

Mục lục _____

Vai trò của quản trị nhà nước đối với phát thải CO₂: Nghiên cứu thực nghiệm và khuyến nghị cho Việt Nam

Mạc Thị Hải Yến

2

Rủi ro biến đổi khí hậu và rủi ro vỡ nợ doanh nghiệp: Ảnh hưởng của phát thải carbon tại Việt Nam

Phạm Hữu Hà

12

Tác động của chuyển đổi số tới tăng trưởng kinh tế địa phương tại Việt Nam

Lê Hải Trung, Trần Trung Dũng, Lương Minh Hương, Lê Minh Thúy

22

Ảnh hưởng của Blockchain và trí tuệ nhân tạo đến chất lượng kiểm toán độc lập tại Việt Nam

Lại Thị Thu Thủy, Trần Bình Minh

32

Tác động của bất định chính sách kinh tế toàn cầu đến chi phí vay ngân hàng tại Việt Nam

Nguyễn Thị Ngọc Phượng, Nguyễn Xuân Thắng

42

Lan tỏa rủi ro đuôi của thị trường tiền điện tử

Ngô Thái Hưng, Nguyễn Khánh An

52

Tác động của phong cách lãnh đạo số đến hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên tại các doanh nghiệp Việt Nam: Vai trò trung gian của văn hóa số

Lê Thị Mỹ Linh, Nguyễn Huy Đô, Trương Ngọc Minh,

Nguyễn Hà Chi, Phạm Thảo Linh

64

Hạnh phúc trong công việc đóng vai trò trung gian giữa công bằng tổ chức và sự cam kết của nhân viên

Nguyễn Thành Long, Lê Trần Bảo Hân

75

Đánh giá hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn trong chăn nuôi lợn thịt trên địa bàn thành phố Hà Nội

Lê Thị Thu Hương

85

VAI TRÒ CỦA QUẢN TRỊ NHÀ NƯỚC ĐỐI VỚI PHÁT THẢI CO₂: NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM VÀ KHUYẾN NGHỊ CHO VIỆT NAM

Mạc Thị Hải Yến

Khoa Khoa học quản lý, Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: yenmh@neu.edu.vn

Mã bài báo: JED-2158

Ngày nhận: 20/12/2024

Ngày nhận bản sửa: 06/01/2025

Ngày duyệt đăng: 23/01/2025

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.2158

Tóm tắt:

Tại Việt Nam, phát thải CO₂ ngày càng gia tăng chủ yếu từ các ngành công nghiệp năng lượng, tốc độ đô thị hóa nhanh chóng và sự xuất hiện của các dự án hạ tầng lớn đã gây ra những hậu quả nghiêm trọng cho môi trường, kinh tế và xã hội. Nghiên cứu này khám phá sự tác động của GDP và các yếu tố thuộc quản trị nhà nước (chi tiêu công, trách nhiệm giải trình, hiệu quả quản trị nhà nước và pháp quyền) đến phát thải CO₂ tại Việt Nam. Nghiên cứu áp dụng phân tích định lượng với mô hình hồi quy tuyến tính cho dữ liệu của Việt Nam thu thập từ Ngân hàng thế giới trong giai đoạn 2010-2020. Kết quả nghiên cứu cho thấy GDP có tác động dương đến phát thải CO₂, chi tiêu công có tác động âm đến phát thải CO₂ và các yếu tố còn lại như trách nhiệm giải trình, hiệu quả quản trị nhà nước và pháp quyền không có tác động đến phát thải CO₂. Từ đó, nghiên cứu đề xuất một số khuyến nghị nhằm giảm phát thải CO₂ tại Việt Nam trong thời gian tới.

Từ khóa: Phát thải CO₂, GDP, trách nhiệm giải trình, hiệu quả quản trị nhà nước, chi tiêu công, pháp quyền.

Mã JEL: F64, O44, Q56.

The role of State governance in CO₂ emissions: An empirical study and recommendations for Vietnam

Abstract:

CO₂ emissions, in Vietnam, have been increasing mainly from the energy sector, rapid urbanization, and the emergence of large infrastructure projects, which have caused serious consequences for the environment, economy, and society. This research explores the impacts of GDP and governance factors (government spending, government accountability, government effectiveness, and rule of law) on CO₂ emissions in Vietnam. This study employs the quantitative analysis with a linear regression model based on Vietnamese data collected from the World Bank in the period 2010-2020. The results reveal that GDP positively impacts on CO₂ emissions, government spending negatively impacts on CO₂ emissions, and the remaining factors of government accountability, government effectiveness, and rule of law have no impact on CO₂ emissions. Based on the findings, several suggestions are proposed to reduce CO₂ emissions in Vietnam in the coming time.

Keywords: CO₂ emissions, GDP, government accountability, government effectiveness, government spending, rule of law.

JEL codes: F64, O44, Q56.

1. Giới thiệu

Ô nhiễm carbon dioxide (CO₂) là nguyên nhân chính gây biến đổi khí hậu, làm tăng nhiệt độ toàn cầu, thay đổi thời tiết và nước biển dâng cao, gây hậu quả nghiêm trọng cho môi trường, kinh tế và xã hội. Lượng phát thải CO₂ từ sử dụng năng lượng chiếm khoảng 60% tổng lượng khí nhà kính toàn cầu, đặc biệt tại các quốc gia đang phát triển, nơi sử dụng nhiều nhiên liệu hóa thạch (Azam & cộng sự, 2016). Tại Việt Nam, phát thải CO₂ chủ yếu từ các ngành công nghiệp năng lượng và giao thông, do tốc độ đô thị hóa nhanh và các dự án hạ tầng lớn.

Về kinh tế, tăng trưởng nhanh thúc đẩy tiêu thụ năng lượng và phát thải CO₂, đặc biệt trong ngành công nghiệp nặng như thép, xi măng. Điều này đòi hỏi các quốc gia đang phát triển cai tiến năng lượng tái tạo và nâng cao hiệu quả năng lượng để giảm phát thải CO₂ mà vẫn duy trì tăng trưởng kinh tế (Ghasemi & cộng sự, 2023). Tác động xã hội của ô nhiễm CO₂ rất sâu rộng, gây mất đa dạng sinh học, khủng hoảng sức khỏe cộng đồng, dịch bệnh, đói kém và xung đột tài nguyên (Chen & cộng sự, 2020).

Về chính trị, các yếu tố như chi tiêu công, trách nhiệm giải trình, hiệu quả quản trị nhà nước và pháp quyền đóng vai trò quan trọng trong giảm phát thải CO₂. Ở cấp độ quốc tế, các hiệp định như Thỏa thuận Paris và Nghị định thư Kyoto thúc đẩy hành động toàn cầu hạn chế phát thải thông qua cơ chế tài chính và tiêu chuẩn quốc tế. Tại Việt Nam, nỗ lực giảm phát thải CO₂ như áp dụng thuế môi trường và thực hiện cam kết Thỏa thuận Paris còn gặp khó khăn: thiếu minh bạch, tham nhũng, hạn chế trong giám sát chính sách; thiếu năng lực kỹ thuật, sự phối hợp giữa các cơ quan và nguồn lực tài chính; yếu kém trong thực thi pháp luật và giám sát môi trường.

Để giải quyết phát thải CO₂, Việt Nam cần cân bằng giữa phát triển kinh tế và cải thiện quản trị nhà nước, đồng thời cải tiến công nghệ và tăng cường hợp tác quốc tế. Các chiến lược và chính sách cần dựa trên cơ sở khoa học và thực tiễn. Tuy nhiên, nghiên cứu về mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và quản trị nhà nước đối với phát thải CO₂ còn chưa nhiều. Do đó, nghiên cứu này khám phá tác động của GDP và các yếu tố quản trị nhà nước đến phát thải CO₂ tại Việt Nam, tập trung vào mối quan hệ giữa GDP, chi tiêu công, trách nhiệm giải trình, hiệu quả quản trị nhà nước và pháp quyền thông qua các câu hỏi nghiên cứu sau:

1. GDP tác động như thế nào đến phát thải CO₂?
2. Các yếu tố thuộc quản trị nhà nước gồm: chi tiêu công, trách nhiệm giải trình, hiệu quả quản trị nhà nước và pháp quyền tác động như thế nào đến phát thải CO₂?

Để đạt được mục tiêu nghiên cứu, cấu trúc nghiên cứu gồm: phần giới thiệu, tổng quan nghiên cứu và cơ sở lý thuyết, tiếp theo là phương pháp nghiên cứu, kết quả và thảo luận, cuối cùng là kết luận, khuyến nghị, hạn chế và hướng nghiên cứu tương lai.

2. Tổng quan nghiên cứu và cơ sở lý thuyết

2.1. Quản trị nhà nước (Governance)

Quản trị nhà nước là một khái niệm đa chiều, thể hiện qua các khía cạnh như chi tiêu công, trách nhiệm giải trình, hiệu quả quản trị và pháp quyền (Fowkes, 2019).

Chi tiêu công (Government spending): Chi tiêu công thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và đảm bảo phúc lợi xã hội. Phân bổ ngân sách hiệu quả giúp cung cấp các dịch vụ công thiết yếu và giảm bất bình đẳng xã hội (Rajkumar & Swaroop, 2018). Tuy nhiên, quản lý chi tiêu công cần minh bạch và có trách nhiệm để tránh lãng phí, tham nhũng (Tawiah & cộng sự, 2024).

Trách nhiệm giải trình (Government accountability): Trách nhiệm giải trình đảm bảo cơ quan nhà nước và công chức phải chịu trách nhiệm về hành động và quyết định của mình. Điều này đòi hỏi sự minh bạch và khả năng giải thích, làm rõ các thông tin khi được yêu cầu nhằm kiểm soát quyền lực của nhà nước và tăng niềm tin người dân (Taylor & Kelsey, 2016).

Hiệu quả quản trị nhà nước (Government effectiveness): Hiệu quả quản trị nhà nước phản ánh năng lực hoạch định, thực thi chính sách hiệu quả và cung cấp dịch vụ công chất lượng cao, đáp ứng nhu cầu của người dân và doanh nghiệp (World Bank, 2020). Đổi mới quản trị là yêu cầu tất yếu để phát triển đất nước (Pollitt & Bouckaert, 2021).

Pháp quyền (Rule of law): Pháp quyền là nền tảng xã hội công bằng, văn minh, đảm bảo mọi công dân và tổ chức đều bình đẳng trước pháp luật (North & cộng sự, 2009). Hệ thống pháp luật vững chắc tạo môi

trường ổn định cho phát triển kinh tế, xã hội và củng cố niềm tin vào chính phủ (Fowkes, 2019).

Tóm lại, quản trị nhà nước hiệu quả đòi hỏi kết hợp quản lý chi tiêu công minh bạch, xây dựng hệ thống pháp luật chặt chẽ, nâng cao hiệu quả hoạt động của chính phủ và đảm bảo trách nhiệm giải trình nhằm đáp ứng nhu cầu người dân và thúc đẩy phát triển bền vững.

2.2. GDP và phát thải CO₂ (CO₂ emissions)

Lý thuyết Đường cong môi trường Kuznets (EKC) chỉ ra mối quan hệ hình chữ U ngược giữa phát thải CO₂ và GDP. Theo đó, phát thải CO₂ tăng trong giai đoạn đầu của phát triển kinh tế nhưng giảm khi GDP đạt mức cao hơn nhờ đổi mới công nghệ và chính sách môi trường (Rasheed & Liu, 2024). Lý thuyết này đã được nhiều học giả kiểm chứng tại nhiều quốc gia. Rasheed & Liu (2024) cho thấy ở các nước phát triển, phát thải CO₂ tăng trong giai đoạn công nghiệp hóa nhưng giảm nhờ công nghệ sạch và chính sách nghiêm ngặt. Tuy nhiên, một số nghiên cứu khác nhấn mạnh rằng chất lượng thê ché và chuyển đổi năng lượng cũng ảnh hưởng đáng kể đến phát thải, đặc biệt ở các nước đang phát triển (Htike & cộng sự, 2022). Htike & cộng sự (2022) chỉ ra mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và phát thải CO₂ phụ thuộc vào chất lượng quản trị và chính sách năng lượng của từng quốc gia.

Tại Việt Nam, lý thuyết EKC chưa được nghiên cứu sâu rộng, dù đất nước đang trong giai đoạn công nghiệp hóa nhanh. Phát thải CO₂ từ năng lượng và giao thông tăng mạnh do sử dụng than đá và cơ sở hạ tầng giao thông hạn chế. Một số nghiên cứu chỉ ra rằng GDP tăng cải thiện đời sống kinh tế nhưng kéo theo chi phí môi trường lớn do thiếu đầu tư năng lượng tái tạo và quản lý môi trường chưa hiệu quả (Phong & cộng sự, 2018). Việc đánh giá mối liên hệ này tại Việt Nam là cần thiết, vì vậy nghiên cứu đưa ra giả thuyết sau:

H1: GDP bình quân đầu người tác động tích cực đến phát thải CO₂.

2.3. Chi tiêu công và phát thải CO₂

Chi tiêu công là công cụ quan trọng giúp chính phủ đầu tư vào cơ sở hạ tầng và năng lượng tái tạo nhằm giảm phát thải CO₂. Hiệu quả của chi tiêu công phụ thuộc vào phân bổ nguồn lực và năng lực quản trị. Dhrifi & cộng sự (2021) cho thấy chi tiêu công hiệu quả vào năng lượng tái tạo và cơ sở hạ tầng xanh có thể giảm đáng kể phát thải CO₂, đặc biệt ở các quốc gia đang phát triển (Boujedra & cộng sự, 2024). Nghiên cứu của tổ chức Hợp tác và phát triển kinh tế (OECD) cho thấy tăng cường chi tiêu cho năng lượng sạch giúp giảm ô nhiễm, trong khi chi tiêu cho năng lượng hóa thạch làm tăng phát thải CO₂ (Koçak & Ulucak, 2019).

Ngược lại, một số nghiên cứu cho rằng chi tiêu công không hiệu quả làm gia tăng ô nhiễm và lãng phí nguồn lực. Rajkumar & Swaroop (2018) nhấn mạnh rằng khi thiếu minh bạch và trách nhiệm giải trình trong chi tiêu công, các nguồn lực dễ bị phân bổ sai lệch, dẫn đến gia tăng ô nhiễm và suy thoái môi trường. Tương tự, Tawiah & cộng sự (2024) chỉ ra tham nhũng trong chi tiêu công có thể dẫn đến đầu tư vào các dự án không bền vững, làm trầm trọng thêm vấn đề ô nhiễm không khí, nước và phá rừng.

Tại Việt Nam, chi tiêu công tập trung chủ yếu vào cơ sở hạ tầng năng lượng và giao thông, nhưng đầu tư vào năng lượng tái tạo còn hạn chế. Dù đã có bước tiến với điện mặt trời và gió, Việt Nam vẫn phụ thuộc nhiều vào than đá và dầu mỏ, làm tăng phát thải CO₂ (Minh & cộng sự, 2023).

Như vậy, mối quan hệ giữa chi tiêu công và phát thải CO₂ vẫn còn tranh cãi. Việt Nam cần thêm nghiên cứu cụ thể để đánh giá hiệu quả chi tiêu công đối với môi trường, cung cấp cơ sở quan trọng cho hoạch định chính sách. Do đó, nghiên cứu đưa ra giả thuyết như sau:

H2: Chi tiêu công có tác động tích cực đến phát thải CO₂.

2.4. Trách nhiệm giải trình và phát thải CO₂

Trách nhiệm giải trình đóng vai trò quan trọng trong giảm phát thải CO₂ thông qua cải thiện quản lý và thực thi chính sách môi trường. Các quốc gia có trách nhiệm giải trình cao thường sử dụng hiệu quả nguồn lực công, giảm tham nhũng, nâng cao minh bạch và đảm bảo chính sách môi trường được thực hiện minh bạch, hiệu quả (Oyewo & cộng sự, 2024). Ngược lại, thiếu trách nhiệm giải trình ở các quốc gia đang phát triển dẫn đến chi tiêu công không hiệu quả và gia tăng phát thải CO₂ (Ronaghi & cộng sự, 2020).

Tại Việt Nam, trách nhiệm giải trình trong quản lý môi trường đang được cải thiện nhằm giảm phát thải CO₂ và thúc đẩy phát triển bền vững. Báo cáo Ngân hàng Thế giới (World Bank, 2023) cho thấy Việt Nam đã triển khai nhiều chính sách giảm carbon nhưng vẫn thiếu nghiên cứu thực nghiệm đánh giá tác động định lượng của trách nhiệm giải trình và phát thải CO₂. Vì vậy, nghiên cứu đưa ra giả thuyết như sau:

H3: Trách nhiệm giải trình tác động tích cực đến phát thải CO₂.

2.5. Hiệu quả quản trị nhà nước và phát thải CO₂

Hiệu quả quản trị nhà nước đóng vai trò then chốt trong việc điều tiết phát thải CO₂. Quản trị hiệu quả giúp triển khai chính sách môi trường minh bạch, kịp thời, thúc đẩy sử dụng năng lượng tái tạo và công nghệ sạch, từ đó giảm phát thải CO₂. Oyewo & cộng sự (2024) chỉ ra rằng các quốc gia, nơi hiệu quả quản trị nhà nước cao cũng đạt hiệu quả cao trong giảm ô nhiễm môi trường. Ngược lại, quản trị kém hiệu quả, thiếu minh bạch và tham nhũng dẫn đến thực thi chính sách không đồng bộ, lãng phí nguồn lực và gia tăng phát thải CO₂ (Ronaghi & cộng sự, 2020).

Tại Việt Nam, mối quan hệ giữa hiệu quả quản trị nhà nước và phát thải CO₂ đang được chú trọng trong bối cảnh cam kết đạt phát thải ròng “0” vào năm 2050. Báo cáo Ngân hàng Thế giới (World Bank, 2023) cho thấy cơ chế định giá carbon và quản lý môi trường hiệu quả sẽ hỗ trợ mục tiêu này, nhưng thách thức vẫn tồn tại do cần cải thiện hiệu quả quản trị. Ngọc & cộng sự (2023) nhấn mạnh nâng cao chất lượng quản trị công là yếu tố quan trọng để giảm phát thải CO₂. Vì vậy, nghiên cứu đưa ra giả thuyết như sau:

H4: Hiệu quả quản trị nhà nước tác động tích cực đến phát thải CO₂.

2.6. Pháp quyền và phát thải CO₂

Pháp quyền đóng vai trò quan trọng trong kiểm soát và giảm phát thải CO₂ thông qua thiết lập và thực thi các quy định môi trường nghiêm ngặt. Eskander & Fankhauser (2020) cho thấy các quốc gia có luật môi trường chặt chẽ giảm trung bình 0,78% phát thải CO₂ mỗi năm trong ngắn hạn và 1,79% trong dài hạn. Tuy nhiên, hiệu quả pháp quyền phụ thuộc vào khả năng thực thi và chất lượng thể chế. Atta & cộng sự (2024) khẳng định rằng luật pháp môi trường hiệu quả đạt kết quả cao hơn ở các quốc gia có hệ thống pháp quyền minh bạch và kiểm soát tham nhũng tốt. Ngược lại, pháp quyền yếu kém, tham nhũng có thể làm giảm hiệu quả chính sách, thậm chí gia tăng phát thải CO₂.

Tại Việt Nam, Chính phủ đã cam kết giảm phát thải CO₂ thông qua chiến lược quốc gia và chính sách như Đóng góp do quốc gia tự quyết định (NDC). Theo Thi & cộng sự (2020), tăng thuế môi trường giúp giảm phát thải đáng kể và thúc đẩy bảo vệ môi trường, trong khi Hiep & Hoffmann (2020) nhấn mạnh việc giảm sử dụng điện than là chìa khóa đạt mục tiêu cắt giảm khí thải. Tuy nhiên, các nghiên cứu định lượng về hiệu quả pháp quyền vẫn còn chưa nhiều. Vì vậy, nghiên cứu đề xuất giả thuyết sau.

H5: Pháp quyền tác động tích cực đến phát thải CO₂.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phương pháp nghiên cứu và thu thập dữ liệu

Nghiên cứu này áp dụng phương pháp định lượng (phương pháp phân tích hồi quy) để phân tích và kiểm định các giả thuyết nghiên cứu. Dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu này bao gồm dữ liệu quốc gia về phát thải CO₂ bình quân đầu người, GDP bình quân đầu người, chi tiêu công, các chỉ số về trách nhiệm giải trình, hiệu quả quản trị nhà nước và pháp quyền. Các dữ liệu được thu thập từ báo cáo của các tổ chức quốc tế như Ngân hàng Thế giới (World Bank) và các báo cáo môi trường quốc gia trong khoảng thời gian từ 2010-2020.

3.2. Mô hình nghiên cứu và mô tả các biến

Sau khi tổng hợp và phân tích và đề xuất các giả thuyết từ phản ứng quan nghiên cứu, mô hình nghiên cứu được xây dựng như sau:

$$CO_{2i} = \beta_0 + \beta_1 * GDP_i + \beta_2 * GOV_SP_i + \beta_3 * GOV_AC_i + \beta_4 * GOV_EF_i + \beta_5 * LAW_i + \epsilon_i$$

Trong đó:

CO_{2i}: Lượng phát thải CO₂ bình quân đầu người của quốc gia i, đo lường mức độ ô nhiễm qua khí nhà kính, đơn vị: tấn CO₂/người.

β_0 : Hệ số chặn

β_1 đến β_5 : Các hệ số hồi quy

GDP_i: Tổng sản phẩm quốc nội bình quân đầu người của quốc gia i, phản ánh mức độ phát triển kinh tế, đơn vị: USD (đô la Mỹ) bình quân đầu người.

GOV_SP_i: Chi tiêu công dưới dạng phần trăm GDP của quốc gia i, đo lường mức độ đầu tư công, đơn vị: tỷ lệ phần trăm (%).

GOV_AC_i: Trách nhiệm giải trình, đo lường mức độ minh bạch và hiệu quả trong quản lý tài nguyên công, đơn vị: chỉ số từ 0 đến 10.

GOV_EF_i: Hiệu quả của quản trị nhà nước trong thực thi chính sách, đo lường năng lực quản lý và thực thi, đơn vị: chỉ số từ -2,5 (yếu) đến 2,5 (mạnh).

LAW_i: Mức độ pháp lý và thực thi các quy định bảo vệ môi trường, đơn vị: chỉ số từ -2,5 (yếu) đến 2,5 (mạnh).

ε_i: Sai số ngẫu nhiên

Mô hình này nhằm mục đích đánh giá tác động của các yếu tố của quản trị nhà nước bao gồm: GDP, chi tiêu công, trách nhiệm giải trình, hiệu quả quản trị nhà nước và pháp quyền lên lượng phát thải CO₂, từ đó cung cấp cơ sở dữ liệu để đưa ra các khuyến nghị chính sách hiệu quả nhằm giảm thiểu phát thải CO₂. Dưới đây là bảng mô tả chi tiết các biến trong mô hình (xem Bảng 1).

Bảng 1: Mô tả biến nghiên cứu

Biến	Mô tả	Đo lường	Nguồn
CO ₂	Phát thải CO ₂ bình quân đầu người	Tấn bình quân đầu người	WB
GDP	Tổng sản phẩm quốc nội	GDP bình quân đầu người (USD)	WB
GOV_SP	Chi tiêu công	% theo GDP	WB
GOV_AC	Trách nhiệm giải trình	Đo lường sự hạn chế đối với quyền lực của chính phủ thông qua việc giải trình các hành động của chính phủ và các biện pháp trừng phạt (chỉ số từ 0 đến 10)	WB
GOV_EF	Hiệu quả quản trị nhà nước	Đo lường chất lượng dịch vụ công, dịch vụ dân sự, xây dựng và thực hiện chính sách, độ tin cậy của cam kết chính phủ đối với các chính sách đó (chỉ số từ -2,5: Yếu – 2,5: Mạnh)	WB
LAW	Pháp quyền	Đo lường mức độ mà các tác nhân tin tưởng và tuân thủ các quy tắc của xã hội (chỉ số từ -2,5: Yếu – 2,5 Mạnh)	WB

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

3.3. Phương pháp phân tích dữ liệu

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp phân tích hồi quy để kiểm tra mối quan hệ giữa các biến độc lập (GDP, chi tiêu công, trách nhiệm giải trình, hiệu quả quản trị nhà nước và pháp quyền) với biến phụ thuộc (phát thải CO₂ bình quân đầu người). Các bước phân tích bao gồm: (1) phân tích mô tả để trình bày thông tin tổng quan về dữ liệu; (2) kiểm tra tính hiệu lực của mô hình thông qua các chỉ số đánh giá độ phù hợp và độ bền vững; (3) phân tích hồi quy nhằm đánh giá tác động của các biến độc lập đối với phát thải CO₂. Phương pháp này giúp xác định rõ ràng mối quan hệ giữa các yếu tố và cung cấp cơ sở khoa học cho việc đề xuất các chính sách giảm phát thải và phát triển bền vững.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Kết quả thống kê mô tả các biến nghiên cứu được thống kê trong Bảng 2. Các dữ liệu này cung cấp thông tin chi tiết về các chỉ số như trung bình, độ lệch chuẩn, giá trị nhỏ nhất và giá trị lớn nhất cho biết rõ hơn về phân phối và sự biến động của các biến CO₂, GDP, chi tiêu công, trách nhiệm giải trình, hiệu quả quản trị nhà nước và pháp quyền trong mô hình.

4.2. Kết quả hồi quy

Kết quả về hệ số tương quan giữa các biến được thống kê trong Bảng 3 cho biết cường độ của mối quan hệ tuyến tính giữa các biến.

Kết quả hồi quy tuyến tính cho mô hình nghiên cứu lượng phát thải CO₂, trong đó các biến độc lập bao gồm GDP, chi tiêu công, trách nhiệm giải trình, hiệu quả quản trị nhà nước và pháp quyền được trình bày

Bảng 2: Thông kê mô tả các biến

	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
CO₂	2,39	0,72	1,73	3,68
GDP	2.649,39	462,68	2.028,61	3.352,06
GOV_SP	10,19	0,45	9,48	10,92
GOV_AC	-0,32	0,03	-0,39	-0,28
GOV_EF	-0,07	0,15	-0,25	0,19
LAW	-0,28	0,25	-0,58	0,07

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

Bảng 3: Hệ số tương quan giữa các biến

	CO₂	GDP	GOV_AC	GOV_EF	GOV_SP	LAW
CO₂	1					
GDP	0,96	1				
GOV_AC	-0,24	-0,10	1			
GOV_EF	0,83	0,86	-0,23	1		
GOV_SP	-0,81	-0,71	0,15	-0,58	1	
LAW	0,69	0,82	0,42	0,69	-0,48	1

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

trong Bảng 4. Các hệ số hồi quy, sai số chuẩn, giá trị t-statistic và giá trị xác suất (p-value) được trình bày để đánh giá mức độ tác động và sự tin cậy của từng biến trong mô hình.

Bảng 4: Kết quả hồi quy cho mô hình phát thải CO₂

Biến số	Hệ số tương quan	Sai số chuẩn	Thông kê T	P-value
GDP	0,001564	0,000293	5,332206	0,0018***
GOV_AC	-2,495167	3,441981	-0,724922	0,4958
GOV_EF	-0,448501	0,658412	-0,681186	0,5212
GOV_SP	-0,261912	0,060024	-4,363486	0,0048***
LAW	-0,280762	0,695763	-0,403530	0,7005

Sai số chuẩn thể hiện trong ngoặc đơn. (ii) *p<0,1, **p<0,05, ***p<0,01.

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

Kết quả phân tích hồi quy cho thấy:

GDP có hệ số dương (0,001564) và p-value là 0,0018***, cho thấy mối quan hệ giữa GDP và biến phụ thuộc là có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, nghĩa là khi GDP tăng, phát thải CO₂ có xu hướng tăng theo. Như vậy, giả thuyết H1 được chấp nhận.

Trong khi đó, GOV_AC (trách nhiệm giải trình) có hệ số âm (-2,495167) nhưng với p-value là 0,4958, cho thấy mối quan hệ giữa trách nhiệm giải trình và phát thải CO₂ không có ý nghĩa thống kê ($p > 0,1$). Do đó, giả thuyết H2 bị bác bỏ.

Ngược lại, GOV_SP (chi tiêu công) có hệ số âm (-0,261912) và p-value là 0,0048***, cho thấy mối quan hệ tiêu cực giữa chi tiêu chính phủ và biến phụ thuộc, với ý nghĩa thống kê ở mức 1% nghĩa là khi chi tiêu công tăng, phát thải CO₂ có xu hướng giảm. Như vậy, giả thuyết H3 được chấp nhận.

Tương tự, biến GOV_EF (hiệu quả quản trị nhà nước) có hệ số âm (-0,448501) và p-value là 0,5212, cho thấy mối quan hệ giữa hiệu quả quản trị nhà nước và phát thải CO₂ không có ý nghĩa thống kê ($p > 0,1$). Do

đó, giả thuyết H4 bị bác bỏ.

Cuối cùng, LAW (pháp quyền) có hệ số âm (-0,280762) và p-value là 0,7005, cho thấy mối quan hệ giữa pháp quyền và phát thải CO₂ không có ý nghĩa thống kê ($p > 0,1$). Do đó, giả thuyết H5 bị bác bỏ.

Các kết quả này chỉ ra rằng, trong mô hình nghiên cứu chỉ có GDP (tác động tiêu cực) và chi tiêu công (tác động tích cực) có ảnh hưởng rõ rệt đến phát thải CO₂, trong khi các yếu tố về trách nhiệm giải trình, hiệu quả quản trị nhà nước và pháp quyền không có tác động đáng kể.

4.3. Thảo luận

Kết quả hồi quy đã cung cấp những hiểu biết quan trọng về mối quan hệ giữa GDP, chi tiêu công, trách nhiệm giải trình, hiệu quả quản trị nhà nước và pháp quyền đến phát thải CO₂.

Thứ nhất, GDP có tác động dương và có ý nghĩa thống kê đến phát thải CO₂. Kết quả này phù hợp với lý thuyết EKC khi cùng đưa ra nhận định rằng khi tăng GDP đồng thời sẽ gia tăng lượng phát thải CO₂ cũng tăng trong giai đoạn đầu của phát triển kinh tế. Ngoài ra, kết quả này cũng tương đồng với phát hiện của Rasheed & Liu (2024) rằng trong giai đoạn đầu của công nghiệp hóa, sự gia tăng sử dụng năng lượng hóa thạch và mở rộng các ngành công nghiệp nặng làm tăng phát thải CO₂. Tại Việt Nam, điều này được giải thích bởi quá trình công nghiệp hóa nhanh chóng, đặc biệt là sự phụ thuộc vào năng lượng từ than đá và dầu mỏ. Các ngành công nghiệp nặng và cơ sở hạ tầng năng lượng lỗi thời khiến cho lượng phát thải CO₂ gia tăng đáng kể (Kumar & cộng sự, 2024). Điều này đặt ra nhu cầu cấp thiết cho Việt Nam chuyển đổi sang năng lượng tái tạo và công nghệ sản xuất sạch hơn.

Thứ hai, chi tiêu công có mối quan hệ tiêu cực với phát thải CO₂, nghĩa là tăng chi tiêu công giúp giảm phát thải CO₂. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Koçak & Ulucak (2019), Dhrifi (2021), Boujedra & cộng sự (2024) cho thấy chi tiêu công hiệu quả vào năng lượng tái tạo và giao thông xanh giảm đáng kể phát thải CO₂. Tại Việt Nam, hiệu quả chi tiêu công đối với giảm phát thải CO₂ còn hạn chế do phần lớn ngân sách công tập trung vào dự án cơ sở hạ tầng dựa trên năng lượng hóa thạch, đặc biệt nhiệt điện than - nguồn phát thải CO₂ lớn nhất. Việc ưu tiên các dự án như mở rộng nhiệt điện và giao thông dùng nhiên liệu hóa thạch đã làm tăng áp lực lên môi trường. Bên cạnh đó, các chính sách hiện tại chưa tối ưu hóa hiệu quả sử dụng ngân sách, dẫn đến chi tiêu phân tán và thiếu sự phối hợp hiệu quả giữa các ngành. Do đó, Việt Nam cần tái cơ cấu chi tiêu công, tập trung vào giao thông công cộng thân thiện với môi trường, năng lượng tái tạo và hạ tầng công nghệ sạch để giảm phát thải CO₂ một cách bền vững.

Thứ ba, trách nhiệm giải trình không có ý nghĩa thống kê đối với phát thải CO₂. Kết quả này trái ngược với các nghiên cứu trước đây như của Oyewo & cộng sự (2024) là do tại Việt Nam, trọng tâm vẫn đặt vào tăng trưởng kinh tế hơn là bảo vệ môi trường. Hệ thống chính sách môi trường còn thiếu trong khi cơ chế giám sát, thực thi còn yếu, thiếu các biện pháp cụ thể để gắn trách nhiệm giải trình với giảm phát thải.

Thứ tư, hiệu quả quản trị nhà nước không có ý nghĩa thống kê đối với phát thải CO₂, điều này trái ngược với kết luận của Oyewo & cộng sự (2024) rằng giảm phát thải CO₂ tỉ lệ thuận với hiệu quả quản trị nhà nước. Nguyên nhân là do ở Việt Nam các chính sách môi trường còn thiếu sự ưu tiên và rõ ràng trong thực thi bởi thiếu định hướng dài hạn, thiếu năng lực kỹ thuật, thiếu sự phối hợp giữa các cơ quan quản lý và nguồn lực tài chính hạn chế. Hơn nữa, phát triển kinh tế và công nghiệp hóa được đặt lên hàng đầu, dẫn đến sự thỏa hiệp trong các mục tiêu giảm phát thải.Thêm vào đó, giám sát và xử lý vi phạm môi trường chưa hiệu quả, làm giảm tác động của quản trị nhà nước đến phát thải CO₂.

Cuối cùng, pháp quyền không có ý nghĩa thống kê đối với phát thải CO₂. Điều này trái ngược với nghiên cứu của Eskander & Fankhauser (2020) đã khẳng định rằng một hệ thống pháp lý mạnh mẽ và minh bạch có thể giảm phát thải đáng kể. Việt Nam mặc dù đã triển khai một số biện pháp như thuế môi trường và cam kết trong Thỏa thuận Paris, nhưng sự yếu kém trong thực thi pháp luật và cơ chế giám sát môi trường hạn chế đã làm giảm hiệu quả các chính sách này. Bên cạnh đó, tình trạng tham nhũng và thiếu minh bạch trong quản lý môi trường cũng là rào cản chính, làm suy yếu hiệu quả của các chính sách giảm phát thải CO₂. Thi & cộng sự (2020) khi nghiên cứu về thuế môi trường ở Việt Nam đã nhấn mạnh rằng mặc dù thuế có tác động tích cực trong việc giảm phát thải CO₂ nhưng mức độ tuân thủ và hiệu quả vẫn bị hạn chế do thiếu các biện pháp giám sát chặt chẽ và chính sách tái đầu tư từ nguồn thu.

5. Kết luận và khuyến nghị

Nghiên cứu này đã tìm hiểu mối quan hệ giữa vai trò của quản trị nhà nước đối với phát thải CO₂. Kết quả từ mô hình hồi quy đã chỉ ra rằng GDP có tác động dương đến phát thải CO₂, ngược lại chi tiêu công có tác động âm đến phát thải CO₂, những kết quả này đều tương đồng và phù hợp với các nghiên cứu trước đây. Trong khi đó trách nhiệm giải trình, hiệu quả quản trị nhà nước và pháp quyền không có tác động đến phát thải CO₂, những kết quả này đa số trái ngược với những nghiên cứu trước đây do các yếu tố này chưa được thực thi hiệu quả hoặc thiếu liên kết chặt chẽ với mục tiêu giảm phát thải CO₂. Ngoài việc thực thi các yếu tố quản trị nhà nước chưa hiệu quả và trọng tâm chính sách thiên về kinh tế, một lý do khác là sự hạn chế trong việc áp dụng công nghệ giảm phát thải CO₂ và đầu tư vào năng lượng tái tạo tại Việt Nam. Điều này dẫn đến việc các yếu tố quản trị nhà nước không đủ mạnh để tạo ra tác động đáng kể trong bối cảnh thiếu giải pháp công nghệ và tài chính phù hợp cho giảm phát thải CO₂.

Từ những kết quả trên, nghiên cứu đề xuất một số khuyến nghị nhằm giảm phát thải CO₂ trong thời gian tới như sau:

Việt Nam cần đẩy mạnh đầu tư vào năng lượng tái tạo, đặc biệt là các nguồn như điện mặt trời, điện gió và sinh khối, nhằm giảm sự phụ thuộc vào than đá và dầu mỏ. Chính phủ cũng cần ban hành các chính sách ưu đãi tài chính, như giảm thuế hoặc hỗ trợ vốn vay, để khuyến khích doanh nghiệp áp dụng công nghệ thân thiện với môi trường. Đồng thời, cần thực hiện chiến lược chuyển đổi cơ cấu kinh tế, tăng tỷ trọng các ngành dịch vụ và công nghệ cao, giảm sự phụ thuộc vào các ngành công nghiệp nặng sử dụng nhiều năng lượng hóa thạch.

