

Mục lục

Biến đổi khí hậu và lao động phi chính thức: Bằng chứng thực nghiệm từ Việt Nam

Huỳnh Công Minh 2

ESG và giá trị doanh nghiệp: Vai trò điều tiết của sở hữu nước ngoài và thể chế ngành

Hoàng Vũ Hiệp 13

Tác động của hiệu quả vốn nhân lực và vai trò điều tiết của năng lực thể chế cấp tỉnh đến hiệu quả tài chính của các doanh nghiệp sản xuất niêm yết ở Việt Nam

Nguyễn Kiều Hoa, Phạm Huy Hùng 24

Tỷ lệ nắm giữ tiền mặt và giá trị doanh nghiệp trong bối cảnh hạn chế tài chính

Dương Thị Thùy An 33

Ảnh hưởng của công nghệ blockchain tới chất lượng kiểm toán độc lập: Bằng chứng từ Việt Nam

Nguyễn Thanh Hiếu 44

Các nhân tố nội tại ảnh hưởng tới hiệu quả tài chính trong các ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam

Nguyễn Thị Thúy Nga, Trần Trung Tuấn 54

BIẾN ĐỔI KHÍ HẬU VÀ LAO ĐỘNG PHI CHÍNH THỨC: BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TỪ VIỆT NAM

Huỳnh Công Minh
Trường Đại học Quốc tế Miền Đông
Email: minh.huynh@eiu.edu.vn

Mã bài báo: JED-2615
Ngày nhận: 14/08/2025
Ngày nhận bản sửa: 21/10/2025
Ngày duyệt đăng: 27/10/2025
DOI: 10.33301/JED.VI.2615

Tóm tắt:

Dựa trên bộ dữ liệu bảng giai đoạn 2006-2021 cho 63 tỉnh thành Việt Nam, nghiên cứu này lượng tác động đa chiều của biến đổi khí hậu - được đo lường bằng số người tử vong và tổng thiệt hại kinh tế do bão lũ - lên tỷ lệ lao động phi chính thức. Kết quả từ mô hình tác động cố định (FEM) với sai số chuẩn vững và phương pháp bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS) chỉ ra rằng: Biến đổi khí hậu không những trực tiếp thúc đẩy gia tăng lao động phi chính thức, mà còn gián tiếp khuếch đại thông qua hai kênh truyền dẫn là thất nghiệp và nghèo đói. Ngược lại, tăng trưởng kinh tế, chất lượng quản trị, đô thị hóa, và đầu tư trực tiếp nước ngoài có vai trò giúp làm giảm tỷ lệ lao động phi chính thức ở Việt Nam. Phát hiện này mở rộng lý thuyết thị trường lao động phân khúc, nhấn mạnh thiên tai không chỉ làm suy yếu khu vực chính thức mà còn đẩy lao động vào vị thế dễ tổn thương. Từ đó, nghiên cứu đề xuất triển khai các chương trình bảo trợ xã hội thích ứng rủi ro, phát triển việc làm công và việc làm xanh, đồng thời nâng cao chất lượng quản trị địa phương nhằm làm giảm hiệu ứng lan truyền của thất nghiệp và nghèo đói sang khu vực phi chính thức trước thách thức của biến đổi khí hậu.

Từ khóa: Biến đổi khí hậu, lao động phi chính thức, nghèo đói, thất nghiệp.

Mã JEL: Q54, J46, J64, I32.

Climate change and informal labour: Empirical evidence from Vietnam

Abstract:

Using a provincial panel dataset covering 63 provinces of Vietnam over the period 2006-2021, this study quantifies the multidimensional impact of climate change - measured by the number of fatalities and total economic losses caused by storms and floods - on the share of informal employment. The results from fixed-effects models with robust standard errors and feasible generalized least squares estimations reveal that climate change not only directly fuels the expansion of the informal labour sector, but also indirectly amplifies it through two key transmission channels of unemployment and poverty. In contrast, economic growth, governance quality, foreign direct investment, and urbanization help curb the prevalence of informal employment in Vietnam. These findings extend the segmented labour market theory by emphasizing that natural disasters not only weaken the formal sector but also push workers into more vulnerable positions, increasing reliance on informal employment. Based on this, the research recommends implementing risk-responsive social protection schemes, expanding public and green employment opportunities, and enhancing local governance quality to mitigate the spillover effects of unemployment and poverty into the informal sector in the battle against climate change.

Keywords: Climate change, informal labour, poverty, unemployment.

JEL Codes: Q54, J46, J64, I32.

1. Giới thiệu

Biến đổi khí hậu (BĐKH) tác động ngày càng rõ nét đến nền kinh tế qua các cú sốc nhiệt, bão lũ, hạn hán và xâm nhập mặn, gây hệ lụy dài hạn lên năng suất, việc làm và phúc lợi. Ở cấp vĩ mô, nhiệt độ và sản lượng có quan hệ phi tuyến: năng suất tối ưu ở mức nhiệt mát và suy giảm mạnh khi vượt ngưỡng, nhất là tại các nước nhiệt đới (Dell & cộng sự, 2012; Burke & cộng sự, 2015). Ở cấp vi mô, khí hậu cực đoan làm giảm giờ làm, tăng vắng mặt lao động và hạ năng suất nhà máy (Zivin & Neidell, 2014; Somanathan & cộng sự, 2021). Tổ chức Lao động Quốc tế dự báo căng thẳng nhiệt có thể làm mất hàng chục triệu việc làm toàn thời gian vào năm 2030, còn Ngân hàng Thế giới cảnh báo BĐKH và thiên tai có thể đẩy hàng chục triệu người trở lại nghèo nếu thiếu thích ứng và bảo trợ hiệu quả (Hallegatte & cộng sự, 2016; ILO, 2019).

Tại các nước đang phát triển, khu vực phi chính thức hấp thụ lao động nhưng năng suất thấp và thiếu bảo vệ (La Porta & Shleifer, 2014). Theo lý thuyết kinh tế phi chính thức, khi cầu lao động suy giảm hoặc chi phí tuân thủ cao, người lao động và doanh nghiệp chuyển sang khu vực linh hoạt nhưng dễ tổn thương (Maloney, 2004). Việt Nam là bối cảnh điển hình với bão, lũ, hạn mặn tại Đồng bằng Sông Cửu Long (ĐBSCL), nắng nóng đô thị và tỷ lệ lao động phi chính thức cao: 68,5% (khoảng 33,6 triệu người) năm 2021 (GSO, 2023; World Bank, 2022).

Các bằng chứng hiện cho thấy: i) BĐKH giảm cầu lao động, tăng thất nghiệp (Colmer, 2021; Liu & Lin, 2023); ii) BĐKH giảm thu nhập, tài sản và tăng nguy cơ nghèo (Hallegatte & cộng sự, 2016; Bangalore & cộng sự, 2019); và iii) thiên tai có thể thúc đẩy dịch chuyển vào khu vực phi chính thức (Mendoza & Jara, 2020; Dodman & cộng sự, 2023). Tuy nhiên, vẫn tồn tại ba khoảng trống lớn: i) thiếu nghiên cứu về các cơ chế truyền dẫn từ khí hậu đến lao động phi chính thức; ii) thiếu bằng chứng cấp địa phương tại Đông Nam Á và Việt Nam; và iii) thiếu hàm ý tích hợp chính sách để ứng phó toàn diện với các vấn đề liên kết: khí hậu, thất nghiệp, nghèo đói và lao động phi chính thức.

Nghiên cứu này dự kiến lấp đầy các khoảng trống nghiên cứu trên với ba mục tiêu: i) lượng hóa tác động trực tiếp của BĐKH lên tỷ lệ lao động phi chính thức; ii) phân rã kênh để ước lượng tác động gián tiếp thông qua thất nghiệp và nghèo đói; và iii) gợi ý tích hợp chính sách để giải quyết các vấn đề đa chiều một cách toàn diện. Bài báo dùng dữ liệu bảng cấp tỉnh của Việt Nam (2006-2021), đo cú sốc khí hậu bằng từ vong và thiệt hại kinh tế do bão lũ, kết hợp thất nghiệp, nghèo, tăng trưởng, chất lượng quản trị, đô thị hóa, và đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI). Về phương pháp, tác giả sử dụng FEM với sai số chuẩn vững và FGLS để kiểm chứng độ vững và nhất quán; đồng thời khai thác các tương tác giữa BĐKH với thất nghiệp và nghèo để nhận diện kênh truyền dẫn.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

BĐKH làm ấm bầu khí quyển, gia tăng hơi ẩm và cường độ/tần suất các hiện tượng thời tiết cực đoan như mưa cực đoan, bão, lũ, hạn hán và xâm nhập mặn. Các cú sốc này truyền vào nền kinh tế thông qua giảm năng suất, phá hủy tài sản và hạ tầng, gián đoạn chuỗi cung ứng và thị trường lao động, và gia tăng rủi ro nghèo đói, và là thách thức dài hạn đối với tăng trưởng và phúc lợi (Burke & cộng sự, 2015; Dell & cộng sự, 2012).

Lý thuyết khu vực phi chính thức cho rằng khi việc làm chính thức sụt giảm hoặc chi phí tuân thủ tăng, người lao động có xu hướng chuyển sang khu vực phi chính thức để duy trì sinh kế (Schneider & Enste, 2000; Maloney, 2004). Theo lý thuyết thị trường lao động phân khúc (Doeringer & Piore, 1971), các cú sốc thiên tai làm suy yếu khả năng tạo việc làm chính thức, thúc đẩy dịch chuyển sang khu vực phi chính thức - vốn đặc trưng bởi tính bấp bênh, thiếu bảo vệ pháp lý và an sinh xã hội (Harrison & Sum, 1979; Maloney, 2004; Belasen & Polachek, 2008; Mendoza & Jara, 2020; Dodman & cộng sự, 2023; Li & cộng sự, 2025). Đồng thời, BĐKH còn làm trầm trọng thêm tình trạng nghèo, từ đó thúc đẩy người dân tham gia khu vực phi chính thức (Bangalore & cộng sự, 2019; Huynh & Nguyen, 2024; Huynh & Tran, 2024; Amoah, 2024; Huynh & Tran, 2025). Như vậy, tác động của BĐKH lên lao động phi chính thức có thể xảy ra theo hai cơ chế chính: (i) phá vỡ thị trường việc làm chính thức và (ii) gia tăng tỷ lệ nghèo đói - làm yếu sinh kế bền

vững và đẩy lao động sang khu vực dễ tổn thương.

Trong khung rủi ro khí hậu, bão, lũ, hạn hán, xâm nhập mặn là kênh hiện thực hóa tác động của BĐKH lên con người và tài sản. Do đó, các chỉ báo tử vong và thiệt hại do thiên tai có thể được sử dụng như biến đại diện hiện thực hóa tác động của BĐKH. Cách đo này vừa bám cơ chế (từ rủi ro khí hậu đến tác động) vừa thuận lợi cho suy luận thực nghiệm khi kết hợp với mô hình hiệu ứng cố định, đồng thời cho phép kết nối trực tiếp tới thị trường lao động là tỷ lệ lao động phi chính thức.

2.2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

2.2.1. Tổng quan và khoảng trống nghiên cứu

Các nghiên cứu trước đây ghi nhận thiên tai làm biến động cấu trúc thị trường lao động. Belasen & Polachek (2008) cho thấy bão mạnh tại Florida làm giảm việc làm 1,5-5% và thu nhập tại các quận lân cận giảm 3-4%. Mendoza & Jara (2020) chứng minh động đất ở Ecuador tăng xác suất tham gia lao động phi chính thức, đặc biệt ở nam giới. Ở Nam Phi, hạn hán làm giảm việc làm dịch vụ và khu vực phi chính thức (Gray & cộng sự, 2023).

Một số nghiên cứu liên kết BĐKH với gia tăng rủi ro và bất ổn, qua đó mở rộng khu vực ngầm khi hoạt động chính thức trở nên rủi ro (Nguyễn & cộng sự, 2024; Vătavu & cộng sự, 2025). Dodman & cộng sự (2023) bổ sung góc nhìn đô thị: rủi ro khí hậu (ví dụ nắng nóng, ngập đô thị) đặc biệt gây tổn thương cho lao động phi chính thức do hạn chế tiếp cận an sinh - bảo hộ nghề nghiệp.

Tuy nhiên, vẫn tồn tại ba khoảng trống chính: i) Thiếu các nghiên cứu định lượng cơ chế truyền dẫn, cụ thể là vai trò của thất nghiệp và nghèo đói trong mối quan hệ giữa BĐKH và lao động phi chính thức; ii) Thiếu bằng chứng cấp địa phương trong phạm vi quốc gia Đông Nam Á như Việt Nam kiểm định một cách hệ thống con đường từ BĐKH đến lao động phi chính thức; iii) Thiếu sự tích hợp chính sách để giải quyết các vấn đề đa chiều bao gồm: BĐKH, thị trường lao động và giảm nghèo - nhất là tại các quốc gia đang phát triển.

2.2.2. Giả thuyết nghiên cứu

Một số nghiên cứu quốc tế đã mở rộng lý giải cơ chế tác động của BĐKH đến cấu trúc lao động. Zivin & Neidell (2014) chỉ ra rằng nhiệt độ cao làm giảm giờ làm việc ở Mỹ. Somanathan & cộng sự (2021) phát hiện năng suất và quy mô nhân sự tại các nhà máy giảm trong những ngày nắng nóng tại Ấn Độ. Colmer (2021) nhận định rằng khi cầu lao động nông nghiệp giảm do nhiệt độ, lao động tái phân bổ sang khu vực phi nông nghiệp nếu có điều kiện hấp thụ, ngược lại có thể dẫn đến gia tăng thất nghiệp và lao động phi chính thức.

BĐKH cũng có mối liên hệ rõ ràng với nghèo đói và thất nghiệp. Liu & Lin (2023) cho thấy hiện tượng nóng lên làm tăng thất nghiệp toàn cầu thông qua kênh sản lượng, đô thị hóa và lạm phát. Belasen & Polachek (2008) khẳng định thiên tai làm giảm cơ hội việc làm chính thức. Ở góc độ nghèo đói, các báo cáo của World Bank (Hallegatte & cộng sự, 2016) cảnh báo hàng chục triệu người có thể rơi vào nghèo nếu không có biện pháp thích ứng. Riêng tại Việt Nam, Bangalore & cộng sự (2019) phát hiện nhóm dân cư nghèo dễ bị tổn thương trước lũ lụt ngày càng gia tăng do BĐKH.

Tổng hợp các bằng chứng trên, nghiên cứu này đề xuất hai giả thuyết cụ thể:

H1: BĐKH, được hiện thực hóa qua các cú sốc thiên tai như bão lũ, có tác động trực tiếp làm tăng lực lượng lao động phi chính thức.

H2: BĐKH có tác động gián tiếp làm tăng lực lượng lao động phi chính thức thông qua hai kênh thất nghiệp và nghèo đói.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình và dữ liệu

Trên nền tảng cơ sở lý thuyết về khu vực phi chính thức, biến đổi khí hậu và các nghiên cứu trước, mô hình nghiên cứu về tác động trực tiếp và gián tiếp của biến đổi khí hậu (CLIM) lên tỷ lệ lao động phi chính thức (INFO) thông qua thất nghiệp (UNE) và nghèo đói (POV) được đề xuất như sau:

$$INFO_{it} = \beta_0 + \beta_1 CLIM_{it} + \beta_2 UNE_{it} + \beta_3 POV_{it} + \beta_4 CLIM_{it} * UNE_{it} + \beta_5 CLIM_{it} * POV_{it} + X'_{it} \alpha_j + u_{it} \quad (1)$$

Trong đó: β_{1-5} và α_j là các hệ số hồi quy tương ứng; u là phần dư của mô hình; i và t là tỉnh và năm tương ứng.

Biến phụ thuộc INFO là tỷ lệ việc làm phi chính thức, được tính bằng tỷ lệ phần trăm số lao động tham gia việc làm phi chính thức trên tổng số lao động đang làm việc, được trích xuất từ Tổng cục Thống kê Việt Nam (GSO, 2022). Theo đó, việc làm phi chính thức được định nghĩa bao gồm: tự làm chủ, lao động gia đình không lương, chủ cơ sở trong khu vực không chính thức, và lao động hưởng lương không có hợp đồng lao động chính thức.

Biến độc lập chính trong mô hình là BĐKH (CLIM), được đo bằng Tổng số người chết (DE) và Tổng thiệt hại kinh tế hằng năm do bão lũ (LOSS). Dù BĐKH thường được đo bằng sự thay đổi về lượng mưa và nhiệt độ (Alagidede & cộng sự, 2016), cách tiếp cận này kém phù hợp ở cấp tỉnh do khác biệt nhỏ giữa địa phương trong một quốc gia (Hoang & Huynh, 2021; Huynh & Tran, 2024). Vì vậy, nghiên cứu này lựa chọn sử dụng DE và LOSS làm chỉ báo cho tác động của biến đổi khí hậu, với dữ liệu lấy từ Cục Quản lý Đê điều và Phòng chống thiên tai Việt Nam (VNDDMU, 2023). Hai chỉ số này không chỉ phù hợp mà còn tối ưu cho mục tiêu của bài: i) khớp cơ chế về cực đoan khí hậu của Ủy ban Liên chính phủ về biến đổi khí hậu (IPCC); ii) tiêu chuẩn hoá quốc tế (Sendai/EM-DAT) nên tin cậy và so sánh được; iii) suy luận nhân quả thuận lợi nhờ tính ngoại sinh của sốc; và iv) được hậu thuẫn bởi bằng chứng vi mô về việc gia tăng lao động phi chính thức sau thiên tai (Hsiang & Jina, 2014; Garzón & José, 2017). Ngoài ra, các chỉ số này phản ánh mức độ nghiêm trọng của các hiện tượng khí hậu cực đoan, đồng thời cho thấy mức độ dễ bị tổn thương về kinh tế và xã hội, từ đó có thể tác động đến khu vực lao động không chính thức.

Tỷ lệ thất nghiệp (UNE) và tỷ lệ nghèo (POV) là hai kênh truyền dẫn được đưa vào mô hình thông qua hai biến tương tác của hai biến này với biến đổi khí hậu: $CLIM * UNE$ và $CLIM * POV$. UNEM thường có tác động làm gia tăng quy mô lao động không chính thức, bởi khi thiếu việc làm trong khu vực chính thức, người lao động dễ chuyển sang các hoạt động ngầm để tạo thu nhập (Dell'Anno & Solomon, 2008). Tương tự, POV cũng thúc đẩy sự mở rộng của khu vực này, khi những người có thu nhập thấp buộc phải tìm kế sinh nhai ngoài khu vực được quản lý nhằm đáp ứng nhu cầu cơ bản, đồng thời tránh thủ tục hành chính rườm rà và gánh nặng thuế (Schneider & Enste, 2013; Williams & Youssef, 2015).

X là vector các biến kiểm soát trong mô hình, bao gồm các nhân tố khác ảnh hưởng đến quy mô lao động phi chính thức. Việc lựa chọn các biến kiểm soát này dựa vào các nghiên cứu trước và được giải thích như sau:

- Tăng trưởng kinh tế, được đo bằng tổng sản phẩm quốc nội bình quân đầu người (GDP), có thể giúp thu hẹp khu vực phi chính thức thông qua việc mở rộng việc làm chính thức, tăng thu nhập, cải thiện chất lượng thể chế và tăng cường thực thi pháp luật (Schneider & Enste, 2000; La Porta & Shleifer, 2014; Medina & Schneider, 2018).

- Chất lượng quản trị phản ánh hiệu quả của bộ máy chính quyền trong thực thi pháp luật, kiểm soát tham nhũng và cung cấp dịch vụ công minh bạch, từ đó giảm động cơ tham gia khu vực phi chính thức (Schneider & Enste, 2013; Torgler & Schneider, 2009; Huynh & cộng sự, 2020). Chất lượng quản trị được đo lường bằng chỉ số Hiệu quả Quản trị và Hành chính công cấp tỉnh ở Việt Nam (PAPI).

- Đô thị hóa (URB) có thể làm giảm quy mô lao động phi chính thức bằng cách cải thiện khả năng tiếp cận việc làm chính thức, cơ sở hạ tầng và sự giám sát của chính phủ (Henderson, 2003; Ajide & Dada, 2024).

- Đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) có thể thu hẹp quy mô lao động phi chính thức thông qua việc thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, chuyển giao công nghệ và tạo việc làm chính thức (La Porta & Shleifer, 2014; Huynh & cộng sự, 2020; Huynh & Tran, 2025).

Số liệu của các biến trong phương trình (1) được thu thập cho 63 tỉnh thành của Việt Nam trong giai đoạn 2006-2021. Các biến DEA và LOSS được thu thập từ VNDDMU, chất lượng quản trị từ PAPI. Các biến còn lại - bao gồm INFO, UNE, POV, GDP, FDI, và URB - được trích xuất từ GSO. Định nghĩa, đo lường và thống kê mô tả của tất cả các biến trong mô hình thực nghiệm được trình bày trong Bảng 1.

Bảng 1. Định nghĩa, đo lường, và thống kê mô tả các biến

Biến	Định nghĩa và đo lường	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Số quan sát
INFO	Tỷ lệ lao động phi chính thức (%)	75.622	12,143	31,420	91,120	452
DE	Tổng số người chết hàng năm do bão lũ (người)	4,078	7,234	0	55	454
LOSS	Tổng thiệt hại kinh tế hàng năm do bão lũ (tỷ đồng)	422,940	1069,868	0	1,05e+04	454
UNE	Tỷ lệ thất nghiệp (%)	2,431	1,469	0,08	9,41	452
POV	Tỷ lệ hộ nghèo (%)	13,478	10,432	0,1	58,2	474
GDP	GDP bình quân đầu người cấp tỉnh (triệu đồng, giá cố định 2010)	33,307	15,696	6,804	89,196	604
PAPI	Chất lượng quản trị địa phương	6,063	0,259	5,265	6,770	455
URB	Tỷ lệ đô thị hóa (%)	26,914	16,754	7,592	87,355	756
FDI	Đầu tư trực tiếp nước ngoài (tỷ đồng)	3722,383	8955,508	0	68587,5	653

Nguồn: Tính toán của tác giả.

3.2. Phương pháp ước lượng

Tác giả bắt đầu với mô hình gộp (pooled OLS) như chuẩn tham chiếu. Tiếp đó, áp dụng kiểm định Breusch-Pagan Lagrange Multiplier (LM) để phân biệt giữa mô hình gộp và mô hình bảng có thành phần ngẫu nhiên (REM). Giả thuyết gốc (H_0) là không có phương sai thành phần chéo (tức = 0), hàm ý không có khác biệt đặc thù giữa các đơn vị quan sát. Nếu không bác bỏ H_0 , mô hình gộp OLS là phù hợp; nếu bác bỏ H_0 , dữ liệu có cấu trúc bảng đáng kể và cần sử dụng mô hình hiệu ứng (Greene, 2012). Trong trường hợp bác bỏ H_0 , tác giả tiến hành so sánh hiệu ứng cố định (FEM) và hiệu ứng ngẫu nhiên (REM) bằng kiểm định Hausman. Giả thuyết H_0 cho rằng khác biệt ước lượng giữa FEM và REM không có hệ thống, khi đó REM là ước lượng nhất quán và hiệu quả; nếu bác bỏ H_0 , FEM được ưu tiên do kiểm soát các dị biệt bất biến theo thời gian ở cấp đơn vị. Để đảm bảo suy luận tin cậy, sai số chuẩn vững/ghép cụm theo đơn vị (Robust Standard Errors, RSE) được sử dụng nhằm giảm thiểu ảnh hưởng của phương sai thay đổi và tự tương quan theo chuỗi.

Ngoài ra, nhằm khắc phục hiện tượng tự tương quan và phương sai thay đổi trong dữ liệu bảng, tác giả còn áp dụng phương pháp bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (Feasible generalized least squares - FGLS) để nâng cao độ tin cậy và nhất quán của các kết quả ước lượng.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Để đảm bảo độ tin cậy, nghiên cứu thực hiện hai kiểm định sau. Đầu tiên, kiểm định phụ thuộc chéo Pesaran (2004) bác bỏ H_0 , cho thấy có phụ thuộc chéo giữa các tỉnh. Do đó, áp dụng nghiệm đơn vị thể hệ hai Cross-sectionally Augmented Dickey-Fuller (CADF) của Pesaran (2007), cho phép xử lý phụ thuộc chéo và không đòi hỏi đồng nhất giữa các đơn vị. Kết quả cho thấy đa số biến dừng tại mức gốc $I(0)$, riêng GDP dừng ở sai phân bậc nhất $I(1)$. Chi tiết được trình bày tại Bảng 2.

Tác giả ước lượng phương trình (1) thông qua hai mô hình: i) Mô hình 1 sử dụng chỉ báo biến đổi khí hậu là DE; và ii) Mô hình 2 thay thế bằng LOSS. Sau khi hoàn tất quá trình ước lượng và thực hiện các kiểm định B-P Lagrange Multiplier và Hausman, kết quả đều ủng hộ phương pháp ước lượng FEM cho cả hai mô hình.

Về chẩn đoán sai số, kiểm định Wooldridge cho dữ liệu bảng không phát hiện tự tương quan, trong khi kiểm định Wald hiệu chỉnh (MW) chỉ ra sự tồn tại phương sai thay đổi theo cụm. Để xử lý hiện tượng này và

Bảng 2. Kết quả kiểm định CD và CADF

Biến	CD-test	CADF I(0)	CADF I(1)
INFO	12,387***	-2,662***	-6,253***
DE	11,903***	-2,892***	-7,247***
LOSS	8,145***	-2,427***	-5,329***
UNE	10,374***	-4,583***	-11,842***
POV	62,772***	-2,928***	-10,763***
GDP	120,938***	-1,785	-8,493***
PAPI	3,941***	-3,685***	-7,123***
URB	91,415***	-3,244***	-9,785***
FDI	76,329***	-4,785***	-12,638***

Nguồn: Tính toán của tác giả.

nâng cao tính vững của kết quả, nghiên cứu sử dụng thêm phương pháp FGLS như một ước lượng thay thế, đồng thời đối chiếu với kết quả FEM. Các kết quả ước lượng chi tiết được tổng hợp tại Bảng 3.

Kết quả ước lượng được trình bày trong Bảng 3 đưa ra một số phát hiện nổi bật sau:

Thứ nhất, biến đổi khí hậu có tác động trực tiếp làm tăng tỷ lệ lao động phi chính thức trong cả hai mô hình. Kết quả này nhất quán trên cả hai biến đại diện đo cú sốc khí hậu: số người tử vong do bão lũ (DE) và thiệt hại kinh tế do bão lũ (LOSS).

- Mô hình 1 (DE): Hệ số DE dương, có ý nghĩa thống kê cao (FEM: 0,368; $t=3,71$; FGLS: 0,305; $z=2,47$). Diễn giải cận biên cho thấy, tại mức thất nghiệp (UNE) và nghèo (POV) trung bình của mẫu (UNE $\approx$ 2,43%; POV $\approx$ 13,48%), một ca tử vong do thiên tai gắn với mức tăng khoảng 0,79-0,95 điểm % tỷ lệ việc làm phi chính thức (do có tương tác với UNE và POV).

- Mô hình 2 (LOSS): Hệ số LOSS dương và có ý nghĩa (FEM: 0,006; $t=2,23$; FGLS: 0,005; $z=3,46$). Ở mức UNE, POV trung bình, mỗi 1 tỷ đồng thiệt hại đi kèm mức tăng khoảng 0,032-0,033 điểm % tỷ lệ phi chính thức; nghĩa là 100 tỷ đồng thiệt hại tương ứng tăng 1,6-3,3 điểm %, trong miền quan sát của dữ liệu.

Như vậy, bằng chứng thực nghiệm ủng hộ H1: cú sốc khí hậu làm tăng trực tiếp tỷ lệ lao động phi chính thức. Kết quả này phù hợp với khung lý thuyết lao động phân khúc (Doeringer & Piore, 1971) và cách tiếp cận “đẩy” lao động khỏi khu vực chính thức khi năng suất và việc làm sụt giảm sau thiên tai, cũng như gợi ý bởi các học giả rằng khu vực phi chính thức là lối vào nhanh để bảo toàn thu nhập khi cú sốc xảy ra (Harrison & Sum, 1979; Maloney, 2004).

Thứ hai, biến đổi khí hậu có tác động gián tiếp làm tăng tỷ lệ lao động phi chính thức trong cả hai mô hình thông qua hai kênh truyền dẫn là thất nghiệp và nghèo đói.

- Kênh thất nghiệp: Hệ số UNE có ý nghĩa thống kê dương (FEM/FGLS: 0,298-0,423). Quan trọng hơn, tương tác giữa biến đổi khí hậu và thất nghiệp cũng có ý nghĩa thống kê dương (DE*UNE: 0,172-0,207; LOSS*UNE: 0,005-0,006). Điều này hàm ý tác động biên của thiên tai lên tỷ lệ lao động phi chính thức tăng mạnh khi thất nghiệp cao. Ví dụ với mô hình 1 (biến đại diện DE và ước lượng FEM), tác động biên của một ca tử vong (lấy đạo hàm cấp 1 của phương trình 1 theo DE) là:

$$\partial INFO / \partial DE = 0,368 + 0,207 * UNE + 0,006 * POV$$

+ Ở các tỉnh có tính dễ tổn thương thấp (ví dụ UNE = 1%, POV = 5%): $\approx$ 0,61 điểm %.

+ Ở các tỉnh có tính dễ tổn thương cao (ví dụ UNE = 4%; POV = 10%): $\approx$ 1,26 điểm %.

Kết quả cho thấy thị trường lao động căng thẳng (thất nghiệp cao) làm khuếch đại chuyển dịch vào phi chính thức sau thiên tai - trùng khớp dự báo của lý thuyết phân khúc về lực đẩy vào khu vực thị trường lao động thứ cấp sau thảm họa.

Bảng 3. Kết quả ước lượng phương trình (1) bằng hai phương pháp FEM và FGLS

Biến phụ thuộc: INFO				
Phương pháp	Mô hình 1		Mô hình 2	
	FEM	FGLS	FEM	FGLS
DE	0,368*** (3,71)	0,305** (2,47)		
LOSS			0,006** (2,23)	0,005*** (3,46)
UNE	0,322** (2,17)	0,298** (2,44)	0,341*** (3,31)	0,423*** (2,87)
POV	0,219** (2,56)	0,162*** (2,99)	0,211** (2,49)	0,178*** (4,10)
DE*UNE	0,207*** (3,25)	0,172*** (3,63)		
DE*POV	0,006** (2,44)	0,005* (1,79)		
LOSS*UNE			0,005*** (3,18)	0,006** (2,58)
LOSS*POV			0,001** (2,25)	0,001* (1,99)
GDP	-0,498*** (3,25)	-0,435*** (7,45)	-0,418** (2,29)	-0,535*** (7,57)
PAPI	-18,491*** (3,64)	-18,811*** (7,66)	-15,296*** (4,28)	-17,453*** (4,89)
URB	-0,275*** (3,29)	-0,209*** (5,50)	-0,388** (2,30)	-0,549** (2,05)
FDI	-0,003*** (7,56)	-0,003*** (12,90)	-0,004** (2,51)	-0,002*** (3,64)
Biến giả năm	Có	Có	Có	Có
Hằng số	155,903***	154,951***	133,012***	150,065***
Số quan sát	421	421	421	421
Hausman	224***		209***	
Wooldridge	181		175	
MW-P	0,000	0,548	0,000	0,366
LM-P	0,473		0,358	

*Trong ngoặc là trị tuyệt đối thống kê T (cho FEM) và Z (cho FGLS). *, ** và *** biểu thị cho các mức Ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1% tương ứng.*

Nguồn: Tính toán của tác giả.

- Kênh nghèo: Hệ số POV có ý nghĩa thống kê dương (0,162-0,219), và tương tác giữa biến đổi khí hậu và nghèo cũng có hệ số dương (DE*POV: 0,005-0,006; LOSS*POV: 0,001). Ở mức UNE, POV trung bình, một ca tử vong làm tăng tỷ lệ phi chính thức khoảng 0,79-0,95 điểm %; còn mỗi 1 tỷ đồng thiệt hại làm tăng

0,032-0,033 điểm %, và con số này cao hơn tại các tỉnh nghèo hơn. Điều này phù hợp với luận điểm về “bẫy dễ tổn thương”: cú sốc thu nhập khiến hộ nghèo phải mở rộng hoạt động kiếm sống kém bảo vệ để san bằng tiêu dùng, tức là nghèo sẽ dẫn đến tham gia vào thị trường lao động phi chính thức.

Do đó, kết quả thực nghiệm khẳng định H2: Cả hai kênh thất nghiệp và nghèo đều có ý nghĩa thống kê và kinh tế, xác nhận rằng biến đổi khí hậu gián tiếp làm tăng tỷ lệ lao động phi chính thức thông qua hai kênh này.

Thứ ba, các biến kiểm soát đều ý nghĩa thống kê và chiều tác động như kỳ vọng. Cụ thể, tăng trưởng sẽ làm giảm tỷ lệ lao động phi chính thức, phù hợp với lập luận “chính thức hoá theo tăng trưởng” (La Porta & Shleifer, 2014). Chất lượng quản trị là nhân tố quan trọng trong việc giảm quy mô phi chính thức, phù hợp kỳ vọng rằng quản trị hiệu quả làm giảm chi phí tuân thủ, tăng niềm tin và khuyến khích chính thức hoá (Schneider & Enste, 2013; Torgler & Schneider, 2009; Huynh & cộng sự, 2020). Đô thị hóa cũng làm giảm tỷ lệ lao động phi chính thức, gợi mở rằng trong bối cảnh Việt Nam, đô thị hoá gắn với nâng cấp cấu trúc việc làm và khả năng giám sát của chính phủ (Henderson, 2003; Ajide & Dada, 2024). Ngoài ra, đầu tư trực tiếp nước ngoài cũng giúp giảm lao động phi chính thức, nhất quán với vai trò tạo việc làm chính thức và lan toả công nghệ của dòng vốn này (Dunning, 1981; La Porta & Shleifer, 2014).

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu này đánh giá ảnh hưởng của biến đổi khí hậu đến lao động phi chính thức ở Việt Nam theo hai lớp cơ chế: trực tiếp và gián tiếp thông qua thất nghiệp (UNE) và nghèo (POV), sử dụng dữ liệu bảng cấp tỉnh (2006-2021) với hai thước đo biến đổi khí hậu: tử vong do bão lũ (DE) và thiệt hại kinh tế (LOSS). Kết quả nhất quán từ các phương pháp ước lượng FEM và FGLS cho thấy: i) DE và LOSS đều trực tiếp làm tăng tỷ lệ lao động phi chính thức; ii) DE và LOSS đều gián tiếp làm tăng tỷ lệ lao động phi chính thức thông qua các kênh truyền dẫn là tỷ lệ lao động và nghèo đói, ngụ ý rằng các cú sốc khí hậu khuếch đại sang khu vực lao động phi chính thức mạnh hơn ở nơi thất nghiệp cao và hộ dễ tổn thương hơn; iii) các biến kiểm soát bao gồm: tăng trưởng, chất lượng quản trị, đô thị hóa, và đầu tư trực tiếp nước ngoài đều giúp giảm tỷ lệ lao động phi chính thức, đóng vai trò “giảm sốc” trước biến đổi khí hậu.

