia tăng chấp nhận rủi ro do kỳ vọng được hỗ trợ khi xảy ra khủng hoảng. Về mặt thực nghiệm, kết quả của nghiên cứu tương đồng với các bằng chứng ủng hộ quan điểm tập trung – mong manh tại Jordan (Aldomy & cộng sự, 2020) và Kenya (Antony & cộng sự, 2021), cũng như bằng chứng quốc tế gần đây của Tô Thị Hồng Gấm & cộng sự (2025).

Kết quả cho thấy lạm phát (INF) tác động tiêu cực đến ổn định ngân hàng chủ yếu tại các phân vị thấp và trung vị của ZSC, hàm ý rằng bất ổn giá cả làm gia tăng rủi ro đối với các hệ thống ngân hàng vốn đã mong manh. Phát hiện này phù hợp với Halim & cộng sự (2023), khi lạm phát làm suy giảm thu nhập thực và chất

Bảng 6. Kết quả ước lượng BSQ

Biến	Phân vị 25%	Phân vị 50%	Phân vị 75%	Phân vị 90%
CCR	-0,012 (0,014)	-0,097*** (0,023)	-0,108*** (0,033)	-0,206*** (0,046)
INF	-0,038 (0,028)	-0,067*** (0,023)	0,045 (0,060)	0,006 (0,086)
GDP	0,021 (0,073)	0,062 (0,128)	0,064 (0,125)	0,332 (0,291)
UNE	-0,229*** (0,043)	-0,087 (0,103)	0,158 (0,132)	0,168 (0,167)
WGI	0,000 (0,002)	0,005* (0,003)	0,005 (0,004)	0,026*** (0,003)
cons	0,115 (0,010)	0,201*** (0,016)	0,241*** (0,021)	0,374*** (0,042)

Ghi chú: ***, **, và * biểu thị mức độ ý nghĩa thống kê ở các mức tương ứng 1%, 5%, và 10%.

Nguồn: Kết quả ước lượng từ phần mềm Stata 17.0

lượng tín dụng. Thất nghiệp (UNE) cũng có tác động âm chủ yếu tại các phân vị thấp, phản ánh vai trò của suy yếu chu kỳ kinh tế trong việc khuếch đại rủi ro tín dụng, nhất quán với kết luận của Shim (2019).

Đối với tăng trưởng kinh tế (GDP), hệ số ước lượng mang dấu dương nhưng không có ý nghĩa thống kê, cho thấy tăng trưởng không phải là yếu tố quyết định trực tiếp ổn định ngân hàng khi đã kiểm soát các điều kiện khác (Nyangu & cộng sự, 2022). Ngược lại, chất lượng thể chế (WGI) có tác động dương và gia tăng theo phân vị, củng cố vai trò nền tảng của thể chế trong việc duy trì ổn định ngân hàng (Tran Hung Son & cộng sự, 2023).

4.3. Kiểm định tính vững bằng hồi quy phân vị với sai số chuẩn bootstrap

Kết quả kiểm định tính vững bằng hồi quy phân vị với sai số chuẩn bootstrap (BSQ) tại Bảng 6 cho thấy các ước lượng thu được nhất quán về dấu và ý nghĩa thống kê so với kết quả từ mô hình MMQR. Cụ thể, tập trung ngân hàng (CCR) có tác động tiêu cực và có ý nghĩa thống kê tại các phân vị trung và cao của điểm Z ($\tau = 50\%$, 75% và 90%), với cường độ tác động gia tăng khi chuyển sang các phân vị trên, trong khi tác động tại các phân vị thấp không có ý nghĩa thống kê. Các biến kiểm soát như lạm phát (INF), thất nghiệp (UNE) và chất lượng thể chế (WGI) cũng cho kết quả phù hợp về dấu và mức ý nghĩa so với mô hình chính, cho thấy các kết luận thực nghiệm không bị chi phối bởi giả định phân phối sai số hay phương pháp ước lượng cụ thể.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu phân tích ảnh hưởng của tập trung ngân hàng đến ổn định ngân hàng dựa trên bộ dữ liệu bảng cân bằng của 65 quốc gia trong giai đoạn 2011–2022. Phương pháp MMQR được sử dụng nhằm đánh giá mối quan hệ giữa tập trung ngân hàng và ổn định ngân hàng dưới góc nhìn các phân vị, thay vì chỉ tại giá trị trung bình như trong các nghiên cứu trước. Kết quả thực nghiệm cho thấy tập trung ngân hàng có tác động tiêu cực đến ổn định ngân hàng tại tất cả các phân vị. Tuy nhiên, cường độ của tác động âm này gia tăng đáng kể ở các phân vị ổn định cao hơn, cho thấy các hệ thống ngân hàng tương đối ổn định nhạy cảm hơn trước sự gia tăng mức độ tập trung thị trường. Do đó, mối quan hệ giữa tập trung ngân hàng và ổn định ngân hàng không thể hiện sự đảo chiều về dấu, mà phản ánh sự không đồng nhất rõ rệt về cường độ tác động dọc theo phân phối ổn định. Đối với các biến kiểm soát, lạm phát và thất nghiệp làm suy giảm ổn định ngân hàng chủ yếu tại các phân vị thấp và trung vị, trong khi tăng trưởng kinh tế không có ý nghĩa thống kê đáng kể. Ngược lại, chất lượng thể chế có tác động tích cực và nhất quán trên toàn bộ các phân vị, với cường độ mạnh hơn ở các phân vị ổn định cao.

Từ kết quả nghiên cứu, nhóm tác giả đề xuất một số hàm ý chính sách như sau: Thứ nhất, chính sách cạnh tranh và tái cấu trúc hệ thống ngân hàng cần được thiết kế theo cách tiếp cận có điều kiện, gắn với mức độ ổn định hiện hữu của hệ thống. Kết quả cho thấy tập trung ngân hàng luôn làm suy giảm ổn định, và mức độ tác động này càng lớn đối với các hệ thống ngân hàng vốn đã tương đối ổn định. Do đó, các cơ quan quản lý không nên mặc định rằng gia tăng tập trung thông qua sáp nhập hay mở rộng quy mô ngân hàng lớn sẽ củng cố ổn định hệ thống. Ngược lại, tại các hệ thống có mức ổn định cao, việc cho phép gia tăng tập trung cần đi kèm với giám sát thận trọng hơn về hành vi chấp nhận rủi ro, yêu cầu vốn bổ sung và các công cụ an toàn vĩ mô nhằm hạn chế rủi ro tích tụ do quyền lực thị trường gia tăng. Thứ hai, ổn định kinh tế vĩ mô và nâng cao chất lượng thể chế là điều kiện nền tảng để giảm thiểu tác động bất lợi của tập trung ngân hàng. Tác động tiêu cực của lạm phát và thất nghiệp đến ổn định tại các hệ thống ngân hàng cho thấy việc kiểm soát bất ổn vĩ mô có vai trò đặc biệt quan trọng trong phòng ngừa rủi ro ngân hàng. Đồng thời, tác động tích cực và nhất quán của chất lượng thể chế trên toàn bộ phân phối ổn định hàm ý rằng cải thiện khuôn khổ pháp lý, hiệu quả giám sát và thực thi kỷ luật thị trường không chỉ giúp bảo vệ các hệ thống yếu, mà còn củng cố tính bền vững dài hạn của các hệ thống ngân hàng đã ổn định.

PHỤ LỤC

Danh sách các quốc gia trong mẫu nghiên cứu

STT	Quốc gia	Thu nhập	STT	Quốc gia	Thu nhập
Châu Mỹ			Châu Âu		
1	Argentina	Thu nhập cao	1	Albania	Thu nhập trung bình cao
2	Bolivia	Thu nhập trung bình thấp	2	Armenia	Thu nhập trung bình cao
3	Brazil	Thu nhập trung bình cao	3	Austria	Thu nhập cao
4	Chile	Thu nhập cao	4	Belarus	Thu nhập trung bình cao
5	Colombia	Thu nhập trung bình cao	5	Belgium	Thu nhập cao
6	Costa Rica	Thu nhập trung bình cao	6	Bulgaria	Thu nhập trung bình cao
7	Dominican	Thu nhập trung bình cao	7	Croatia	Thu nhập cao
8	Ecuador	Thu nhập trung bình cao	8	Cyprus	Thu nhập cao
9	Honduras	Thu nhập trung bình thấp	9	Czechia	Thu nhập cao
10	Jamaica	Thu nhập trung bình cao	10	Denmark	Thu nhập cao
11	Mexico	Thu nhập trung bình cao	11	Estonia	Thu nhập cao
12	Panama	Thu nhập cao	12	Finland	Thu nhập cao
13	Paraguay	Thu nhập trung bình cao	13	France	Thu nhập cao
14	Uruguay	Thu nhập cao	14	Georgia	Thu nhập trung bình thấp
Châu Á – Thái Bình Dương			15	Greece	Thu nhập cao
1	Bangladesh	Thu nhập trung bình thấp	16	Hungary	Thu nhập cao
2	India	Thu nhập trung bình thấp	17	Latvia	Thu nhập cao
3	Indonesia	Thu nhập trung bình thấp	18	Lithuania	Thu nhập cao
4	Kazakhstan	Thu nhập trung bình cao	19	Luxembourg	Thu nhập cao
5	Korea	Thu nhập cao	20	Norway	Thu nhập cao
6	Malaysia	Thu nhập trung bình cao	21	Portugal	Thu nhập cao
7	Pakistan	Thu nhập trung bình thấp	22	Russian	Thu nhập trung bình cao
8	Philippines	Thu nhập trung bình thấp	23	Serbia	Thu nhập trung bình cao
9	Thailand	Thu nhập trung bình cao	24	Slovenia	Thu nhập cao
10	Vietnam	Thu nhập trung bình thấp	25	Spain	Thu nhập cao
Châu Phi			26	Sweden	Thu nhập cao
1	Benin	Thu nhập thấp	27	Switzerland	Thu nhập cao
2	Burkina Faso	Thu nhập thấp	28	Türkiye	Thu nhập trung bình cao
3	Kenya	Thu nhập trung bình thấp			
4	Malawi	Thu nhập thấp			
5	Mali	Thu nhập thấp			
6	Niger	Thu nhập thấp			
7	Nigeria	Thu nhập trung bình thấp			
8	Rwanda	Thu nhập thấp			
9	Senegal	Thu nhập thấp			
10	Togo	Thu nhập thấp			
11	Uganda	Thu nhập thấp			
12	Egypt	Thu nhập trung bình thấp			
13	Tunisia	Thu nhập trung bình thấp			

Tài liệu tham khảo

- Abdesslem, R. B., Dabbou, H., & Gallali, M. I. (2023). The impact of market concentration on bank risk-taking: evidence from a panel threshold model. *Journal of the Knowledge Economy*, 14(4), 4170-4194. <https://doi-org.dbvista.idm.oclc.org/10.1007/s13132-022-01028-4>
- Aldomy, R. F., Thim, C. K., Lan, N. T. P., & Norhashim, M. B. (2020). Bank concentration and financial risk in Jordan. *Montenegrin Journal of Economics*, 16 (3), 31-44. <https://doi.org/10.14254/1800-5845/2020.16-3.3>
- Antony, A., Peter, M., & Odhiambo, S. (2021). The role of banking concentration on financial stability. *International Journal of Economics and Finance*, 13(6), 103. <https://doi.org/10.5539/ijef.v13n6p103>

-
- Bain, J. S. (1951). Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936–1940. *The Quarterly Journal of Economics*, 65(3), 293–324. <https://doi.org/10.2307/1882217>
- Ben Ali, M. S., Intissar, T., & Zeitun, R. (2018). Banking concentration and financial stability. New evidence from developed and developing countries. *Eastern Economic Journal*, 44(1), 117–134. <https://doi-org.dbvista.idm.oclc.org/10.1057/ej.2016.8>
- Berisha, E., Sewak Dubey, R., & Gharehgozli, O. (2023). Inflation and income inequality: does the level of income inequality matter?. *Applied Economics*, 55(37), 4319–4330. <https://doi.org/10.1080/00036846.2022.2128293>.
- Boyd, J. H., & De Nicoló, G. (2005). The theory of bank risk taking and competition revisited. *Journal of Finance*, 60(3), 1329–1343. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00763.x>
- Buchinsky, M. (1995). Quantile regression, Box-Cox transformation model, and the US wage structure, 1963–1987. *Journal of Econometrics*, 65(1), 109–154. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01599-U](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01599-U)
- Budhathoki, P. B., Bhattarai, G., Aryal, N. P., & Ghimire, S. R. (2024). The bank concentration and risk exposure: Empirical insights from Asian countries. *Nepal Journal of Multidisciplinary Research*, 7(2), 12–29. <https://doi.org/10.3126/njmr.v7i2.68190>
- Cubillas, E., & Suárez, N. (2018). Bank market power and lending during the global financial crisis. *Journal of International Money and Finance*, 89, 1–22. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2018.08.003>
- Cuestas, J. C., Lucotte, Y., & Reigl, N. (2020). Banking sector concentration, competition and financial stability: the case of the Baltic countries. *Post-Communist Economies*, 32(2), 215–249. <https://doi.org/10.1080/14631377.2019.1640981>
- Demsetz, H. (1973). Industry structure, market rivalry, and public policy. *The Journal of Law and Economics*, 16(1), 1–9. <https://doi.org/10.1086/466752>
- Dương Thị Mai Phương & Đặng Văn Dân (2023). Cấu trúc thị trường và ổn định tài chính của các ngân hàng Việt Nam: Bằng chứng từ cách tiếp cận cấu trúc và phi cấu trúc. *Tạp chí Kinh tế và Ngân hàng châu Á*, số 207, 48–64. <https://doi.org/10.63065/ajeb.vn.2023.207.82490>
- Financial Stability Board. (2023). *2023 Bank Failures: Preliminary lessons learnt for resolution*. <https://elischolar.library.yale.edu/ypfs-documents2/4364>
- González, L. O., Razia, A., Búa, M. V., & Sestayo, R. L. (2017). Competition, concentration and risk taking in Banking sector of MENA countries. *Research in International Business and Finance*, 42, 591–604. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.07.004>
- Halim, M. A., Moudud-Ul-Huq, S., Sobhani, F. A., Karim, Z., & Nesa, Z. (2023). The Nexus of Banks' Competition, Ownership Structure, and Economic Growth on Credit Risk and Financial Stability. *Economies*, 11(8), 203. <https://doi.org/10.3390/economies11080203>
- Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 46 (1), 33–50. <https://doi.org/10.2307/1913643>
- Machado, J. A., & Silva, J. S. (2019). Quantiles via moments. *Journal of Econometrics*, 213(1), 145–173. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2019.04.009>.
- Mateev, M., Nasr, T., & Nair, K. (2024). Navigating crisis: marketing dynamics and resilience in the MENA's dual-banking system amidst the SAR-COV-2 pandemic. *Humanities and Social Sciences Communications*, 11(1), 1–21. <https://doi.org/10.1057/s41599-024-03675-1>
- Mirzaei, A., Moore, T., & Liu, G. (2013). Does market structure matter on banks' profitability and stability? Emerging vs. advanced economies. *Journal of Banking & Finance*, 37(8), 2920–2937. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.04.031>
- Musa, K., Janssen, M., Said, J., Zakaria, N. B., & Erum, N. (2025). The impact of public debt and quality of governance on economic growth in high-income countries. *Journal of the Knowledge Economy*, 16(1), 2817–2843. <https://doi.org/10.1007/s13132-024-02073-x>.
- Nguyen Hai Tuan (2023). Does institutional quality reduce the impact of market concentration on bank stability?