Tái cơ cấu ngân sách nhà nước là rất cần thiết để tăng tỷ lệ đầu tư công vào các lĩnh vực như năng lượng sạch, giao thông bền vững và cơ sở hạ tầng xanh. Bên cạnh đó, cần triển khai các cơ chế giám sát độc lập để đảm bảo rằng nguồn lực được sử dụng hiệu quả và tránh lãng phí. Chính phủ cũng nên thúc đẩy hợp tác công-tư để thu hút vốn đầu tư tư nhân vào các dự án năng lượng tái tạo và giao thông xanh, từ đó tăng cường hiệu quả của các dự án giảm phát thải CO₂.

Việt Nam cần thực hiện các bước cụ thể nhằm nâng cao trách nhiệm giải trình như xây dựng cơ sở dữ liệu phát thải CO₂ minh bạch hơn, tăng cường năng lực quản lý cho các cơ quan môi trường và thực thi các khung pháp lý rõ ràng hơn về giảm phát thải. Một số chính sách như tái phân bổ ngân sách từ thuế carbon hoặc phát triển hệ thống giao dịch phát thải có thể thúc đẩy hiệu quả quản lý phát thải CO₂ và nâng cao sự minh bạch trong quản lý môi trường. Đồng thời, việc thành lập các cơ quan giám sát độc lập sẽ giúp đánh giá hiệu quả thực thi các chính sách môi trường và sử dụng nguồn lực công. Ngoài ra, cần khuyến khích sự tham gia của cộng đồng và các tổ chức phi chính phủ để tạo động lực tăng cường trách nhiệm giải trình, qua đó thúc đẩy hiệu quả quản lý và giảm phát thải.

Hoàn thiện khung pháp lý về môi trường, đặc biệt là ban hành các quy định cụ thể hơn về giới hạn phát thải và áp dụng các hình phạt nghiêm khắc đối với các hành vi vi phạm. Đồng thời, tăng cường năng lực quản trị nhà nước bằng cách đầu tư vào đào tạo nhân sự, áp dụng công nghệ hiện đại trong giám sát môi trường, và thiết lập khung pháp lý rõ ràng hơn để thực thi chính sách. Ngoài ra, sự tham gia của các bên liên quan trong việc giám sát và thực hiện chính sách cũng cần được mở rộng, nhằm đảm bảo trách nhiệm giải trình và thúc đẩy hiệu quả chính sách môi trường. Việc áp dụng các công cụ kinh tế như thuế carbon và hệ thống giao dịch phát thải sẽ tạo động lực để doanh nghiệp chuyển đổi sang các giải pháp thân thiện với môi trường.

Cuối cùng, Việt Nam cần tích hợp mục tiêu giảm phát thải CO₂ vào mọi chính sách kinh tế và xã hội để đảm bảo phát triển bền vững. Để đạt được mục tiêu này, chính phủ Việt Nam cần xây dựng một chiến lược dài hạn với các mốc thời gian cụ thể, đồng thời tăng cường đầu tư vào nghiên cứu và phát triển các giải pháp công nghệ mới.

Nghiên cứu này không tránh khỏi một số hạn chế về thời gian và phạm vi nghiên cứu. Thứ nhất, sự biến động của các chỉ số bao gồm chỉ số về kinh tế GDP và chỉ số về quản trị nhà nước (chi tiêu công, trách nhiệm giải trình, hiệu quả quản trị nhà nước và pháp quyền) theo thời gian có thể làm ảnh hưởng đến độ chính xác và tính khái quát của kết quả. Thứ hai, nghiên cứu chưa xem xét đến một số yếu tố khác có thể làm thay đổi mối quan hệ giữa các biến số như biến đổi khí hậu, thiên tai và thay đổi chính trị cũng có thể làm thay đổi mối quan hệ giữa các biến số, từ đó ảnh hưởng đến tính ổn định của mô hình nghiên cứu. Do đó, các nghiên cứu trong tương lai có thể mở rộng bằng cách xem xét các yếu tố khác như tác động của công nghệ mới, sự

chuyển đổi sang năng lượng tái tạo, hoặc hiệu quả của các chính sách quốc tế trong việc kiểm soát và phát thải CO₂. Đồng thời, việc tập trung nghiên cứu ở cấp độ ngành hoặc khu vực cụ thể cũng sẽ giúp cung cấp cái nhìn sâu sắc hơn về các chiến lược phù hợp để giảm phát thải CO₂.

Tài liệu tham khảo:

- Atta, N., Sharifi, A. & Ying Lee, C. (2024), ‘The relationship between the rule of law and environmental sustainability: empirical evidence from the analysis of global indices’, *International Journal of Sustainable Development & World Ecology*, 31(8), 1023-1039. DOI: 10.1080/13504509.2024.2371159.
- Azam, M., Khan, A., Abdullah, H. & Qureshi, M. (2016), ‘The impact of CO₂ emissions on economic growth: evidence from selected higher CO₂ emissions economies’, *Environmental Science and Pollution Research*, 23, 6376-6389. DOI: 10.1007/s11356-015-5817-4.
- Boujedra, F., Jebli, M. & Aloui, A. (2024), ‘The effect of public funding and government effectiveness on CO₂ emissions in developing countries: Evidence from panel quantile analysis’, *Natural Resources Forum*. DOI: 10.1111/1477-8947.12497.
- Chen, J., Xian, Q., Zhou, J. & Li, D. (2020), ‘Impact of income inequality on CO₂ emissions in G20 countries’, *Journal of environmental management*, 271, 110987. DOI: 10.1016/j.jenvman.2020.110987.
- Dhrifi, A., Alnahdi, S. & Jaziri, R. (2021), ‘The causal links among economic growth, education and health: Evidence from developed and developing countries’, *Journal of the Knowledge Economy*, 12(3), 1477-1493. DOI: 10.1007/s13132-020-00678-6.
- Eskander, S. & Fankhauser, S. (2020), ‘Reduction in greenhouse gas emissions from national climate legislation’, *Nature Climate Change*, 10, 750-756. DOI: 10.1038/s41558-020-0831-z.
- Fowkes, D. (2019), ‘Identity: The Demand for dignity and the politics of resentment’, *International Journal of Constitutional Law*, 17(2), 714-717. DOI: 10.1093/icon/moz041.
- Ghasemi, M., Rajabi, M. & Aghakhani, S. (2023), ‘Towards sustainability: The effect of industries on CO₂ emissions’, *Journal of Future Sustainability*, 3, 107-118. DOI: 10.5267/j.jfs.2022.12.002.
- Hiep, D. & Hoffmann, C. (2020), ‘A power development planning for Vietnam under the CO₂ emission reduction targets’, *Energy Reports*, 6, 19-24. DOI: 10.1016/j.egyr.2019.11.036.
- Htike, M.M., Shrestha, A. & Kakinaka, M. (2022), ‘Investigating whether the environmental Kuznets curve hypothesis holds for sectoral CO₂ emissions: evidence from developed and developing countries’, *Environment, Development and Sustainability*, 24, 12712-12739. DOI: 10.1007/s10668-021-01961-5.
- Koçak, E. & Ulucak, Z.S. (2019), ‘The effect of energy R&D expenditures on CO₂ emission reduction: estimation of the STIRPAT model for OECD countries’, *Environmental Science and Pollution Research*, 26, 14328-14338. DOI: 10.1007/s11356-019-04712-2.
- Kumar, A., Tiwari, A.K. & Milani, D. (2024), ‘Decarbonizing hard-to-abate heavy industries: Current status and pathways towards net-zero future’, *Process Safety and Environmental Protection*, 187(1), 408-430. DOI: 10.1016/j.psep.2024.04.107.
- Minh, T.B., Ngoc, T.N. & Van, H.B. (2023), ‘Relationship between carbon emissions, economic growth, renewable energy consumption, foreign direct investment, and urban population in Vietnam’, *Helijon*, 9(6), 1-9. DOI: 10.1016/j.helijon.2023.e17544.
- Ngoc, B.H., Tram, N.H.M. & Lieu, P.T. (2023), ‘Does the underground economy promote resource depletion and environmental pollution in Vietnam?’, *VNU Journal of Economics and Business*, 3(3), 20-29. DOI: 10.57110/jebvn.v3i3.224.
- North, D.C., Wallis, J.J. & Weingast, B.R. (2009), *Violence and social orders: A conceptual framework for interpreting recorded human history*, Cambridge University Press. DOI: 10.1086/ahr.117.2.484.
- Oyewo, B., Tauringana, V., Tawiah, V. & Aju, O. (2024), ‘Impact of country governance mechanisms on carbon emissions performance of multinational entities’, *Journal of Environmental Management*, 352, 1-20. DOI:

10.1016/j.jenvman.2023.120000.

- Phong, L., Van, D. & Bao, H. (2018), ‘The Role of Globalization on CO2 Emission in Vietnam Incorporating Industrialization, Urbanization, GDP per Capita and Energy Use’, *International Journal of Energy Economics and Policy*, 8, 275-283. DOI:10.32479/ijEEP.7065.
- Pollitt, C. & Bouckaert, G. (2017), *Public management reform: A comparative analysis—Into the age of austerity*, 4th ed., Oxford University Press.
- Rajkumar, A.S. & Swaroop, V. (2018), ‘Public spending and outcomes: Does governance matter?’, *Journal of Development Economics*, 86(1), 96-111. DOI: 10.1016/j.jdeveco.2007.08.003.
- Rasheed, M. & Liu, J. (2024), ‘Unraveling the environmental Kuznets curve: interplay between CO 2 emissions, economic development, and energy consumption’, *Environmental Science and Pollution Research*, 31(9), 13372-13391. DOI:10.1007/s11356-023-31747-3.
- Ronaghi, M., Reed, M. & Saghaian, S. (2020), ‘The impact of economic factors and governance on greenhouse gas emission’, *Environmental Economics and Policy Studies*, 22, 153-172. DOI: 10.1007/s10018-019-00250-w.
- Tawiah, V., Zakari, A. & Alvarado, R. (2024), ‘Effect of corruption on green growth’, *Environ Dev Sustain*, 26, 10429-10459. DOI: 10.1007/s10668-023-03152-w.
- Taylor, R. & Kelsey, T. (2016), *Transparency and the open society: Practical lessons for effective policy*, Policy Press. DOI:10.46692/9781447325376.
- Thi, H., Thi, K., Phuong, D., Thu, V. & Minh, C. (2020), ‘Impact of Environmental Tax Collection on CO2 Emissions in Vietnam’, *International Journal of Energy Economics and Policy*, 10(6), 299-304. DOI: 10.32479/ijEEP.10153.
- World Bank (2020), *World development report 2020: The role of governance in development*, World Bank Publications, retrieved on December 12th 2024, from <<https://openknowledge.worldbank.org/server/api/core/bitstreams/bd24e4f5-41d8-5bde-a8bf-a0e42581af15/content>>.
- World Bank (2023), *Vietnam: Carbon intensity reduction policies and accountability*, Washington, DC: The World Bank Group, retrieved on December 12th 2024, from <<https://www.worldbank.org/>>.

RỦI RO BIẾN ĐỔI KHÍ HẬU VÀ RỦI RO VỠ NỢ DOANH NGHIỆP: ẢNH HƯỞNG CỦA PHÁT THẢI CARBON TẠI VIỆT NAM

Phạm Hữu Hà

Học viện Hàng không Việt Nam

Email: haph@vaa.edu.vn

Mã bài: JED-1988

Ngày nhận bài: 09/09/2024

Ngày nhận bài sửa: 26/11/2024

Ngày duyệt đăng: 24/01/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.1988

Tóm tắt

Rủi ro biến đổi khí hậu đang nổi lên như một rủi ro đáng kể cho các doanh nghiệp. Nghiên cứu này được thực hiện để làm rõ những tác động của rủi ro biến đổi khí hậu lên rủi ro vỡ nợ doanh nghiệp. Bằng phương pháp bình phương tối thiểu tổng quát (GLS), mẫu nghiên cứu gồm các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam trong giai đoạn 2012-2022 với tổng 1.321 doanh nghiệp. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng các doanh nghiệp có lượng khí thải carbon và cường độ phát thải carbon (đại diện cho rủi ro biến đổi khí hậu) cao sẽ có nhiều khả năng vỡ nợ hơn. Lượng khí thải carbon ít tác động hơn đến khoảng cách vỡ nợ sau cú sốc đại dịch Covid-19. Từ đó, nghiên cứu cung cấp một số hàm ý chính sách như các cơ quan xếp hạng tín dụng, ngân hàng, nhà đầu tư nên đưa rủi ro biến đổi khí hậu vào danh mục đánh giá rủi ro của doanh nghiệp. Đồng thời các doanh nghiệp cần có những biện pháp kịp thời để thích ứng với sản xuất “xanh”, giảm phát thải carbon.

Từ khóa: Khó khăn tài chính, rủi ro biến đổi khí hậu, rủi ro carbon, rủi ro vỡ nợ.

Mã JEL: G22, G24, G28, G3, G32, G33

Climate change risk and corporate default risk: The impact of carbon emissions in Vietnam

Abstract

Climate change risk is emerging as a significant threat to businesses. This study was conducted to clarify the impacts of climate change risk on corporate default risk. Using the Generalized Least Squares (GLS) method, the research sample comprises listed companies in Vietnam during the period 2012–2022, totaling 1,321 firms. The results indicate that firms with higher carbon emissions and carbon emission intensity (representing climate change risk) are more likely to face default. The impact of carbon emissions on the distance to default is less pronounced following the shock of the COVID-19 pandemic. Based on these findings, the study provides several policy implications: credit rating agencies, banks, and investors should incorporate climate change risk into their risk assessment frameworks for businesses. At the same time, companies need to take timely measures to adapt to “green” production and reduce carbon emissions.

Keywords: Carbon risk, climate change, default risk, financial distress.

JEL Codes: G22, G24, G28, G3, G32, G33

1. Giới thiệu

Khi biến đổi khí hậu và sự nóng lên toàn cầu được quy định chặt chẽ hơn bởi các chính phủ (đặc biệt là dưới dạng cơ chế định giá carbon), vì vậy tác động của biến đổi khí hậu ngày càng được quan tâm (Krueger & cộng sự, 2020). Đặc biệt Việt Nam đã tham gia hiệp định Paris 2015 và tại Hội nghị thường định COP26 chính phủ Việt Nam đã cao kết phát thải ròng bằng “0” (net zero) vào năm 2050, điều này sẽ dẫn đến áp lực lớn cho các doanh nghiệp Việt Nam và các chủ thể kinh tế khác. Các nghiên cứu gần đây đang làm sáng tỏ tác động của biến đổi khí hậu đối với giá trị tài sản do các ngân hàng và doanh nghiệp nắm giữ. Battiston (2017) phát hiện ra rằng lĩnh vực sử dụng nhiên liệu hóa thạch liên quan đến chính sách khí hậu lớn và có nguy cơ khủng hoảng tài chính cao. Với sự chuyển đổi sang nền kinh tế carbon thấp, rủi ro vỡ nợ của doanh nghiệp có liên quan đến rủi ro biến đổi khí hậu (Battiston & cộng sự, 2023). Nghiên cứu thực nghiệm đề xuất rằng đổi mới công nghệ làm giảm phát thải carbon góp phần cải thiện hiệu suất doanh nghiệp trong bối cảnh biến đổi khí hậu (Bannier & cộng sự, 2022). Các doanh nghiệp chuyển sang sản xuất với carbon thấp có tác động làm giảm rủi ro vỡ nợ (Gutiérrez-López & cộng sự, 2022). Rủi ro biến đổi khí hậu đến từ hai kía cạnh, (i) rủi ro chuyển đổi, (ii) rủi ro vật lý. Rủi ro chuyển đổi đến từ định hướng chuyển đổi nền kinh tế sang phát thải carbon thấp bằng các biện pháp như ban hành các quy định về môi trường, định hướng của nhà nước nhằm trung hòa carbon, xây dựng quy định tính tín chỉ carbon, thay đổi công nghệ, đánh giá lại tài sản và làm tăng chi phí vốn. Ngược lại rủi ro vật lý đến từ các hiện tượng thời tiết cực đoan gây ra do biến đổi khí hậu như nhiệt độ tăng, bão, nước biển dâng, hạn hán, lũ lụt và sóng nhiệt (Network for Greening the Financial System, 2019).

Một vài nghiên cứu trước đây cũng đã cho thấy mối quan hệ đáng kể giữa rủi ro biến đổi khí hậu và rủi ro tín dụng, rủi ro phá sản và tình trạng khó khăn tài chính của doanh nghiệp (Capasso & cộng sự, 2020; Ding & cộng sự, 2023; Feng & cộng sự, 2024). Tuy nhiên, các nghiên cứu này chủ yếu tập trung vào các nền kinh tế phát triển và chưa nghiên cứu sâu về tác động của rủi ro biến đổi khí hậu đối với các doanh nghiệp tại các quốc gia đang phát triển như Việt Nam. Theo hiểu biết của tác giả, đây là một trong những nghiên cứu thực nghiệm bằng phương pháp định lượng đầu tiên phân tích tác động của rủi ro biến đổi khí hậu đến khoảng cách vỡ nợ của các doanh nghiệp niêm yết Việt nam. Nghiên cứu này đóng góp cho văn học như sau. Đầu tiên, tác giả điều tra xem liệu rủi ro khí hậu, được đo bằng mức phát thải CO₂ và cường độ carbon, có liên quan đến khoảng cách đến vỡ nợ theo Merton (1974) hay không. Thứ hai, kết quả của tác giả chứng minh các doanh nghiệp có lượng khí thải carbon ít hơn sau cú sốc đại dịch Covid-19 có khả năng vỡ nợ thấp hơn. Cuối cùng, nghiên cứu của tác giả liên kết với lý thuyết về rủi ro tài chính liên quan đến môi trường nhằm cung cấp cho các nhà hoạch định chính sách, nhà quản lý, các ngân hàng và doanh nghiệp có cái nhìn sâu sắc hơn về quản lý rủi ro biến đổi khí hậu ở Việt Nam.

Phần còn lại của bài viết được tổ chức như sau. Phần thứ hai của bài báo xem xét tài liệu và thảo luận về giả thuyết, phần ba trình bày chi tiết về thiết kế nghiên cứu, phần thứ tư cung cấp các kết quả thực nghiệm, phần cuối cùng là kết luận.

2. Tổng quan lý thuyết

Lý thuyết về rủi ro tài chính liên quan đến môi trường tạo ra nền tảng phân loại các tác động khí hậu đối với các doanh nghiệp thành rủi ro liên quan đến khí hậu, chi phí chuyển đổi sang nền kinh tế carbon thấp và nguy cơ trở nên không bền vững trong kịch bản mới (Caldecott & Dericks, 2018). Trong số các rủi ro liên quan đến khí hậu, tác động vật lý là nhóm nổi bật nhất, với tác động trực tiếp đến tài nguyên của doanh nghiệp, với cường độ nghiêm trọng hơn trong kịch bản bất lợi về tỷ lệ thảm họa tự nhiên ngày càng tăng (Barney & Clark, 2007). Trong quá trình chuyển đổi sang nền kinh tế carbon thấp, chi phí và nợ phải trả cho việc thích ứng với những thay đổi trong chính sách khí hậu để tuân thủ các quy định mới và thay thế công nghệ ngày càng tăng và đối mặt với những thay đổi trong thị hiếu của người tiêu dùng (Hou & cộng sự, 2022). Các lý thuyết giải thích tình trạng khó khăn tài chính của doanh nghiệp trong quá trình chuyển đổi sang phát thải carbon thấp là lý thuyết dựa trên nguồn lực, thể chế và các bên liên quan (Tariq & cộng sự, 2017).

Theo lý thuyết các bên liên quan, các doanh nghiệp sẽ được những ưu đãi nếu đáp ứng đầy đủ nhu cầu và điều kiện của các bên liên quan như chính phủ và chủ nợ (Laplume & cộng sự, 2008). Hiệu suất môi trường của doanh nghiệp và việc tuân thủ các quy định sẽ được đánh giá bởi khách hàng và người tiêu dùng (Kabir & cộng sự, 2021). Do đó, lý thuyết về các bên liên quan ủng hộ quan điểm khoảng cách vỡ nợ thấp hơn (cao

hơn) đối với những doanh nghiệp có hiệu suất carbon kém (tốt hơn).

Trong quá trình chuyển đổi sang nền kinh tế phát thải carbon thấp, các quy định mới có thể gây áp lực pháp lý đối với các doanh nghiệp phát thải cao, đồng thời có thể đổi mới với rủi ro về danh tiếng, nhà đầu tư và người cho vay thường yêu cầu mức bù đắp rủi ro cao hơn làm doanh thu sụt giảm và chi phí gia tăng, nguy cơ vỡ nợ của các doanh nghiệp này sẽ tăng lên (Wang & cộng sự, 2022). Theo Trinks (2020) ước tính hiệu suất carbon phản ánh mức phát thải carbon của các doanh nghiệp so với các doanh nghiệp cùng ngành và thấy rằng các doanh nghiệp sử dụng hiệu quả carbon có rủi ro hệ thống thấp hơn đáng kể. Xue & cộng sự (2020) nhận thấy rằng các doanh nghiệp ở Anh có hiệu suất quản lý môi trường tốt, như giám sát hiệu suất phát thải, có thể giảm thiểu rủi ro tổng thể và rủi ro đặc trưng của doanh nghiệp một cách hiệu quả.

Đến hiện tại, đã có một số bằng chứng thực nghiệm về ảnh hưởng của phát thải khí nhà kính đối với xác suất vỡ nợ. Capasso & cộng sự (2020) tìm thấy rằng một doanh nghiệp tiếp xúc với rủi ro biến đổi khí hậu với mức phát thải carbon cao hơn sẽ dẫn đến rủi ro vỡ nợ cao hơn. Trong khi Kabir & cộng sự (2021) nhận thấy rằng lượng khí thải ảnh hưởng đến khoảng cách đến vỡ nợ và rủi ro vỡ nợ được giả thiều khi doanh nghiệp áp dụng những sáng kiến làm giảm lượng phát thải bằng những cam kết môi trường và các sáng kiến xanh của doanh nghiệp. Một kết quả tương tự được đưa ra bởi Nguyen & Phan (2020), các doanh nghiệp phát thải cao của Úc gần với rủi ro khủng hoảng tài chính hơn sau khi phê chuẩn Nghị định thư Kyoto (tức là áp dụng một quy định môi trường nghiêm ngặt hơn). Tại Việt Nam, cho đến nay chưa có bằng chứng thực nghiệm nào điều tra mối liên hệ tác động giữa rủi ro biến đổi khí hậu và rủi ro vỡ nợ của doanh nghiệp. Tuy nhiên cũng đã có một vài nghiên cứu và khảo sát điều tra tác động của rủi ro biến đổi khí hậu đến doanh nghiệp như Anh & cộng sự (2023) nghiên cứu về tác động của biến đổi khí hậu lên hiệu quả trong sản xuất nông nghiệp và kết luận rằng biến đổi khí hậu gây ra mối đe dọa nghiêm trọng đối với ngành nông nghiệp Việt Nam.

Do đó, một phân tích từ góc độ tài chính liên quan đến rủi ro biến đổi khí hậu của doanh nghiệp cần được nghiên cứu cụ thể hơn. Vì vậy tác giả tiến hành nghiên cứu thực nghiệm tại thị trường Việt Nam và đề xuất giả thuyết sau:

H1: Các doanh nghiệp có lượng phát thải carbon cao hơn phải đối mặt với rủi ro vỡ nợ cao hơn.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Mẫu nghiên cứu của tác giả bao gồm các doanh nghiệp niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Việt Nam gồm Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) và Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội (HNX) và trên Upcom. Sau khi kiểm tra và chuẩn hóa dữ liệu tác giả loại bỏ các doanh nghiệp có dữ liệu ít hơn năm năm tạo ra quy mô mẫu nghiên cứu cuối cùng của tác giả gồm 1.321 doanh nghiệp phi tài chính với 10.653 quan sát theo năm giai đoạn từ năm 2012 - 2022. Dữ liệu tài chính cho nghiên cứu này là dữ liệu thứ cấp được thu thập từ phần mềm FiinPro-X. Dữ liệu tính toán lượng phát thải CO₂ được thu thập từ nguồn số liệu Tổng điều tra kinh tế của Tổng cục Thống kê Việt Nam.

3.2. Đo lường rủi ro vỡ nợ

Để nắm bắt thông tin dựa trên thị trường, mô hình Khoảng cách đến vỡ nợ (Distance-to-Default -DD) được sửa đổi có nguồn gốc từ Byström (2006). Nền tảng của cách tiếp cận dựa trên thị trường là từ mô hình Kealhofer, McQuown & Vasicek (KMV) - Merton (1974) và được phát triển dựa trên lý thuyết quyền chọn của Black & Scholes (1973). Cụ thể, mối quan hệ giữa giá trị thị trường của vốn chủ sở hữu và giá trị thị trường của tài sản được thể hiện như sau:

$$E = V * N(d_1) - e^{-rT} * D * N(d_2) \quad (1)$$

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{V}{F}\right) + (r+0.5 \sigma_v^2)T}{\sigma_v \sqrt{T}} \quad (2)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma_v \sqrt{T} \quad (3)$$

Trong đó: E là giá trị thị trường của vốn chủ sở hữu của doanh nghiệp. V là giá trị thị trường tài sản của doanh nghiệp. F là giá trị sổ sách các khoản nợ của doanh nghiệp. r là lãi suất phi rủi ro (trong nghiên cứu này sử dụng lãi suất Tín phiếu kho bạc do Chính phủ Việt Nam phát hành). T thời gian đáo hạn nợ của doanh

nghiệp. N là hàm phân phối chuẩn tích lũy. σ_V là biến động giá trị thị trường của tài sản của doanh nghiệp.

Để tính giá trị V và σ_V , tác giả sử dụng một quy trình lặp bằng công cụ Solver, ban đầu V được lấy xấp xỉ giá trị thị trường của vốn chủ sở hữu (E) và σ_V bằng 0 , sau đó tác giả áp dụng Black & Scholes để có được các ước tính tiếp theo về V và σ_V cho đến khi chúng hội tụ (Bharath & Shumway, 2008).

Theo Crosbie & Bohn (2018) thấy rằng trong thực tế các doanh nghiệp thường không vỡ nợ khi giá trị tài sản của họ giảm xuống dưới giá trị nợ sổ sách, vì các doanh nghiệp có một khoảng thời gian để trả nợ dài hạn, vì vậy ngưỡng nợ (D) cho mô hình DD là giá trị của các khoản nợ ngắn hạn cộng với một nửa giá trị sổ sách của các khoản nợ dài hạn chưa thanh toán và đó là ngưỡng vỡ nợ mà tác giả sử dụng trong nghiên cứu này, T là 1 năm, μ là trung bình biến động hàng năm giá trị thị trường của tài sản. Khoảng cách dẫn đến vỡ nợ được thiết lập như sau:

$$DD_{Merton} = \frac{\ln\left(\frac{V}{D}\right) + (\mu - 0.5 \sigma_V^2)T}{\sigma_V \sqrt{T}} \quad (5)$$

Xác suất phá sản của doanh nghiệp (PD) có thể được tính từ khoảng cách đến vỡ nợ (DD) theo mô hình của Merton (1974) bằng cách sử dụng phương pháp phân phối chuẩn, với N là hàm phân phối chuẩn tích lũy như sau:

$$PD = N(-DD) \quad (6)$$

Theo các nghiên cứu trước đây về rủi ro vỡ nợ, xác suất vỡ nợ (PD) được tính toán từ mô hình Merton (1974). Tuy nhiên, xác suất vỡ nợ (PD) thường gần bằng 0 và nằm trong khoảng từ 0 đến 1, không phù hợp để sử dụng làm biến phụ thuộc, để tránh những hạn chế này biến khoảng cách đến vỡ nợ được sử dụng làm biến phụ thuộc trong các mô hình hồi quy (Vu & cộng sự, 2019).

3.3. Đo lường rủi ro biến đổi khí hậu

Dựa vào các phương pháp đo lường trong các tài liệu trước đây. Tác giả sử dụng thang đo phổ biến là lượng khí thải carbon (Emission) và Cường độ phát thải carbon (Carbon Intensity) - được tính bằng lượng phát thải carbon chia cho Tổng Doanh thu đi kèm nhằm mục đích chuẩn hóa dữ liệu, làm tăng hiệu quả so sánh giữa các doanh nghiệp (Capasso & cộng sự, 2020; Jong & cộng sự, 2022). Theo hướng dẫn của Intergovernmental Panel on Climate Change (2006) và Bộ Tài nguyên và Môi trường Việt Nam tác giả tính toán lượng khí thải CO₂ như sau:

$$\text{Khí thải GHG}_{\text{loại nhiên liệu}} = \text{Nhiên liệu tiêu thụ}_{\text{loại nhiên liệu}} \times \text{Hệ số phát thải}_{\text{loại nhiên liệu}}$$

Trong đó:

+ Khí thải bao gồm các loại khí CO₂, CH₄, N₂O đơn vị Kg/TJ;

Bảng 1. Hệ số phát thải CO₂ tính cho Việt Nam

STT	Loại nhiên liệu	Đơn vị	TOE/dơn vị***	1TOE = 0.04187 TJ**	Kg CO ₂ /TJ****	Hệ số Tân CO ₂ /dơn vị
		1	2	3 = 2 x 0,04187	4	5 = (3x4)/1000
1	Điện	1000 kWh	0,1543			0,7221*
2	Than antraxit	Tấn	0,70	0,029309	98.300	2,881
3	Xăng	1000 lít	0,83	0,0347521	69.300	2,408
4	Dầu hỏa	1000 lít	0,94	0,0393578	71.900	2,830
5	Dầu FO (Fuel Oil)	1000 lít	0,94	0,0393578	77.400	3,046
6	Dầu DO (Diesel Oil)	1000 lít	0,88	0,0368456	74.100	2,730
7	Gas hóa lỏng (LPG)	Tấn	1,09	0,0456383	63.100	2,880
8	Khí thiên nhiên	1000 m ³	0,90	0,037683	56.100	2,114
9	Nhiên liệu phản lực (Jet Fuel)	Tấn	1,05	0,0439635	71.500	3,143

Ghi chú:

* Hệ số phát thải lướt điện Việt Nam năm 2021 (Cục biến đổi khí hậu, 2021)

** Hệ số chuyển đổi năng lượng được tính toán dựa trên giá trị chuyển đổi của 1TOE = 0.04187 TJ bởi Intergovernmental Panel on Climate Change (2006)

*** Các hệ số TOE được tham khảo bởi công văn số 3505/BCT-KHCN, 19/04/2011 (Bộ công thương, 2011)

**** Hệ số phát thải dựa trên danh mục hệ số phát thải phục vụ kiểm kê khí nhà kính của Bộ Tài nguyên và Môi trường ban hành ngày 10/10/2022 (Bộ tài nguyên và môi trường, 2022)

- + Nhiều liệu tiêu thụ được tính đơn vị Terajoule (TJ);
- + Hệ số phát thải và loại nhiên liệu tiêu thụ được trình bày trong Bảng 1.

Trong nghiên cứu này, do giới hạn thu thập số liệu vì vậy tác giả giới hạn phạm vi tính lượng khí thải CO₂ trong phạm vi 1 và phạm vi 2.

3.4. Các biến kiểm soát trong mô hình

Các biến kiểm soát được xác định trong các tài liệu hiện có về các đặc điểm của doanh nghiệp được tìm thấy để ảnh hưởng đến khoảng cách đến vỡ nợ. Cụ thể, các biến kiểm soát thể hiện trong Bảng 2.

Bảng 2: Đo lường các biến trong mô hình nghiên cứu

Biến	Kí hiệu	Đo lường	Nguồn
Khoảng cách vỡ nợ	DD	Đo lường theo mô hình KMV của Merton (1974)	(Merton, 1974)
Khí thải CO ₂	Emissions	Ln(Lượng khí thải CO ₂ năm t)	(Capasso & cộng sự, 2020; Ding & cộng sự, 2023)
Cường độ phát thải CO ₂	Carbon Intensity	Lượng khí thải CO ₂ năm t/ Doanh thu năm t	(Capasso & cộng sự, 2020; Ding & cộng sự, 2023)
Quy mô	Size	Ln(Tổng tài sản năm t)	(Ding & cộng sự, 2023)
Lợi nhuận biên	OM	Lợi nhuận hoạt động/Doanh thu	(Tudela & Young, 2005)
Đòn bẩy	DR	Tổng nợ năm t/Tổng tài sản năm t	(Kabir & cộng sự, 2021; Zmijewski, 1984)
Tỷ lệ vốn lưu động	WCR	Vốn lưu động năm t/Tổng tài sản năm t	(Altman, 1968; Ohlson, 1980)
Thu nhập giữ lại	RE	Lợi nhuận giữ lại năm t/Tổng tài sản năm t	(Zeitun & cộng sự, 2007)
Lãi suất	IR	Lãi suất cho vay trung bình năm t	(Laurin & Martynenko, 2009)
Tổng sản phẩm quốc dân	GDP	Tổng sản phẩm quốc dân năm t	(Longstaff & Schwartz, 1995)

Nguồn: Tổng hợp tài liệu của tác giả.

3.5. Mô hình nghiên cứu

Các thử nghiệm cơ bản của tác giả kiểm tra mối quan hệ giữa lượng khí thải carbon và khoảng cách đến vỡ nợ của các doanh nghiệp bằng cách sử dụng mô hình sau:

$$DDit = \alpha + \beta_1 Xit + \mu Yit + eit \quad (7)$$

trong đó biến phụ thuộc DD là khoảng cách đến vỡ nợ của doanh nghiệp i trong năm t. Xit là lượng phát thải CO₂ (Emissions) hoặc cường độ phát thải carbon (Carbon Intensity), Yit là một tập hợp các biến kiểm soát ở cấp độ doanh nghiệp, ngành trong năm t, được trình bày trong Bảng 2.

Để kiểm tra thêm rằng lượng khí thải carbon gây ra những thay đổi trong khoảng cách đến vỡ nợ của doanh nghiệp, tác giả sử dụng cú sốc đại dịch Covid-19, sự kiện bất ngờ này là một cú sốc ngoại sinh. Thời kỳ dịch diễn ra các doanh nghiệp bị gián đoạn hoạt động và giảm phát thải carbon lớn trong thời kỳ này (Ray & cộng sự, 2022). Vì vậy, tác giả kỳ vọng thời kỳ đại dịch làm giảm tác động của rủi ro biến đổi khí hậu lên rủi ro vỡ nợ của doanh nghiệp. Đối với kiểm định này, tác giả áp dụng phương pháp khác biệt trong khác biệt (difference-in-differences) bằng mô hình:

$$DDit = \alpha + \beta_1 Carbon\ Intensity_i + \beta_2 Post\ Event + \beta_3 Carbon\ Intensity_i \times Post\ Event + \mu Yit + eit \quad (8)$$

trong đó biến phụ thuộc DD là khoảng cách đến vỡ nợ. Sự kiện (Post event) bằng 1 cho các năm 2020 trở về sau và bằng 0 nếu ngược lại. Tất cả các biến khác giống như trong mô hình (7) và được thể hiện trong Bảng 2. Hệ số quan trọng chính là β₃ cho tương tác giữa Cường độ Carbon × Sự kiện.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 3 thể hiện các số liệu thống kê mô tả cho các biến được sử dụng trong bài nghiên cứu của tác giả.

Biến phụ thuộc đại diện cho rủi ro vỡ nợ doanh nghiệp là DD có mức trung bình tương ứng là 8,129 và độ lệch chuẩn tương ứng là 4,38. Về mức phát thải CO₂ của một doanh nghiệp trong giai đoạn nghiên cứu có trung bình mức phát thải CO₂ là khoảng 74 tấn CO₂/năm.

Bảng 3. Thông kê mô tả của các biến

Biến	Nhóm biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
DD	Rủi ro vỡ nợ	10.653	8,129	4,38	-1,987	25,616
Emission Carbon Intensity	Rủi ro biến đổi khí hậu	10.653	4,278	0,910	-1,878	14,044
DR		10.653	0,527	0,310	0,033	2,086
OM	Tỷ số tài chính	10.653	0,304	0,240	-3,018	3,616
RE		10.653	0,496	0,114	-0,293	0,630
WCR		10.653	0,249	0,0928	-1,439	0,742
Size	Đặc điểm doanh nghiệp	10.653	6,280	1,572	2,576	11,209
IR		10.653	10,307	2,025	3,528	13,040
GDP	Chỉ số vĩ mô	10.653	15,578	1,034	14,220	17,071

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

Bảng 4 trình bày bảng ma trận về hệ số tương quan giữa các biến phụ thuộc được tác giả sử dụng trong bài nghiên cứu này.