Bài nghiên cứu đóng góp vào văn liệu theo bốn điểm cốt lõi. Thứ nhất, nghiên cứu bổ khuyết mối nối giữa rủi ro khí hậu và cấu trúc việc làm trong khung thị trường lao động phân khúc bằng cách định danh rõ hai kênh truyền dẫn - thất nghiệp và nghèo đói - qua đó lý giải cơ chế khuếch đại vào khu vực phi chính thức sau cú sốc khí hậu cấp tỉnh. Thứ hai, bài báo thao tác hóa khái niệm “tác động khí hậu đã hiện thực hóa” bằng tử vong và thiệt hại kinh tế do bão lũ, tạo cầu nối giữa lý thuyết rủi ro khí hậu và kết cục thị trường lao động. Thứ ba, thiết kế trong-nội-tỉnh với hiệu ứng cố định hai chiều giúp tách tác động tại chỗ, giảm nhiễu so với chỉ số khí hậu lưới ở cấp tỉnh. Thứ tư, tác giả gắn kết quả với chính sách an sinh thích ứng rủi ro, nhấn mạnh vai trò của tăng trưởng, quản trị, đô thị hóa và FDI như các giải pháp “giảm sốc” hạn chế phi chính thức hóa sau thiên tai.

Các kết quả nghiên cứu trên gợi mở một số hàm ý chính sách như sau. *Thứ nhất*, ổn định việc làm chính thức qua cơ chế hỗ trợ duy trì việc làm gắn điều kiện sụt giảm doanh thu do thiên tai, tín dụng khẩn cấp lãi suất ưu đãi và quỹ bảo lãnh rủi ro cho doanh nghiệp vừa và nhỏ nhằm tránh sa thải hàng loạt. *Thứ hai*, thực hiện bảo trợ xã hội theo rủi ro để ngăn chặn kênh nghèo đói dẫn tới lao động phi chính thức; bảo hiểm vi mô cho nông hộ và ngư dân gắn điều kiện tái hòa nhập; tạo việc làm công xanh như sửa chữa hạ tầng, trồng rừng ngập mặn, chống xói lở ở các tỉnh có UNE/POV cao sau thiên tai. *Thứ ba*, giảm chi phí và tăng hấp dẫn của khu vực chính thức thông qua cải thiện chất lượng quản trị địa phương (đơn giản hóa thủ tục đăng ký hộ kinh doanh, miễn giảm lệ phí đăng ký sau thiên tai, một cửa số hóa cho hộ bị ảnh hưởng). *Thứ tư*, thực hiện đô thị hóa thích ứng: đầu tư hạ tầng chống ngập, cây xanh - ưu tiên khu vực có mật độ lao động phi chính thức cao (chợ, bến bãi, cụm công nghiệp). *Thứ năm*, ưu tiên phân bổ theo bản đồ rủi ro (tỉnh có UNE, POV và phơi lộ thiên tai cao), điều phối liên vùng để hấp thụ dòng di cư tạm thời do thiên tai, kích hoạt bằng ngưỡng tham số (bão/lũ, tổn thất khai báo, cảnh báo khí tượng), và theo dõi kết quả qua các chỉ số: số việc làm giữ lại, tốc độ chi trả, tỷ lệ tái gia nhập chính thức, mức bao phủ bảo hiểm xã hội tự nguyện và số hộ đăng ký mới.

Dù đạt được một số phát hiện quan trọng, nghiên cứu vẫn không tránh khỏi một số hạn hạn chế. Thứ nhất, xâm nhập mặn và hạn hán nghiêm trọng tại ĐBSCL - với cơ chế tác động khác lũ và bão - chưa được phân ánh đầy đủ. Thứ hai, dữ liệu về di cư do BĐKH chưa được xem xét một cách hệ thống. Các nghiên cứu tương lai có thể phát triển và khắc phục những hạn chế này.

Tài liệu tham khảo:

- Ajide, F.M. & Dada, J.T. (2024). Globalization and shadow economy: A panel analysis for Africa. *Review of Economics and Political Science*, 9(2), 166-189.
- Alagidede, P., Adu, G. & Frimpong, P.B. (2016). The effect of climate change on economic growth: Evidence from Sub-Saharan Africa. *Environmental Economics and Policy Studies*, 18(3), 417-436.
- Amoah, D.K. (2024). How different theories of development address the relationship between the urban informal economy and poverty in the labour market. *Discover Global Society*, 2, 104. <https://doi.org/10.1007/s44282-024-00131-y>.
- Bangalore, M., Smith, A. & Veldkamp, T. (2019). Exposure to floods, climate change, and poverty in Vietnam. *Economics of Disasters and Climate Change*, 3, 79-99. <https://doi.org/10.1007/s41885-018-0035-4>.
- Belasen, A.R. & Polachek, S.W. (2008). How hurricanes affect wages and employment in local labor markets. *American Economic Review*, 98(2), 49-53. <https://doi.org/10.1257/aer.98.2.49>.
- Burke, M., Hsiang, S.M. & Miguel, E. (2015). Global non-linear effect of temperature on economic production. *Nature*, 527, 235-239. <https://doi.org/10.1038/nature15725>.
- Colmer, J. (2021). Temperature, Labor Reallocation, and Industrial Production: Evidence from India. *American Economic Journal: Applied Economics*, 13(4), 101-24.
- Dell'Anno, R. & Solomon, O.H. (2008). Shadow economy and unemployment rate in USA: Is there a structural relationship? An empirical analysis. *Applied Economics*, 40, 2537-2555.
- Dell, M., Jones, B.F. & Olken, B.A. (2012). Temperature shocks and economic growth: Evidence from the last half century. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(3), 66-95. <https://doi.org/10.1257/mac.4.3.66>.
- Dodman, D., Sverdluk, A., Agarwal, S., Kadungure, A., Kothiwai, K., Machemedze, R. & Verma, S. (2023). Climate change and informal workers: Towards an agenda for research and practice. *Urban Climate*, 48, 101401. <https://doi.org/10.1016/j.uclim.2022.101401>.
- Doeringer, P.B. & Piore, M.J. (1971). *Internal Labour Markets and Manpower Analysis*. M.E. Sharpe, Inc., Armonk, New York.
- Dunning, J.H. (1981). *International Production and the Multinational Enterprise*. London: Allen & Unwin.
- Garzón, P. & José, P. (2017). The effects of natural disasters on the labour market: Do hurricanes increase informality?. *IDB Working Paper Series No. IDB-WP-854*. Inter-American Development Bank. <https://www.econstor.eu/handle/10419/173903>.
- General Statistics Office (2023). *Overall situation of workers in informal employment in Viet Nam*. Hanoi: Youth Publishing House. <https://www.gso.gov.vn/wp-content/uploads/2023/06/lao-dong-co-viec-lam-phi-chinh-thuc-o-viet-nam-Eg-final.pdf>.
- Gray, H.B., Taraz, V. & Halliday, S.D. (2023). The impact of weather shocks on employment outcomes: evidence from South Africa. *Environment and Development Economics*, 28(3), 285-305. doi:10.1017/S1355770X22000237.
- Greene, W. (2012). *Econometric Analysis*, 7th Edition. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- GSO (2022). *Niên giám Thống kê Việt Nam 2021*. Nhà xuất bản Thống kê.
- Hallegatte, S., Bangalore, M., Bonzanigo, L., Fay, M., Kane, T., Narloch, U., Rozenberg, J., Treguer, D. & Vogt-Schilb, A. (2016). *Shock waves: Managing the impacts of climate change on poverty*. World Bank, Washington, DC.

<https://doi.org/10.1596/978-1-4648-0673-5>.

- Harrison, B. & Sum, A. (1979). The Theory of “Dual” or Segmented Labor Markets. *Journal of Economic Issues*, 13(3), 687-706.
- Henderson, V. (2003). The Urbanization Process and Economic Growth: The So-What Question. *Journal of Economic Growth*, 8(1), 47-71.
- Hoang, H.H. & Huynh, C.M. (2021). Climate Change, Economic Growth and Growth Determinants: Insights from Vietnam’s Coastal South Central Region. *Journal of Asian and African Studies*, 56(3), 693-704.
- Hsiang, S.M. & Jina, A.S. (2014). The causal effect of environmental catastrophe on long-run economic growth: Evidence from 6,700 cyclones. *NBER Working Paper No. 20352*. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w20352>.
- Huynh, C.M. & Nguyen, P.T.P. (2024). Climate Change, Governance Quality, and Poverty: Empirical Insights from Vietnam’s Provincial Level. *Journal of Poverty*, 00(00), 1-15. <https://doi.org/10.1080/10875549.2024.2338148>.
- Huynh, C.M., Nguyen, V.H., Nguyen, H.B. & Nguyen, P.C. (2020). One-way effect or multiple-way causality: Foreign direct investment, institutional quality and shadow economy?. *International Economics and Economic Policy*, 17(1), 219-239.
- Huynh, C.M. & Tran, B.K. (2024). Climate change, poverty and child health inequality: Evidence from Vietnam’s provincial analysis. *Economic Change and Restructuring*, 57, 163. <https://doi.org/10.1007/s10644-024-09743-5>.
- Huynh, C.M. & Tran, N.H. (2025). Foreign direct investment, economic growth, governance quality and the informal economy: Empirical insights from an emerging economy. *International Economics*, 183, 100619. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2025.100619>
- ILO (2019). *Working on a warmer planet: The impact of heat stress on labour productivity and decent work*. Geneva: ILO.
- La Porta, R. & Shleifer, A. (2014). Informality and development. *Journal of Economic Perspectives*, 28(3), 109-126.
- Li, W., Chen, J. & Yuan, K. (2025). Changes in corporate employment under climate risk. *Journal of International Money and Finance*, 157, 103368. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2025.103368>.
- Liu, T.Y. & Lin, Y. (2023). Does global warming affect unemployment? International evidence. *Economic Analysis and Policy*, 80, 991-1005.
- Maloney, W.F. (2004). Informality revisited. *World Development*, 32(7), 1159-1178.
- Medina, L. & Schneider, F. (2018). Shadow Economies Around the World: What Did We Learn Over the Last 20 Years?. *IMF Working Paper WP/18/17*. International Monetary Fund.
- Mendoza, C.A. & Jara, B. (2020). Natural disasters and informality: Are local labor markets impacted after an earthquake?. *Regional Science Policy & Practice*, 12(1), 125-157. <https://doi.org/10.1111/rsp3.12258>
- Nguyen, C.P., Nguyen, B.Q. & Le Tran, D.T. (2024). Natural hazards and the influence on the shadow economy: Non-linear evidence from panel analysis. *Environment, Development and Sustainability*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1007/s10668-024-05541-1>
- Pesaran, M.H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Cambridge Working Papers in Economics 0435*. Faculty of Economics, University of Cambridge.
- 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.
- Schneider, F. & Enste, D.H. (2000). Shadow Economies: Size, Causes, and Consequences. *Journal of Economic Literature*, 38(1), 77-114.
- Schneider, F. & Enste, D.H. (2013). *The Shadow Economy: An International Survey*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Somanathan, E., Somanathan, R., Sudarshan, A. & Tewari, M. (2021). The impact of temperature on productivity and labor supply: Evidence from Indian manufacturing. *Journal of Political Economy*, 129(6), 1797-1827.
- Torgler, B. & Schneider, F. (2009). The impact of tax morale and institutional quality on the shadow economy. *Journal*

of Economic Psychology, 30(2), 228-245.

- Vătavu, S., Tudorescu, C., Lobonț, O.R., Moldovan, N.C. & Costea, F. (2025). Environmental challenges and effects induced by the shadow economy. In Grima, S., Maditinos, D., Noja, G.G., Stankevičienė, J., Tarczynska-Luniewska, M., Thalassinou, E.I. & Nermend, K. (Eds.), *Green Wealth: Navigating towards a Sustainable Future*. Emerald Group Publishing Limited, 65-89. <https://doi.org/10.1108/S1569-375920250000117005>.
- VNDDMU (2023). *Số liệu thiệt hại do thiên tai*. Bộ Nông nghiệp và Phát triển Nông thôn Việt Nam. <https://phongchongthientai.mard.gov.vn>.
- Williams, C.C. & Youssef, Y. (2015). Combating undeclared work in the European Union: An evaluation of government policy approaches. *International Journal of Sociology and Social Policy*, 35(5/6), 366-381.
- World Bank (2022). *Vietnam Country Climate and Development Report*. World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/entities/publication/29e72556-d255-5c50-a086-245c1ccc4704>.
- Zivin, J.G. & Neidell, M. (2014). Temperature and the Allocation of Time: Implications for Climate Change. *Journal of Labor Economics*, 32(1), 1-26. <https://doi.org/10.1086/671766>.

ESG VÀ GIÁ TRỊ DOANH NGHIỆP: VAI TRÒ ĐIỀU TIẾT CỦA SỞ HỮU NƯỚC NGOÀI VÀ THỂ CHẾ NGÀNH

Hoàng Vũ Hiệp

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

Email: hiephoang@neu.edu.vn

Mã bài: JED-2679

Ngày nhận: 27/09/2025

Ngày nhận bản sửa: 07/10/2025

Ngày duyệt đăng: 16/10/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2679

Tóm tắt:

Nghiên cứu này kiểm định mối quan hệ giữa hiệu suất Môi trường, Xã hội và Quản trị (ESG) với giá trị doanh nghiệp tại thị trường mới nổi Việt Nam, đồng thời xem xét vai trò điều tiết của sở hữu nước ngoài và chất lượng thể chế ngành. Sử dụng dữ liệu bảng từ 387 công ty niêm yết trên HOSE và HNX giai đoạn 2018-2023 với phương pháp System GMM để kiểm soát vấn đề nội sinh, nghiên cứu phát hiện hiệu suất ESG có tác động tích cực đáng kể đến Tobin's Q, với việc tăng một độ lệch chuẩn trong điểm ESG dẫn đến tăng 5,3% giá trị doanh nghiệp. Quan trọng hơn, mối quan hệ này được củng cố bởi cả sở hữu nước ngoài và chất lượng thể chế ngành, với tác động biên của ESG tăng từ 0,284 lên 0,501 khi cả hai yếu tố điều tiết ở mức cao. Kết quả nghiên cứu mở rộng Lý thuyết các bên liên quan bằng cách chứng minh rằng giá trị từ ESG phụ thuộc vào cấu trúc sở hữu và môi trường thể chế, đồng thời cung cấp hàm ý quan trọng cho doanh nghiệp trong việc xây dựng chiến lược ESG và cho nhà hoạch định chính sách trong việc thiết kế khung thể chế hỗ trợ phát triển bền vững.

Từ khóa: ESG, giá trị doanh nghiệp, sở hữu nước ngoài, chất lượng thể chế, thị trường mới nổi, Việt Nam.

Mã JEL: G32, M14, Q56, G34.

Environmental, social, and governance (ESG), and firm value: The moderating role of foreign ownership and industry institutional quality

Abstract:

This study examines the relationship between Environmental, Social, and Governance (ESG) performance and firm value in the emerging market context of Vietnam, while investigating the moderating roles of foreign ownership and industry institutional quality. Using panel data from 387 listed firms on HOSE and HNX during 2018-2023 and employing System GMM methodology to address endogeneity concerns, the research finds that ESG performance has a significant positive impact on Tobin's Q, with a one standard deviation increase in ESG score associated with a 5.3% increase in firm value. More importantly, this relationship is significantly strengthened by both foreign ownership and industry institutional quality, with the marginal effect of ESG increasing from 0.284 to 0.501 when both moderating factors are at high levels. The findings extend Stakeholder Theory by demonstrating that value creation from ESG depends on ownership structure and institutional environment, while providing important implications for firms in developing ESG strategies and for policymakers in designing institutional frameworks that support sustainable development.

Keywords: ESG, firm value, foreign ownership, institutional quality, emerging markets, Vietnam.

JEL Codes: G32, M14, Q56, G34.

1. Giới thiệu

Đầu tư ESG đã trở thành yêu cầu chiến lược cốt lõi cho doanh nghiệp toàn cầu (Friede & cộng sự, 2015; Gillan & cộng sự, 2021), với tổng tài sản quản lý theo nguyên tắc ESG đạt 35,3 nghìn tỷ USD năm 2020, chiếm hơn một phần ba tổng tài sản quản lý toàn cầu (Global Sustainable Investment Alliance, 2022). Xu hướng này phản ánh sự thay đổi căn bản trong kỳ vọng về vai trò doanh nghiệp (Porter & Kramer, 2011; Freeman & cộng sự, 2020).

Tại Việt Nam, bối cảnh ESG đang chuyển đổi nhanh chóng với cam kết Net-Zero 2050 tại COP26 (Bộ Tài nguyên và Môi trường, 2022), sự tham gia sâu vào chuỗi giá trị toàn cầu và dòng FDI tăng mạnh (World Bank, 2023). Thông tư 96/2020/TT-BTC ngày 16 tháng 11 năm 2020 của Bộ Tài chính hướng dẫn công bố thông tin trên thị trường chứng khoán yêu cầu công ty niêm yết công bố thông tin phát triển bền vững đánh dấu bước tiến quan trọng trong thể chế hóa ESG. Tuy nhiên, câu hỏi về việc ESG có thực sự tạo giá trị tài chính cho doanh nghiệp Việt Nam vẫn còn bỏ ngỏ, đặc biệt khi xét đến sự phát triển không đồng đều của thể chế ngành, sở hữu nước ngoài trung bình 18,7% năm 2023, và thách thức về minh bạch thông tin (ADB, 2023).

Các nghiên cứu hiện tại còn ba khoảng trống quan trọng. Thứ nhất, nghiên cứu chủ yếu tập trung vào thị trường phát triển (Khan & cộng sự, 2016; Fatemi & cộng sự, 2018), trong khi bằng chứng từ thị trường mới nổi còn hạn chế và không nhất quán (Li & cộng sự, 2018; Naeem & cộng sự, 2022). Garcia & cộng sự (2017) nhấn mạnh tác động ESG khác biệt giữa các bối cảnh thể chế. Thứ hai, các nghiên cứu chủ yếu xem xét quan hệ trực tiếp ESG-hiệu suất tài chính mà thiếu các yếu tố điều tiết (Huang, 2021), đặc biệt quan trọng ở thị trường mới nổi với sự không đồng nhất về sở hữu và thể chế (Boubakri & cộng sự, 2016; Cuervo-Cazurra & cộng sự, 2019). Thứ ba, vai trò nhà đầu tư nước ngoài trong việc tạo giá trị từ ESG chưa được kiểm định hệ thống tại Đông Nam Á (Aggarwal & cộng sự, 2011; Dyck & cộng sự, 2019).

Nghiên cứu đặt ra ba câu hỏi: (i) ESG tác động thế nào đến giá trị doanh nghiệp Việt Nam?; (ii) Sở hữu nước ngoài có điều tiết mối quan hệ ESG-giá trị doanh nghiệp?; (iii) Chất lượng thể chế ngành ảnh hưởng thế nào đến hiệu quả chiến lược ESG?

2. Tổng quan nghiên cứu và phát triển giả thuyết

Mối quan hệ ESG-hiệu suất tài chính được nghiên cứu rộng rãi nhưng chưa nhất quán. Friede & cộng sự (2015) phân tích tổng hợp hơn 2.200 nghiên cứu, phát hiện 90% báo cáo mối quan hệ không âm, đa số tích cực, tuy nhiên mức độ và ý nghĩa thay đổi đáng kể giữa các bối cảnh.

Nhiều nghiên cứu đã chứng minh rằng hiệu quả ESG có ảnh hưởng tích cực đến giá trị doanh nghiệp, mặc dù các cơ chế tác động và bối cảnh nghiên cứu có thể khác nhau. Nhiều công trình đã khẳng định mối quan hệ tích cực này trong các thị trường và giai đoạn thời gian khác nhau (Wang, 2025; Seok & cộng sự, 2024; Srivastava & Anand, 2023; Aydoğmuş & cộng sự, 2022; Yu & cộng sự, 2018; Tahmid & cộng sự, 2022). Wang (2025) xác định ba cơ chế chính: (1) giảm thiểu rủi ro; (2) nâng cao hiệu quả sản xuất, và (3) mở rộng cơ hội tài trợ. Seok & cộng sự (2024) nhấn mạnh rằng sự hài lòng của khách hàng đóng vai trò trung gian quan trọng, đặc biệt trong các ngành có độ nhạy cảm cao với yếu tố môi trường. Tuy nhiên, mức độ tập trung quyền sở hữu có thể làm suy yếu mối quan hệ này (Srivastava & Anand, 2023). Các thành phần riêng lẻ của ESG cho thấy tác động khác nhau: điểm số về xã hội và quản trị thường có ảnh hưởng tích cực nhất quán, trong khi điểm số về môi trường lại cho kết quả không đồng nhất (Aydoğmuş & cộng sự, 2022). Tính minh bạch và mức độ công bố thông tin ESG cũng góp phần gia tăng giá trị doanh nghiệp thông qua việc giảm thiểu bất cân xứng thông tin (Yu & cộng sự, 2018). Tổng quan có hệ thống của Li & cộng sự (2024) khẳng định tác động tích cực chủ đạo của ESG, đồng thời ghi nhận sự khác biệt giữa các ngành, khu vực và điều kiện thị trường. Một số nghiên cứu phát hiện những tác động tinh tế hơn, khi sức mạnh ESG làm gia tăng giá trị doanh nghiệp, trong khi việc công bố thông tin ESG có thể làm giảm giá trị này (Sadiq & cộng sự, 2020).

Tại thị trường phát triển, Khan & cộng sự (2016) phát hiện yếu tố ESG “vật chất” tác động tích cực đến hiệu suất tài chính, trong khi yếu tố “không vật chất” không có tác động đáng kể. Fatemi & cộng sự (2018) với dữ liệu Hoa Kỳ cho thấy điểm ESG tác động tích cực đến giá trị doanh nghiệp khi được điều tiết bởi

công bố thông tin ESG. Velte (2017) báo cáo mối quan hệ tích cực giữa ESG và Tobin's Q cho công ty Đức. Đối với thị trường mới nổi, Li & cộng sự (2018) nghiên cứu công ty Trung Quốc phát hiện mối quan hệ tích cực giữa ESG và giá trị doanh nghiệp nhưng yếu hơn thị trường phát triển. Naeem & cộng sự (2022) báo cáo kết quả hỗn hợp tại Đông Nam Á, gợi ý các yếu tố bối cảnh cụ thể đóng vai trò quan trọng. Dựa trên Lý thuyết các bên liên quan và bằng chứng thực nghiệm, nghiên cứu kỳ vọng ESG có tác động tích cực đến giá trị doanh nghiệp Việt Nam. Áp lực từ bên liên quan quốc tế, yêu cầu phát triển bền vững của chính phủ, và tham gia chuỗi giá trị toàn cầu tạo động lực cải thiện ESG. Cơ chế tạo giá trị gồm: giảm rủi ro quy định và danh tiếng; cải thiện tiếp cận vốn quốc tế khi nhà đầu tư tích hợp tiêu chí ESG; tăng hiệu quả hoạt động qua quản lý nguồn lực tốt hơn.

Giả thuyết H₁: *Hiệu suất ESG có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê đến giá trị doanh nghiệp tại thị trường Việt Nam.*

Gillan & Starks (2003) lập luận nhà đầu tư tổ chức, đặc biệt nước ngoài, có động cơ và nguồn lực giám sát ban quản lý hiệu quả. Ferreira & Matos (2008) cung cấp bằng chứng toàn cầu về sở hữu nước ngoài liên quan đến giá trị doanh nghiệp và quản trị tốt hơn. Trong bối cảnh ESG, Dyck & cộng sự (2019) nghiên cứu 41 quốc gia phát hiện sở hữu tổ chức từ quốc gia có chuẩn mực ESG cao liên quan tích cực với hiệu suất môi trường và xã hội. Chen & cộng sự (2020) cho thấy tại Trung Quốc, sở hữu nước ngoài tăng cường mối quan hệ ESG-hiệu suất tài chính.

Sở hữu nước ngoài được kỳ vọng tăng cường mối quan hệ ESG-giá trị doanh nghiệp qua hai cơ chế. Thứ nhất, nhà đầu tư nước ngoài từ thị trường phát triển có kiến thức sâu về giá trị ESG (Dyck & cộng sự, 2019), đánh giá chính xác và phản ánh vào định giá. Thứ hai, họ đóng vai trò giám sát, đảm bảo chiến lược ESG hiệu quả thay vì “greenwashing” (Lyon & Maxwell, 2011), đặc biệt quan trọng tại Việt Nam với cơ chế quản trị nội bộ chưa phát triển đầy đủ.

Giả thuyết H₂: *Mối quan hệ tích cực giữa hiệu suất ESG và giá trị doanh nghiệp được củng cố ở các doanh nghiệp có tỷ lệ sở hữu nước ngoài cao hơn.*

La Porta & cộng sự (2000) chứng minh chất lượng thể chế tốt, đo bằng bảo vệ nhà đầu tư và thực thi pháp luật, liên quan đến thị trường vốn phát triển và giá trị doanh nghiệp cao hơn. Durnev & Kim (2005) phát hiện tác động quản trị lên giá trị doanh nghiệp mạnh hơn trong môi trường thể chế yếu. Ioannou & Serafeim (2012) cho thấy yếu tố thể chế quốc gia ảnh hưởng đáng kể đến hiệu suất ESG. Cai & cộng sự (2016) phát hiện chất lượng thể chế điều tiết mối quan hệ ESG-giá trị doanh nghiệp.

Chất lượng thể chế ngành được kỳ vọng điều tiết dương mối quan hệ ESG-giá trị doanh nghiệp. Trong ngành có thể chế cao với quy định rõ ràng, thực thi nhất quán và minh bạch thông tin, ESG được chuyển đổi hiệu quả hơn thành giá trị tài chính qua: chi phí giao dịch thấp và niềm tin nhà đầu tư cao làm tăng khả năng định giá chính xác (Williamson, 2000); sân chơi bình đẳng cho doanh nghiệp ESG tốt đạt lợi thế cạnh tranh; rủi ro quy định và danh tiếng cao từ ESG kém tạo động lực đầu tư ESG mạnh hơn.

Giả thuyết H₃: *Mối quan hệ tích cực giữa hiệu suất ESG và giá trị doanh nghiệp được củng cố ở các ngành có chất lượng thể chế tốt hơn.*

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Để kiểm định các giả thuyết nghiên cứu về mối quan hệ giữa hiệu suất ESG và giá trị doanh nghiệp, cũng như các hiệu ứng điều tiết, nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy dữ liệu bảng động. Việc lựa chọn mô hình động được thúc đẩy bởi bản chất bền bỉ của giá trị doanh nghiệp, trong đó giá trị hiện tại phụ thuộc một phần vào giá trị quá khứ do quán tính tổ chức và điều chỉnh dần dần của thị trường (Wintoki & cộng sự, 2012).

Mô hình cơ sở được thiết lập như sau:

$$\text{TobinQ}_{it} = \alpha + \delta \text{TobinQ}_{i,t-1} + \beta_1 \text{ESG}_{it} + \gamma \text{Controls}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Để kiểm định các hiệu ứng điều tiết, mô hình được mở rộng bao gồm các biến tương tác:

$$\text{TobinQ}_{it} = \alpha + \delta \text{TobinQ}_{i,t-1} + \beta_1 \text{ESG}_{it} + \beta_2 \text{ForeignOwn}_{it} + \beta_3 \text{ESG}_{it} \times \text{ForeignOwn}_{it} + \gamma \text{Controls}_{it} + \mu_i + \lambda_t$$

+ ε_{it} (2)

$$\text{TobinQ}_{it} = \alpha + \delta \text{TobinQ}_{i,t-1} + \beta_1 \text{ESG}_{it} + \beta_2 \text{InstQuality}_{jt} + \beta_3 \text{ESG}_{it} \times \text{InstQuality}_{jt} + \gamma \text{Controls}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Mô hình đầy đủ bao gồm cả hai hiệu ứng điều tiết:

$$\text{TobinQ}_{it} = \alpha + \delta \text{TobinQ}_{i,t-1} + \beta_1 \text{ESG}_{it} + \beta_2 \text{ForeignOwn}_{it} + \beta_3 \text{ESG}_{it} \times \text{ForeignOwn}_{it} + \beta_4 \text{InstQuality}_{jt} + \beta_5 \text{ESG}_{it} \times \text{InstQuality}_{jt} + \gamma \text{Controls}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Trong đó: TobinQ_{it} là giá trị doanh nghiệp i tại thời điểm t ; ESG_{it} là điểm hiệu suất ESG; ForeignOwn_{it} là tỷ lệ sở hữu nước ngoài; InstQuality_{jt} là chất lượng thể chế của ngành j ; Controls_{it} là vector các biến kiểm soát; μ_i là hiệu ứng cố định doanh nghiệp; λ_t là hiệu ứng cố định thời gian; và ε_{it} là sai số ngẫu nhiên.

3.2. Phương pháp ước lượng

Nghiên cứu áp dụng phương pháp SGMM (System Generalized Method of Moments) được phát triển bởi Arellano & Bover (1995) và Blundell & Bond (1998) để ước lượng các mô hình trên. Lựa chọn này được thúc đẩy bởi ba vấn đề kinh tế lượng chính trong phân tích mối quan hệ ESG-giá trị doanh nghiệp.

Thứ nhất, tính bền bỉ của giá trị doanh nghiệp tạo ra tương quan giữa biến phụ thuộc trễ và sai số, vi phạm giả định OLS cổ điển. Thứ hai, quan hệ nhân quả hai chiều tiềm tàng giữa ESG và giá trị doanh nghiệp có thể dẫn đến ước lượng chệch nếu không được xử lý đúng cách (Wintoki & cộng sự, 2012). Các doanh nghiệp có giá trị cao hơn có thể có nhiều nguồn lực hơn để đầu tư vào ESG, tạo ra vấn đề nội sinh. Thứ ba, các biến không quan sát được như văn hóa doanh nghiệp hoặc năng lực quản lý có thể ảnh hưởng đồng thời đến cả ESG và giá trị doanh nghiệp.

SGMM giải quyết các vấn đề này bằng cách sử dụng các biến công cụ nội bộ được tạo từ các giá trị trễ của các biến nội sinh. Phương pháp này kết hợp phương trình ở mức (level equation) với phương trình sai phân bậc nhất (first-differenced equation), tận dụng thông tin từ cả hai để tạo ra ước lượng hiệu quả hơn. Cụ thể, SGMM sử dụng các giá trị trễ của các biến ở mức làm công cụ cho phương trình sai phân, và sai phân trễ làm công cụ cho phương trình mức.

Để đảm bảo tính hợp lệ của ước lượng SGMM, nghiên cứu thực hiện hai kiểm định quan trọng. Kiểm định Hansen về tính hợp lệ của các ràng buộc quá xác định (over-identifying restrictions) kiểm tra xem các biến công cụ có tương quan với sai số hay không. Giá trị p của kiểm định Hansen nên lớn hơn 0,10 để không bác bỏ giả thuyết vô hiệu về tính hợp lệ của công cụ. Kiểm định Arellano-Bond AR(2) kiểm tra tự tương quan bậc hai trong sai phân bậc nhất của phần dư. Không có tự tương quan bậc hai là điều kiện cần để các công cụ hợp lệ, với giá trị p nên lớn hơn 0,10.

3.3. Định nghĩa và đo lường biến

3.3.1. Biến phụ thuộc: Giá trị doanh nghiệp

Giá trị doanh nghiệp được đo lường bằng Tobin's Q, một thước đo được sử dụng rộng rãi trong các nghiên cứu về tài chính doanh nghiệp (Fatemi & cộng sự, 2018; Li & cộng sự, 2018). Tobin's Q được tính như sau:

$$\text{TobinQ}_{it} = \frac{(\text{Giá trị thị trường của vốn chủ sở hữu} + \text{Giá trị sổ sách của nợ})}{\text{Tổng giá trị sổ sách của tài sản}}$$

Thước đo này nắm bắt kỳ vọng của thị trường về khả năng tạo ra giá trị tương lai của doanh nghiệp và ít bị ảnh hưởng bởi các quy ước kế toán so với các thước đo dựa trên sổ sách.

3.3.2. Biến độc lập chính: Hiệu suất ESG

Hiệu suất ESG được đo lường bằng điểm ESG tổng hợp từ 0 đến 100, được xây dựng dựa trên phương pháp phân tích nội dung của báo cáo thường niên và báo cáo phát triển bền vững. Điểm số này tổng hợp ba trụ cột: Môi trường (E), Xã hội (S), và Quản trị (G), mỗi trụ cột được đánh giá dựa trên nhiều chỉ số cụ thể phù hợp với bối cảnh Việt Nam. Phương pháp này được điều chỉnh từ các nghiên cứu trước đây trong bối cảnh thị trường mới nổi (Naeem & cộng sự, 2022).

3.3.3. Biến điều tiết

Sở hữu nước ngoài (ForeignOwn): Được đo bằng tỷ lệ phần trăm cổ phần do nhà đầu tư nước ngoài (cả cá nhân và tổ chức) nắm giữ. Dữ liệu này được thu thập từ báo cáo thường niên và cơ sở dữ liệu của Trung tâm Lưu ký Chứng khoán Việt Nam.

Chất lượng thể chế ngành (InstQuality): Được xây dựng như một chỉ số tổng hợp dựa trên ba thành phần: (1) Mức độ cạnh tranh ngành được đo bằng chỉ số Herfindahl-Hirschman đảo ngược (1-HHI); (2) Mức độ tuân thủ quy định được đo bằng tỷ lệ công ty trong ngành không bị xử phạt vi phạm; và (3) Minh bạch thông tin được đo bằng điểm trung bình công bố thông tin của ngành. Chỉ số được chuẩn hóa từ 0 đến 1, với giá trị cao hơn biểu thị chất lượng thể chế tốt hơn.

3.3.4. Biến kiểm soát

Dựa trên các nghiên cứu trước đây, nghiên cứu bao gồm các biến kiểm soát sau:

Quy mô doanh nghiệp (Size): Logarit tự nhiên của tổng tài sản, kiểm soát hiệu ứng quy mô trong mối quan hệ ESG-giá trị doanh nghiệp (Fatemi & cộng sự, 2018).

Đòn bẩy tài chính (Leverage): Tỷ lệ tổng nợ trên tổng tài sản, kiểm soát rủi ro tài chính và cấu trúc vốn (El Ghouli & cộng sự, 2011).

Khả năng sinh lời (ROA): Lợi nhuận ròng chia cho tổng tài sản, kiểm soát hiệu suất hoạt động hiện tại (Khan & cộng sự, 2016).

Tăng trưởng doanh thu (Growth): Tốc độ tăng trưởng doanh thu hàng năm, kiểm soát cơ hội tăng trưởng (Li & cộng sự, 2018).

Quy mô Hội đồng quản trị (BoardSize): Logarit tự nhiên của số thành viên hội đồng quản trị, kiểm soát cấu trúc quản trị (Velte, 2017).

Tỷ lệ thành viên độc lập (Independence): Tỷ lệ thành viên hội đồng quản trị độc lập, kiểm soát chất lượng quản trị (Aggarwal & cộng sự, 2011).

Tuổi doanh nghiệp (Age): Logarit tự nhiên của số năm kể từ khi thành lập, kiểm soát chu kỳ sống doanh nghiệp (Cai & cộng sự, 2016).