Evidence of developing countries. *Cogent Economics & Finance*, 11(2), 2244769. <https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2244769>

- Nyangu, M., Marwa, N., Fanta, A., & Minja, E. J. (2022). Bank concentration, competition and financial stability nexus in the East African Community: is there a trade-off?. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2082026. <https://doi.org/10.1080/23322039.2022.2082026>
- Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>
- Ponziani, R. M., & Theola, V. (2025). Market Concentration, Corporate Governance, and Banks Risk: Evidence on Concentration-Fragility and Audit Committee Overconfidence. *European Journal of Business and Management Research*, 10(3), 64-70. <https://doi.org/10.24018/ejbmr.2025.10.3.2533>
- Ramzan, M., Abbasi, K. R., Salman, A., Dagar, V., Alvarado, R., & Kagzi, M. (2023). Towards the dream of go green: An empirical importance of green innovation and financial depth for environmental neutrality in world's top 10 greenest economies. *Technological Forecasting and Social Change*, 189, 122370. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2023.122370>
- Riadi, S. S., Hadjaat, M., & Yударuddin, R. (2022). Bank concentration and bank stability during the COVID-19 pandemic. *Emerging Science Journal*, 6, 262-274. <http://dx.doi.org/10.28991/esj-2022-SPER-018>
- Shim, J. (2019). Loan portfolio diversification, market structure and bank stability. *Journal of Banking & Finance*, 104, 103-115. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2019.04.006>
- Tô Thị Hồng Gấm, Đào Lê Kiều Oanh & Trần Thị Kim Oanh (2025). Tác động của tập trung ngân hàng đến ổn định ngân hàng trong bối cảnh phát triển tài chính: Bằng chứng quốc tế. *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính-Marketing*, số 90 (Tập 16, kỳ 3), 58-72. <https://doi.org/10.52932/jfmr.v16i3.757>
- Topcu, M., & Ufuk, Can. (2025). Political stability, geopolitical risks, and bank stability. *Finance Research Letters*, 86(G), 108889. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2025.108889>
- Tran Hung Son, Nguyen Thanh Dat & Nguyen Thanh Liem. (2023). Market structure, institutional quality and bank stability: evidence from emerging and developing countries. *Competitiveness Review: An International Business Journal*, 33(6), 1046-1068. <https://doi.org/10.1108/CR-02-2022-0016>
- Tran Son, Nguyen Dat, Nguyen Khuong, Nguyen Canh & Nguyen Liem (2023). Income Diversification, Market Structure and Bank Stability: A Cross-country Analysis. *Prague Economic Papers*, 32(5), 550-568. <https://doi.org/10.18267/j.pep.843>

***Tác giả liên hệ: Tô Thị Hồng Gấm. Email: togam@ufm.edu.vn**

MỐI QUAN HỆ GIỮA TRẢI NGHIỆM THƯƠNG HIỆU ĐIỂM ĐẾN TRỰC TUYẾN VÀ Ý ĐỊNH GIỚI THIỆU: VAI TRÒ TRUNG GIAN CỦA TÌNH YÊU THƯƠNG HIỆU TRONG BỐI CẢNH DU LỊCH QUẢNG NINH

Trương Minh Kỳ
Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh (UEH)
Email: truongminhky2904@gmail.com

Mã bài báo: JED-2883
Ngày nhận: 29/01/2026
Ngày nhận bản sửa: 26/03/2026
Ngày duyệt đăng: 27/03/2026
Mã DOI: 10.33301/JED.VI.2883

Tóm tắt:

Nghiên cứu này phân tích mối quan hệ giữa trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến và ý định giới thiệu của du khách, với vai trò trung gian của sự chân thực thương hiệu và tình yêu thương hiệu điểm đến trong bối cảnh du lịch Quảng Ninh. Dữ liệu được thu thập từ 365 du khách nội địa đã tiếp xúc với các nội dung truyền thông số về Quảng Ninh và được phân tích bằng mô hình phương trình cấu trúc PLS-SEM. Kết quả cho thấy trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến tác động trực tiếp đến ý định giới thiệu, đồng thời gián tiếp thông qua sự chân thực thương hiệu và tình yêu thương hiệu. Trong đó, sự chân thực thương hiệu đóng vai trò quan trọng trong việc thúc đẩy tình yêu thương hiệu, từ đó làm gia tăng ý định giới thiệu của du khách. Nghiên cứu đóng góp về mặt lý thuyết khi làm rõ chuỗi cơ chế cảm xúc trong du lịch số, đồng thời cung cấp hàm ý chính sách quan trọng cho quản trị thương hiệu điểm đến trong bối cảnh chuyển đổi số.

Từ khóa: Sự chân thực thương hiệu, tình yêu thương hiệu, trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến, du lịch Quảng Ninh, ý định giới thiệu.

Mã JEL: D91, L83, M31.

The relationship between online destination brand experience and recommendation intention: The mediating role of brand love in the context of Quang Ninh tourism

Abstract:

This study examines the relationship between online destination brand experience and tourists' recommendation intention, emphasizing the mediating roles of destination brand authenticity and brand love in the context of Quang Ninh tourism. Data were collected from 365 domestic tourists who had been exposed to online promotional content related to Quang Ninh and analyzed using Partial Least Squares Structural Equation Modeling. The results indicate that online destination brand experience exerts a direct effect on recommendation intention and an indirect effect through brand authenticity and destination brand love. In particular, brand authenticity plays a critical role in fostering emotional attachment, which subsequently enhances tourists' willingness to recommend the destination. The findings contribute to the tourism branding literature by clarifying the emotional mechanisms underlying tourist behavior in digital environments and offer practical implications for destination brand management in the era of digital transformation.

Keywords: Brand authenticity, destination brand love, online destination brand experience, Quang Ninh tourism, recommendation intention.

JEL Codes: D91, L83, M31.

1. Giới thiệu

Trong kỷ nguyên chuyển đổi số, nhận thức và hành vi của du khách ngày càng được định hình bởi trải nghiệm trực tuyến trước chuyến đi. Dựa trên lý thuyết trải nghiệm thương hiệu, điểm đến được xem như một thực thể thương hiệu có khả năng kích hoạt phản ứng cảm giác, cảm xúc và nhận thức của du khách thông qua các kích thích số như hình ảnh, video và tương tác, đóng vai trò như “trải nghiệm tiền du lịch” (Jiménez-Barreto & cộng sự, 2020).

Bên cạnh đó, sự chân thực thương hiệu phản ánh mức độ đáng tin cậy và nhất quán của hình ảnh điểm đến trên môi trường số. Trải nghiệm thương hiệu trực tuyến có thể củng cố hoặc làm suy giảm cảm nhận này, từ đó ảnh hưởng đến thái độ và cảm xúc của du khách (Chen & cộng sự, 2020). Trên nền tảng đó, tình yêu thương hiệu điểm đến thể hiện sự gắn kết cảm xúc sâu sắc, được hình thành từ trải nghiệm tích cực và cảm nhận chân thực, qua đó thúc đẩy các hành vi như trung thành và ý định giới thiệu (Sukaatmadja & cộng sự, 2023).

Mặc dù một số nghiên cứu đã xem xét riêng lẻ các mối quan hệ giữa trải nghiệm thương hiệu và sự chân thực (Guleria & cộng sự, 2024), hoặc giữa sự chân thực và tình yêu thương hiệu (Sukaatmadja & cộng sự, 2023), các nghiên cứu tích hợp đồng thời ba yếu tố này trong bối cảnh du lịch số vẫn còn hạn chế (Jiménez-Barreto & cộng sự, 2020), đặc biệt tại các điểm đến mới nổi như Việt Nam. Trong bối cảnh đó, Quảng Ninh là trường hợp nghiên cứu phù hợp khi đang tích cực tái định vị hình ảnh điểm đến và đẩy mạnh chuyển đổi số trong xúc tiến du lịch. Do đó, nghiên cứu này phân tích mối quan hệ giữa trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến và ý định giới thiệu, đồng thời làm rõ vai trò trung gian của sự chân thực thương hiệu và tình yêu thương hiệu trong bối cảnh du lịch Quảng Ninh, sử dụng phương pháp PLS-SEM với dữ liệu du khách nội địa.

Phần còn lại của bài nghiên cứu được cấu trúc như sau: Phần thứ hai trình bày cơ sở lý thuyết và phát triển các giả thuyết nghiên cứu. Phần thứ ba mô tả phương pháp nghiên cứu. Phần thứ tư trình bày kết quả nghiên cứu và thảo luận. Cuối cùng, phần kết luận tổng hợp các đóng góp lý thuyết, hàm ý quản trị và hướng nghiên cứu tiếp theo.

2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Khung lý thuyết nền

Nghiên cứu này được xây dựng trên bốn nền tảng lý thuyết chính gồm: trải nghiệm thương hiệu, sự chân thực thương hiệu, mối quan hệ cảm xúc giữa người tiêu dùng và thương hiệu, và hành vi hậu trải nghiệm trong du lịch.

Theo lý thuyết trải nghiệm thương hiệu, các kích thích từ thương hiệu có thể khơi gợi phản ứng cảm giác, cảm xúc, nhận thức và hành vi của người tiêu dùng, cấu thành bởi bốn thành phần chính: cảm giác, cảm xúc, trí tuệ và hành vi (Brakus & cộng sự, 2009). Mở rộng sang bối cảnh điểm đến, trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến được hiểu là tổng hợp phản ứng chủ quan của du khách trước các kích thích số trong giai đoạn tiền du lịch (Jiménez-Barreto & cộng sự, 2020), và có khả năng định hướng ý định hành vi trước khi chuyến đi diễn ra (Trương Minh Ký, 2024).

Bổ trợ cho góc nhìn này, lý thuyết sự chân thực thương hiệu nhấn mạnh vai trò của tính đáng tin cậy, nhất quán và bản sắc cốt lõi trong việc hình thành thái độ và cảm xúc tích cực đối với thương hiệu (Morhart & cộng sự, 2013). Trong bối cảnh điểm đến và môi trường số, sự chân thực càng trở nên quan trọng do thông tin và hình ảnh dễ bị sai lệch hoặc thổi phồng (Chen & cộng sự, 2020; Gao & cộng sự, 2020). Ngoài ra, lý thuyết mối quan hệ giữa người tiêu dùng - thương hiệu cho rằng các hành vi hậu trải nghiệm, như truyền miệng, được thúc đẩy bởi các trạng thái cảm xúc sâu sắc như tình yêu thương hiệu (Carroll & Ahuvia, 2006). Tình yêu thương hiệu là một cấu trúc đa chiều, bao gồm đam mê, gắn bó cảm xúc và khuynh hướng ủng hộ thương hiệu (Bagozzi & cộng sự, 2017), và trong du lịch, được hình thành từ trải nghiệm tích cực và cảm nhận về sự chân thực, qua đó thúc đẩy hành vi chia sẻ và giới thiệu (Aro & cộng sự, 2018; Bùi Thị Thanh & cộng sự, 2023).

Trong nghiên cứu này, tình yêu thương hiệu điểm đến được xem là trạng thái cảm xúc hình thành ngay từ giai đoạn tiền du lịch thông qua các kích thích số, thay vì chỉ xuất hiện sau trải nghiệm thực tế. Quan điểm này được củng cố bởi Sukaatmadja & cộng sự (2023), khi cho thấy tình yêu thương hiệu có thể được hình thành trước trải nghiệm trực tiếp trong môi trường số. Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất rằng trải nghiệm

thương hiệu điểm đến trực tuyến ảnh hưởng đến ý định giới thiệu của du khách cả trực tiếp và gián tiếp, thông qua hai cơ chế trung gian là sự chân thực thương hiệu và tình yêu thương hiệu điểm đến.