Bảng 4. Hệ số tương quan giữa các biến giải thích trong mô hình

Biến	(1)	(2)	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7
(1) Emissions	1,000								
(2) Carbon Intensity	0,0270*	1,000							
(X1) DR	-0,0370*	0,1915*	1,000						
(X2) OM	-0,0685*	0,0136	-0,2319*	1,000					
(X3) RE	-0,1136*	-0,1433*	-	0,2762*	1,000				
(X4) Size	-0,2740*	-0,0053	-0,1617*	0,1254*	-0,0281*	1,000			
(X5) WCR	0,0174	0,0967*	0,3767*	-0,0853*	-0,1607*	-0,1362*	1,000		
(X6) IR	0,0151	-0,2149*	-0,4338*	0,0643*	0,1162*	0,2846*	-0,2271*	1,000	
(X7) GDP	0,0095	-0,2847*	-0,5642*	0,0879*	0,1636*	0,3646*	-0,3087*	0,7949*	1,000

Ghi chú: * thể hiện mức ý nghĩa 5%

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

4.2. Kết quả hồi quy

Sau khi kiểm tra hệ số tương quan, vẫn đề đa cộng tuyến và tính dừng của dữ liệu, tác giả tiến hành lựa chọn mô hình dựa trên các kiểm định Hausman, kiểm tra hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan. Cuối cùng tác giả sử dụng hồi quy GLS để khắc phục các khuyết tật của mô hình đã phát hiện. Từ Bảng 5, trong các Mô hình 1 và 2 lượng khí thải carbon có mối quan hệ âm đáng kể (ở mức 1%) với khoảng cách đến vỡ nợ. Các doanh nghiệp tạo ra nhiều khí thải CO₂ hơn phải chịu nhiều chi phí tiềm năng liên quan đến quy định và chi phí hoạt động, do đó cho thấy khoảng cách để vỡ nợ ngắn hơn, các doanh nghiệp không kiểm soát tốt khí thải sẽ bị ảnh hưởng bởi áp lực từ các nhà đầu tư, nhà quản lý và xã hội, dẫn đến giảm khả năng thanh khoản và gia tăng xác suất vỡ nợ, điều này phù hợp với lý thuyết rủi ro tài chính liên quan tới môi trường và được ủng hộ qua các kết quả nghiên cứu thực nghiệm trước đây (Capasso & cộng sự, 2020; Ding & cộng sự, 2023; Feng & cộng sự, 2024). Tương tự như vậy trong Mô hình 3 và 4, cường độ carbon được sử dụng làm biến phụ thuộc, có kết quả tương tự. Cường độ carbon tác động đáng kể (ở mức 1%) và tương quan nghịch với khoảng cách vỡ nợ. Các kết quả này thấy rằng các doanh nghiệp có mức phát thải carbon và cường độ phát thải carbon cao hơn (tức gấp rủi ro biến đổi khí hậu cao hơn) sẽ dẫn đến xác suất vỡ nợ cao hơn.

Tất cả các biến kiểm soát được sử dụng là các chỉ số dự báo cao cho xác suất vỡ nợ của một doanh nghiệp

Bảng 5. Kết quả hồi quy tác động của rủi ro biến đổi khí hậu lên rủi ro vỡ nợ

Mô hình	(1)	(2)	(3)	(4)
Biến	DD	DD	DD	DD
Emissions (ln)	-0,622*** [-25,88]	-0,181*** [-8,47]		
Carbon Intensity			-0,983*** [-19,02]	-0,131*** [-2,91]
DR	-7,583*** [-77,87]	-3,706*** [-36,61]	-7,759*** [-79,01]	-3,673*** [-36,15]
OM	0,232** [2,33]	0,206** [2,46]	0,445*** [4,42]	0,243*** [2,89]
RE	-10,08*** [-38,33]	-4,322*** [-18,10]	-10,68*** [-40,01]	-4,277*** [-17,68]
Size	0,333*** [20,84]	0,0492*** [3,47]	0,501*** [33,40]	0,0852*** [6,11]
WCR	23,80*** [-91,11]	23,01*** [-104,23]	23,96*** [-90,54]	23,06*** [-104,17]
IR		-0,0535*** [-3,50]		-0,0575*** [-3,76]
GDP		1,828*** [50,51]		1,883*** [52,39]
Hàng số	11,78*** [109,80]	-20,98*** [-16,50]	13,79*** [77,26]	-22,15*** [-16,73]
Hiệu ứng ngành	Có	Có	Có	Có
Hiệu ứng năm	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	10.653	10.653	10.653	10.653
Wald chi2	28.223,50	43.942,01	27.165,77	43.619,93
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Ghi chú: Ký hiệu các mức ý nghĩa: *p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01. Giải thích các biến được trình bày trong Bảng 2

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

từ quan điểm tài chính. Mỗi quan hệ nghịch chiều và có ý nghĩa giữa khoảng cách đến vỡ nợ và tỷ lệ nợ (DR) cho thấy rằng khi tỷ lệ nợ tăng, khoảng cách đến vỡ nợ giảm, phản ánh xác suất vỡ nợ tăng lên, điều này phù hợp với lý thuyết đánh đổi, trong đó doanh nghiệp phải cân bằng lợi ích từ việc sử dụng đòn bẩy tài chính (lợi thế thuê từ lãi vay) và chi phí từ nguy cơ phá sản. Lợi nhuận hoạt động biến (OM) là một chỉ số đại diện cho khả năng sinh lời của doanh nghiệp và kết quả cho thấy rằng lợi nhuận càng cao thì xác suất vỡ nợ càng thấp, điều này tương ứng với lý thuyết dòng tiền giải thích rằng doanh nghiệp có khả năng sinh lời tốt thường duy trì được dòng tiền dương, giúp họ đáp ứng các nghĩa vụ tài chính một cách dễ dàng hơn. Xem xét tác động của quy mô doanh nghiệp (Size) thấy rằng quy mô doanh nghiệp càng lớn thì xác suất vỡ nợ càng thấp điều này có thể được giải thích qua lý thuyết thông tin bất cân xứng và lý thuyết chi phí phá sản, các doanh nghiệp lớn thường có vị thế tài chính vững chắc hơn, dễ dàng tiếp cận vốn vay với chi phí thấp hơn do có lịch sử tín dụng tốt và ít rủi ro hơn trong mắt các nhà đầu tư. Cuối cùng, vốn lưu động trên tổng tài sản (WCR) thể hiện khả năng của một doanh nghiệp trả nợ cho các chủ nợ trong ngắn hạn, các doanh nghiệp có vốn lưu động lành mạnh và tích cực sẽ không gặp vấn đề trong việc thanh toán các khoản nợ ngắn hạn vì vậy có khoảng cách đến vỡ nợ lớn hơn. Sử dụng hai biến số vĩ mô là lãi suất cho vay (IR) và GDP tác giả thấy rằng lãi suất càng cao khả năng vỡ nợ càng lớn và dấu hiệu nền kinh tế tăng trưởng với GDP tăng thì xác suất vỡ nợ thấp hơn.

4.3. Phân tích cú sốc đại dịch Covid-19

Mỗi liên hệ giữa tác động của khí hậu và rủi ro vỡ nợ của doanh nghiệp có thể thay đổi do thay đổi hành vi phát thải carbon của doanh nghiệp. Tác giả coi cú sốc đại dịch Covid-19 đột ngột và làm thay đổi hành vi phát thải carbon của doanh nghiệp do các quy định giãn cách xã hội và giảm hoạt động của doanh nghiệp.

Bảng 6 thể hiện kết quả của mô hình hồi quy. Biến tương tác có hệ số âm có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và có mức giảm đáng kể tác động của cường độ phát thải CO₂ của các doanh nghiệp đến khoảng cách vỡ nợ của các doanh nghiệp. Phát hiện như vậy chỉ ra rằng, sau khi thay đổi hành vi phát thải CO₂ do cú sốc đại dịch Covid-19 giảm lượng phát thải CO₂ thì các doanh nghiệp ít gặp nguy cơ phá sản hơn.

**Bảng 6. Kết quả hồi quy tác động của rủi ro biến đổi khí hậu
lên rủi ro vỡ nợ với cú sốc Covid-19**

Mô hình	(1)	(2)
Biến	DD	DD
Carbon Intensity	-1,818*** [-11,44]	-0,291** [-2,21]
Year Post	-3,211*** [-5,66]	-1,805*** [-3,87]
Carbon Intensity * Year Post	-0,564*** [-5,57]	-0,173** [-2,08]
DR	-7,742*** [-78,56]	-3,501*** [-35,00]
OM	0,439*** [4,36]	0,230*** [2,9]
RE	-10,69*** [-39,85]	-4,286*** [-18,06]
Size	0,506*** [33,53]	0,0853*** [6,23]
WCR	23,93*** [-90,54]	22,96*** [105,71]
IR		-0,106*** [-6,96]
GDP		2,095*** [56,82]
Hàng số	38,91*** [8,63]	-16,74*** [-4,42]
Hiệu ứng ngành	Có	Có
Hiệu ứng năm	Có	Có
Số quan sát	10.653	10.653
Wald chi2	27.281,71	45.762,72
Prob > chi2	0,0000	0,0000

Ghi chú: Ký hiệu các mức ý nghĩa: *p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01. Giải thích các biến được trình bày trong Bảng 2

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

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Các quy định và sự chú ý ngày càng tăng của các chủ thể trong nền kinh tế về các vấn đề biến đổi khí hậu gây ra rủi ro cho các doanh nghiệp có lượng khí thải CO₂ cao. Việc thực thi nghiêm ngặt các luật môi trường hiện hành và các pháp chế nghiêm khắc hơn đối với những doanh nghiệp gây ô nhiễm. Điều này có thể dẫn đến tăng đột biến chi phí và ảnh hưởng đến uy tín tín dụng của doanh nghiệp. Câu hỏi nghiên cứu trọng tâm của bài viết này là liệu lượng khí thải CO₂ có ảnh hưởng đến khoảng cách vỡ nợ của doanh nghiệp hay không. Tác giả tìm thấy bằng chứng thuyết phục cho thấy lượng khí thải có mối liên hệ tiêu cực với khoảng cách dẫn đến vỡ nợ, doanh nghiệp có lượng khí thải CO₂ cao hơn sẽ có xác suất vỡ nợ cao hơn. Những phát hiện này được xác nhận bằng cách sử dụng cả lượng khí thải CO₂ và cường độ carbon. Ngoài ra, tác giả thấy rằng lượng khí thải carbon giảm tác động đến khoảng cách đến vỡ nợ sau cú sốc đại dịch Covid-19 do thay đổi hành vi phát thải của doanh nghiệp vì các biện pháp giãn cách xã hội và gián đoạn sản xuất.

Từ kết quả nghiên cứu tác giả có những hàm ý chính sách sau: Đầu tiên, các cơ quan xếp hạng tín dụng nên đưa mức độ rủi ro khí hậu cao hơn nữa vào việc đánh giá mức độ tin cậy của các doanh nghiệp. Thứ hai, các ngân hàng và tổ chức cho vay nên xem xét lượng khí thải carbon của người đi vay để định giá một cách hiệu quả những rủi ro mà họ đang gặp phải, các sáng kiến về quản lý và giám sát buộc các ngân hàng phải lòng ghê ghen đầy đủ việc xem xét rủi ro khí hậu vào các khuôn khổ quản trị của ngân hàng. Thứ ba, các nhà đầu tư nên xem xét kỹ lưỡng mức độ rủi ro khí hậu của các tổ chức phát hành để nắm bắt và định giá một cách hiệu quả các rủi ro carbon liên quan đến danh mục đầu tư. Thứ tư, đối với doanh nghiệp cần có những biện pháp kịp thời để thích ứng với sản xuất “xanh” thân thiện với môi trường, giảm phát thải carbon. Thứ năm, lượng khí thải carbon và uy tín tín dụng có ý nghĩa rõ ràng đối với sự ổn định tài chính và đã ít nhiều được đưa vào nhiệm vụ của nhiều ngân hàng trung ương nên kết quả của tác giả ủng hộ quan điểm rằng các ngân

hàng trung ương nên quan tâm nhiều hơn đến rủi ro khí hậu.

Cuối cùng, một trong những hạn chế trong phân tích của tác giả là chỉ tập trung vào lượng phát thải phạm vi 1 và 2, lý tưởng nhất là nên xem xét phát thải phạm vi 1, 2 và 3. Tuy nhiên, việc đo lường và ước tính những điều đó hiện nay đang gặp nhiều thách thức về mặt phương pháp. Giới học thuật, nhà đầu tư, doanh nghiệp và cơ quan quản lý nên có những giải pháp nhiều hơn trong tương lai gần để nắm bắt rủi ro khí hậu toàn diện hơn cả về mặt rủi ro chuyển đổi và rủi ro vật lý.

Tài liệu tham khảo

- Altman, E.I. (1968), ‘Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy’, *The Journal of Finance*, 23(4), 589–609, DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00843.x>.
- Anh, D.L.T., Anh, N.T., & Chandio, A.A. (2023), ‘Climate change and its impacts on Vietnam agriculture: A macroeconomic perspective’, *Ecological Informatics*, 74, 101960, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecoinf.2022.101960>.
- Bannier, C.E., Bofinger, Y., & Rock, B. (2022), ‘Corporate social responsibility and credit risk’, *Finance Research Letters*, 44, 102052, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102052>.
- Barney, J.B., & Clark, D.N. (2007), *Resource-Based Theory: Creating and Sustaining Competitive Advantage*, OUP Oxford.
- Battiston, S., Mandel, A., Monasterolo, I., Schütze, F. & Visentin, G. (2017), ‘A climate stress-test of the financial system’, *Nature Clim Change* 7, 283–288, DOI: <https://doi.org/10.1038/nclimate3255>.
- Battiston, S., Mandel, A., Monasterolo, I., & Roncoroni, A. (2023), ‘Climate Credit Risk and Corporate Valuation’, SSRN Scholarly Paper 4124002, DOI: <https://doi.org/10.2139/ssrn.4124002>.
- Bharath, Tyler Shumway (2008), ‘Forecasting Default with the Merton Distance to Default Model’, *The Review of Financial Studies*, 21(3), 1339–1369, DOI: <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn044>.
- Black, F., & Scholes, M. (1973), ‘The Pricing of Options and Corporate Liabilities’, *Journal of Political Economy*, 81(3), 637–654, DOI: <https://doi.org/10.1086/260062>.
- Bộ công thương (2011), *Danh sách cơ sở sử dụng năng lượng trọng điểm*, ban hành ngày 19 tháng 4 năm 2011.
- Bộ tài nguyên và môi trường (2022), *Công bố danh mục hé số phát thải phục vụ kiểm kê khí nhà kính*, ban hành ngày 10 tháng 1 năm 2022.
- Byström, H.N. (2006), ‘Merton unraveled: A flexible way of modeling default risk’, *The Journal of Alternative Investments*, 8(4), 39-47, DOI: 10.3905/jai.2006.627849.
- Caldecott, B., & Dericks, G. (2018), ‘Empirical calibration of climate policy using corporate solvency: A case study of the UK’s carbon price support’, *Climate Policy*, 18(6), 766–780, DOI: <https://doi.org/10.1080/14693062.2017.1382318>.
- Capasso, G., Gianfrate, G., & Spinelli, M. (2020), ‘Climate change and credit risk’, *Journal of Cleaner Production*, 266, 121634, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.121634>.
- Crosbie, P., & Bohn, J. (2019), ‘Modeling default risk’, In *World Scientific Reference on Contingent Claims Analysis in Corporate Finance: Volume 2: Corporate Debt Valuation with CCA*, 471-506.
- Cục biến đổi khí hậu (2021), *Hệ số phát thải lưới điện Việt Nam 2021*, ban hành ngày 31 tháng 12 năm 2022.
- Curtin, J., McInerney, C., Ó Gallachóir, B., Hickey, C., Deane, P., & Deeney, P. (2019), ‘Quantifying stranding risk for fossil fuel assets and implications for renewable energy investment: A review of the literature’, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 116, 109402, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.rser.2019.109402>.
- Ding, X., Li, J., Song, T., Ding, C., & Tan, W. (2023), ‘Does carbon emission of firms aggravate the risk of financial distress? Evidence from China’, *Finance Research Letters*, 56, 104034, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104034>.
- Dunz, N., Naqvi, A., & Monasterolo, I. (2021), ‘Climate sentiments, transition risk, and financial stability in a stock-flow consistent model’, *Journal of Financial Stability*, 54, 100872, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2021.100872>.
- Feng, F., Han, L., Jin, J., & Li, Y. (2024), ‘Climate Change Exposure and Bankruptcy Risk’, *British Journal of Management*, 35(4), 1843–1866, DOI: <https://doi.org/10.1111/1467-8551.12792>.
- Gutiérrez-López, C., Castro, P., & Tascón, M.T. (2022), ‘How can firms’ transition to a low-carbon economy affect the distance to default?’, *Research in International Business and Finance*, 62, 101722, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2022.101722>.

-
- Gianfrate, G., & Lorenzato, G. (2018), 'Stimulating non-bank financial institutions' participation in green investments', ADBI Working Paper No. 860, <https://www.econstor.eu/handle/10419/190281>.
- Hou, D., Chan, K.C., Dong, M., & Yao, Q. (2022), 'The impact of economic policy uncertainty on a firm's green behavior: Evidence from China', *Research in International Business and Finance*, 59, 101544, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2021.101544>.
- Intergovernmental Panel on Climate Change (2006), *Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories, Prepared by the National Greenhouse Gas Inventories Programme*, IGES, Japan.
- Jong, M.-C., Soh, A.-N., & Puah, C.-H. (2022), 'Tourism Sustainability: Climate Change and Carbon Dioxide Emissions in South Africa', *International Journal of Energy Economics and Policy*, 12(6), 412–417.
- Kabir, M.N., Rahman, S., Rahman, M.A., & Anwar, M. (2021), 'Carbon emissions and default risk: International evidence from firm-level data', *Economic Modelling*, 103, 105617, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105617>.
- Krueger, P., Sautner, Z., & Starks, L.T. (2020), 'The Importance of Climate Risks for Institutional Investors', *The Review of Financial Studies*, 33(3), 1067–1111, DOI: <https://doi.org/10.1093/rfs/hhz137>.
- Laplume, A.O., Sonpar, K., & Litz, R.A. (2008), 'Stakeholder Theory: Reviewing a Theory That Moves Us', *Journal of Management*, 34(6), 1152–1189, DOI: <https://doi.org/10.1177/0149206308324322>.
- Laurin, M., & Martynenko, O. (2009), 'The influence of macroeconomic factors on the probability of default', presentation at *Lund University*, Sweden, August 28th, 2009.
- Li, F., Xu, X., Li, Z., Du, P., & Ye, J. (2021), 'Can low-carbon technological innovation truly improve enterprise performance? The case of Chinese manufacturing companies', *Journal of Cleaner Production*, 293, 125949, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.125949>.
- Longstaff, F.A., & Schwartz, E.S. (1995), 'A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt', *The Journal of Finance*, 50(3), 789–819, DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb04037.x>.
- Merton, R.C. (1974), 'On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates', *The Journal of Finance*, 29(2), 449–470, DOI: <https://doi.org/10.2307/2978814>.
- Network for Greening the Financial System (2019), *A call for action: Climate change as a source of financial risk*, Banque de France.
- Nguyen, J.H., & Phan, H.V. (2020), 'Carbon risk and corporate capital structure', *Journal of Corporate Finance*, 64, 101713, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2020.101713>.
- Ohlson, J.A. (1980), 'Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy', *Journal of Accounting Research*, 18(1), 109–131, DOI: <https://doi.org/10.2307/2490395>.
- Ray, R.L., Singh, V.P., Singh, S.K., Acharya, B.S., & He, Y. (2022), 'What is the impact of COVID-19 pandemic on global carbon emissions?', *Science of The Total Environment*, 816, 151503, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2021.151503>.
- Safiullah, M., Kabir, Md. N., & Miah, M.D. (2021), 'Carbon emissions and credit ratings', *Energy Economics*, 100, 105330, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105330>.
- Tariq, A., Badir, Y.F., Tariq, W., & Bhutta, U.S. (2017), 'Drivers and consequences of green product and process innovation: A systematic review, conceptual framework, and future outlook', *Technology in Society*, 51, 8–23, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2017.06.002>.
- Tudela, M., & Young, G. (2005), 'A merton-model approach to assessing the default risk of UK public companies', *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 08(06), 737–761, DOI: <https://doi.org/10.1142/S0219024905003256>.
- Trinks, A., Mulder, M., & Scholtens, B. (2020), 'An Efficiency Perspective on Carbon Emissions and Financial Performance', *Ecological Economics*, 175, 106632, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2020.106632>.
- Vu, V.T.T., Do, N.H., Dang, H.N., & Nguyen, T.N. (2019), 'Profitability and the Distance to Default: Evidence from Vietnam Securities Market', *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 6(4), 53–63, DOI: <https://doi.org/10.13106/JAFEB.2019.VOL6.NO4.53>.
- Wang, Y., Wu, Z., & Zhang, G. (2022), 'Firms and climate change: A review of carbon risk in corporate finance', *Carbon Neutrality*, 1(1), DOI: <https://doi.org/10.1007/s43979-022-00005-9>.
- Xue, B., Zhang, Z., & Li, P. (2020), 'Corporate environmental performance, environmental management and firm risk', *Business Strategy and the Environment*, 29(3), 1074–1096, DOI: <https://doi.org/10.1002/bse.2418>.
- Zeitun, R., Tian, G. & Keen, K. (2007), 'Default probability for the Jordanian Companies: A Test of Cash Flow Theory', *International Research Journal of Finance and Economics*, 8, 147–162.
- Zmijewski, M.E. (1984), 'Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models', *Journal of Accounting Research*, 22, 59–82, DOI: <https://doi.org/10.2307/2490859>.

TÁC ĐỘNG CỦA CHUYỂN ĐỔI SỐ TỚI TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ ĐỊA PHƯƠNG TẠI VIỆT NAM

Lê Hải Trung

Học viện ngân hàng

Email: trungh@hvnh.edu.vn

Trần Trung Dũng

Học viện ngân hàng

Email: gnurtgnud@gmail.com

Lương Minh Hương

Học viện ngân hàng

Email: Huongbanana0712@gmail.com

Lê Minh Thúy

Học viện ngân hàng

Email: Minhthuytdh@gmail.com

Mã bài báo: JED-2045

Ngày nhận: 07/10/2024

Ngày nhận bản sửa: 06/01/2025

Ngày duyệt đăng: 16/01/2025

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.2045

Tóm tắt:

Bài viết đánh giá tác động của chuyển đổi số, thể hiện qua chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin và truyền thông (ICT index) của Bộ Thông tin và Truyền thông, đến tăng trưởng kinh tế tại các tỉnh thành Việt Nam. Sử dụng dữ liệu dạng bảng của 63 tỉnh thành tại Việt Nam trong giai đoạn 2018-2022, kết quả cho thấy chuyển đổi số có tác động tích cực đối với tăng trưởng kinh tế của các tỉnh thành trong giai đoạn nghiên cứu. Cụ thể, việc gia tăng mức độ sẵn sàng về nguồn nhân lực và ứng dụng công nghệ thông tin trong khu vực công cho thấy tác động tích cực tới tốc độ tăng trưởng kinh tế của các tỉnh thành. Dựa trên các kết quả định lượng, nhóm nghiên cứu đưa ra một số hàm ý chính sách đối với các cơ quan quản lý nhà nước, chính quyền địa phương và các doanh nghiệp.

Từ khóa: Chuyển đổi số, ICT index, tăng trưởng kinh tế cấp tỉnh.

JEL: O33, O47.

Impacts of digital transformation on provincial economic development in Vietnam

Abstract:

This article evaluates the impact of digital transformation, as reflected by the ICT Readiness Index for the Development and Application of Information and Communication Technology (ICT Index) issued by the Vietnamese Ministry of Information and Communications, on economic growth at the provincial level in Vietnam. Utilizing panel data from 63 provinces and cities in Vietnam during the period 2018–2022, we found that digital transformation positively affects economic growth in these provinces. Specifically, improvements in human resource readiness and the application of information technology in the public sector show a positive impact on the economic growth rates of localities. Based on the quantitative results, we offer several policy implications for state management agencies, local governments, and enterprises.

Keywords: Digital transformation, ICT index, provincial economic development

JEL codes: O33, O47.

1. Giới thiệu

Trong xu thế toàn cầu hóa và cuộc cách mạng công nghiệp lần thứ tư, chuyển đổi số đã trở thành một trong những mục tiêu hàng đầu của các quốc gia. Chuyển đổi số được thực hiện thông qua việc kết hợp sử dụng các công nghệ khác nhau để tạo ra các mô hình kinh doanh mới, tái cấu trúc nền kinh tế, phát triển năng lực cho công ty, chính phủ, người dân, từ đó giúp doanh nghiệp cải thiện kết quả kinh doanh và nâng cao trải nghiệm khách hàng (Fitzgerald & cộng sự, 2014), tăng doanh thu hoặc năng suất lao động (Downes & Nunes, 2013). Mặc dù vậy, chuyển đổi số cũng có thể tác động tiêu cực tới kinh tế tại các thời điểm khác nhau, như trong giai đoạn đầu khi năng suất lao động chưa kịp so với công nghệ (Cheng & cộng sự, 2023), hoặc tác động tiêu cực tới phân phối thu nhập và tình trạng việc làm (Vu & cộng sự, 2020; Yoo & Yi, 2022). Do đó, việc đánh giá thực nghiệm tác động của chuyển đổi số tới tăng trưởng kinh tế là vấn đề quan trọng với mỗi quốc gia để giúp các cơ quan quản lý đưa ra các chính sách quản lý và tiến trình chuyển đổi số phù hợp.

Chính phủ Việt Nam đã có những quyết tâm quan trọng để thúc đẩy chuyển đổi số quốc gia, hướng tới phát triển nền kinh tế số và xây dựng xã hội số, chuyển dịch mô hình tăng trưởng kinh tế theo chiều rộng dựa vào lao động giá rẻ và tài nguyên thiên nhiên sang tăng trưởng kinh tế theo chiều sâu chủ yếu dựa vào tiến bộ khoa học - công nghệ và đổi mới sáng tạo. Mặc dù đã có một số nghiên cứu đánh giá tác động chuyển đổi số tới hiệu quả kinh tế nhưng các nghiên cứu mới chỉ dừng lại ở việc đánh giá tác động tới biến số kinh tế vĩ mô quốc gia (Đặng Thị Việt Đức, 2019; Nguyễn Bảo Yến, 2023; Nguyễn Thị Hoài Thu, 2024), hoạt động của các doanh nghiệp và ngân hàng (Nguyễn Văn Thủy, 2023) hoặc trong một nhóm các tỉnh thành thuộc khu vực kinh tế trọng điểm phía nam (Huỳnh Thị Tuyết Ngân & cộng sự, 2021). Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả tiến hành đánh giá thực nghiệm tác động của chuyển đổi số, thể hiện qua chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin và truyền thông (ICT index) của Bộ Thông tin và Truyền thông, đến tăng trưởng kinh tế tại 63 tỉnh thành của Việt Nam trong giai đoạn từ 2018 tới 2022, thể hiện qua tăng trưởng tổng sản phẩm địa phương. Trên cơ sở đó, nhóm nghiên cứu đưa ra một số hàm ý chính sách đối với cơ quan quản lý nhà nước và lãnh đạo các địa phương.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Tổng quan về chuyển đổi số và chỉ số ICT

Chuyển đổi số được hiểu là một quá trình hoàn chỉnh trong việc áp dụng số hóa và ứng dụng số hóa mang tới những chuyển đổi lớn trong hoạt động doanh nghiệp, thị trường và xã hội, từ đó làm thay đổi cách thức tổ chức, hoạt động của một quốc gia (Hess & cộng sự, 2016). Để thực hiện thành công chuyển đổi số thì cần có vai trò rất quan trọng của công nghệ thông tin và truyền thông (ICT - Information and Communications Technology) của Chính phủ và doanh nghiệp (Dobrota & cộng sự, 2012). ICT được ứng dụng trong nhiều lĩnh vực, giúp cải thiện hiệu quả hoạt động, tăng khả năng giám sát, giảm những tác động tiêu cực từ bên trong, qua đó, các doanh nghiệp có thể tương tác hiệu quả hơn với khách hàng và cùng nhau kết nối vào mạng lưới kỹ thuật số (Ma & cộng sự, 2003). Nhờ đó, ICT có thể góp phần vào sự thịnh vượng của quốc gia thông qua việc tăng năng suất, tăng khả năng cạnh tranh, hợp tác của các doanh nghiệp, tận dụng các nguồn lực ở cả cấp quốc gia và quốc tế, tạo ra các mô hình và cơ hội kinh doanh mới nhằm hỗ trợ tăng trưởng kinh tế và nâng cao sự phát triển xã hội (Dimelis & Papaioannou, 2011).

Trên cơ sở đó, nghiên cứu này đánh giá mức độ chuyển đổi số của các địa phương thông qua thông qua chỉ số ICT trong các hoạt động của chính quyền và doanh nghiệp của địa phương. Các nghiên cứu trước đây đã đề xuất một số cách tiếp cận khác nhau về cách tính toán chỉ số ICT (Dobrota & cộng sự, 2012; Nath & Liu, 2017), tuy nhiên các chỉ số này được tính toán cho tổng thể mỗi quốc gia và phụ thuộc vào đặc điểm của mỗi quốc gia khác biệt. Do đó, trong nghiên cứu này nhóm tác giả đánh giá mức độ chuyển đổi số của các địa phương thông qua chỉ số ICT được công bố định kỳ của Bộ Thông tin và Truyền thông nhằm đảm bảo tính thống nhất và phù hợp đối với Việt Nam.

2.2. Tác động của chuyển đổi số và chỉ số ICT tới tăng trưởng kinh tế

Tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế quốc gia có thể được lý giải thông qua các lý thuyết về sự đổi mới của Schumpeter & Nichol (1934) và lý thuyết tân cổ điển của Solow (1956). Theo đó, công nghệ tham gia như một đầu vào của nguồn cung kinh tế dưới dạng vốn và giúp cải thiện của quá trình sản xuất thông qua việc tăng cường vốn và tiên bộ về công nghệ và chất lượng lực lượng lao động. Kết quả là

chuyển đổi số tạo ra giá trị gia tăng ở cấp độ doanh nghiệp và cấp ngành và dẫn đến cải thiện năng suất và tăng trưởng kinh tế (Aghaei & Rezagholizadeh, 2017).

Chuyển đổi số có thể tác động tích cực tới hoạt động của doanh nghiệp và hỗ trợ tăng trưởng kinh tế. Thứ nhất, chuyển đổi số giúp gia tăng năng suất lao động nhờ sự đổi mới về công nghệ, năng lực hoạt động và hiệu quả đầu tư (Wang & cộng sự, 2023), cũng như giúp thay đổi cơ cấu công nghiệp phù hợp và giảm thiểu chi phí sản xuất (Yoo & Yi, 2022). Thứ hai, chuyển đổi số có tác động tích cực tới hiệu quả kinh doanh của các doanh nghiệp. Lin & Xie (2023) chỉ ra rằng chuyển đổi số gián tiếp cải thiện hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp bằng cách thúc đẩy đổi mới, nâng cao hiệu quả sử dụng vốn. Ngoài ra, các tập đoàn không thực hiện chuyển đổi số có nguy cơ bị giảm lợi nhuận do không có đủ khả năng cạnh tranh (Shehadeh & cộng sự, 2023). Thứ ba, chuyển đổi số có tác động tích cực đối với đổi mới sáng tạo của doanh nghiệp. Vaska & cộng sự (2021) chỉ ra rằng chuyển đổi số đóng vai trò quan trọng trong phát triển các mô hình kinh doanh mới. Nghiên cứu của Li & cộng sự (2022) tại Trung Quốc cho thấy nền kinh tế số thúc đẩy tích cực quá trình chuyển đổi số của doanh nghiệp và chuyển đổi số của doanh nghiệp lại có tác động tích cực đáng kể đối với đổi mới sáng tạo của doanh nghiệp. Gần đây hơn Chen & Kim (2023) sử dụng phương pháp phân tích văn bản và cho thấy rằng chuyển đổi số thấy đẩy sự gia tăng của nhân lực kỹ thuật, đầu tư R&D và nhận thức đổi mới trong doanh nghiệp.

Mức độ chuyển đổi số, thể hiện thông qua khả năng phát triển và ứng dụng ICT, cũng đóng vai trò quan trọng trong tăng trưởng kinh tế. Theo Jorgenson & Stiroh (1999) và Vu (2011), việc phát triển và ứng dụng ICT giúp cải thiện đáng kể hiệu quả của các nguồn lực phân bổ, giảm chi phí sản xuất, kích thích các hoạt động đổi mới công nghệ và tăng trưởng kinh tế (Romer, 1986, 1990). Nhờ đó, việc phát triển và ứng dụng ICT giúp định hình lại cách thức giao dịch và kinh doanh hiện đại, đảm bảo các giao dịch kinh doanh và liên lạc cá nhân linh hoạt và hiệu quả, từ đó cải thiện năng suất, doanh số và tăng trưởng kinh tế (Azam, 2015).

Mặc dù vậy, tác động của chuyển đổi số tới tăng trưởng kinh tế có thể khác nhau giữa các quốc gia. Cheng & cộng sự (2023) cho rằng mối quan hệ giữa chuyển đổi số và năng suất lao động là mối quan hệ tích cực, tuy nhiên là phi tuyến tính và phụ thuộc vào trạng thái của mỗi quốc gia. Cụ thể, trong giai đoạn đầu của quá trình chuyển đổi số, năng suất lao động bị giảm, tuy nhiên sau khi vượt ngưỡng tối hạn, năng suất lao động có dấu hiệu cải thiện. Vu & cộng sự (2020) cho rằng sự thay đổi trong cơ cấu ngành nghề cũng như thị hiếu tiêu dùng trong nền kinh tế số có thể khiến tình trạng việc làm không ổn định, kéo theo đó là bất bình đẳng thu nhập gia tăng. Trong khi Kpodar & Andrianaivo (2011) tìm thấy mối quan hệ thuận chiều giữa ICT và tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia đang phát triển khu vực Châu Phi thì Yousefi (2011) lại chỉ ra rằng tác động tích cực của mức độ phát triển và ứng dụng ICT chỉ được phát hiện ở các quốc gia phát triển.

Trên cơ sở đó, nghiên cứu này có hai đóng góp về mặt khoa học và thực tiễn như sau. Thứ nhất, nghiên cứu này bổ sung đánh giá thực nghiệm về chuyển đổi số, thể hiện qua mức độ phát triển và ứng dụng ICT, tới tăng trưởng kinh tế tinh thành tại Việt Nam. Đặng Thị Việt Đức (2019) đã hệ thống hóa các đánh giá tác động của ICT tới nền kinh tế Việt Nam ở các khía cạnh vĩ mô, ngành, và doanh nghiệp, kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng ICT đã có tác động tích cực đến kinh tế Việt Nam. Tương tự, Hoàng Thị Xuân & Ngô Thái Hưng (2023) chỉ ra rằng ứng dụng ICT góp phần nâng cao chỉ số con người, từ đó thúc đẩy tăng trưởng kinh tế Việt Nam. Trong khi đó, Đặng Thị Việt Đức (2019) chỉ ra rằng đóng góp trực tiếp của ngành ICT tới tăng trưởng kinh tế Việt Nam giai đoạn 2000-2019 là khá khiêm tốn, trong khi Nguyễn Bảo Yến (2023) chỉ ra rằng mức độ sẵn sàng và ứng dụng ICT chỉ có tác động tới tăng trưởng kinh tế trong dài hạn và không mang nhiều ý nghĩa trong ngắn hạn. Nguyễn Thị Hoài Thu (2024) cho thấy rằng sự phát triển hạ tầng kỹ thuật ICT làm giảm bất bình đẳng thu nhập, trong khi việc triển khai ứng dụng công nghệ thông tin trong khu vực cộng lại làm gia tăng sự chênh lệch thu nhập. Thứ hai, nghiên cứu này tập trung vào tác động của chuyển đổi số tới tăng trưởng kinh tế tại 63 tỉnh thành của Việt Nam thay vì các biến số kinh tế quốc gia (Nguyễn Hoàng Minh, 2022) hoặc hoạt động của các ngân hàng (Nguyễn Văn Thủy, 2023) hoặc trong một nhóm các tỉnh thành thuộc khu vực kinh tế trọng điểm phía nam (Huỳnh Thị Tuyết Ngân & cộng sự, 2021). Điều này giúp đánh giá tổng thể hơn về tác động của mức độ chuyển đổi số tới tăng trưởng kinh tế địa phương nhằm góp phần thực hiện thành công chiến lược chuyển đổi số quốc gia.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Để đánh giá tác động của chuyển đổi số tới tăng trưởng kinh tế của các tỉnh thành tại Việt nam, nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy dữ liệu dạng bảng tương tự như Bahrini & Qaffas (2019) như sau:

$$GDPG_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ICT_{i,t-1} + \beta_2 GDPG_{i,t-1} + \varphi X_{i,t} + \mu_i + \tau_t + e_{i,t} \quad (1)$$

Trong đó, $GDPG_{i,t}$ là tăng trưởng kinh tế của các tỉnh thành, thể hiện qua tốc độ tăng trưởng tổng sản phẩm quốc nội theo khu vực, i là chỉ số tỉnh thành, t là chỉ số thời gian, μ_i và τ_t là biến kiểm soát cho hiệu ứng cố định theo địa phương và theo thời gian để kiểm soát yếu tố đặc trưng của địa phương có ảnh hưởng tăng trưởng kinh tế và $e_{i,t}$ là phần dư của mô hình.