4. Dữ liệu và thống kê mô tả

4.1. Mẫu nghiên cứu và nguồn dữ liệu

Mẫu nghiên cứu gồm các công ty phi tài chính niêm yết trên HOSE và HNX giai đoạn 2018-2023, được chọn vì đánh dấu sự gia tăng đáng kể nhận thức ESG tại Việt Nam, đặc biệt sau Thông tư 96/2020/TT-BTC. Công ty tài chính được loại trừ do đặc thù quy định và cấu trúc bảng cân đối khác biệt (Fatemi & cộng sự, 2018). Từ 745 công ty niêm yết, nghiên cứu loại trừ: 98 công ty tài chính, 52 công ty thiếu trên 50% dữ

Bảng 1. Thống kê mô tả

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Min	P25	Trung vị	P75	Max
Tobin's Q	2.091	1,247	0,683	0,412	0,831	1,089	1,476	4,328
ESG Score	2.091	42,3	18,7	8,2	28,6	41,3	54,7	89,4
Foreign Own (%)	2.091	18,7	16,4	0	4,8	15,3	28,9	49,0
Inst Quality	2.091	0,523	0,214	0,127	0,368	0,519	0,681	0,923
Size (ln)	2.091	27,84	1,52	24,21	26,78	27,69	28,93	32,47
Leverage	2.091	0,487	0,213	0,032	0,314	0,498	0,653	0,894
ROA	2.091	0,063	0,071	-0,187	0,018	0,052	0,097	0,342
Growth	2.091	0,094	0,287	-0,532	-0,043	0,081	0,198	1,472
Board Size	2.091	6,3	1,8	5	5	5	7	13
Independence (%)	2.091	38,4	12,6	20,0	33,3	33,3	40,0	80,0
Age (years)	2.091	16,2	8,4	3	10	15	21	47

Bảng 2. Ma trận tương quan

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
(1) Tobin's Q	1,00										
(2) ESG Score	0,287***	1,00									
(3) Foreign Own	0,218***	0,342***	1,00								
(4) Inst Quality	0,156***	0,198***	0,134***	1,00							
(5) Size	0,089***	0,413***	0,387***	0,067**	1,00						
(6) Leverage	-0,234***	-0,087***	0,042	-0,051*	0,198***	1,00					
(7) ROA	0,521***	0,198***	0,156***	0,089***	0,043	-0,387***	1,00				
(8) Growth	0,187***	0,076***	0,023	0,045*	-0,032	0,065**	0,234***	1,00			
(9) Board Size	-0,043	0,234***	0,198***	0,012	0,456***	0,123***	-0,067**	-0,021	1,00		
(10) Independence	0,098***	0,156***	0,234***	0,089***	0,087***	-0,045*	0,076***	0,034	0,198***	1,00	
(11) Age	-0,056**	0,267***	0,145***	0,234***	0,312***	0,098***	0,012	-0,098***	0,167***	0,089***	1,00

Chú thích: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

liệu quan trọng, và 208 công ty niêm yết sau 2019 không đủ quan sát cho phân tích động. Mẫu cuối cùng gồm 387 công ty với 2.091 quan sát doanh nghiệp-năm, đại diện 85% vốn hóa thị trường công ty phi tài chính niêm yết. Dữ liệu được thu thập từ: FiinPro cho dữ liệu tài chính và thị trường; báo cáo thường niên và Trung tâm Lưu ký Chứng khoán Việt Nam cho cấu trúc sở hữu; phân tích nội dung báo cáo thường niên và phát triển bền vững theo hướng dẫn GRI cho dữ liệu ESG; Tổng cục Thống kê và cơ quan quản lý ngành cho dữ liệu cấp ngành. Giá trị ngoại lệ được xử lý bằng winsorization ở mức 1% và 99% cho biến liên tục (Li & cộng sự, 2018).

4.2. Thống kê mô tả và phân tích tương quan

Thống kê mô tả cho thấy Tobin's Q trung bình là 1,247 (độ lệch chuẩn 0,683), phản ánh biến động đáng kể trong định giá thị trường. Điểm ESG trung bình 42,3/100, thấp hơn đáng kể so với thị trường phát triển (thường trên 60), phản ánh giai đoạn phát triển ban đầu của thực hành ESG tại Việt Nam, với độ lệch chuẩn 18,7 cho thấy sự không đồng nhất đáng kể giữa các công ty.

Sở hữu nước ngoài trung bình 18,7%, biến động từ 0% đến mức trần 49%, cung cấp biến thiên cần thiết để kiểm định hiệu ứng điều tiết. Chất lượng thể chế ngành trung bình 0,523 cho thấy phát triển không đồng đều giữa các ngành.

Ma trận tương quan cho thấy ESG và Tobin's Q tương quan dương có ý nghĩa ($r = 0,287$, $p < 0,01$), hỗ trợ ban đầu cho Giả thuyết H_1 . Sở hữu nước ngoài tương quan dương với cả ESG ($r = 0,342$, $p < 0,01$) và Tobin's Q ($r = 0,218$, $p < 0,01$), gợi ý vai trò tích cực của nhà đầu tư nước ngoài. Chất lượng thể chế ngành cũng tương quan dương với cả hai biến quan tâm chính.

Hệ số tương quan giữa các biến độc lập và kiểm soát đều dưới 0,5. Kiểm định VIF cho thấy tất cả giá trị dưới 5 (cao nhất 3,67 cho Size), xác nhận không có đa cộng tuyến nghiêm trọng.

5. Kết quả thực nghiệm

5.1. Kết quả hồi quy

Bảng 3 trình bày kết quả System GMM kiểm định mối quan hệ ESG-giá trị doanh nghiệp và các hiệu ứng điều tiết. Mô hình (1) cho thấy ESG Score có tác động dương và ý nghĩa thống kê cao ($\beta = 0,284$, $p < 0,01$), hỗ trợ Giả thuyết H_1 . Về mặt kinh tế, tăng một độ lệch chuẩn điểm ESG (18,7 điểm) liên quan đến tăng 5,3% Tobin's Q, phù hợp với Lý thuyết các bên liên quan cho thấy ESG được định giá tích cực ngay cả trong thị trường mới nổi.

Mô hình (2) với biến tương tác ESG-sở hữu nước ngoài

Bảng 3. Kết quả hồi quy System GMM - Biến phụ thuộc: Tobin's Q

Biến	Mô hình (1)	Mô hình (2)	Mô hình (3)	Mô hình (4)
Tobin's Q (t-1)	0,521*** (0,048)	0,498*** (0,051)	0,507*** (0,049)	0,489*** (0,053)
ESG Score	0,284*** (0,076)	0,187** (0,082)	0,201*** (0,078)	0,156** (0,079)
Foreign Own		0,142** (0,067)		0,134** (0,063)
ESG × Foreign Own		0,189** (0,091)		0,176** (0,087)
Inst Quality			0,213*** (0,073)	0,198*** (0,071)
ESG × Inst Quality			0,217*** (0,084)	0,201*** (0,082)
Size	0,087*** (0,032)	0,076*** (0,029)	0,081*** (0,031)	0,073** (0,028)
Leverage	-0,423*** (0,124)	-0,397*** (0,118)	-0,412*** (0,121)	-0,389*** (0,116)
ROA	2,187*** (0,387)	2,098*** (0,372)	2,134*** (0,379)	2,043*** (0,368)
Growth	0,198*** (0,067)	0,187*** (0,064)	0,192*** (0,065)	0,183*** (0,063)
Board Size	-0,043 (0,028)	-0,051* (0,027)	-0,047 (0,027)	-0,054* (0,029)
Independence	0,089** (0,041)	0,103*** (0,039)	0,094** (0,040)	0,107*** (0,038)
Age	-0,021 (0,019)	-0,018 (0,018)	-0,023 (0,018)	-0,019 (0,017)
Hằng số	-1,876*** (0,412)	-1,712*** (0,398)	-1,823*** (0,407)	-1,689*** (0,391)
Số quan sát	1,704	1,704	1,704	1,704
Số công ty	387	387	387	387
Số công cụ	42	48	48	54
Hansen test (p-value)	0,187	0,214	0,198	0,223
AR(1) test (p-value)	0,001	0,001	0,001	0,001
AR(2) test (p-value)	0,342	0,387	0,361	0,394

Chú thích: Sai số chuẩn robust trong ngoặc đơn. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. Tất cả các mô hình bao gồm hiệu ứng cố định thời gian.

cho hệ số tương tác dương có ý nghĩa ($\beta = 0,189$, $p < 0,05$), hỗ trợ H_2 . Tác động biên của ESG tăng từ 0,216 ở mức sở hữu nước ngoài trung vị (15,3%) lên 0,242 ở phân vị 75 (28,9%), tăng 12% hiệu quả ESG. Mô hình (3) kiểm định điều tiết của chất lượng thể chế ngành với hệ số tương tác dương cao ($\beta = 0,217$, $p < 0,01$), hỗ trợ H_3 . Tác động ESG lên Tobin's Q tăng từ 0,162 ở ngành thể chế thấp (phân vị 25) lên 0,248 ở ngành thể chế cao (phân vị 75), tăng 53%. Mô hình (4) bao gồm cả hai điều tiết cho thấy chúng có vai trò bổ sung độc lập, gợi ý doanh nghiệp tối đa hóa lợi ích ESG khi có cả giám sát nước ngoài và thể chế ngành cao.

Các biến kiểm soát phù hợp kỳ vọng: ROA tác động tích cực mạnh lên Tobin's Q; đòn bẩy tác động tiêu cực; quy mô, tăng trưởng và độc lập hội đồng quản trị có tác động tích cực. Kiểm định Hansen (p-value: 0,187-0,223) và AR(2) (p-value: 0,342-0,394) xác nhận tính hợp lệ của System GMM.

5.2. Phân tích độ vững của kết quả

Bảng 4 trình bày các kiểm định độ vững. Panel A dùng Market-to-Book thay Tobin's Q cho kết quả định tính tương tự. Panel B áp dụng Difference GMM của Arellano & Bond (1991) với hệ số nhỏ hơn do mất thông tin nhưng kết quả chính được duy trì.

Panel C phân tích thành phần ESG riêng lẻ cho thấy cả ba đều tác động tích cực, với Quản trị (G) mạnh nhất ($\beta = 0,234$), tiếp theo là Xã hội (S) và Môi trường (E). Hiệu ứng điều tiết có ý nghĩa cho cả ba thành phần, mạnh nhất với Quản trị, gợi ý đây là kênh quan trọng nhất để ESG tạo giá trị tại Việt Nam.

Các kiểm định bổ sung: loại trừ COVID-19 giai đoạn 2020-2021, sử dụng định nghĩa khác cho thể chế

Bảng 4. Kiểm định độ vững

	Panel A: Thuốc đo thay thế	Panel B: Phương pháp khác	Panel C: Thành phần ESG
ESG/Component	0,246*** (0,081)	0,203** (0,093)	0,167** (0,074)
ESG × Foreign Own	0,164** (0,078)	0,148* (0,086)	0,121* (0,069)
ESG × Inst Quality	0,189** (0,087)	0,176** (0,089)	0,134* (0,076)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có
Tác động cố định theo năm	Có	Có	Có
Số quan sát	1,704	1,317	1,704
Kiểm định Hansen (p-value)	0,256	0,198	0,234
Kiểm định AR(2) (p-value)	0,412	0,367	0,389

Chú thích: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. Tất cả các mô hình sử dụng System GMM trừ Panel B.

ngành (chỉ số Herfindahl–Hirschman (HHI) hoặc điểm công bố), phân chia theo quy mô đều cho kết quả vững, với hiệu ứng mạnh hơn ở công ty lớn do nguồn lực và khả năng thực hiện ESG tốt hơn.

5.3. Bàn luận kết quả

Kết quả mở rộng Lý thuyết các bên liên quan vào bối cảnh thể chế khác biệt, cho thấy quản lý hiệu quả quan hệ bên liên quan qua ESG vẫn tạo giá trị tài chính đáng kể ngay cả trong môi trường thể chế đang phát triển. Vai trò điều tiết của sở hữu nước ngoài làm sáng tỏ cơ chế ESG tạo giá trị trong thị trường mới nổi. Nhà đầu tư nước ngoài không chỉ mang vốn mà còn truyền bá kiến thức và tiêu chuẩn ESG từ thị trường phát triển, giám sát đảm bảo chiến lược ESG hiệu quả không chỉ “tô vẽ” bề ngoài, phù hợp với lý thuyết về vai trò nhà đầu tư tổ chức trong cải thiện quản trị (Gillan & Starks, 2003).

Chất lượng thể chế ngành cung cấp góc nhìn mới về thể chế vi mô. Khác với nghiên cứu tập trung thể chế quốc gia (La Porta & cộng sự, 2000), kết quả cho thấy khác biệt thể chế trong một quốc gia có ảnh hưởng quan trọng. Ngành có thể chế tốt tạo điều kiện chuyển đổi ESG thành giá trị tài chính qua giảm chi phí giao dịch và tăng niềm tin nhà đầu tư. Sự tương tác giữa hai điều tiết cho thấy bức tranh phức tạp về điều kiện cho hiệu quả kinh tế của ESG trong thị trường mới nổi. Doanh nghiệp tối đa hóa lợi ích ESG khi kết hợp giám sát bên ngoài hiệu quả và môi trường thể chế thuận lợi, có ý nghĩa cho chiến lược ESG và thiết kế khung thể chế. Tác động mạnh nhất của thành phần Quản trị (G) phản ánh mối quan tâm cốt lõi về quản trị doanh nghiệp trong thị trường với lịch sử ngắn và cơ chế bảo vệ nhà đầu tư đang phát triển, phù hợp với nghiên cứu về tầm quan trọng quản trị trong thị trường mới nổi (Claessens & Yurtoglu, 2013).

6. Kết luận

Mặc dù mối quan hệ cơ bản giữa ESG và giá trị doanh nghiệp đã được nghiên cứu rộng rãi, nghiên cứu này cung cấp những đóng góp lý thuyết đáng kể thông qua việc làm sáng tỏ các điều kiện biên và cơ chế tác động trong bối cảnh thể chế đặc thù.

Thứ nhất, nghiên cứu mở rộng Lý thuyết các bên liên quan bằng cách chứng minh giá trị kinh tế từ ESG có tính điều kiện cao chứ không phải phổ quát. Việc xác định hai điều kiện biên quan trọng - cấu trúc sở hữu và chất lượng thể chế ngành - thách thức quan điểm đơn giản hóa về tác động ESG và góp phần hòa giải các kết quả không nhất quán trong nghiên cứu hiện tại (Huang, 2021). Phát hiện này gợi ý rằng sự không nhất quán có thể xuất phát từ việc bỏ qua các yếu tố điều tiết quan trọng này.

Thứ hai, nghiên cứu đóng góp vào Lý thuyết thể chế bằng cách chuyển trọng tâm phân tích từ cấp độ thể chế quốc gia sang cấp độ ngành. Vai trò điều tiết mạnh mẽ của chất lượng thể chế ngành (tăng 53% hiệu quả ESG) chứng minh rằng thể chế vi mô có thể quan trọng không kém thể chế vĩ mô trong việc định hình kết quả doanh nghiệp. Đây là góc nhìn tương đối mới, bổ sung cho nghiên cứu hiện tại chủ yếu tập trung vào so sánh xuyên quốc gia (La Porta & cộng sự, 2000; Ioannou & Serafeim, 2012).

Thứ ba, nghiên cứu tổng hợp Lý thuyết đại diện và Lý thuyết thể chế bằng cách làm sáng tỏ cơ chế kép mà qua đó giám sát bên ngoài (sở hữu nước ngoài) và môi trường thể chế tương tác để ảnh hưởng hiệu quả ESG. Hiệu ứng tương tác tích cực giữa hai yếu tố điều tiết gợi ý hiệu ứng hiệp đồng, làm phong phú thêm hiểu biết về phức tạp của cơ chế quản trị trong thị trường mới nổi.

Thứ tư, nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm đầu tiên về vai trò cụ thể của nhà đầu tư nước ngoài trong điều tiết mối quan hệ ESG-giá trị doanh nghiệp tại Đông Nam Á, mở rộng phạm vi địa lý từ các nghiên cứu trước tập trung vào thị trường phát triển và Trung Quốc (Dyck & cộng sự, 2019). Bối cảnh Việt Nam với đặc điểm thể chế độc đáo tạo điều kiện kiểm định các lý thuyết về quản trị doanh nghiệp xuyên quốc gia.

Cuối cùng, phát hiện về sự khác biệt trong tác động của các thành phần ESG - với Quản trị có tác động mạnh nhất - đóng góp vào cuộc tranh luận về cấu trúc đa chiều của ESG, gợi ý rằng trong thị trường mới nổi với cơ chế bảo vệ nhà đầu tư hạn chế, chất lượng quản trị doanh nghiệp đóng vai trò then chốt trong việc thiết lập niềm tin thị trường.

Tài liệu tham khảo

- ADB (2023). *Asian Development Outlook 2023: Strengthening Corporate Governance in Emerging Asia*. Manila: Asian Development Bank.
- Aggarwal, R., Erel, I., Ferreira, M., & Matos, P. (2011). Does governance travel around the world? Evidence from institutional investors. *Journal of Financial Economics*, 100(1), 154-181.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
- Aydoğmuş, M., Gülay, G., & Ergun, K. (2022). Impact of ESG performance on firm value and profitability. *Borsa Istanbul Review*, 22, S119-S127. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2022.11.006>.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Boubakri, N., El Ghouli, S., Wang, H., Guedhami, O., & Kwok, C. C. (2016). Cross-listing and corporate social responsibility. *Journal of Corporate Finance*, 41, 123-138.
- Bộ Tài nguyên và Môi trường (2022). *Báo cáo Quốc gia về Biến đổi Khí hậu và Cam kết Net-Zero 2050*. Hà Nội: NXB Chính trị Quốc gia.
- Cai, Y., Jo, H., & Pan, C. (2016). Doing well while doing bad? CSR in controversial industry sectors. *Journal of Business Ethics*, 108(4), 467-480.
- Claessens, S., & Yurtoglu, B. B. (2013). Corporate governance in emerging markets: A survey. *Emerging Markets Review*, 15, 1-33.
- Cuervo-Cazurra, A., Mudambi, R., & Pedersen, T. (2019). Clarifying the relationships between institutions and global strategy. *Global Strategy Journal*, 9(2), 151-175.
- Chen, T., Dong, H., & Lin, C. (2020). Institutional shareholders and corporate social responsibility. *Journal of Financial Economics*, 135(2), 483-504.
- Durnev, A., & Kim, E. H. (2005). To steal or not to steal: Firm attributes, legal environment, and valuation. *The Journal of Finance*, 60(3), 1461-1493.
- Dyck, A., Lins, K. V., Roth, L., & Wagner, H. F. (2019). Do institutional investors drive corporate social responsibility? International evidence. *Journal of Financial Economics*, 131(3), 693-714.
- El Ghouli, S., Guedhami, O., Kwok, C. C., & Mishra, D. R. (2011). Does corporate social responsibility affect the cost

of capital? *Journal of Banking & Finance*, 35(9), 2388-2406.

- Fatemi, A., Glaum, M., & Kaiser, S. (2018). ESG performance and firm value: The moderating role of disclosure. *Global Finance Journal*, 38, 45-64.
- Ferreira, M. A., & Matos, P. (2008). The colors of investors' money: The role of institutional investors around the world. *Journal of Financial Economics*, 88(3), 499-533.
- Freeman, R. E., Phillips, R., & Sisodia, R. (2020). Tensions in stakeholder theory. *Business & Society*, 59(2), 213-231.
- Friede, G., Busch, T., & Bassen, A. (2015). ESG and financial performance: aggregated evidence from more than 2000 empirical studies. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 5(4), 210-233.
- Garcia, A. S., Mendes-Da-Silva, W., & Orsato, R. J. (2017). Sensitive industries produce better ESG performance: Evidence from emerging markets. *Journal of Cleaner Production*, 150, 135-147.
- Global Sustainable Investment Alliance (2022). *Global Sustainable Investment Review 2022*. Brussels: GSIA.
- Gillan, S. L., & Starks, L. T. (2003). Corporate governance, corporate ownership, and the role of institutional investors: A global perspective. *Journal of Applied Finance*, 13(2), 4-22.
- Gillan, S., Koch, A., & Starks, L. T. (2021). Firms and social responsibility: A review of ESG and CSR research in corporate finance. *Journal of Corporate Finance*, 66, 101889.
- Huang, D. Z. (2021). Environmental, social and governance (ESG) activity and firm performance: A review and consolidation. *Accounting & Finance*, 61(1), 335-360.
- Ioannou, I., & Serafeim, G. (2012). What drives corporate social performance? The role of nation-level institutions. *Journal of International Business Studies*, 43(9), 834-864.
- Khan, M., Serafeim, G., & Yoon, A. (2016). Corporate sustainability: First evidence on materiality. *The Accounting Review*, 91(6), 1697-1724.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. (2000). Investor protection and corporate governance. *Journal of Financial Economics*, 58(1-2), 3-27.
- Li, X., Saat, M. M., Khatib, S. F. A., & Liu, Y. (2024). Sustainable development and firm value: How ESG performance shapes corporate success—a systematic literature review. *Business Strategy & Development*, 7(4). <https://doi.org/10.1002/bsd2.70026>.
- Li, Y., Gong, M., Zhang, X. Y., & Koh, L. (2018). The impact of environmental, social, and governance disclosure on firm value: The role of CEO power. *The British Accounting Review*, 50(1), 60-75.
- Lyon, T. P., & Maxwell, J. W. (2011). Greenwash: Corporate environmental disclosure under threat of audit. *Journal of Economics & Management Strategy*, 20(1), 3-41.
- Naeem, N., Cankaya, S., & Bildik, R. (2022). Does ESG performance affect the financial performance of environmentally sensitive industries? A comparison between emerging and developed markets. *Borsa Istanbul Review*, 22, S128-S140.
- Porter, M. E., & Kramer, M. R. (2011). Creating shared value. *Harvard Business Review*, 89(1/2), 62-77.
- Sadiq, M., Singh, J., Raza, M., & Mohamad, S. (2020). The impact of environmental, social and governance index on firm value: Evidence from Malaysia. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 10(5), 555-562. <https://doi.org/10.32479/ijeep.10217>.
- Seok, J., Kim, Y., & Oh, Y. K. (2024). How ESG shapes firm value: The mediating role of customer satisfaction. *Technological Forecasting and Social Change*, 208, 123714. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2024.123714>.
- Srivastava, A., & Anand, A. (2023). ESG performance and firm value: The moderating role of ownership concentration. *Corporate Ownership and Control*, 20(3), 169-179. <https://doi.org/10.22495/cocv20i3art11>.
- Tahmid, T., Hoque, M. N., Said, J., Saona, P., & Azad, Md. A. K. (2022). Does ESG initiatives yield greater firm value and performance? New evidence from European firms. *Cogent Business and Management*, 9(1). <https://doi.org/10.1080/23311975.2022.2144098>.
- Velte, P. (2017). Does ESG performance have an impact on financial performance? Evidence from Germany. *Journal of Global Responsibility*, 8(2), 169-178.

-
- Wang, C. (2025). Positive Influence of ESG On Firm Value. Highlights in Business, *Economics and Management*, 61, 6–10. <https://doi.org/10.54097/d7aay843>.
- Williamson, O. E. (2000). The new institutional economics: taking stock, looking ahead. *Journal of Economic Literature*, 38(3), 595-613.
- Wintoki, M. B., Linck, J. S., & Netter, J. M. (2012). Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance. *Journal of Financial Economics*, 105(3), 581-606.
- World Bank. (2023). *Vietnam Development Report 2023: The Role of FDI in Sustainable Development*. Washington, DC: World Bank Group.
- Yu, E. P., Guo, C. Q., & Luu, B. V. (2018). Environmental, social and governance transparency and firm value. *Business Strategy and the Environment*, 27(7), 987–1004. <https://doi.org/10.1002/bse.2047>.

TÁC ĐỘNG CỦA HIỆU QUẢ VỐN NHÂN LỰC VÀ VAI TRÒ ĐIỀU TIẾT CỦA NĂNG LỰC THỂ CHẾ CẤP TỈNH ĐẾN HIỆU QUẢ TÀI CHÍNH CỦA CÁC DOANH NGHIỆP SẢN XUẤT NIÊM YẾT Ở VIỆT NAM

Nguyễn Kiều Hoa

Trường Đại học Tài nguyên và Môi trường Hà Nội

Email: nkhoa@hunre.edu.vn

Phạm Huy Hùng*

Trường Đại học Tài nguyên và Môi trường Hà Nội

Email: phamhuyhung0302@gmail.com

Mã bài báo: JED- 2647

Ngày nhận: 04/09/2025

Ngày nhận bản sửa: 22/09/2025

Ngày duyệt đăng: 03/10/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2647

Tóm tắt

Nghiên cứu này kiểm định vai trò điều tiết của năng lực thể chế cấp tỉnh (PCI) trong mối quan hệ giữa hiệu quả vốn nhân lực (HCE) và hiệu quả tài chính (FP) của các doanh nghiệp sản xuất niêm yết tại Việt Nam. Sử dụng dữ liệu bảng của 225 doanh nghiệp giai đoạn 2015-2024, nghiên cứu áp dụng mô hình Hiệu ứng Cố định (FEM) với biến trễ PCI (PCI_{jt-1}) và các kiểm định độ vững chắc. Kết quả khẳng định HCE có tác động tích cực đến FP, nhưng phát hiện cốt lõi là PCI đóng vai trò điều tiết tiêu cực, làm suy yếu mối quan hệ này, chủ yếu do áp lực từ chỉ số “Cạnh tranh bình đẳng” và “Tính minh bạch”. Kết quả này hàm ý rằng các nhà quản trị cần cân nhắc giữa lợi ích thể chế và áp lực cạnh tranh, trong khi các nhà hoạch định chính sách cần song hành cải thiện PCI với việc nâng cao năng lực nội tại cho doanh nghiệp.

Từ khóa: Chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh, hiệu quả vốn nhân lực, hiệu quả tài chính, PCI.

Mã JEL: J24, L25, O17, R11

The Impact of Human Capital Efficiency and the Moderating Role of Provincial Institutional Capacity on the Financial Performance of Listed Manufacturing Firms in Vietnam

Abstract:

This study examines the moderating role of provincial institutional capacity (PCI) in the relationship between human capital efficiency (HCE) and financial performance (FP) for listed manufacturing firms in Vietnam. Using panel data from 225 firms over the 2015-2024 period, the study applies a Fixed Effects Model (FEM) with a lagged PCI (PCI_{jt-1}) and rigorous robustness checks. The results confirm that HCE positively impacts FP, but the core finding is that PCI plays a negative moderating role, weakening this relationship, primarily due to pressures from the “Fair Competition” and “Transparency” sub-indices. These findings imply that managers must trade off institutional benefits against competitive pressures, while policymakers should complement PCI improvements with policies that enhance firms’ internal capabilities.

Keywords: Provincial Competitiveness Index, human capital efficiency, financial performance, PCI.

JEL Codes: J24, L25, O17, R11

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh Việt Nam hội nhập sâu rộng vào nền kinh tế toàn cầu, khu vực doanh nghiệp sản xuất tiếp tục đóng vai trò là xương sống của tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, lợi thế cạnh tranh truyền thống dựa trên lao động chi phí thấp và tài sản hữu hình đang dần bị suy giảm trước sự phát triển của nền kinh tế tri thức. Theo Quan điểm Dựa trên Nguồn lực (RBV), lợi thế cạnh tranh bền vững ngày nay chủ yếu đến từ các nguồn lực nội tại có giá trị, hiếm và khó bắt chước (Barney, 1991). Trong số đó, vốn nhân lực - bao gồm kiến thức, kỹ năng và sự sáng tạo của người lao động - được công nhận là một trong những tài sản vô hình quan trọng nhất. Nhiều nghiên cứu thực nghiệm trên thế giới đã chứng minh rằng việc quản lý và sử dụng HCE, thường được đo lường qua mô hình Giá trị Gia tăng Trí tuệ (VAICTM) và thành phần HCE có tác động tích cực đến FP của doanh nghiệp (Pulic, 2000; Chen & cộng sự, 2005; Ognjanović & cộng sự, 2023).

Tuy nhiên, hoạt động của doanh nghiệp không thể tách rời khỏi bối cảnh mà nó vận hành. Theo Lý thuyết Thể chế, kết quả của doanh nghiệp chịu ảnh hưởng sâu sắc bởi môi trường thể chế nơi họ đặt trụ sở (North, 1990). Tại Việt Nam, sự khác biệt đáng kể về chất lượng điều hành kinh tế và môi trường kinh doanh giữa các tỉnh, thành phố được ghi nhận hàng năm qua Chỉ số PCI (VCCI & USAID, 2023), đã tạo ra một nền tảng thực nghiệm phong phú. Sự phân hóa này cho phép các nhà nghiên cứu kiểm định một cách có hệ thống cách thức các nguồn lực nội tại của doanh nghiệp tương tác với bối cảnh thể chế bên ngoài. Một số nghiên cứu đã bắt đầu khám phá mối liên hệ này nhưng thường ngầm giả định rằng một môi trường thể chế tốt hơn sẽ luôn đóng vai trò là “chất xúc tác” tích cực, giúp tăng cường lợi ích từ các nguồn lực nội tại như vốn nhân lực (Iroth & cộng sự, 2023).

Đóng góp chính của nghiên cứu này là đề xuất và kiểm định một góc nhìn phức tạp hơn về mối quan hệ tương tác này. Chúng tôi đưa ra giả thuyết rằng, bên cạnh vai trò xúc tác tích cực đã được thừa nhận, một môi trường thể chế chất lượng cao cũng có thể tồn tại những cơ chế tác động tiêu cực tiềm ẩn. Cụ thể, nghiên cứu này sẽ kiểm định khả năng một môi trường thể chế thuận lợi (thể hiện qua chỉ số PCI cao) có thể đi kèm với những “chi phí ngoại sinh”, như sự cạnh tranh nhân sự gay gắt hơn và chi phí hoạt động cao hơn, dẫn đến việc làm suy yếu thay vì củng cố lợi tức tài chính từ HCE.

Do đó, nghiên cứu này hướng đến hai mục tiêu: (i) kiểm định lại tác động của HCE đến FP của các doanh nghiệp sản xuất niêm yết tại Việt Nam; và quan trọng hơn, (ii) Kiểm định vai trò điều tiết phức tạp của PCI. Đạt được mục tiêu này, bài báo sẽ không chỉ lấp đầy một khe hở quan trọng trong các công trình học thuật về kinh tế mới nổi, mà còn hứa hẹn cung cấp những hàm ý mới mẻ và quan trọng cho cả các nhà quản trị doanh nghiệp và các nhà hoạch định chính sách.

Ngoài phần giới thiệu, phần 2 trình bày tổng quan lý thuyết và phát triển các giả thuyết nghiên cứu. Phần 3 mô tả phương pháp nghiên cứu. Phần 4 trình bày và thảo luận các kết quả thực nghiệm. Cuối cùng, Phần 5 đưa ra kết luận, đóng góp chính, hạn chế và gợi ý cho các nghiên cứu trong tương lai.

2. Tổng quan nghiên cứu và cơ sở lý thuyết

2.1. Tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm

Mối quan hệ giữa vốn trí tuệ, đặc biệt là thành phần cốt lõi là vốn nhân lực (HCE) và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp (FP) là một chủ đề đã được kiểm chứng rộng rãi trong các công trình học thuật. Phần lớn các nghiên cứu thực nghiệm trên thế giới đã đi đến một kết luận nhất quán rằng việc đầu tư và quản lý hiệu quả vốn nhân lực có tác động tích cực đến cả hiệu quả tài chính dựa trên số liệu kế toán và giá trị thị trường của doanh nghiệp (ví dụ, Chen & cộng sự, 2005; Clarke & cộng sự, 2011; Zhang & cộng sự, 2021). Tại Việt Nam, xu hướng này cũng đã được xác thực trong nhiều bối cảnh khác nhau, từ các doanh nghiệp niêm yết nói chung (Nguyen, 2023) đến các lĩnh vực đặc thù như ngân hàng thương mại (Vo & Tran, 2021).

Song song đó, một dòng nghiên cứu khác bắt đầu xem xét vai trò của môi trường thể chế, cho rằng hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp không thể tách rời khỏi bối cảnh mà nó vận hành (North, 1990). Các nghiên cứu này thường xem xét cách chất lượng thể chế tác động đến kết quả kinh doanh, hoặc đóng vai trò điều tiết trong mối quan hệ giữa nguồn lực nội tại và hiệu quả doanh nghiệp. Tuy nhiên, các nghiên cứu này thường ngầm định rằng một môi trường thể chế tốt hơn luôn đóng vai trò là “chất xúc tác” tích cực, giúp khuếch đại

lợi ích từ các nguồn lực nội tại như vốn nhân lực (Iroth & cộng sự, 2023). Khả năng tồn tại một tác động điều tiết phức tạp hơn, thậm chí là tiêu cực, do các yếu tố ngoại sinh như áp lực cạnh tranh gia tăng ở những nơi có thể chế tốt, vẫn là một khoảng trống nghiên cứu quan trọng chưa được khám phá đầy đủ, đặc biệt là trong bối cảnh các nền kinh tế mới nổi như Việt Nam.

2.2. Cơ sở lý thuyết và phát triển giả thuyết

Nghiên cứu này dựa hai nền tảng lý luận chính: Quan điểm Dựa trên Nguồn lực (Resource-Based View - RBV) và Lý thuyết Thể chế. Sự kết hợp này cung cấp một khung phân tích toàn diện để lý giải mối quan hệ phức tạp giữa các yếu tố nội tại của doanh nghiệp và bối cảnh kinh doanh bên ngoài.

Theo RBV, lợi thế cạnh tranh bền vững của một doanh nghiệp được quyết định bởi việc sở hữu các nguồn lực có giá trị, hiếm và khó bắt chước (Barney, 1991). Trong nền kinh tế tri thức, vốn nhân lực, với tư cách là kho tàng kiến thức và kỹ năng của người lao động, được xem là một nguồn lực chiến lược cốt lõi. Hiệu quả vốn nhân lực (HCE), được đo lường qua mô hình VAIC™ (Pulic, 2000), phản ánh trực tiếp giá trị gia tăng được tạo ra từ mỗi đơn vị chi phí đầu tư vào người lao động. Một đội ngũ nhân sự có năng suất cao được kỳ vọng sẽ thúc đẩy đổi mới, cải tiến chất lượng sản phẩm và tối ưu hóa quy trình, từ đó trực tiếp nâng cao hiệu quả tài chính (Yousaf, 2024). Dựa trên lập luận này, chúng tôi phát triển giả thuyết đầu tiên:

H1: Hiệu quả vốn nhân lực (HCE) có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính (FP) của các doanh nghiệp sản xuất niêm yết tại Việt Nam.

Bên cạnh các nguồn lực nội tại, Lý thuyết Thể chế lập luận rằng giá trị tạo ra từ nguồn lực của doanh nghiệp không phải là bất biến, mà chịu ảnh hưởng mạnh mẽ bởi chất lượng của môi trường thể chế nơi nó vận hành (North, 1990). Tại Việt Nam, Chỉ số PCI là một thước đo đáng tin cậy về chất lượng môi trường thể chế địa phương. Theo logic thông thường, một môi trường thể chế chất lượng cao (PCI cao) được kỳ vọng sẽ tăng cường tác động tích cực của HCE lên FP thông qua ba cơ chế chính: (i) giảm chi phí giao dịch, giúp doanh nghiệp tập trung nguồn lực vào hoạt động cốt lõi; (ii) bảo vệ tốt hơn quyền sở hữu trí tuệ, khuyến khích sự sáng tạo của nhân lực; và (iii) đảm bảo một sân chơi bình đẳng, nơi thành công đến từ năng lực cạnh tranh thực sự. Trong bối cảnh đó, hiệu quả vượt trội do vốn nhân lực mang lại được kỳ vọng sẽ chuyển hóa một cách trực tiếp và đầy đủ hơn thành lợi nhuận và thị phần (Immanuel & Dewi, 2021; Kumala & cộng sự, 2023; Shah & cộng sự, 2024). Do đó, chúng tôi đề xuất giả thuyết thứ hai dựa trên kỳ vọng lý thuyết phổ biến này:

H2: Năng lực thể chế cấp tỉnh (PCI) điều tiết tích cực mối quan hệ giữa hiệu quả vốn nhân lực (HCE) và hiệu quả tài chính (FP).