2.2. Phát triển giả thuyết nghiên cứu

2.2.1. Trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến và sự chân thực thương hiệu điểm đến

Theo lý thuyết trải nghiệm thương hiệu, các kích thích do thương hiệu tạo ra có khả năng định hình không chỉ phản ứng cảm xúc và nhận thức mà còn ảnh hưởng đến cách người tiêu dùng đánh giá tính đáng tin cậy và nhất quán của thương hiệu (Brakus & cộng sự, 2009). Trong bối cảnh du lịch số, nơi hình ảnh và thông tin về điểm đến chủ yếu được truyền tải thông qua các nền tảng trực tuyến, trải nghiệm thương hiệu đóng vai trò then chốt trong việc hình thành cảm nhận của du khách về sự chân thực của điểm đến. Các trải nghiệm trực tuyến mang tính nhất quán, giàu tương tác và phản ánh đúng bản sắc điểm đến giúp du khách cảm nhận điểm đến là “thật”, đáng tin cậy và không bị thổi phồng, qua đó củng cố cảm nhận về sự chân thực thương hiệu điểm đến (Guleria & cộng sự, 2024). Giả thuyết H1 được đề xuất như sau:

H1: Trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến tác động tích cực đến sự chân thực thương hiệu điểm đến.

2.2.2. Trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến và tình yêu thương hiệu

Theo lý thuyết trải nghiệm thương hiệu và lý thuyết mối quan hệ giữa người tiêu dùng - thương hiệu, trải nghiệm tích cực được xem là tiền đề quan trọng trong việc hình thành các trạng thái gắn kết cảm xúc sâu sắc với thương hiệu, vượt ra ngoài các đánh giá nhận thức hay sự hài lòng đơn thuần (Brakus & cộng sự, 2009; Carroll & Ahuvia, 2006). Trong bối cảnh du lịch số, các trải nghiệm mang tính cảm xúc, nhập vai và tương tác cao trên nền tảng trực tuyến giúp du khách phát triển sự yêu thích, tự hào và gắn bó với thương hiệu điểm đến. Các nghiên cứu thực nghiệm tại các điểm đến du lịch châu Á cũng xác nhận rằng trải nghiệm thương hiệu tích cực là yếu tố then chốt thúc đẩy tình yêu thương hiệu điểm đến (Aro & cộng sự, 2018; Sukaatmadja & cộng sự, 2023). Giả thuyết H2 như sau:

H2: Trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến tác động tích cực đến tình yêu thương hiệu điểm đến.

2.2.3. Trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến và ý định giới thiệu

Lý thuyết trải nghiệm thương hiệu cho rằng các trải nghiệm tích cực do thương hiệu tạo ra có khả năng thúc đẩy các phản ứng hành vi mang tính ủng hộ, trong đó truyền miệng và giới thiệu là những biểu hiện điển hình (Brakus & cộng sự, 2009). Trong lĩnh vực du lịch, các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy trải nghiệm thương hiệu điểm đến trên các nền tảng trực tuyến giúp du khách hình thành cảm nhận và niềm tin tích cực về điểm đến ngay từ giai đoạn tiền du lịch, qua đó tác động trực tiếp đến các ý định hành vi như quay lại và giới thiệu (Bùi Tá Hoàng Vũ, 2020; Gao & cộng sự, 2020). Giả thuyết H3 được đề xuất như sau:

H3: Trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến tác động tích cực đến ý định giới thiệu của du khách.

2.2.4. Sự chân thực thương hiệu điểm đến và tình yêu thương hiệu

Lý thuyết sự chân thực thương hiệu cho rằng cảm nhận của người tiêu dùng về tính đáng tin cậy, nhất quán và phản ánh đúng bản sắc cốt lõi của thương hiệu đóng vai trò quan trọng trong việc hình thành các trạng thái cảm xúc tích cực và gắn kết lâu dài. Trong du lịch, khi du khách cảm nhận điểm đến là chân thực và phản ánh đúng các giá trị được truyền tải trên các nền tảng trực tuyến, họ có xu hướng phát triển sự yêu thích, tự hào và gắn bó cảm xúc mạnh mẽ hơn với thương hiệu điểm đến. Các nghiên cứu thực nghiệm cũng chỉ ra rằng sự chân thực thương hiệu là tiền đề quan trọng thúc đẩy tình yêu thương hiệu trong bối cảnh du lịch (Aro & cộng sự, 2018; Sukaatmadja & cộng sự, 2023). Giả thuyết H4 như sau:

H4: Sự chân thực thương hiệu điểm đến tác động tích cực đến tình yêu thương hiệu điểm đến.

2.2.5. Tình yêu thương hiệu và ý định giới thiệu

Theo lý thuyết mối quan hệ giữa người tiêu dùng - thương hiệu, khi cá nhân phát triển tình yêu thương hiệu, họ có xu hướng chủ động bảo vệ, ủng hộ và chia sẻ hình ảnh tích cực về thương hiệu như một cách thể hiện bản thân và duy trì mối quan hệ cảm xúc với thương hiệu đó (Carroll & Ahuvia, 2006). Trong lĩnh vực du lịch, nhiều nghiên cứu thực nghiệm xác nhận rằng tình yêu thương hiệu điểm đến là một trong những yếu tố dự báo mạnh mẽ nhất của các hành vi truyền miệng tích cực và giới thiệu điểm đến cho người khác (Aro & cộng sự, 2018).

H5: Tình yêu thương hiệu điểm đến tác động tích cực đến ý định giới thiệu của du khách.

2.2.6. Vai trò trung gian của tình yêu thương hiệu

Mặc dù trải nghiệm thương hiệu và sự chân thực thương hiệu có thể tác động trực tiếp đến ý định giới thiệu, các nghiên cứu gần đây cho rằng các tác động này thường được củng cố và khuếch đại thông qua các cơ chế cảm xúc trung gian. Theo lý thuyết mối quan hệ người tiêu dùng - thương hiệu, trải nghiệm và cảm nhận về sự chân thực chỉ thực sự chuyển hóa thành hành vi ủng hộ khi chúng dẫn đến sự gắn bó cảm xúc và tình yêu thương hiệu (Carroll & Ahuvia, 2006). Trong bối cảnh du lịch, nhiều nghiên cứu thực nghiệm cũng xác nhận rằng tình yêu thương hiệu điểm đến đóng vai trò trung gian quan trọng trong mối quan hệ giữa trải nghiệm, sự chân thực và các hành vi hậu trải nghiệm như truyền miệng và giới thiệu (Aro & cộng sự, 2018; Sukaatmadja & cộng sự, 2023). Từ đó, giả thuyết H6 và H7 được đề xuất như sau:

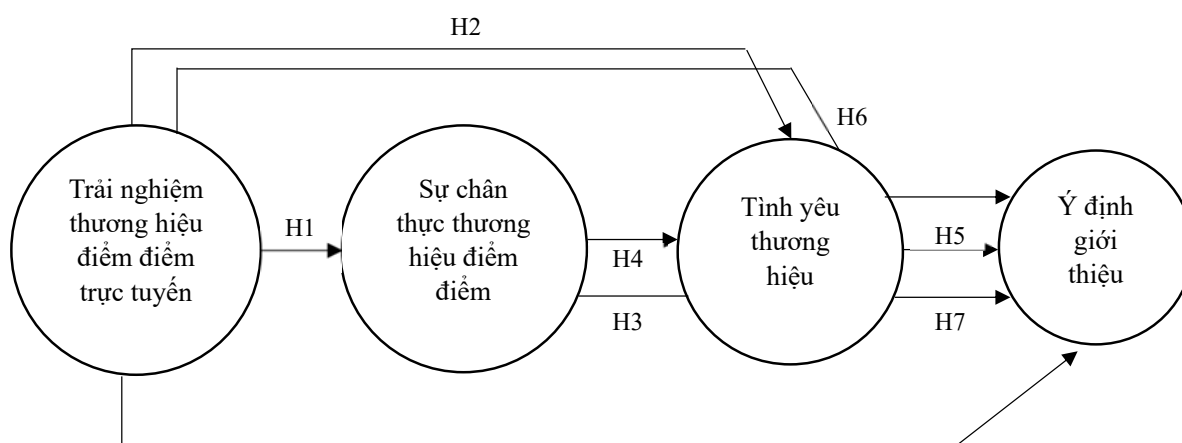
H6: Tình yêu thương hiệu điểm đến đóng vai trò trung gian trong mối quan hệ giữa trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến và ý định giới thiệu của du khách.

H7: Tình yêu thương hiệu điểm đến đóng vai trò trung gian trong mối quan hệ giữa sự chân thực thương hiệu điểm đến và ý định giới thiệu của du khách.

2.3. Mô hình nghiên cứu đề xuất

Trên cơ sở khung lý thuyết và các giả thuyết đã phát triển, mô hình nghiên cứu đề xuất trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến là biến độc lập và ý định giới thiệu là biến phụ thuộc. Sự chân thực thương hiệu điểm đến và tình yêu thương hiệu điểm đến được đưa vào mô hình như các biến trung gian, phản ánh cơ chế chuyển hóa từ trải nghiệm trực tuyến sang các phản ứng cảm xúc và hành vi của du khách. Cụ thể, mô hình cho phép kiểm định cả tác động trực tiếp của trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến đến ý định giới thiệu, cũng như các tác động gián tiếp thông qua cảm nhận về sự chân thực của thương hiệu và tình yêu thương hiệu điểm đến. Trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến được đo lường thông qua bốn thành phần gồm cảm giác, cảm xúc, trí tuệ và hành vi. Nhờ đó, mô hình phản ánh đồng thời vai trò kích thích ban đầu của trải nghiệm và chuỗi cơ chế cảm xúc trung gian trong việc hình thành ý định giới thiệu của du khách trong bối cảnh du lịch Quảng Ninh.

Hình 1. Mô hình nghiên cứu đề xuất



3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Thang đo

Trong nghiên cứu này, các thang đo được xây dựng để đo lường bốn khái niệm chính: trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến, sự chân thực thương hiệu, tình yêu thương hiệu và ý định giới thiệu. Các thang đo được kế thừa và điều chỉnh từ các nghiên cứu trước nhằm đảm bảo độ tin cậy và phù hợp với bối cảnh Quảng Ninh. Cụ thể, trải nghiệm thương hiệu gồm 4 biến dựa trên Brakus & cộng sự (2009) và Jiménez-Barreto & cộng sự (2020); sự chân thực thương hiệu gồm 4 biến từ Chen & cộng sự (2020); tình yêu thương hiệu gồm 3 biến từ Prentice & cộng sự (2019); và ý định giới thiệu gồm 4 biến từ Chen & cộng sự (2020). Tất cả biến quan sát được đo bằng thang Likert 5 bậc.

Các thang đo được điều chỉnh để phản ánh bối cảnh trực tuyến và giai đoạn tiền du lịch, thay vì trải

nghiệm thực địa. Đặc biệt, thang đo trải nghiệm thương hiệu được thiết kế bám sát bốn thành phần cảm giác, cảm xúc, trí tuệ và hành vi trong môi trường số, với ngữ cảnh gắn rõ với trải nghiệm trực tuyến về điểm đến. Đối với tình yêu thương hiệu, nghiên cứu sử dụng thang đo điều chỉnh từ Prentice & cộng sự (2019) nhằm đo lường trạng thái gắn kết cảm xúc hình thành từ trải nghiệm trực tuyến, nhấn mạnh sự kết nối cảm xúc và khuynh hướng hành vi, thay vì cam kết dài hạn sau trải nghiệm thực tế. Do đó, tình yêu thương hiệu trong nghiên cứu này được xem là trạng thái cảm xúc mang tính tình huống, phát sinh trong giai đoạn tiền du lịch.

Trước khi triển khai khảo sát chính thức, nghiên cứu tiến hành kiểm tra sơ bộ với 30 người tham gia có đặc điểm tương đồng với mẫu nghiên cứu chính. Kết quả được kiểm tra bằng Cronbach's alpha và hệ số tải nhân tố, đồng thời các biến quan sát được điều chỉnh về ngôn ngữ để đảm bảo dễ hiểu và phù hợp với bối cảnh Việt Nam. Bước này giúp hoàn thiện bảng hỏi và nâng cao chất lượng dữ liệu cho nghiên cứu chính thức.

3.2. Thu thập dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng bảng hỏi trực tuyến trên Google Forms để thu thập dữ liệu, được phân phối qua các nền tảng mạng xã hội như Facebook và Zalo nhằm tiếp cận người dùng có trải nghiệm trực tuyến với điểm đến Quảng Ninh. Phương pháp này giúp tiết kiệm chi phí, thời gian và phù hợp với hành vi tiêu dùng số hiện nay. Đáp viên được lựa chọn theo ba tiêu chí: (1) là du khách nội địa Việt Nam, (2) từ 18 tuổi trở lên, và (3) đã từng tiếp xúc với nội dung truyền thông số về Quảng Ninh trước khi thực hiện hoặc có ý định thực hiện chuyến đi. Câu hỏi sàng lọc được đặt ở đầu bảng hỏi để loại bỏ các trường hợp không phù hợp. Tổng cộng 386 phản hồi được thu thập, sau khi loại các đáp viên dưới 18 tuổi, còn lại 365 mẫu hợp lệ. Quy mô mẫu này đáp ứng yêu cầu cho phân tích PLS-SEM. Theo Hair & cộng sự (2019), cỡ mẫu tối thiểu được xác định theo nguyên tắc 10 lần số biến quan sát; với 15 biến quan sát, cỡ mẫu tối thiểu là 150. Do đó, mẫu nghiên cứu không chỉ vượt ngưỡng yêu cầu mà còn đảm bảo độ tin cậy và khả năng khái quát hóa kết quả.