Biến giải thích được quan tâm trong mô hình là $ICT_{i,t}$, là chỉ số ICT được công bố bởi Bộ thông tin và truyền thông. Chỉ số ICT của các tỉnh, thành phố được đo lường tổng hợp thông qua ba chỉ số thành phần là hạ tầng kỹ thuật (HTKT) thể hiện các chỉ tiêu về hạ tầng kỹ thuật ICT của xã hội và hạ tầng kỹ thuật ICT của các cơ quan nhà nước, hạ tầng nhân lực (HTNL) thể hiện các chỉ tiêu về hạ tầng nhân lực của xã hội và hạ tầng nhân lực của các cơ quan nhà nước và ứng dụng công nghệ thông tin (UDCNTT) thể hiện các chỉ tiêu về ứng dụng nội bộ tại các cơ quan nhà nước và dịch vụ công trực tuyến. Các chỉ tiêu thành phần được tính toán thông qua kết quả khảo sát trực tiếp từ Bộ Công nghệ thông tin và Truyền thông tới các tỉnh, thành phố thông qua các hệ thống chỉ tiêu liên quan. Công thức xác định giá trị chỉ số thành phần T_k^j của nhóm chỉ tiêu j:

$$T_k^j = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m T_i^n$$

với m là tổng số chỉ tiêu trong nhóm, T_i^n là giá trị của một chỉ tiêu T trong nhóm j đã được chuẩn hóa theo Z - Score. Chỉ số thành phần T sau đó được chuẩn hóa để đưa về vùng giá trị [0-1] theo phương pháp Min – Max

$$T_i^n = \frac{T_i - T^{min}}{T^{max} - T^{min}}$$

Trong đó, T_i^n là giá trị đã được chuẩn hóa của chỉ số thành phần T, T^{max} là giá trị lớn nhất của chỉ số thành phần T, T^{min} là giá trị nhỏ nhất của chỉ số thành phần T. Chỉ số ICT của mỗi tỉnh, thành phố được xác định là giá trị trung bình cộng của các chỉ số thành phần:

$$ICT_{it} = \frac{1}{3}(ICT_{HTKT} + ICT_{HTNL} + ICT_{UDCNTT})^1$$

Để kiểm soát cho các đặc trưng của tỉnh thành có thể tác động tới tăng trưởng kinh tế của các tỉnh thành, nhóm nghiên cứu sử dụng các biến kiểm soát như sau. Thứ nhất, mô hình tăng trưởng kinh tế tân cổ điển của Solow (1956) và Swan (1956) chỉ ra rằng nguồn vốn và lao động là những yếu tố quan trọng trong quá trình sản xuất và tạo ra giá trị gia tăng cho nền kinh tế. Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả sử dụng chỉ số sản xuất công nghiệp theo địa phương (RIIP) để đánh giá năng lực sản xuất và khả năng tích lũy vốn của các địa phương, trong khi đó số lao động từ đủ 15 tuổi trở lên có việc làm tại địa phương (LBR) thể hiện quy mô lực lượng lao động hỗ trợ cho tăng trưởng kinh tế của các địa phương. Erkiş & Tekin (2019) chỉ ra rằng năng lực sản xuất công nghiệp có tác động tích cực tới tăng trưởng kinh tế không chỉ trong ngắn hạn mà còn trong dài hạn. Trong khi đó, Han & Lee (2020) chỉ ra mối quan hệ tích cực giữa quy mô lao động và tăng trưởng kinh tế tại Nigeria, Trung Quốc và Hàn Quốc. Thứ hai, giả thuyết về mô hình phát triển kinh tế theo hình chữ U ngược của Kuznets (1955) chỉ ra rằng bất bình đẳng trong phân phối thu nhập có mối quan hệ với tăng trưởng kinh tế, tùy thuộc vào mức độ phát triển của nền kinh tế. Do vậy, nhóm nghiên cứu sử dụng chỉ số bất bình đẳng thu nhập tại mỗi tỉnh thành (GINI) như một biến kiểm soát tiếp theo. Tuy nhiên, tác động của bất bình đẳng thu nhập tới tăng trưởng kinh tế là chưa thống nhất trong các nghiên cứu trước đây. Trong khi, Braun & cộng sự (2019) cho rằng bất bình đẳng thu nhập có tác động tiêu cực tới tăng trưởng kinh tế, Scholl & Klasen (2019) lại tìm thấy mối quan hệ cùng chiều giữa bất bình đẳng thu nhập và tăng trưởng kinh tế. Nghiên cứu của Brueckner & Lederman (2018) cho thấy rằng mối quan hệ giữa bất bình đẳng thu nhập và tăng trưởng kinh tế phụ thuộc vào thu nhập ban đầu của các quốc gia. Cuối cùng, để giảm thiểu tác động nội sinh tiềm tàng, nhóm tác giả sử dụng biến trễ một giai đoạn của các biến giải thích và bổ sung biến trễ của biến phụ thuộc như một biến giải thích.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu về tốc độ tăng trưởng tổng sản phẩm quốc nội theo khu vực (GDPG) và các

biến kiểm soát từ Tổng cục Thống kê cho 63 tỉnh thành trong khoảng thời gian từ 2018-2022. Dữ liệu về chỉ số ICT và các chỉ tiêu ICT thành phần của 63 tỉnh thành được thu thập từ báo cáo ICT của Bộ Thông tin và Truyền thông được cung cấp bởi Hội tin học Việt Nam (VAIP). Trong đó, báo cáo ICT không được công bố năm 2021 do ảnh hưởng của đại dịch Covid-19. Để xử lý dữ liệu này, nhóm nghiên cứu sử dụng phương pháp nội suy tuyến tính đối với các chỉ tiêu ICT thành phần trong các báo cáo. Noor & cộng sự (2014) chỉ ra rằng việc sử dụng nội suy tuyến tính giúp nâng cao chất lượng của dữ liệu hơn nhiều so với việc bỏ qua các dữ liệu bị thiếu.

Bảng 1 thể hiện số liệu thống kê mô tả các biến số được sử dụng trong bài. Tốc độ tăng trưởng GDP bình quân của các tỉnh thành ở mức 0,0651, tương ứng với tốc độ tăng trưởng kinh tế bình quân của Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu nhưng có mức độ phân hóa cao với độ lệch chuẩn 0,0417. Chỉ số ICT bình quân cả nước đạt 0,4304, có mức độ phân hóa cao với giá trị nhỏ nhất là 0,0855 và lớn nhất là 0,9407. Trong đó, chỉ số HTNL được đánh giá cao nhất với mức điểm bình quân là 0,05327, trong khi chỉ số ứng dụng công nghệ thông tin có giá trị thấp nhất với mức bình quân chỉ đạt 0,0347. Chỉ số RIIP bình quân ở mức 0,0914, nhưng có mức độ phân hóa cao giữa các địa phương. Trong khi đó, LDR và HDI có giá trị bình quân lần lượt đạt 0,0241 và 0,3606.

Bảng 1: Thống kê mô tả dữ liệu

Tên biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Biến phụ thuộc					
GDPG	315	0,0651	0,0417	-0,1015	0,2085
Biến giải thích					
ICT	315	0,4304	0,1365	0,0855	0,9407
HTKT	315	0,4105	0,1708	0,0000	1,0000
HTNL	315	0,5327	0,1722	0,0600	1,0000
UDCNTT	315	0,3477	0,1697	0,0500	1,0000
RIIP	315	0,0914	0,1009	-0,2690	0,8850
LBR	315	0,0241	0,0143	0,0008	0,0941
GINI	315	0,3606	0,0575	0,203	0,525

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

4. Kết quả mô hình và thảo luận

4.1. Kết quả mô hình

Để đảm bảo tính vững của mô hình nghiên cứu, nhóm tác giả tiến hành đánh giá mức độ tương quan của các biến sử dụng trong mô hình. Bảng 2 cho thấy mức độ tương quan giữa các biến giải thích trong mô hình nghiên cứu không quá cao, với mức cao nhất là mức độ tương quan giữa ICT và GNI (0,354), thấp hơn mức 0,7, đảm bảo cho mô hình không bị ảnh hưởng bởi vấn đề tự tương quan. Mỗi quan hệ tương quan giữa các chỉ số thành phần cũng ở mức trung bình từ 0,44 tới 0,54, cho thấy độ phân hóa trong mức độ sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin và truyền thông của các địa phương. Hệ số phỏng đại phương sai VIF có giá trị luôn nhỏ hơn 3, đảm bảo mô hình không gặp phải vấn đề về đa cộng tuyến trong mô hình

Bảng 2: Ma trận tương quan của các biến độc lập

	GDPG	ICT	HTKT	HTNL	UDCNTT	RIIP	LDR	GINI	VIF
GDPG	1								2,4017
ICT	0,031	1							1,2277
HTKT	-0,122	0,823	1						1,2267
HTNL	-0,001	0,771	0,428	1					1,3631
UDCNTT	0,214	0,772	0,524	0,351	1				1,0783
RIIP	0,734	-0,048	-0,164	-0,015	0,072	1			2,3757
LDR	0,076	0,344	0,295	0,307	0,207	-0,015	1		1,3502
GINI	-0,148	-0,354	-0,304	-0,359	-0,162	-0,078	-0,46	1	1,3566

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

nghiên cứu.

Bảng 3 thể hiện kết quả của mô hình hồi quy dữ liệu dạng bảng theo phương trình (1). Cột (1) thể hiện kết quả mô hình hồi quy theo hiệu ứng ngẫu nhiên, REM (Random Effect Model) và cột (2) thể hiện kết quả hồi quy theo hiệu ứng cố định tĩnh thành và hiệu ứng cố định thời gian (FEM – Fixed Effect Model). Để kiểm định tính phù hợp của mô hình, dòng cuối cùng thể hiện giá trị kiểm định Hausman với giả thuyết H0 lựa chọn đối với mô hình REM. Kết quả cho thấy mô hình FEM là mô hình phù hợp, do đó, nhóm tác giả tiến hành phân tích tác động của chuyển đổi số tới tăng trưởng kinh tế địa phương theo kết quả mô hình FEM.

Kết quả mô hình cho thấy chỉ số ICT có mối quan hệ cùng chiều đối với tăng trưởng kinh tế của địa phương ở cả hai mô hình và có ý nghĩa thống kê. Đối với các biến giải thích khác, kết quả cho thấy quy mô lao động có mối quan hệ cùng chiều và có ý nghĩa thống kê đối với tăng trưởng kinh tế. Kết quả này tương tự như phát hiện của Han & Lee (2020) và phù hợp với mô hình kinh tế phát triển của Solow (1956), cho thấy quy mô lao động đóng vai trò quan trọng trong quá trình sản xuất và tăng trưởng kinh tế, đặc biệt là các nước đang phát triển. Mức độ bất bình đẳng thu nhập cũng có tác động cùng chiều tới tăng trưởng kinh tế địa phương. Kết quả này tương tự như Majeed (2016), các nước đang phát triển và ủng hộ giả thuyết về việc thu nhập nhiều hơn của chủ doanh nghiệp và người thu nhập cao thúc đẩy tỷ lệ tiết kiệm nhiều hơn, từ đó tạo ra tích lũy vốn lớn hơn và đóng góp nhiều hơn vào tăng trưởng kinh tế.

Bảng 3: Tác động của chuyển đổi số tới tăng trưởng kinh tế địa phương

	FEM	REM
	(1)	(2)
$ICT_{i,t-1}$	0,0847** (0,0182)	0,0217 (0,0182)
$GDPG_{i,t-1}$	-0,2626 (0,1932)	0,3415** (0,1196)
$RIIP_{i,t-1}$	0,0294 (0,0356)	-0,0107 (0,0331)
$LBR_{i,t-1}$	0,0412* (0,0248)	0,0025 (0,0021)
$GINI_{i,t-1}$	0,1620** (0,0796)	0,0429* (0,0237)
Hiệu ứng cố định	Có	Không
Số quan sát	252	252
R^2	0,0814	0,074
Hausman test	106,43***	

Các số trong ngoặc đơn bên dưới thể hiện giá trị sai số chuẩn vững của biến độc lập: “***”, “**” và “*” tương ứng ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Để đánh giá chi tiết hơn về tác động của chuyển đổi số tới tăng trưởng kinh tế địa phương, nhóm tác giả tiến hành đánh giá cụ thể tác động của các yếu tố thành phần của chỉ số ICT, bao gồm hạ tầng kỹ thuật, hạ tầng nhân lực và mức độ ứng dụng công nghệ thông tin của chính quyền địa phương. Kết quả của mô hình hồi quy các chỉ số thành phần với hiệu ứng cố định được thể hiện ở Bảng 4. Kết quả cho thấy cả 3 nhóm chỉ tiêu của chỉ số ICT đều có tác động tích cực của chuyển đổi số tới tăng trưởng kinh tế các tỉnh thành, tuy nhiên, chỉ có hạ tầng nhân lực và mức độ ứng dụng công nghệ thông tin tại chính quyền địa phương là có ý

nghĩa thống kê. Các biến kiểm soát khác đều có kết quả tương tự như mô hình cơ sở.

Bảng 4: Tác động của chỉ số ICT thành phần tới tăng trưởng kinh tế địa phương

Biến phụ thuộc : GDPG			
	(1)	(2)	(3)
$HTKT_{i,t-1}$	0,0239 (0,0248)		
$HTNL_{i,t-1}$		0,0528** (0,0224)	
$UDCNTT_{i,t-1}$			0,0401** (0,0210)
$GDPG_{i,t-1}$	-0,2521 (0,0747)	-0,2658 (0,0753)	-0,2487 (0,0753)
$RIIP_{i,t-1}$	0,0301 (0,0285)	0,032 (0,0264)	0,0264 (0,0305)
$LBR_{i,t-1}$	0,0379* (0,0198)	0,0417** (0,0200)	0,0397** (0,0198)
$GINI_{i,t-1}$	0,1621* (0,0834)	0,1686** (0,0838)	0,1707** (0,0846)
Hiệu ứng cố định	Có	Có	Có
Số quan sát	252	252	252
R^2	0,0635	0,0781	0,0722

Các số trong ngoặc đơn bên dưới thể hiện giá trị sai số chuẩn riêng của biến độc lập: “ *** ”, “ ** ” và “ * ” tương ứng ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

4.2. Thảo luận kết quả

Kết quả nghiên cứu cho thấy chuyển đổi số, thể hiện qua chỉ số ICT, có tác động tích cực tới tăng trưởng kinh tế của các tỉnh thành tại Việt Nam, tương tự như kết quả của Lee & Wu (2012), Azam (2015) và Đặng Thị Việt Đức (2019). Điều này có thể giải thích bởi chuyển đổi số giúp cải thiện hiệu quả phân phối nguồn lực, từ đó góp phần gia tăng năng lực sản xuất và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế địa phương (Jorgenson & Stiroh, 1999; Vu, 2011). Bên cạnh đó, việc phát triển và ứng dụng ICT giúp giảm thiểu chi phí sản xuất, thúc đẩy nghiên cứu và phát triển, từ đó hỗ trợ phát triển kinh tế thông qua cải thiện năng suất lao động của các địa phương (Azam, 2015).

Khi xét riêng từng chỉ tiêu thì tác động tích cực của chuyển đổi số tới tăng trưởng kinh tế tới từ việc cải thiện hạ tầng nhân lực và mức độ ứng dụng công nghệ thông tin. Điều này là phù hợp với mô hình tăng trưởng hiện tại với vai trò quan trọng của lao động cũng như năng suất lao động còn khiêm tốn của Việt Nam. Việc nâng cao hạ tầng nhân lực cho phát triển và ứng dụng ICT giúp tăng năng suất lao động nhờ sự đổi mới về công nghệ (Li & cộng sự, 2022), đặc biệt là đối với các doanh nghiệp có mức độ sử dụng lao động cao (Wang & cộng sự, 2023). Tương tự, việc gia tăng ứng dụng công nghệ thông tin trong công việc tại chính quyền các địa phương góp phần thúc đẩy sự hiệu quả trong thực hiện các công việc hành chính, giúp chính quyền địa phương đáp ứng tốt hơn nhu cầu của xã hội (Sanina & cộng sự, 2023), từ đó giúp gia tăng tiết kiệm ròng và hỗ trợ tăng trưởng kinh tế (Castro & Lopes, 2022). Cuối cùng, yếu tố hạ tầng kỹ thuật cho phát triển và ứng dụng ICT, mặc dù có tác động tích cực, nhưng không có ý nghĩa thống kê tới tăng trưởng

kinh tế tại các địa phương, tương tự như kết quả của Nguyễn Bảo Yên (2023). Điều này có thể lý giải mức độ phát triển của cơ sở hạ tầng công nghệ thông tin ở nước ta chưa đủ mạnh để tạo sức ảnh hưởng đáng kể tới tăng trưởng kinh tế. Bên cạnh đó, việc thiếu kỹ năng và nhân lực khiến hạ tầng kỹ thuật CNTT có thể không được sử dụng tối ưu, dẫn đến hiệu quả thấp và không có tác động rõ ràng đến tăng trưởng kinh tế.

5. Kết luận

Nghiên cứu này đánh giá tác động của chuyển đổi số, thể hiện qua chỉ số ICT, tới tăng trưởng kinh tế. Kết quả cho thấy chuyển đổi số có tác động tích cực tới tăng trưởng GDP của các địa phương trong giai đoạn 2018-2022. Cụ thể, mức độ sẵn sàng về hạ tầng nhân lực và ứng dụng công nghệ thông tin đóng vai trò quan trọng trong tác động tích cực của chuyển đổi số đối với tăng trưởng kinh tế tại các địa phương. Trên cơ sở đó, nhóm tác giả đề xuất một số giải pháp như sau. *Thứ nhất*, kết quả cho thấy mức độ ứng dụng công nghệ thông tin tại các cơ quan, ban, ngành của địa phương đóng góp tích cực tới tăng trưởng kinh tế. Do đó, Chính phủ cần tiếp tục thúc đẩy chuyển đổi số quốc gia, phát triển chính phủ số như tiếp tục triển khai và phát triển cơ sở dữ liệu quốc gia cũng như các dịch vụ công trực tuyến nhằm thúc đẩy đơn giản hóa thủ tục hành chính cho người dân và doanh nghiệp. *Thứ hai*, kết quả cho thấy nâng cao chất lượng và năng lực số của cán bộ và người dân góp phần tích cực tới tăng trưởng kinh tế địa phương. Do đó, chính quyền các địa phương cần tiếp tục triển khai các hoạt động nâng cao nhận thức, bồi dưỡng, tập huấn chuyển đổi số cho cán bộ, công chức, viên chức và người lao động, từ đó nâng cao hiệu suất lao động và công việc tại các địa phương. *Thứ ba*, Chính phủ xem xét quản lý và phân bổ đầu tư phát triển hạ tầng một cách hiệu quả hơn, đánh giá kỹ lưỡng để xác định các dự án cơ sở hạ tầng CNTT nhằm tận dụng công nghệ CNTT để tối ưu hóa hoạt động, giúp tăng năng suất cho doanh nghiệp, từ đó góp phần tăng trưởng kinh tế địa phương.

Trong phạm vi giới hạn, nghiên cứu này vẫn còn tồn tại một số hạn chế như sau. *Thứ nhất*, giá trị trong các mô hình hồi quy dao động trong khoảng từ 6,35% tới 8,14% có mức độ phân hóa cao trong tăng trưởng kinh tế tại các tỉnh thành Việt Nam nhưng cho thấy mức độ giải thích của các biến trong mô hình còn tương đối hạn chế. *Thứ hai*, nghiên cứu mới chỉ xét riêng đến tác động chung của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế các tỉnh thành, thể hiện qua tốc độ tăng trưởng GDP, mà chưa xem xét đánh giá tác động của chuyển đổi số tới các yếu tố xã hội khác của các địa phương như tài chính toàn diện hay mức độ phát triển, năng lực sản xuất, hiệu suất lao động của các địa phương. *Thứ ba*, nghiên cứu mới chỉ xem xét chung mối quan hệ giữa chuyển đổi số và các tỉnh thành nói chung. Mỗi tỉnh thành lại có một đặc điểm về tự nhiên, kinh tế, xã hội, văn hóa khác nhau, do đó, nghiên cứu chưa cân nhắc được mối quan hệ giữa chuyển đổi số đối với từng nhóm tỉnh thành với những đặc điểm khác biệt về tự nhiên, kinh tế, xã hội, văn hóa. Những hạn chế này có thể được giải quyết ở các nghiên cứu trong tương lai.

Ghi chú:

- Chi tiết về các chỉ số thành phần và phương pháp xây dựng chỉ số ICT có thể tham khảo trong các báo cáo ICT được công bố bởi Bộ thông tin và truyền thông tại địa chỉ <http://vaip.org.vn/default.asp?xt=xt33&page=content&linkID=95&menu=2>

Tài liệu tham khảo:

- Aghaei, M. & Rezagholizadeh, M. (2017), ‘The impact of information and communication technology (ICT) on economic growth in the OIC Countries’, *Economic and Environmental Studies*, 17(2), 257-278.
- Azam, M.S. (2015), ‘Diffusion of ICT and SME performance’, in *E-services adoption: Processes by firms in developing nations*, Emerald Group Publishing Limited, 7-290.

-
- Bahrini, R. & Qaffas, A.A. (2019), ‘Impact of information and communication technology on economic growth: Evidence from developing countries’, *Economies*, 7(1), 21-34.
- Braun, M., Parro, F. & Valenzuela, P. (2019), ‘Does finance alter the relation between inequality and growth?’, *Economic Inquiry*, 57(1), 410-428.
- Brueckner, M. & Lederman, D. (2018), ‘Inequality and economic growth: The role of initial income’, *Journal of Economic Growth*, 23, 341-366.
- Castro, C. & Lopes, C. (2022), ‘Digital government and sustainable development’, *Journal of the Knowledge Economy*, 13(2), 880-903. <https://doi.org/10.1007/s13132-021-00749-2>.
- Chen, P. & Kim, S. (2023), ‘The impact of digital transformation on innovation performance-The mediating role of innovation factors’, *Heliyon*, 9(3), e13916.
- Cheng, Y., Zhou, X. & Li, Y. (2023), ‘The effect of digital transformation on real economy enterprises’ total factor productivity’, *International Review of Economics & Finance*, 85, 488-501.
- Dimelis, S.P. & Papaioannou, S.K. (2011), ‘ICT growth effects at the industry level: A comparison between the US and the EU’, *Information Economics and Policy*, 23(1), 37-50.
- Dobrota, M., Jeremic, V. & Markovic, A. (2012), ‘A new perspective on the ICT Development Index’, *Information Development*, 28(4), 271-280.
- Downes, L. & Nunes, P. (2013), ‘Big bang disruption’, *Harvard business review*, 91, 44-56.
- Đặng Thị Việt Đức (2019), ‘Tác động của công nghệ thông tin và truyền thông đến kinh tế Việt Nam’, *Tạp chí Khoa học Đại học Huế: Kinh tế và Phát triển*, 128(5D), 5-19.
- Erkiş, K. & Tekin, Ü.E. (2019), ‘The relationship between intermediate and capital goods imports, industrial production and economic growth: The case of Turkey’, *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 14(55), 358-368.
- Fitzgerald, M., Kruschwitz, N., Bonnet, D. & Welch, M. (2014), ‘Embracing digital technology: A new strategic imperative’, *MIT Sloan management review*, 55(2), 1-12.
- Han, J.S. & Lee, J.W. (2020), ‘Demographic change, human capital, and economic growth in Korea’, *Japan and the World Economy*, 53, 100984.
- Hess, T., Matt, C., Benlian, A. & Wiesböck, F. (2016), ‘Options for formulating a digital transformation strategy’, *MIS Quarterly Executive*, 15(2), 123-139.
- Hoàng Thị Xuân & Ngô Thái Hưng (2023), ‘Phân tích tác động của ICT, GDP và REN đến khí thải CO2 tại Việt Nam’, *Tạp chí Kinh tế và Kinh doanh*, 3(3), 56-65.
- Huỳnh Thị Tuyết Ngân, Nguyễn Ngọc Tân & Nguyễn Sơn Hải (2021), ‘Tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế tại các tỉnh trong vùng kinh tế trọng điểm phía nam’, *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính - Marketing*, 63, 43-52.
- Jorgenson, D.W. & Stiroh, K.J. (1999), ‘Information technology and growth’, *American Economic Review*, 89(2), 109-115.
- Kpodar, M.K. & Andrianaivo, M. (2011), *ICT, financial inclusion, and growth: Evidence from African countries*, International Monetary Fund.
- Kuznets, S. (1955), ‘Economic growth and income inequality’, *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Lee, Y.H. & Wu, J.Y. (2012), ‘The effect of individual differences in the inner and outer states of ICT on engagement in online reading activities and PISA 2009 reading literacy: Exploring the relationship between the old and new reading literacy’, *Learning and Individual Differences*, 22(3), 336-342.
- Li, N., Wang, X., Wang, Z. & Luan, X. (2022), ‘The impact of digital transformation on corporate total factor productivity’, *Frontiers in Psychology*, 13, 1071986.
- Lin, B. & Xie, Y. (2023), ‘Does digital transformation improve the operational efficiency of Chinese power enterprises?’, *Utilities Policy*, 82, 101542.
- Ma, J.X., Buhalis, D. & Song, H. (2003), ‘ICTs and Internet adoption in China’s tourism industry’, *International Journal of Information Management*, 23(6), 451-467.

-
- Majeed, M.T. (2016), ‘Economic growth, inequality and trade in developing countries’, *International Journal of Development Issues*, 15(3), 240-253.
- Nath, H.K. & Liu, L. (2017), ‘Information and communications technology (ICT) and services trade’, *Information Economics and Policy*, 41, 81-87.
- Nguyễn Bảo Yên (2023), ‘Ảnh hưởng của hạ tầng công nghệ thông tin truyền thông đến tăng trưởng kinh tế Việt Nam’, *Tạp chí Công thương*, 12(5/2023), 170-176.
- Nguyễn Hoàng Minh (2022), ‘Tác động của ICT đến hoạt động đổi mới: Bằng chứng thực nghiệm tại một số quốc gia Đông Nam Á’, *Tạp chí Quản lý và Kinh tế quốc tế*, 152, 56-70.
- Nguyễn Thị Hoài Thu (2024), ‘Tác động của phát triển công nghệ thông tin và truyền thông đến bát bình đẳng thu nhập: Bằng chứng thực nghiệm ở Việt Nam’, *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 324, 2-10.
- Nguyễn Văn Thùy (2023), ‘Tác động của chuyển đổi số tới năng lực cạnh tranh của các ngân hàng thương mại Việt Nam’, *Tạp chí Khoa học & Đào tạo Ngân hàng*, 248+249, 63-72.
- Noor, M., Yahaya, A., Ramli, N.A. & Al Bakri, A.M. (2014), ‘Filling missing data using interpolation methods: Study on the effect of fitting distribution’, *Key Engineering Materials*, 594, 889-895.
- Romer, P.M. (1986), ‘Increasing returns and long-run growth’, *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037.
- Romer, P.M. (1990), ‘Endogenous technological change’, *Journal of Political Economy*, 98(5), 71-102.
- Sanina, A., Balashov, A. & Rubtsova, M. (2023), ‘The socio-economic efficiency of digital government transformation’, *International Journal of Public Administration*, 46(1), 85-96.
- Scholl, N. & Klasen, S. (2019), ‘Re-estimating the relationship between inequality and growth’, *Oxford Economic Papers*, 71(4), 824-847.
- Schumpeter, J.A. & Nichol, A.J. (1934), ‘Robinson’s economics of imperfect competition’, *Journal of Political Economy*, 42(2), 249-259.
- Shehadeh, M., Almohtaseb, A., Aldehayyat, J. & Abu-AlSondos, I.A. (2023), ‘Digital transformation and competitive advantage in the service sector: A moderated-mediation model’, *Sustainability*, 15(3), 2077.
- Solow, R.M. (1956), ‘A contribution to the theory of economic growth’, *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Swan, T.W. (1956), ‘Economic Growth and Capital Accumulation’, *Economic Record*, 32(2), 334-361.
- Vaska, S., Massaro, M., Bagarotto, E.M. & Dal Mas, F. (2021), ‘The digital transformation of business model innovation: A structured literature review’, *Frontiers in Psychology*, 11, 539363.
- Vu, K., Hanafizadeh, P. & Bohlin, E. (2020), ‘ICT as a driver of economic growth: A survey of the literature and directions for future research’, *Telecommunications policy*, 44(2), 101922.
- Vu, K.M. (2011), ‘ICT as a source of economic growth in the information age: Empirical evidence from the 1996–2005 period’, *Telecommunications policy*, 35(4), 357-372.
- Wang, J., Liu, Y., Wang, W. & Wu, H. (2023), ‘How does digital transformation drive green total factor productivity? Evidence from Chinese listed enterprises’, *Journal of Cleaner Production*, 406, 136954.
- Yoo, I. & Yi, C.G. (2022), ‘Economic innovation caused by digital transformation and impact on social systems’, *Sustainability*, 14(5), 2600.
- Yousefi, A. (2011), ‘The impact of information and communication technology on economic growth: Evidence from developed and developing countries’, *Economics of Innovation and New Technology*, 20(6), 581-596

Tác giả liên hệ: Lê Hải Trung | Email: trunglh@hvnh.edu.vn

ẢNH HƯỞNG CỦA BLOCKCHAIN VÀ TRÍ TUỆ NHÂN TẠO ĐẾN CHẤT LƯỢNG KIỂM TOÁN ĐỘC LẬP TẠI VIỆT NAM

Lại Thị Thu Thủy

Trường Đại học Thương mại

Email: laithuy@tmu.edu.vn

Trần Bình Minh

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: minhbt@neu.edu.vn

Mã bài: JED-1979

Ngày nhận bài: 06/09/2024

Ngày nhận bài sửa: 26/09/2024

Ngày duyệt đăng: 08/01/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.1979

Tóm tắt

Nghiên cứu này phân tích tác động của công nghệ blockchain và trí tuệ nhân tạo đến chất lượng kiểm toán tại các công ty kiểm toán độc lập ở Việt Nam. Dữ liệu từ 247 giám đốc kiểm toán và trợ lý kiểm toán được thu thập và mô hình SEM đã được sử dụng để đánh giá mối quan hệ giữa các biến số. Kết quả cho thấy cả blockchain và trí tuệ nhân tạo đều cải thiện hiệu quả và chất lượng kiểm toán, trong đó trí tuệ nhân tạo đặc biệt hiệu quả trong phát hiện gian lận và đánh giá rủi ro. Nghiên cứu khẳng định rằng việc ứng dụng blockchain và trí tuệ nhân tạo không chỉ tăng cường tính minh bạch và độ tin cậy của các báo cáo tài chính, mà còn giúp hiện đại hóa quy trình kiểm toán, mang lại lợi ích thiết thực cho các công ty kiểm toán, nhà đầu tư và cơ quan quản lý.

Từ khóa: Blockchain, Chất lượng kiểm toán, Hiệu quả quy trình kiểm toán, Trí tuệ nhân tạo.

Mã JEL: M41, M42

The Impact of Blockchain and Artificial Intelligence on Audit Quality at Independent Audit Firms in Vietnam

Abstract

This study analyzes the impact of Blockchain and Artificial Intelligence technology on audit quality at independent audit firms in Vietnam. Using data from 247 managers, auditors and audit assistants, the study applied the SEM model to assess the influence of independent variables on audit process efficiency and audit quality. The results indicate that both Blockchain and Artificial Intelligence have a positive and significant impact on efficiency and audit quality, with Artificial Intelligence having a stronger effect in improving fraud detection and risk assessment capabilities. The study also highlights the mediating role of audit process efficiency in enhancing overall audit quality. These findings provide valuable insights for investors, the government, and audit firms in applying Blockchain and Artificial Intelligence to improve audit quality in Vietnam.

Keywords: Artificial Intelligence, Audit Quality, Audit Process Efficiency, Blockchain.

JEL Codes: M41, M42

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh toàn cầu hóa và sự phát triển nhanh chóng của công nghệ, ngành kiểm toán đang đổi mới với cả thách thức và cơ hội mới. Blockchain và trí tuệ nhân tạo nổi lên như những công cụ tiềm năng, có khả năng cách mạng hóa hoạt động kiểm toán. Blockchain cung cấp dữ liệu minh bạch và không thể thay đổi, trong khi trí tuệ nhân tạo có khả năng phân tích và xử lý dữ liệu lớn, giúp nâng cao chất lượng kiểm toán (Nakamoto, n.d.; Russell & Norvig, 2010) Các nghiên cứu trước đây đã chứng minh tiềm năng của những công nghệ này trong việc cải thiện tính minh bạch và phát hiện gian lận tài chính (Yli-Huumo & cộng sự, 2016; Curtis & Payne, 2008).

Tại Việt Nam, các công ty kiểm toán độc lập đang bắt đầu tiếp cận và ứng dụng các công nghệ này nhằm nâng cao chất lượng dịch vụ. Việc áp dụng blockchain và trí tuệ nhân tạo không chỉ đáp ứng nhu cầu tăng cường độ tin cậy và minh bạch trong báo cáo tài chính, mà còn phản ánh xu hướng toàn cầu hóa và sự thay đổi trong quản lý kiểm toán. Tuy nhiên, trong khi tiềm năng của blockchain và trí tuệ nhân tạo đã được chứng minh ở nhiều quốc gia phát triển, thì nghiên cứu về tác động của các công nghệ này đối với chất lượng kiểm toán tại Việt Nam vẫn còn hạn chế (Alkafaji & cộng sự, 2023; Kleinman & cộng sự, 2014).

Ngoài ra, nghiên cứu này xem xét hiệu quả quy trình kiểm toán như một biến trung gian trong mô hình nghiên cứu. Hiệu quả quy trình kiểm toán là một yếu tố quan trọng trong quy trình kiểm toán, đóng vai trò hỗ trợ việc chuyển đổi những lợi ích của blockchain và trí tuệ nhân tạo thành sự cải thiện thực sự về chất lượng kiểm toán (Curtis & Payne, 2008). Một quy trình kiểm toán hiệu quả giúp tiết kiệm thời gian, giảm chi phí, và tăng cường khả năng phát hiện rủi ro và gian lận, từ đó làm gia tăng độ tin cậy của các báo cáo tài chính. Blockchain, với khả năng tự động hóa quy trình và lưu trữ dữ liệu không thể thay đổi, giúp tối ưu hóa các quy trình kiểm toán (Kabir & cộng sự, 2022), trong khi trí tuệ nhân tạo cải thiện độ chính xác thông qua phân tích dữ liệu lớn và hỗ trợ ra quyết định kịp thời (Samuel & cộng sự, 2023). Do đó, việc chọn hiệu quả quy trình kiểm toán làm biến trung gian trong nghiên cứu này giúp làm rõ cơ chế tác động của blockchain và trí tuệ nhân tạo đối với chất lượng kiểm toán, góp phần giải thích rõ ràng hơn các mối quan hệ trong mô hình.

Nghiên cứu này phân tích tác động của blockchain và trí tuệ nhân tạo đến chất lượng kiểm toán tại các công ty kiểm toán độc lập ở Việt Nam. Nghiên cứu sử dụng mô hình SEM (Structural Equation Modeling - mô hình cấu trúc tuyến tính) để đánh giá dữ liệu thu thập từ kiểm toán viên và trợ lý kiểm toán. Kết quả nghiên cứu sẽ cung cấp những khuyến nghị hữu ích cho các công ty kiểm toán, nhà đầu tư và cơ quan quản lý trong việc khai thác hiệu quả các công nghệ này nhằm nâng cao chất lượng kiểm toán tại Việt Nam.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Khi nghiên cứu ảnh hưởng của trí tuệ nhân tạo và blockchain đối với chất lượng kiểm toán, một số lý thuyết quan trọng được áp dụng để phân tích và hiểu sâu hơn về vấn đề này. Lý thuyết đại diện tập trung vào mối quan hệ giữa các bên liên quan, như cổ đông và ban quản lý, và xem xét cách trí tuệ nhân tạo và blockchain có thể giảm thiểu sự bất cân xứng thông tin và xung đột lợi ích, từ đó cải thiện tính minh bạch và giảm rủi ro gian lận tài chính (Jensen & Meckling, 1976).