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mẫu và thu thập dữ liệu

Mẫu nghiên cứu gồm các doanh nghiệp thuộc ngành sản xuất niêm yết trên HOSE và HNX. Giai đoạn nghiên cứu kéo dài 10 năm, từ 2015 đến 2024, nhằm đảm bảo tính cập nhật của dữ liệu và độ dài phù hợp cho phân tích dữ liệu bảng. Tổng thể ban đầu bao gồm 312 doanh nghiệp sản xuất đang niêm yết tính đến cuối năm 2024. Chúng tôi áp dụng các tiêu chí loại trừ sau: (i) các công ty hủy niêm yết trong giai đoạn nghiên cứu; và (ii) các công ty thiếu thông tin tài chính hoặc dữ liệu về PCI của tỉnh đặt trụ sở chính trong ít nhất ba năm liên tiếp. Đồng thời, chúng tôi đã áp dụng phương pháp winsorize ở mức 1% và 99% cho tất cả các biến liên tục để hạn chế ảnh hưởng của các giá trị ngoại lai, thay vì chỉ loại bỏ thủ công. Sau quá trình sàng lọc, mẫu cuối cùng bao gồm 225 doanh nghiệp, tạo thành một bộ dữ liệu bảng không cân bằng với 1,985 quan sát công ty-năm.

Dữ liệu tài chính thứ cấp được thu thập từ nhà cung cấp dữ liệu Vietstock (vietstock.vn) và được đối chiếu với báo cáo tài chính đã kiểm toán của các công ty. Dữ liệu về PCI được thu thập từ các báo cáo thường niên do Liên đoàn Thương mại và Công nghiệp Việt Nam (VCCI) công bố tại trang web chính thức (pcivietnam.vn).

3.2. Đo lường các biến

Thước đo cho các biến trong nghiên cứu được kế thừa từ các công trình lý thuyết nền tảng và các nghiên cứu trước, đồng thời cân nhắc tính phù hợp và sự sẵn có của dữ liệu trong bối cảnh Việt Nam. Bảng 1 tổng hợp các biến được sử dụng trong nghiên cứu.

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

Tên biến	Ký hiệu	Cách đo lường	Nguồn
Biến phụ thuộc			
Hiệu quả tài chính (FP)	ROA	Lợi nhuận sau thuế/Tổng tài sản bình quân.	Chen & cộng sự (2005)
	Tobin's Q	(Giá trị thị trường của VCSH + Giá trị sổ sách của nợ)/Tổng tài sản. (Trong đó, giá trị thị trường của VCSH được tính bằng giá cổ phiếu đóng cửa cuối năm tài chính nhân với số lượng cổ phiếu lưu hành).	Clarke & cộng sự (2011)
Biến độc lập			
Hiệu quả Vốn nhân lực	HCE	Giá trị gia tăng (VA)/Chi phí nhân công (HC).	Pulic (2000)
Biến điều tiết			
Năng lực thể chế cấp tỉnh	PCI	Điểm số PCI tổng hợp của tỉnh/thành phố nơi doanh nghiệp đặt trụ sở chính.	VCCI & USAID (2023); Peng & cộng sự (2008)
Biến kiểm soát			
Quy mô doanh nghiệp	SIZE	Logarit tự nhiên của tổng tài sản.	Peng & cộng sự (2008)
Đòn bẩy tài chính	LEV	Tổng nợ/Tổng tài sản.	Chen & cộng sự (2005)
Tuổi doanh nghiệp	AGE	Logarit tự nhiên của số năm kể từ khi thành lập.	Clarke & cộng sự (2011)
Ngành	IND	Biến giả cho các phân ngành sản xuất khác nhau.	Immanuel & Dewi (2021)

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp.

3.3. Mô hình nghiên cứu

Để kiểm định các giả thuyết, chúng tôi xây dựng hai mô hình hồi quy dữ liệu bảng. Mô hình (1) được thiết kế để kiểm định tác động trực tiếp của HCE lên FP (giả thuyết H1). Mô hình (2) được mở rộng để kiểm định vai trò điều tiết của năng lực thể chế cấp tỉnh (giả thuyết H2).

$$FP_{it} = \beta_0 + \beta_1 HCE_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 AGE_{it} + \sum \beta_k IND_k + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$FP_{it} = \beta_0 + \beta_1 HCE_{it} + \beta_2 PCI_{jt-1} + \beta_3 (HCE_{it} * PCI_{jt-1}) + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 AGE_{it} + \sum \beta_k IND_k + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Trong đó, β_0 là hệ số chặn, β_i là hệ số hồi quy, i đại diện cho doanh nghiệp, j cho tỉnh, và t cho năm, ε là sai số ngẫu nhiên.

Một điểm điều chỉnh quan trọng trong mô hình (2) là việc sử dụng giá trị trễ một kỳ của chỉ số PCI (PCI_{jt-1}) và biến tương tác tương ứng. Lựa chọn này dựa trên lập luận rằng tác động của môi trường thể chế lên hoạt động doanh nghiệp và sự tương tác của nó với các nguồn lực nội tại cần có độ trễ để phát huy hiệu lực. Cách tiếp cận này không chỉ phản ánh thực tiễn kinh doanh một cách hợp lý hơn mà còn giúp giảm thiểu lo ngại về vấn đề nội sinh do quan hệ đồng thời, qua đó củng cố tính vững chắc cho các suy luận nhân quả của nghiên cứu.

3.4. Phương pháp phân tích

Chúng tôi sử dụng mô hình Hiệu ứng Cố định (FEM) vì nó phù hợp với dữ liệu bảng của nghiên cứu này. Ngoài việc thực hiện thống kê mô tả mẫu nghiên cứu, chúng tôi tiến hành phân tích tương quan và kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến để có được đánh giá sơ bộ về mối quan hệ giữa các biến.

Để giải quyết các vấn đề tiềm ẩn về phương sai sai số thay đổi, tự tương quan và sự phụ thuộc chéo giữa các quan sát, chúng tôi ước tính lại mô hình bằng cách sử dụng sai số chuẩn mạnh Driscoll & Kraay (1998). Để kiểm soát các vấn đề nội sinh tiềm tàng, chúng tôi tiếp tục kiểm định các mô hình bằng phương pháp System GMM. Tính hợp lệ của biến được kiểm tra bằng cách sử dụng thước đo thay thế cho biến phụ thuộc

(Tobin's Q). Đồng thời, để phân tích sâu hơn, các chỉ số thành phần chính của PCI như “Tính minh bạch”, “Chi phí không chính thức”, “Thiết chế pháp lý” và “Cạnh tranh bình đẳng” cũng được sử dụng trong các kiểm định độ vững, cho phép xác định cơ chế điều tiết cụ thể nào có tác động mạnh nhất.

Toàn bộ quá trình phân tích dữ liệu được thực hiện bằng phần mềm thống kê Stata 17.0.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả mẫu

Bảng 2 trình bày kết quả thống kê mô tả chi tiết cho các biến được sử dụng trong nghiên cứu, bao gồm 1,985 quan sát công ty-năm từ 225 doanh nghiệp sản xuất trong giai đoạn 2015-2024.

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến nghiên cứu

Biến	Quan sát	Trung bình	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Tối thiểu	Tối đa
ROA	1,985	0.058	0.049	0.105	-0.254	0.451
Tobin's Q	1,985	1.210	1.050	0.650	0.400	4.880
HCE	1,985	3.150	2.850	1.780	0.750	9.500
PCI	1,985	67.55	67.90	3.820	60.15	74.84
SIZE	1,985	27.85	27.70	1.650	24.50	31.20
LEV	1,985	0.510	0.530	0.220	0.050	0.890
AGE	1,985	2.950	2.900	0.600	1.610	4.050

Nguồn: Tính toán của tác giả từ Stata 17.0.

Kết quả thống kê mô tả cho thấy mẫu nghiên cứu có mức sinh lời vừa phải (ROA trung bình 5.8%) và được thị trường đánh giá tích cực (Tobin's Q trung bình 1.21). Quan trọng hơn, sự biến thiên lớn trong hiệu quả vốn nhân lực (HCE) và sự phân hóa rõ rệt về năng lực thể chế cấp tỉnh (PCI, dao động từ 60.15 đến 74.84 điểm) là cơ sở thực nghiệm vững chắc, cho phép kiểm định một cách có ý nghĩa các giả thuyết về tác động trực tiếp và vai trò điều tiết trong mô hình.

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

Bảng 3 trình bày ma trận tương quan giữa các biến nghiên cứu, đồng thời tích hợp các giá trị của hệ số nhân tử phóng đại phương sai (VIF) trên đường chéo chính để đánh giá mức độ đa cộng tuyến.

Bảng 3. Ma trận tương quan Pearson và Hệ số VIF

Biến	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
(1) ROA	-					
(2) HCE	0.218***	(1.25)				
(3) PCI	0.145**	0.112*	(1.18)			
(4) SIZE	0.189***	0.255***	0.310***	(1.35)		
(5) LEV	-0.152***	-0.089*	-0.121**	0.280***	(1.29)	
(6) AGE	0.031	0.055	0.098*	0.175***	0.067	(1.09)

***, **, và * lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%, 5%, và 10%.

Các giá trị trong ngoặc đơn trên đường chéo chính là hệ số VIF của các biến độc lập.

Nguồn: Tính toán của tác giả từ Stata 17.0.

Kết quả phân tích tương quan trong Bảng 3 cho thấy, hệ số tương quan giữa HCE và ROA là dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% ($r = 0.218$), cung cấp bằng chứng sơ bộ ủng hộ cho giả thuyết H1. Tương tự, PCI cũng có tương quan dương với ROA ($r = 0.145$, $p < 0.05$). Hầu hết các hệ số tương quan giữa các biến độc lập và biến kiểm soát đều ở mức thấp đến trung bình, cho thấy khả năng xảy ra đa cộng tuyến không cao.

Về vấn đề đa cộng tuyến, các giá trị VIF được trình bày trên đường chéo của Bảng 3 cung cấp một chẩn đoán chính xác hơn. Kết quả cho thấy giá trị VIF cao nhất là 1.35 của biến SIZE và tất cả các giá trị VIF khác đều thấp hơn đáng kể so với ngưỡng giới hạn phổ biến là 10 (Gujarati, 2003). Điều này khẳng định rằng hiện tượng đa cộng tuyến không phải là một vấn đề nghiêm trọng trong mô hình nghiên cứu.

4.3. Phân tích hồi quy

Kết quả hồi quy chính kiểm định các giả thuyết nghiên cứu được thể hiện chi tiết trong Bảng 4.

Bảng 4. Kết quả hồi quy tác động của HCE và vai trò điều tiết của PCI đến ROA

Biến	(1) FEM	(2) Driscoll-Kraay	(3) System GMM
HCE_it	0.028*** (0.009)	0.028*** (0.008)	0.031** (0.013)
PCI_it-1	0.003* (0.0017)	0.003 (0.0021)	0.004* (0.0023)
HCE_it * PCI_it-1	-0.0004** (0.00018)	-0.0004* (0.00021)	-0.0005** (0.00022)
SIZE_it	0.015** (0.006)	0.015** (0.007)	0.012* (0.007)
LEV_it	-0.061*** (0.020)	-0.061*** (0.022)	-0.058** (0.025)
AGE_it	0.005 (0.011)	0.005 (0.013)	0.003 (0.015)
Hằng số	-0.215** (0.105)	-0.215* (0.128)	-0.254* (0.140)
Quan sát	1,985	1,985	1,760
R-squared (within)	0.287	-	-
AR(1) p-value	-	-	0.031
AR(2) p-value	-	-	0.255
Hansen test p-value	-	-	0.198

Sai số chuẩn trong ngoặc đơn. ***, **, và * lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%, 5%, và 10%.

Nguồn: Tính toán của tác giả từ Stata 17.0.

Kết quả hồi quy cho thấy:

Thứ nhất, đối với giả thuyết H1, hệ số của biến HCE là dương và có ý nghĩa thống kê ở mức cao trên cả ba mô hình. Kết quả nhất quán này khẳng định rằng, sau khi kiểm soát các yếu tố khác, việc nâng cao hiệu quả sử dụng vốn nhân lực có tác động tích cực và đáng kể đến FP của các doanh nghiệp sản xuất tại Việt Nam. Do đó, giả thuyết H1 được ủng hộ.

Thứ hai, kết quả kiểm định giả thuyết H2 lại cho thấy một mối quan hệ phức tạp và nghịch lý. Hệ số của biến tương tác HCE * PCI_{t-1} là âm và có ý nghĩa thống kê. Kết quả này không ủng hộ giả thuyết H2 ban đầu, vốn kỳ vọng PCI sẽ đóng vai trò điều tiết tích cực. Thay vào đó, nó cho thấy một tác động điều tiết tiêu cực: tác động tích cực của HCE lên FP bị suy yếu khi doanh nghiệp hoạt động tại các tỉnh có chỉ số PCI của năm trước đó cao hơn. Việc sử dụng biến trễ của PCI càng làm cho kết quả này trở nên vững chắc, cho thấy tác động điều tiết tiêu cực không phải là một hiện tượng tức thời mà có độ trễ theo thời gian, củng cố cho lập luận về một cơ chế tác động có tính hệ thống.

Về các biến kiểm soát, kết quả cho thấy quy mô doanh nghiệp (SIZE) có tác động tích cực, trong khi đòn bẩy tài chính (LEV) có tác động tiêu cực đến FP. Những kết quả này phù hợp với lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm trước đây.

4.4. Kiểm định độ vững

Để đảm bảo rằng các kết quả chính của nghiên cứu không chỉ là đặc thù của một thước đo hay một mô hình cụ thể, chúng tôi tiến hành các kiểm định độ vững.

Kết quả hồi quy mô hình FEM với Tobin's Q là biến phụ thuộc cho thấy sự nhất quán đáng kể so với các kết quả phân tích chính. Hệ số của HCE vẫn dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% ($\beta = 0.085$), khẳng định tác động tích cực của HCE lên giá trị thị trường của doanh nghiệp. Quan trọng hơn, hệ số của biến tương tác HCE * PCI tiếp tục mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 5% ($\beta = -0.0015$). Điều này củng cố phát hiện nghịch lý rằng một môi trường thể chế cấp tính tốt hơn dường như làm suy yếu lợi tức (lần này là lợi tức về giá trị thị trường) từ HCE. Việc các kết quả vẫn nhất quán trên hai thước đo có bản chất khác nhau (kế toán và thị trường) cung cấp bằng chứng mạnh mẽ cho độ vững của các kết luận nghiên cứu.

Để làm rõ cơ chế đằng sau tác động điều tiết nghịch lý, chúng tôi phân rã chỉ số PCI tổng hợp và phân tích

vai trò của bốn chỉ số thành phần chính: «Tính minh bạch», «Chi phí không chính thức», «Thiết chế pháp lý», và «Cạnh tranh bình đẳng». Kết quả được trình bày trong Bảng 5.

Bảng 5. Phân tích vai trò điều tiết của các chỉ số thành phần PCI

Biến	(1) Tính minh bạch	(2) Chi phí không chính thức	(3) Thiết chế pháp lý	(4) Cạnh tranh bình đẳng
HCE	0.027*** (0.009)	0.029*** (0.009)	0.028*** (0.009)	0.026*** (0.008)
HCE * Component	-0.0007** (0.0003)	-0.0002 (0.0004)	0.0001 (0.0003)	-0.0011*** (0.0003)
Controls	Có	Có	Có	Có
Fixed Effects	Có	Có	Có	Có
Quan sát	1,985	1,985	1,985	1,985
R-squared (within)	0.291	0.288	0.288	0.295

Ghi chú: Biến 'Component' trong mỗi cột lần lượt đại diện cho các chỉ số thành phần: (1) Tính minh bạch, (2) Chi phí không chính thức, (3) Thiết chế pháp lý, và (4) Cạnh tranh bình đẳng.

Sai số chuẩn trong ngoặc đơn. ***, **, và * lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%, 5%, và 10%.

Nguồn: Tính toán của tác giả từ Stata 17.0.

Kết quả phân tích trong Bảng 5 cho thấy những phát hiện quan trọng:

Thứ nhất, tác động trực tiếp của HCE vẫn dương và có ý nghĩa thống kê cao trong tất cả các mô hình, một lần nữa khẳng định độ vững của giả thuyết H1.

Thứ hai, và quan trọng nhất, tác động điều tiết tiêu cực không xuất hiện đồng đều ở tất cả các thành phần. Đáng chú ý nhất, kết quả ở cột (4) cho thấy hệ số tương tác giữa HCE và chỉ số “Cạnh tranh bình đẳng” là âm và có ý nghĩa thống kê ở mức cao nhất ($\beta = -0.0011$, $p < 0.01$). Điều này gợi ý rằng chính môi trường cạnh tranh lành mạnh và gay gắt hơn ở các tỉnh có PCI cao là cơ chế chính yếu làm suy giảm lợi tức biên từ vốn nhân lực.

Tương tự, cột (1) cho thấy chỉ số “Tính minh bạch” cũng có vai trò điều tiết tiêu cực ($\beta = -0.0007$, $p < 0.05$). Môi trường minh bạch hơn có thể làm tăng khả năng so sánh của người lao động về các cơ hội việc làm, gia tăng sự cạnh tranh trên thị trường lao động và làm giảm khả năng doanh nghiệp thu được lợi nhuận “độc quyền” từ nguồn nhân lực của mình.

Ngược lại, các biến tương tác với “Chi phí không chính thức” (cột 2) và “Thiết chế pháp lý” (cột 3) lại không có ý nghĩa thống kê. Điều này không có nghĩa là các yếu tố này không quan trọng, mà nó cho thấy chúng không phải là tác nhân chính gây ra tác động điều tiết tiêu cực. Việc giảm chi phí không chính thức hay cải thiện thiết chế pháp lý có thể mang lại lợi ích chung cho tất cả doanh nghiệp, nhưng chúng không tạo ra áp lực cạnh tranh đủ lớn để làm suy yếu mối quan hệ HCE-FP như cách mà “Cạnh tranh bình đẳng” và “Tính minh bạch” đã tạo ra.

Như vậy, nghiên cứu của chúng tôi mang đến hai phát hiện chính. Thứ nhất, kết quả tái khẳng định mạnh mẽ tác động tích cực của HCE lên FP, phù hợp với Lý thuyết Dựa trên Nguồn lực và các công trình thực nghiệm trước đó tại Việt Nam và trên thế giới (Chen & cộng sự, 2005; Nguyen, 2023; Zhang & cộng sự, 2021). Tuy nhiên, phát hiện thứ hai, và cũng là đóng góp cốt lõi lại cho thấy một vai trò điều tiết nghịch lý của năng lực thể chế cấp tỉnh, qua đó thách thức giả định phổ biến rằng một môi trường tốt hơn luôn đóng vai trò xúc tác tích cực (Iroth & cộng sự, 2023).

Phát hiện nghịch lý này có thể được lý giải thông qua “hiệu ứng cạnh tranh lấn át” trong bối cảnh kinh tế Việt Nam. Các tỉnh có chỉ số PCI cao của năm trước (PCI_{t-1}) không chỉ là nơi có thủ tục hành chính thuận lợi mà còn là những trung tâm kinh tế năng động, thu hút mạnh mẽ đầu tư và doanh nghiệp trong năm tiếp theo. Điều này dẫn đến một môi trường cạnh tranh vô cùng gay gắt trên hai mặt trận:

(i) Cạnh tranh trên thị trường lao động: Sự tập trung của nhiều doanh nghiệp tại các tỉnh có thể chế tốt làm gia tăng cuộc cạnh tranh gay gắt trên thị trường lao động. Để thu hút và giữ chân lao động chất lượng cao,

các doanh nghiệp buộc phải trả chi phí nhân sự cao hơn, làm tăng mẫu số trong công thức tính HCE (VA/HC) và do đó làm giảm lợi tức biên thu được từ mỗi đồng đầu tư vào vốn nhân lực.

(ii) Cạnh tranh trên thị trường sản phẩm: Môi trường cạnh tranh bình đẳng và minh bạch hơn làm giảm khả năng doanh nghiệp thu được lợi nhuận siêu ngạch. Lợi ích từ việc tăng năng suất lao động (HCE cao) khó có thể chuyển hóa hoàn toàn thành lợi nhuận cao hơn vì doanh nghiệp phải liên tục cạnh tranh về giá và chất lượng.

Do đó, một môi trường thể chế tốt của năm trước thể hiện một tác động kép trong năm sau: vừa là yếu tố thu hút doanh nghiệp, vừa là nguồn gốc của các áp lực cạnh tranh, qua đó làm suy yếu mối quan hệ HCE-FP. Việc kết quả vẫn nhất quán khi sử dụng biến trễ PCI_{t-1} đã củng cố mạnh mẽ cho cơ chế giải thích này.

5. Kết luận và đóng góp

5.1. Kết luận

Bằng cách phân tích dữ liệu bảng của 225 doanh nghiệp sản xuất niêm yết tại Việt Nam giai đoạn 2015-2024, nghiên cứu đã tiến hành kiểm định tác động của hiệu quả vốn nhân lực (HCE) và vai trò điều tiết của năng lực thể chế cấp tỉnh đến hiệu quả tài chính (FP). Để tăng tính vững chắc và phản ánh độ trễ trong tác động chính sách, mô hình đã sử dụng chỉ số PCI trễ một kỳ (PCI_{jt-1}) làm biến điều tiết. Thông qua mô hình FEM và các kiểm định độ vững chắc chẽ (bao gồm System GMM, thước đo Tobin's Q và phân rã chỉ số thành phần), nghiên cứu đi đến hai kết luận quan trọng.

Thứ nhất, kết quả tái khẳng định một cách vững chắc rằng HCE là động lực cốt lõi, có tác động tích cực và ý nghĩa thống kê đến FP của doanh nghiệp, phù hợp với Lý thuyết Dựa trên Nguồn lực.

Tuy nhiên, và là phát hiện trung tâm, nghiên cứu cung cấp bằng chứng mạnh mẽ về vai trò điều tiết tiêu cực của PCI_{jt-1}: tác động tích cực của HCE lên FP bị suy yếu đáng kể tại các doanh nghiệp hoạt động ở những địa phương có môi trường thể chế tốt hơn trong năm trước. Phân tích sâu hơn cho thấy cơ chế này chủ yếu bắt nguồn từ áp lực cạnh tranh gia tăng, thể hiện rõ nhất qua các chỉ số thành phần 'Cạnh tranh bình đẳng' và 'Tính minh bạch'.

5.2. Đóng góp của nghiên cứu

Về mặt lý thuyết, nghiên cứu của chúng tôi làm phong phú thêm sự giao thoa giữa Lý thuyết Dựa trên Nguồn lực và Lý thuyết Thể chế. Thay vì chỉ xác nhận vai trò xúc tác tích cực của môi trường thể chế như các nghiên cứu trước đây, chúng tôi cung cấp bằng chứng thực nghiệm về một "hiệu ứng cạnh tranh lẫn át". Cụ thể, các khía cạnh tích cực của thể chế (như cạnh tranh bình đẳng) cũng chính là yếu tố làm giảm lợi tức từ các nguồn lực nội tại của doanh nghiệp. Phát hiện này bổ sung một góc nhìn phản biện cho giả định về mối quan hệ tương tác tuyến tính và gợi mở một hướng đi mới, cho thấy giá trị của nguồn lực không phải lúc nào cũng được gia tăng một cách tương ứng trong môi trường tốt nhất.

Về mặt thực tiễn, kết quả của chúng tôi cung cấp một góc nhìn chiến lược cho các nhà quản trị. Việc lựa chọn địa điểm kinh doanh không chỉ nên dựa vào chất lượng thể chế tổng thể, mà còn phải cân nhắc đến khả năng đối mặt với áp lực cạnh tranh gia tăng về nhân lực và thị trường. Doanh nghiệp cần xây dựng các chiến lược quản trị nhân sự tốt và năng lực cạnh tranh cốt lõi đủ mạnh để có thể thực sự hưởng lợi từ môi trường kinh doanh thuận lợi, thay vì bị chính sự cạnh tranh đó làm suy giảm lợi nhuận.

Đối với các nhà hoạch định chính sách, nghiên cứu hàm ý rằng việc cải thiện chỉ số PCI là cần thiết nhưng chưa đủ. Chính quyền địa phương cần nhận thức rằng một môi trường cạnh tranh hơn cũng đặt ra thách thức mới cho doanh nghiệp. Do đó, các chính sách hỗ trợ nên được thiết kế không chỉ để cải thiện môi trường kinh doanh, mà còn để nâng cao năng lực cạnh tranh nội tại của doanh nghiệp, giúp họ thích ứng và phát triển trong bối cảnh cạnh tranh ngày càng gay gắt.

Tài liệu tham khảo

- Barney, J. (1991). Firm resources and sustained competitive advantage. *Journal of Management*, 17(1), 99–120. <https://doi.org/10.1177/014920639101700108>
- Chen, M. C., Cheng, S. J., & Hwang, Y. (2005). An empirical investigation of the relationship between intellectual capital and firms' market value and financial performance. *Journal of Intellectual Capital*, 6(2), 159–176. <https://doi.org/10.1108/14691930510592771>
- Clarke, M., Seng, D., & Whiting, R. H. (2011). Intellectual capital and firm performance in Australia. *Journal of Intellectual Capital*, 12(4), 505–530. <https://doi.org/10.1108/14691931111181706>
- Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549–560.
- Gujarati, D. N. (2003). *Data disk to accompany Basic Econometrics* (4th ed.). McGraw-Hill.
- Immanuel, C., & Dewi, S. P. (2021). Analysis of factors affecting firm performance moderated by competitive strategies. *Jurnal Akuntansi*, 22(1), 1-18. <https://doi.org/10.36452/akunukd.v22i1.2531>
- Iroth, R., Budiarto, N., & Rondonuwu, S. (2023). The effect of intellectual capital on financial performance in non-cyclical consumer sector companies listed in idx. *Journal of Contemporary Accounting*, 5(3), 155-162. <https://doi.org/10.20885/jca.vol5.iss3.art3>
- Kumala, L., Hariyanti, W., & Siddiq, F. (2023). The influence of intellectual capital on banking financial performance. *Journal of Business and Information Systems*, 5(1), 43-52. <https://doi.org/10.36067/jbis.v5i1.163>
- Nguyen, N. T. (2023). Intellectual capital and financial performance of industrial firms in emerging countries: Empirical evidence from Vietnam. *Global Business & Finance Review (GBFR)*, 28(2), 107-122.
- North, D. C. (1990). *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge University Press.
- Ognjanović, J., Slavković, M., & Bugarčić, M. (2023). Managing employee performance in the agricultural sector: Importance of human capital development. *Ekonomika Poljoprivrede*, 70(1), 237-252. <https://doi.org/10.59267/ekopolj23012370>
- Peng, M. W., Wang, D. Y., & Jiang, Y. (2008). An institution-based view of international business strategy: A focus on emerging economies. *Journal of International Business Studies*, 39(5), 920–936. <https://doi.org/10.1057/palgrave.jibs.8400377>
- Pulic, A. (2000). VAIC™ – an accounting tool for IC management. *International Journal of Technology Management*, 20(5-8), 702–714. <https://doi.org/10.1504/IJTM.2000.002891>
- Shah, S., Lai, F., Tahir, M., Shad, M., Hamad, S., & Ali, S. (2024). Intellectual capital and financial performance: Does board size and independent directors matter? An empirical enquiry. *Journal of Islamic Accounting and Business Research*, 18(2), 107-119. <https://doi.org/10.1108/jiabr-02-2023-0043>
- Vietnam Chamber of Commerce and Industry (VCCI) and United States Agency for International Development (USAID). (2023). *The Provincial Competitiveness Index 2022: A resilient and adaptive private sector*. Hanoi, Vietnam.
- Vo, D. H., & Tran, N. P. (2021). Intellectual capital and bank performance in Vietnam. *Managerial Finance*, 47(8), 1094-1106.
- Yousaf, M. (2024). Human capital efficiency and firm performance of quality-certified firms from efqm excellence model: A dynamic panel data study. *Organizacija*, 57(2), 151-164. <https://doi.org/10.2478/orga-2024-0011>
- Zhang, X. B., Duc, T. P., Burgos Mutuc, E., & Tsai, F. S. (2021). Intellectual capital and financial performance: Comparison with financial and pharmaceutical industries in Vietnam. *Frontiers in Psychology*, 12, Article 595615.

*Tác giả liên hệ: Phạm Huy Hùng - Email: phamhuyhung0302@gmail.com

TỶ LỆ NẮM GIỮ TIỀN MẶT VÀ GIÁ TRỊ DOANH NGHIỆP TRONG BỐI CẢNH HẠN CHẾ TÀI CHÍNH

Dương Thị Thùy An

Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

Email: andtt@hub.edu.vn

Mã bài: JED-2611

Ngày nhận: 12/08/2025

Ngày nhận bản sửa: 11/10/2025

Ngày duyệt đăng: 22/10/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2611

Tóm tắt:

Nghiên cứu này xem xét mối quan hệ giữa tỷ lệ nắm giữ tiền mặt (TM) và giá trị doanh nghiệp (Q) trong điều kiện tồn tại hạn chế tài chính (HCTC) cho các doanh nghiệp tại Việt Nam. Dữ liệu thu thập từ 480 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội giai đoạn 2014–2024. Mô hình nghiên cứu mang tính phi tuyến, sử dụng hạn chế tài chính làm biến điều tiết và ước lượng bằng phương pháp System GMM (SGMM) với sai số được hiệu chỉnh Windmeijer. Kết quả cho thấy khi không xét đến hạn chế tài chính, tiền mặt không ảnh hưởng đến giá trị doanh nghiệp. Tuy nhiên, khi đưa hạn chế tài chính vào mô hình, mối quan hệ giữa tiền mặt và giá trị doanh nghiệp trở nên phi tuyến. Với nhóm doanh nghiệp ít bị hạn chế tài chính, quan hệ này có dạng chữ U; ngược lại, với nhóm chịu hạn chế tài chính, quan hệ chuyển sang hình chữ U ngược cho thấy sự tồn tại của một mức tiền mặt tối ưu. Nghiên cứu có ba hàm ý: (i) chính sách tiền mặt cần tùy chỉnh theo mức ràng buộc; (ii) nhà đầu tư nên đánh giá tiền mặt trong bối cảnh hạn chế tài chính; (iii) cơ quan quản lý hỗ trợ tiếp cận vốn cho doanh nghiệp nhỏ.

Từ khóa: Tỷ lệ nắm giữ tiền mặt, giá trị doanh nghiệp, Tobin's Q, hạn chế tài chính.

Mã JEL: G32, G38.

Cash holding ratio and firm value under financial constraints

Abstract:

This study examines the relationship between the cash-holding ratio (CH) and firm value (FV) under the presence of financial constraints in Vietnam. The sample comprises 480 non-financial firms listed on the Ho Chi Minh Stock Exchange and the Hanoi Stock Exchange from 2014 to 2024. This research specifies a nonlinear model with financial constraints as a moderating variable and estimates it using two-step System GMM with Windmeijer-corrected standard errors. The results show that, when financial constraint is not considered, CH has no discernible effect on FV. However, when financial constraint is taken into consideration, the CH & FV relationship becomes nonlinear: for less-constrained firms it is U-shaped, whereas for constrained firms it turns inverted-U—implying an optimal level of cash holdings. Policy implications are proposed in three aspects: (i) firms' cash policies should be tailored to their constraint status; (ii) investors should interpret cash positions in the context of financial constraint; (iii) regulators should facilitate access to external financing, particularly for smaller firms.

Keywords: Cash holding ratio, firm's value, Tobin's Q, financial constraints.

JEL Codes: G32, G38.

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh kinh tế Việt Nam những năm gần đây, doanh nghiệp đối mặt nhiều bất ổn vĩ mô như đại dịch COVID-19, khủng hoảng địa chính trị, hay thắt chặt tiền tệ (Võ Xuân Vinh & Trần Hà Giang, 2017; Phạm Tiến Đạt, 2021; Nguyễn Văn Hà, 2024). Điều này đòi hỏi quản trị tài chính linh hoạt, trong đó quản lý tiền mặt là ưu tiên để duy trì thanh khoản và giảm rủi ro (Trần Mạnh Hà, 2024a). Tại Việt Nam, một số nghiên cứu đã ghi nhận tác động tích cực hoặc phi tuyến của tiền mặt (TM) tới hiệu quả hoạt động (Phan Trần Minh Hưng, 2022; Trần Mạnh Hà, 2024b), tuy nhiên phần lớn chưa xem xét đến vai trò của hạn chế tài chính (HCTC). Các doanh nghiệp bị hạn chế tài chính thường tích trữ tiền mặt như một bộ đệm để tránh chi phí tài trợ cao và giảm bớt sự gián đoạn đầu tư. Các doanh nghiệp ít bị hạn chế tài chính đồng nghĩa với việc dễ dàng tiếp cận nguồn vốn bên ngoài thì việc giữ tiền mặt có thể là dấu hiệu của sự quản lý kém, thiếu các dự án khả thi. Sự bất đối xứng này cho thấy tác động của tiền mặt lên giá trị doanh nghiệp (Q) không mang tính đồng nhất mà phụ thuộc vào mức độ linh hoạt tài chính của doanh nghiệp. Tuy nhiên, các nghiên cứu thực nghiệm kiểm định vai trò điều tiết của hạn chế tài chính, đặc biệt dưới góc nhìn phi tuyến, vẫn còn khan hiếm, nhất là tại thị trường đang phát triển như Việt Nam. Đây chính là khoảng trống mà nghiên cứu này hướng đến làm rõ.

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu bảng gồm 480 doanh nghiệp niêm yết phi tài chính tại Việt Nam từ năm 2014 - 2024, với phương pháp ước lượng SGMM hai bước với hiệu chỉnh Windmeijer, kiểm định tác động của tiền mặt lên giá trị doanh nghiệp trong bối cảnh hạn chế tài chính. Kết quả chính của nghiên cứu đã chỉ ra rằng khi chưa xét đến các hạn chế tài chính, tiền mặt không có tác động lên giá trị doanh nghiệp. Khi xét đến hạn chế tài chính, tác động của tiền mặt trở nên phi tuyến và đảo chiều theo trạng thái ở doanh nghiệp ít bị hạn chế, tiền mặt ban đầu làm giảm giá trị doanh nghiệp rồi tăng trở lại sau một ngưỡng; còn ở doanh nghiệp bị hạn chế, tiền mặt ban đầu làm tăng giá trị doanh nghiệp nhưng vượt ngưỡng thì làm giá trị doanh nghiệp giảm.

Nghiên cứu đóng góp theo ba khía cạnh. Thứ nhất, về học thuật, kết quả khẳng định vai trò điều tiết của hạn chế tài chính trong mối quan hệ TM-Q dưới góc nhìn phi tuyến, giúp mở rộng lý thuyết về giá trị biên của tiền mặt. Thứ hai, về phương pháp, nghiên cứu sử dụng dữ liệu dài hạn, kiểm soát chặt chẽ yếu tố nội sinh và hiệu ứng thời gian, nâng cao độ tin cậy. Thứ ba, về thực tiễn, kết quả cho thấy ngưỡng tiền mặt tối ưu thay đổi theo trạng thái hạn chế tài chính, cung cấp căn cứ để doanh nghiệp điều chỉnh chính sách dự trữ, nhà đầu tư đánh giá giá trị, và cơ quan quản lý xây dựng khuyến nghị phù hợp.