3.3. Phân tích dữ liệu

Quá trình phân tích được thực hiện theo hai giai đoạn. Thứ nhất, mô hình đo lường được đánh giá thông qua các chỉ số độ tin cậy và giá trị hội tụ, bao gồm Cronbach's Alpha, độ tin cậy tổng hợp (CR), phương sai trích trung bình (AVE), cùng hệ số tải nhân tố, giá trị phân biệt (Fornell-Larcker, HTMT) và kiểm tra đa cộng tuyến bằng VIF. Thứ hai, mô hình cấu trúc được ước lượng bằng PLS-SEM với bootstrapping 5.000 mẫu để kiểm định các hệ số đường dẫn và hiệu ứng trung gian. Năng lực giải thích và dự báo của mô hình được đánh giá thông qua các chỉ số R^2 , Q^2 , đồng thời giám sát VIF nhằm bảo đảm tính ổn định của ước lượng.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Nhân khẩu

Bảng 1 tóm tắt đặc điểm nhân khẩu học của 365 người tham gia khảo sát hợp lệ. Mẫu nghiên cứu có cơ cấu giới tính cân bằng (nữ 50,68%, nam 49,32%), với đa số người tham gia chưa kết hôn (64,66%) và tập trung chủ yếu ở nhóm tuổi trẻ, đặc biệt là 20-29 tuổi (38,90%). Trình độ học vấn chủ yếu ở mức cao đẳng và đại học (75,62%), trong khi thu nhập hàng tháng phổ biến dưới 7 triệu đồng (45,48%). Nhìn chung, mẫu khảo sát phản ánh đặc điểm của nhóm du khách nội địa trẻ, có trình độ học vấn tương đối cao và thường xuyên tiếp cận các nền tảng trực tuyến.

4.2. Phân tích độ tin cậy của thang đo

Độ tin cậy và giá trị hội tụ của các thang đo được kiểm định bằng Cronbach's Alpha, độ tin cậy tổng hợp (CR) và phương sai trích trung bình (AVE) (Bảng 2). Kết quả cho thấy tất cả các khái niệm đều đạt ngưỡng khuyến nghị (α và CR > 0,7; AVE > 0,5), với hệ số tải nhân tố của các biến quan sát đều lớn hơn 0,7, ngoại trừ một biến bị loại do tải thấp. Điều này xác nhận thang đo có độ tin cậy, tính nhất quán và giá trị hội tụ tốt, đáp ứng yêu cầu để tiếp tục phân tích mô hình cấu trúc.

Bảng 1. Bảng đặc điểm nhân khẩu (N=365)

Đặc điểm	Nhóm	Số lượng	Tỷ lệ (%)
Giới tính	Nam	180	49,32
	Nữ	185	50,68
Tình trạng hôn nhân	Chưa kết hôn	236	64,66
	Đã kết hôn	129	35,34
Tuổi	18-29	100	27,40
	20-29	142	38,90
	40-49	98	26,85
	Trên 49	25	6,85
Trình độ học vấn	Cao đẳng hoặc Đại học	276	75,62
	Dưới đại học	29	7,95
	Sau đại học	60	16,44
Thu nhập hàng tháng (VND)	Dưới 7 triệu VND	166	45,48
	7-15 triệu	113	30,96
	15-22 triệu VND	55	15,07
	Trên 22 triệu VND	31	8,49

Bảng 2. Phân tích độ tin cậy của thang đo

Biến/Thành phần	Cronbach' Alpha	CR	AVE	Hệ số tải nhân tố
<i>Trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến</i>	0,887	0,896	0,749	
Điểm đến Quảng Ninh tạo ấn tượng mạnh mẽ về mặt thị giác và các giác quan khác trong trải nghiệm trực tuyến của tôi.				0,868
Trải nghiệm trực tuyến về Quảng Ninh khơi gợi những cảm xúc tích cực trong tôi.				0,926
Nội dung trực tuyến về Quảng Ninh khiến tôi tò mò và suy nghĩ nhiều hơn về điểm đến này.				0,877
Tôi cảm thấy được khuyến khích tham gia các hoạt động thực tế sau khi trải nghiệm trực tuyến về Quảng Ninh.				0,785
<i>Sự chân thực thương hiệu điểm đến</i>	0,856	0,862	0,777	
Tôi tin rằng hình ảnh trực tuyến về Quảng Ninh phản ánh đúng giá trị thực của điểm đến này.				0,847
Điểm đến Quảng Ninh duy trì sức hấp dẫn lâu dài, không bị chi phối bởi xu hướng ngắn hạn.				
Nội dung trực tuyến về Quảng Ninh thể hiện sự minh bạch và tuân thủ các nguyên tắc đạo đức rõ ràng.				0,931
Trải nghiệm trực tuyến về Quảng Ninh phản ánh những giá trị quan trọng và ý nghĩa trong cuộc sống.				0,864
<i>Tình yêu thương hiệu</i>	0,815	0,817	0,732	
Trải nghiệm trực tuyến về Quảng Ninh giúp tôi thể hiện hình ảnh bản thân mà tôi mong muốn.				0,891
Tôi cảm thấy có sự gắn kết về mặt cảm xúc với điểm đến Quảng Ninh thông qua trải nghiệm trực tuyến.				0,884
Tôi mong muốn được dành nhiều thời gian hơn để khám phá Quảng Ninh sau khi trải nghiệm trực tuyến.				0,787
<i>Ý định giới thiệu</i>	0,794	0,808	0,613	
Tôi sẽ giới thiệu Quảng Ninh cho người khác trên các diễn đàn trực tuyến.				0,742
Tôi sẽ chia sẻ thông tin về Quảng Ninh với bạn bè và người quen trên mạng xã hội.				0,748
Những trải nghiệm của tôi về Quảng Ninh sẽ là chủ đề tôi thường xuyên chia sẻ trực tuyến.				0,840
Tôi sẽ khuyến nghị Quảng Ninh như một điểm đến hấp dẫn cho người khác thông qua các kênh trực tuyến.				0,798

Ghi chú: CR: Độ tin cậy tổng hợp; AVE: Phương sai trích trung bình.

Các giá trị căn bậc hai của AVE trên đường chéo (Bảng 3) đều lớn hơn các hệ số tương quan giữa các khái niệm, cho thấy giá trị phân biệt được đảm bảo theo tiêu chuẩn của Fornell & Larcker (1981). Mặc dù một số cặp khái niệm có mức tương quan tương đối cao, đặc biệt giữa sự chân thực thương hiệu và tình yêu thương hiệu, các giá trị này vẫn thấp hơn căn bậc hai của AVE tương ứng, qua đó khẳng định các thang đo đạt yêu cầu về giá trị phân biệt và có thể sử dụng trong mô hình cấu trúc.

Bảng 3. Ma trận tương quan giữa các biến

Biến	(01)	(02)	(03)	(04)
Trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến (01)	0,866			
Sự chân thực thương hiệu điểm đến (02)	0,767	0,881		
Tình yêu thương hiệu (03)	0,745	0,812	0,855	
Ý định giới thiệu (04)	0,589	0,458	0,526	0,783

Các chỉ số HTMT (Bảng 4) cho thấy phần lớn các cặp khái niệm đều nằm trong ngưỡng khuyến nghị. Mặc dù HTMT giữa sự chân thực thương hiệu và tình yêu thương hiệu đạt mức cao, điều này có thể chấp nhận do hai cấu trúc có nội dung lý thuyết gần gũi và đóng vai trò kế tiếp trong mô hình. Hơn nữa, giá trị phân biệt vẫn được bảo đảm dựa trên tiêu chuẩn Fornell-Larcker, hệ số tải nhân tố và VIF đều đạt yêu cầu. Do đó, thang đo được xem là đáp ứng giá trị phân biệt và phù hợp để sử dụng trong phân tích mô hình cấu trúc.

Bảng 4. Tiêu chuẩn HTMT để đánh giá giá trị phân biệt

Biến	(01)	(02)	(03)
Trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến (01)			
Sự chân thực thương hiệu điểm đến (02)	0,874		
Tình yêu thương hiệu (03)	0,873	0,970	
Ý định giới thiệu (04)	0,678	0,535	0,622

4.3. Kiểm định mô hình cấu trúc

Các hệ số R^2 cho thấy mô hình có khả năng giải thích từ mức trung bình đến cao đối với sự chân thực thương hiệu (0,589) và tình yêu thương hiệu (0,695), trong khi mức giải thích đối với ý định giới thiệu đạt 0,364. Theo Hair & cộng sự (2022), các giá trị này đều vượt ngưỡng có ý nghĩa thực tiễn. Đồng thời, các giá trị Q^2 đều dương, khẳng định mô hình có năng lực dự báo ngoài mẫu. Kết quả này cho thấy trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến giải thích tốt các phản ứng nhận thức và cảm xúc của du khách, trong khi ý định giới thiệu vẫn chịu ảnh hưởng từ các yếu tố bổ sung ngoài mô hình.

Bảng 5. Hệ số R^2 và Q^2

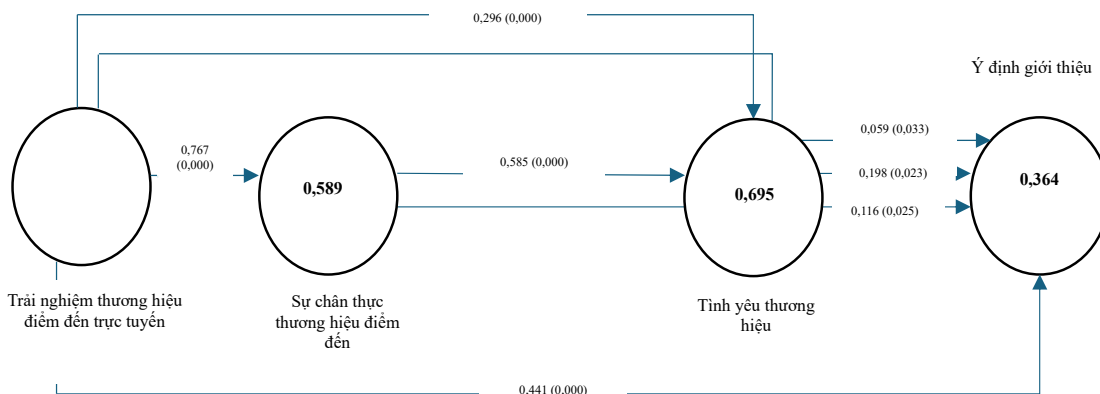
Biến	R^2	Q^2
Sự chân thực thương hiệu điểm đến	0,589	0,454
Tình yêu thương hiệu	0,695	0,505
Ý định giới thiệu	0,364	0,199

Kết quả kiểm định cho thấy tất cả các giả thuyết từ H1 đến H5 đều được chấp nhận, với các hệ số đường dẫn có ý nghĩa thống kê dựa trên bootstrapping 5.000 mẫu (Hình 1, Bảng 6). Tác động mạnh nhất là từ trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến đến sự chân thực thương hiệu, tiếp theo là từ sự chân thực đến tình yêu thương hiệu. Trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến cũng tác động trực tiếp ở mức trung bình đến ý định giới thiệu và ở mức nhỏ đến trung bình đến tình yêu thương hiệu. Trong khi đó, tình yêu thương hiệu có ảnh hưởng tích cực nhưng ở mức khiêm tốn đến ý định giới thiệu. Nhìn chung, kết quả khẳng định vai trò của các cơ chế cảm xúc, trong đó tình yêu thương hiệu đóng vai trò như một kênh truyền dẫn giúp chuyển hóa trải nghiệm và cảm nhận chân thực thành ý định giới thiệu.

Phân tích tác động gián tiếp xác nhận hai giả thuyết trung gian H6 và H7, với khoảng tin cậy bootstrap không chứa giá trị bằng không. Tình yêu thương hiệu đóng vai trò trung gian trong mối quan hệ giữa trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến, sự chân thực thương hiệu và ý định giới thiệu, trong đó hiệu ứng trung gian từ sự chân thực đến ý định giới thiệu thông qua tình yêu thương hiệu mạnh hơn so với từ trải nghiệm. Do các đường dẫn trực tiếp vẫn có ý nghĩa, mô hình phản ánh cơ chế trung gian một phần. Ngoài

ra, các chỉ số VIF đều nằm trong ngưỡng chấp nhận, cho thấy không có hiện tượng đa cộng tuyến và đảm bảo độ ổn định của mô hình.

Hình 2. Kết quả kiểm định giả thuyết



Bảng 6. Kết quả kiểm định giả thuyết nghiên cứu mô hình

Giả thuyết	Mô hình nghiên cứu				VIF	Kết luận
	Độ lệch chuẩn	Giá trị <i>t</i>	Giá trị <i>p</i>	Khoảng giá trị (Bootstrap)		
(H1) Trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến -> Sự chân thực thương hiệu điểm đến	0,767	30,831	0,000	[0,717-0,814]	1,000	Chấp nhận
(H2) Trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến -> Tình yêu thương hiệu	0,296	5,129	0,000	[0,180-0,405]	2,430	Chấp nhận
(H3) Trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến -> Ý định giới thiệu	0,441	5,783	0,000	[0,294-0,591]	2,246	Chấp nhận
(H4) Sự chân thực thương hiệu điểm đến -> Tình yêu thương hiệu	0,585	12,010	0,000	[0,489-0,679]	2,430	Chấp nhận
(H5) Tình yêu thương hiệu -> Ý định giới thiệu	0,198	2,281	0,023	[0,024-0,360]	2,246	Chấp nhận
(H6) Trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến -> Tình yêu thương hiệu -> Ý định giới thiệu	0,059	2,135	0,033	[0,007-0,113]	na	Chấp nhận
(H7) Sự chân thực thương hiệu điểm đến -> Tình yêu thương hiệu -> Ý định giới thiệu	0,116	2,243	0,025	[0,014-0,215]	na	Chấp nhận

Ghi chú: na: Không giá trị.