Bên cạnh đó, Mô hình Chấp nhận Công nghệ (TAM) là một công cụ hữu ích để phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến việc chấp nhận và sử dụng công nghệ mới trong tổ chức. Hamza & cộng sự (2023) cho rằng tính hữu ích và dễ sử dụng của công nghệ đóng vai trò quan trọng trong việc quyết định mức độ sẵn sàng của người dùng đối với trí tuệ nhân tạo và blockchain trong lĩnh vực kiểm toán, từ đó nâng cao chất lượng kiểm toán một cách hiệu quả. Việc hiểu rõ và áp dụng các công nghệ này không chỉ giúp tối ưu hóa quy trình mà còn làm gia tăng tính chính xác và hiệu quả trong việc phát hiện các rủi ro tiềm ẩn.

Thêm vào đó, lý thuyết khuếch tán đổi mới (Jillbert & cộng sự, 2023) giải thích cách trí tuệ nhân tạo và blockchain được chấp nhận và triển khai trong các công ty kiểm toán, đồng thời chỉ ra tác động của các công nghệ này đối với quy trình và chất lượng kiểm toán. Việc áp dụng thành công các công nghệ tiên tiến này không chỉ phụ thuộc vào đặc điểm nội tại của công nghệ mà còn cần sự thay đổi về văn hóa tổ chức, khả năng tiếp thu của người dùng và hỗ trợ từ ban lãnh đạo.

Lý thuyết kiểm soát cũng có những đóng góp đáng kể khi nghiên cứu vai trò của trí tuệ nhân tạo và blockchain trong kiểm toán. Aitkazinov & cộng sự (2023) nhấn mạnh rằng các công cụ kiểm soát như kiểm

tra tự động và giám sát thời gian thực do các công nghệ này cung cấp đã góp phần đáng kể vào việc cải thiện chất lượng kiểm toán. Những công cụ này giúp giám sát toàn bộ quy trình kiểm toán một cách nhanh chóng và chính xác, giảm thiểu sai sót do con người gây ra, đồng thời nâng cao tính minh bạch và độ tin cậy của kết quả kiểm toán.

Những lý thuyết này cung cấp cơ sở vững chắc cho nghiên cứu về ảnh hưởng của trí tuệ nhân tạo và blockchain đến chất lượng kiểm toán. Đặc biệt, mô hình TAM đã được Rosli & cộng sự (2012) và Al-Ateeq & cộng sự (2022) áp dụng rộng rãi để đánh giá sự chấp nhận công nghệ và tác động của nó đến chất lượng kiểm toán, với các yếu tố như tính dễ sử dụng và hữu ích ảnh hưởng mạnh mẽ đến thái độ và hiệu quả phân tích dữ liệu, đánh giá rủi ro trong kiểm toán.

2.2. Tổng quan về công nghệ blockchain trong kiểm toán

Nakamoto là người đầu tiên giới thiệu khái niệm blockchain với mục đích tạo ra một số cái phân tán, bất biến và minh bạch, giúp giảm thiểu gian lận và đảm bảo độ tin cậy của dữ liệu (Nakamoto, n.d.). Nghiên cứu của Yli-Huumo & cộng sự (2016) tiếp tục khám phá khả năng ứng dụng blockchain trong việc nâng cao tính minh bạch và khả năng truy xuất dữ liệu, những yếu tố quan trọng đối với ngành kiểm toán.

Những năm gần đây, nhiều nghiên cứu đã làm rõ cách blockchain có thể được ứng dụng trong lĩnh vực kiểm toán để nâng cao chất lượng kiểm toán. Kabir & cộng sự (2022) chỉ ra rằng blockchain giúp giảm thời gian và công sức trong kiểm toán, đồng thời cải thiện độ chính xác và tính minh bạch của quy trình. Gucciardi (2023) cho thấy hợp đồng thông minh trên blockchain có thể đảm bảo sự chính xác và độ tin cậy trong các giao dịch tài chính, đồng thời cung cấp khả năng xác thực theo thời gian thực.

Mặc dù nhiều nghiên cứu đã được thực hiện ở các quốc gia phát triển, Alkafaji & cộng sự (2023) nhấn mạnh rằng ở các quốc gia đang phát triển, như Việt Nam, việc ứng dụng blockchain vẫn đang ở giai đoạn sơ khai và thiếu các nghiên cứu đánh giá toàn diện về tác động của công nghệ này đối với quy trình kiểm toán. Khoảng trống này là cơ sở cho nghiên cứu hiện tại.

2.3. Tổng quan về trí tuệ nhân tạo trong kiểm toán

Trí tuệ nhân tạo đã được ứng dụng trong nhiều ngành nghề khác nhau, và bắt đầu được sử dụng trong kiểm toán từ đầu những năm 2010. Russell & Norvig (2010) là những người đầu tiên đề cập đến tiềm năng của trí tuệ nhân tạo trong việc phân tích dữ liệu lớn và phát hiện gian lận. Trí tuệ nhân tạo không chỉ giúp giảm thiểu lỗi con người mà còn cải thiện độ chính xác trong quy trình kiểm toán (Bergstra & Bengio, 2012).

Trong giai đoạn 2016-2023, trí tuệ nhân tạo trở nên phổ biến hơn trong lĩnh vực kiểm toán, với khả năng tự động hóa quy trình và tăng cường khả năng phát hiện rủi ro. Samuel & cộng sự (2023) và chỉ ra rằng trí tuệ nhân tạo không chỉ giúp kiểm toán viên phát hiện gian lận một cách hiệu quả hơn mà còn cung cấp các phân tích theo thời gian thực, từ đó hỗ trợ ra quyết định chính xác hơn (Patel & cộng sự, 2023).

Các nghiên cứu gần đây đã ghi nhận tầm quan trọng của trí tuệ nhân tạo trong việc cải thiện chất lượng kiểm toán. Tuy nhiên, như Aitkazinov (2023) chỉ ra, vai trò của trí tuệ nhân tạo trong các công ty kiểm toán tại các quốc gia như Việt Nam vẫn chưa được khai thác đầy đủ, và cần có thêm nghiên cứu để đánh giá hiệu quả thực sự của công nghệ này.

2.4. Hiệu quả quy trình kiểm toán và chất lượng kiểm toán

Hiệu quả quy trình kiểm toán được chọn làm biến trung gian vì nó phản ánh mức độ ứng dụng thành công của công nghệ vào quy trình kiểm toán, và qua đó gián tiếp ảnh hưởng đến chất lượng kiểm toán. Nghiên cứu của Curtis & Payne (2008) và Dowling & Leech (2007) cho thấy công nghệ cải thiện hiệu quả quy trình giúp tiết kiệm thời gian, chi phí và tăng cường phát hiện rủi ro. Kabir & cộng sự (2022) cũng chỉ ra rằng blockchain giúp tự động hóa và đảm bảo tính minh bạch trong quy trình kiểm toán, còn trí tuệ nhân tạo cải thiện phân tích dữ liệu và ra quyết định (Samuel & cộng sự, 2023). Do đó, APE đóng vai trò quan trọng trong việc chuyển hóa những lợi ích của blockchain và trí tuệ nhân tạo thành sự cải thiện về chất lượng kiểm toán.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu để xuất

Mô hình nghiên cứu được xây dựng dựa trên các lý thuyết và nghiên cứu trước đây, nhấn mạnh vai trò của blockchain và trí tuệ nhân tạo trong việc nâng cao hiệu quả quy trình kiểm toán và chất lượng kiểm toán. Vì lẽ đó, nghiên cứu tập trung vào hai nội dung sau:

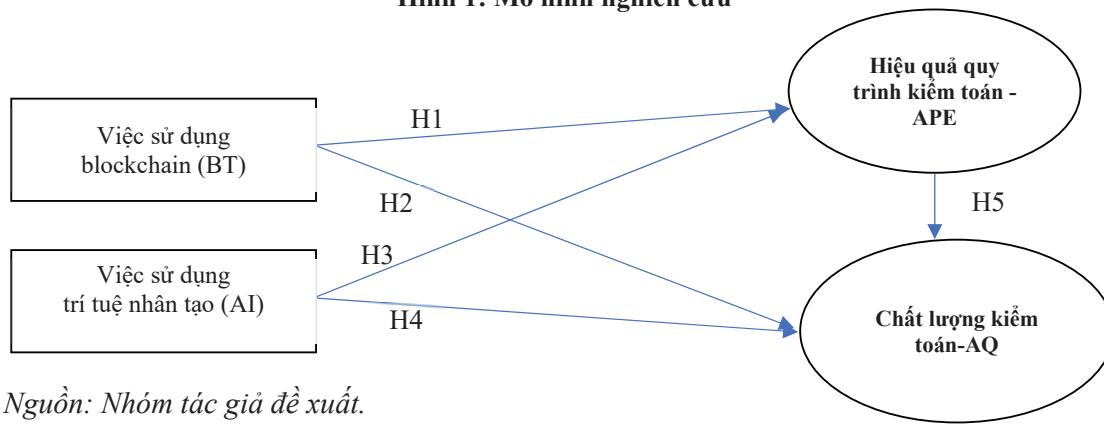
Ảnh hưởng của blockchain và trí tuệ nhân tạo đến hiệu quả quy trình kiểm toán:

$$APE = \beta_0 + \beta_1 BT + \beta_2 AI$$

Ảnh hưởng của blockchain, trí tuệ nhân tạo và hiệu quả quy trình kiểm toán đến chất lượng kiểm toán:

$$AQ = \beta_0 + \beta_1 BT + \beta_2 AI + \beta_3 APE$$

Hình 1: Mô hình nghiên cứu



Nguồn: Nhóm tác giả đề xuất.

Từ mô hình nghiên cứu, nghiên cứu đề xuất các giả thuyết sau:

H1: Việc sử dụng công nghệ blockchain (BT) có tác động tích cực đến hiệu quả quy trình kiểm toán (APE).

H2: Việc sử dụng công nghệ blockchain (BT) có tác động tích cực đến chất lượng kiểm toán (AQ).

H3: Việc sử dụng trí tuệ nhân tạo (AI) có tác động tích cực đến hiệu quả quy trình kiểm toán (APE).

H4: Việc sử dụng trí tuệ nhân tạo (AI) có tác động tích cực đến chất lượng kiểm toán (AQ).

H5: Hiệu quả quy trình kiểm toán (APE) có tác động tích cực đến chất lượng kiểm toán (AQ).

3.2. Các chỉ báo đo lường các biến nghiên cứu

Các chỉ báo đo lường blockchain được xây dựng dựa trên các nghiên cứu của Nakamoto (n.d) và Yli-Huumo & cộng sự (2016) với blockchain là công nghệ cung cấp tính minh bạch và khả năng truy xuất dữ liệu trong quy trình kiểm toán. Các chỉ báo đo lường trí tuệ nhân tạo được xây dựng từ nghiên cứu của Russell & Norvig (2010) và Bergstra & Bengio (2012), nhấn mạnh vai trò của trí tuệ nhân tạo trong phân tích và xử lý dữ liệu lớn. Hiệu quả quy trình kiểm toán (APE): Các chỉ báo về hiệu quả quy trình kiểm toán dựa trên nghiên cứu của Curtis & Payne (2008) và Dowling & Leech (2007). Các chỉ báo này đo lường khả năng tối ưu hóa quy trình kiểm toán nhờ ứng dụng công nghệ. Chất lượng kiểm toán: Các chỉ báo đo lường chất lượng kiểm toán dựa trên nghiên cứu của DeAngelo (1981) và Francis (2004), tập trung vào các yếu tố như độ tin cậy và minh bạch của báo cáo tài chính. Các chỉ báo được tổng hợp trong Bảng 1.

Bảng 1: Các chỉ báo đo lường các biến nghiên cứu

Mã	Nhân tố	Chỉ báo	Nguồn
BT1	Blockchain (BT)	Tôi tin rằng công nghệ Blockchain đảm bảo tính bất biến cho dữ liệu kiểm toán.	Nakamoto (n.d.); Yli-Huumo & cộng sự, (2016)
BT2		Tôi thấy rằng công nghệ Blockchain cung cấp khả năng truy xuất dữ liệu hiệu quả.	Nakamoto, n.d.; Yli-Huumo & cộng sự, 2016
BT3		Tôi tin rằng công nghệ Blockchain giúp nâng cao tính minh bạch trong quy trình kiểm toán.	Yli-Huumo & cộng sự, 2016
BT3		Tôi tin rằng công nghệ Blockchain giúp giảm thiểu chi phí kiểm toán bằng cách tự động hóa các quy trình xác minh và ghi nhận giao dịch.	Nakamoto, n.d.; Treleaven & cộng sự, 2017
BT4		Tôi thấy rằng Blockchain cung cấp một môi trường an toàn cho việc lưu trữ và truyền tải dữ liệu kiểm toán, giảm thiểu rủi ro bị xâm phạm hoặc đánh cắp dữ liệu	Nakamoto, n.d.; Yli-Huumo & cộng sự, 2016.

AI1	Trí tuệ nhân tạo (AI)	Tôi tin rằng Trí tuệ nhân tạo giúp phân tích dữ liệu kiểm toán một cách nhanh chóng và chính xác.	Russell & Norvig (2010)
AI2		Tôi thấy rằng Trí tuệ nhân tạo có thể tự động hóa các quy trình kiểm toán phức tạp.	Bergstra & Bengio (2012)
AI3		Tôi tin rằng Trí tuệ nhân tạo giúp tối ưu hóa quy trình kiểm toán bằng cách xác định và ưu tiên các khu vực có nguy cơ cao cần được kiểm tra kỹ lưỡng.	Bergstra & Bengio (2012); Brown-Liburd & cộng sự, 2015
AI4		Tôi thấy rằng Trí tuệ nhân tạo hỗ trợ kiểm toán viên trong việc ra quyết định bằng cách cung cấp các phân tích sâu sắc và khuyến nghị dựa trên dữ liệu thời gian thực.	Russell & Norvig (2010); Kokina & Davenport (2017)
AI5		Tôi tin rằng Trí tuệ nhân tạo giúp phát hiện gian lận trong các báo cáo tài chính.	Bergstra & Bengio (2012)
APE1	Hiệu quả quy trình kiểm toán (APE)	Tôi thấy rằng áp dụng công nghệ mới giúp tiết kiệm thời gian trong quy trình kiểm toán.	Curtis & Payne (2008)
APE2		Tôi tin rằng công nghệ giúp cải thiện độ chính xác trong kiểm toán.	Dowling & Leech (2007)
APE3		Tôi tin rằng quy trình kiểm toán có khả năng điều chỉnh nhanh chóng để đáp ứng các thay đổi trong quy định và yêu cầu kiểm toán.	Curtis & Payne (2008); Dowling & Leech (2007)
APE4		Tôi thấy rằng công nghệ giúp tăng cường hiệu quả tổng thể của quy trình kiểm toán.	Dowling & Leech (2007)
AQ1	Chất lượng kiểm toán (AQ)	Tôi tin rằng quy trình kiểm toán đảm bảo độ tin cậy cao cho báo cáo tài chính.	DeAngelo (1981)
AQ2		Tôi thấy rằng quy trình kiểm toán đảm bảo tính minh bạch cho các báo cáo tài chính.	Francis (2004)
AQ3		Tôi tin rằng quy trình kiểm toán giúp phát hiện kịp thời các hành vi gian lận.	Francis (2004)
AQ4		Tôi tin rằng quy trình kiểm toán đảm bảo sự độc lập và khách quan của kiểm toán viên trong việc đánh giá báo cáo tài chính.	Francis (2004); DeAngelo (1981)
AQ5		Tôi thấy rằng quy trình kiểm toán tuân thủ đầy đủ các quy trình và chuẩn mực kiểm toán quốc tế.	Knechel (2016); Francis (2004)

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp.

3.3. Phương pháp thu thập và xử lý dữ liệu

3.3.1. Thu thập dữ liệu

Nghiên cứu khảo sát 247 giám đốc kiểm toán, kiểm toán viên và trợ lý kiểm toán từ các công ty kiểm toán độc lập tại Việt Nam, sử dụng bảng câu hỏi với thang đo Likert 5 điểm để đo lường các biến: Blockchain (BT), Trí tuệ Nhân tạo (AI), Hiệu quả quy trình kiểm toán (APE) và Chất lượng kiểm toán (AQ).

3.3.2. Xử lý dữ liệu

Dữ liệu được phân tích bằng mô hình cấu trúc tuyến tính (SEM) với phần mềm AMOS, qua các bước: phân tích nhân tố khẳng định (CFA), đánh giá độ tin cậy và giá trị hội tụ bằng các chỉ số Cronbach's Alpha, hệ số tin cậy tổng hợp (CR), và phương sai trích trung bình (AVE). Sau khi kiểm tra tính hợp lệ của các thang đo, mô hình SEM được sử dụng để kiểm tra mối quan hệ giữa các biến tiềm ẩn, với các chỉ số đánh giá mức độ phù hợp của mô hình bao gồm Chi-square/df, CFI, TLI, RMSEA và SRMR.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kiểm định độ tin cậy và giá trị hội tụ

Bảng 2: Kiểm định độ tin cậy và giá trị hội tụ của các biến tiềm ẩn

Biến tiềm ẩn	Cronbach's Alpha	Hệ số tin cậy tổng hợp (CR)	Phương sai trích trung bình (AVE)
Blockchain (BT)	0,85	0,90	0,75
Trí tuệ nhân tạo (AI)	0,84	0,89	0,73
Hiệu quả quy trình kiểm toán (APE)	0,88	0,92	0,79
Chất lượng kiểm toán (AQ)	0,87	0,91	0,78

Nguồn: Tính toán từ dữ liệu khảo sát của nhóm tác giả bằng phần mềm Amos.

Trong nghiên cứu này, độ tin cậy nội tại và giá trị hội tụ của các biến tiềm ẩn được kiểm tra thông qua hai chỉ số chính là Cronbach's Alpha và Hệ số tin cậy tổng hợp (Composite Reliability - CR), cùng với Phương sai trích trung bình (Average Variance Extracted - AVE). Các kết quả kiểm định này rất quan trọng để đảm bảo rằng các biến tiềm ẩn được đo lường một cách đáng tin cậy và có tính hợp lệ cao. Đầu tiên, tất cả các biến tiềm ẩn trong nghiên cứu đều có giá trị Cronbach's Alpha trên 0,7, cho thấy mức độ nhất quán cao giữa các mục trong cùng một biến tiềm ẩn, khẳng định độ tin cậy nội tại của các thang đo. Tiếp theo, các giá trị Hệ số tin cậy tổng hợp (CR) đều vượt ngưỡng 0,7, điều này chứng tỏ rằng các mục đo lường có khả năng đại diện tốt cho biến tiềm ẩn và đảm bảo độ tin cậy tổng hợp của các thang đo. Cuối cùng, giá trị Phương sai trích trung bình (AVE) của tất cả các biến tiềm ẩn đều lớn hơn 0,5, cho thấy các mục đo lường giải thích đủ phương sai của biến tiềm ẩn và các biến tiềm ẩn đều có giá trị hội tụ tốt. Như vậy, các thang đo Blockchain, Trí tuệ nhân tạo, Hiệu quả quy trình kiểm toán và Chất lượng kiểm toán đều được đo lường chính xác và đáng tin cậy, đảm bảo độ tin cậy và tính hợp lệ cao, giúp tạo nền tảng vững chắc cho việc phân tích các mối quan hệ giữa các biến tiềm ẩn trong mô hình nghiên cứu mà không phải lo ngại về vấn đề độ tin cậy hoặc tính hợp lệ của các công cụ đo lường.

4.2. Ma trận tương quan và bình phương AVE

Bảng 3 cung cấp thông tin về mối tương quan giữa các biến tiềm ẩn trong mô hình nghiên cứu và giá trị bình phương của Phương sai trích trung bình (AVE) cho từng biến tiềm ẩn. Kết quả này giúp xác định mức độ tương quan giữa các biến tiềm ẩn và kiểm tra giá trị phân biệt của các biến này.

Bảng 3: Ma trận tương quan giữa các biến tiềm ẩn

	BT	AI	APE	AQ
BT	0,87	0,55	0,60	0,58
AI	0,55	0,85	0,65	0,62
APE	0,60	0,65	0,89	0,70
AQ	0,58	0,62	0,70	0,88

Nguồn: Tính toán từ dữ liệu khảo sát của nhóm tác giả bằng phần mềm Amos.

Giá trị trên đường chéo: Các giá trị trên đường chéo của ma trận là căn bậc hai của AVE cho từng biến tiềm ẩn (BT, AI, APE, AQ). Trong nghiên cứu này, các giá trị căn bậc hai của AVE đều trên 0,7, cho thấy các biến tiềm ẩn đều có giá trị hội tụ tốt.

Giá trị ngoài đường chéo: Các giá trị ngoài đường chéo đại diện cho hệ số tương quan giữa các biến tiềm ẩn. Các giá trị tương quan giữa các biến đều có ý nghĩa thống kê ($p < 0,001$), cho thấy rằng có sự liên kết chặt chẽ giữa các biến:

Giá trị phân biệt: Trong bảng 3, tất cả các giá trị căn bậc hai của AVE đều lớn hơn các giá trị tương quan tương ứng, cho thấy các biến tiềm ẩn đều có giá trị phân biệt đạt yêu cầu. Điều này nghĩa là các biến trong mô hình nghiên cứu không bị trùng lặp về mặt khái niệm và có thể được xem xét là các khái niệm riêng biệt.

4.3. Chỉ số phù hợp của mô hình

Bảng 4 trình bày các chỉ số đánh giá mức độ phù hợp của mô hình đo lường và mô hình cấu trúc được sử dụng trong nghiên cứu.

Bảng 4: Chỉ số đánh giá mức độ phù hợp của mô hình

Chỉ số	Giá trị	Nguồn chấp nhận	Kết luận
Chi-square (χ^2)	250,75	-	-
df (Degrees of Freedom)	120	-	-
χ^2/df	2,09	< 3	Tốt
CFI (Comparative Fit Index)	0,94	$\geq 0,90$	Tốt
TLI (Tucker-Lewis Index)	0,93	$\geq 0,90$	Tốt
RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation)	0,045	< 0,08	Tốt
SRMR (Standardized Root Mean Square Residual)	0,035	< 0,08	Tốt

Nguồn: Tính toán từ dữ liệu khảo sát của nhóm tác giả bằng phần mềm Amos.

Từ kết quả trong Bảng 4, có thể thấy rằng tất cả các chỉ số đánh giá mức độ phù hợp của mô hình đều nằm trong ngưỡng chấp nhận, cho thấy mô hình có mức độ phù hợp tốt với dữ liệu thu thập. Đầu tiên, chỉ số Chi-square/df (χ^2/df), là chỉ số điều chỉnh của Chi-square theo bậc tự do, có giá trị 2,10, nhỏ hơn 3, chứng tỏ mô hình có mức độ phù hợp tốt. Tiếp theo, chỉ số CFI (Comparative Fit Index) đạt giá trị 0,94, cao hơn ngưỡng 0,90, cho thấy mô hình phù hợp rất tốt với dữ liệu bằng cách so sánh với mô hình null (mô hình không có quan hệ giữa các biến). Tương tự, chỉ số TLI (Tucker-Lewis Index) của nghiên cứu là 0,93, vượt qua ngưỡng 0,90, cũng chứng tỏ mô hình phù hợp tốt, đặc biệt khi đã điều chỉnh cho độ phức tạp của mô hình.

Chỉ số RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), đo lường mức độ sai số xấp xỉ trung bình trên một bậc tự do, có giá trị 0,045, thấp hơn 0,08, chỉ ra rằng mô hình có mức độ phù hợp tốt. Cuối cùng, chỉ số SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) đo lường sự khác biệt giữa các giá trị quan sát và ước lượng, với giá trị 0,035, thấp hơn ngưỡng 0,08, cho thấy mức độ phù hợp rất tốt của mô hình. Nhìn chung, tất cả các chỉ số phù hợp này cho thấy mô hình đo lường và mô hình cấu trúc được sử dụng trong nghiên cứu có sự phù hợp tốt với dữ liệu thu thập. Điều này cho phép tin tưởng rằng các giả thuyết nghiên cứu có thể được kiểm tra một cách đáng tin cậy, và các kết quả phân tích từ mô hình là hợp lý và có ý nghĩa.

4.4. Kết quả phân tích mô hình cấu trúc

Bảng 5 trình bày kết quả kiểm định các giả thuyết nghiên cứu thông qua mô hình cấu trúc tuyến tính (SEM). Các giả thuyết được kiểm định bằng cách phân tích các hệ số đường dẫn (path coefficients) giữa các biến tiềm ẩn và giá trị p (p-value) tương ứng để xác định mức độ ý nghĩa thống kê.

Bảng 5: Kết quả ước lượng các mối quan hệ trong mô hình cấu trúc

Giả thuyết	Hệ số đường dẫn (β)	Giá trị t	P-value	Kết luận
H1: BT → APE	0,60	6,20	<0,001	Chấp nhận
H2: BT → AQ	0,55	5,80	<0,001	Chấp nhận
H3: AI → APE	0,65	6,50	<0,001	Chấp nhận
H4: AI → AQ	0,60	6,00	<0,001	Chấp nhận
H5: APE → AQ	0,70	7,00	<0,001	Chấp nhận

Nguồn: Tính toán từ dữ liệu khảo sát của nhóm tác giả bằng phần mềm Amos.

Từ Bảng 5, có thể thấy rằng tất cả các mối quan hệ trong mô hình đều có ý nghĩa thống kê ở mức $p < 0,001$. Đầu tiên, giả thuyết H1 cho thấy Blockchain có ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả quy trình kiểm toán (APE), với hệ số đường dẫn $\beta = 0,35$ ($p < 0,001$). Kết quả này khẳng định rằng việc áp dụng công nghệ Blockchain giúp cải thiện hiệu quả quy trình kiểm toán, đặc biệt là trong việc tiết kiệm thời gian và tăng cường tính chính xác. Tiếp theo, giả thuyết H2 cho thấy Blockchain cũng có ảnh hưởng tích cực đến chất lượng kiểm toán (AQ), với hệ số đường dẫn $\beta = 0,28$ ($p < 0,01$). Điều này cho thấy rằng Blockchain không chỉ nâng cao hiệu quả quy trình mà còn cải thiện chất lượng tổng thể của kiểm toán, bao gồm tính minh bạch và độ tin cậy của các báo cáo tài chính.

Đối với giả thuyết H3, Trí tuệ nhân tạo (AI) có tác động mạnh mẽ đến hiệu quả quy trình kiểm toán (APE), với hệ số đường dẫn $\beta = 0,42$ ($p < 0,001$). AI góp phần tự động hóa các nhiệm vụ phức tạp và phân tích dữ liệu nhanh chóng, từ đó cải thiện đáng kể hiệu quả quy trình kiểm toán. Giả thuyết H4 tiếp tục khẳng định rằng trí tuệ nhân tạo có ảnh hưởng tích cực đến chất lượng kiểm toán (AQ), với hệ số đường dẫn $\beta = 0,38$ ($p < 0,001$). AI đóng vai trò quan trọng trong việc nâng cao khả năng phát hiện gian lận và hỗ trợ ra quyết định, giúp cải thiện chất lượng tổng thể của quy trình kiểm toán.

Cuối cùng, giả thuyết H5 cho thấy hiệu quả của quy trình kiểm toán (APE) có tác động mạnh mẽ đến chất lượng kiểm toán (AQ), với hệ số đường dẫn $\beta = 0,50$ ($p < 0,001$). Điều này chứng tỏ rằng một quy trình kiểm toán hiệu quả sẽ trực tiếp góp phần nâng cao chất lượng kiểm toán, bao gồm cả độ tin cậy và tính minh bạch của các báo cáo tài chính.

Từ các kết quả khảo sát, tất cả các giả thuyết nghiên cứu đều được chấp nhận với mức ý nghĩa thống kê cao. Kết quả này khẳng định rằng cả blockchain và trí tuệ nhân tạo đều đóng vai trò quan trọng trong việc cải thiện hiệu quả quy trình và chất lượng kiểm toán. Hơn nữa, hiệu quả quy trình kiểm toán đóng vai trò trung gian quan trọng trong việc cải thiện chất lượng kiểm toán tổng thể.

5. Kết luận và khuyến nghị

5.1. Kết luận

Nghiên cứu này đã đánh giá tác động của công nghệ blockchain và trí tuệ nhân tạo đến hiệu quả quy trình kiểm toán (APE) và chất lượng kiểm toán (AQ) tại các công ty kiểm toán độc lập ở Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy cả blockchain và trí tuệ nhân tạo đều có ảnh hưởng tích cực đến chất lượng kiểm toán, tương đồng với các nghiên cứu trước đó. Blockchain được chứng minh là một công nghệ giúp cải thiện tính minh bạch và khả năng truy xuất dữ liệu, từ đó giảm thiểu rủi ro gian lận và nâng cao độ tin cậy của báo cáo tài chính, như đã được nhấn mạnh bởi Alkafaji & cộng sự (2023). Gucciardi (2023) cũng nhấn mạnh vai trò của hợp đồng thông minh trong việc đảm bảo độ chính xác trong các giao dịch tài chính, phù hợp với phát hiện của nghiên cứu này về khả năng của blockchain trong việc nâng cao chất lượng kiểm toán.

Về phần trí tuệ nhân tạo, các nghiên cứu trước đây như của Samuel & cộng sự (2023) và (Patel, n.d.) đều chỉ ra rằng trí tuệ nhân tạo có vai trò quan trọng trong tự động hóa quy trình kiểm toán và phát hiện gian lận, điều này phù hợp với kết quả nghiên cứu hiện tại khi trí tuệ nhân tạo được xác định là một yếu tố quan trọng trong việc cải thiện hiệu quả và chất lượng kiểm toán. Trí tuệ nhân tạo không chỉ giúp phát hiện gian lận nhanh chóng mà còn tối ưu hóa các quy trình phân tích dữ liệu lớn, đóng góp đáng kể vào việc cải thiện chất lượng kiểm toán tổng thể.

Hơn nữa, nghiên cứu này đã chỉ ra rằng hiệu quả quy trình kiểm toán (APE) đóng vai trò trung gian quan trọng, qua đó blockchain và trí tuệ nhân tạo không chỉ tác động trực tiếp đến chất lượng kiểm toán mà còn thông qua việc cải thiện hiệu quả quy trình. Điều này phù hợp với phát hiện của Dowling & Leech (2007) và mở rộng thêm bằng cách chỉ rõ cách blockchain và trí tuệ nhân tạo tác động đến APE và từ đó gián tiếp nâng cao chất lượng kiểm toán.

5.2. Harmor ý chính sách

Dựa trên kết quả nghiên cứu, một số hàm ý chính sách được đề xuất nhằm hỗ trợ ứng dụng công nghệ blockchain và trí tuệ nhân tạo trong lĩnh vực kiểm toán. Trước hết, các cơ quan quản lý cần khuyến khích áp dụng công nghệ blockchain và trí tuệ nhân tạo bằng cách xây dựng chính sách hỗ trợ tài chính và tạo điều kiện thuận lợi cho các công ty kiểm toán tiếp cận và triển khai những công nghệ này. Các biện pháp có thể bao gồm ưu đãi về thuế hoặc tài chính cho những công ty đầu tư vào công nghệ mới, cùng với việc ban hành hướng dẫn để đảm bảo quy trình triển khai diễn ra suôn sẻ và hiệu quả.

Thứ hai, cần điều chỉnh và cập nhật các tiêu chuẩn kiểm toán hiện hành để phản ánh sự phát triển và ứng dụng của công nghệ blockchain và trí tuệ nhân tạo. Điều này sẽ đảm bảo quá trình kiểm toán diễn ra an toàn, minh bạch và đáp ứng các yêu cầu hiện đại của ngành. Các tiêu chuẩn mới cần phù hợp với xu hướng tiến bộ công nghệ, giúp các công ty kiểm toán tuân thủ tốt hơn các quy định trong môi trường công nghệ cao.

Cuối cùng, một trong những yêu cầu quan trọng là đào tạo nguồn nhân lực. Các cơ quan quản lý và tổ chức nghề nghiệp cần cung cấp chương trình đào tạo chuyên sâu về công nghệ blockchain và trí tuệ nhân tạo cho kiểm toán viên, nhằm đảm bảo họ có đủ kiến thức và kỹ năng để áp dụng các công nghệ này vào thực tiễn công việc, từ đó nâng cao chất lượng kiểm toán.

5.3. Khuyến nghị cho các công ty kiểm toán

Dựa trên những phát hiện từ nghiên cứu này, các công ty kiểm toán cần chú trọng vào việc ứng dụng công nghệ blockchain để tự động hóa quy trình kiểm toán. Công nghệ này có khả năng tăng cường tính minh bạch và truy xuất dữ liệu, đồng thời tự động hóa các bước trong quy trình, từ đó giảm thiểu sai sót và rủi ro trong quá trình kiểm toán. Việc đầu tư vào phát triển và triển khai hệ thống blockchain không chỉ nâng cao hiệu quả mà còn góp phần gia tăng tính tin cậy của các báo cáo tài chính.

Bên cạnh đó, các công ty kiểm toán cũng cần cân nhắc áp dụng trí tuệ nhân tạo để nâng cao chất lượng kiểm toán. Trí tuệ nhân tạo có khả năng phân tích dữ liệu lớn và phát hiện gian lận nhanh chóng, giúp kiểm toán viên ra quyết định một cách chính xác hơn. Việc tích hợp trí tuệ nhân tạo vào quy trình kiểm toán không chỉ tối ưu hóa nguồn lực mà còn giúp cải thiện khả năng phát hiện các vấn đề tiềm ẩn, từ đó nâng cao tính chính xác và độ tin cậy của quá trình kiểm toán.

Hơn nữa, việc kết hợp giữa blockchain và trí tuệ nhân tạo sẽ mang lại lợi thế lớn hơn cho các công ty kiểm toán. Sự kết hợp này giúp tăng cường tính an toàn, tự động hóa quy trình và tối ưu hóa tốc độ xử lý dữ liệu.

Các công ty cần phát triển các giải pháp tích hợp để khai thác tối đa những lợi thế của cả hai công nghệ, từ đó không chỉ cải thiện hiệu quả mà còn nâng cao chất lượng tổng thể của quy trình kiểm toán.

5.4. Hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo

Nghiên cứu hiện tại chủ yếu tập trung vào các công ty kiểm toán độc lập tại Việt Nam, do đó, tính khái quát có thể bị hạn chế khi áp dụng ở các quốc gia khác hoặc trong các tổ chức kiểm toán quy mô lớn. Nghiên cứu tương lai nên mở rộng phạm vi mẫu nghiên cứu và đánh giá các yếu tố khác nhau như chi phí triển khai và các rào cản văn hóa, kỹ thuật trong việc áp dụng blockchain và trí tuệ nhân tạo vào quy trình kiểm toán.

Ngoài ra, nghiên cứu cũng nên tập trung vào các yếu tố tổ chức và thể chế có ảnh hưởng đến hiệu quả ứng dụng công nghệ, từ đó đưa ra các biện pháp khắc phục nhằm nâng cao khả năng áp dụng công nghệ trong kiểm toán.