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

2. Lược khảo các nghiên cứu trước

2.1. Các lý thuyết nền tảng liên quan

Nhìn tổng quát, các lý thuyết về tiền mặt và hệ quả đối với giá trị doanh nghiệp tạo thành một khung liên kết giữa động cơ, chi phí và hạn chế tài chính. Thứ nhất, theo lý thuyết ưu tiên thanh khoản của Keynes, doanh nghiệp giữ tiền để phục vụ giao dịch và phòng ngừa các cú sốc dòng tiền. Lợi ích của nguồn thanh khoản nội bộ càng lớn khi việc huy động vốn bên ngoài khó hoặc đắt đỏ (Keynes, 1936). Thứ hai, lý thuyết trật tự phân hạng nhấn mạnh doanh nghiệp ưu tiên vốn nội bộ trước khi vay nợ hay phát hành cổ phiếu, nên có xu hướng tích lũy tiền để tài trợ các dự án có giá trị hiện tại ròng (NPV) dương mà không phải gánh chi phí thông tin trên thị trường vốn (Myers & Majluf, 1984). Thứ ba, góc nhìn chi phí đại diện cho rằng dòng tiền tự do lớn dễ dẫn tới đầu tư kém hiệu quả hoặc chi tiêu đặc quyền của nhà quản lý, làm bào mòn giá trị cổ đông (Jensen, 1986). Từ các lực tác động ngược chiều đó hình thành mối quan hệ đánh đổi, mức tiền mặt tối ưu phải cân bằng lợi ích và chi phí, dẫn đến mối quan hệ phi tuyến giữa tiền mặt và giá trị/hiệu quả doanh nghiệp (Opler & cộng sự, 1999). Bolton & cộng sự (2011) thêm hạn chế tài chính vào khung phân tích tiền mặt tối ưu và cho thấy khi doanh nghiệp bị hạn chế tài chính, chính sách tiền mặt tối ưu vận hành theo cơ chế “rào cản kép”. Cụ thể, tích lũy khi thanh khoản xuống dưới ngưỡng để tránh chi phí huy động cao, và phân phối/đầu tư khi vượt ngưỡng để hạn chế chi phí đại diện. Như vậy hạn chế tài chính làm thay đổi giá trị biên của tiền mặt, khi hạn chế tài chính cao, mỗi đồng tiền mặt giúp tránh chi phí huy động đắt đỏ và ngừa gián đoạn đầu tư nên giá trị tăng; nhưng nếu tích trữ quá mức, chi phí cơ hội và rủi ro đại diện lấn

át, giá trị giảm. Khi hạn chế tài chính thấp, ở mức tiền mặt thấp–trung bình, thị trường có thể hiểu là thiếu dự án tốt hay thiếu kỷ luật phân bổ vốn, giá trị giảm; đến khi dự trữ đủ lớn, tiền mặt phát huy vai trò “quyền chọn thanh khoản”, giảm rủi ro pha loãng vốn và giá trị tăng.

2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm

Quyết định nắm giữ tiền mặt phản ánh sự đánh đổi giữa lợi ích và chi phí. Ở phía lợi ích, tiền mặt giúp doanh nghiệp phản ứng linh hoạt trước bất định và tận dụng cơ hội đầu tư khi tài trợ bên ngoài đắt đỏ (Opler & cộng sự, 1999; Denis & Sibilkov, 2010). Tuy nhiên, tích trữ tiền quá mức có thể làm tăng chi phí cơ hội và rủi ro đại diện, đặc biệt ở doanh nghiệp quản trị yếu (Jensen, 1986; Dittmar & Mahrt-Smith, 2007). Từ đó, nhiều nghiên cứu phát hiện mối quan hệ phi tuyến. Tiền mặt ban đầu giúp tăng hiệu quả, nhưng khi vượt ngưỡng, lợi ích giảm dần và bị chi phí lấn át (Nguyễn Thành Cường & Nguyễn Thị Hồng Nhung, 2022; Trần Mạnh Hà, 2024b). Từ phân tích trên, tác giả đề xuất giả thuyết nghiên cứu H1:

H1: Tiền mặt có tác động phi tuyến hình chữ U ngược lên giá trị doanh nghiệp.

Tuy nhiên, hiệu ứng tiền mặt không đồng nhất giữa các doanh nghiệp vì bị chi phối mạnh bởi mức độ hạn chế tài chính. Trên nền tảng lý thuyết ưu tiên thanh khoản và trật tự phân hạng, tiền mặt có giá trị cao hơn đối với doanh nghiệp bị hạn chế tài chính do các doanh nghiệp này thường khó tiếp cận vốn bên ngoài, nên họ có xu hướng tích lũy tiền mặt để phòng ngừa và duy trì đầu tư, do đó tiền mặt có tác động tích cực lên giá trị doanh nghiệp (Denis & Sibilkov, 2010; Chang & cộng sự, 2017). Tuy nhiên khi tiền mặt vượt một ngưỡng nhất định, chi phí đại diện lấn át lợi ích làm giảm tác động biên của tiền mặt lên giá trị doanh nghiệp. Trạng thái này dẫn đến quan hệ chữ U ngược. Tiền mặt ban đầu giúp tăng giá trị doanh nghiệp nhưng sau đó làm giảm do chi phí gia tăng (Denis & Sibilkov, 2010; Chang & cộng sự, 2017). Từ phân tích trên, tác giả đề xuất giả thuyết nghiên cứu H2:

H2: Với các doanh nghiệp bị hạn chế tài chính, mối quan hệ giữa tiền mặt và giá trị doanh nghiệp có dạng chữ U ngược.

Ngược lại, ở nhóm doanh nghiệp ít bị hạn chế tài chính, tiếp cận nguồn vốn bên ngoài dễ dàng nên giá trị cận biên của tiền mặt ban đầu thấp. Với các doanh nghiệp này, gia tăng tiền mặt có thể là dấu hiệu doanh nghiệp thiếu dự án khả thi hoặc đang quản trị kém, dẫn tới giá trị giảm (Sengül & cộng sự, 2025). Tuy nhiên, khi tích lũy tiền mặt đủ lớn, tiền mặt tạo quyền chọn thanh khoản để chớp thời cơ đầu tư đúng lúc, giảm chi phí phát hành và rủi ro pha loãng khi thị trường biến động, nâng sức chống chịu trước cú sốc (Chang & cộng sự, 2017). Ở giai đoạn này, lợi ích của tiền mặt vượt khỏi chi phí đại diện, làm tăng giá trị doanh nghiệp trở lại. Từ phân tích trên, tác giả đề xuất giả thuyết nghiên cứu H3:

H3: Với các doanh nghiệp ít bị hạn chế tài chính, mối quan hệ giữa tiền mặt và giá trị doanh nghiệp có dạng chữ U.

Tóm lại, các giả thuyết trên cho rằng ảnh hưởng của tiền mặt lên giá trị doanh nghiệp không những phi tuyến, mà còn phụ thuộc vào trạng thái hạn chế tài chính, với các dạng chữ U ngược hoặc chữ U tương ứng. Cơ chế điều tiết này là trọng tâm cần kiểm định trong nghiên cứu.

3. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên nền tảng lý thuyết đánh đổi, lý thuyết trật tự phân hạng và các nghiên cứu thực nghiệm như Denis & Sibilkov (2010), Phan Trần Minh Hưng (2022), mô hình nghiên cứu được thiết lập nhằm kiểm định tác động của tiền mặt lên giá trị doanh nghiệp, đồng thời xem xét vai trò điều tiết của hạn chế tài chính như sau:

$$Q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TM_{it} + \alpha_2 TM_{it}^2 + \sum_k \gamma_k X_{kit} + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Đề đo lường tác động điều tiết của hạn chế tài chính, mô hình nghiên cứu mở rộng như sau:

$$Q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TM_{it} + \alpha_2 TM_{it}^2 + \alpha_3 (TM_{it} \times HCTC_{it}) + \alpha_4 (TM_{it}^2 \times HCTC_{it}) + \sum_k \gamma_k X_{kit} + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Trong đó, Q_{it} là giá trị của doanh nghiệp i tại thời điểm t ; TM_{it} là tỷ lệ nắm giữ tiền mặt; TM_{it}^2 là bình phương tỷ lệ nắm giữ tiền mặt, phản ánh quan hệ phi tuyến; $HCTC_{it}$ là chỉ số hạn chế tài chính; X_{kit} là vector gồm các biến kiểm soát như dòng tiền hoạt động, tăng trưởng doanh thu, đòn bẩy tài chính, tỷ suất sinh lời trên tài sản, quy mô doanh nghiệp, và tỷ lệ tài sản cố định; φ_t thể hiện hiệu ứng cố định theo thời gian; ϵ_{it} là

sai số ngẫu nhiên.

3.2. Giải thích các biến và cách đo lường

Biến Tobin's Q được dùng rộng rãi làm thước đo giá trị doanh nghiệp khi nghiên cứu tiền mặt, hạn chế tài chính và đầu tư (Almeida & Campello, 2007; Bates & cộng sự, 2009). Thêm vào đó, trong bối cảnh thị trường mới nổi, giá trị doanh nghiệp phản ánh tốt tùy chọn tăng trưởng và kỳ vọng nhà đầu tư (Almeida & cộng sự, 2004; Denis & Sibilkov, 2010).

Biến tỷ lệ nắm giữ tiền mặt phản ánh mức độ thanh khoản của doanh nghiệp (Almeida & cộng sự, 2014; Bates & cộng sự, 2009). Biến dòng tiền hoạt động phản ánh năng lực tạo vốn nội bộ—nguồn tài trợ thay thế cho tiền mặt—nên có thể chi phối đồng thời quyết định dự trữ và định giá (Bates & cộng sự, 2006; Dittmar & Mahrt-Smith, 2007; Denis & Sibilkov, 2010; Anderson & Hamadi, 2016). Biến tốc độ tăng trưởng doanh thu được dùng để tách hiệu ứng thanh khoản khỏi quán tính tăng trưởng và khác biệt chu kỳ, được nhiều nghiên cứu sử dụng khi ước lượng giá trị biên của tiền mặt (Denis & Sibilkov, 2010; Lee & Park, 2016). Biến đòn bẩy tài chính kiểm soát cấu trúc vốn, bỏ qua biến này dễ khiến giá trị biên của tiền mặt bị chệch do lợi ích của tiền mặt có thể chảy sang chủ nợ ở doanh nghiệp nợ cao—một cơ chế thường được đo lường qua tương tác tiền mặt và đòn bẩy (Denis & Sibilkov, 2010; Dittmar & Mahrt-Smith, 2007; Chang & cộng sự, 2017). Biến ROA giúp cô lập giá trị biên của tiền khỏi hiệu ứng hoạt động (Dittmar & Mahrt-Smith, 2007; Denis & Sibilkov, 2010). Biến quy mô doanh nghiệp đại diện cho lợi thế theo quy mô, mức bao phủ thông tin và giám sát thị trường (Anderson & Hamadi, 2016; Denis & Sibilkov, 2010). Biến tỷ lệ tài sản cố định/tổng tài sản đo khả năng thế chấp và ma sát tài chính. Doanh nghiệp có tài sản cố định lớn thường tiếp cận vốn rẻ hơn (Almeida & Campello, 2007; Denis & Sibilkov, 2010).

Biến điều tiết hạn chế tài chính phản ánh tình trạng doanh nghiệp gặp khó khăn trong việc tiếp cận nguồn vốn bên ngoài do các khiếm khuyết của thị trường vốn như bất cân xứng thông tin hoặc rủi ro đạo đức (Almeida & cộng sự, 2014). Có nhiều cách đo lường hạn chế tài chính được phát triển từ lý thuyết thị trường không hoàn hảo và trật tự phân hạng. Một cách phổ biến là độ nhảy tiền mặt theo dòng tiền—tức tỷ lệ dòng tiền gia tăng được doanh nghiệp giữ lại dưới dạng tiền mặt (Almeida & cộng sự, 2004). Khi bị hạn chế tài chính, doanh nghiệp có xu hướng tích lũy tiền nhiều hơn để phòng ngừa rủi ro gián đoạn đầu tư, do đó độ nhảy này sẽ dương. Độ nhảy được ước lượng qua mô hình sau:

$$\Delta Cash_i = \alpha + \beta \times CashFlow_i + \varepsilon_i$$

Trong đó, hệ số $\beta > 0$ phản ánh doanh nghiệp bị hạn chế tài chính. Tuy nhiên, phương pháp này chỉ ước lượng một hệ số tĩnh cho toàn giai đoạn, không phản ánh được biến động hạn chế tài chính theo thời gian và đòi hỏi chuỗi dữ liệu dài để tính toán hệ số β động, điều mà dữ liệu nghiên cứu hiện tại chưa đáp ứng được. Tương tự, các chỉ số KZ (Kaplan & Zingales, 1997) và WW (Whited & Wu, 2006) có hệ số gốc được xây dựng từ dữ liệu Mỹ từ hơn hai thập kỷ trước, trong bối cảnh thể chế và đặc điểm doanh nghiệp rất khác so với Việt Nam, làm giảm độ phù hợp. Do đó, nghiên cứu này lựa chọn hai biến giả là quy mô và mức chi trả cổ tức để đo lường hạn chế tài chính (Almeida & Campello, 2007; Denis & Sibilkov, 2010). Đây là hai đặc điểm phản ánh trực tiếp khả năng tiếp cận vốn bên ngoài và năng lực tài chính nội tại của doanh nghiệp, đồng thời phù hợp với điều kiện dữ liệu tại Việt Nam. Quy mô phản ánh mức độ tiếp cận thị trường vốn. Doanh nghiệp nhỏ thường đối mặt ma sát thông tin lớn hơn và chi phí huy động cao hơn, nên bị ràng buộc nhiều hơn. Đồng thời, mức chi trả cổ tức là tín hiệu “dư địa tài chính”. Doanh nghiệp ít/không chi trả thường phải tiết kiệm dòng tiền để tài trợ đầu tư, hàm ý hạn chế tài chính. Bảng 1 tóm tắt các biến và cách đo lường.

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu bảng bao gồm 480 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên sàn chứng khoán HOSE và HNX của Việt Nam giai đoạn từ 2014 đến 2024, được thu thập từ cơ sở dữ liệu FinPro-X. Các dữ liệu được làm sạch, loại bỏ giá trị ngoại lai (outliers) bằng phương pháp Winsorization nhằm nâng cao tính tin cậy của kết quả.

4. Kết quả định lượng

4.1. Thống kê mô tả và phân tích tương quan

Bảng 2 trình bày kết quả thống kê mô tả, cho thấy Q trung bình là 1,038, thể hiện các doanh nghiệp có giá trị thị trường trung bình vượt nhẹ so với giá trị sổ sách. TM bình quân là 10,1%, với sự phân tán khá cao

Bảng 1. Danh mục các biến và cách đo lường

Biến	Đo lường	Ký hiệu
Giá trị doanh nghiệp	Tobin's Q	Q
Tỷ lệ tiền mặt	Tiền và tương đương tiền/tổng tài sản	TM
Dòng tiền hoạt động	Dòng tiền thuần từ hoạt động kinh doanh/tổng tài sản bình quân	DTHĐ
Tăng trưởng doanh thu	Tỷ lệ tăng trưởng doanh thu hàng năm	TTDT
Đòn bẩy tài chính	Nợ/trên tổng tài sản	ĐBTC
ROA	Lợi nhuận ròng/tổng tài sản	ROA
Quy mô	Tổng tài sản (tỷ đồng), logarit tự nhiên	QM
Tỷ lệ tài sản cố định	Tài sản cố định/ tổng tài sản	TSCĐ
HCTC1	Biến giả thể hiện doanh nghiệp qui mô thấp hơn giá trị trung vị thì nhận giá trị 1	HCTC1
HCTC2	Biến giả, thể hiện doanh nghiệp không trả cổ tức tiền mặt thì nhận giá trị 1.	HCTC2

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

(độ lệch chuẩn 10,8%) và dao động rộng (0% - 96,1%), cho thấy sự đa dạng lớn về hành vi quản trị tiền mặt giữa các doanh nghiệp. Dòng tiền hoạt động có mức độ biến thiên rất cao (độ lệch chuẩn lên tới 79%), phản ánh sự khác biệt lớn trong hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp trong mẫu. Tỷ lệ tăng trưởng doanh thu trung bình là 5,4%, nhưng có biên độ dao động lớn. Đòn bẩy tài chính trung bình ở mức 46%, cho thấy cơ cấu nợ tương đối cao của các doanh nghiệp trong mẫu nghiên cứu. Ngoài ra, biến ROA có giá trị trung bình là 6,6%, biến thiên lớn, chứng tỏ sự đa dạng lớn trong khả năng sinh lời.

Bảng 3 trình bày tương quan Pearson giữa các biến. Hầu hết các cặp biến không có hệ số tương quan đáng kể, ngoại trừ hệ số tương quan giữa QM và HCTC1. Do đó chúng tôi tiếp tục kiểm định đa cộng tuyến và trình bày ở Bảng 4. VIF cao nhất là 2,05, thể hiện rằng hiện tượng đa cộng tuyến là không đáng kể.

4.2. Kết quả ước lượng bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất, tác động ngẫu nhiên, và tác động cố định cho dữ liệu bảng và các kiểm định

Bảng 5 trình bày kết quả hồi quy từ phương pháp bình phương nhỏ nhất (POLS), tác động ngẫu nhiên (RE), và tác động cố định (FE) cho dữ liệu bảng cho thấy hệ số của TM đều dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, hàm ý rằng việc tăng TM ban đầu giúp cải thiện giá trị doanh nghiệp của doanh nghiệp. Tuy nhiên, hệ số của TM bình phương lại âm và có ý nghĩa thống kê, cho thấy mối quan hệ phi tuyến dạng hình chữ U ngược giữa TM và Q. Các kiểm định cho thấy: (i) kiểm định Hausman bác bỏ giả thuyết H_0 và khẳng định mô hình FE phù hợp hơn RE; (ii) kiểm định Breusch & Pagan Lagrangian khẳng định dữ liệu có đặc điểm bảng; (iii) kiểm định Modified Wald và Wooldridge cho thấy tồn tại hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan; (iv) kiểm định Breusch-Pagan LM chỉ ra sai số có thể tương quan chéo giữa các đơn vị.

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến

	N	Mean	SD	Min	Max	Skewness	Kurtosis
Q	5.280	1,038	0,203	0,456	3,591	4,668	42,644
TM	5.280	0,101	0,108	0,000	0,961	2,282	10,161
DTHĐ	5.280	0,117	0,790	-4,795	24,955	17,627	410,894
TTDT	5.280	0,054	0,208	-0,519	0,688	0,203	3,593
ĐBTC	5.280	0,460	0,226	0,001	1,295	0,035	2,274
ROA	5.280	0,066	0,080	-0,625	0,839	1,535	13,857
QM	5.280	11,917	0,707	10,128	14,351	0,390	3,194
TSCĐ	5.280	0,438	0,222	0,000	0,981	0,229	2,435
HCTC1	5.280	0,500	0,500	0,000	1,000	0,000	1,000
HCTC2	5.280	0,349	0,477	0,000	1,000	0,633	1,401

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

Bảng 3. Hệ số tương quan giữa các biến

	Q	TM	DTHĐ	TTDT	ĐBTC	ROA	QM	TSCĐ	HCTC1	HCTC2
Q	1,000									
TM	0,084* (0,000)	1,000								
DTHĐ	0,547* (0,000)	0,032* (0,021)	1,000							
TTDT	-0,013 (0,357)	0,001 (0,927)	-0,017 (0,224)	1,000						
ĐBTC	-0,046* (0,001)	-0,203* (0,000)	-0,067* (0,000)	0,083* (0,000)	1,000					
ROA	0,230* (0,000)	0,231* (0,000)	0,061* (0,000)	0,150* (0,000)	-0,383* (0,000)	1,000				
QM	-0,105* (0,000)	-0,138* (0,000)	-0,102* (0,000)	0,074* (0,000)	0,323* (0,000)	-0,047* (0,001)	1,000			
TSCĐ	0,040* (0,004)	-0,117* (0,000)	0,032* (0,021)	0,018 (0,185)	-0,033* (0,016)	0,075* (0,000)	0,173* (0,000)	1,000		
HCTC1	-0,096* (0,000)	-0,149* (0,000)	-0,070* (0,000)	0,072* (0,000)	0,285* (0,000)	-0,065* (0,000)	0,686* (0,000)	0,128* (0,000)	1,000	
HCTC2	-0,048* (0,000)	0,008 (0,558)	-0,020 (0,144)	0,015 (0,277)	-0,028* (0,039)	0,016 (0,247)	0,186* (0,000)	-0,011 (0,419)	0,150* (0,000)	1,000

Chú thích: * ý nghĩa thống kê 0,05 hoặc tốt hơn.

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

Bảng 4. Kiểm định đa cộng tuyến

Variable	VIF
TM	1,11
DTHĐ	1,02
TTDT	1,05
ĐBTC	1,38
ROA	1,28
QM	2,05
TSCĐ	1,07
HCTC1	1,92
HCTC2	1,05
Mean VIF	1,32

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

Thêm vào đó, do biến TM có thể bị nội sinh với Q nên nghiên cứu tiến hành kiểm định nội sinh.

Bảng 6 trình bày kết quả kiểm định nội sinh bằng phương pháp 2SLS với biến công cụ là biến trễ của biến giải thích. Mỗi cột từ (1) đến (8) tương ứng với ước lượng 2SLS cho phương trình (1) với biến nội sinh lần lượt là các biến giải thích, và biến công cụ là biến trễ tương ứng của biến giải thích. Kết quả cho thấy, ngoại trừ biến TSCĐ ở cột (8) có giá trị $p = 0,259$, tất cả các biến giải thích còn lại trong mô hình đều có giá trị $p = 0,000$, nghĩa là bác bỏ giả thuyết H_0 về tính ngoại sinh. Điều này hàm ý rằng hầu hết các biến giải thích trong mô hình trừ TSCĐ đều tồn tại vấn đề nội sinh.

Do đó, để xử lý đồng thời vấn đề nội sinh, phương sai sai số thay đổi, tự tương quan và tương quan chéo trong dữ liệu bảng, phương pháp SGMM của Arellano & Bond (1991) là lựa chọn phù hợp.

Bảng 5. Kết quả ước lượng bằng phương pháp POLS, RE, FE và các kiểm định

	POLS	RE	FE
TM	0,158*** (0,049)	0,131*** (0,035)	0,111*** (0,034)
TM bình phương	-0,202** (0,096)	-0,188*** (0,066)	-0,157** (0,062)
DTHĐ	0,135*** (0,003)	0,030*** (0,002)	0,016*** (0,002)
TTDT	-0,032*** (0,011)	-0,004 (0,007)	0 (0,006)
ĐBTC	0,114*** (0,012)	0,081*** (0,013)	0,094*** (0,013)
ROA	0,616*** (0,032)	0,245*** (0,024)	0,192*** (0,023)
QM	-0,025*** (0,004)	-0,057*** (0,006)	-0,093*** (0,008)
TSCĐ	0,030*** (0,011)	0,042*** (0,013)	0,029** (0,014)
Constant	1,184*** (0,040)	1,610*** (0,067)	2,043*** (0,096)
Tác động cố định theo năm	Có	Có	Có
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test		7328,46***	
Hausman			802,97***
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity			337.887,26***
Wooldridge test for autocorrelation			58,476***
Breusch-Pagan LM test of independence			254.000***

Ghi chú: Giải thích các biến ở Bảng 1. *, **, *** là ký hiệu chỉ ra có ý nghĩa thống kê ở các mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%. Sai số chuẩn của tham số ước lượng được ghi trong ().

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

Bảng 6. Kết quả kiểm định nội sinh của các biến trong mô hình

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
TM	0,111*** (0,034)	0,244 (0,149)	0,116*** (0,037)	0,115*** (0,038)	0,108*** (0,037)	0,087** (0,039)	0,118*** (0,037)	0,117*** (0,037)
TM bình phương	-0,157** (0,062)	-0,412 (0,307)	-0,170** (0,071)	-0,158** (0,077)	-0,154** (0,071)	-0,149** (0,072)	-0,169** (0,070)	-0,171** (0,070)
DTHĐ	0,016*** (0,002)	0,016*** (0,002)	0,035*** (0,009)	0,016*** (0,002)	0,016*** (0,002)	0,015*** (0,002)	0,016*** (0,002)	0,016*** (0,002)
TTDT	0,000 (0,006)	-0,015** (0,006)	-0,002 (0,006)	0,034 (0,086)	0,001 (0,006)	-0,020** (0,008)	-0,001 (0,006)	-0,001 (0,006)
ĐBTC	0,094*** (0,013)	0,112*** (0,016)	0,110*** (0,015)	0,098*** (0,029)	0,064** (0,025)	0,163*** (0,021)	0,115*** (0,015)	0,109*** (0,015)
ROA	0,192*** (0,023)	0,179*** (0,025)	0,188*** (0,024)	0,167** (0,068)	0,176*** (0,025)	0,556*** (0,105)	0,195*** (0,024)	0,191*** (0,024)
QM	-0,093*** (0,008)	-0,103*** (0,010)	-0,099*** (0,010)	-0,103*** (0,010)	-0,092*** (0,011)	-0,111*** (0,010)	-0,113*** (0,012)	-0,103*** (0,009)
TSCĐ	0,029** (0,014)	0,063*** (0,015)	0,048*** (0,015)	0,051*** (0,016)	0,055*** (0,015)	0,078*** (0,016)	0,053*** (0,015)	0,038 (0,024)
Constant	2,043*** (0,096)	-8,825*** (1,025)	2,139*** (0,115)	2,190*** (0,114)	2,074*** (0,123)	2,234*** (0,116)	2,301*** (0,137)	2,193*** (0,113)
Chisq		376,857	35,902	34,181	31,202	37,828	37,475	10,088
pvalue		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,259

Ghi chú: Giải thích các biến ở Bảng 1. *, **, *** là ký hiệu chỉ ra có ý nghĩa thống kê ở các mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%. Sai số chuẩn của tham số ước lượng được ghi trong ().

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

Bảng 7. Kết quả ước lượng mô hình bằng SGMM hai bước - Sai số chuẩn không hiệu chỉnh và được hiệu chỉnh

	SGMM với sai số chuẩn không hiệu chỉnh				SGMM với sai số chuẩn được hiệu chỉnh			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
TM	-1,349** (0,549)	-0,452 (0,542)	-1,066* (0,571)	-0,818 (0,669)	-1,349** (0,563)	-0,452 (0,604)	-1,066* (0,579)	-0,818 (0,624)
TM ²	2,480** (1,035)	0,964 (0,948)	1,759* (0,998)	1,526 (1,050)	2,480** (1,116)	0,964 (1,075)	1,759* (1,015)	1,526 (0,993)
HCTC1=1			-0,025 (0,075)				-0,025 (0,075)	
HCTC2=1				0,006 (0,066)				0,006 (0,071)
TM*HCTC1			1,992*** (0,663)				1,992*** (0,642)	
TM ² * HCTC1			-3,386*** (1,260)				-3,386** (1,499)	
TM*HCTC2				0,724 (0,925)				0,724 (0,945)
TM ² * HCTC2				-3,478 (2,817)				-3,478 (2,693)
DTHĐ	0,055*** (0,013)	0,021** (0,010)	0,022*** (0,004)	0,021*** (0,004)	0,055*** (0,011)	0,021 (0,013)	0,022*** (0,004)	0,021*** (0,004)
TTDT	-0,118 (0,077)	-0,069 (0,108)	-0,075 (0,063)	-0,041 (0,060)	-0,118 (0,086)	-0,069 (0,152)	-0,075 (0,066)	-0,041 (0,068)
ĐBTC	-0,133 (0,094)	0,098 (0,194)	0,076 (0,125)	-0,015 (0,128)	-0,133 (0,105)	0,098 (0,243)	0,076 (0,139)	-0,015 (0,142)
ROA	0,185 (0,155)	0,290 (0,266)	0,435** (0,179)	0,362** (0,182)	0,185 (0,160)	0,290 (0,305)	0,435** (0,185)	0,362* (0,206)
QM	-0,020 (0,058)	-0,080 (0,266)	-0,076 (0,121)	-0,001 (0,141)	-0,020 (0,058)	-0,080 (0,333)	-0,076 (0,126)	-0,001 (0,163)
TSCĐ	0,058 (0,046)	0,054 (0,059)	0,071* (0,039)	0,037 (0,054)	0,058 (0,048)	0,054 (0,065)	0,071* (0,040)	0,037 (0,065)
Tác động cố định theo năm	Không	Có	Có	Có	Không	Có	Có	Có
Observations	4320	4320	4320	4320	4320	4320	4320	4320
Sargan test	13,833*	16,860**	15,981	19,927	13,833*	16,860**	15,981	19,927
Hansen test	11,637	8,449	8,601	11,404	11,637	8,449	8,601	11,404
AR(1) test	-3,144***	-0,752	-1,044	-0,756	-3,509***	-0,666	-0,937	-0,627
AR(2) test	0,793	-0,271	-1,078	-1,889	0,828	-0,249	-0,988	-1,608

Ghi chú: Giải thích các biến ở Bảng 1. *, **, *** là ký hiệu chỉ ra có ý nghĩa thống kê ở các mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%. Sai số chuẩn của tham số ước lượng được ghi trong ().

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

4.3. Kết quả ước lượng mô hình bằng SGMM hai bước- Sai số chuẩn không hiệu chỉnh và được hiệu chỉnh

Bảng 7 trình bày các ước lượng SGMM hai bước cho mô hình cơ sở không tính đến tác động cố định theo năm (cột 1) và có tính đến tác động cố định theo năm (cột 2), mô hình có biến tương tác giữa TM và biến HCTC1 theo quy mô (cột 3), và mô hình có tương tác với biến HCTC2 theo cỡ tức (cột 4). Các cột 5–8 lặp lại tương ứng các ước lượng ở cột 1-4 với sai số chuẩn được hiệu chỉnh theo Windmeijer nhằm kiểm định tính vững của kết quả. Tất cả các ước lượng đều bao gồm hiệu ứng cố định theo thời gian.

Ở mô hình cơ sở không kiểm soát năm (cột 1 và 5), TM mang dấu âm có ý nghĩa và TM² dương có ý nghĩa, hàm ý quan hệ dạng chữ U giữa TM và Q. Khi thêm biến giả theo năm (cột 2 và 6), dấu vẫn giữ nhưng ý

nghĩa thống kê của TM và TM^2 suy yếu, cho thấy phần biến thiên trước đó đến từ các cú sốc theo thời gian, hàm ý rằng khi chưa xét đến hạn chế tài chính, thị trường chưa “định giá” rõ ràng việc nắm giữ tiền mặt. Bức tranh thay đổi đáng kể khi đưa HCTC1 vào mô hình. Hệ số của TM âm có ý nghĩa ở mức 10%, còn hệ số của bình phương mang dấu dương, có ý nghĩa ở mức 10% (cột 3 và 7). Kết hợp với các tương tác, ta thấy đối với nhóm doanh nghiệp không bị ràng buộc bởi HCTC1 (tức quy mô bằng/ lớn hơn trung vị), quan hệ giữa TM và Q mang dấu chữ U. Q giảm khi TM tăng khỏi mức rất thấp, nhưng sau một ngưỡng nhất định giá trị lại tăng (ngưỡng $\approx 1.066/(2 \times 1,759) \approx 0,303$). Điều này có thể là do vốn ngoài rẻ và dễ tiếp cận nên việc tăng giữ tiền ban đầu thường bị thị trường xem là kém hiệu quả. Nhưng khi dự trữ tiền mặt đạt quy mô đủ lớn thì doanh nghiệp có quyền chọn thanh khoản, làm tăng Q. Ngược lại, với nhóm bị hạn chế theo HCTC1, hệ số tương tác $TM \times HCTC1$ dương (có ý nghĩa ở mức 1%–5%) và $TM^2 \times HCTC1$ âm (có ý nghĩa ở mức 5%), cho thấy quan hệ chuyển thành chữ U ngược. Q tăng khi gia tăng TM từ mức thấp nhưng sau đó giảm khi vượt quá mức tối ưu (ngưỡng $\approx (-1.066 + 1,992)/(2 \times 3,386 - 2 \times 1,759) \approx 0,285$). Lý giải theo lý thuyết đánh đổi hay lý thuyết trật tự phân hạng, với doanh nghiệp bị hạn chế tài chính, mỗi đồng tiền mặt ban đầu có giá trị phòng ngừa cao (né chi phí huy động, tránh gián đoạn đầu tư), nhưng vượt ngưỡng sẽ làm chi phí cơ hội/ đại diện trội lên (Denis & Sibilkov, 2010; Chang & cộng sự, 2017; Bolton & cộng sự, 2011). Lưu ý rằng với giá trị trung bình TM của các doanh nghiệp trong mẫu khoảng 10% (Bảng 2) thì đa phần các doanh nghiệp trong mẫu có TM nằm dưới xa ngưỡng (28,5–30,3%). Điều này hàm ý rằng đối với các doanh nghiệp trong mẫu bị hạn chế tài chính thì vẫn còn dư địa để tích lũy TM làm tăng giá trị. Đối với các doanh nghiệp ít bị hạn chế tài chính, việc tăng TM từ 10% lên khoảng 30% có thể làm giảm Q, phù hợp với lập luận về chi phí đại diện và chi phí cơ hội, chỉ khi TM vượt quá 30% thì giá trị quyền chọn thanh khoản mới chiếm ưu thế.

Đối với HCTC2, cách đo lường dựa trên việc không chi trả cổ tức tiền mặt, cả hệ số riêng của HCTC2 lẫn các tương tác $TM \times HCTC2$ và $TM^2 \times HCTC2$ đều không có ý nghĩa thống kê (cột 4 và 8). Kết quả này nhất quán với tranh luận rằng sử dụng chính sách cổ tức làm thước đo ràng buộc tài chính dễ nhiễu và kém ổn định (Fazzari & cộng sự, 1988; Hadlock & Pierce, 2010). Trong bối cảnh Việt Nam, kết quả gợi ý rằng không chi trả cổ tức có thể phản ánh chiến lược tái đầu tư hoặc giai đoạn vòng đời doanh nghiệp hơn là rào cản tài chính, nên khó tách biệt động cơ nắm giữ tiền mặt nếu chỉ dựa vào tiêu chí này.

Các biến kiểm soát có dấu và ý nghĩa thống kê nhất quán. Dòng tiền hoạt động luôn dương và có ý nghĩa ở mức 1%–5%, khẳng định doanh nghiệp tạo ra dòng tiền nội bộ sẽ được thị trường định giá cao hơn. ROA dương và có ý nghĩa ở các mô hình có biến tương tác, cho thấy hiệu suất sinh lời làm gia tăng giá trị doanh nghiệp ngay cả sau khi kiểm soát nội sinh bằng GMM. Tỷ lệ tài sản cố định có hệ số dương và có ý nghĩa trong các mô hình (3), (7) hàm ý vai trò “tài sản bảo đảm” cải thiện khả năng tiếp cận vốn và qua đó nâng giá trị. TTDĐ, ĐBTC và QM không có ý nghĩa thống kê, phù hợp với bối cảnh các biến này vừa chịu điều chỉnh bởi chính sách tiền mặt, vừa phản ánh khác biệt ngành khiến hiệu ứng cận biên khó tách bạch trong dữ liệu bảng động.

Ngoài ra, kiểm định Hansen cho thấy không bác bỏ giả thuyết về tính hợp lệ của các công cụ ($p\text{-value} > 0,1$), trong khi kiểm định AR(1) có ý nghĩa và AR(2) không có ý nghĩa, cho thấy các điều kiện về tự tương quan bậc hai được thỏa mãn, ủng hộ tính phù hợp của phương pháp được sử dụng. Việc hiệu chỉnh Windmeijer không làm thay đổi dấu và ý nghĩa của các hệ số chính, tăng thêm độ tin cậy cho các kết luận.

5. Kết luận

Nghiên cứu xem xét mối quan hệ giữa tiền mặt và giá trị doanh nghiệp của các công ty phi tài chính niêm yết trên HOSE và HNX giai đoạn 2014–2024. Dựa trên lý thuyết đánh đổi và trật tự phân hạng, mô hình được xây dựng theo dạng phi tuyến và mở rộng bằng biến tương tác với chỉ số hạn chế tài chính đo theo hai tiêu chí: quy mô và chính sách cổ tức tiền mặt. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng động và ước lượng bằng SGMM, hiệu chỉnh sai số chuẩn theo Windmeijer.