5. Kết luận và hàm ý

5.1. Kết luận

Nghiên cứu này làm rõ cơ chế tác động của trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến đến ý định giới thiệu của du khách trong bối cảnh du lịch Quảng Ninh, thông qua vai trò trung gian của sự chân thực thương hiệu và tình yêu thương hiệu điểm đến. Kết quả phân tích PLS-SEM cho thấy toàn bộ bảy giả thuyết nghiên cứu đều được xác nhận, qua đó củng cố mạnh mẽ giá trị giải thích của khung lý thuyết tích hợp giữa trải nghiệm thương hiệu, sự chân thực và mối quan hệ giữa cảm xúc người tiêu dùng - thương hiệu. Thứ nhất, trải nghiệm thương hiệu điểm đến trực tuyến có tác động trực tiếp và mạnh mẽ đến cảm nhận về sự chân thực thương hiệu, khẳng định vai trò nền tảng của các trung tác số trong việc hình thành nhận thức “điểm đến là thật” ngay từ giai đoạn tiền du lịch. Thứ hai, cả trải nghiệm trực tuyến và sự chân thực thương hiệu đều thúc đẩy tình yêu thương hiệu điểm đến, cho thấy các phản ứng cảm xúc sâu sắc của du khách không chỉ bắt nguồn từ nội dung hấp dẫn mà còn từ tính nhất quán và đáng tin cậy của hình ảnh điểm đến. Thứ ba, ý định giới thiệu chịu ảnh hưởng trực tiếp từ trải nghiệm trực tuyến và chịu ảnh hưởng gián tiếp thông qua tình yêu thương hiệu, trong đó cơ chế trung gian từ sự chân thực sang tình yêu thương hiệu tỏ ra đặc biệt

hiệu quả. Nhìn chung, nghiên cứu khẳng định rằng ý định giới thiệu trong du lịch số không chỉ là kết quả của trải nghiệm tích cực, mà là sản phẩm của một chuỗi chuyển hóa cảm xúc, trong đó sự chân thực và tình yêu thương hiệu đóng vai trò then chốt.

Về đóng góp học thuật, nghiên cứu có ba đóng góp chính. Thứ nhất, nghiên cứu mở rộng lý thuyết trải nghiệm thương hiệu sang bối cảnh điểm đến số, bổ sung bằng chứng thực nghiệm về vai trò của trải nghiệm trực tuyến trong giai đoạn tiền du lịch, một khía cạnh còn ít được khám phá trong các nghiên cứu về du lịch. Thứ hai, nghiên cứu tích hợp đồng thời ba cơ chế lý thuyết gồm trải nghiệm thương hiệu, sự chân thực thương hiệu và tình yêu thương hiệu trong một mô hình cấu trúc, qua đó làm rõ chuỗi chuyển hóa cảm xúc từ kích thích số đến hành vi giới thiệu. Thứ ba, nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm từ một điểm đến mới nổi tại Việt Nam, góp phần mở rộng tính khái quát của các lý thuyết thương hiệu du lịch vốn chủ yếu được kiểm định tại các thị trường phát triển.

Tuy nhiên, nghiên cứu còn một số hạn chế. Mẫu nghiên cứu chỉ bao gồm du khách nội địa tiếp cận qua mạng xã hội, do đó có thể chưa phản ánh đầy đủ các nhóm du khách khác, đặc biệt là khách quốc tế. Ngoài ra, thiết kế nghiên cứu cắt ngang không cho phép đánh giá sự thay đổi của các biến theo thời gian. Từ đó, các nghiên cứu tương lai nên mở rộng mẫu sang du khách quốc tế hoặc so sánh đa điểm đến, đồng thời xem xét các biến điều tiết như mức độ tham gia nội dung số hoặc niềm tin vào nền tảng trực tuyến. Việc kết hợp các phương pháp thực nghiệm hoặc phân tích dữ liệu số cũng có thể giúp nâng cao chiều sâu nghiên cứu.

5.2. Hàm ý chính sách

Từ các kết quả thực nghiệm, nghiên cứu đề xuất một số hàm ý chính sách quan trọng cho cơ quan quản lý du lịch và các chủ thể liên quan tại Quảng Ninh, cũng như các điểm đến tương đồng. Thứ nhất, chính sách phát triển thương hiệu điểm đến cần dịch chuyển từ “quảng bá thông tin” sang “thiết kế trải nghiệm trực tuyến”. Các nền tảng số không nên chỉ cung cấp dữ liệu chức năng, mà cần được tổ chức như một không gian trải nghiệm đa giác quan, kích thích cảm xúc và khuyến khích tương tác, đóng vai trò như “trải nghiệm tiền du lịch” có định hướng hành vi rõ ràng. Thứ hai, củng cố sự chân thực thương hiệu cần được xem là trụ cột của chiến lược truyền thông điểm đến. Điều này đòi hỏi sự nhất quán giữa nội dung trực tuyến và trải nghiệm thực tế, minh bạch thông tin, hạn chế phóng đại hình ảnh, và ưu tiên các câu chuyện phản ánh bản sắc văn hóa - thiên nhiên cốt lõi của địa phương. Sự chân thực không chỉ gia tăng niềm tin mà còn là nền tảng để hình thành gắn kết cảm xúc bền vững. Thứ ba, chính sách du lịch số cần hướng đến việc nuôi dưỡng tình yêu thương hiệu điểm đến, thay vì chỉ theo đuổi các chỉ tiêu ngắn hạn như lượt tiếp cận hay lượt xem. Các chiến dịch truyền thông nên khuyến khích sự đồng sáng tạo nội dung, kể chuyện từ góc nhìn du khách và cộng đồng địa phương, qua đó giúp du khách xem điểm đến như một phần bản sắc cá nhân và sẵn sàng giới thiệu một cách tự nguyện. Cuối cùng, trong bối cảnh cạnh tranh điểm đến ngày càng gay gắt, ý định giới thiệu thông qua môi trường số cần được coi là một chỉ báo chính sách chiến lược, phản ánh không chỉ mức độ hài lòng mà còn chiều sâu gắn kết cảm xúc của du khách đối với thương hiệu điểm đến.

Tài liệu tham khảo

- Aro, K., Suomi, K. & Saraniemi, S. (2018). Antecedents and consequences of destination brand love: A case study from Finnish Lapland. *Tourism Management*, 67, 71-81. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2018.01.003>
- Bagozzi, R.P., Batra, R. & Ahuvia, A. (2017). Brand love: development and validation of a practical scale. *Marketing Letters*, 28(1), 1-14. <https://doi.org/10.1007/s11002-016-9406-1>
- Brakus, J.J., Schmitt, B.H. & Zarantonello, L. (2009). Brand experience: What is it? How is it measured? Does it affect loyalty?. *Journal of Marketing*, 73(3), 52-68. <https://doi.org/10.1509/jmkg.73.3.52>

-
- Bùi Tá Hoàng Vũ (2020). Nhận diện tính cách thương hiệu điểm đến du lịch Thành phố Hồ Chí Minh. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 31(6), 5-25.
- Bùi Thị Thanh, Trần Trọng Thùy & Trần Thị Thảo Trâm (2023). Sức khỏe, môi trường, tình yêu thương hiệu và quyết định mua sắm: Vai trò của đánh giá trực tuyến. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 34(9), 70-85.
- Carroll, B.A. & Ahuvia, A.C. (2006). Some antecedents and outcomes of brand love. *Marketing letters*, 17(2), 79-89. <https://doi.org/10.1007/s11002-006-4219-2>
- Chen, R., Zhou, Z., Zhan, G. & Zhou, N. (2020). The impact of destination brand authenticity and destination brand self-congruence on tourist loyalty: The mediating role of destination brand engagement. *Journal of Destination Marketing & Management*, 15, 100402. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jdmm.2019.100402>
- Fornell, C. & Larcker, D.F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Gao, J., Lin, S.S. & Zhang, C. (2020). Authenticity, involvement, and nostalgia: Understanding visitor satisfaction with an adaptive reuse heritage site in urban China. *Journal of Destination Marketing & Management*, 15, 100404. <https://doi.org/10.1016/j.jdmm.2019.100404>
- Guleria, A., Joshi, R. & Adil, M. (2024). The impact of memorable tourism experiences on customer-based destination brand equity: the mediating role of destination attachment and overall satisfaction. *Journal of Hospitality and Tourism Insights*, 7(4), 1994-2013. <https://doi.org/10.1108/JHTI-03-2023-0220>
- Hair, J.F., Hult, G.T.M., Ringle, C.M. & Sarstedt, M. (2022). *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)*. Sage publications. Incorporated.
- Hair, J.F., Risher, J.J., Sarstedt, M. & Ringle, C.M. (2019). When to use and how to report the results of PLS-SEM. *European Business Review*, 31(1), 2-24. <https://doi.org/10.1108/EBR-11-2018-0203>
- Jiménez-Barreto, J., Rubio, N., Campo, S. & Molinillo, S. (2020). Linking the online destination brand experience and brand credibility with tourists' behavioral intentions toward a destination. *Tourism Management*, 79, 104101. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2020.104101>
- Morhart, F., Malär, L., Guèvremont, A., Girardin, F. & Grohmann, B. (2013). Brand authenticity: An integrative framework and measurement scale. *Journal of Consumer Psychology*, 25(2), 200-218. <https://doi.org/10.1016/j.jcps.2014.11.006>
- Prentice, C., Wang, X. & Loureiro, S.M.C. (2019). The influence of brand experience and service quality on customer engagement. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 50, 50-59. <https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2019.04.020>
- Sukaatmadja, I.P.G., Yasa, N.N.K. & Rahmayanti Dewi, P.L. (2023). Bali brand love: A perspective from domestic tourists. *Cogent Business & Management*, 10(3), 2260119. <https://doi.org/10.1080/23311975.2023.2260119>
- Trương Minh Ký (2024). Tác động của trải nghiệm thương hiệu điểm đến trên truyền thông xã hội đến ý định quay lại du lịch Bình Định của du khách nội địa. *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính-Marketing*, 15(6), 39-53.

TÁC ĐỘNG CỦA TRUYỀN MIỆNG ĐIỆN TỬ ĐẾN SỰ HÀI LÒNG CỦA DU KHÁCH NGHỈ DƯỠNG: BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TẠI KHU VỰC ĐÔNG NAM BỘ

Nguyễn Bá Gia Luân

Trường Đại học công nghệ Thành phố Hồ Chí Minh

Email: nbgluan24nqt@hutech.edu.vn

Lê Ngô Ngọc Thu*

Trường Đại học công nghệ Thành phố Hồ Chí Minh

Email: lnn.thu@hutech.edu.vn

Mã bài: JED-2916

Ngày nhận: 07/02/2026

Ngày nhận bản sửa: 12/03/2026

Ngày duyệt đăng: 23/03/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2916

Tóm tắt:

Nghiên cứu này phân tích tác động của truyền miệng điện tử đến sự hài lòng của du khách trong bối cảnh du lịch nghỉ dưỡng tại khu vực Đông Nam Bộ, Việt Nam. Trên cơ sở tổng quan tài liệu, truyền miệng điện tử được tiếp cận như một cấu trúc đa chiều gồm bốn thành phần: chất lượng thông tin, độ tin cậy của thông tin, khối lượng thông tin và tính định hướng. Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ 244 du khách đã hoàn thành ít nhất một chuyến nghỉ dưỡng tại khu vực Đông Nam Bộ trong vòng 12 tháng gần nhất thông qua khảo sát trực tuyến và trực tiếp. Nghiên cứu sử dụng hồi quy bội để kiểm định tác động của các thành phần của truyền miệng điện tử đến sự hài lòng của du khách. Kết quả cho thấy cả bốn thành phần đều có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê đến sự hài lòng của du khách. Từ kết quả này, nghiên cứu gợi ý rằng các doanh nghiệp và nhà quản lý du lịch cần ưu tiên quản trị nội dung trực tuyến theo hướng tích cực, đáng tin cậy và hữu ích nhằm nâng cao sự hài lòng của du khách trong bối cảnh cạnh tranh số.

Từ khóa: Truyền miệng điện tử, sự hài lòng của du khách, du lịch nghỉ dưỡng, Đông Nam Bộ.

Mã JEL: M31, C31, M10.

The impact of electronic word-of-mouth on tourist satisfaction: The case of Southeast Vietnam

Abstract

This study examines the impact of electronic word-of-mouth (eWOM) on tourist satisfaction in the context of resort tourism in Southeast Vietnam. Based on the literature, eWOM is conceptualized as a multidimensional construct comprising four dimensions: information quality, information credibility, information volume, and information valence. Data were collected from 244 tourists who had completed at least one resort trip to Southeast Vietnam within the previous 12 months through a combination of online and on-site surveys. Multiple regression analysis was employed to test the effects of the four eWOM dimensions on tourist satisfaction. The results indicate that all four dimensions exert positive and statistically significant effects on tourist satisfaction. These findings suggest that tourism businesses and destination managers should prioritize the management of online content in ways that enhance positive orientation, credibility, and usefulness of information in order to improve tourist satisfaction in an increasingly digitalized competitive environment.

Keywords: Electronic word-of-mouth, tourist satisfaction, resort tourism, Southeast Vietnam.

JEL Codes: M31, C31, M10.

1. Đặt vấn đề

Trong bối cảnh toàn cầu hóa và sự phát triển mạnh mẽ của công nghệ thông tin, ngành du lịch đang trải qua những thay đổi sâu sắc cả về hành vi tiêu dùng lẫn cách thức tiếp cận thông tin của du khách. Internet, mạng xã hội và các nền tảng đánh giá trực tuyến như TripAdvisor, Booking.com, Agoda hay Facebook đã trở thành những kênh thông tin quan trọng, ảnh hưởng đáng kể đến quá trình tìm kiếm thông tin, ra quyết định và đánh giá trải nghiệm du lịch của du khách (Fu & cộng sự, 2015). Trong bối cảnh đó, truyền miệng điện tử (electronic word-of-mouth – eWOM) ngày càng đóng vai trò then chốt trong việc hình thành nhận thức, kỳ vọng và mức độ hài lòng của du khách. Các nghiên cứu trước thừa nhận rằng, khác với truyền miệng truyền thống, truyền miệng điện tử cho phép thông tin được lan truyền nhanh chóng, vượt qua giới hạn không gian và thời gian, tiếp cận số lượng lớn người tiêu dùng trong thời gian ngắn (Nguyễn Thị Lê Hương & Phan Thanh Hoàn, 2023). Đặc biệt trong lĩnh vực du lịch – một ngành dịch vụ có tính vô hình cao, khó đánh giá chất lượng trước khi tiêu dùng – du khách thường dựa nhiều vào ý kiến, đánh giá và trải nghiệm của những người đi trước để giảm thiểu rủi ro và sự không chắc chắn khi ra quyết định (Verma & cộng sự, 2025). Do đó, truyền miệng điện tử được xem là một trong những nguồn thông tin có ảnh hưởng mạnh mẽ nhất đến hành vi và cảm nhận của du khách.