Tài liệu tham khảo

- Aitkazinov, A. (2023), ‘The role of artificial intelligence in auditing: Opportunities and challenges’, *International Journal of Research in Engineering, Science and Management*, 6(6), 117–119.
- Al-Ateeq, B., Sawan, N., Al-Hajaya, K., Altarawneh, M., & Al-Makhadmeh, A. (2022), ‘Big data analytics in auditing and the consequences for audit quality: A study using the technology acceptance model (TAM)’, *Corporate Governance and Organizational Behavior Review*, 6(1), 64-78, DOI: 10.22495/cgobrv6i1p5.
- Alkafaji, B.K.A., Dashtbayaz, M.L., & Salehi, M. (2023), ‘The Impact of Blockchain on the Quality of Accounting Information: An Iraqi Case Study’, *Risks*, 11(3), DOI: <https://doi.org/10.3390/risks11030058>.
- Bergstra, J., & Bengio, Y. (2012), ‘Random Search for Hyper-Parameter Optimization’, *Journal of Machine Learning Research*, 13, 281–305.
- Brown-Liburd, H., Issa, H., & Lombardi, D. (2015), ‘Behavioral Implications of Big Data’s Impact on Audit Judgment and Decision Making and Future Research Directions’, *Accounting Horizons*, 29, 150119134654004, DOI: <https://doi.org/10.2308/acch-51023>.
- Curtis, M.B., & Payne, E.A. (2008), ‘An Examination of Contextual Factors and Individual Characteristics Affecting Technology Implementation Decisions in Auditing’, *International Journal of Accounting Information Systems*, 9(2), 104–121, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.accinf.2008.04.002>.
- DeAngelo, L.E. (1981), ‘Auditor Size and Audit Quality’, *Journal of Accounting and Economics*, 3(3), 183–199, DOI: [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(81\)90002-1](https://doi.org/10.1016/0165-4101(81)90002-1)
- Dowling, C., & Leech, S.A. (2007), ‘Audit Support Systems and Decision Aids: Current Practice and Opportunities for Future Research’, *International Journal of Accounting Information Systems*, 8(2), 92–116, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.accinf.2007.02.001>.
- Francis, J.R. (2004), ‘What Do We Know About Audit Quality?’, *The British Accounting Review*, 36(4), 345–368, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.bar.2004.09.003>.
- Gucciardi, A. (2023), ‘Trustless contract management: A study on the benefits of blockchain-based smart contracts’, Master Thesis, Laurea, Politecnico di Torino.
- Hamza, M., Azfar, R.W., Mazher, K.M., Sultan, B., Maqsoom, A., Khahro, S.H., & Memon, Z.A. (2023), ‘Exploring Perceptions of the Adoption of Prefabricated Construction Technology in Pakistan Using the Technology Acceptance Model’, *Sustainability*, 15(10), DOI: <https://doi.org/10.3390/su15108281>.
- Jensen, M.C., & Meckling, W.H. (1976), ‘Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure’, *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360, DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X).
- Kabir, M.R.A., Sobhani, F., Mohamed, N., & Ashrafi, M. (2022), ‘Impact of integrity and internal audit transparency

-
- on audit quality: The moderating role of blockchain Technology', *Management & Accounting Review*, 21(1), 203-233.
- Kokina, J., & Davenport, T. (2017), 'The Emergence of Artificial Intelligence: How Automation is Changing Auditing', *Journal of Emerging Technologies in Accounting*, 14, <https://doi.org/10.2308/jeta-51730>.
- Kleinman, G., Lin, B.B., & Palmon, D. (2014), 'Audit quality: A cross-national comparison of audit regulatory regimes', *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 29(1), 61–87, DOI: <https://doi.org/10.1177/0148558X13516127>.
- Knechel, W.R. (2016), 'Audit Quality and Regulation', *International Journal of Auditing*, 20(3), 215–223, DOI: <https://doi.org/10.1111/ijau.12077>.
- Nakamoto, S. (n.d.). *Bitcoin: A Peer-to-Peer Electronic Cash System*. https://www.ussc.gov/sites/default/files/pdf/training/annual-national-training-seminar/2018/Emerging_Tech_Bitcoin_Crypto.pdf
- Patel, Rajesh & Khan, Fatima & Silva, Buddhika & Shaturaev, Jakhongir, 2023. "Unleashing the Potential of Artificial Intelligence in Auditing: A Comprehensive Exploration of its Multifaceted Impact," MPRA Paper 119616, University Library of Munich, Germany, revised 05 Dec 2023.
- Rosli, K., Yeow, P.H.P., & Siew, E.-G. (2012), 'Factors influencing audit technology acceptance by audit firms: A new I-TOE adoption framework', *Journal of Accounting and Auditing*, 2012, 1-11, DOI: <https://doi.org/10.5171/2012.876814>.
- Russell, S., & Norvig, P. (2010), *Artificial Intelligence: A Modern Approach (3rd Edition)*, Prentice Hall.
- Samuel, P., A.K., R., Rajesh, S., Murugesan, K., & A., K. (2023), 'AI-Based Big Data Algorithms and Machine Learning Techniques for Managing Data in E-Governance', In K. Saini, A. Mummoorthy, R. Chandrika, & N. Gowri Ganesh (Eds.), *AI, IoT, and Blockchain Breakthroughs in E-Governance*, 19-35, IGI Global Scientific Publishing, DOI: <https://doi.org/10.4018/978-1-6684-7697-0.ch002>.
- Yli-Huumo, J., Ko, D., Choi, S., Park, S., & Smolander, K. (2016), 'Where Is Current Research on Blockchain Technology? A Systematic Review', *PLOS ONE*, 11(10), e0163477, DOI: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0163477>.

Tác giả liên hệ: Lại Thị Thu Thủy | Email: laithuy@tmu.edu.vn

TÁC ĐỘNG CỦA BẤT ĐỊNH CHÍNH SÁCH KINH TẾ TOÀN CẦU ĐẾN CHI PHÍ VAY NGÂN HÀNG TẠI VIỆT NAM

Nguyễn Thị Ngọc Phượng

Viện Ngân hàng – Tài chính, Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: TS4472TC@st.neu.edu.vn

Nguyễn Xuân Thắng

Viện Đào tạo Sau đại học, Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: thangnx@neu.edu.vn

Mã bài: JED-2183

Ngày nhận: 27/12/2024

Ngày nhận bản sửa: 03/02/2025

Ngày duyệt đăng: 12/02/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2183

Tóm tắt:

Sử dụng dữ liệu từ 44 ngân hàng thương mại tại Việt Nam trong giai đoạn 2006–2022, nghiên cứu này xem xét tác động của bất định chính sách kinh tế toàn cầu đến chi phí vay ngân hàng tại Việt Nam. Kết quả hồi quy từ mô hình OLS với đa tác động cố định cho thấy rằng sự gia tăng bất định chính sách kinh tế toàn cầu làm tăng chi phí vay ngân hàng tại Việt Nam. Điều sâu vào mối quan hệ này, nghiên cứu phát hiện rằng chi phí vay ngân hàng tại Việt Nam chịu ảnh hưởng bởi sự gia tăng bất định chính sách kinh tế tại các đối tác thương mại chính của Việt Nam, bao gồm Hoa Kỳ, Châu Âu và Trung Quốc. Kết quả nghiên cứu không thay đổi khi phương pháp hồi quy GMM được sử dụng để khắc phục vấn đề nội sinh. Với vai trò quan trọng của chi phí vay ngân hàng trong nền kinh tế, nghiên cứu này cho thấy chi phí vay của doanh nghiệp và hộ gia đình tại Việt Nam chịu tác động đáng kể bởi các sự kiện kinh tế và chính trị lớn trên thế giới.

Từ khóa: Sự bất định trong chính sách kinh tế toàn cầu, định giá khoản vay, giá khoản vay, ước lượng GMM.

Mã JEL: D81, G10, E44.

The impact of global economic policy uncertainty on the cost of bank loans in Vietnam

Abstract:

Using a sample of 44 commercial banks in Vietnam over the period 2006–2022, this study examines the effects of global economic policy uncertainty on the cost of bank loans in Vietnam. The regression results indicate that elevated global economic policy uncertainty is associated with a higher cost of bank loans in Vietnam. Delving into this relationship, we detect that loan prices in Vietnam are influenced by rising economic policy uncertainty in major trading partners of Vietnam, including the United States, Europe, and China. Using a two-step system GMM approach, our findings are robust to endogeneity problems. Given the critical role of loan pricing in shaping real-sector performance, our results reveal that external financing costs in Vietnam have been significantly impacted by major global economic and political events, which have led to heightened economic policy uncertainty.

Keywords: Global economic policy uncertainty, loan pricing, loan prices, GMM estimations.

JEL Codes: D81, G10, E44.

1. Giới thiệu

Hướng đến mục tiêu trở thành quốc gia có mức thu nhập trung bình cao trước năm 2030 và trở thành một quốc gia phát triển, có thu nhập cao trước năm 2045, Việt Nam đã đặt mục tiêu đạt được tốc độ tăng trưởng kinh tế cao và bền vững (trên 7%) trong 20 năm tới. Tuy nhiên, sự bất định ngày càng gia tăng trong chính sách kinh tế toàn cầu, bắt nguồn từ nhiều sự kiện kinh tế, xã hội và chính trị, đã trở thành một thách thức đối với tăng trưởng (Nguyen & Vo, 2024). Cụ thể, trong hai thập kỷ vừa qua, sự bất định trong chính sách kinh tế toàn cầu đã tăng mạnh, được thúc đẩy bởi hàng loạt sự kiện kinh tế và chính trị lớn như Chiến tranh Vịnh lần II, cuộc Khủng hoảng Tài chính Toàn cầu năm 2008, các cuộc khủng hoảng nợ tại châu Âu, cuộc trung cầu dân ý Brexit, việc ông Donald Trump tranh cử tổng thống Hoa Kỳ, đại dịch COVID-19, và các xung đột đang diễn ra tại Ukraine, Trung Đông, cũng như căng thẳng leo thang ở Biển Đỏ. Mặc dù hội nhập quốc tế là một yếu tố then chốt trong tăng trưởng kinh tế và giảm nghèo ở Việt Nam trong ba thập kỷ vừa qua, sự hội nhập quốc tế sâu rộng cũng khiến nền kinh tế nội địa dễ bị tác động bởi các cú sốc kinh tế trên thị trường quốc tế trong các giai đoạn bất định chính sách kinh tế toàn cầu tăng cao (Cong & Quynh, 2023).

Bất định chính sách kinh tế toàn cầu đã được một số nghiên cứu trước đây chứng minh rằng là có ảnh hưởng tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam (Lam & cộng sự, 2024; Nguyen & Vo, 2024). Cụ thể, các tác giả này chỉ ra rằng sự bất định chính sách kinh tế toàn cầu làm suy giảm việc làm trong nước cũng như đầu tư và chi tiêu của chính phủ ở Việt Nam. Một hạn chế quan trọng trong các nghiên cứu trước đây về bất định chính sách kinh tế tại Việt Nam đó là chưa có nghiên cứu nào phân tích cách thức và mức độ tác động của bất định chính sách kinh tế toàn cầu đến việc định giá các khoản vay ngân hàng tại Việt Nam. Định giá khoản vay là một yếu tố quan trọng quyết định hiệu suất của khu vực nền kinh tế thực (Ashraf & Shen, 2019; Nguyen & cộng sự, 2023). Chi phí vay cao hơn khiến các doanh nghiệp ngần ngại đầu tư, các ngân hàng thu hẹp quy mô cho vay, và các hộ gia đình cắt giảm chi tiêu. Điều này dẫn đến sự suy giảm của tổng cầu và khiến cho tăng trưởng kinh tế chậm lại thậm chí suy thoái (Nguyen, 2022).

Nghiên cứu này giải quyết khoảng trống nghiên cứu quan trọng bên bằng cách xem xét tác động của sự bất định chính sách kinh tế toàn cầu đến việc định giá các khoản vay ngân hàng tại Việt Nam. Đóng góp mới của bài nghiên cứu này được trình bày trên hai phương diện sau đây. Về phương diện lý luận, nghiên cứu này giải thích cách thức mà bất định chính sách kinh tế toàn cầu ảnh hưởng đến chi phí vay ngân hàng ở Việt Nam. Về phương diện thực nghiệm, đây nghiên cứu đầu tiên xem xét sự thay đổi của chi phí vay ngân hàng tại Việt Nam khi bất định chính sách kinh tế toàn cầu tăng lên. Hơn nữa, đây cũng là nghiên cứu đầu tiên phân tích tác động của bất định chính sách kinh tế tại các quốc gia đối tác thương mại lớn của Việt Nam đến chi phí vay ngân hàng tại Việt Nam. Hiểu được cách thức chi phí các khoản vay ngân hàng tại Việt Nam bị ảnh hưởng bởi sự gia tăng bất định chính sách kinh tế toàn cầu và các cơ chế tác động là rất hữu ích đối với cả các nhà nghiên cứu và các nhà hoạch định chính sách để đưa ra các chính sách phù hợp trong các giai đoạn bất định chính sách kinh tế toàn cầu gia tăng.

Cấu trúc của bài nghiên cứu này như sau. Phần 2 trình bày tổng quan cơ sở lý thuyết và khung nghiên cứu. Phần 3 mô tả các biến được sử dụng và mô hình nghiên cứu. Phần 4 báo cáo kết quả nghiên cứu và thảo luận. Phần 5 kết luận và đưa ra các hàm ý chính sách.

2. Tổng quan nghiên cứu

Các nghiên cứu trước đây đã chỉ ra rằng chi phí vay ngân hàng được xác định bởi mức độ rủi ro của người vay (Ashraf & Shen, 2019; Nguyen & Ho, 2024). Trong cùng điều kiện, khi mức độ bất định của chính sách kinh tế gia tăng, ngân hàng sẽ áp dụng mức phí cao hơn đối với các doanh nghiệp có rủi ro mất khả năng thanh toán cao nhằm bù đắp cho rủi ro lớn hơn mà ngân hàng phải chịu (Nguyen & cộng sự, 2023). Do vậy, tác động của bất định chính sách kinh tế toàn cầu đối với chi phí vay ngân hàng tại Việt Nam phụ thuộc vào việc bất định chính sách kinh tế toàn cầu ảnh hưởng thế nào đến mức độ rủi ro của các doanh nghiệp tại Việt Nam. Tuy nhiên, chi phí vay ngân hàng cũng bị ảnh hưởng mạnh mẽ bởi lãi suất, cung tiền, và chu kỳ kinh tế. Để kiểm soát ảnh hưởng của lãi suất hoặc sự thay đổi của chính sách tiền tệ, các nghiên cứu trước đây đã đưa yếu tố lãi suất cho vay và gửi tiền vào mô hình nghiên cứu để kiểm soát. Do đó, sự thay đổi trong chi phí vay ngân hàng chỉ được thúc đẩy bởi rủi ro của người vay (Ashraf & Shen, 2019; Nguyen & Ho, 2024).

Có hai nguyên nhân mà bất định chính sách kinh tế toàn cầu có thể ảnh hưởng đến mức độ rủi ro của các doanh nghiệp tại Việt Nam. Thứ nhất, nhiều nghiên cứu đã nhấn mạnh rằng sự gia tăng bất định chính sách

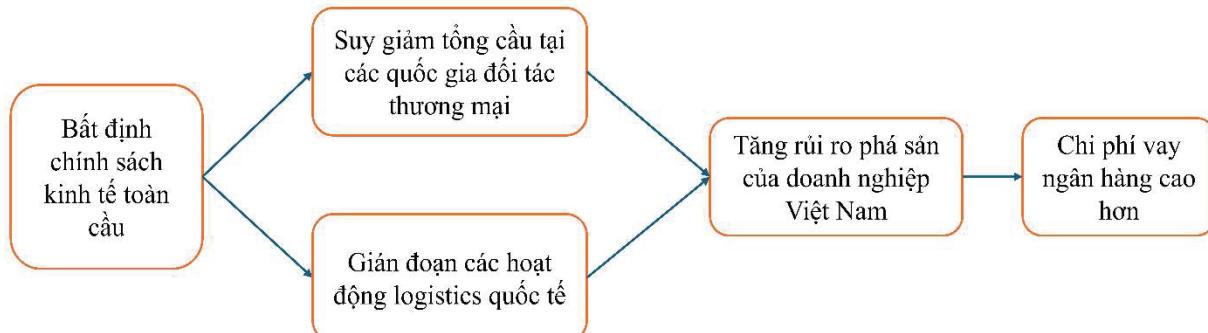
kinh tế kích hoạt các hiệu ứng phòng ngừa, làm suy giảm đầu tư doanh nghiệp và chi tiêu của hộ gia đình (Gulen & Ion, 2016; Nguyen, 2022). Cụ thể, các doanh nghiệp có xu hướng trì hoãn các khoản đầu tư vì họ không dự đoán được khả năng chính sách kinh tế trong tương lai thay đổi như thế nào, và ảnh hưởng của những thay đổi đó đến các dự án đầu tư của họ và nền kinh tế ra sao (Gulen & Ion, 2016; Meng & cộng sự, 2023). Nguyên nhân là do các dự án đầu tư không thể đảo ngược được hoặc chỉ có thể đảo ngược một phần (Pindyck, 1988). Một khi vốn đã được triển khai cho một dự án, như xây dựng nhà máy, mua sắm thiết bị chuyên dụng hoặc đầu tư vào nghiên cứu và phát triển, thì rất khó hoặc không thể thu hồi toàn bộ giá trị nếu doanh nghiệp quyết định từ bỏ dự án. Sự không thể đảo ngược này tạo ra mức độ rủi ro cao, khuyến khích các doanh nghiệp đánh giá cẩn thận sự bất định và lợi nhuận tiềm năng trước khi đưa ra quyết định đầu tư. Liên quan đến vấn đề này, lý thuyết quyền chọn thực (real option theory) cho rằng các doanh nghiệp sẽ trì hoãn quyết định đầu tư trong những thời kỳ bất định chính sách gia tăng và chờ đợi thêm thông tin (Nguyen, 2021). Tương tự, hiệu ứng tiết kiệm phòng ngừa ám chỉ rằng các hộ gia đình có xu hướng giữ nhiều tiền mặt hơn và cắt giảm chi tiêu vì họ lo ngại về cơ hội việc làm và thu nhập trong tương lai bị ảnh hưởng (Nguyen, 2022; Wu & Zhao, 2022).

Sự suy giảm đầu tư doanh nghiệp và chi tiêu của hộ gia đình làm giảm tổng cầu tại Hoa Kỳ và các đối tác thương mại lớn của Việt Nam. Cần lưu ý rằng Hoa Kỳ thường trực tiếp hoặc gián tiếp tham gia vào những sự kiện kinh tế và chính trị quan trọng, góp phần vào sự gia tăng bất định chính sách kinh tế toàn cầu. Khi Việt Nam ngày càng phụ thuộc vào xuất khẩu, sự suy giảm tổng cầu tại Hoa Kỳ và các đối tác thương mại lớn có thể kéo theo sự suy giảm tổng cầu tại Việt Nam. Điều này ảnh hưởng xấu đến kết quả kinh doanh của các doanh nghiệp tại Việt Nam và triển vọng tăng trưởng của họ đồng thời giải thích tại sao sự bất định chính sách kinh tế toàn cầu có thể khiến các doanh nghiệp tại Việt Nam phải đổi mới với rủi ro cao hơn.

Bất định chính sách kinh tế cũng có thể lan truyền và ảnh hưởng đến nhiều quốc gia. Một nghiên cứu gần đây của Caggiano & cộng sự (2017) đã phát hiện rằng sự bất định chính sách kinh tế ở Hoa Kỳ có ảnh hưởng mạnh mẽ đến mức độ bất định chính sách kinh tế ở Canada. Cụ thể, sự bất định chính sách kinh tế ở Canada phản ứng mạnh mẽ hơn với sự bất định ở Hoa Kỳ so với các yếu tố nội tại trong Canada. Khi bất định chính sách kinh tế ở Hoa Kỳ gia tăng, sự bất định ở Canada cũng tăng theo và tăng với cường độ mạnh hơn, dẫn đến sự suy giảm hoạt động kinh tế và gia tăng tỷ lệ thất nghiệp tại Canada. Tương tự, sự gia tăng bất định chính sách kinh tế toàn cầu cũng có thể làm tăng mức độ rủi ro của các doanh nghiệp tại Việt Nam, khiến các ngân hàng tăng lãi suất cho vay để bù đắp rủi ro.

Thứ hai, sự bất định chính sách kinh tế toàn cầu có thể dẫn đến sự gián đoạn các hoạt động logistics quốc tế (Drakos & Tsouknlidis, 2023). Một ví dụ điển hình là sự gián đoạn chuỗi cung ứng do sự gia tăng bất định chính sách kinh tế ở các nền kinh tế lớn, gây ảnh hưởng đáng kể đến các nền kinh tế của các quốc gia nhỏ hơn. Nguyen & Le (2022) giải thích sự lan truyền rủi ro trong hệ thống logistics và nhấn mạnh rằng các cú sốc về tổng cầu do sự gia tăng bất định chính sách kinh tế toàn cầu có thể làm sai lệch luồng thông tin từ thượng nguồn đến hạ nguồn, gây ra «hiệu ứng Bullwhip» trong chuỗi cung ứng. Vấn đề này phát sinh khi các doanh nghiệp thượng nguồn, chẳng hạn như các nhà sản xuất và nhà cung cấp, không thể dự đoán và đánh giá chính xác nhu cầu của khách hàng, dẫn đến việc chuẩn bị hàng hóa không đầy đủ. Hậu quả là các doanh nghiệp phản ứng thái quá với nhu cầu của khách hàng, dẫn đến hành vi đặt hàng và tích trữ hỗn loạn của các doanh nghiệp hạ nguồn, chẳng hạn như các nhà phân phối, kho bãi, và doanh nghiệp vận tải. Điều này khiến cả doanh nghiệp thượng nguồn và hạ nguồn đổi mới với nhiều vấn đề, bao gồm vấn đề quản lý tồn kho, giảm

Hình 1. Khung lý thuyết



chất lượng dịch vụ khách hàng, sai sót trong dự báo kế hoạch sản xuất, và vận tải không hiệu quả. Do đó, các hoạt động logistics liên quan đến việc giao hàng hóa và dịch vụ cho khách hàng bị ảnh hưởng tiêu cực.

Các nền kinh tế nhỏ và mỏ thường bị ảnh hưởng mạnh mẽ bởi các cú sốc lớn từ bên ngoài và ít bị ảnh hưởng bởi các cú sốc nội bộ bởi vì các hoạt động xuất nhập khẩu và dòng vốn đầu tư nước ngoài vào các nền kinh tế này thường phụ thuộc nhiều vào các quốc gia đối tác lớn (Caggiano & cộng sự, 2017). Khi một nền kinh tế lớn gặp khó khăn, các hoạt động xuất khẩu và nhập khẩu của các quốc gia nhỏ hơn thường ngay lập tức bị ảnh hưởng. Điều này dẫn đến nhiều hệ quả cho các nền kinh tế nhỏ và mỏ (Nguyen & Le, 2024). Do đó, các ngân hàng nâng cao chi phí vay ngân hàng để bù đắp cho việc chịu thêm rủi ro.

Dựa trên những luận điểm nêu trên, tác động của bất định chính sách kinh tế toàn cầu đến chi phí vay ngân hàng của doanh nghiệp tại Việt Nam có thể được tổng hợp trong khung lý thuyết như trình bày trong Hình 1.

3. Dữ liệu và mô hình nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Nghiên cứu này sử dụng mẫu gồm 44 ngân hàng thương mại tại Việt Nam trong giai đoạn 2006–2022. Để các ước lượng trở nên đáng tin cậy hơn, mỗi ngân hàng phải có ít nhất ba quan sát liên tiếp. Dữ liệu về ngân hàng thương mại được thu thập từ cơ sở dữ liệu Orbis. Theo Ashraf & Shen (2019) và Nguyen & Ho (2024), chi phí trung bình của các khoản vay ngân hàng được đo lường bằng tỷ lệ thu nhập từ lãi trên tổng dư nợ cho vay. Tỷ lệ này đại diện cho lãi suất trung bình mà một ngân hàng thương mại áp dụng đối với danh mục cho vay của mình. Dữ liệu về mức độ bất định chính sách kinh tế toàn cầu và các đối tác thương mại lớn của Việt Nam được lấy từ Baker & cộng sự (2016). Để dễ dàng giải thích hệ số hồi quy, nghiên cứu này chuẩn hóa các chỉ số bất định chính sách kinh tế. Ngoài ra, nghiên cứu này cũng thêm vào mô hình nghiên cứu các biến kiểm soát ở cấp ngân hàng và vĩ mô để kiểm soát tác động của chúng đến chi phí vay ngân hàng. Dữ liệu của các biến này được thu thập chủ yếu từ cơ sở dữ liệu World Development Indicators (WDI) của Ngân hàng Thế giới và International Financial Statistics (IFS) của Quỹ Tiền tệ Thế giới. Vì dữ liệu ngân hàng có nhiều điểm dữ liệu ngoại lai, tất cả các biến về ngân hàng đã lọc bỏ các giá trị bất thường bé hơn phân vị thứ nhất và lớn hơn phân位 thứ 99 trong chuỗi dữ liệu.

Bảng 1. Định nghĩa và nguồn dữ liệu

Biến số	Định nghĩa	Nguồn
Biến phụ thuộc		
<i>Loan prices</i>	Tỷ lệ thu nhập lãi trên tổng số khoản vay.	Orbis
Các biến độc lập chính		
<i>GEPU</i>	Mức độ bất định chính sách kinh tế toàn cầu	Baker & cộng sự (2016)
<i>USA_EPU</i>	Mức độ bất định chính sách kinh tế cho Hoa Kỳ	Baker & cộng sự (2016)
<i>EUR_EPU</i>	Mức độ bất định chính sách kinh tế cho Châu Âu	Baker & cộng sự (2016)
<i>CHN_EPU</i>	Mức độ bất định chính sách kinh tế cho Trung Quốc	Baker & cộng sự (2016)
<i>KOR_EPU</i>	Mức độ bất định chính sách kinh tế cho Hàn Quốc	Baker & cộng sự (2016)
<i>JPN_EPU</i>	Mức độ bất định chính sách kinh tế cho Nhật Bản	Baker & cộng sự (2016)
Các biến kiểm soát cấp ngân hàng		
<i>Size</i>	Logarit tự nhiên của tổng tài sản ngân hàng	Orbis
<i>ROA</i>	Tỷ lệ lợi nhuận trên tổng tài sản trung bình	Orbis
<i>Equity</i>	Tỷ lệ vốn chủ sở hữu ngân hàng trên tổng tài sản	Orbis
<i>Debt_costs</i>	Tỷ lệ lãi phải trả trên nợ vay của ngân hàng	Orbis
<i>LnZscores</i>	Logarit tự nhiên của Z-scores, đo lường mức độ rủi ro phá sản của ngân hàng. Các giá trị Z-scores cao hơn chỉ ra mức độ rủi ro phá sản của ngân hàng thấp hơn và ngược lại. Zscores = $(ROA+ETA)/SDROA$ trong đó SDROA là độ lệch chuẩn của ROA.	Orbis
Biến kiểm soát vĩ mô		
<i>Deposite_rate</i>	Lãi suất tiền gửi bình quân	IFS
<i>Lending_rate</i>	Lãi suất cho vay bình quân	IFS
<i>Credit_growth</i>	Tỷ lệ tăng trưởng tín dụng	WDI
<i>Concentration</i>	Tỷ trọng tài sản của năm ngân hàng lớn nhất trên tổng tài sản của ngành ngân hàng.	WDI

Mô hình nghiên cứu được xây dựng để nắm bắt sự thay đổi trong chi phí vay ngân hàng do thay đổi mức độ rủi ro của người vay. Tuy nhiên, chi phí vay ngân hàng có thể bị ảnh hưởng bởi chi phí huy động vốn của ngân hàng và các thay đổi trong chính sách tiền tệ. Do đó, việc kiểm soát các yếu tố này là rất quan trọng

để đảm bảo rằng kết quả nghiên cứu chỉ được thúc đẩy bởi hồ sơ rủi ro của người vay. Theo Ashraf & Shen (2019) và Nguyen & Ho (2024), lãi suất tiền gửi và lãi suất cho vay là hai biến kiểm soát quan trọng được đưa vào tất cả các hồi quy để kiểm soát sự ảnh hưởng của lãi suất và sự thay đổi cung tiền trong nền kinh tế. Đối với chi phí huy động vốn của ngân hàng, để kiểm soát chi phí vay của ngân hàng, tỷ lệ lãi phải trả trên nợ vay của ngân hàng được thêm vào mô hình.Thêm vào đó, nghiên cứu này kiểm soát chi phí huy động vốn từ cổ đông bằng cách đưa vào mô hình tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản.

Định nghĩa của tất cả các biến được sử dụng được báo cáo trong Bảng 1. Bảng 2 báo cáo thống kê mô tả của các biến. Nhìn chung, tỷ lệ lãi suất trung bình mà các ngân hàng thương mại ở Việt Nam áp dụng cho danh mục cho vay của họ là 7,38%.

Bảng 2. Thống kê mô tả

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
<i>Loan_prices</i>	519	7,38	2,18	0,39	25,00
<i>GEPUs</i>	519	170,22	56,47	62,80	320,89
<i>USA_EPU</i>	519	125,03	33,42	71,33	242,99
<i>EUR_EPU</i>	519	203,55	48,89	76,95	274,78
<i>CHN_EPU</i>	519	252,62	223,61	10,73	687,62
<i>KOR_EPU</i>	519	159,89	44,71	68,64	257,36
<i>JPN_EPU</i>	519	113,13	21,18	65,15	146,44
<i>Size</i>	519	14,10	2,33	8,00	18,00
<i>ROA</i>	519	1,09	1,10	-6,00	6,00
<i>Equity</i>	519	11,79	10,66	0,00	72,00
<i>Debt_costs</i>	519	9,66	3,03	0,00	15,10
<i>LnZscores</i>	517	3,16	1,17	1,12	7,00
<i>Deposites_rate</i>	519	5,69	2,35	3,38	13,99
<i>Lending_rate</i>	519	8,41	2,38	6,96	16,95
<i>Credit_growth</i>	519	5,27	7,73	-12,55	31,03
<i>Concentration</i>	519	54,74	5,16	49,00	70,00

3.2. Mô hình kinh tế lượng

Nghiên cứu này sử dụng mô hình sau để phân tích tác động của bất định chính sách kinh tế toàn cầu đến chi phí vay ngân hàng tại Việt Nam.

$$LC_{i,t} = \alpha_0 + \beta GEPUs_{t-1} + \gamma Bank_{i,t-1} + \delta Macroeconomics_{t-1} + FE + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

trong đó, i và t lần lượt đại diện cho ngân hàng và năm; *GEPUs* là bất định chính sách kinh tế toàn cầu; *Bank* đại diện cho các biến kiểm soát ở cấp độ ngân hàng; *Macroeconomics* là các biến kiểm soát về kinh tế vĩ mô; *FE* bao gồm hiệu ứng cố định của ngân hàng (*Bank FE*) và hiệu ứng cố định của ngân hàng niêm yết (*Listing FE*); β , γ và δ là các hệ số hồi quy cần ước lượng; α là hằng số; và ε là sai số thông thường. Các biến giải thích được sử dụng với độ trễ một kỳ (năm) để giảm thiểu các vấn đề về nội sinh. Vì *GEPUs* và các biến kiểm soát vĩ mô chỉ biến động theo thời gian (năm), nghiên cứu này không kiểm soát hiệu ứng cố định theo thời gian vì điều này gây ra hiện tượng đa cộng tuyến hoàn hảo. Trong suốt nghiên cứu này, sai số chuẩn được *cluster* theo cấp độ ngân hàng và năm.

4. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm

4.1. Bất định chính sách kinh tế toàn cầu và chi phí vay ngân hàng tại Việt Nam

Bảng 3 báo cáo kết quả chính của nghiên cứu này về mối quan hệ giữa bất định chính sách kinh tế toàn cầu và chi phí vay ngân hàng tại Việt Nam. Các hệ số hồi quy của biến *GEPUs* trong ba mô hình đều có giá trị dương và có ý nghĩa thống kê, cho thấy rằng các ngân hàng tại Việt Nam tăng lãi suất cho vay khi bất định chính sách kinh tế toàn cầu tăng lên. Kết quả này không thay đổi khi chỉ kiểm soát hiệu ứng cố định của ngân hàng (Cột 1) và sai số chuẩn được *cluster* ở cấp độ ngân hàng (Cột 2), cho thấy kết quả nghiên cứu

có tính nhất quán đối với các cấu trúc sai số chuẩn khác nhau.

Bảng 3. Sự bát định chính sách kinh tế toàn cầu và định giá vay mượn

	(1)	(2)	(3)
<i>GEPU</i>	0,571** (0,266)	0,573* (0,331)	0,573** (0,266)
<i>Size</i>	-0,267* (0,152)	-0,289*** (0,0923)	-0,289* (0,165)
<i>ROA</i>	0,562*** (0,203)	0,555*** (0,129)	0,555*** (0,201)
<i>Equity</i>	0,0138 (0,0240)	0,0146 (0,0167)	0,0146 (0,0247)
<i>Debt cost</i>	0,0391*** (0,0110)	0,0392*** (0,0118)	0,0392*** (0,0106)
<i>LnZscores</i>	-0,207*** (0,0621)	-0,203*** (0,0625)	-0,203*** (0,0654)
<i>Deposit_rate</i>	0,810*** (0,304)	0,824** (0,324)	0,824*** (0,296)
<i>Lending_rate</i>	-0,628** (0,275)	-0,647** (0,284)	-0,647** (0,262)
<i>Credit_growth</i>	-0,0279* (0,0148)	-0,0277** (0,0138)	-0,0277* (0,0148)
<i>Concentration</i>	0,0562 (0,0354)	0,0546 (0,0455)	0,0546 (0,0354)
Hàng số	5,615* (2,948)	6,061* (3,213)	7,292** (2,923)
Số quan sát	519	519	519
Hệ số xác định (R^2)	0,424	0,425	0,425
Listing FE	Không	Có	Có
Bank FE	Có	Có	Có
Cluster	Bank & Year	Bank	Bank & Year

Ghi chú: ***, ** và * lần lượt là mức độ ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

Về mặt độ lớn, khi các yếu tố khác trong mô hình được giữ nguyên, việc tăng *GEPU* một độ lệch chuẩn so với giá trị trung bình của nó – tương đương với mức tăng 33,17% (56,47/170,22) – làm tăng lãi suất cho vay bình quân của các ngân hàng tại Việt Nam lên thêm 0,19% (0,3317 × 0,573). Biết rằng chi phí vay ngân hàng bình quân trong mẫu là 7,38%, mức độ tác động này tương đương với mức tăng 2,57% (0,19/0,738), một sự thay đổi đáng kể. Giải thích chính cho kết quả này là các ngân hàng thương mại ở Việt Nam tăng chi phí cho vay để bù đắp cho việc chịu rủi ro cao hơn khi cho vay trong giai đoạn bát định chính sách kinh tế toàn cầu tăng cao. Cụ thể, bát định chính sách kinh tế toàn cầu có thể ảnh hưởng đến tổng cầu trên thị trường quốc tế, từ đó lan tỏa tới các quốc gia xuất khẩu như Việt Nam (Caggiano & cộng sự, 2017; Nguyen & Le, 2024). Sự lan truyền này tác động tiêu cực đến kết quả kinh doanh của các doanh nghiệp trong nước. Hơn nữa, sự gia tăng bát định chính sách kinh tế toàn cầu có thể làm gián đoạn hoạt động logistics giữa các quốc gia, ảnh hưởng tiêu cực đến hoạt động kinh doanh các doanh nghiệp tại các quốc gia phụ thuộc nhiều vào hoạt động xuất khẩu (Drakos & Tsouknidis, 2023). Các tác động này khiến các ngân hàng tăng lãi suất cho vay để bù đắp rủi ro khi cho vay (Ashraf & Shen, 2019; Nguyen & Ho, 2024).

4.2. Ảnh hưởng của các đối tác thương mại của Việt Nam

Các ngân hàng tại Việt Nam tăng chi phí vay vì doanh nghiệp dễ bị tổn thương trước các cú sốc từ thị trường quốc tế khi bát định chính sách kinh tế toàn cầu cao. Điều này xuất phát từ những tác động bất lợi của bát định chính sách kinh tế toàn cầu đối với hoạt động thương mại của các doanh nghiệp Việt Nam. Vì lý do này, việc tìm hiểu ảnh hưởng của sự gia tăng bát định chính sách kinh tế tại các đối tác thương mại lớn của Việt Nam là rất quan trọng. Cần nhấn mạnh rằng một quốc gia có thể bị ảnh hưởng nhiều hơn bởi các cú sốc từ thị trường quốc tế so với các cú sốc kinh tế trong nước, đặc biệt là những quốc gia phụ thuộc nhiều vào xuất khẩu.

Bảng 4 báo cáo tác động của bát định chính sách kinh tế tại Hoa Kỳ, Châu Âu, Trung Quốc, Nhật Bản và Hàn Quốc – những đối tác thương mại lớn của Việt Nam – đối với chi phí vay ngân hàng trung bình ở Việt Nam. Hệ số hồi quy của biến *USE_EPU* và *EUR_EPU* là dương và có ý nghĩa thống kê, cho thấy rằng sự gia tăng bát định chính sách kinh tế ở Hoa Kỳ và Châu Âu dẫn đến chi phí vay ngân hàng bình quân tại Việt

Nam trở nên cao hơn. Điều này là vì Hoa Kỳ và Châu Âu là hai thị trường xuất khẩu quan trọng nhất của các doanh nghiệp Việt Nam. Cụ thể, theo Tổng cục Thống kê Việt Nam, xuất khẩu sang Hoa Kỳ chiếm khoảng 50% tổng kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam trong năm 2022. Hoa Kỳ và Châu Âu là hai thị trường chủ chốt mà Việt Nam thường xuyên có thặng dư cán cân thanh toán. Vì lý do này, các cú sốc kinh tế từ các thị trường này có thể lan truyền sang Việt Nam và khiến các doanh nghiệp trong nước đối mặt với nguy cơ mất khả năng thanh toán cao hơn. Do vậy, các ngân hàng tại Việt Nam phải tăng chi phí cho vay để bù đắp rủi ro.

Đối với Trung Quốc, quốc gia có chung một phần đường biên giới và có mối quan hệ kinh tế lớn với Việt Nam, nghiên cứu này chỉ ra rằng sự gia tăng sự bất định chính sách kinh tế ở Trung Quốc dẫn đến mức giá vay cao hơn ở Việt Nam. Xem xét các hoạt động thương mại giữa Việt Nam và Trung Quốc, dựa trên dữ liệu từ WTO, xuất khẩu sang Trung Quốc chiếm khoảng 15% tổng xuất khẩu của Việt Nam trong năm 2022. Ngược lại, nhập khẩu từ Trung Quốc chiếm gần 39% tổng nhập khẩu của Việt Nam trong cùng năm. Những bằng chứng này cho thấy rằng các cú sốc tổng cầu ở Trung Quốc có thể ảnh hưởng đáng kể đến chi phí vay ngân hàng trung bình ở Việt Nam vì các doanh nghiệp Việt Nam có mức độ phụ thuộc cao vào nhu cầu từ Trung Quốc.