Kết quả chính cho thấy khi chưa xét hạn chế tài chính, thị trường không định giá rõ tiền mặt; nhưng khi đưa hạn chế tài chính vào, tác động của tiền mặt lên giá trị doanh nghiệp đảo chiều theo trạng thái hạn chế tài chính. Cụ thể, ở doanh nghiệp ít bị hạn chế tài chính, giá trị doanh nghiệp giảm dần theo tỷ lệ tăng của tiền mặt nhưng đến một ngưỡng nắm giữ tiền mặt nhất định, giá trị doanh nghiệp bắt đầu tăng lên lại. Còn ở doanh nghiệp bị hạn chế tài chính thì giá trị doanh nghiệp tăng dần theo tiền mặt nhưng khi tiền mặt vượt

quá một ngưỡng nhất định thì tăng tiền mặt làm giảm giá trị doanh nghiệp.

Kết quả nghiên cứu có các hàm ý như sau:

Đối với nhà quản trị doanh nghiệp, chính sách tiền mặt phải theo bối cảnh hạn chế tài chính. Đối với doanh nghiệp quy mô nhỏ, nên ưu tiên đệm tiền mặt để giảm rủi ro thanh khoản, nhưng có cơ chế xả bớt tiền khi vượt ngưỡng tối ưu.

Đối với doanh nghiệp quy mô lớn, không nên duy trì mức tiền mặt quá thấp; gia tăng tiền mặt vượt ngưỡng có thể tăng giá trị nhờ tính linh hoạt đầu tư và khả năng phân phối cho cổ đông.

Đối với nhà đầu tư, đánh giá tiền mặt phải có “ngưỡng ràng buộc”, cùng một tỷ lệ tiền nhưng giá trị biên khác nhau giữa doanh nghiệp nhỏ và lớn; chính sách cổ tức không phải chỉ báo ràng buộc đáng tin, nên ưu tiên các thước đo về quy mô, chất lượng dòng tiền và tài sản hữu hình khi định giá. Ưu tiên doanh nghiệp có dòng tiền hoạt động mạnh vì thị trường định giá cao hơn nhóm này ngay cả sau khi kiểm soát nội sinh. Đối với cơ quan quản lý, nên ưu tiên chính sách giúp giảm ma sát tài chính cho doanh nghiệp nhỏ, bao gồm cải thiện tiếp cận tín dụng, phát triển thị trường nợ doanh nghiệp, nâng chuẩn minh bạch thông tin... sẽ giảm nhu cầu “ôm” tiền quá mức, qua đó gia tăng hiệu quả phân bổ vốn.

Nghiên cứu còn hạn chế khi chỉ sử dụng hai biến giả đơn lẻ để đo lường hạn chế tài chính, chưa phản ánh đầy đủ tính động và đa chiều của khái niệm này. Trong tương lai, nên mở rộng bằng cách áp dụng các chỉ số như KZ, WW hoặc độ nhạy tiền mặt theo dòng tiền để kiểm định độ nhất quán và tăng độ tin cậy của phân tích.

Tài liệu tham khảo

- Almeida, H., & Campello, M. (2007). Financial constraints, asset tangibility, and corporate investment. *The Review of Financial Studies*, 20(5), 1429–1460.
- Almeida, H., Campello, M., & Weisbach, M. S. (2004). The cash flow sensitivity of cash. *The Journal of Finance*, 59(4), 1777–1804.
- Almeida, H., Campello, M., Cunha, I., & Weisbach, M. S. (2014). Corporate Liquidity Management: A Conceptual Framework and Survey. *Annual Review of Financial Economics*, 6, 135–162.
- Anderson, R. W., & Hamadi, M. (2016). Cash holding and control-oriented finance. *Journal of Corporate Finance*, 41, 410–425.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2), 277–297.
- Bates, T. W., Kahle, K. M., & Stulz, R. M. (2009). Why do US firms hold so much more cash than they used to?. *The journal of finance*, 64(5), 1985–2021.
- Bolton, P., Chen, H., & Wang, N. (2011). A unified theory of Tobin’s Q, corporate investment, financing, and risk management. *The Journal of Finance*, 66(5), 1545–1578.
- Chang, Y., Benson, K., & Faff, R. (2017). Are excess cash holdings more valuable to firms in times of crisis? Financial constraints and governance matters. *Pacific-Basin Finance Journal*, 45, 157–173.
- Denis, D., & Sibilkov, V. (2010). Financial constraints, investment, and the value of cash holdings. *Review of Financial Studies*, 23, 247–269.
- Dittmar, A., & Mahrt-Smith, J. (2007). Corporate governance and the value of cash holdings. *Journal of Financial Economics*, 83, 599–634.
- Fazzari S., R. G. Hubbard, & B. Petersen (1988). Financing Constraints and Corporate Investment. *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, 141–195.
- Hadlock CJ., & Pierce JR. (2010). New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index. *Review of financial studies*, 23, 1909–1940

-
- Jensen, M., (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review*, 76, 323–329.
- Kaplan, S. N., & Zingales, L. (1997). Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?. *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 169–215.
- Keynes, J.M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. Harcourt Brace, London.
- Lee, C., & Park, H. (2016). Financial constraints, board governance standards, and corporate cash holdings. *Review of Financial Economics*, 28, 21–34.
- Myers, S.C., & Majluf, N., (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13, 187–221.
- Nguyễn Thành Cường & Nguyễn Thị Hồng Nhung (2023). Tác động của việc nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động của các công ty ngành công nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Kế toán và Kiểm toán*, 225 (6/2022).
- Nguyễn Văn Hà (2024). Tác động của rủi ro địa chính trị đến nắm giữ tiền mặt của các doanh nghiệp trong lĩnh vực năng lượng. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 320, 81-90.
- Opler, T., L. Pinkowitz, R. Stulz, & R. Williamson (1999). The Determinants and Implications of Cash Holdings. *Journal of Financial Economics*, 52, 3–46.
- Phạm Tiến Đạt (2021). Chính sách tài chính hỗ trợ doanh nghiệp Việt Nam trong thời kỳ đại dịch Covid-19. *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính – Marketing*, 65(5), 1–14.
- Phan Trần Minh Hưng (2022). Ảnh hưởng của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam – Cách tiếp cận mô hình động. *Tạp Chí Kinh Tế Và Phát Triển*, 300, 74–84.
- Sengül, A., Pekin, S., & Alkan, U. (2025). Is financial constraint an impediment to firm's high growth? *Borsa Istanbul Review*.
- Trần Mạnh Hà (2024a). Ảnh hưởng của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tới hiệu quả hoạt động: Bằng chứng thực nghiệm từ các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế - Luật & Ngân hàng*, 262, 52-60.
- Trần Mạnh Hà (2024b). Tỷ lệ tiền mặt nắm giữ và hiệu quả hoạt động: Góc nhìn từ mối quan hệ phi tuyến và ảnh hưởng của đại dịch COVID-19. *VNU Journal of Economics and Business*, 4(5), 96–104.
- Võ Xuân Vinh & Trần Hà Giang (2017). Độ nhạy đối với dòng tiền của việc nắm giữ tiền mặt: Nghiên cứu thực nghiệm đối với các doanh nghiệp niêm yết trên HSX. *Tạp chí Khoa học & Đào tạo Ngân hàng*, 179, 31-53.
- Whited, T. M., & Wu, G. (2006). Financial constraints risk. *Review of Financial Studies*, 19 (2), 531–559.

ẢNH HƯỞNG CỦA CÔNG NGHỆ BLOCKCHAIN TỚI CHẤT LƯỢNG KIỂM TOÁN ĐỘC LẬP: BẰNG CHỨNG TỪ VIỆT NAM

Nguyễn Thanh Hiếu
Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: hieuketoan@neu.edu.vn

Mã bài: JED-2632
Ngày nhận: 25/08/2025
Ngày nhận bản sửa: 17/10/2025
Ngày duyệt đăng: 28/10/2025
DOI: 10.33301/JED.VI.2632

Tóm tắt:

Bài viết này tập trung nghiên cứu tác động của bốn đặc tính của blockchain - tính lập trình (programmability), tính chia sẻ (shareability), tính truy vết (traceability), và tính kiểm duyệt (verifiability) - ứng dụng trong công tác kiểm toán đối với chất lượng kiểm toán độc lập tại Việt Nam. Dữ liệu được thu thập thông qua khảo sát 403 kiểm toán viên độc lập trong năm 2025 và xử lý bằng mô hình cấu trúc tuyến tính bởi phần mềm SPSS AMOS 26. Kết quả phân tích cho thấy cả bốn đặc tính của blockchain đều có ảnh hưởng tích cực và có ý nghĩa thống kê đến chất lượng kiểm toán độc lập, trong đó tính kiểm duyệt là yếu tố tác động yếu nhất, còn tính chia sẻ có mức tác động cao nhất. Từ đó, tác giả đề xuất một số khuyến nghị đối với các công ty kiểm toán độc lập và chính phủ Việt Nam, bao gồm: triển khai mô hình kiểm toán thời gian thực, hoàn thiện khung pháp lý công nhận giá trị pháp lý của dữ liệu trên blockchain, và tăng cường đào tạo, bồi dưỡng kiến thức về blockchain cho kiểm toán viên.

Từ khóa: Blockchain, chất lượng kiểm toán độc lập, tính lập trình, tính kiểm duyệt.

Mã JEL: L25, O33, M42.

The impact of blockchain technology on independent audit quality: Empirical insights from Vietnam

Abstract:

This study investigates the impact of four technological attributes of blockchain—programmability, shareability, traceability, and verifiability—on the quality of financial audits in Vietnam. Data were collected through a survey of 403 independent auditors in 2025 and analyzed using Structural Equation Modeling (SEM) with SPSS AMOS 26. The results indicate that all four blockchain characteristics have a positive and statistically significant effect on the quality of independent audits; among them, verifiability exerts the weakest influence, while shareability has the strongest. Based on the findings, several recommendations are proposed for independent audit firms and the government of Vietnam, including the implementation of real-time audit models, enhancements to the legal framework to recognize the legal value of blockchain-based data, and improvements to training programs to increase auditors' knowledge of blockchain technology.

Keywords: Blockchain technology, independent audit quality, programmability, verifiability

JEL Codes: L25, O33, M42.

1. Giới thiệu

Blockchain là một công nghệ sổ cái phân tán (distributed ledger technology) cho phép ghi nhận, lưu trữ và xác minh các giao dịch trong một mạng lưới ngang hàng mà không cần bên trung gian. Trong kế toán, “sổ cái” là nơi ghi lại toàn bộ các giao dịch của một tổ chức. Trong kế toán truyền thống, sổ cái được lưu tập trung tại doanh nghiệp. Trong blockchain, sổ cái đó được phân tán (distributed ledger), nghĩa là mọi bên trong mạng lưới đều giữ một bản sao giống nhau, và mọi bản ghi mới phải được xác nhận tập thể trước khi thêm vào hệ thống. Mỗi giao dịch được đóng gói thành một khối (block) chứa dữ liệu, có dấu mốc thời gian và mã băm (hash) liên kết với khối trước đó, tạo thành một chuỗi khối liên tục và bất biến.

Cơ chế hoạt động của công nghệ blockchain dựa trên bốn yếu tố công nghệ cốt lõi: cấu trúc chuỗi khối, cơ chế đồng thuận, mã hóa mật mã và tính phân tán. Mỗi khối (block) trong chuỗi chứa dữ liệu giao dịch, mã định danh (hash) và mã của khối trước, tạo thành chuỗi liên kết không thể tách rời, đảm bảo mọi thay đổi đều bị phát hiện. Đối với kiểm toán, tính chân thực và không bị chỉnh sửa, thay đổi của dữ liệu rất có ý nghĩa, giúp đảm bảo thông tin kế toán đáng tin cậy và không thể bị thao túng. Tiếp theo, cơ chế đồng thuận yêu cầu đa số các nút mạng xác nhận tính hợp lệ của giao dịch trước khi ghi nhận, giúp loại bỏ sự phụ thuộc vào bên trung gian. Đối với kiểm toán, kiểm toán viên có thể kiểm tra trực tiếp bằng chứng giao dịch theo thời gian thực, giảm phụ thuộc vào doanh nghiệp. Về công nghệ mã hóa, bảo vệ dữ liệu khỏi truy cập hoặc chỉnh sửa trái phép, bảo đảm tính toàn vẹn của thông tin, tính phân tán, giúp các bên trong mạng lưới cùng nắm giữ bản sao sổ cái giống nhau, tạo nên mức độ minh bạch cao và ngăn ngừa gian lận dữ liệu. Nhờ những cơ chế này, blockchain tạo ra một sổ cái minh bạch và bất biến, trong đó mọi giao dịch đều có thể được truy xuất, xác minh và tin cậy tuyệt đối, cho phép thực hiện kiểm toán liên tục, góp phần nâng cao độ tin cậy, hiệu quả và tính kịp thời của cuộc kiểm toán.

Các nghiên cứu về ứng dụng công nghệ thông tin nói chung và công nghệ blockchain trong quy trình kiểm toán và ảnh hưởng tới chất lượng kiểm toán còn khá khiêm tốn. Các nghiên cứu về chất lượng kiểm toán từ trước tới nay chủ yếu bàn về các nhân tố ảnh hưởng tới chất lượng kiểm toán và phần lớn là các nhân tố thuộc về đặc điểm của kiểm toán viên: giới tính, bằng cấp, số năm kinh nghiệm, niềm tin của cá nhân vào khả năng có thể sử dụng được máy tính trong công việc (Widuri & Gautama, 2020; Mahabbah & cộng sự, 2024), quy mô công ty kiểm toán (công ty thuộc Big 4 hay ngoài Big 4) (Chi & cộng sự, 2017; Tran & cộng sự, 2025). Chỉ một số ít nghiên cứu bàn về nhân tố kỹ thuật kiểm toán (Alotaibi & Alnesafi, 2023) nhưng chỉ đề cập tới việc sử dụng cơ bản các phần mềm, chương trình xử lý và chỉnh sửa văn bản như Words, Excel, hoặc một số phần mềm phân tích và gọi là phương pháp kiểm toán có sự hỗ trợ của máy tính (CAAT - Computer-Assisted Audit Techniques). Các nghiên cứu chưa đề cập tới công nghệ blockchain, chưa phân tích chi tiết các cấu phần của công nghệ blockchain và ảnh hưởng của từng cấu phần này tới chất lượng cuộc kiểm toán.

Do vậy, những nghiên cứu về các đặc tính của công nghệ blockchain ảnh hưởng đến chất lượng kiểm toán thực sự cần thiết để có thêm bằng chứng thuyết phục bổ sung vào khoảng trống tri thức và cần có sự nghiên cứu ở nhiều quốc gia, trong đó có Việt Nam. Đây là cơ sở quan trọng để thúc đẩy đất nước Việt Nam phát triển trong kỷ nguyên hội nhập và xây dựng nền kinh tế thị trường hiện đại.

Nghiên cứu này hy vọng giúp ích cho các công ty kiểm toán nhận thức rõ được sự cần thiết của việc đổi mới phương pháp kiểm toán, đầu tư nhiều hơn vào blockchain, cũng như góp phần đề xuất cho các cơ quan quản lý nhà nước soạn thảo các quy định, hoàn thiện khung pháp lý công nhận giá trị pháp lý của dữ liệu trên blockchain, đảm bảo các bằng chứng kiểm toán thu thập từ hệ thống này có thể được sử dụng hợp lệ trong kiểm toán các báo cáo tài chính.

Kết cấu bài viết ngoài phần mở đầu và kết luận ở mục 1 và 6 sẽ bao gồm các mục: Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu ở mục 2; Phương pháp nghiên cứu, Kết quả nghiên cứu được trình bày ở mục 3 và 4. Cuối cùng, thảo luận kết quả nghiên cứu được trình bày tại mục 5.

2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Tổng quan nghiên cứu

Chất lượng của một cuộc kiểm toán không chỉ phụ thuộc vào năng lực chuyên môn của kiểm toán viên mà còn chịu ảnh hưởng bởi nhiều yếu tố khác nhau liên quan đến quy trình tổ chức, và phương pháp thực hiện kiểm toán. Các nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng tới chất lượng kiểm toán có thể được chia thành hai hướng: các nghiên cứu mang tính lý thuyết, hệ thống hoá tài liệu và các nghiên cứu thực chứng, trong đó hướng thứ nhất là phổ biến, hướng thứ hai khá hiếm, đặc biệt, nghiên cứu về ảnh hưởng của công nghệ tới chất lượng kiểm toán còn khiêm tốn.

Thứ nhất, các nghiên cứu lý thuyết, tổng quan tài liệu hoặc nghiên cứu định tính về vai trò tiềm năng của blockchain với chất lượng kiểm toán độc lập và phân tích cơ hội - thách thức khi áp dụng blockchain trong kiểm toán bao gồm: Dai & Vasarhelyi (2017), Chedrawi & Howayeck (2018), Rozario & Vasarhelyi (2018), Liu & cộng sự (2019), Mbonigaba & Vanitha (2019), Wang & cộng sự (2020), Gauthier & Brender (2021), Bùi Văn Dương & cộng sự (2019), Lê Hữu Nghĩa & Lâm Thị Hồng Hoa (2022), Anis (2023), Han & cộng sự (2023), Georgiou & cộng sự (2024), Hashem & cộng sự (2023), Elommal & Manita (2022). Tất cả các nhà nghiên cứu này đều khẳng định các đặc tính blockchain như tính bất biến, sổ cái phân tán, thanh toán theo thời gian thực, dấu thời gian, cơ chế đồng thuận và tính lập trình, tính minh bạch, khả năng truy xuất nguồn gốc, và bảo mật dữ liệu có ảnh hưởng tới nghề kiểm toán. Đồng thời, các tác giả cho rằng blockchain không loại bỏ nhu cầu kiểm toán, nhưng sẽ thay đổi mạnh mẽ quy trình và phương pháp kiểm toán, đặc biệt là hướng tới kiểm toán liên tục và thời gian thực (Wang & cộng sự, 2020), nâng cao chất lượng kiểm toán (Mbonigaba & Vanitha, 2019), nâng cao uy tín (Han & cộng sự, 2023)

Thứ hai, các nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng tới chất lượng kiểm toán (nhân tố thuộc đặc điểm kiểm toán viên và đặc điểm công ty) đã được thực hiện khá phổ biến, chiếm tỷ lệ lớn trong các công trình nghiên cứu trong và ngoài nước (Chi & cộng sự, 2017; Tran & cộng sự, 2025). Các nghiên cứu đều thống nhất cho rằng quy mô công ty, năng lực, trình độ của kiểm toán viên, số năm kinh nghiệm của kiểm toán viên đều giúp công ty kiểm toán tăng khả năng phát hiện sai sót và gian lận (Francis & Yu, 2009; Lawrence & cộng sự, 2011; Gul & cộng sự, 2013), giảm các thành phần dồn tích có thể điều chỉnh bởi nhà quản lý (Tran & cộng sự, 2025). Tuy nhiên, việc đánh giá chất lượng kiểm toán trong bối cảnh áp dụng các kỹ thuật kiểm toán có ứng dụng công nghệ thông tin vẫn còn hạn chế, hiện chỉ có một số ít nghiên cứu trong những năm gần đây, như Ferri & cộng sự (2021), Majeed & Taha (2024), Alkhwalidi & cộng sự (2024), Hashem & cộng sự (2023), Sarram & cộng sự (2024). Đây chính là khoảng trống cần tiếp tục được quan tâm nhằm bổ sung những bằng chứng và tri thức mới cho lĩnh vực học thuật.

2.2. Giả thuyết nghiên cứu

Tính lập trình

Tính lập trình của blockchain thể hiện khả năng tích hợp và thực thi các hợp đồng thông minh – các đoạn mã được lập trình sẵn để tự động thực hiện giao dịch hoặc kiểm tra điều kiện khi các điều khoản đã định được đáp ứng. Nghiên cứu của Rozario & Vasarhelyi (2018) cho thấy blockchain có thể tự động thực hiện các thủ tục kiểm toán và cung cấp báo cáo gần như theo thời gian thực, từ đó nâng cao tính kịp thời và chất lượng kiểm toán. Wang & cộng sự (2020), Sarram & cộng sự (2024) cũng nhấn mạnh rằng khả năng lập trình giúp triển khai cơ chế cảnh báo sớm và giám sát liên tục, hỗ trợ kiểm toán viên phát hiện gian lận kịp thời.

Tác giả muốn kiểm chứng đánh giá mối quan hệ giữa tính lập trình của blockchain và chất lượng kiểm toán độc lập nên tác giả đưa ra giả thuyết nghiên cứu:

H1: Tính lập trình của công nghệ blockchain ứng dụng trong kiểm toán ảnh hưởng cùng chiều với chất lượng kiểm toán độc lập tại Việt Nam.

Tính chia sẻ

Tính chia sẻ (sharing) của blockchain đề cập đến khả năng cho phép các bên liên quan cùng truy cập vào một nguồn dữ liệu đồng bộ, nhất quán và được cập nhật liên tục. Các nghiên cứu quốc tế đã chỉ ra lợi ích này đối với chất lượng kiểm toán. Majeed & Taha (2024) và Sarram & cộng sự (2024) nhấn mạnh rằng blockchain mang lại dữ liệu đồng bộ và cập nhật tức thời cho tất cả người dùng, giúp kiểm toán viên tiếp

nhận thông tin kịp thời, giảm sai sót và nâng cao độ tin cậy của thủ tục kiểm toán. Bổ sung thêm, Alkhwaldi & cộng sự (2024) khẳng định tính chia sẻ của blockchain với đặc trưng minh bạch và tức thời còn giúp tối ưu hóa sự phối hợp giữa các bên liên quan, giảm thiểu chi phí đối soát và tăng hiệu quả quy trình kiểm toán.

Tác giả muốn làm rõ mối quan hệ giữa tính chia sẻ dữ liệu trên blockchain đối với chất lượng kiểm toán độc lập nên đưa ra giả thuyết nghiên cứu:

H2: *Tính chia sẻ của blockchain ứng dụng trong kiểm toán ảnh hưởng tích cực đến chất lượng kiểm toán độc lập tại Việt Nam.*

Tính truy vết

Tính truy vết của blockchain đề cập đến khả năng theo dõi và truy xuất toàn bộ lịch sử của một giao dịch từ thời điểm khởi tạo đến khi hoàn tất. Nhiều nghiên cứu trước đã nhấn mạnh vai trò của tính truy vết đối với chất lượng kiểm toán. Elommal & Manita (2022) cho thấy khả năng truy vết kết hợp với cập nhật dữ liệu tức thời giúp kiểm toán viên rút ngắn thời gian thực hiện và chuyển trọng tâm sang đánh giá hệ thống kiểm soát nội bộ. Bên cạnh đó, Han & cộng sự (2023) nhận định rằng khả năng theo dõi và xác minh chuỗi giao dịch của blockchain góp phần giảm thiểu gian lận, nâng cao độ tin cậy của bằng chứng kiểm toán.

Tác giả muốn kiểm chứng mối quan hệ của tính truy vết trong ứng dụng blockchain đối với chất lượng kiểm toán độc lập nên đưa ra giả thuyết nghiên cứu:

H3: *Tính truy vết của blockchain ứng dụng trong kiểm toán ảnh hưởng tích cực đến chất lượng kiểm toán độc lập tại Việt Nam.*

Tính kiểm duyệt

Tính kiểm duyệt (verifiability) của blockchain phản ánh khả năng cho phép các bên liên quan, đặc biệt là kiểm toán viên, xác minh tính hợp lệ và toàn vẹn của dữ liệu một cách minh bạch và đáng tin cậy. Nhờ đặc tính này, quy trình kiểm toán được hỗ trợ trong việc đảm bảo dữ liệu đáng tin cậy và giảm thiểu rủi ro sai lệch.

Các nghiên cứu đã nhấn mạnh mối liên hệ tích cực giữa tính kiểm duyệt và chất lượng kiểm toán. Rozario & Vasarhelyi (2018) cho thấy blockchain giúp xác minh dữ liệu hiệu quả, hỗ trợ kiểm toán viên thu thập bằng chứng chính xác và đầy đủ. Wang & cộng sự (2020) chỉ ra rằng khả năng xác minh tức thời giúp kiểm toán viên phát hiện sai lệch và gian lận nhanh hơn, từ đó nâng cao chất lượng quy trình kiểm toán. Ngoài ra, Alkhwaldi & cộng sự (2024) khẳng định rằng tính minh bạch và khả năng xác minh giao dịch theo thời gian thực của blockchain góp phần tối ưu hóa hợp tác giữa các bên liên quan và giảm chi phí kiểm tra đối soát.

Tác giả muốn kiểm chứng vai trò ảnh hưởng của tính kiểm duyệt trong nâng cao chất lượng kiểm toán độc lập nên đưa ra giả thuyết nghiên cứu:

H4: *Tính kiểm duyệt của blockchain ứng dụng trong kiểm toán ảnh hưởng tích cực đến chất lượng kiểm toán độc lập tại Việt Nam.*

3. Phương pháp nghiên cứu

Thu thập dữ liệu

Dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu là kết quả của việc khảo sát các kiểm toán viên độc lập đang hành nghề tại Việt Nam thông qua 2 hình thức: gửi gián tiếp bảng hỏi qua email và phát trực tiếp cho các kiểm toán viên độc lập đang hành nghề tại Việt Nam. Kiểm toán viên được hỏi các thông tin nhân khẩu học, nơi làm việc (công ty kiểm toán Big 4 hay non-Big 4), số năm kinh nghiệm, chứng chỉ kiểm toán viên, ứng dụng công nghệ blockchain trong kiểm toán độc lập và vai trò của việc ứng dụng công nghệ blockchain đối với chất lượng cuộc kiểm toán. Sau khi loại bỏ những phiếu khảo sát chưa hoàn thiện, cuối cùng, 403 phiếu hợp lệ được giữ lại để phục vụ cho quá trình phân tích tiếp theo.

Đo lường các biến nghiên cứu

Tác giả đã kế thừa thước đo các đặc tính của công nghệ blockchain và chất lượng kiểm toán từ các nghiên cứu trước đây (Sarram & cộng sự, 2024; Kabir & cộng sự, 2022; Knechel & Payne, 2001) để đánh giá mức

độ ảnh hưởng của từng đặc điểm công nghệ blockchain tới chất lượng kiểm toán độc lập theo thang đo Likert 5 mức độ từ Rất không đồng ý – Đồng ý – Không có ý kiến – Không đồng ý – Rất không đồng ý.

Bảng 1. Đo lường các biến

Biến/Biến quan sát		Nội dung	Nguồn tham khảo
Tính lập trình (P)	P1	Blockchain có khả năng mã hóa các thỏa thuận và giao dịch, giúp kiểm toán viên dễ dàng xác minh tính bảo mật và minh bạch của dữ liệu.	Sarram & cộng sự (2024)
	P2	Blockchain có khả năng tự động tạo các bút toán trên sổ cái kế toán khi giao dịch phát sinh, hỗ trợ kiểm toán viên giảm thiểu thao tác thủ công trong quá trình kiểm toán.	
	P3	Các giao dịch trên blockchain được phân phối đồng thời và niêm phong bằng mật mã, giúp kiểm toán viên đảm bảo tính toàn vẹn và tin cậy của bằng chứng kiểm toán.	
Tính chia sẻ (S)	S1	Blockchain cho phép kiểm toán viên truy cập vào toàn bộ thông tin sẵn có của doanh nghiệp cùng với các bên liên quan được cấp quyền.	Sarram & cộng sự (2024)
	S2	Blockchain đảm bảo kiểm toán viên nhận được dữ liệu phân phối đồng bộ và chính xác với tất cả người dùng khác trong hệ thống.	Sarram & cộng sự (2024)
	S3	Blockchain cung cấp cho kiểm toán viên thông tin được cập nhật liên tục, hỗ trợ quá trình kiểm toán kịp thời và hiệu quả.	
Tính truy vết (T)	T1	Blockchain cho phép ghi nhận đầy đủ các giao dịch theo thời gian thực phục vụ cho công tác kiểm toán.	Sarram & cộng sự (2024)
	T2	Blockchain giúp kiểm toán viên xác minh nguồn gốc và tính hợp pháp của các giao dịch.	
	T3	Blockchain cho phép kiểm toán viên theo dõi toàn bộ lịch sử của một giao dịch từ khởi tạo đến hoàn tất để phát hiện sai sót hoặc gian lận.	
Tính kiểm duyệt (V)	V1	Blockchain có khả năng ngăn chặn việc thay đổi dữ liệu sau khi đã ghi nhận, giúp kiểm toán viên tin cậy hơn vào bằng chứng kiểm toán.	Sarram & cộng sự (2024)
	V2	Blockchain cung cấp cơ chế xác thực và đồng thuận, hỗ trợ kiểm toán viên trong việc xác minh tính chính xác của thông tin.	
	V3	Blockchain có khả năng tự động xác minh dữ liệu giao dịch, giúp kiểm toán viên giảm thời gian và công sức đối chiếu thủ công.	
Chất lượng kiểm toán độc lập (EAQ)	EAQ1	Việc ứng dụng blockchain giúp kiểm toán viên nâng cao khả năng phát hiện gian lận và sai sót trọng yếu trên báo cáo tài chính.	Kabir & cộng sự (2022)
	EAQ2	Việc ứng dụng blockchain hỗ trợ kiểm toán viên tăng cường mức độ tuân thủ chuẩn mực kiểm toán và các quy định pháp lý có liên quan.	
	EAQ3	Việc ứng dụng blockchain giúp rút ngắn thời gian thực hiện kiểm toán nhưng vẫn đảm bảo chất lượng kiểm toán.	Knechel & Payne (2001)

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

Trong nghiên cứu này, ngoài nghiên cứu tác động của các đặc tính của công nghệ blockchain tới chất lượng kiểm toán, tác giả còn xem xét ảnh hưởng của một số nhân tố khác mà trong các nghiên cứu trước đây (Chi & cộng sự, 2017; Tran & cộng sự, 2025) đã chỉ ra cũng có ảnh hưởng tới chất lượng kiểm toán, đó là: đặc điểm của công ty kiểm toán, trình độ của kiểm toán viên (KTV) và kinh nghiệm làm việc của kiểm

toán viên.

Quy trình xử lý và phân tích dữ liệu trong nghiên cứu này được thực hiện bằng phần mềm AMOS 26. Trước hết, nghiên cứu tiến hành thống kê mô tả nhằm khái quát đặc điểm mẫu khảo sát và phân tích sơ bộ điểm số của các thang đo. Tiếp đó, các thang đo được so sánh về giá trị trung bình để nhận diện xu hướng đánh giá của người trả lời, đồng thời phân tích tương quan nhằm xem xét mối quan hệ sơ bộ giữa các biến. Sau giai đoạn này, độ tin cậy của các thang đo được kiểm định bằng hệ số Cronbach's Alpha để loại bỏ những biến quan sát không phù hợp. Tiếp theo, phân tích nhân tố khám phá (EFA) được tiến hành nhằm xác định cấu trúc tiềm ẩn của các biến đo lường, trước khi thực hiện phân tích nhân tố khẳng định (CFA) để kiểm định độ phù hợp của mô hình đo lường. Cuối cùng, nghiên cứu sử dụng phân tích mô hình cấu trúc tuyến tính (SEM) nhằm kiểm định các giả thuyết nghiên cứu và đánh giá mức độ ảnh hưởng của các nhân tố đến chất lượng kiểm toán độc lập.

4. Kết quả nghiên cứu

Kết quả xử lý dữ liệu cho thấy nhìn chung, phân phối giữa các biến trong cùng một nhóm khá tương đồng. Trung bình của chất lượng kiểm toán độc lập (External Audit Quality – AEQ) là 3,06, trong khi 4 yếu tố còn lại có điểm số ở mức cao hơn, dao động từ 3,91-3,99

Tác giả tiến hành kiểm định độ tin cậy thang đo, kết quả cụ thể: Cronbach's Alpha (Tính lập trình) = 0,854; Cronbach's Alpha (Tính chia sẻ) = 0,82; Cronbach's Alpha (Tính truy vết) = 0,843; Cronbach's Alpha (Tính kiểm duyệt) = 0,85; Cronbach's Alpha (Chất lượng kiểm toán độc lập) = 0,9, phù hợp với mục tiêu nghiên cứu. Đồng thời, kết quả cho biết, các biến đo lường yếu tố này đều có hệ số tương quan biến tổng đều lớn hơn 0,3, đồng thời các biến bị loại đều có hệ số Cronbach's Alpha không cao hơn hệ số Cronbach's Alpha của thang đo đó. Như vậy, các biến quan sát đạt yêu cầu đề ra và phù hợp để thực hiện đánh giá tiếp theo.

Phân tích nhân tố khẳng định (CFA) được dùng để kiểm định xem các biến quan sát (items trong bảng câu hỏi) có thực sự đo lường đúng các nhân tố của mô hình nghiên cứu hay không. Để đánh giá độ phù hợp mô hình, tác giả chạy dữ liệu xem xét giá trị các chỉ số: CMIN/df = 1,47 (Tốt); CFI = 0,987 (Tốt); TLI = 0,984 (Tốt); RMSEA = 0,034 (Tốt); PCLOSE = 0,988 (Tốt). Như vậy, khẳng định mô hình là phù hợp.

Phân tích mô hình SEM cho kết quả hệ số tác động của tính lập trình tới chất lượng kiểm toán độc lập là 0,256; hệ số tác động của tính kiểm duyệt tới chất lượng kiểm toán độc lập là 0,257; hệ số tác động của tính truy vết tới chất lượng kiểm toán độc lập là 0,194; hệ số tác động của tính chia sẻ tới chất lượng kiểm toán độc lập là 0,334, đặc điểm công ty kiểm toán là 0,176, năng lực trình độ của kiểm toán viên là 0,205, số năm kinh nghiệm của kiểm toán viên là 0,106.

Mức độ tác động của từng biến độc lập (tính lập trình, tính chia sẻ, tính truy vết, tính kiểm duyệt) và các biến kiểm soát lên biến phụ thuộc (chất lượng kiểm toán) được trình bày trong Bảng 2.

Bảng 2. Kết quả mô hình SEM

		Hệ số ước lượng	Sai số chuẩn	Giá trị kiểm định	Mức ý nghĩa
Chất lượng kiểm toán	← Tính chia sẻ	0,334	0,021	15,872	***
Chất lượng kiểm toán	← Tính truy vết	0,194	0,016	11,862	***
Chất lượng kiểm toán	← Tính kiểm duyệt	0,257	0,017	15,519	***
Chất lượng kiểm toán	← Tính lập trình	0,256	0,017	15,401	***
Chất lượng kiểm toán	← Quy mô công ty kiểm toán	0,176	0,021	8,398	***
Chất lượng kiểm toán	← Bảng cấp của kiểm toán viên	0,205	0,024	8,447	***
Chất lượng kiểm toán	← Số năm kinh nghiệm của KTV	0,106	0,005	21,310	***

Chú thích: *** giá trị P-value < 0.001

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu của tác giả.

5. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Thứ nhất, kết quả nghiên cứu cho thấy tính lập trình của blockchain có ảnh hưởng cùng chiều với chất

lượng kiểm toán (hệ số hồi quy chuẩn hoá thu được từ phân tích mô hình SEM có giá trị $\beta = 0,256$ và có ý nghĩa thống kê). Blockchain tạo điều kiện để tự động hóa quy trình, đảm bảo tính minh bạch và giảm thiểu sai sót.

Do vậy, Giả thuyết nghiên cứu H1 được ủng hộ.

Kết quả này phù hợp với các kết quả nghiên cứu của Dai & Vasarhelyi (2017) và Han & cộng sự (2023), Sarram & cộng sự (2024) khi blockchain được ghi nhận là một công nghệ có tiềm năng cách mạng hóa lĩnh vực kiểm toán.

Kết quả nghiên cứu này góp phần củng cố và mở rộng lý thuyết về kiểm toán liên tục (continuous auditing), khi cho thấy tính lập trình của công nghệ blockchain không chỉ nâng cao hiệu quả thu thập và xử lý dữ liệu, mà còn tạo tiền đề để xây dựng, thiết kế chương trình kiểm toán hướng tới tự động hóa nhiều hơn.