Wijaya & Yulita (2020) cho rằng sự hài lòng của du khách được coi là yếu tố cốt lõi quyết định sự thành công và phát triển bền vững của điểm đến du lịch. Các nghiên cứu trên thế giới và tại Việt Nam đều đồng ý rằng sự hài lòng không chỉ ảnh hưởng đến ý định quay lại mà còn tác động trực tiếp đến hành vi giới thiệu (Al-Adwan & cộng sự, 2020), chia sẻ trải nghiệm (Liang & cộng sự, 2013) và tiếp tục tạo ra các thông tin truyền miệng điện tử mới (Phạm Văn Tuấn, 2020). Vì thế, trong bối cảnh cạnh tranh gay gắt giữa các điểm đến và doanh nghiệp du lịch, việc hiểu rõ các yếu tố ảnh hưởng đến sự hài lòng của du khách trở thành vấn đề mang tính chiến lược đối với các nhà quản lý và hoạch định chính sách. Mặc dù đã có nhiều nghiên cứu đề cập đến vai trò của truyền miệng điện tử trong lĩnh vực du lịch, tuy nhiên các nghiên cứu này chủ yếu tập trung vào tác động của eWOM đối với ý định lựa chọn điểm đến (Tham & cộng sự, 2013), ý định mua dịch vụ hoặc ý định quay lại (Baber & cộng sự, 2022). Vì thế, còn hiếm các nghiên cứu đánh giá tác động của eWOM đến sự hài lòng của du khách, đặc biệt trong bối cảnh ngành du lịch của quốc gia đang phát triển như Việt Nam.

Trong nghiên cứu này, truyền miệng điện tử được tiếp cận thông qua bốn nhân tố quan trọng gồm chất lượng thông tin, độ tin cậy của thông tin, khối lượng thông tin và tính định hướng. Đây là những thành phần được nhiều học giả cho rằng có thể ảnh hưởng đáng kể đến nhận thức và thái độ của người tiêu dùng. Cụ thể, chất lượng thông tin phản ánh mức độ chính xác, hữu ích, đầy đủ và cập nhật của nội dung eWOM, từ đó ảnh hưởng đến khả năng thỏa mãn nhu cầu thông tin của du khách (Fu & cộng sự, 2015). Độ tin cậy của thông tin thể hiện mức độ mà du khách tin tưởng vào nguồn và nội dung thông tin được chia sẻ, đóng vai trò quan trọng trong việc hình thành niềm tin và kỳ vọng trước chuyến đi (Nguyễn Thị Lê Hương & Phan Thanh Hoàn, 2023). Khối lượng thông tin là mức độ phong phú về số lượng các đánh giá, nhận xét, bình luận và nội dung truyền miệng điện tử mà du khách có thể tiếp cận về một điểm đến hoặc dịch vụ du lịch (Wijaya & Yulita, 2020). Cuối cùng, tính định hướng (information valence) của thông tin là xu hướng tích cực (hoặc tiêu cực) của các thông tin, đánh giá và nhận xét truyền miệng điện tử liên quan đến điểm đến hoặc dịch vụ du lịch, phản ánh thái độ và cảm xúc chung của người chia sẻ đối với trải nghiệm đã có (Nyagadza & cộng sự, 2023). Mỗi khía cạnh này của truyền miệng điện tử có thể tác động khác nhau tới sự hài lòng của du khách sau khi trải nghiệm du lịch nghỉ dưỡng, bên cạnh trải nghiệm của chính họ.

Tại Việt Nam, cùng với sự bùng nổ của Internet và mạng xã hội, truyền miệng điện tử trong lĩnh vực du lịch ngày càng trở nên phổ biến và có sức ảnh hưởng lớn. Tuy nhiên, các nghiên cứu thực nghiệm về tác động của các nhân tố cấu thành eWOM đến sự hài lòng của du khách vẫn còn hạn chế, đặc biệt là những nghiên cứu xem xét đồng thời nhiều khía cạnh của truyền miệng điện tử trong cùng một mô hình nghiên cứu. Điều này đặt ra nhu cầu cấp thiết phải có những nghiên cứu chuyên sâu nhằm làm rõ vai trò của từng nhân tố eWOM đối với sự hài lòng của du khách trong bối cảnh cụ thể. Bên cạnh đó, do sự hài lòng của du khách chịu ảnh hưởng đáng kể bởi bối cảnh điểm đến và loại hình du lịch cụ thể, việc khảo sát trong không gian du lịch nghỉ dưỡng tại khu vực *Đông Nam Bộ là cần thiết nhằm bảo đảm tính đặc thù và khả năng diễn giải của kết quả nghiên cứu.*

2. Phát triển giả thuyết và mô hình nghiên cứu đề xuất

2.1. Tổng quan các nghiên cứu trước

Truyền miệng điện tử (eWOM) đề cập đến bất kỳ nhận xét tích cực hoặc tiêu cực nào do khách hàng tiềm năng, khách hàng hiện tại hoặc khách hàng trước đây đưa ra về một sản phẩm, dịch vụ hoặc thương hiệu, và được chia sẻ đến nhiều người thông qua internet (Lee và cộng sự, 2016; Nyagadza & cộng sự, 2023; Phạm Văn Tuấn, 2020). Khái niệm này bao gồm đánh giá trực tuyến, bài đăng trên mạng xã hội và các cuộc thảo luận trên diễn đàn. Ngoài ra, eWOM còn được xem là một công cụ marketing có độ tin cậy cao và rất quan trọng, có ảnh hưởng mạnh mẽ đến quyết định mua hàng của người tiêu dùng, niềm tin đối với thương hiệu và lòng trung thành trong thời đại kỹ thuật số (Kuo & Nakhata, 2019). Các nghiên cứu trên thế giới cho thấy truyền miệng điện tử (eWOM) đóng vai trò quan trọng trong việc hình thành sự hài lòng của du khách trong ngành du lịch – khách sạn, đồng thời ảnh hưởng trực tiếp và gián tiếp đến các ý định hành vi như quay lại, lòng trung thành và ý định mua (Liang & cộng sự, 2013; Purba & Paramita, 2021). Nghiên cứu của Al-Adwan & cộng sự (2020) cho thấy sự hài lòng của du khách được xem là biến trung gian then chốt, giúp chuyển hóa tác động của eWOM thành sự gắn kết và trung thành lâu dài. Hơn nữa, quá trình này còn chịu ảnh hưởng của các yếu tố như hình ảnh điểm đến, chất lượng dịch vụ và niềm tin thương hiệu, làm nổi bật tính phức tạp trong việc hình thành sự hài lòng của du khách (Aimon & Zulvianti, 2023; Wang và cộng sự, 2025).

Các nghiên cứu trước cho rằng hiệu quả của eWOM phụ thuộc vào nhiều đặc điểm nội dung như độ tin cậy, chất lượng, cảm xúc đánh giá, số lượng và khả năng đọc hiểu. Cụ thể, nghiên cứu thực nghiệm đều thừa nhận các đánh giá truyền miệng tích cực và đáng tin cậy thường làm tăng sự hài lòng, trong khi đánh giá tiêu cực có thể ảnh hưởng mạnh đến quyết định của du khách do rủi ro cảm nhận trong dịch vụ du lịch (Aimon & Zulvianti, 2023; Wang & cộng sự, 2025). Ngoài ra, đặc điểm của từng nền tảng trực tuyến, yếu tố văn hóa và bối cảnh địa lý cũng điều tiết mức độ ảnh hưởng của eWOM (Nguyễn Thị Lê Hương & Phan Thanh Hoàn, 2023; Verma & cộng sự, 2025).

2.2. Phát triển giả thuyết nghiên cứu

Chất lượng thông tin

Chất lượng thông tin (information quality) được hiểu là mức độ mà thông tin truyền miệng điện tử cung cấp cho du khách là chính xác, đầy đủ, hữu ích, rõ ràng và cập nhật, qua đó hỗ trợ du khách trong quá trình tìm kiếm thông tin, hình thành kỳ vọng và đánh giá trải nghiệm du lịch (Nguyễn Thị Lê Hương & Phan Thanh Hoàn, 2023). Trong lĩnh vực du lịch, khi du khách tiếp cận được những thông tin có chất lượng cao, họ có khả năng hình thành kỳ vọng phù hợp hơn đối với điểm đến và dịch vụ du lịch, từ đó làm giảm khoảng cách giữa kỳ vọng và trải nghiệm thực tế. Nhiều nghiên cứu cho thấy thông tin có chất lượng cao giúp du khách cảm nhận rõ hơn giá trị của dịch vụ, giảm thiểu rủi ro nhận thức và nâng cao cảm xúc tích cực trong quá trình trải nghiệm, qua đó tác động tích cực đến sự hài lòng (Kuo & Nakhata, 2019). Ngược lại, thông tin thiếu chính xác hoặc không đầy đủ có thể dẫn đến kỳ vọng sai lệch, gây thất vọng và làm giảm mức độ hài lòng của du khách sau chuyến đi. Do đó, có thể khẳng định rằng chất lượng thông tin trong truyền miệng điện tử đóng vai trò then chốt trong việc nâng cao sự hài lòng của du khách. Giả thuyết nghiên cứu đề xuất:

H1: *Chất lượng thông tin trong truyền miệng điện tử có tác động tích cực đến sự hài lòng của du khách*

Độ tin cậy của thông tin

Độ tin cậy của thông tin (information credibility) là mức độ mà du khách cảm nhận và tin tưởng rằng các thông tin truyền miệng điện tử là trung thực, khách quan và đáng tin, từ đó sẵn sàng sử dụng các thông tin đó trong quá trình ra quyết định và đánh giá trải nghiệm du lịch (Verma & cộng sự, 2025). Ngoài ra, nhân tố này cũng phản ánh mức độ mà du khách tin tưởng vào tính trung thực, khách quan và đáng tin của các đánh giá, nhận xét được chia sẻ trên các nền tảng trực tuyến (Nyagadza & cộng sự, 2023). Các nghiên cứu trước cho thấy khi du khách đánh giá thông tin truyền miệng điện tử là đáng tin cậy, họ có xu hướng giảm mức độ rủi ro nhận thức, gia tăng sự an tâm trong quá trình ra quyết định và hình thành thái độ tích cực đối với trải nghiệm du lịch (Phạm Văn Tuấn, 2020). Điều này giúp du khách cảm nhận trải nghiệm thực tế một cách thuận lợi hơn, từ đó nâng cao mức độ hài lòng sau chuyến đi. Ngược lại, thông tin bị nghi ngờ về độ tin cậy có thể dẫn đến kỳ vọng sai lệch, làm suy giảm niềm tin và ảnh hưởng tiêu cực đến sự hài lòng của du khách. Do đó, giả thuyết nghiên cứu đề xuất:

H2: *Độ tin cậy của thông tin trong truyền miệng điện tử có tác động tích cực đến sự hài lòng của du khách*

Khối lượng thông tin

Wijaya & Yulita (2020) cho rằng khối lượng thông tin (information volume) là mức độ phong phú về số lượng các đánh giá, nhận xét, bình luận và nội dung truyền miệng điện tử mà du khách có thể tiếp cận liên quan đến một điểm đến hoặc dịch vụ du lịch. Nghiên cứu tại Đài Loan (Trung Quốc) cho thấy, nhân tố này đề cập đến số lượng các đánh giá, bình luận và chia sẻ trực tuyến liên quan đến điểm đến hoặc dịch vụ du lịch mà du khách có thể tiếp cận (Fu & cộng sự, 2015). Nhiều nghiên cứu cho thấy khối lượng thông tin dồi dào giúp du khách có cái nhìn toàn diện hơn, giảm thiểu sự không chắc chắn và rủi ro nhận thức trước chuyến đi, qua đó hình thành tâm lý an tâm và kỳ vọng phù hợp hơn đối với trải nghiệm du lịch (Nguyễn Thị Lê Hương & Phan Thanh Hoàn, 2023; Verma & cộng sự, 2025). Khi kỳ vọng được thiết lập trên cơ sở lượng thông tin phong phú và đa chiều, du khách có khả năng đánh giá trải nghiệm thực tế một cách tích cực hơn, từ đó nâng cao mức độ hài lòng. Do đó, tác giả đề xuất:

H3: Khối lượng thông tin trong truyền miệng điện tử có tác động tích cực đến sự hài lòng của du khách

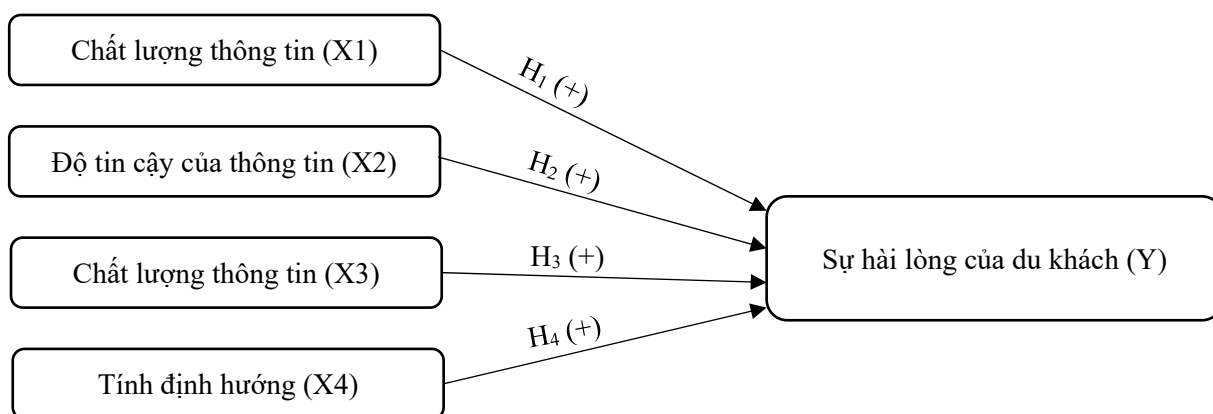
Tính định hướng

Theo nghiên cứu của Nyagadza & cộng sự (2023), tính định hướng (information valence) của thông tin là xu hướng tích cực hoặc tiêu cực của các thông tin, đánh giá và nhận xét truyền miệng điện tử liên quan đến điểm đến hoặc dịch vụ du lịch, phản ánh thái độ và cảm xúc chung của người chia sẻ đối với trải nghiệm đã có. Khi trải nghiệm thực tế phù hợp hoặc vượt quá kỳ vọng được hình thành từ các đánh giá tích cực, mức độ hài lòng của du khách sẽ được nâng cao. Ngược lại, thông tin mang tính định hướng tiêu cực có thể làm gia tăng lo ngại, giảm kỳ vọng và ảnh hưởng tiêu cực đến cảm nhận trải nghiệm, từ đó làm suy giảm sự hài lòng của du khách, ngay cả khi chất lượng dịch vụ ở mức chấp nhận được. Do đó, tác giả đề xuất giả thuyết nghiên cứu:

H4: Tính định hướng của truyền miệng điện tử có tác động tích cực đến sự hài lòng của du khách.

Tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu tóm tắt các giả thuyết nghiên cứu nêu trên như trình bày trong Hình 1.

Hình 1. Mô hình nghiên cứu đề xuất



3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Về thang đo và bảng hỏi khảo sát

Các thang đo sử dụng trong nghiên cứu này đã được kế thừa có chọn lọc từ các nghiên cứu trước liên quan đến truyền miệng điện tử và sự hài lòng của du khách, sau đó được hiệu chỉnh để phù hợp với bối cảnh du lịch nghỉ dưỡng tại khu vực Đông Nam Bộ, Việt Nam. Ngoài ra, thang đo truyền miệng điện tử được tham khảo từ nghiên cứu của Purba & Paramita (2021), còn thang đo sự hài lòng du khách được tham khảo từ Lee & cộng sự (2016). Ngoài ra, trong nghiên cứu này, tác giả khảo sát ba nhóm nội dung chính. Thứ nhất, trải nghiệm của du khách với thông tin trên mạng xã hội (Facebook/Zalo/TikTok), bao gồm chất lượng, độ tin cậy, khối lượng thông tin và mức độ định hướng trong quá trình ra quyết định du lịch. Thứ hai, mức độ hài lòng của du khách sau chuyến đi, thể hiện qua cảm nhận chung, trải nghiệm thực tế và thái độ tích cực trong tương lai. Thứ ba, thông tin nhân khẩu học và đặc điểm du lịch nhằm mô tả mẫu và kiểm soát kết quả nghiên cứu.

3.2. Về mẫu nghiên cứu

Mẫu nghiên cứu gồm 244 du khách đã hoàn thành ít nhất một chuyến nghỉ dưỡng tại khu vực Đông Nam Bộ trong vòng 12 tháng gần nhất. Dữ liệu được thu thập trong giai đoạn từ tháng 8 đến tháng 10 năm 2025 bằng hình thức khảo sát trực tuyến và trực tiếp tại một số khu nghỉ dưỡng tiêu biểu. Nghiên cứu áp dụng chọn mẫu thuận tiện có định hướng, trong đó việc tiếp cận người trả lời được lưu ý theo sự đa dạng về địa bàn và loại hình nghỉ dưỡng. Do không xác lập trước cơ cấu phân tầng và tỷ lệ phân bổ mẫu cho từng nhóm, mẫu khảo sát không nhằm bảo đảm tính đại diện thống kê cho toàn bộ tổng thể, mà chủ yếu phục vụ mục tiêu kiểm định mô hình và các giả thuyết nghiên cứu trong bối cảnh khảo sát là khu vực Đông Nam Bộ.

3.3. Về phương pháp phân tích

Nghiên cứu sử dụng phương pháp phân tích hồi quy bội nhằm kiểm định mức độ và chiều hướng tác động của các biến độc lập đến biến phụ thuộc là sự hài lòng của du khách. Phân tích hồi quy bội cho phép đánh giá đồng thời ảnh hưởng riêng biệt của từng nhân tố trong khi kiểm soát tác động của các biến còn lại, từ đó xác định mức độ đóng góp tương đối của mỗi biến giải thích (Murtagh & Heck, 2012). Trước khi tiến hành hồi quy, dữ liệu được kiểm tra các giả định cơ bản bao gồm tính tuyến tính, độc lập của sai số, phân phối chuẩn của phần dư, hiện tượng đa cộng tuyến và phương sai sai số không đổi. Các chỉ số như hệ số phóng đại phương sai (VIF), hệ số Durbin-Watson và kiểm định đồ thị phần dư được sử dụng để đánh giá mức độ đáp ứng các giả định của mô hình. Kết quả hồi quy được đánh giá thông qua hệ số xác định (R^2), giá trị thống kê F và các hệ số hồi quy chuẩn hóa (β), làm cơ sở để kiểm định các giả thuyết nghiên cứu được đề xuất.

4. Kết quả nghiên cứu

Bảng 1 thể hiện kết quả thống kê mô tả biến nghiên cứu. Chúng ta thấy rằng trung bình giá trị các biến dao động từ 3,68 đến 4,02. Kết quả trình bày ở Bảng 1 cho thấy giá trị Cronbach's Alpha của các biến nghiên cứu đều đạt từ 0,821 trở lên, cho thấy mức độ tin cậy của các thang đo (Murtagh & Heck, 2012).

Bảng 1. Kiểm định độ tin cậy cho thang đo biến nghiên cứu

Nhân tố	Biến quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị α	Hệ số tải nhân tố
Chất lượng thông tin	Qua Facebook/Zalo/TikTok, tôi nhận được thông tin về các gói nghỉ dưỡng, phòng ốc và hoạt động tại điểm du lịch nghỉ dưỡng khu vực Đông Nam Bộ.	3,87	0,62	0,876	0,798
	Qua Facebook/Zalo/TikTok, tôi nhận được thông tin về các lựa chọn nghỉ dưỡng đa dạng (biển/sinh thái/wellness).				0,766
	Trên mạng xã hội, tôi dễ dàng biết vị trí và cách di chuyển đến các khu nghỉ dưỡng tại Đông Nam Bộ.				0,751
	Qua Facebook/Zalo/TikTok, tôi nắm được lợi thế của điểm du lịch nghỉ dưỡng khu vực (giá cạnh tranh, chương trình bền vững, góc sống ảo đẹp).				0,724
Độ tin cậy thông tin	Qua mạng xã hội, tôi nhận được mối quan ngại của người khác khi cung cấp thông tin về sản phẩm, dịch vụ tại điểm du lịch nghỉ dưỡng khu vực Đông Nam Bộ.	3,91	0,59	0,889	0,805
	Trên mạng xã hội, tôi thấy du khách khác sẵn lòng chia sẻ ảnh/video/check-in trải nghiệm tại điểm du lịch nghỉ dưỡng khu vực Đông Nam Bộ.				0,771
	Qua Facebook/Zalo/TikTok, tôi cảm nhận được trải nghiệm tích cực của người khác (thư giãn, hoạt động gia đình, ẩm thực địa phương).				0,742
Khối lượng thông tin	Trên mạng xã hội, tôi thấy các bình luận tích cực về chất lượng dịch vụ và không gian nghỉ dưỡng tại điểm du lịch nghỉ dưỡng khu vực Đông Nam Bộ.	3,68	0,71	0,821	0,823
	Qua mạng xã hội, tôi không phải chi tiêu nhiều tiền để tìm kiếm thông tin về các khu nghỉ dưỡng tại Đông Nam Bộ.				0,794
	Qua Facebook/Zalo/TikTok, tôi tiết kiệm thời gian khi tìm hiểu về giá cả, vị trí và tiện ích của điểm du lịch nghỉ dưỡng khu vực Đông Nam Bộ.				0,769

Tính định hướng	Qua mạng xã hội, tôi có thể cảm thấy sản phẩm, dịch vụ điểm du lịch nghỉ dưỡng khu vực Đông Nam Bộ là lựa chọn đúng đắn.	3,95	0,57	0,834	0,781
	Trên mạng xã hội, tôi cảm thấy hài lòng và tin rằng điểm du lịch nghỉ dưỡng khu vực Đông Nam Bộ là lựa chọn đúng đắn cho kỳ nghỉ.				0,812
	Tôi đang tìm kiếm lời khuyên về các khu nghỉ dưỡng phù hợp trên Facebook/Zalo/TikTok.				0,764
	Tôi hỏi về lợi thế và chương trình khuyến mãi của điểm du lịch nghỉ dưỡng khu vực Đông Nam Bộ trên mạng xã hội.				0,728
Sự hài lòng du khách	Tôi hài lòng với chuyến đi đến điểm du lịch nghỉ dưỡng khu vực Đông Nam Bộ.	4,02	0,55	0,862	0,872
	Tôi đã tận hưởng và có những trải nghiệm tuyệt vời từ chuyến đi đến điểm du lịch nghỉ dưỡng khu vực Đông Nam Bộ.				0,894
	Tôi cảm thấy tích cực và lạc quan nếu được tham gia chuyến đi đến điểm du lịch nghỉ dưỡng khu vực Đông Nam Bộ trong tương lai				0,851

Nguồn: Kết quả phân tích SPSS

Phân tích tương quan trình bày tại Bảng 2 cho thấy biến sự hài lòng của du khách có mối tương quan khá chặt chẽ với các biến độc lập. Ngoài ra, mức ý nghĩa thống kê giữa biến sự hài lòng và các biến tác động cũng có ý nghĩa thống kê ở mức $\alpha = 0,01$.

Bảng 2. Phân tích tương quan giữa các biến

Biến	Chất lượng thông tin	Độ tin cậy thông tin	Khối lượng thông tin	Tính định hướng
Độ tin cậy thông tin	0,52**			
Khối lượng thông tin	0,41**	0,38**		
Tính định hướng	0,56**	0,59**	0,44**	
Sự hài lòng du khách	0,63**	0,68**	0,49**	0,71**

Chú thích: **: $p < 0,01$

Nguồn: Kết quả phân tích SPSS

Kết quả hồi quy có hệ số R^2 điều chỉnh bằng 0,621 cho thấy 4 biến độc lập trong mô hình giải thích được 62,1% sự biến động của sự hài lòng của du khách.

Kết quả kiểm định hệ số hồi quy được tóm tắt ở Bảng 3 cho thấy 4 biến độc lập có tác động đến biến sự hài lòng du khách, trong đó tác động của “tính định hướng” ở mức cao nhất.

Bảng 3. Kết quả kiểm định hệ số hồi quy

Biến	Beta	t	Sig.
Chất lượng thông tin	0,236	2,51	0,013
Độ tin cậy thông tin	0,319	3,14	0,002
Khối lượng thông tin	0,162	4,09	<0,000
Tính định hướng	0,351	2,16	0,032

Nguồn: Kết quả phân tích SPSS

5. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Kết quả phân tích hồi quy bội cho thấy cả bốn nhân tố của truyền miệng điện tử, bao gồm chất lượng thông tin, độ tin cậy của thông tin, khối lượng thông tin và tính định hướng, đều có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê đến sự hài lòng của du khách. Mô hình nghiên cứu giải thích được 62,1% sự biến thiên của biến phụ thuộc, cho thấy mức độ phù hợp cao và khẳng định vai trò quan trọng của eWOM trong bối cảnh du lịch nghỉ dưỡng.

Trong số các nhân tố, tính định hướng có mức độ ảnh hưởng mạnh nhất đến sự hài lòng của du khách ($\beta = 0,351$). Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Fu & cộng sự (2015), khi cho rằng các đánh giá mang tính tích cực có khả năng định hình kỳ vọng và cảm xúc của du khách, từ đó tác động trực tiếp đến mức độ hài lòng sau trải nghiệm. Điều này đặc biệt có ý nghĩa trong bối cảnh du lịch nghỉ dưỡng, nơi cảm xúc và trải nghiệm chủ quan đóng vai trò then chốt. Tuy nhiên, kết quả này không hoàn toàn đồng nhất với một số nghiên cứu trong các bối cảnh khác. Chẳng hạn, các nghiên cứu trước trong bối cảnh ngành du lịch cho thấy các nhân tố như chất lượng dịch vụ (Aimon & Zulvianti, 2023), hình ảnh điểm đến (Baber & cộng sự, 2022), và niềm tin thương hiệu (Hoàng Thị Phương Thảo & Nguyễn Trọng Tâm, 2017) có tác động mạnh đến sự hài lòng của du khách hơn là tính định hướng của thông tin. Sự khác biệt này cho thấy mức độ ảnh hưởng của từng nhân tố phụ thuộc đáng kể vào đặc điểm điểm đến, loại hình du lịch và bối cảnh nghiên cứu. Đối với khu vực Đông Nam Bộ, tính định hướng được xem là nhân tố quan trọng nhất có thể do khu vực này có đặc trưng điểm đến rất đa dạng, nhịp độ di chuyển nhanh và hành vi ra quyết định thiên về tính tiện lợi. Vì vậy, kết quả nghiên cứu không chỉ khẳng định vai trò của tính định hướng đối với sự hài lòng mà còn nhấn mạnh tính đặc thù của bối cảnh vùng Đông Nam Bộ.