Ngược lại, sự bất định chính sách kinh tế từ Nhật Bản và Hàn Quốc không thể hiện là yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến chi phí vay ngân hàng ở Việt Nam. Đối với Hàn Quốc và Nhật Bản, xuất khẩu sang hai thị trường này đóng góp hơn 12% tổng xuất khẩu của Việt Nam trong năm 2022. So với Hoa Kỳ, Châu Âu, và Trung Quốc, xuất khẩu sang Nhật Bản và Hàn Quốc nhỏ hơn rất nhiều. Do đó, các cú sốc tổng cầu từ Nhật Bản và Hàn Quốc có thể không có ảnh hưởng đáng kể đến các doanh nghiệp tại Việt Nam.

Bảng 4. Bất định chính sách kinh tế tại các đối tác thương mại chính của Việt Nam

	Hoa Kỳ (1)	Châu Âu (2)	Trung Quốc (3)	Nhật Bản (4)	Hàn Quốc (5)
USA_EPU	0,283** (0,139)				
EUR_EPU		0,368*** (0,131)			
CHN_EPU			0,222** (0,102)		
JPN_EPU				0,0967 (0,0839)	
KOR_EPU					0,134 (0,110)
Size	-0,293* (0,166)	-0,281* (0,164)	-0,292* (0,164)	-0,285* (0,165)	-0,286* (0,165)
ROA	0,559*** (0,201)	0,549*** (0,200)	0,560*** (0,201)	0,551*** (0,201)	0,556*** (0,201)
Equity	0,0140 (0,0247)	0,0157 (0,0246)	0,0151 (0,0247)	0,0154 (0,0247)	0,0154 (0,0245)
Debt cost	0,0397*** (0,0121)	0,0394*** (0,0120)	0,0390*** (0,0121)	0,0393*** (0,0121)	0,0394*** (0,0120)
LnZscores	-0,198*** (0,0541)	-0,211*** (0,0566)	-0,213*** (0,0568)	-0,204*** (0,0566)	-0,209*** (0,0566)
Deposit_rate	0,600*** (0,219)	0,314** (0,133)	0,381*** (0,139)	0,345** (0,137)	0,439*** (0,158)
Lending_rate	-0,518** (0,214)	-0,176 (0,140)	-0,309** (0,153)	-0,260* (0,149)	-0,336** (0,169)
Credit_growth	-0,0233* (0,0140)	-0,0243* (0,0142)	-0,0262* (0,0145)	-0,0250* (0,0144)	-0,0254* (0,0144)
Concentration	0,0122 (0,0205)	0,0148 (0,0201)	-0,0146 (0,0230)	0,00666 (0,0189)	0,0198 (0,0235)
Hàng số	10,11*** (2,890)	8,283*** (2,821)	11,22*** (2,963)	9,586*** (2,877)	8,983*** (2,917)
Số quan sát	519	519	519	519	519
Hệ số xác định (R^2)	0,425	0,427	0,422	0,422	0,422
Listing FE	Có	Có	Có	Có	Có
Bank FE	Có	Có	Có	Có	Có

Ghi chú: ***, ** và * là lần lượt chỉ mức độ ý nghĩa ở mức 1%, 5% và 10%.

4.3. Giảm thiểu vấn đề nội sinh

Một vấn đề về kinh tế lượng trong nghiên cứu này là sự ảnh hưởng của các vấn đề biến nội sinh đối với kết quả nghiên cứu chính. Chi phí vay ngân hàng bình quân có xu hướng ít biến đổi theo thời gian (giá trị của độ lệch chuẩn của biến *Loan_prices* trong Bảng 2 tương đối nhỏ). Điều này dẫn đến mối lo ngại rằng biến phụ thuộc có thể mang tính xu thế theo thời gian. Do đó, việc đưa biến độ trễ của biến phụ thuộc vào mô hình hồi quy là cần thiết để giảm thiểu vấn đề bỏ sót biến (omitted variable bias) (Bermpeh & cộng sự, 2018). Bên cạnh đó, mối quan hệ phức tạp giữa các biến giải thích có thể gây ra nhiều vấn đề ảnh hưởng đến mô hình nghiên cứu. Nghiên cứu này sử dụng phương pháp hồi quy GMM để giải quyết các vấn đề về biến nội sinh. Mô hình GMM cũng cho phép thêm biến độ trễ của biến phụ thuộc vào mô hình hồi quy mà không làm sai lệch các ước lượng OLS. Phương pháp GMM phù hợp với mẫu nghiên cứu vì nó được thiết kế cho các cấu trúc dữ liệu bảng lớn với N (số ngân hàng) $> T$ (số thời kỳ).

Bảng 5 báo cáo tác động của bất định chính sách kinh tế toàn cầu và bất định chính sách kinh tế từ các đối tác xuất khẩu chính của Việt Nam đến chi phí vay ngân hàng bình quân tại Việt Nam bằng phương pháp GMM. Biến độ trễ của biến phụ thuộc (*L.Loan_prices*) có hệ số hồi quy dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% trong tất cả các phương trình hồi quy, khẳng định sự cần thiết phải thêm biến độ trễ của biến phụ thuộc vào mô hình nghiên cứu và đồng thời chứng minh tính hợp lệ của mô hình GMM. Kết quả từ các kiểm định AR(2) và Hansen *J* đều cao hơn 0,1, cho thấy rằng các biến công cụ là hợp lệ. Số lượng công cụ được sử

Bảng 5. Sự bất định chính sách kinh tế toàn cầu và giá cả vay tại Việt Nam: Ước lượng GMM

	Toàn cầu (1)	Hoa Kỳ (2)	Châu Âu (3)	Trung Quốc (4)
<i>L.Loan_prices</i>	0,733*** (0,135)	0,670*** (0,116)	0,697*** (0,139)	0,700*** (0,114)
<i>GEPU</i>	0,312*** (0,101)			
<i>USA_EPU</i>		0,149** (0,0748)		
<i>EUR_EPU</i>			0,466*** (0,126)	
<i>CHN_EPU</i>				0,183** (0,0734)
<i>Size</i>	-0,120* (0,0712)	-0,112* (0,0653)	-0,116* (0,0670)	-0,145* (0,0766)
<i>ROA</i>	0,487*** (0,154)	0,415*** (0,140)	0,425*** (0,139)	0,475*** (0,124)
<i>Equity</i>	-0,0211* (0,0120)	-0,0253** (0,0115)	-0,0295** (0,0123)	-0,0241* (0,0125)
<i>Debt cost</i>	0,0499*** (0,0156)	0,0383*** (0,0108)	0,0312*** (0,0113)	0,0426*** (0,0127)
<i>LnZscores</i>	-0,196*** (0,0682)	-0,175** (0,0688)	-0,145** (0,0662)	-0,175*** (0,0637)
<i>Deposit_rate</i>	0,378** (0,160)	0,333*** (0,107)	0,328*** (0,123)	0,376** (0,183)
<i>Lending_rate</i>	-0,474*** (0,164)	-0,331*** (0,101)	-0,549** (0,224)	-0,380** (0,183)
<i>Credit_growth</i>	-0,0178 (0,0153)	-0,00896 (0,0117)	-0,0995 (0,0161)	-0,0244 (0,0148)
<i>Concentration</i>	-0,00278 (0,0180)	-0,0505*** (0,0156)	-0,0209 (0,0127)	-0,0107 (0,0177)
Hàng số	6,205*** (2,106)	5,348*** (1,478)	6,809*** (2,096)	6,358*** (2,062)
Số quan sát	518	518	518	518
Số biến công cụ	35	35	35	35
AR(2)	0,578	0,468	0,720	0,528
Hansen <i>J</i>	0,163	0,211	0,141	0,339
Listing FE	Có	Có	Có	Có

Ghi chú: Sai số chuẩn mạnh được báo cáo trong dấu ngoặc đơn. ***, **, và * lần lượt chỉ mức độ ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

dụng cũng nhỏ hơn số lượng các ngân hàng và số lượng quan sát. Dựa trên những kết quả này, có thể khẳng định rằng các ước lượng GMM là đáng tin cậy. Các hệ số hồi quy của tất cả các biến về bất định chính sách kinh tế đều dương và có ý nghĩa thống kê, phù hợp với kết quả nghiên cứu đã trình bày trước đó. Điều này cho thấy kết luận về tác động của bất định chính sách kinh tế toàn cầu và bất định chính sách kinh tế từ Hoa Kỳ, châu Âu và Trung Quốc đối với chi phí vay ngân hàng bình quân tại Việt Nam không bị sai lệch do vấn đề nội sinh nghiêm trọng.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Mục tiêu chính của nghiên cứu này là phân tích tác động của bất định chính sách kinh tế toàn cầu đối với chi phí vay ngân hàng tại Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy rằng sự gia tăng bất định chính sách kinh tế toàn cầu làm tăng lãi suất cho vay tại Việt Nam. Khi đào sâu hơn về bất định chính sách kinh tế toàn cầu, nghiên cứu này cho thấy rằng việc bất định chính sách kinh tế tại các quốc gia đối tác xuất khẩu chính của Việt Nam, bao gồm Hoa Kỳ, châu Âu và Trung Quốc đều dẫn đến chi phí vay ngân hàng cao hơn tại Việt Nam.

Dựa trên thực tế rằng chi phí vay ngân hàng đóng vai trò quan trọng trong việc thúc đẩy sự phát triển của nền kinh tế, nghiên cứu này đưa ra một số hàm ý chính sách dựa trên kết quả nghiên cứu thực nghiệm như sau. Thứ nhất, Chính phủ và Ngân hàng Nhà nước Việt Nam nên phát triển các công cụ dự báo để theo dõi và đánh giá tác động của bất định chính sách kinh tế toàn cầu, đặc biệt từ các đối tác thương mại lớn như Hoa Kỳ, châu Âu và Trung Quốc. Điều này giúp các nhà hoạch định chính sách chủ động ứng phó, giảm thiểu tác động bất lợi đến chi phí vay ngân hàng. Thứ hai, Việt Nam cần giảm phụ thuộc vào một số ít đối tác xuất khẩu lớn bằng cách mở rộng và đa dạng hóa thị trường xuất khẩu sang các quốc gia khác. Thứ ba, các cơ quan quản lý cần tập trung vào việc nâng cao năng lực quản trị rủi ro của các ngân hàng thương mại, nhằm giảm sự nhạy cảm của lãi suất cho vay đối với các yếu tố bất định từ bên ngoài.

Tài liệu tham khảo

- Ashraf, B. A., & Shen, Y. (2019), ‘Economic policy uncertainty and banks’ loan pricing’, *Journal of Financial Stability*, 44, 100695.
- Baker, S. R., Bloom, N., Davis, S. J. (2016), ‘Measuring economic policy uncertainty’, *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636.
- Bermpei, T., Kalyvas, A., & Nguyen, T. C. (2018), ‘Does institutional quality condition the effect of bank regulations and supervision on bank stability? Evidence from emerging and developing economies’, *International Review of Financial Analysis*, 59, 255–275.
- Caggiano, G., Castelnuovo, E., & Figueres, J. M. (2017), ‘Economic policy uncertainty and unemployment in the United States: A nonlinear approach’, *Economics Letters*, 151, 31–34.
- Cong, N. T., & Quynh, T. T. (2023), ‘Tác động của mức độ mở cửa thị trường đến xác suất xảy ra khủng hoảng tài chính’, *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 314, 13–23.
- Drakos, K., & Tsouknidis, D. (2023), ‘Investment under uncertainty and irreversibility: Evidence from the shipping markets’, *International Journal of Finance and Economics*, 29(2), 2139–2154.
- Gulen, H., & Ion, M. (2016), ‘Policy uncertainty and corporate investment’, *Review of Financial Studies*, 29(3), 523–564.
- Lam, H. T., Trinh, H. K. B., Hoai, N. T. M., Nghia, P. T., & My, B. H. (2024), ‘The economic policy uncertainty, oil price volatility and economic growth of Vietnam’, *VNU Journal of Economics and Business*, 4(1), 51–59.
- Meng, X., & Guo, H., and Li, J. (2023), ‘Economic policy uncertainty and corporate investment: evidence from China’, *Economic Change and Restructuring*, 56, 4491–4529.
- Nguyen, G., & Vo, V. (2024), ‘Economic policy uncertainty around the world: Implications for Vietnam’, *International Review of Economics & Finance*, 94, 103349.
- Nguyen, T. C. (2021), ‘Economic policy uncertainty and bank stability: Does bank regulation and supervision matter in major European economies?’, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 74, 101387.

-
- Nguyen, T. C. (2022), ‘Economic policy uncertainty: The probability and duration of economic recessions in major European Union countries’, *Research in International Business and Finance*, 62, 101701.
- Nguyen, T. C., & Ho, T. T. (2024), ‘Credit market regulations and bank loan pricing’, *Economic Modelling*, 133, 106673.
- Nguyen, T. C., & Le, T. H. (2022), ‘Financial crises and the national logistics performance: Evidence from emerging and developing countries’, *International Journal of Finance & Economics*, 29(2), 1834–1855.
- Nguyen, T. C., & Le, T. H. (2024), ‘Geopolitical risk and the national logistics performance’, *Applied Economics Letters*, DOI: 10.1080/13504851.2024.2332571.
- Nguyen, T. L., Nguyen, T. C., & Ho, T. T. (2023), ‘The effects of corporate taxation on the cost of bank loans’, *Applied Economics Letters*, 31, 2244–2249.
- Pindyck, R. S. (1988), ‘Irreversible investment, capacity choice, and the value of the firm’, *American Economic Review*, 78(5), 969–985.
- Wu, W., & Zhao, J. (2022), ‘Economic policy uncertainty and household consumption: Evidence from Chinese households’, *Journal of Asian Economics*, 79, 101436.

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

LAN TỎA RỦI RO ĐUÔI CỦA THỊ TRƯỜNG TIỀN ĐIỆN TỬ

Ngô Thái Hưng

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: hung.nt@ufm.edu.vn

Nguyễn Khánh An

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: khanhann51@gmail.com

Mã bài: JED-1850

Ngày nhận bài: 02/07/2024

Ngày nhận bài sửa: 09/09/2024

Ngày duyệt đăng: 24/01/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.1850

Tóm tắt

Nghiên cứu được thực hiện nhằm mục tiêu đánh giá hiệu ứng lan truyền rủi ro đuôi giữa các loại tiền điện tử (Bitcoin, Ethereum, Tether, Binance, USD Coin, XRP, Dogecoin và Cardano) trong giai đoạn 2018 – 2024. Để làm rõ vấn đề này, nghiên cứu sử dụng mô hình rủi ro tự hồi quy có điều kiện (Conditional Autoregressive Value-at-Risk: CAViaR) do Engle & Manganelli (2004) để xuất để ước tính giá trị rủi ro đuôi bát đối xứng. Sau đó, mô hình chỉ số lan tỏa theo phân vị do Chatziantoniou & cộng sự (2021) để xuất được sử dụng để xác định hiệu ứng lan truyền rủi ro đuôi dưới các điều kiện thị trường thay đổi (rủi ro cao, trung bình và thấp). Kết quả phân tích thực nghiệm cho thấy sự lan truyền rủi ro đuôi đáng kể tại thị trường tiền điện ảo trong điều kiện thị trường có rủi ro cao. Ngoài ra, vai trò nhận và lan truyền rủi ro đuôi của từng loại tiền điện ảo thay đổi rõ ràng theo từng giai đoạn cụ thể: (1) Trước COVID, (2) Trong COVID-19 và (3) Chiến tranh Nga-Ukraine. Kết quả là kênh thông tin quan trọng cho nhà đầu tư và nhà làm chính sách.

Từ khóa: Thị trường tiền điện tử, lan truyền rủi ro đuôi, QVAR, CAViaR.

Mã JEL: C22, G01, G14.

Tail risk spillovers across cryptocurrency markets

Abstract

This study aims to evaluate tail risk spillovers across cryptocurrency markets (Bitcoin, Ethereum, Tether, Binance, USD Coin, XRP, Dogecoin và Cardano) during the period 2018 – 2024. By doing so, we employ Conditional Autoregressive Value-at-Risk: CAViaR introduced by Engle & Manganelli (2004) to estimate the asymmetric values of tail risks. Then, quantile connectedness index developed by Chatziantoniou et al. (2021) is used to identify tail risk spillover effects under different situations (high, medium, and low). Empirical results indicate that there is a significant propagation among cryptocurrency markets under high-risk market conditions. In addition, the role of receiving and transmitting tail risks for each type of cryptocurrency varies clearly across specific periods: (1) pre-COVID, (2) during COVID-19, and (3) the Russia–Ukraine war. The outcomes provide a crucial information channel for investors and policymakers.

Keywords: Cryptocurrency markets, tail risk spillovers, QVAR, CAViaR.

JEL Codes: C22, G01, G14.

1. Giới thiệu

Trong những năm gần đây, thế giới đã phải đối mặt với hai cuộc khủng hoảng toàn cầu là COVID-19 (đại dịch toàn cầu) và chiến tranh Nga-Ukraine (đe dọa trật tự thế giới) (Kumar & cộng sự, 2023). Hai cuộc khủng hoảng này đã gây thiệt hại đáng kể cho thị trường tài chính và khiến các nhà đầu tư tìm kiếm các khoản đầu tư an toàn khác (Lang & cộng sự, 2024; Mgadmi & cộng sự, 2023). Bên cạnh các tài sản truyền thống như vàng hoặc dầu thô đã được xác nhận là tài sản phòng ngừa rủi ro (Kyriazis & cộng sự, 2024), các nhà đầu tư đã chuyển sự chú ý sang tiền điện tử như một khoản đầu tư thay thế (Ullah & cộng sự, 2024) và sự xuất hiện của tiền điện tử như một tài sản đầu tư mới đã làm phức tạp thêm bối cảnh đầu tư trong giai đoạn thị trường tài chính toàn cầu chịu tác động tiêu cực (Kyriazis & cộng sự, 2024).

Kể từ khi ra đời vào năm 2008, Bitcoin đã thu hút nhiều sự quan tâm của các nhà đầu tư và kéo theo đó sự xuất hiện của hàng nghìn loại tiền điện tử (Jiménez & cộng sự, 2024). Theo số liệu từ coinmarketcap.com, tổng vốn hóa thị trường tiền điện tử đạt 130.661 tỷ USD vào ngày 31/12/2018 và đã tăng lên mức 1.650.457 tỷ USD vào ngày 31/12/2023 với mức tăng gấp 11,63 lần. Điều này cho thấy sự bùng nổ rất lớn của thị trường tiền điện tử, tuy nhiên tiền điện tử vẫn thường được xem như một khoản đầu cơ hơn là một loại tiền tệ (Bouri & cộng sự, 2017; Belguith & cộng sự, 2024) và sự biến động giá đột ngột và bất ngờ có thể khiến nhiều đầu tư lo ngại (Nguyen & cộng sự, 2023).

Theo Rahman & cộng sự (2024), tiền điện tử vốn đặc trưng bởi tính biến động giá cao và tồn tại hiện tượng lan truyền rủi ro rõ ràng giữa các loại tiền điện tử. Đáng chú ý, một số nghiên cứu như Umar & cộng sự (2021), Katsiampa & cộng sự (2022), Kumar & cộng sự (2023) và Polat & Günay (2021) đã chỉ ra rằng đại dịch COVID-19 và chiến tranh Nga-Ukraine làm tăng hiệu ứng lan truyền tại thị trường tiền điện tử. Do đó, cần phải đánh giá mối quan hệ giữa các loại tiền điện tử trong thời kỳ khủng hoảng và cần phải xem xét tác động lan truyền rủi ro đuôi giữa các loại tiền điện tử vì rủi ro đuôi chủ yếu liên quan đến sự kiện tiêu cực (Lang & cộng sự, 2024).

Rủi ro đuôi (Tail Risk) đề cập đến những biến biến động «cực đoan» phát sinh từ những sự kiện hiếm gặp và được mô tả tại phần «đuôi» của phân phối xác suất. Trong định giá tài sản tài chính, rủi ro đuôi thường gắn liền với biến động tỷ suất lợi nhuận cực biên của tài sản. Có thể nói, rủi ro đuôi liên quan chủ yếu từ các sự kiện có xác suất xảy ra thấp nhưng có ảnh hưởng lớn đến lợi nhuận và tâm lý lo ngại tồn thắt của nhà đầu tư.

Hiệu ứng lan tỏa (Spillover Effect) đề cập rằng biến động tỷ suất lợi nhuận tại thị trường này có thể tác động đến biến động tỷ suất lợi nhuận tại thị trường khác. Có thể nói, tác động lan tỏa từ thị trường đến thị trường khác được giải thích bởi tương quan và mối quan hệ nhân quả. Như vậy, lan tỏa rủi ro đuôi (Tail Risk Spillover) ngũ ý rằng tồn thắt tại thị trường này dẫn đến tồn thắt tại thị trường khác.

Xuất phát từ mục tiêu trên, nghiên cứu sử dụng mô hình rủi ro tự hồi quy có điều kiện (CAViaR) do Engle & Manganelli (2004) đề xuất để ước tính giá trị rủi ro đuôi. Sau đó, mô hình chỉ số lan tỏa theo phân vị do Chatziantoniou & cộng sự (2021) đề xuất được sử dụng để xác định tác động lan truyền rủi ro đuôi dưới các điều kiện thị trường thay đổi (rủi ro cao, trung bình và thấp). Nghiên cứu này đóng góp vào lý thuyết thực nghiệm liên quan với 3 khía cạnh: Thứ nhất, phần lớn các nghiên cứu tập trung vào tỷ suất lợi nhuận hoặc độ biến động và có rất hiếm các nghiên cứu về tác động lan truyền rủi ro đuôi tại thị trường tiền điện tử, do đó nghiên cứu này góp phần lấp đầy khoảng trống nghiên cứu hiện tại. Thứ hai, các loại tiền điện tử được chọn để phân tích thực nghiệm dựa trên vốn hóa thị trường tại thời điểm viết bài báo, từ đó bổ sung các loại tiền điện tử mới nổi khác chưa được nghiên cứu rộng rãi và cung cấp nhiều thông tin hữu ích mới so với các nghiên cứu hiện tại. Thứ ba, sau khi khảo lược nghiên cứu liên quan (Abdullah & cộng sự, 2023; Abakah & cộng sự, 2024), mô hình chỉ số lan tỏa theo phân vị với rủi ro đuôi bất đối xứng được ước tính từ mô hình CAViaR giúp xác định tác động lan truyền rủi ro đuôi theo từng phân vị khác nhau, giúp đánh giá hiệu ứng lan truyền rủi ro đuôi dưới các điều kiện thị trường thay đổi và cung cấp nhiều thông tin quan trọng.

2. Tổng quan các nghiên cứu trước đây

Kể từ khi được Nakamoto giới thiệu vào năm 2008, Bitcoin đã được xem như một loại tài sản đầu tư và phương tiện thanh toán mới, tuy nhiên vẫn còn gây tranh cãi kể từ khi ra đời (Zhang & cộng sự, 2023). Ban đầu, nhiều học giả chỉ nghiên cứu về mối quan hệ giữa Bitcoin với các tài sản khác, đặc biệt là khả năng phòng ngừa rủi ro đối với thị trường chứng khoán (Bouri & cộng sự, 2017). Ngoài tiền điện tử truyền

thống, các tài sản Token không thể thay thế (Non-Fungible Token) và Tài chính phi tập trung (Decentralised Finance) đã đóng góp đáng kể vào sự tăng trưởng gần đây của thị trường tiền điện tử (Kumar & cộng sự, 2023). Bên cạnh đó, sự xuất hiện của tiền điện tử cố định (Stablecoin - tiền điện tử được hỗ trợ bởi tiền pháp định hoặc vàng) đã làm thị trường tiền điện tử ngày càng đa dạng hơn. Tuy nhiên, thị trường tiền điện tử vốn dễ xảy ra “bong bóng” đầu cơ và có thể tăng giá theo cấp số nhân (Polat & Günay, 2021) cũng như hiệu ứng “bầy đàn” là khi cùng phản ứng với tin tức từ phương tiện truyền thông và tình hình tài chính toàn cầu (Bouri & cộng sự, 2021).

Một số nghiên cứu về hiệu ứng lan truyền tỷ suất lợi nhuận (Umar & cộng sự, 2021; Ali & cộng sự, 2023), độ biến động (Umar & cộng sự, 2021; Esparcia & cộng sự, 2024) và rủi ro đuôi (Xu & cộng sự, 2021; Maghyereh & Ziadat, 2024) đều chỉ ra rằng có hiệu ứng lan truyền mạnh mẽ giữa các loại tiền điện tử và các sự kiện tiêu cực như đại dịch COVID-19 và chiến tranh Nga-Ukraine làm tăng mức độ lan truyền tại thị trường này. Đáng chú ý, Ethereum với vốn hóa thị trường lớn thứ hai có ảnh hưởng lớn hơn Bitcoin kể từ sau COVID-19 (Katsiampa & cộng sự, 2022; Yousaf & cộng sự, 2024) và tiền điện tử cố định là nguồn nhận tác động lan truyền rộng (Ali & cộng sự, 2023; Esparcia & cộng sự, 2021). Yousaf & cộng sự (2024) đã sử dụng mô hình chỉ số lan tỏa theo phân vị giữa Bitcoin, Ethereum và 10 mã giao dịch phái sinh tiền điện tử (Derivative Tokens) và xác nhận sự hiệu ứng lan truyền đáng kể tại phân vị thấp. Maghyereh & Ziadat (2024) đã sử dụng mô hình CAViaR và mô hình TVP-VAR và cho thấy lan truyền rủi ro đuôi đáng kể giữa các loại tiền điện tử.

Nhằm mục tiêu nghiên cứu chi tiết hơn về tác động lan truyền rủi ro đuôi giữa các loại tiền điện tử theo điều kiện rủi ro thị trường thay đổi (rủi ro cao, trung bình và thấp). Nhóm tác giả sử dụng mô hình CAViaR và chỉ số lan tỏa theo phân vị nhằm đánh giá tác động lan truyền rủi ro đuôi giữa các loại tiền điện tử trong điều kiện thị trường rủi ro thấp, trung bình và cao.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian theo ngày của tất cả các loại tiền điện tử bao gồm: Bitcoin (BTC), Ethereum (ETH), Tether (USDT), Binance-coin (BNB), USD Coin (USDC), XRP (XRP), Dogecoin (DOGE) và Cardano (ADA). Các loại tiền điện tử được sử dụng thuộc 8/10 loại tiền điện tử có vốn hóa lớn nhất vào thời điểm viết bài báo này. Dữ liệu được thu thập trong khoảng thời gian từ ngày 09/10/2018 đến ngày 25/05/2024 từ trang web coinmarketcap.com. Để ước tính rủi ro đuôi, nhóm tác giả bắt đầu với việc tính tỷ suất lợi nhuận của từng loại tiền điện tử theo công thức:

$$r_t = 100 \times \ln(P_t/P_{t-1})$$

Trong đó P_t và P_{t-1} là giá của từng loại tiền điện tử tại thời điểm t và t-1 tương ứng.

Rủi ro đuôi của từng loại tiền điện tử được ước tính theo phương pháp CAViaR bất đối xứng được đề xuất bởi Engle & Manganelli (2004), rủi ro đuôi được xác định như sau:

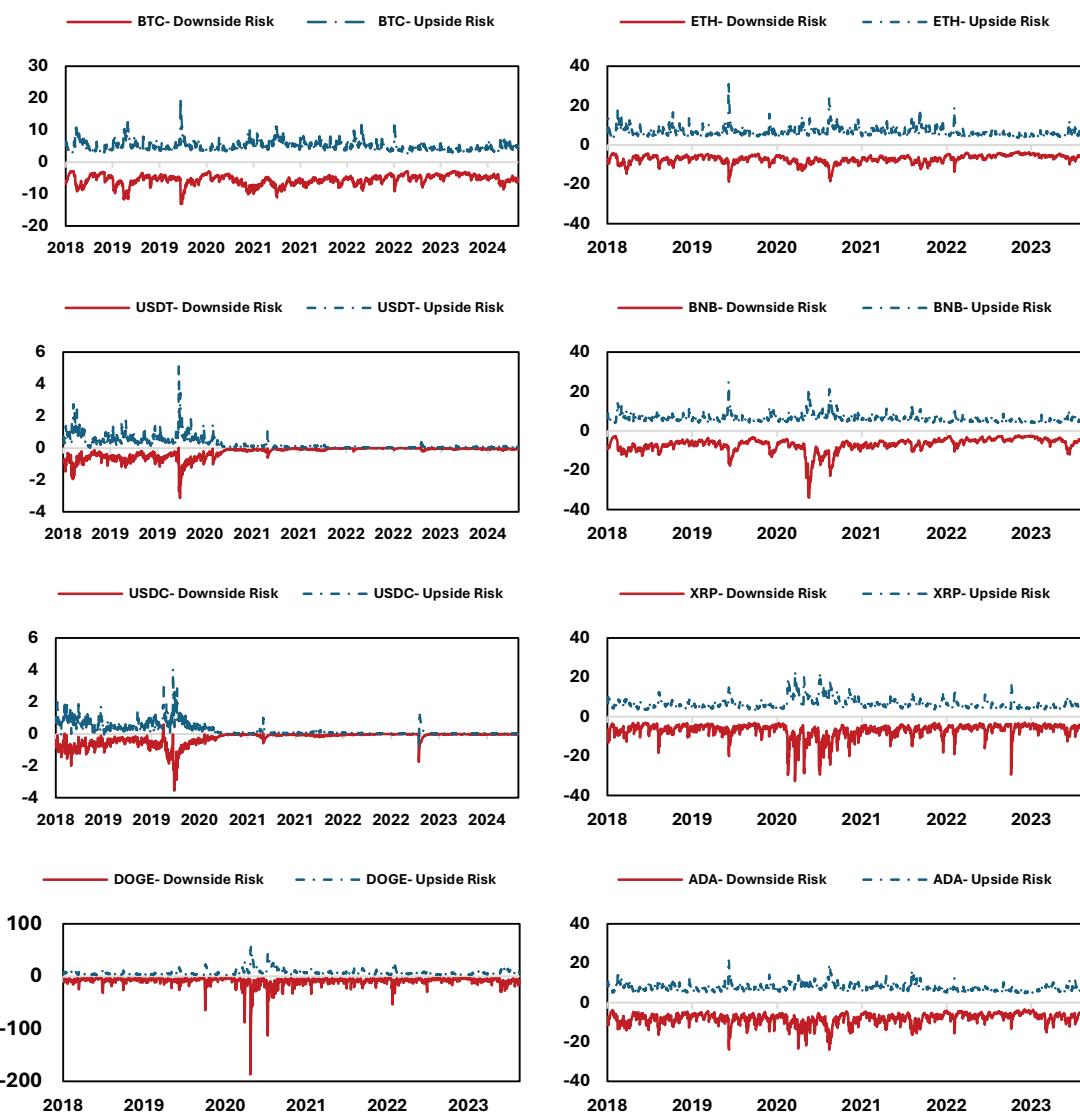
$$f_t^\alpha(\beta) = \beta_0 + \beta_1 f_{t-1}^\alpha(\beta) + \beta_2 r_{t-1}^+ + \beta_3 r_{t-1}^-$$

trong đó: f_t^α là giá trị rủi ro (VaR) tại mức ý nghĩa α ($\alpha=5\%$ đại diện cho rủi ro giảm giá và $\alpha=95\%$ đại diện cho rủi ro tăng giá, được trình bày tại Hình 1); β_0 là hằng số; f_{t-1}^α là giá trị rủi ro tại thời điểm t-1 với β_1 là hệ số tự hồi quy; r_{t-1}^+ và r_{t-1}^- đại diện cho tác động của tỷ suất lợi nhuận dương và âm lên VaR với hệ số β_2 và β_3 tương ứng.

Hình 1 mô tả rủi ro đuôi giảm giá (downside tail risk) và tăng giá (upside tail risk) được ước tính từ mô hình CAViaR trên toàn bộ mẫu. Nhìn chung, phần lớn tiền điện tử đều có rủi ro đuôi tăng cao trong giai đoạn COVID-19. Đáng chú ý, tiền điện tử cố định là USDT và USDC gần như không tồn tại rủi ro kể từ tháng 10 năm 2020, cho thấy mức ổn định giá rất tốt của loại tiền điện tử này. Hơn nữa, nhóm tác giả phát hiện BNB, XRP, DOGE và ADA có rủi ro đuôi giảm giá cao hơn đáng kể so với rủi ro đuôi tăng giá.

Bảng 1 trình bày thống kê mô tả (1A) và ma trận hệ số tương quan (1B) của rủi ro đuôi giảm giá trên toàn bộ mẫu. Từ kết quả tại Bảng 1A cho thấy, ngoại trừ các tiền điện tử cố định là USDT và USDC, tiền điện tử BTC có giá trị rủi ro trung bình thấp nhất và DOGE có giá trị rủi ro trung bình cao nhất. Dựa vào độ lệch chuẩn tại Bảng 1A cũng ghi nhận DOGE là tiền điện tử biến động nhất, sau đó là BNB và XRP. Các hệ số về độ nghiêng, độ nhọn và kiểm định Jarque-Bera đều cho thấy rủi ro đuôi trái của các biến không có phân phối

Hình 1: Rủi ro đuôi giảm giá (downside tail risk) và tăng giá (upside tail risk)



Nguồn: Tính toán của tác giả.

chuẩn. Xét về tương quan tuyến tính tại Bảng 1B, phần lớn các cặp tiền điện tử có hệ số tương quan dương tương đối lớn, với hai cặp BTC-ETH và USDT-USDC có tương quan dương lớn nhất, trong khi tương quan giữa USDT hoặc USDC với tiền điện tử khác có tương quan dương khá yếu, thậm chí là tương quan âm đối với các cặp USDT-DOGE, USDC-XRP và USDC-DOGE.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng mô hình chỉ số lan tỏa được đề xuất bởi Diebold & Yilmaz (2012) và chỉ số lan tỏa theo phân vị được đề xuất bởi Chatziantoniou & cộng sự (2021) nhằm đánh giá hiệu ứng lan tỏa về rủi ro đuôi giũa tám loại tiền điện tử. Cụ thể, mô hình chỉ số lan tỏa dựa trên mô hình vectơ tự hồi quy (VAR) với phương pháp phân rã phương sai của sai số dự báo (FEVD) nhằm xác định tác động lan tỏa về tỷ suất lợi nhuận giũa các tài sản, thị trường,... Theo đó, mô hình chỉ số lan tỏa cho thấy cho thấy xu hướng lan tỏa, chu kỳ, sự bùng nổ,... thông qua chỉ số tổng lan tỏa và chiều hướng tác động lan tỏa. Sau đó, mô hình chỉ số lan tỏa theo phân vị được nhóm tác giả tiến hành nghiên cứu thực nghiệm với chuỗi rủi ro đuôi giảm giá được ước tính từ mô hình CAViaR nhằm làm rõ tác động lan tỏa rủi ro đuôi của thị trường tiền điện tử theo điều kiện thị trường thay đổi thông qua phân vị (và trong phạm vi nghiên cứu, lần lượt đại diện cho thị trường ở trạng thái rủi ro cao, trung bình và thấp do chuỗi rủi ro đuôi giảm giá có giá trị càng âm (càng thấp) thể hiện mức rủi ro càng cao và ngược lại).

Bảng 1: Thông kê mô tả và ma trận hệ số trung quan

<i>Bảng 1A. Thông kê mô tả</i>								
	BTC	ETH	USDT	BNB	USDC	XRP	DOGE	
Trung bình	-5,549	-7,110	-0,276	-6,986	-0,269	-6,866	-8,375	
Lớn nhất	-2,820	-3,332	0,083	-2,304	0,644	-2,921	-3,331	
Nhỏ nhất	-13,195	-18,468	-3,179	-33,911	-3,539	-32,638	-186,810	
Độ lệch chuẩn	1,602	2,069	0,358	3,493	0,390	3,603	8,298	
Hệ số đồng biến	-1,054	-1,375	-2,346	-2,635	-2,392	-2,746	-9,092	
Hệ số đồng nhọn	4,695	6,487	11,829	14,987	11,366	13,391	143,384	
Kiểm định JB	627,392***	1689,732***	8567,025***	14695,663***	7959,538***	11839,328***	1717442,250***	
<i>Bảng 1B. Ma trận tương quan</i>								
	BTC	ETH	USDT	BNB	USDC	XRP	DOGE	ADA
BTC	1							
ETH	0,818	1						
USDT	0,292	0,253	1					
BNB	0,583	0,652	0,199	1				
USDC	0,187	0,224	0,812	0,212	1			
XRP	0,482	0,564	0,009	0,469	-0,017	1		
DOGE	0,246	0,290	-0,057	0,228	-0,066	0,406	1	
ADA	0,624	0,713	0,183	0,543	0,127	0,590	0,302	1

Ghi chú: *** biểu thị cho mức ý nghĩa 1% tương ứng. Kiểm định JB (Jarque-Bera) là kiểm định về phân phối chuẩn.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Chỉ số lan tỏa rủi ro đuôi trên toàn bộ mẫu

Trong phần này, nhóm tác giả sử dụng mô hình chỉ số lan tỏa để tính toán tác động lan tỏa rủi ro đuôi giảm giá (downside tail risk) giữa các loại tiền điện tử tại giá trị trung bình có điều kiện (conditional mean) trên toàn bộ mẫu. Sau đó, tác động lan tỏa rủi ro đuôi dưới các điều kiện thị trường thay đổi được tiến hành phân tích bằng mô hình chỉ số lan tỏa tại phân vị có điều kiện (conditional quantile) với phân vị .