Thứ hai, nghiên cứu chỉ ra rằng, sự chia sẻ của blockchain có tác động cùng chiều với chất lượng kiểm toán độc lập (hệ số hồi quy chuẩn hoá thu được từ phân tích mô hình SEM có giá trị $\beta = 0,334$ và có ý nghĩa thống kê). Điều này cho thấy việc tất cả các bên liên quan cùng được tiếp cận một nguồn dữ liệu đồng bộ, minh bạch và cập nhật liên tục đã mang lại lợi ích đáng kể cho hoạt động kiểm toán. Bên cạnh đó, tính chia sẻ giúp giảm thiểu độ trễ thông tin, hạn chế rủi ro do bất cân xứng dữ liệu, đồng thời tạo điều kiện cho kiểm toán gần với thời gian thực.

Do vậy, Giả thuyết nghiên cứu H2 được ủng hộ.

Kết quả trên cũng nhận được sự ủng hộ của nhiều nhà nghiên cứu trước đó (Simoyama & cộng sự, 2017; Chedrawi & Howayeck, 2018; Liu & cộng sự, 2019; Elommal & Manita, 2022; Majeed & Taha, 2024; Alkhwalidi & cộng sự, 2024; Sarram & cộng sự, 2024).

Thứ ba, kết quả nghiên cứu cho thấy tính truy vết có tác động cùng chiều đến chất lượng kiểm toán độc lập (hệ số hồi quy chuẩn hoá thu được từ phân tích mô hình SEM có giá trị $\beta = 0,194$ và có ý nghĩa thống kê). Nhờ khả năng theo dõi và xác minh nguồn gốc bằng chứng kiểm toán với độ chính xác cao, tính truy vết giúp tăng cường tính khách quan, minh bạch và giảm thiểu sai sót trong quy trình kiểm toán.

Do vậy, giả thuyết nghiên cứu H3 được ủng hộ.

Kết quả nghiên cứu này cũng nhận được sự đồng tình của các nhà nghiên cứu (Georgiou & cộng sự, 2024; Han & cộng sự, 2023; Sarram & cộng sự, 2024).

Nghiên cứu này đã bổ sung bằng chứng thực nghiệm trong bối cảnh Việt Nam, làm rõ rằng tính truy vết của công nghệ blockchain cũng có tác động tích cực đến chất lượng kiểm toán ở thị trường mới nổi, vốn ít được kiểm chứng trong các nghiên cứu trước đây.

Thứ tư, kết quả của nghiên cứu cho thấy tính kiểm duyệt của blockchain đóng vai trò quan trọng trong việc bảo vệ tính toàn vẹn của dữ liệu, đảm bảo tính minh bạch và độ tin cậy của bằng chứng kiểm toán (hệ số hồi quy chuẩn hoá thu được từ phân tích mô hình SEM có giá trị $\beta = 0,257$ và có ý nghĩa thống kê). Điều này khẳng định rằng khả năng xác minh trong môi trường blockchain giúp kiểm toán viên đảm bảo tính minh bạch, độ tin cậy và đầy đủ của bằng chứng kiểm toán.

Do vậy, giả thuyết nghiên cứu H4 được ủng hộ.

Kết quả này đồng quan điểm với các nghiên cứu đi trước của Ferri & cộng sự (2021), Alkhwalidi & cộng sự (2024), Georgiou & cộng sự (2024), Sarram & cộng sự (2024).

Nghiên cứu bổ sung bằng chứng thực nghiệm cho thấy tính kiểm duyệt của blockchain là một yếu tố then chốt nâng cao chất lượng kiểm toán, đặc biệt trong bối cảnh Việt Nam, nơi mà ứng dụng blockchain trong kiểm toán còn ở giai đoạn sơ khởi.

Thứ năm, về ảnh hưởng của đặc điểm công ty kiểm toán tới chất lượng kiểm toán độc lập. Nghiên cứu đã chỉ ra rằng, đặc điểm công ty kiểm toán có ảnh hưởng cùng chiều với chất lượng kiểm toán, chất lượng kiểm toán sẽ tốt nếu được kiểm toán bởi các công ty kiểm toán Big4. Kết quả này đồng quan điểm với kết quả nghiên cứu của DeAngelo (1981), Francis & Yu (2009), Lawrence & cộng sự (2011), Phạm Huy Hùng

& Trần Mạnh Dũng (2022), Tran & cộng sự (2025) cho rằng quy mô công ty kiểm toán càng lớn thì chất lượng kiểm toán càng cao nhờ uy tín, nguồn lực, càng giảm thiểu các thành phần dồn tích có thể điều chỉnh, cải thiện đáng kể chất lượng kiểm toán.

Thứ sáu, về ảnh hưởng của trình độ của kiểm toán viên tới chất lượng kiểm toán độc lập. Nghiên cứu cho biết trình độ của kiểm toán viên có ảnh hưởng tích cực tới chất lượng kiểm toán. Kết quả này đồng quan điểm với nghiên cứu của Gul & cộng sự, (2013) cũng cho thấy những kiểm toán viên có chuyên môn cao và giàu kinh nghiệm thường phát hiện sai sót tốt hơn, từ đó nâng cao chất lượng báo cáo kiểm toán.

Thứ bảy, về ảnh hưởng của kinh nghiệm làm việc của kiểm toán viên tới chất lượng kiểm toán. Nghiên cứu đã khẳng định số năm làm việc của kiểm toán viên càng cao thì chất lượng kiểm toán càng cao. Kết quả này đồng quan điểm với nghiên cứu của Sundgren & Svanström (2014) phát hiện rằng các kiểm toán viên có nhiều kinh nghiệm nghề nghiệp có xu hướng phát hành báo cáo ý kiến kiểm toán thận trọng và đáng tin cậy hơn. Đồng thời, Chi & cộng sự (2017) cũng cho rằng kinh nghiệm trước đây và kinh nghiệm gắn với từng khách hàng của kiểm toán viên có ảnh hưởng tích cực đến chất lượng kiểm toán.

Tóm lại, nghiên cứu này đã đóng góp bằng chứng về sự ảnh hưởng của từng đặc tính của công nghệ blockchain tới chất lượng kiểm toán độc lập tại Việt Nam. Trong 4 đặc điểm của blockchain được đưa vào nghiên cứu này thì kết quả ảnh hưởng của từng đặc tính tới chất lượng kiểm toán độc lập tại Việt Nam đã được chỉ rõ: tính chia sẻ có ảnh hưởng nhiều nhất tới chất lượng kiểm toán độc lập (hệ số hồi quy thu được là 0,334), tính kiểm chứng (hệ số hồi quy thu được là 0,257), tính lập trình (hệ số hồi quy thu được là 0,256), và cuối cùng là tính truy vết (hệ số hồi quy thu được là 0,194). Như vậy, nghiên cứu đã lượng hóa và so sánh mức độ ảnh hưởng của từng đặc tính blockchain đến chất lượng kiểm toán, thay vì chỉ dừng lại ở việc khẳng định tác động tích cực chung chung của công nghệ blockchain trong các nghiên cứu lý thuyết trước đây (Wang & cộng sự, 2020; Georgiou & cộng sự, 2024; Hashem & cộng sự, 2023).

6. Kết luận

Chất lượng kiểm toán có thể chịu ảnh hưởng khác nhau từ các đặc tính của công nghệ blockchain, bao gồm tính lập trình (programmability), tính chia sẻ (shareability), tính truy vết (traceability) và tính kiểm chứng (verifiability). Nghiên cứu này góp phần mở rộng cơ sở lý thuyết về mối quan hệ giữa blockchain và chất lượng kiểm toán, qua đó chỉ ra rằng các đặc tính công nghệ này không có vai trò đồng đều trong công tác kiểm toán. Kết quả phân tích dữ liệu cho thấy, việc ứng dụng blockchain giúp kiểm toán viên tiếp cận toàn bộ dữ liệu giao dịch trong thời gian thực, thay vì phụ thuộc vào mẫu chọn. Nhờ đó, quy trình kiểm toán trở nên toàn diện, minh bạch và giảm thiểu sai sót phát sinh từ chọn mẫu. Tính chia sẻ và tính truy vết giúp các bên liên quan, như kiểm toán viên, doanh nghiệp, cơ quan quản lý, có thể xác minh và đối chiếu thông tin một cách minh bạch, từ đó tăng tính tin cậy và giảm gian lận báo cáo tài chính. Tính kiểm duyệt đảm bảo mọi dữ liệu giao dịch đều được xác thực và không thể chỉnh sửa, tạo nền tảng cho kiểm toán liên tục, phân tích và xác nhận gần như theo thời gian thực. Như vậy, blockchain không chỉ làm thay đổi cách thức kiểm toán được thực hiện, mà còn mở ra cơ hội phát triển các dịch vụ kiểm toán mới dựa trên dữ liệu tự động và hệ thống thông minh, từ đó nâng cao toàn diện chất lượng kiểm toán.

Tài liệu tham khảo

- Alkhawaldi, A. F., Alidarous, M. M., & Alharasis, E. E. (2024). Antecedents and outcomes of innovative Blockchain usage in accounting and auditing profession: An extended UTAUT model. *Journal of Organizational Change Management*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1108/JOCM-03-2023-0070>.
- Alotaibi, E. M., & Alnesafi, A. (2023). Assessing the impact of audit software on audit quality: Auditors' perceptions. *International Journal of Applied Economics, Finance and Accounting*, 17(1). <https://doi.org/10.33094/ijaefa.v17i1.1068>.
- Anis, M. A. E. (2023). Auditors' perceptions of blockchain-based accounting systems: Benefits, challenges, and required capabilities in Egypt. *Journal of Accounting in Emerging Economies*, 13(6), 1013–1036. <https://doi.org/10.1108/JAEE-12-2021-0332>.
- Bùi Văn Dương, Nguyễn Hữu Quy & Võ Thị Trúc Đào (2021). Tác động của công nghệ blockchain đến hệ thống thông tin kế toán. *Tạp chí Khoa học & Công nghệ Việt Nam*, 63(10), 24–28. [https://doi.org/10.31276/vjst.63\(10\).24-28](https://doi.org/10.31276/vjst.63(10).24-28).
- Chedrawi, C., & Howayeck, P. (2018). Audit in the blockchain era within a principal–agent approach. In *Proceedings of the International Conference on Information and Communication Technologies in Organizations and Society (ICTO 2018)*, Paris, France. https://www.academia.edu/36838410/Audit_in_the_Blockchain_era_within_a_principal_agent_approach
- Chi, W., Myers, L. A., Omer, T. C., & Xie, H. (2017). The effects of audit partner pre-client and client-specific experience on audit quality and on perceptions of audit quality. *Review of Accounting Studies*, 22(1), 361–391. <https://doi.org/10.1007/s11142-016-9376-9>.
- Dai, J., & Vasarhelyi, M. A. (2017). Toward blockchain-based accounting and assurance. *Journal of Information Systems*, 31(3). <https://doi.org/10.2308/isys-51804>.
- DeAngelo, L. E. (1981). Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics*, 3(3), 183–199. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(81\)90002-1](https://doi.org/10.1016/0165-4101(81)90002-1).
- Elommal, N., & Manita, R. (2022). Blockchain and auditing: Opportunities, threats, and future research avenues. *Managerial Auditing Journal*, 37(2), 178–200. <https://doi.org/10.1108/MAJ-08-2020-2787>.
- Ferri, L., Spanò, R., Ginesti, G., & Theodosopoulos, G. (2021). Ascertaining auditors' intentions to use blockchain technology: Evidence from the Big 4 accountancy firms in Italy. *Meditari Accountancy Research*, 29(5), 1063–1087. <https://doi.org/10.1108/MEDAR-03-2020-0829>.
- Francis, J. R., & Yu, M. D. (2009). Big 4 office size and audit quality. *The Accounting Review*, 84(5), 1521–1552. <https://doi.org/10.2308/accr.2009.84.5.1521>.
- Gauthier, M., & Brender, N. (2021). The impact of blockchain technology on financial reporting and auditing. *Journal of Information Systems*, 35(3), 87–98. <https://doi.org/10.2308/ISYS-2020-062>.
- Georgiou, I., Sapuric, S., Lois, P., & Thrassou, A. (2024). Blockchain for accounting and auditing – Accounting and auditing for cryptocurrencies: A systematic literature review and future research directions. *Journal of Risk and Financial Management*, 17(7), 276. <https://doi.org/10.3390/jrfm17070276>.
- Gul, F. A., Wu, D., & Yang, Z. (2013). Do individual auditors affect audit quality? Evidence from archival data. *The Accounting Review*, 88(6), 1993–2023. <https://doi.org/10.2308/accr-50536>.
- Han, S., Liu, Y., & Chen, Z. (2023). Blockchain and artificial intelligence in accounting and auditing: A systematic literature review. *Journal of Emerging Technologies in Accounting*, 20(1), 45–70. <https://doi.org/10.2308/JETA-2021-063>.
- Hashem, R. E. E. D. R., Mubarak, A. I. I., & Abu-Musa, A. A. E.-S. (2023). The impact of blockchain technology on audit process quality: An empirical study on the banking sector. *International Journal of Auditing and Accounting Studies*, 5(1), 87–118. <https://doi.org/10.47509/IJAAS.2023.v05i01.04>.
- Kabir, M. R., Sobhani, F. A., Mohamed, N., & Ashrafi, M. (2022). Impact of integrity and internal audit transparency on audit quality: The moderating role of blockchain. *Management & Accounting Review (MAR)*, 21(1), 203–233.

-
- Knechel, W. R., & Payne, J. L. (2001). Additional evidence on audit report lag. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 20(1), 137–146. <https://doi.org/10.2308/aud.2001.20.1.137>.
- Lawrence, A., Minutti-Meza, M., & Zhang, P. (2011). Can Big 4 versus non-Big 4 differences in audit-quality proxies be attributed to client characteristics? *The Accounting Review*, 86(1), 259–286. <https://doi.org/10.2308/accr.00000009>.
- Lê Hữu Nghĩa & Lâm Thị Hồng Hoa (2022). Ứng dụng Blockchain vào hoạt động kiểm toán nội bộ - Bài học kinh nghiệm cho Việt Nam. *Tạp chí Khoa học, Đại học Mở thành phố Hồ Chí Minh*, 17(5), 44–58. <https://doi.org/10.46223/HCMCOUJS.econ.vi.17.5.2072.2022>.
- Liu, M., Wu, K., & Xu, J. J. (2019). How will blockchain technology impact auditing and accounting: Permissionless versus permissioned blockchain. *Current Issues in Auditing*, 13(2), A19–A29. <https://doi.org/10.2308/ciia-52399>.
- Mahabbah, N. (2024). Pengaruh CAATs, computer self-efficacy (CSE), dan etika profesi terhadap kinerja auditor. *Jurnal Ilmiah Akuntansi Indonesia*, 9(2). <https://jurnal.unmuhjembar.ac.id/index.php/JIAI/article/view/22844>.
- Majeed, R. H., & Taha, A. A. (2024). A survey study of Iraqi auditors' adoption of Blockchain technology. *Asian Review of Accounting*, 32(3), 521–546. <https://doi.org/10.1108/ARA-01-2023-0015>.
- Mbonigaba, C., & Vanitha, N. (2019). Blockchain Technology and Its Impact on Financial Audits: Will Auditors Become Obsolete? In *Proceedings of the 3rd International Conference on Multidisciplinary Research Trends in Arts, Science, Engineering & Technology* (ISBN 978 81 942083 0 3), pp. 239–245. DK International Research Foundation.
- Phạm Huy Hùng & Trần Mạnh Dũng. (2022). Các nhân tố bên ngoài ảnh hưởng tới chất lượng của kiểm toán độc lập. *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 299(2), 25–35. <https://js.ktpt.edu.vn/index.php/jed/article/view/617>
- Rozario, A. M., & Vasarhelyi, M. A. (2018). Auditing with smart contracts. *International Journal of Digital Accounting Research*, 18(24), 1–27. https://doi.org/10.4192/1577-8517-v18_1.
- Sarram, M., Al-shanableh, N., Anagreh, S., Alrfai, M., Rahahle, M., Ait Yassine, F., Saatchi, S., Haija, A., Al-Momani, A. M., & Alhawary, S. (2024). Assessing the impact of blockchain characteristics on external audit quality in Jordanian SMEs. In A. M. A. Musleh Al-Sartawi & A. I. Nour (Eds.), *Artificial intelligence and economic sustainability in the era of Industrial Revolution 5.0 (Studies in Systems, Decision and Control, Vol. 528)*. Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-031-56586-1_96.
- Simoyama, F. de O., Grigg, I., Bueno, R. L. P., & de Oliveira, L. C. (2017). Triple entry ledgers with blockchain for auditing. *International Journal of Auditing Technology*, 3(3), 163–183. <https://doi.org/10.1504/IJAU-DIT.2017.086741>.
- Sundgren, S., & Svanström, T. (2014). Auditor-in-charge characteristics and going-concern reporting. *Contemporary Accounting Research*, 31(2), 531–550. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12035>.
- Tran, T. G. T., Pham, Q. T., Tran, T. T. P., & Bui, T. T. H. (2025). The impact of audit firm size on audit quality: An empirical study of the Vietnamese stock market. *SAGE Open*, 15(2), 1–16. <https://doi.org/10.1177/21582440251336005>.
- Wang, K., Zhang, Y., & Chang, E. (2020). A conceptual model for blockchain-based auditing information system. *Proceedings of the 2020 2nd International Electronics Communication Conference*, 101–107. <https://doi.org/10.1145/3409934.3409949>.
- Widuri, R., & Gautama, Y. (2020). *Computer-Assisted Audit Techniques (CAATs) for Financial Fraud Detection: A Qualitative Approach*. 2020 International Conference on Information Management and Technology (ICIMTech), 771–776. <https://doi.org/10.1109/ICIMTech50083.2020.9211280>.

CÁC NHÂN TỐ NỘI TẠI ẢNH HƯỞNG TỚI HIỆU QUẢ TÀI CHÍNH TRONG CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI CỔ PHẦN VIỆT NAM

Nguyễn Thị Thúy Nga

Công ty TNHH dược phẩm Hiền Vĩ

Email: nguyenthithuynga18081982@gmail.com

Trần Trung Tuấn*

Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: trungtuanktd@gmail.com

Mã bài báo: JED-2623

Ngày nhận: 20/08/2025

Ngày nhận bản sửa: 17/09/2025

Ngày duyệt đăng: 02/10/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2623

Tóm tắt:

Hiệu quả tài chính là yếu tố then chốt quyết định sự phát triển bền vững của các ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam. Bài báo này nhằm phân tích tác động của các nhân tố nội tại, bao gồm quy mô ngân hàng, tuổi hoạt động, cường độ vốn và tỷ lệ đòn bẩy đến hiệu quả tài chính của các ngân hàng thương mại cổ phần. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu báo cáo tài chính của 21 ngân hàng trong giai đoạn 2020-2024 và áp dụng mô hình hồi quy tuyến tính trên dữ liệu bảng. Kết quả nghiên cứu cho thấy quy mô ngân hàng có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính, trong khi tỷ lệ đòn bẩy, cường độ vốn và tuổi hoạt động có tác động tiêu cực. Những phát hiện này cung cấp bằng chứng thực nghiệm quan trọng, khẳng định vai trò của việc quản trị quy mô, cấu trúc vốn và chiến lược phát triển dài hạn trong việc nâng cao hiệu quả hoạt động của ngân hàng. Nghiên cứu góp phần bổ sung cơ sở lý luận và thực tiễn cho các nhà quản trị ngân hàng, nhà hoạch định chính sách và nhà đầu tư trong việc cải thiện hiệu quả tài chính và củng cố sự ổn định của hệ thống ngân hàng Việt Nam.

Từ khóa: Hiệu quả tài chính, lợi nhuận, ngân hàng thương mại cổ phần, nhân tố nội tại.

Mã JEL: M40, G21.

Internal determinants affecting financial performance in Vietnamese joint stock commercial banks

Abstract:

Financial performance is a critical determinant of the sustainable development of Vietnamese joint-stock commercial banks (JSCBs). This study investigates the impact of internal factors, including bank size, age, capital intensity, and leverage ratio, on the financial performance of JSCBs. By using financial statements from 21 banks during the period 2020–2024 and applying a panel data regression model, the results reveal that bank size positively affects financial performance, whereas leverage, capital intensity, and bank age exert negative impacts. These findings provide significant empirical evidence, highlighting the importance of managing scale, capital structure, and long-term strategies to enhance financial performance. The research contributes to both theoretical and practical perspectives by offering insights for bank managers, policymakers, and investors in improving financial performance and strengthening the stability of the Vietnamese banking system.

Keywords: Financial performance, internal determinants, joint-stock commercial banks, profitability.

JEL Codes: M40, G21.

1. Giới thiệu

Hiệu quả tài chính của ngân hàng thương mại cổ phần (NHTMCP) là một chỉ báo quan trọng phản ánh sức khỏe tài chính, khả năng cạnh tranh và mức độ ổn định của hệ thống ngân hàng cũng như toàn bộ nền kinh tế. Nhiều nghiên cứu đã khẳng định rằng hiệu quả tài chính cao không chỉ giúp ngân hàng gia tăng lợi nhuận và củng cố vị thế trên thị trường, mà còn góp phần quan trọng vào sự ổn định vĩ mô và tăng trưởng kinh tế bền vững (Dietrich & Wanzenried, 2011; Maqbool & Zameer, 2018). Ngược lại, hiệu quả tài chính suy giảm có thể dẫn đến rủi ro mất khả năng thanh toán, khủng hoảng ngân hàng và tác động tiêu cực tới nền kinh tế (Trujillo-Ponce, 2013).

Các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả tài chính của ngân hàng đã được nhiều học giả quan tâm từ nhiều góc độ khác nhau. Một số nghiên cứu nhấn mạnh tác động của yếu tố vĩ mô như tăng trưởng GDP, lạm phát hay lãi suất thị trường (Kiganda, 2014; Ongore & Kusa, 2013). Một số khác tập trung vào yếu tố quản trị và cấu trúc sở hữu (Adelopo & cộng sự, 2018). Tuy nhiên, nhiều bằng chứng cho thấy các nhân tố nội tại của ngân hàng như quy mô, tuổi hoạt động, cường độ vốn và tỷ lệ đòn bẩy cũng có ảnh hưởng đáng kể đến hiệu quả tài chính (Fidanoski & cộng sự, 2018; Nguyen, 2024).

Trong bối cảnh Việt Nam, khu vực NHTMCP đóng vai trò then chốt trong việc cung cấp tín dụng, đầu tư và trung gian tài chính, nhưng lại đối mặt với áp lực cạnh tranh gay gắt, sự thay đổi pháp lý và biến động kinh tế vĩ mô. Một số nghiên cứu trong nước đã xem xét các nhân tố tác động đến khả năng sinh lời của ngân hàng (Hà, 2018; Sữu & Đức, 2023). Tuy nhiên, các nghiên cứu này thường tập trung riêng lẻ vào từng yếu tố hoặc chưa khai thác đầy đủ bối cảnh đặc thù của NHTMCP trong giai đoạn nhiều biến động gần đây, đặc biệt sau ảnh hưởng của khủng hoảng COVID-19.

Do đó, nghiên cứu này được thực hiện nhằm lấp đầy khoảng trống đó bằng cách kiểm định đồng thời bốn nhân tố nội tại (quy mô, tuổi hoạt động, cường độ vốn và tỷ lệ đòn bẩy) trong một mô hình định lượng, sử dụng dữ liệu cập nhật giai đoạn 2020-2024. Kết quả dự kiến sẽ cung cấp bằng chứng thực nghiệm đáng tin cậy, góp phần bổ sung cơ sở lý luận và hỗ trợ các nhà quản trị ngân hàng, nhà hoạch định chính sách cũng như nhà đầu tư trong việc nâng cao hiệu quả tài chính và đảm bảo sự phát triển bền vững của hệ thống ngân hàng Việt Nam.

Nghiên cứu này có cấu trúc như sau: Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu về các nhân tố nội tại ảnh hưởng tới Hiệu quả tài chính tại các Ngân hàng Thương mại được trình bày trong phần 2. Phần 3 trình bày về phương pháp nghiên cứu. Kết quả nghiên cứu được trình bày trong phần 4. Phần 5 trình bày về kết luận và các khuyến nghị.

2. Cơ sở lý thuyết về hiệu quả tài chính của các ngân hàng và các nhân tố nội tại ảnh hưởng tới hiệu quả tài chính của các ngân hàng

2.1. Hiệu quả tài chính của các ngân hàng

Hiện nay, từ các góc độ nghiên cứu khác nhau, có nhiều quan điểm khác nhau về hiệu quả tài chính của ngân hàng thương mại. Hiệu quả tài chính đo lường khả năng tạo ra lợi nhuận hoặc doanh thu của một doanh nghiệp (Didin & Mochamad, 2018). Hiệu quả tài chính của ngân hàng là một chỉ báo tổng hợp, phản ánh khả năng tạo ra lợi nhuận, quản trị rủi ro và duy trì sự ổn định trong hoạt động kinh doanh. Đây không chỉ là thước đo về năng lực nội tại của ngân hàng mà còn là yếu tố then chốt ảnh hưởng đến sự phát triển bền vững của toàn bộ hệ thống tài chính. Theo quan điểm chung, hiệu quả tài chính được đo lường thông qua các chỉ tiêu sinh lời như tỷ suất lợi nhuận trên tài sản (ROA), tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE), biên độ lãi ròng (NIM) cũng như các chỉ số phản ánh giá trị thị trường như P/E và tỷ suất sinh lợi cổ phiếu (Maqbool & Zameer, 2018). Tỷ suất sinh lời cho biết hiệu quả khi sử dụng vốn để tạo ra lợi nhuận từ các ngân hàng, có ba chỉ số là được sử dụng phổ biến nhất xuyên suốt các nghiên cứu về tỷ suất sinh lời là ROA, ROE và NIM... (Fidanoski & cộng sự, 2018; Trujillo-Ponce, 2013). Khả năng sinh lời thị trường được sử dụng để đánh giá mức độ tăng trưởng của giá trị đầu tư vào cổ phiếu trong một khoảng thời gian, bao hàm cả lợi nhuận từ việc tăng giá và cổ tức.

Trong các nghiên cứu gần đây, hiệu quả tài chính không chỉ gắn với lợi nhuận mà còn liên quan đến mức

độ an toàn vốn, khả năng chống chịu rủi ro và vai trò của đổi mới công nghệ. Malovaná & Frait (2024) chỉ ra rằng sức mạnh vốn và mức độ tuân thủ quy định có ảnh hưởng đáng kể đến hiệu quả hoạt động của ngân hàng trong bối cảnh gia tăng giám sát tài chính. Riyanti & cộng sự (2024) thấy rằng tỷ lệ vốn hóa cao hơn giúp ngân hàng cải thiện khả năng sinh lời, đặc biệt ở các nền kinh tế mới nổi. Tương tự, nghiên cứu của Vu & cộng sự (2025) cho thấy đầu tư công nghệ thông tin góp phần nâng cao hiệu quả tài chính và khả năng cạnh tranh của ngân hàng trong thời kỳ chuyển đổi số. Bên cạnh đó, các phân tích định lượng gần đây cũng cho thấy hiệu quả tài chính của ngân hàng có thể chịu tác động phi tuyến tính từ quy mô và tuổi đời doanh nghiệp. Nghiên cứu của Işık & Ersoy (2022) chứng minh rằng mối quan hệ giữa tuổi ngân hàng và hiệu quả tài chính thay đổi tùy theo giai đoạn phát triển, trong khi Qehaja-Keka & Kabashi (2023) nhấn mạnh tác động hai chiều của quy mô ngân hàng đối với lợi nhuận tại thị trường mới nổi. Các bằng chứng này cho thấy cần tiếp cận hiệu quả tài chính theo hướng toàn diện hơn, kết hợp cả yếu tố truyền thống (ROA, ROE, NIM) và yếu tố bối cảnh (quy định, công nghệ, cấu trúc vốn).

2.2. Các nhân tố nội tại ảnh hưởng tới hiệu quả tài chính của các ngân hàng

Các nghiên cứu quốc tế và trong nước đã tiếp cận về các nhân tố ảnh hưởng tới hiệu quả tài chính ngân hàng từ nhiều góc độ khác nhau, trong đó có các yếu tố vĩ mô, yếu tố quản trị và yếu tố nội tại. Các nhân tố vĩ mô bao gồm: tăng trưởng GDP, lạm phát, tỷ giá, lãi suất thị trường... phản ánh môi trường kinh doanh chung và ảnh hưởng đến chi phí vốn, nhu cầu tín dụng cũng như rủi ro tổng thể trong hoạt động ngân hàng. Ví dụ, nghiên cứu của Dietrich & Wanzenried (2011) cho thấy lạm phát và tăng trưởng kinh tế có ảnh hưởng tích cực đến khả năng sinh lời của ngân hàng. Akther, Rahman & Rahman (2023); Kiganda (2014) cũng thấy vai trò của các yếu tố kinh tế vĩ mô trong hiệu quả hoạt động tài chính ngân hàng. Các nhân tố quản trị ngân hàng như chất lượng quản trị, cơ cấu sở hữu, hiệu quả quản lý chi phí và kiểm soát nội bộ... cũng được đề cập trong nhiều nghiên cứu. Adelopo & cộng sự (2018) nghiên cứu ảnh hưởng của cơ cấu sở hữu và giám sát nội bộ đến lợi nhuận ngân hàng trước, trong và sau khủng hoảng tài chính. Sehrish, Faiza & Khalid (2011) chỉ ra rằng các yếu tố quản trị tốt sẽ giúp ngân hàng duy trì hiệu quả tài chính ổn định trong dài hạn.

Các nhân tố nội tại ảnh hưởng tới hiệu quả tài chính của ngân hàng cũng được các nhà nghiên cứu quan tâm để nghiên cứu ở các góc độ khác nhau. Các nghiên cứu gần đây như Işık & Ersoy (2022); Malovaná & Frait (2024); Nguyen (2024); Qehaja-Keka & Kabashi (2023); Rahmani, Iranzadeh & Alavi-Matin (2024); Riyanti & cộng sự (2024); Tran, Nguyen & Lopes (2024); Vu & cộng sự (2025)... về các nhân tố nội tại như quy mô ngân hàng, sức mạnh vốn, tuổi hoạt động và tỷ lệ đòn bẩy cho thấy sự liên quan của những nhân tố nội tại này tới hiệu quả tài chính của ngân hàng thương mại.

Quy mô doanh nghiệp đã trở thành một yếu tố quan trọng trong các nghiên cứu tài chính doanh nghiệp và được coi như một trong những biến số được sử dụng rộng rãi nhất (Kioko & cộng sự, 2013). Các nghiên cứu thường đo lường quy mô ngân hàng bằng cách lấy logarit của tổng tài sản ngân hàng (Wahba & Elsayed, 2015). Các nghiên cứu cho thấy mối quan hệ giữa quy mô ngân hàng và hiệu quả tài chính có thể là thuận chiều hoặc ngược chiều (Athanasoglou & cộng sự, 2008; Dietrich & Wanzenried, 2014; Flamini, McDonald & Schumacher 2009). Nguyen (2024) cho thấy quy mô và tỷ lệ vốn chủ sở hữu tác động tích cực đến lợi nhuận, trong khi chi phí hoạt động và rủi ro tín dụng lại làm suy giảm hiệu quả ngân hàng, đặc biệt trong giai đoạn khủng hoảng và hậu COVID-19. Kết quả này phù hợp với phát hiện của Vu & cộng sự (2025) khi chỉ ra rằng đầu tư công nghệ thông tin và vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản có tác động thúc đẩy lợi nhuận, trong khi chi phí hoạt động làm giảm hiệu quả. Nhiều nghiên cứu cho thấy quy mô và vốn là hai yếu tố có tác động dương đáng kể đến hiệu quả ngân hàng, tác động của quy mô có thể mang tính phi tuyến và thay đổi theo từng hệ thống tài chính (Malovaná & Frait, 2024; Rahmani & cộng sự, 2024; Tran & cộng sự, 2024). Ngân hàng có quy mô lớn thường đạt được lợi thế theo quy mô, tận dụng tốt nguồn lực, đa dạng hóa sản phẩm và gia tăng hiệu quả tài chính (Dietrich & Wanzenried, 2011; Vu & cộng sự, 2025). Tuy nhiên, Kioko & cộng sự (2013) lưu ý rằng mở rộng quy mô quá mức có thể làm gia tăng chi phí quản lý, dẫn đến hiệu quả suy giảm. Qehaja-Keka & Kabashi (2023) ghi nhận hiện tượng “quy mô quá mức” có thể làm gia tăng chi phí và giảm lợi nhuận.

Tuổi doanh nghiệp đề cập đến vấn đề thời gian hoạt động của ngân hàng. Khi các doanh nghiệp càng

hoạt động lâu hơn, tỷ suất lợi nhuận của ngân hàng dường như có xu hướng giảm xuống, doanh nghiệp có thể cứng nhắc trong khâu tổ chức theo thời gian, kéo theo đó là chi phí tăng, tài sản hết thời hạn sử dụng, các hoạt động đầu tư giảm sút (F & Waelchli, 2010). Shumway (2001) cho rằng thước đo có ý nghĩa kinh tế nhất về tuổi của doanh nghiệp là số năm kể từ khi niêm yết. Sự kiện đó là một thời điểm quyết định trong vòng đời của một doanh nghiệp. Khi ngân hàng niêm yết sẽ ảnh hưởng đến quyền sở hữu và cấu trúc vốn, tạo ra cơ hội tăng trưởng và nhu cầu tái cấu trúc của doanh nghiệp niêm yết (Loderer & Waelchli, 2010). Khi tuổi doanh nghiệp gia tăng ban đầu có thể làm giảm lợi nhuận nhưng ở giai đoạn trưởng thành lại cải thiện hiệu quả (Işık & Ersoy, 2022). Lợi nhuận cải thiện theo quá trình tích lũy kinh nghiệm (DeYoung, 1998). Tuy nhiên, Işık & Ersoy (2022) lại cho rằng tuổi đời cao có thể làm gia tăng sự cứng nhắc trong quản trị, hạn chế đổi mới và giảm hiệu quả hoạt động.

Cường độ vốn là nhân tố đo lường tính thanh khoản của một ngân hàng (Katchova & Enlow, 2013). Cường độ vốn bao gồm các tỷ lệ thanh khoản, thể hiện khả năng của ngân hàng trong việc thanh toán các nghĩa vụ nợ ngắn hạn, thể hiện khả năng đáp ứng nhu cầu tiền gửi và gửi tín hiệu đến khách hàng ngân hàng về sự ổn định và khả năng bảo vệ tiền tiết kiệm của khách hàng (Berger, 1995; Ghosh, 2016). Demirgüç-Kunt & Huizinga (2018) nhấn mạnh rằng sức mạnh vốn cao giúp ngân hàng giảm thiểu rủi ro thanh khoản và tín dụng, từ đó cải thiện hiệu quả tài chính. Đặc biệt, trong bối cảnh khủng hoảng tài chính, các ngân hàng có tỷ lệ CAR cao thường duy trì được sự ổn định tốt hơn. Altunbas & cộng sự (2021) cho thấy rằng sức mạnh vốn có mối quan hệ phi tuyến với hiệu quả tài chính: ở mức độ vừa phải, sức mạnh vốn tăng sẽ cải thiện hiệu quả tài chính, nhưng nếu quá cao, nó có thể làm giảm lợi nhuận do chi phí cơ hội tăng lên. Thơ, Dương & Hoàng (2020) kết luận rằng sức mạnh vốn có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính. Các ngân hàng có tỷ lệ CAR cao thường đạt được lợi nhuận tốt hơn nhờ khả năng quản lý rủi ro hiệu quả. Tuy nhiên, Hà (2022) lưu ý rằng việc tăng cường sức mạnh vốn quá mức có thể làm giảm hiệu quả tài chính do hạn chế khả năng huy động vốn vay và đầu tư vào các dự án sinh lời cao. Đây là nhân tố phản ánh mức độ đầu tư vào tài sản cố định và khả năng duy trì vốn tự có. Một cơ cấu vốn vững mạnh giúp ngân hàng nâng cao năng lực chống chịu rủi ro và tạo điều kiện gia tăng lợi nhuận (Berger, 1995; Riyanti & cộng sự, 2024). Tuy nhiên, việc đầu tư quá mức vào tài sản hữu hình có thể làm giảm tính linh hoạt và hiệu quả tài chính (Altunbas & cộng sự, 2021).