Độ tin cậy của thông tin là nhân tố có ảnh hưởng lớn thứ hai ($\beta = 0,319$), củng cố kết luận của Verma & cộng sự (2025) rằng niềm tin vào thông tin trực tuyến giúp giảm rủi ro nhận thức và nâng cao đánh giá trải nghiệm. Chất lượng thông tin cũng cho thấy tác động tích cực đáng kể ($\beta = 0,236$), tương đồng với kết quả của Wijaya & Yulita (2020), khi thông tin chính xác và hữu ích giúp du khách hình thành kỳ vọng phù hợp hơn. Trong khi đó, khối lượng thông tin có mức tác động thấp hơn nhưng vẫn có ý nghĩa thống kê ($\beta = 0,162$), phù hợp với các nghiên cứu cho rằng số lượng đánh giá đóng vai trò hỗ trợ trong việc giảm bất định, nhưng không mang tính quyết định bằng nội dung và độ tin cậy của thông tin (Al-Adwan & cộng sự, 2020; Hoàng Thị Phương Thảo & Nguyễn Trọng Tâm, 2017).

Kết quả nghiên cứu cho thấy chất lượng thông tin là nhân tố có ảnh hưởng lớn thứ ba đến sự hài lòng của du khách ($\beta = 0,236$), trong khi khối lượng thông tin đứng thứ tư ($\beta = 0,162$). Kết quả này hàm ý rằng du khách không chỉ cần được cung cấp nhiều thông tin mà quan trọng hơn là thông tin đó phải chính xác, rõ ràng, cập nhật và hữu ích đối với quá trình ra quyết định. Trong bối cảnh vùng Đông Nam Bộ, phát hiện này là hợp lý vì đây là khu vực có tính liên kết điểm đến cao, với các sản phẩm du lịch liên vùng giữa Thành phố Hồ Chí Minh, Đồng Nai, Bình Dương, Tây Ninh, Bình Phước và Bà Rịa - Vũng Tàu; đồng thời Thành phố Hồ Chí Minh còn được định vị là điểm đến có hệ sinh thái dịch vụ đa dạng, thuận tiện và đầy mạnh chuyên đổi số trong du lịch. Khi du khách đứng trước nhiều lựa chọn về điểm đến, lịch trình và trải nghiệm, chất lượng thông tin sẽ giúp họ giảm bất định, dễ so sánh phương án và hình thành kỳ vọng phù hợp hơn trước chuyến đi.

Nhìn chung, kết quả nghiên cứu không chỉ củng cố các phát hiện trước mà còn mở rộng hiểu biết về vai trò tương đối của từng thành phần eWOM đối với sự hài lòng của du khách trong bối cảnh du lịch nghỉ dưỡng tại Việt Nam. Mặc dù mô hình hồi quy cho thấy các biến độc lập đều có ý nghĩa thống kê, kết quả này cần được diễn giải thận trọng do một số biến quan sát chưa phản ánh hoàn toàn đúng nội hàm lý thuyết của các khái niệm nghiên cứu. Vì vậy, giá trị của các kết quả hồi quy trong nghiên cứu này chủ yếu nằm ở việc cung cấp bằng chứng thực nghiệm bước đầu cho bối cảnh khảo sát, hơn là cho phép khẳng định chắc chắn về quan hệ giữa các cấu trúc lý thuyết. Đây cũng là một hạn chế cần được tiếp tục khắc phục trong các nghiên cứu tiếp theo thông qua việc hoàn thiện thang đo và tăng cường độ chặt chẽ trong khái niệm hóa biến.

Dựa trên kết quả nghiên cứu, bài báo này đề xuất một số hàm ý quản trị cụ thể cho các doanh nghiệp và nhà quản lý du lịch như sau:

Thứ nhất, do tính định hướng của thông tin có tác động mạnh nhất đến sự hài lòng, các doanh nghiệp du lịch cần chủ động xây dựng và duy trì hình ảnh tích cực trên các nền tảng trực tuyến. Điều này có thể được thực hiện thông qua việc khuyến khích du khách hài lòng chia sẻ trải nghiệm tích cực, phản hồi kịp thời và chuyên nghiệp đối với các đánh giá tiêu cực nhằm hạn chế tác động bất lợi đến cảm nhận chung của du khách tiềm năng. Ngoài ra, đối với bối cảnh du lịch nghỉ dưỡng tại Đông Nam Bộ, doanh nghiệp cần ưu tiên quản trị trải nghiệm chia sẻ sau tiêu dùng để tạo ra các tín hiệu định hướng tích cực từ chính du khách, bởi đây là thành phần có ảnh hưởng mạnh nhất đến sự hài lòng trong mô hình nghiên cứu.

Thứ hai, độ tin cậy của thông tin là yếu tố then chốt trong việc tạo dựng niềm tin. Do đó, các doanh nghiệp cần đảm bảo tính minh bạch và nhất quán giữa thông tin trực tuyến và trải nghiệm thực tế, đồng thời hạn chế các hành vi thao túng đánh giá hoặc quảng bá quá mức có thể làm suy giảm niềm tin của du khách. Việc hợp tác với các nền tảng đánh giá uy tín và sử dụng nội dung do người dùng tạo ra một cách có kiểm soát sẽ góp phần nâng cao độ tin cậy.

Thứ ba, nhằm nâng cao chất lượng thông tin, doanh nghiệp cần đầu tư vào nội dung chi tiết, cập nhật và hữu ích, bao gồm hình ảnh thực tế, mô tả rõ ràng về dịch vụ, tiện ích và chính sách.

Cuối cùng, mặc dù khối lượng thông tin có tác động thấp hơn, việc duy trì số lượng đánh giá ổn định vẫn cần thiết để tăng mức độ hiện diện và giảm sự không chắc chắn cho du khách trong quá trình ra quyết định. Hơn nữa, đối với khối lượng thông tin, kết quả của nghiên cứu cũng cho thấy đây chỉ là yếu tố hỗ trợ với mức tác động thấp hơn, do đó, nghiên cứu không ủng hộ cách tiếp cận truyền thông dựa chủ yếu vào việc gia tăng số lượng bài đăng, bình luận hay tương tác nếu không đồng thời cải thiện tính định hướng và độ tin cậy của nội dung.

6. Kết luận

Nghiên cứu này được thực hiện nhằm phân tích tác động của truyền miệng điện tử đến sự hài lòng của du khách, thông qua bốn nhân tố gồm chất lượng thông tin, độ tin cậy của thông tin, khối lượng thông tin và tính định hướng. Kết quả phân tích hồi quy bội cho thấy tất cả các nhân tố trong mô hình đều có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê đến sự hài lòng của du khách, qua đó khẳng định vai trò ngày càng quan trọng của truyền miệng điện tử trong bối cảnh du lịch nghỉ dưỡng hiện đại. Trong số các nhân tố được xem xét, tính định hướng của thông tin có mức độ ảnh hưởng mạnh nhất, tiếp theo là độ tin cậy và chất lượng thông tin, trong khi khối lượng thông tin có tác động thấp hơn nhưng vẫn mang ý nghĩa đáng kể. Kết quả này cho thấy du khách không chỉ quan tâm đến số lượng thông tin được chia sẻ mà còn đặc biệt chú trọng đến nội dung mang tính định hướng rõ ràng, đáng tin cậy và hữu ích trong quá trình hình thành kỳ vọng và đánh giá trải nghiệm. Mô hình nghiên cứu đạt mức độ giải thích cao, phản ánh khả năng ứng dụng thực tiễn trong việc dự báo và nâng cao sự hài lòng của du khách.

Về mặt học thuật, nghiên cứu này đóng góp ở ba điểm chính. Thứ nhất, nghiên cứu bổ sung bằng chứng thực nghiệm về tác động của truyền miệng điện tử đến sự hài lòng của du khách, trong khi nhiều nghiên cứu trước chủ yếu tập trung vào các biến kết quả mang tính hành vi như ý định lựa chọn điểm đến, ý định mua hoặc ý định quay lại. Thứ hai, thay vì tiếp cận truyền miệng điện tử như một khái niệm đơn nhất, nghiên cứu đã phân tách cấu trúc này thành bốn thành phần gồm chất lượng thông tin, độ tin cậy của thông tin, khối lượng thông tin và tính định hướng, từ đó làm rõ vai trò tương đối của từng thành phần trong cùng một mô hình nghiên cứu. Thứ ba, kết quả cho thấy các thành phần của truyền miệng điện tử không có mức độ ảnh hưởng như nhau đến sự hài lòng của du khách, trong đó tính định hướng có tác động nổi bật hơn so với các thành phần còn lại. Phát hiện này góp phần làm rõ hơn cơ chế ảnh hưởng của truyền miệng điện tử trong bối cảnh du lịch nghỉ dưỡng tại Việt Nam.

Tài liệu tham khảo

- Aimon, H., & Zulvianti, N. (2023). Do Sustainable Tourism Development, Psychological Safety, and Halal Friendly Destination Performance Lead to Tourist Electronic Word of Mouth? The Role of Tourist Satisfaction. *International Journal of Sustainable Development & Planning*, 18(4), 1-12. <https://doi.org/10.18280/ijstdp.180421>
- Al-Adwan, A. S., Kokash, H., Adwan, A. A., Alhorani, A., & Yaseen, H. (2020). Building customer loyalty in online shopping: the role of online trust, online satisfaction and electronic word of mouth. *International Journal of Electronic Marketing and Retailing*, 11(3), 278-306. <https://doi.org/https://doi.org/10.1504/IJEMR.2020.108132>

-
- Baber, P., Williams Jr, R. L., & Williams, H. A. (2022). The influence of e-WOM via social media platforms on e-Reputation and the selection of tourist destinations. In *Handbook on tourism and social media* (pp. 275-286). Edward Elgar Publishing. <https://doi.org/https://doi.org/10.1108/JHTI-06-2022-0270>
- Fu, J.-R., Ju, P.-H., & Hsu, C.-W. (2015). Understanding why consumers engage in electronic word-of-mouth communication: Perspectives from theory of planned behavior and justice theory. *Electronic Commerce Research and Applications, 14*(6), 616-630. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.elerap.2015.09.003>
- Hoàng Thị Phương Thảo & Nguyễn Trọng Tâm. (2017). Sự chấp nhận thông tin truyền miệng điện tử và niềm tin thương hiệu trong lĩnh vực du lịch Việt Nam. *Tạp chí Khoa học Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh - Kinh tế và Quản trị kinh doanh, 12*(1), 15-27. <https://journalofscience.ou.edu.vn/index.php/econ-vi/article/view/699>
- Kuo, H.-C., & Nakhata, C. (2019). The impact of electronic word-of-mouth on customer satisfaction. *Journal of Marketing Theory and Practice, 27*(3), 331-348. <https://doi.org/https://doi.org/10.1080/10696679.2019.1615840>
- Lee, S., Phau, I., Hughes, M., Li, Y. F., & Quintal, V. (2016). Heritage tourism in Singapore Chinatown: A perceived value approach to authenticity and satisfaction. *Journal of Travel & Tourism Marketing, 33*(7), 981-998.
- Liang, S. W.-J., Ekinci, Y., Occhiocupo, N., & Whyatt, G. (2013). Antecedents of travellers' electronic word-of-mouth communication. *Journal of Marketing Management, 29*(5-6), 584-606. <https://doi.org/https://doi.org/10.1080/0267257X.2013.771204>
- Murtagh, F., & Heck, A. (2012). *Multivariate data analysis* (Vol. 131). Springer Science & Business Media.
- Nguyễn Thị Lê Hương, & Phan Thanh Hoàn (2023). Ảnh hưởng của truyền miệng điện tử (EWOM) đến thái độ của du khách đối với điểm đến du lịch Huế. *Tạp chí Khoa học Đại học Huế: Kinh tế và Phát triển, 132*(5A), 209–227. <https://doi.org/https://doi.org/10.26459/hueunijed.v132i5A.7129>
- Nyagadza, B., Mazuruse, G., Simango, K., Chikazhe, L., Tsokota, T., & Macheke, L. (2023). Examining the influence of social media eWOM on consumers' purchase intentions of commercialised indigenous fruits (IFs) products in FMCGs retailers. *Sustainable Technology and Entrepreneurship, 2*(3), 100040. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.stae.2023.100040>
- Phạm Văn Tuấn. (2020). Tác động của truyền miệng điện tử đến ý định mua hàng của người tiêu dùng trên nền tảng thương mại trực tuyến tại thị trường Việt Nam. *Tạp chí Khoa học Thương mại, 1*(3), 1-11. <https://tckhtm.tmu.edu.vn/upload/news/files/141b4.pdf>
- Purba, F. R., & Paramita, E. L. (2021). The Influence of eWOM and Customer Satisfaction on Purchasing Decisions. *International Journal of Social Science and Business, 5*(4), 578-585. <https://doi.org/https://doi.org/10.23887/ijssb.v5i4.40447>
- Tham, A., Croy, G., & Mair, J. (2013). Social media in destination choice: Distinctive electronic word-of-mouth dimensions. *Journal of Travel & Tourism Marketing, 30*(1-2), 144-155. <https://doi.org/https://doi.org/10.1080/10548408.2013.751272>
- Verma, S., Jain, A., Pancholi, G., & Saxena, A. (2025). Exploring the Influence of Electronic Word of Mouth on Customer Satisfaction: A Bibliometric Study. In *Human-Centric AI in Digital Transformation and Entrepreneurship* (pp. 51-76). IGI Global Scientific Publishing.
- Wang, X., Liu, K., Song, Y., & Zheng, J. (2025). Rapport, satisfaction, and eWOM: Unpacking the impact of online tour guide influencers. *Journal of Hospitality and Tourism Management, 63*, 236-246.
- Wijaya, B., & Yulita, H. (2020). Effect of emotional experience, electronic word of mouth, reputation, customer satisfaction on loyalty. *Ilomata International Journal of Management, 1*(4), 215-227. <https://doi.org/https://doi.org/10.52728/ijjm.v1i4.164>

***Tác giả liên hệ: Lê Ngô Ngọc Thu. Email: lnn.thu@hutech.edu.vn**