Tỷ lệ đòn bẩy đề cập đến tỷ lệ tổng nợ trên vốn chủ sở hữu trong cấu trúc vốn của một doanh nghiệp (Omondi & Muturi, 2013). Các tỷ lệ đòn bẩy được sử dụng để đo lường rủi ro kinh doanh và tài chính của doanh nghiệp (Okwoli & Kpelai, 2006). Quản lý rủi ro tài chính hiệu quả là yếu tố quan trọng để đạt được sự cân bằng giữa rủi ro và lợi nhuận, đồng thời duy trì hiệu quả tài chính ổn định. Tỷ lệ đòn bẩy thường được chứng minh có tác động tiêu cực đến hiệu quả do làm gia tăng rủi ro và chi phí vốn, đặc biệt trong các hệ thống tài chính mới nổi (Riyanti & cộng sự, 2024). Tỷ lệ nợ cao giúp ngân hàng mở rộng quy mô tín dụng, song cũng đồng thời làm gia tăng rủi ro và chi phí tài chính. Các nghiên cứu quốc tế và trong nước đều chỉ ra mối quan hệ nghịch chiều giữa đòn bẩy và hiệu quả tài chính (Athanasoglou & cộng sự, 2008; Nguyen, 2024).

Nhìn chung, các nghiên cứu trước đây như Athanasoglou & cộng sự (2008); Flamini & cộng sự (2009); Ghosh (2016); Trujillo-Ponce (2013) đã chỉ ra ảnh hưởng đáng kể của các nhân tố nội tại đến khả năng sinh lời của ngân hàng. Tuy nhiên, các nghiên cứu này thường chỉ xem xét đơn lẻ từng yếu tố hoặc chưa kiểm định chúng trong bối cảnh kinh tế đặc thù của Việt Nam. Tổng hợp các kết quả trên cho thấy các nhân tố nội tại có tác động vừa thuận chiều vừa nghịch chiều đến hiệu quả tài chính của ngân hàng. Do đó, nghiên cứu này góp phần lấp đầy khoảng trống nghiên cứu về tác động của các nhân tố nội tại đến hiệu quả tài chính ngân hàng tại Việt Nam, cung cấp cơ sở thực tiễn cho các nhà hoạch định chính sách và nhà quản lý ngân hàng trong việc ra quyết định. Điểm mới của nghiên cứu này sẽ Kiểm định đồng thời bốn yếu tố nội tại (quy mô, sức mạnh vốn, tuổi doanh nghiệp và tỷ lệ đòn bẩy) trong một mô hình định lượng. Nghiên cứu cũng sử dụng bộ dữ liệu cập nhật từ 2020-2024, giai đoạn có nhiều biến động kinh tế do ảnh hưởng của dịch COVID-19, lãi suất điều hành thay đổi, bất ổn tài chính toàn cầu. Đồng thời, nghiên cứu tập trung vào khối ngân hàng thương mại cổ phần, khu vực chiếm tỷ trọng lớn trong hệ thống tài chính nhưng còn ít được

nghiên cứu chuyên sâu theo hướng vi mô nội tại.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Giả thuyết và Mô hình nghiên cứu

Cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu trước đây đã chỉ ra rằng hiệu quả tài chính của ngân hàng chịu ảnh hưởng từ các yếu tố nội tại như quy mô, tuổi hoạt động, cường độ vốn và tỷ lệ đòn bẩy. Các biến số này vừa phản ánh năng lực quản trị nguồn lực, vừa thể hiện khả năng thích ứng của ngân hàng trong môi trường kinh doanh biến động.

Quy mô ngân hàng (SIZE): Lý thuyết kinh tế theo quy mô cho rằng các ngân hàng có quy mô lớn thường tận dụng được lợi thế chi phí, dễ dàng đa dạng hóa hoạt động và nâng cao khả năng sinh lời (Kioko & cộng sự, 2013; Wahba & Elsayed, 2015). Một số nghiên cứu cho thấy quy mô lớn có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính (Nguyen, 2024; Vu & cộng sự, 2025). Do đó, giả thuyết được đặt ra:

H₁1: Quy mô ngân hàng có tác động thuận chiều tới Hiệu quả tài chính.

Tuổi hoạt động của ngân hàng (AGE): Theo lý thuyết vòng đời doanh nghiệp, tuổi đời càng dài có thể giúp ngân hàng tích lũy kinh nghiệm, hoàn thiện hệ thống quản trị và nâng cao hiệu quả (DeYoung, 1998; Işık & Ersoy, 2022). Tuy nhiên, một số bằng chứng khác chỉ ra rằng các ngân hàng lâu đời dễ gặp phải sự cứng nhắc, giảm khả năng đổi mới, làm suy giảm hiệu quả (Loderer & Waelchli, 2010). Như vậy, tác động của tuổi hoạt động có thể vừa thuận vừa nghịch, nên trong bối cảnh Việt Nam, giả thuyết được đặt ra là:

H₁2: Tuổi của ngân hàng có tác động thuận chiều tới Hiệu quả tài chính.

Cường độ vốn (CAP): Lý thuyết cấu trúc vốn cho rằng ngân hàng có cường độ vốn cao thường duy trì khả năng thanh khoản tốt hơn, giảm thiểu rủi ro phá sản, từ đó nâng cao hiệu quả tài chính (Berger, 1995; Demirgüç-Kunt & Huizinga, 2018). Tuy nhiên, khi tỷ lệ vốn quá cao, chi phí cơ hội gia tăng có thể làm giảm lợi nhuận (Altunbas & cộng sự, 2021). Kế thừa các nghiên cứu trong và ngoài nước, giả thuyết được đề xuất:

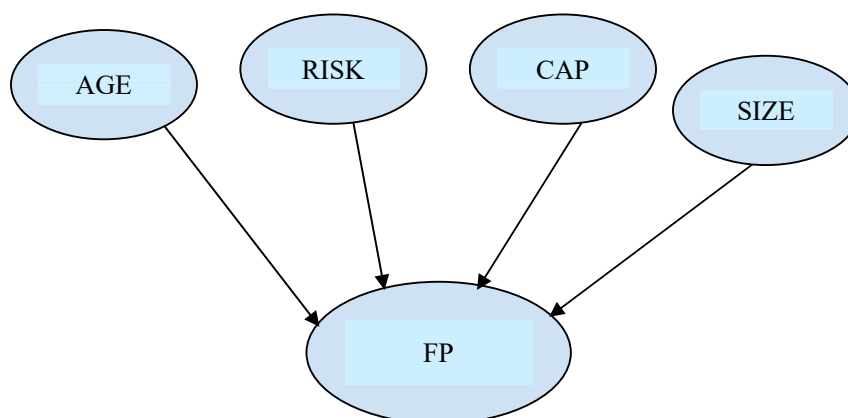
H₁3: Cường độ vốn tác động thuận chiều tới Hiệu quả tài chính.

Tỷ lệ đòn bẩy (RISK): Lý thuyết rủi ro tài chính chỉ ra rằng mức đòn bẩy cao làm gia tăng chi phí vốn, tăng rủi ro mất khả năng thanh toán, từ đó làm giảm hiệu quả hoạt động (Athanasoglou & cộng sự, 2008; Riyanti & cộng sự, 2024). Bằng chứng thực nghiệm tại nhiều quốc gia mới nổi cũng khẳng định tác động tiêu cực của tỷ lệ đòn bẩy đến khả năng sinh lời. Vì vậy, giả thuyết được đặt ra là:

H₁4: Tỷ lệ đòn bẩy có tác động ngược chiều tới Hiệu quả tài chính.

Trên cơ sở các lập luận lý thuyết và bằng chứng nghiên cứu trước, mô hình nghiên cứu được xây dựng như Hình 1.

Hình 1. Mô hình nghiên cứu



Nguồn: Nhóm nghiên cứu tổng hợp.

Mô hình hồi quy sử dụng biến phụ thuộc là Hiệu quả tài chính được đo lường từ các biến ROA, ROE, NIM và PE. Nhóm các yếu tố bên trong Ngân hàng gồm có Cường độ vốn (Capital intensity - CAP), Quy mô ngân hàng (SIZE), Tuổi ngân hàng (Age) và Tỷ lệ đòn bẩy (RISK). Phương trình tuyến tính được mô tả như sau:

$$Y = \beta_0 + \sum_{i=0}^n \beta_1 RISK + \sum_{i=0}^n \beta_2 CAP_{it} + \sum_{i=0}^n \beta_3 AGE_{it} + \sum_{i=0}^n \beta_4 SIZE_{it} + c_{it}$$

Đây là mô hình hồi quy tuyến tính được sử dụng trong nghiên cứu này, trong đó: Y biểu diễn hiệu quả tài chính, (là hằng số bằng giá trị trung bình của Y và (là các tham số cho biến độc lập. Các chỉ số dưới là đại diện cho ngân hàng, đại diện cho thời gian còn là sai số. Mô hình hồi quy trên dữ liệu bảng (panel data) cho phép kiểm định đồng thời các giả thuyết đã nêu và đánh giá mức độ ảnh hưởng của từng nhân tố nội tại đến hiệu quả tài chính của các NHTMCP Việt Nam.

3.2. Đo lường biến, thu thập và xử lý dữ liệu

3.2.1. Đo lường các biến

Nghiên cứu này sẽ kế thừa các thang đo từ các nghiên cứu trước như của các tác giả trước đây. Cụ thể, biến phụ thuộc FP sẽ sử dụng các chỉ tiêu ROE, ROA, NIM, P/E được sử dụng đo lường hiệu quả tài chính của (Maqbool & Zameer, 2018; Trujillo-Ponce, 2013). Việc sử dụng đồng thời các chỉ số này giúp đánh giá

Bảng 1. Tổng hợp biến và cách đo lường

Biến	Cách đo lường	Ý nghĩa
Y (FP-Hiệu quả tài chính)	ROA, ROE, NIM và P/E (Maqbool & Zameer, 2018; Trujillo-Ponce, 2013)	Phản ánh hiệu quả tài chính tổng thể từ góc độ kế toán và thị trường
SIZE (Quy mô ngân hàng)	Logarit tự nhiên của tổng tài sản (Wahba & Elsayed, 2015)	Thể hiện lợi thế kinh tế theo quy mô và khả năng cạnh tranh
AGE (Tuổi ngân hàng)	Số năm hoạt động kể từ khi thành lập (Işık & Ersoy, 2022)	Đại diện cho kinh nghiệm quản trị và khả năng tích lũy năng lực tổ chức
CAP (Cường độ vốn)	Tỷ lệ tài sản cố định trên tổng tài sản (Berger, 1995)	Đại diện cho khả năng thanh khoản và mức độ đầu tư vốn hữu hình
RISK (Tỷ lệ đòn bẩy)	Tỷ lệ tổng nợ trên vốn chủ sở hữu (Omondi & Muturi, 2013)	Phản ánh mức độ rủi ro tài chính và áp lực trả nợ

hiệu quả tài chính cả từ góc độ kế toán (ROA, ROE, NIM) và góc độ thị trường (P/E) đảm bảo cái nhìn toàn diện.

Quy mô ngân hàng (SIZE): đo lường bằng logarit tự nhiên của tổng tài sản như cách tiếp cận của Wahba & Elsayed (2015).

Tuổi ngân hàng (AGE): tính bằng số năm hoạt động kể từ khi thành lập đến năm quan sát, phản ánh mức độ tích lũy kinh nghiệm quản trị theo cách tính của Işık & Ersoy (2022).

Cường độ vốn (CAP): đo lường bằng tỷ lệ tài sản cố định trên tổng tài sản, phản ánh mức độ đầu tư vốn hữu hình và khả năng thanh khoản (Berger, 1995).

Tỷ lệ đòn bẩy (RISK): đo lường bằng tỷ lệ tổng nợ trên vốn chủ sở hữu, đại diện cho mức độ rủi ro tài chính (Omondi & Muturi, 2013).

Nghiên cứu sử dụng phương pháp phân tích định lượng hồi quy tuyến tính trên dữ liệu bảng (panel data). Để kiểm định các biến trong mô hình, nghiên cứu sử dụng ba phương pháp: Pool OLS, FEM và REM. Các thông tin về các chỉ số ngân hàng được thu thập từ các báo cáo tài chính và báo cáo thường niên của 21 ngân hàng trong phạm vi nghiên cứu theo từng năm từ 2020 đến 2024.

3.2.2. Thu thập dữ liệu

Dữ liệu được thu thập từ báo cáo tài chính thường niên và báo cáo kiểm toán của các ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam trong giai đoạn 2020-2024. Bộ dữ liệu được xử lý thành dữ liệu bảng với tổng cộng

105 quan sát (21 ngân hàng x 5). Mẫu nghiên cứu bao gồm 21 NHTMCP, chiếm tỷ trọng lớn trong tổng số các ngân hàng đang hoạt động tại Việt Nam và đại diện cho nhiều nhóm khác nhau về quy mô (ngân hàng lớn, vừa và nhỏ), cơ cấu sở hữu (có vốn Nhà nước chi phối và không có vốn Nhà nước chi phối), cũng như

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

Các biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
FP	105	-6,7613231	,3678351	-,7511236	2,6002414
SIZE	105	4,128402	4,696753	2,308429	2,295763
RISK	105	12,01622	3,89988	4,96	20,98
CAP	105	,0121862	,0108894	,0104146	,0323568
AGE	105	32,93463	11,82889	16	61

mức độ niêm yết trên thị trường chứng khoán. Do đó, mặc dù số lượng 21 ngân hàng có thể chưa bao quát toàn bộ hệ thống, nhưng vẫn đảm bảo tính đại diện cao đối với khu vực NHTMCP – khu vực chiếm hơn 70% thị phần tài sản và tín dụng trong hệ thống ngân hàng Việt Nam. Thêm vào đó, giai đoạn nghiên cứu 2020-2024 được lựa chọn là giai đoạn kinh tế nhiều biến động (ảnh hưởng của đại dịch COVID-19, thay đổi chính sách tiền tệ và bất ổn tài chính toàn cầu) sẽ giúp kết quả nghiên cứu có giá trị thực tiễn cao, phản ánh rõ ràng tác động của các nhân tố nội tại đến hiệu quả tài chính trong bối cảnh nhiều thách thức.

3.2.3. Xử lý dữ liệu

Bảng 3. Phương sai giải thích

Nhân tố	Giá trị riêng	Chênh lệch	Tỷ lệ phương sai	Tỷ lệ tích lũy
ROE	1,63843	1,44619	1,1401	1,0316
ROA	0,19997	0,29016	0,0949	1,0585
NIM	-0,11712	0,2619	-0,6911	1,1201
PE	-0,18021	0,01109	-0,1021	1,0912

Dữ liệu được chuẩn hóa và kiểm tra tính nhất quán trước khi đưa vào mô hình. Các phương pháp thống kê mô tả và kiểm định tính đa cộng tuyến được áp dụng để đảm bảo tính hợp lệ. Mô hình được ước lượng trên dữ liệu bảng bằng ba phương pháp: Pooled OLS, FEM, REM. Để đảm bảo tính chính xác và độ tin cậy của các kết quả kiểm định, nghiên cứu này sử dụng một số tiêu chí và tham số thống kê chuẩn trong phân tích định lượng như: Ý nghĩa thống kê, kiểm định t và giá trị p-value. Ngưỡng ý nghĩa được áp dụng là 5%, Hệ số xác định (R^2 và Adjusted R^2), Kiểm định T (t-test), lựa chọn mô hình (FEM, REM, Pooled OLS).

Bảng 4. Ma trận hệ số tải nhân tố

Các biến	Hiệu quả tài chính
ROE	-0,07243
ROA	0,32128
NIM	0,31251
P/E	0,43158

4. Kết quả nghiên cứu

Bảng 5. Kết quả kiểm định tương quan giữa các biến

Biến	FP	SIZE	AGE	CAP	RISK
FP	1,000	0,312	-0,215	-0,287	-0,241
SIZE	0,312	1,000	0,178	0,265	0,198
AGE	-0,215	0,178	1,000	0,112	-0,095
CAP	-0,287	0,265	0,112	1,000	0,146
RISK	-0,241	0,198	-0,095	0,146	1,000

Dữ liệu sau khi được thu thập và làm sạch, thống kê mô tả về các biến cho kết quả như Bảng 2.

Dựa vào bảng thống kê mô tả ta thấy các biến có giá trị độ lệch chuẩn thấp hơn giá trị trung bình. Các biến trong mô hình không có hiện tượng bất thường, thoả mãn điều kiện để thực hiện các bước kiểm định

tiếp theo. Sau khi phân tích yếu tố trên 4 biến quan sát ROE, ROA, NIM và PE, kết quả Bảng 3- Phương sai giải thích cho thấy mức độ của mỗi yếu tố đóng góp vào tổng phương sai của mô hình như sau: ROE có giá trị riêng là 1,63843, đóng góp phần lớn nhất trong phương sai giải thích, cho thấy yếu tố này có ảnh hưởng quan trọng trong mô hình. ROA có giá trị riêng thấp hơn 0,19997, đóng góp nhỏ vào phương sai giải thích. NIM và PE có giá trị riêng âm, thể hiện khả năng đóng góp tiêu cực vào mô hình.

Bảng 6. Kết quả phân tích hồi quy GLS

Các biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	z	P> z
SIZE	0,169***	0,052	3,25	0,001
RISK	-0,0973***	0,028	-3,46	0,001
CAP	-0,598***	0,173	-3,86	0,001
AGE	-11,98***	3,41	-2,99	0,000
CONSTANT	-3,886***	1,024	-3,79	0,000
OBS	105			
R-SQUARED	0,136			
Dependent Variable	FP			

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

Bảng 4 cho thấy mức độ tương quan giữa các biến độc lập (ROE, ROA, NIM, PE) với yếu tố FP với số quan sát là 105 quan sát. Hệ số tải (Factor Loading) càng cao, mối quan hệ giữa biến đó và FP càng mạnh. Trong đó, P/E có hệ số tải cao nhất cho thấy mối quan hệ chặt chẽ và cùng chiều với FP nên P/E là biến có tác động tích cực lớn nhất trong việc giải thích tỷ suất lợi tức. Bên cạnh đó, NIM và ROA có hệ số tải dương nhưng thấp cho thấy mối quan hệ tích cực với FP nhưng không mạnh. Ngược lại, ROE có hệ số tải âm chứng tỏ mối quan hệ ngược chiều với FP.

Kết quả kiểm định tương quan giữa các biến độc lập và biến phụ thuộc như Bảng 5.

Kết quả từ bảng tương quan cho thấy:

- Biến SIZE có tương quan dương với FP (0,312), phù hợp với giả thuyết rằng quy mô lớn giúp cải thiện hiệu quả tài chính.
- Biến AGE, CAP và RISK có tương quan âm với FP, gợi ý rằng các yếu tố này có thể làm giảm hiệu quả tài chính.
- Các hệ số tương quan giữa các biến độc lập đều nhỏ hơn 0,8, cho thấy mô hình ít có nguy cơ đa cộng tuyến nghiêm trọng (Gujarati & Porter, 2009).

Kết quả phân tích hồi quy GLS như Bảng 6.

Kết quả phân tích hồi quy GLS cho thấy bốn nhân tố nội tại, quy mô ngân hàng, tỷ lệ đòn bẩy, cường độ vốn và tuổi hoạt động, đều có ảnh hưởng đáng kể đến hiệu quả tài chính của các NHTMCP Việt Nam trong giai đoạn 2020-2024.

Quy mô ngân hàng (SIZE) có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê đối với hiệu quả tài chính. Điều này phù hợp với lý thuyết lợi thế theo quy mô và các nghiên cứu trước (Dietrich & Wanzenried, 2011; Nguyen, 2024), cho thấy ngân hàng có quy mô lớn thường tận dụng được nguồn lực để mở rộng kinh doanh, đa dạng hóa dịch vụ và gia tăng lợi nhuận. Tuy nhiên, kết quả này cũng ngụ ý rằng quá trình gia tăng quy mô cần gắn với quản trị hiệu quả, tránh hiện tượng “quy mô quá mức” có thể làm tăng chi phí hoạt động.

Tuổi hoạt động (AGE) có ảnh hưởng tiêu cực tới hiệu quả tài chính, gợi ý rằng các ngân hàng hoạt động lâu năm có thể gặp thách thức trong đổi mới và thích ứng với thay đổi môi trường kinh doanh. Kết quả này

phù hợp với một số nghiên cứu quốc tế (Işık & Ersoy, 2022; Loderer & Waelchli, 2010) khi chỉ ra rằng tuổi đời doanh nghiệp có thể làm gia tăng sự cứng nhắc trong tổ chức và chi phí quản lý, qua đó giảm khả năng sinh lợi.

Cường độ vốn (CAP) có tác động tiêu cực đến hiệu quả tài chính, trái ngược với kỳ vọng ban đầu. Nguyên nhân có thể do tỷ lệ đầu tư vào tài sản cố định quá cao làm giảm tính linh hoạt và khả năng thanh khoản của ngân hàng, hạn chế nguồn lực cho hoạt động sinh lợi. Phát hiện này phù hợp với các nghiên cứu gần đây tại thị trường mới nổi (Altunbas & cộng sự, 2021; Malovaná & Frait, 2024), cho thấy việc duy trì tỷ lệ vốn hợp lý quan trọng hơn là gia tăng vốn một cách tuyệt đối.

Tỷ lệ đòn bẩy (RISK) có tác động ngược chiều đến hiệu quả tài chính, hàm ý rằng mức nợ cao làm gia tăng chi phí vốn và rủi ro tài chính, từ đó suy giảm khả năng sinh lời. Kết quả này tương đồng với phát hiện của (Athanasoglou & cộng sự, 2008; Riyanti & cộng sự, 2024), nhấn mạnh vai trò của quản lý cấu trúc vốn hợp lý trong việc duy trì sự ổn định và hiệu quả tài chính.

Nhìn chung, các kết quả thực nghiệm vừa củng cố những bằng chứng trước đây vừa làm sáng tỏ đặc thù của hệ thống NHTMCP Việt Nam trong bối cảnh nhiều biến động gần đây. Nghiên cứu khẳng định rằng việc nâng cao hiệu quả tài chính không thể chỉ dựa trên gia tăng quy mô hay vốn, mà cần đồng thời chú trọng quản trị rủi ro, cơ cấu vốn hợp lý, đổi mới công nghệ và cải tiến quản trị để thích ứng linh hoạt với môi trường cạnh tranh và biến động kinh tế vĩ mô.

5. Kết luận và khuyến nghị

Nghiên cứu đã phân tích tác động của các nhân tố nội tại gồm quy mô ngân hàng, tuổi hoạt động, cường độ vốn và tỷ lệ đòn bẩy đến hiệu quả tài chính của các NHTMCP Việt Nam giai đoạn 2020-2024. Kết quả hồi quy GLS cho thấy: Quy mô ngân hàng có ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả tài chính, trong khi đó, tuổi hoạt động, cường độ vốn và tỷ lệ đòn bẩy lại tác động tiêu cực. Các phát hiện này cho thấy hiệu quả tài chính của NHTMCP phụ thuộc đáng kể vào việc quản trị quy mô, cấu trúc vốn và khả năng đổi mới để thích ứng với môi trường kinh doanh nhiều biến động. Để cải thiện hiệu quả tài chính, các nhà quản trị tại Ngân hàng Thương mại cổ phần Việt Nam, các cơ quan quản lý cũng như các cổ đông, nhà đầu tư cần thực hiện các khuyến nghị như sau:

Các nhà quản trị ngân hàng cần tận dụng lợi thế quy mô thông qua việc mở rộng thị phần, đa dạng hóa dịch vụ, ứng dụng công nghệ số và nâng cao chất lượng quản trị rủi ro. Tuy nhiên, tăng trưởng quy mô cần gắn với hiệu quả, tránh tình trạng mở rộng quá mức dẫn đến chi phí quản lý cao. Các nhà quản lý cũng cần quản trị cơ cấu vốn hợp lý, tái cấu trúc danh mục đầu tư tài sản cố định, ưu tiên đầu tư vào công nghệ và hạ tầng số thay vì tập trung quá nhiều vào tài sản hữu hình có tính thanh khoản thấp. Ngân hàng cần hạn chế lạm dụng đòn bẩy tài chính, đồng thời duy trì tỷ lệ vốn chủ sở hữu ở mức an toàn để vừa đảm bảo ổn định, vừa gia tăng khả năng cạnh tranh.

Các cơ quan quản lý, hoạch định chính sách cần hoàn thiện khung pháp lý về an toàn vốn và quản trị rủi ro, đảm bảo phù hợp với chuẩn mực Basel III nhưng đồng thời tính đến đặc thù của hệ thống NHTMCP Việt Nam. Các cơ quan hoạch định chính sách cần xây dựng chính sách khuyến khích các ngân hàng đầu tư vào đổi mới công nghệ, nâng cao khả năng phân tích dữ liệu và quản trị rủi ro để cải thiện hiệu quả hoạt động, tăng cường giám sát đối với các ngân hàng có mức độ đòn bẩy tài chính cao hoặc hiệu quả tài chính suy giảm kéo dài nhằm ngăn ngừa rủi ro hệ thống.

Các nhà đầu tư và cổ đông cần chú trọng phân tích cả yếu tố quy mô và cấu trúc vốn khi ra quyết định đầu tư vào cổ phiếu ngân hàng, không nên chỉ dựa trên quy mô lớn mà cần đánh giá năng lực quản trị rủi ro và khả năng đổi mới để dự báo tiềm năng sinh lời trong dài hạn.

Tóm lại, nghiên cứu đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm, góp phần bổ sung khoảng trống nghiên cứu về mối quan hệ giữa nhân tố nội tại và hiệu quả tài chính của ngân hàng trong bối cảnh Việt Nam. Tuy nhiên, nghiên cứu vẫn tồn tại những giới hạn nhất định. Thứ nhất, dữ liệu được thu thập từ 21 NHTMCP, chưa bao quát toàn bộ hệ thống ngân hàng tại Việt Nam. Thứ hai, nghiên cứu chủ yếu tập trung vào các nhân tố nội tại, trong khi các yếu tố vĩ mô như lãi suất, lạm phát, tốc độ tăng trưởng GDP hay môi trường pháp lý cũng

có thể ảnh hưởng mạnh mẽ đến hiệu quả tài chính nhưng chưa được xem xét. Thứ ba, các chỉ số hiệu quả tài chính (ROA, ROE, NIM, P/E) mới phản ánh góc độ kế toán và thị trường, chưa tính đến các khía cạnh phi tài chính như quản trị công ty hay trách nhiệm xã hội. Do đó, các nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng phạm vi theo về dữ liệu, kết hợp thêm các biến vĩ mô và yếu tố thể chế hay ứng dụng phương pháp nâng cao như mô hình hồi quy phi tuyến, phân tích dữ liệu bảng động (Dynamic panel - GMM) hoặc các mô hình học máy nhằm nâng cao khả năng dự báo hiệu quả tài chính, củng cố bằng chứng thực nghiệm về hiệu quả tài chính ngân hàng, đóng góp cho so sánh quốc tế, đặc biệt trong bối cảnh hội nhập và chuyển đổi số của ngành ngân hàng tại Việt Nam.

Tài liệu tham khảo:

- Adelopo, I., Lloydking, R. & Tauringana, V. (2018). Determinants of bank profitability before, during, and after the financial crisis. *International Journal of Managerial Finance*, 14(4), 378-398.
- Akther, T., Rahman, M. & Rahman, M.M. (2023). Factors influencing commercial bank profitability in Bangladesh: a panel data approach. *Future Business Journal*, 9(1), 66-86. <https://doi.org/10.1186/s43093-023-00247-8>
- Altunbas, Y., Carbo, S., Gardener, E.P.M. & Molyneux, P. (2021). Bank capital and financial stability: Evidence from Europe. *Journal of Banking & Finance*, 125(4), 1-18. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2021.106072>
- Athanasoglou, P.P., Brissimis, S.N. & Delis, M.D. (2008). Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of bank profitability. *Journal of international financial Markets, Institutions and Money*, 18(2), 121-136. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2006.07.001>
- Berger, A.N. (1995). The relationship between capital and earnings in banking. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(2), 432-456. <https://doi.org/10.2307/2077877>
- Demirgüç-Kunt, A. & Huizinga, H. (2018). Bank activity and funding strategies: The impact on risk and returns. *Journal of Financial Intermediation*, 20(2), 1-25. <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2018.05.001>
- DeYoung, R. (1998). The performance of de novo commercial banks: A profit efficiency approach. *Journal of Financial Economics*, 50(2), 217-242. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(98\)00036-1](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(98)00036-1)
- Didin, F. & Mochamad, M. (2018). How measuring financial performance. *International Journal of Civil Engineering and Technology*, 9(6), 553-557.
- Dietrich, A. & Wanzenried, G. (2011). Determinants of bank profitability before and during the crisis: Evidence from Switzerland. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, 21(3), 307-327. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2010.11.002>
- Dietrich, A. & Wanzenried, G. (2014). The determinants of commercial banking profitability in low-, middle-, and high-income countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 54(3), 1-16. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2408370>
- F, L.C. & Waelchli, U. (2010). *Firm Age and Performance*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1342248>
- Fidanowski, F., Choudhry, M., Davidovic, M. & Sergi, B.S. (2018). What does affect profitability of banks in Croatia?. *Competitiveness Review*, 28(4), 338-367. <https://doi.org/10.1108/CR-09-2016-0058>
- Flamini, V., McDonald, C. & Schumacher, L. (2009). The determinants of commercial bank profitability in Sub-Saharan Africa. *IMF Working Paper WP/09/15*. <https://doi.org/10.5089/9781451871623.001>
- Ghosh, S. (2016). How do banks influence firm capital structure?. *The journal of corporate Accounting & Finance*, 27(6), 49-62. <https://doi.org/10.1002/jcaf.22189>
- Gujarati, D.N. & Porter, D.C. (2009). *Basic Econometrics*. 5th Edition. New York, USA: McGraw-Hill Education.
- Hà, Đ.T.T. (2018). *Phân tích các yếu tố tác động đến lợi nhuận của các ngân hàng thương mại Việt Nam* [Luận văn thạc sĩ], Trường Đại học Kinh tế Tp. Hồ Chí Minh, Tp. Hồ Chí Minh.
- Hà, P.T.T. (2022). Sức mạnh vốn và hiệu quả tài chính: Một nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và Dự báo*, 398(4), 23-35.
- Işık, Ö. & Ersoy, E. (2022). Bank age and financial performance: Is the relationship linear or nonlinear? Evidence from

-
- listed and unlisted commercial banks in China. *Finance, Economy and Society*, 7(3), 1-20.
- Katchova, A.L. & Enlow, S.J. (2013). Financial performance of publicly-traded agribusinesses. *Agricultural Finance Review*, 73(1), 58-73. <https://doi.org/10.1108/00021461311321311>
- Kiganda, E.O. (2014). Effect of macroeconomic factors on commercial banks profitability in Kenya: Case of equity bank limited. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 5(2), 46-56.
- Kioko, M., Wasike, S. & Ndiao, D. (2013). Growth strategies and product performance: A Case of M-pesa. *Strategic Journal of Business & Change Management*, 6(3). <https://doi.org/10.61426/sjbcm.v6i3.1316>
- Loderer, C. & Waelchli, U. (2010). Protecting minority shareholders: Listed versus unlisted firms. *Financial Management*, 39(1), 33-57. <https://doi.org/10.1111/j.1755-053X.2009.01065.x>
- Malovaná, S. & Frait, J. (2024). Bank capital, lending, and regulation: A meta-analysis. *Journal of Economic Surveys*, 38(2), 281-316. <https://doi.org/10.1111/joes.12589>
- Maqbool, S. & Zameer, M.N. (2018). Corporate social responsibility and financial performance: An empirical analysis of Indian banks. *Future Business Journal*, 4(1), 84-93. <https://doi.org/10.1016/j.fbj.2017.12.002>.
- Nguyen, P.D. (2024). Determinants of bank profitability in Vietnam: A focus on financial and COVID-19 crises. *Journal of Business Economics and Management*, 25(4), 708-726. <https://doi.org/10.3846/jbem.2024.21012>.
- Okwoli, A.A. & Kpelai, S.T. (2006). *Introduction to Managerial Finance*, 1st edition. Tomma Press, Jos.
- Omondi, M.M. & Muturi, W. (2013). Factors affecting the financial performance of listed companies at the Nairobi securities exchange in Kenya. *Research Journal of Finance and Accounting*, 4(15), 99-104.
- Ongore, V.O. & Kusa, G. (2013). Determinants of financial performance of commercial banks in Kenya. *International journal of economics and financial issues*, 3(1), 237-252.
- Qehaja-Keka, V. & Kabashi, R. (2023). Determinants of bank profitability: Evidence from Kosovo and Albania. *Journal of Liberty and International Affairs*, 9(2), 333-348. <https://doi.org/10.47305/JLIA2392333k>
- Rahmani, S., Iranzadeh, S. & Alavi-Matin, S. (2024). A meta-analysis of the factors affecting the banking industry's profitability. *Information Sciences and Numerical Analysis*, 11(1), 51-64.
- Riyanti, R.S., Nugroho, L. & Suryanto, T. (2024). Capitalization and bank profitability: Evidence from Indonesia. *Jurnal Akuntansi dan Keuangan*, 26(2), 123-139. <https://doi.org/10.9744/jak.26.2.123-139>
- Sehrish, G., Faiza, I. & Khalid, Z. (2011). Factors affecting bank profitability in Pakistan. *Romanian Economic Journal*, 14(39), 61-87.
- Shumway, T. (2001). Forecasting bankruptcy more accurately: A simple hazard model. *Journal of Business*, 74(1), 101-124. <https://doi.org/10.1086/209665>
- Sửu, N.D. & Đức, N.M. (2023). Ảnh hưởng của nhân tố nội tại và nhân tố vĩ mô đến khả năng sinh lời của ngân hàng thương mại. *Tạp chí Tài chính*, 805(1), 78-81.
- Thor, T.N., Dương, N.T.T. & Hường, L.V. (2020). Nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả tài chính của ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 308(5), 1-15.
- Tran, Q.H., Nguyen, M.H. & Lopes, J.C. (2024). Determinants of bank profitability in Portugal. *Quantitative Finance and Economics*, 9(1), 1-25. <https://doi.org/10.3934/QFE.2024001>
- Trujillo-Ponce, A. (2013). What determines the profitability of banks? Evidence from Spain. *Accounting & Finance*, 53(2), 561-586. <https://doi.org/10.1111/j.1467-629X.2011.00466.x>
- Vu, N.T.T., Nguyen, T.H. & Pham, M.H. (2025). Impact of IT investments on bank profitability: Empirical evidence from Vietnam. *Investment Management and Financial Innovations*, 22(2), 1-14. [https://doi.org/10.21511/imfi.22\(2\).2025.01](https://doi.org/10.21511/imfi.22(2).2025.01)
- Wahba, H. & Elsayed, K. (2015). The mediating effect of financial performance strategy on the relationship between social responsibility and company structure. *Future Business Journal*, 1(1), 1-12. <https://doi.org/10.1016/j.fbj.2015.02.001>.

* Tác giả liên hệ: Trần Trung Tuấn. Email: trungtuanktd@gmail.com