Bảng 2 trình bày kết quả chỉ số lan tỏa rủi ro đuôi giữa tám loại tiền điện tử tại giá trị trung bình trên toàn bộ mẫu. Chỉ số tổng lan tỏa rủi ro đuôi là 58,62%, ngụ ý rằng mức độ lan truyền rủi ro đuôi giữa các tiền điện tử được nghiên cứu là rất cao. Đè cập đến tác động lan truyền rủi ro, ETH (85,80%) và BTC (77,20%) là hai tiền điện tử lan truyền rủi ro lớn nhất, trong khi USDT (36,42%) và USDC (37,33%) lan truyền rủi ro đuôi thấp nhất. Hơn nữa, nhóm tác phát hiện ETH (65,82%), BNB (64,64%) và BTC (64,54%) là ba tiền điện tử nhận lan truyền rủi ro lớn nhất. Nhìn chung, BTC và ETH vừa là nguồn nhận vừa là nguồn lan truyền rủi ro lớn nhất, tương đồng với nghiên cứu của Xu & cộng sự (2021). Xét về tác động lan truyền rủi ro ròng, ETH (19,97%) và BTC (12,66%) được ghi nhận là hai tiền điện tử đóng vai trò lan truyền rủi ro ròng lớn nhất. Điều này có thể giải thích rằng ETH đã có ảnh hưởng hơn từ sau COVID-19 do mức độ phổ biến của Tài chính phi tập trung và Token không thể thay thế (Katsiampa & cộng sự, 2022). Đáng chú ý, nhóm tác giả phát hiện USDT (-19,38%) và USDC (-10,40%) đóng vai trò nhận lan truyền rủi ro ròng lớn nhất, phù hợp với nghiên cứu của Ali & cộng sự (2023), Espacia & cộng sự (2024).

Bảng 3 trình bày kết quả phân tích tác động lan truyền rủi ro đuôi tại phân vị trên toàn bộ mẫu. Tổng chỉ số lan tỏa đạt giá trị cao nhất (87,45%) tại phân vị thấp và đạt giá trị thấp nhất (56,20%) tại trung vị. Điều này cho thấy, hiệu ứng lan truyền rủi ro đuôi giữa các loại tiền điện tử phụ thuộc đáng kể vào điều kiện thị trường, đặc biệt

Bảng 2: Chỉ số lan tỏa rủi ro đuôi trên toàn bộ mẫu

	BTC	ETH	USDT	BNB	USDC	XRP	DOGE	ADA	Nhận vào
BTC	35,46	20,17	3,62	10,76	4,72	8,48	5,48	11,32	64,54
ETH	18,50	34,18	2,88	11,42	3,18	10,99	5,52	13,33	65,82
USDT	9,49	6,43	44,20	6,86	15,44	6,12	4,17	7,30	55,80
BNB	11,44	16,76	3,33	35,36	4,52	10,64	6,50	11,45	64,64
USDC	6,15	5,64	17,69	5,86	52,27	4,61	2,95	4,84	47,73
XRP	10,58	12,37	3,16	8,48	3,39	40,05	7,72	14,26	59,95
DOGE	9,27	8,92	2,33	6,88	3,08	9,01	51,50	9,02	48,50
ADA	11,77	15,51	3,42	9,00	3,01	13,10	6,14	38,05	61,95
Truyền đi	77,20	85,80	36,42	59,24	37,33	62,95	38,48	71,52	Chỉ số tổng lan tỏa: 58,62
Chênh lệch	12,66	19,97	-19,38	-5,40	-10,40	3,00	-10,02	9,57	

Ghi chú: Các phần tử hàng i cột j biểu thị chỉ số lan tỏa rủi ro đuôi từ tiền điện tử j đến tiền điện tử i.

Nhận vào: nhận lan truyền rủi ro đuôi từ các tiền điện tử khác. Truyền đi: lan truyền rủi ro đuôi sang các tiền điện tử khác. Chênh lệch: lan truyền rủi ro đuôi rộng, thể hiện vai trò nhận hoặc lan truyền rủi ro đuôi.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

là trong điều kiện thị trường rủi ro cao. Ngoài ra, vai trò nhận và truyền hiệu ứng lan tỏa của từng loại tiền điện tử có sự thay đổi đáng kể theo từng phân vị. Trong đó, ETH (12,93% / 11,75%) và BTC (3,58% / 5,03%) là nguồn lan truyền rủi ro rộng lớn nhất tại trung vị và phân vị cao. Tuy nhiên tại phân vị thấp, nhóm tác giả phát hiện rằng DOGE (58,33%) và XRP (3,73%) là nguồn lan truyền rủi ro rộng, một kết quả rất bất ngờ.

Bảng 3: Chỉ số lan tỏa rủi ro đuôi theo phân vị trên toàn bộ mẫu

	Phân vị thấp ($\tau = 0.05$)			Trung vị ($\tau = 0.5$)			Phân vị cao ($\tau = 0.95$)		
	Nhận vào	Truyền đi	Chênh lệch	Nhận vào	Truyền đi	Chênh lệch	Nhận vào	Truyền đi	Chênh lệch
BTC	88,29	81,89	-6,39	65,69	69,27	3,58	75,05	80,07	5,03
ETH	89,11	75,75	-13,37	66,37	79,3	12,93	76,35	88,09	11,75
USDT	89,20	76,52	-12,68	46,36	39,46	-6,9	60,02	54,08	-5,93
BNB	89,64	72,24	-17,40	62,58	54,68	-7,9	73,23	74,99	1,77
USDC	88,05	82,91	-5,14	40,82	43,51	2,69	59,91	51,57	-8,34
XRP	86,92	90,66	3,73	58,27	60,23	1,97	72,08	71,17	-0,91
DOGE	80,05	138,38	58,33	46,7	38,48	-8,22	66,07	55,59	-10,48
ADA	88,32	81,24	-7,08	62,78	64,65	1,86	75,36	82,49	7,13
TCI		87,45			56,20				69,76

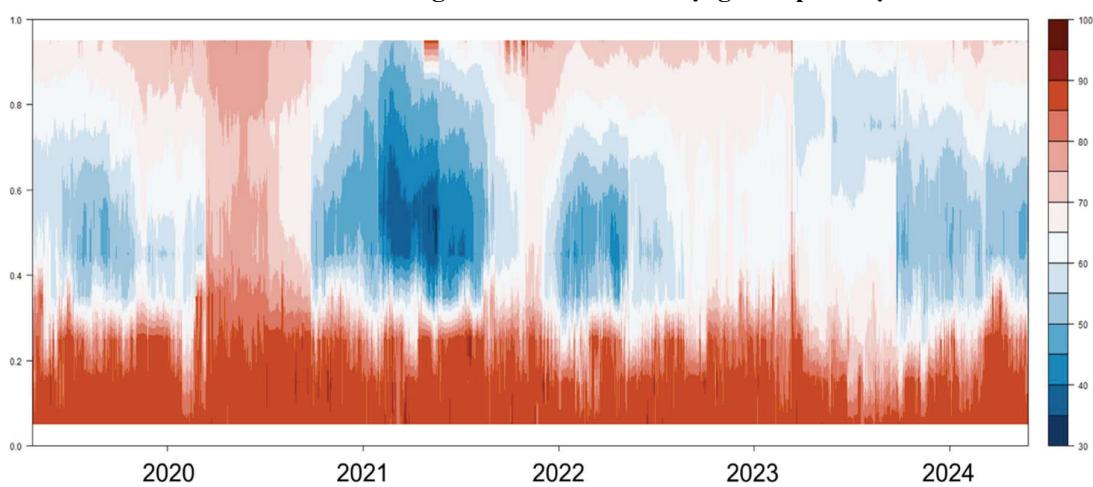
Ghi chú: TCI biểu thị chỉ số tổng lan tỏa rủi ro đuôi.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Hình 2 mô tả sự thay đổi của chỉ số tổng lan tỏa rủi ro đuôi trong giai đoạn 2018 – 2024 tại miền phân vị . Có thể thấy, hiệu ứng lan truyền rủi ro đuôi giữa các loại tiền điện tử được nghiên cứu gia tăng đáng kể trong điều kiện thị trường có rủi ro cao (). Đáng chú ý, giai đoạn bùng phát COVID-19 (từ tháng 3 đến tháng 6/2020) có chỉ số tổng lan tỏa tăng cao tại tất cả phân vị. Ngoài ra, nhóm tác giả cũng tìm thấy sự gia tăng hiệu ứng lan truyền rủi ro đuôi trong giai đoạn chiến tranh Nga-Ukraine. Kết quả của nhóm tác giả phù hợp với một số nghiên cứu đi trước như Umar & cộng sự (2022), Katsiampa & cộng sự (2022), Kumar & cộng sự (2023), Polat & Günay (2024) và khẳng định hiệu ứng lan truyền rủi ro đuôi liên quan chủ yếu đến các sự kiện tiêu cực.

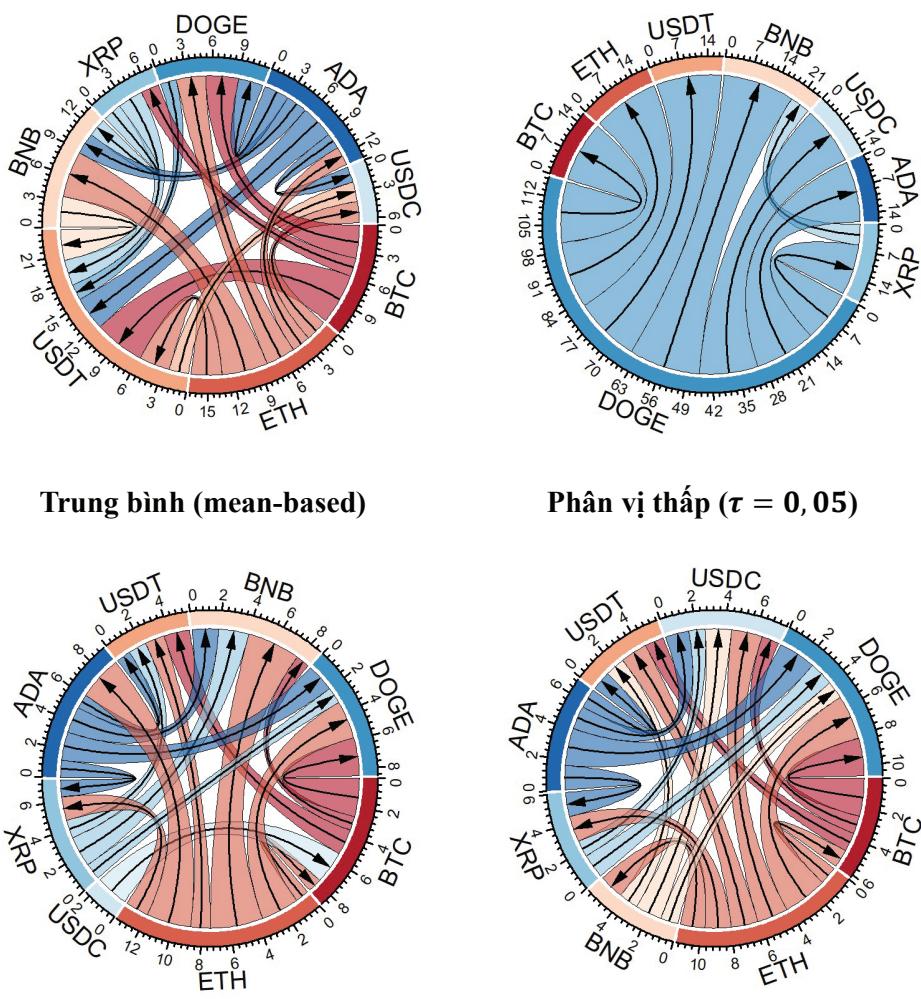
Hình 3 mô tả chiều hướng lan truyền rủi ro đuôi rộng của từng cặp tiền điện tử tại trung bình và tại phân vị trên toàn bộ mẫu. Tại Hình 3, mỗi tiền điện tử đều được gán một màu duy nhất với hướng mũi tên biểu thị lan truyền rủi ro đuôi rộng từ tiền điện tử i đến tiền điện tử j. Mức độ lan truyền rủi ro đuôi được biểu thị trên thước đo nằm ngoài vòng tròn đối với từng loại tiền điện tử. Đầu tiên, kết quả về tác động lan truyền rủi ro rộng tại giá trị trung bình và trung vị gần như tương đương nhau. Xét tác động lan truyền rủi ro rộng tại trung vị và phân vị cao, ETH là nguồn lan truyền rủi ro rộng và có ảnh hưởng đến các tiền điện tử khác, trong khi đó ảnh hưởng của BTC đến các tiền điện tử khác khá “khiêm tốn”. Kết quả một lần nữa tái khẳng

Hình 2: Chỉ số tổng lan tỏa rủi ro đuôi động theo phân vị



Nguồn: Tính toán của tác giả.

Hình 3: Lan truyền rủi ro đuôi động trên toàn bộ mẫu



Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 4: Chỉ số lan tỏa rủi ro cuối theo phân vị trong từng giai đoạn

Phân vị thấp ($\tau = 0,05$)		Truyền đi		Chênh lệch		Nhận vào		Trung vị ($\tau = 0,50$)		Truyền đi		Chênh lệch		Phân vị cao ($\tau = 0,95$)	
Nhận vào	Truyền đi	Nhận vào	Truyền đi	Nhận vào	Truyền đi	Nhận vào	Truyền đi	Nhận vào	Truyền đi	Nhận vào	Truyền đi	Nhận vào	Truyền đi	Nhận vào	Truyền đi
Bảng 4A. Trước COVID-19															
BTC	85,30	102,71	17,41	55,35	91,12	35,77	72,80	80,83	8,03						
ETH	87,54	87,21	-0,33	74,49	82,71	8,22	78,41	92,97	14,55						
USDT	89,99	70,24	-19,75	38,70	12,61	-26,09	62,72	49,47	-13,25						
BNB	87,12	89,57	2,45	53,06	44,83	-8,24	70,24	66,22	-4,02						
USDC	87,30	88,89	1,59	33,97	18,73	-15,24	68,96	54,31	-14,65						
XRP	88,86	77,75	-11,12	66,73	67,53	0,80	75,95	79,33	3,38						
DOGE	86,48	93,13	6,65	45,98	37,72	-8,26	68,03	57,01	-11,02						
ADA	87,13	90,22	3,09	68,06	81,10	13,04	77,40	94,37	16,97						
TCI		87,46		54,54				71,81							
Bảng 4B. Trong COVID-19															
BTC	91,22	60,85	-30,37	62,05	49,98	-12,07	72,47	78,76	6,29						
ETH	91,28	61,55	-29,73	50,59	84,8	34,20	72,20	84,58	12,38						
USDT	89,46	74,70	-14,77	46,35	45,76	-0,59	59,77	60,21	0,44						
BNB	91,33	60,41	-30,92	55,78	46,84	-8,94	69,75	68,18	-1,57						
USDC	89,53	73,18	-16,36	48,92	43,99	-4,93	65,05	60,85	-4,20						
XRP	84,78	106,05	21,28	47,37	65,01	17,64	69,07	69,96	0,89						
DOGE	73,12	190,62	117,50	37,61	29,20	-8,41	58,01	41,33	-16,68						
ADA	89,76	73,12	-16,64	58,18	41,28	-16,90	71,48	73,94	2,45						
TCI		87,56		50,86				67,23							
Bảng 4C. Chiến tranh Nga-Ukraine															
BTC	88,60	79,74	-8,86	69,60	76,16	6,57	75,41	81,51	6,10						
ETH	88,01	82,15	-5,86	69,54	77,72	8,18	76,09	88,10	12,02						
USDT	91,30	60,68	-30,62	36,33	27,68	-8,65	58,06	51,33	-6,73						
BNB	89,15	74,66	-14,49	67,34	56,83	-10,52	73,43	79,26	5,82						
USDC	80,94	122,33	41,39	27,30	40,99	13,69	55,66	38,96	-16,71						
XRP	89,64	73,72	-15,92	57,42	46,49	-10,93	69,31	65,16	-4,15						
DOGE	83,82	112,65	28,83	50,47	38,06	-12,41	68,03	59,77	-8,26						
ADA	86,54	92,07	5,53	63,75	77,83	14,08	75,22	87,12	11,89						
TCI		87,25		55,22				68,90							

Ghi chú: TCI biểu thị chỉ số tổng lan tỏa rủi ro cuối.

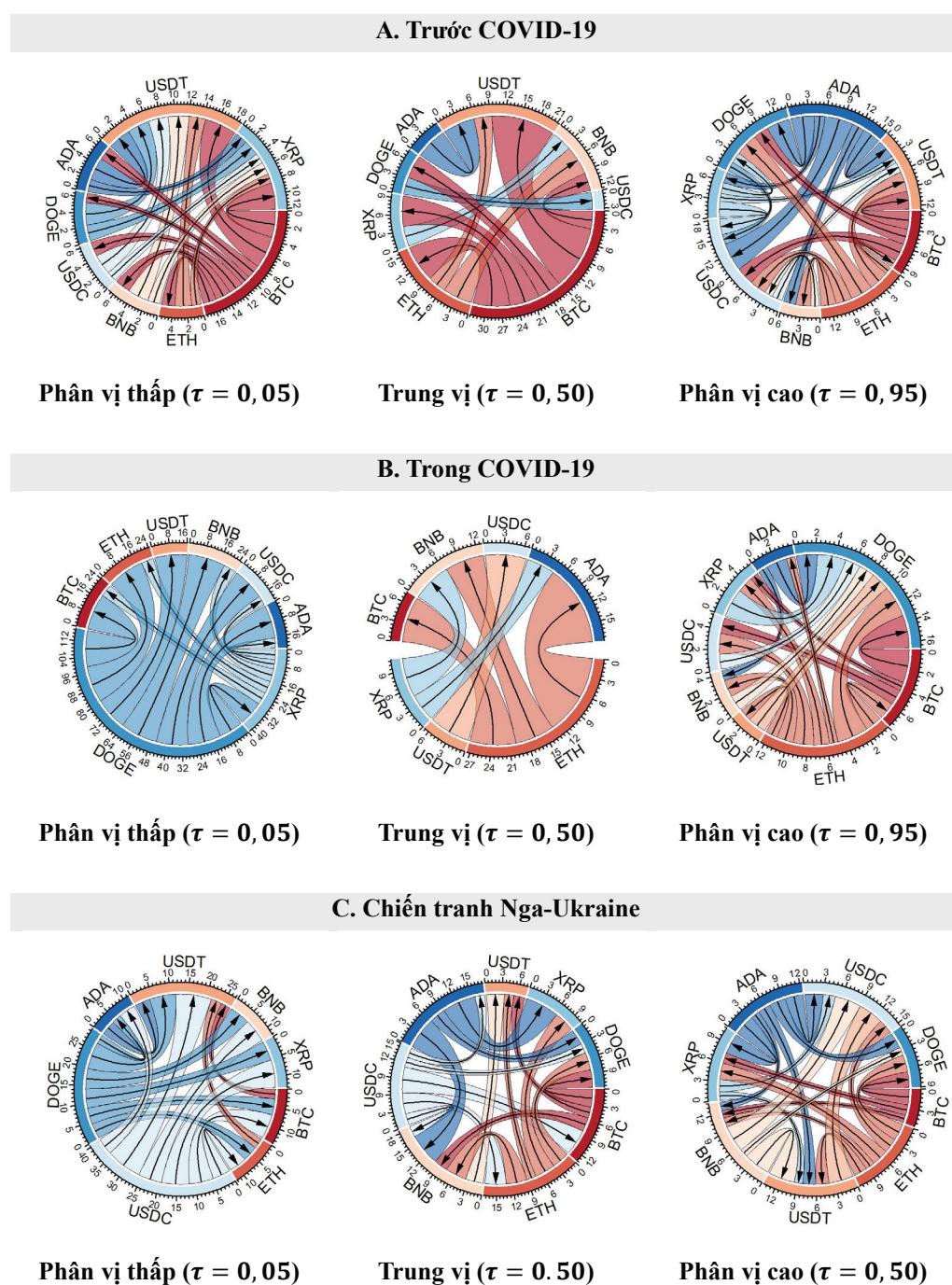
Nguồn: Tính toán của tác giả.

định ảnh hưởng lớn hơn của ETH so với BTC trong giai đoạn nghiên cứu của tác giả. Ngoài ra, nhóm tác giả còn phát hiện USDT và BNB là nguồn nhận lan truyền rủi ro ròng trong khi ADA là nguồn lan truyền rủi ro ròng có ảnh hưởng tương đương BTC. Đối với lan truyền rủi ro ròng trong điều kiện thị trường rủi ro cao, DOGE gây bất ngờ khi là nguồn lan truyền rủi ro ròng rất lớn đến tất cả tiền điện tử còn lại. Nhìn chung, chiều hướng lan truyền rủi ro ròng giữa các cặp tiền điện tử thay đổi đáng kể theo từng trạng thái thị trường khác nhau, đặc biệt là trong trạng thái thị trường rủi ro cao.

4.2. Chỉ số lan tỏa rủi ro đuôi theo phân vị trong từng giai đoạn

Nhằm mục tiêu đánh giá hiệu ứng lan tỏa rủi ro đuôi trong giai đoạn thị trường tài chính toàn cầu gặp tình trạng tiêu cực, nhóm tác giả chia chuỗi rủi ro đuôi trái thành ba giai đoạn cụ thể: (1) Trước COVID-19

Hình 4: Lan truyền rủi ro đuôi theo phân vị trong từng giai đoạn



Nguồn: Tính toán của tác giả.

(từ 09/10/2018 đến 30/12/2019), (2) Trong COVID-19 (từ 31/12/2019 đến 23/02/2022) và (3) Chiến tranh Nga-Ukraine (từ 24/02/2022 đến 26/05/2024) và tiến hành phân tích tác động lan truyền rủi ro trong từng giai đoạn.

Bảng 4 trình bày kết quả chỉ số lan tỏa rủi ro đuôi tại phân vị trong ba giai đoạn cụ thể: (4A) Trước COVID-19, (4B) Trong COVID-19 và (4C) Chiến tranh Nga-Ukraine. Trong giai đoạn COVID-19, chỉ số tổng lan tỏa rủi ro đuôi tại phân vị cao (87,56%) là cao nhất trong cả ba giai đoạn nghiên cứu, tuy nhiên nhóm tác giả cũng tìm thấy tại phân vị thấp (50,68%) và phân vị cao (67,23%) có chỉ số tổng lan tỏa thấp nhất trong cả ba giai đoạn. Đối với vai trò nhận/lan truyền rủi ro đuôi từ/dến tiền điện tử khác, nhóm tác giả tìm thấy những phát hiện quan trọng sau: (i) BTC là nguồn lan truyền rủi ro chủ yếu tại cả ba phân vị trong giai đoạn trước COVID-19, tuy nhiên trong giai đoạn COVID-19 và chiến tranh Nga-Ukraine thì BTC là nguồn nhận lan truyền rủi ro tại phân vị thấp. (ii) ETH là nguồn lan truyền rủi ro chủ yếu tại trung vị và phân vị cao nhưng lại là nguồn nhận lan truyền rủi ro tại phân vị thấp trong cả ba giai đoạn. (iii) USDT là nguồn nhận lan truyền rủi ro tại cả ba phân vị trong cả ba giai đoạn (ngoại trừ phân vị cao trong giai đoạn COVID-19). (iv) Trong giai đoạn trước và trong COVID-19, BNB và USDC có vai trò lan truyền rủi ro giống nhau khi đều là nguồn nhận lan truyền rủi ro tại hầu hết phân vị (ngoại trừ phân vị thấp trong giai đoạn trước COVID-19). Tuy nhiên trong giai đoạn chiến tranh Nga-Ukraine, BNB là nguồn nhận lan truyền rủi ro tại trung vị và phân vị thấp, lan truyền rủi ro tại phân vị cao trong khi USDC có vai trò ngược lại. (v) Trước COVID-19, XRP là nguồn nhận lan truyền rủi ro tại phân vị thấp và là nguồn lan truyền rủi ro đuôi tại trung vị và phân vị cao. Đáng chú ý, XRP là nguồn lan truyền rủi ro trong COVID-19 và là nguồn nhận lan truyền rủi ro trong giai đoạn chiến tranh Nga-Ukraine tại cả ba phân vị. (vi) ADA là nguồn lan truyền rủi ro trong cả ba giai đoạn tại hầu hết phân vị (ngoại trừ trung vị và phân vị thấp trong giai đoạn COVID-19).

Hình 4 mô tả chiều hướng lan truyền rủi ro đuôi rộng của từng cặp tiền điện tử tại phân vị trong ba giai đoạn cụ thể: (4A) Trước COVID-19, (4B) Trong COVID-19 và (4C) Chiến tranh Nga-Ukraine. Trước COVID-19, BTC là tiền điện tử lan truyền rủi ro rộng đến các tiền điện tử còn lại tại trung vị và phân vị thấp. Tuy nhiên ảnh hưởng của BTC đã giảm đi đáng kể trong giai đoạn COVID-19 khi lan truyền rủi ro rất hạn chế tại hầu hết phân vị. Thay vào đó, nhóm tác giả phát hiện ETH là nguồn lan truyền rủi ro chủ yếu tại phân vị cao trong cả ba giai đoạn và trung vị trong giai đoạn COVID-19, chiến tranh Nga-Ukraine. Phù hợp với kết quả nghiên cứu của Yousaf & cộng sự (2024) và Polat & Günay (2024) về ảnh hưởng lớn hơn của ETH từ sau COVID-19. Ngoài ra, ADA cũng được ghi nhận có tác động lan truyền rủi ro đáng kể tại phân vị cao trong giai đoạn trước COVID-19 và chiến tranh Nga – Ukraine. USDT và USDC hầu như nhận lan truyền rủi ro tại phần lớn phân vị trong ba giai đoạn, làm nổi bật tính lan truyền rủi ro từ tiền điện tử biến động cao sang tiền điện tử biến động thấp. Đặc biệt, DOGE là nguồn lan truyền rủi ro chủ yếu tại phân vị thấp trong giai đoạn COVID-19, nguyên nhân do Elon Musk, McDonald's và tổng thống Nayib Bukele bắt đầu nói về DOGE như tương lai của tiền điện tử (Bouteska & cộng sự, 2023). Cuối cùng, nhóm tác giả phát hiện DOGE và USDC là nguồn lan truyền rủi ro chủ yếu trong điều kiện thị trường rủi ro cao trong giai đoạn chiến tranh Nga-Ukraine.

5. Kết luận và khuyễn nghị

Nghiên cứu được thực hiện nhằm mục tiêu đánh giá hiệu ứng lan truyền rủi ro đuôi giữa tám loại tiền điện tử gồm: Bitcoin, Ethereum, Tether, Binance, USD Coin, XRP, Dogecoin và Cardano trong giai đoạn 2018 – 2024. Để làm rõ vấn đề này, nghiên cứu sử dụng mô hình rủi ro tự hồi quy có điều kiện (CAViaR) do Engle & Manganelli (2004) để xuất để ước tính giá trị rủi ro đuôi bát đối xứng tại mức ý nghĩa 5%. Sau đó, mô hình chỉ số lan tỏa theo phân vị do Chatziantoniou & cộng sự (2021) để xuất để xác định hiệu ứng lan truyền rủi ro đuôi dưới các điều kiện thị trường thay đổi (rủi ro cao, trung bình và thấp).

Kết quả thực nghiệm cho thấy tác động lan truyền rủi ro đuôi giữa tám loại tiền điện tử được nghiên cứu thay đổi đáng kể theo thời gian - phân vị. Trong điều kiện thị trường rủi ro cao, chỉ số tổng lan tỏa rủi ro đuôi cao hơn đáng kể so với điều kiện thị trường rủi ro thấp và rủi ro trung bình. Hơn nữa, chỉ số tổng lan tỏa rủi ro động chỉ ra rằng giai đoạn bùng phát COVID-19 đã làm tăng hiệu ứng lan truyền rủi ro tại tất cả phân vị khi các nhà đầu tư rời bỏ thị trường tiền điện tử vào thời điểm này. Trước COVID-19, Bitcoin là nguồn lan truyền rủi ro chủ yếu đến phần lớn các tiền điện tử còn lại, đặc biệt lan truyền mạnh trong điều kiện thị trường rủi ro cao. Tuy nhiên vai trò lan truyền rủi ro của Bitcoin đã giảm mạnh trong giai đoạn COVID-19 và chiến tranh Nga-Ukraine. Thay vào đó, Ethereum có ảnh hưởng lớn hơn từ sau đợt bùng phát COVID-19

và đóng vai trò lan truyền rủi ro chủ yếu trong điều kiện thị trường rủi ro trung bình và thấp. Tether và USD Coin là nguồn nhận lan truyền rủi ro rộng tại hầu hết tất cả giai đoạn và điều kiện thị trường, điều này ngũ ý tiền điện tử có biến động thấp dễ nhận lan truyền rủi ro từ tiền điện tử có biến động cao. Ngoài ra, DOGE là nguồn lan truyền rủi ro trong điều kiện thị trường rủi ro cao trong giai đoạn COVID-19 và chiến tranh Nga-Ukraine bởi tác động từ phương tiện truyền thông.

Dựa trên kết quả nghiên cứu, bài viết đề xuất một số hàm ý chính sách quan trọng:

Thứ nhất, các nhà đầu tư cần xem xét tác động lan truyền rủi ro đuôi tại thị trường tiền điện tử dưới các điều kiện thị trường thay đổi (rủi ro cao, trung bình và thấp), đặc biệt trong điều kiện thị trường rủi ro cao khi tồn tại tác động lan truyền rủi ro rộng đơn phương trong giai đoạn trước COVID-19 (Bitcoin), trong COVID-19 (Dogecoin) và chiến tranh Nga-Ukraine (Dogecoin và USD Coin).

Thứ hai, việc đưa tiền điện tử biến động thấp (Tether và USD Coin) vào danh mục đầu tư cần chú ý đến vai trò nhận lan truyền rủi ro rộng từ các loại tiền điện tử có biến động cao.

Thứ ba, các nhà quản lý thị trường cần đưa ra các khuôn khổ quản lý, giám sát linh hoạt thị trường tiền điện tử trong bối cảnh đầu tư phức tạp hiện nay. Đặc biệt khi ra ảnh hưởng của tiền điện tử có vốn hóa thấp có khả năng gây bất ổn tại thị trường tiền điện tử và cả thị trường tài chính. Việc đánh giá chính xác lan truyền rủi ro đuôi tại thị trường tiền điện tử sẽ hỗ trợ các nhà hoạch định chính sách ra quyết định nhằm ổn định và phát triển thị trường tài chính.

Tài liệu tham khảo

- Abakah, E. J. A., Brahim, M., Carlotti, J. E., Tiwari, A. K., & Mensi, W. (2024), ‘Extreme downside risk connectedness and portfolio hedging among the G10 currencies’, *International Economics*, 178, 100503, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2024.100503>.
- Abdullah, M., Abakah, E. J. A., Ullah, G. W., Tiwari, A. K., & Khan, I. (2023), ‘Tail risk contagion across electricity markets in crisis periods’, *Energy Economics*, 127, 107100, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.107100>.
- Ali, S., Moussa, F., & Youssef, M. (2023), ‘Connectedness between cryptocurrencies using high-frequency data: A novel insight from the Silicon Valley Banks collapse’, *Finance Research Letters*, 58, 104352, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104352>.
- Belguith, R., Manzli, Y. S., Bejaoui, A., & Jeribi, A. (2024), ‘Can gold-backed cryptocurrencies have dynamic hedging and safe-haven abilities against DeFi and NFT assets?’, *Digital Business*, 4(2), 100077, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.digbus.2024.100077>.
- Bouri, E., Molnár, P., Azzi, G., Roubaud, D., & Hagfors, L. I. (2017), ‘On the hedge and safe haven properties of Bitcoin: Is it really more than a diversifier?’, *Finance Research Letters*, 20, 192-198, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2016.09.025>.
- Chatziantoniou, I., Gabauer, D., & Stenfors, A. (2021), ‘Interest rate swaps and the transmission mechanism of monetary policy: A quantile connectedness approach’, *Economics Letters*, 204, 109891, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2021.109891>.
- Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2012), ‘Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers’, *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57-66.
- Engle, R.F., & Manganelli, S. (2004), ‘CAViaR: Conditional autoregressive value at risk by regression quantiles’, *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(4), 367-381.
- Esparcia, C., Escrivano, A., & Jareño, F. (2024), ‘Assessing the crypto market stability after the FTX collapse: A study of high frequency volatility and connectedness’, *International Review of Financial Analysis*, 94, 103287, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2024.103287>.

-
- Jiménez, I., Mora-Valencia, A., & Perote, J. (2024), ‘Bitcoin halving and the integration of cryptocurrency and forex markets: An analysis of the higher-order moment spillovers’, *International Review of Economics & Finance*, 92, 302-315.
- Katsiampa, P., Yarovaya, L., & Zięba, D. (2022), ‘High-frequency connectedness between Bitcoin and other top-traded crypto assets during the COVID-19 crisis’, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 79, 101578, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2022.101578>.
- Kumar, S., Patel, R., Iqbal, N., & Gubareva, M. (2023), ‘Interconnectivity among cryptocurrencies, NFTs, and DeFi: evidence from the Russia-Ukraine conflict’, *The North American Journal of Economics and Finance*, 68, 101983, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.najef.2023.101983>.
- Kyriazis, N., Papadamou, S., Tzeremes, P., & Corbet, S. (2024), ‘Quantifying spillovers and connectedness among commodities and cryptocurrencies: Evidence from a Quantile-VAR analysis’, *Journal of Commodity Markets*, 33, 100385, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jcomm.2024.100385>.
- Lang, C., Hu, Y., Corbet, S., & Hou, Y.G. (2024), ‘Tail risk connectedness in G7 stock markets: Understanding the impact of COVID-19 and related variants’, *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 41, 100889, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2024.100889>.
- Maghyereh, A., & Ziadat, S.A. (2024), ‘Pattern and determinants of tail-risk transmission between cryptocurrency markets: new evidence from recent crisis episodes’, *Financial Innovation*, 10(1), 77, DOI: <https://doi.org/10.1186/s40854-023-00592-1>.
- Mgadmi, N., Sadraoui, T., Alkaabi, W., & Abidi, A. (2023), ‘The interconnectedness of stock indices and cryptocurrencies during the Russia-Ukraine war’, *Journal of Economic Criminology*, 2, 100039. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jeconc.2023.100039>.
- Nguyen, A.P.N., Mai, T.T., Bezbradica, M., & Crane, M. (2023), ‘Volatility and returns connectedness in cryptocurrency markets: Insights from graph-based methods’, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 632, 129349, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.physa.2023.129349>.
- Polat, O., & Kabakçı Günay, E. (2021), ‘Cryptocurrency connectedness nexus the COVID-19 pandemic: evidence from time-frequency domains’, *Studies in Economics and Finance*, 38(5), 946-963. DOI: <https://doi.org/10.1108/SEF-01-2021-0011>.
- Rahman, M.R., Naeem, M.A., Yarovaya, L., & Mohapatra, S. (2024), ‘Unravelling systemic risk commonality across cryptocurrency groups’, *Finance Research Letters*, 105633, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.105633>.
- Ullah, M., Sohag, K., & Haddad, H. (2024), ‘Comparative investment analysis between crypto and conventional financial assets amid heightened geopolitical risk’, *Heliyon*, 10(9), DOI: <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e30558>.
- Umar, Z., Jareño, F., & de la O González, M. (2021), ‘The impact of COVID-19-related media coverage on the return and volatility connectedness of cryptocurrencies and fiat currencies’, *Technological Forecasting and Social Change*, 172, 121025, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.121025>.
- Xu, Q., Zhang, Y., & Zhang, Z. (2021), ‘Tail-risk spillovers in cryptocurrency markets’, *Finance Research Letters*, 38, 101453, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101453>.
- Yousaf, I., Pham, L., & Goodell, J.W. (2024), ‘Dynamic spillovers between leading cryptocurrencies and derivatives tokens: Insights from a quantile VAR approach’, *International Review of Financial Analysis*, 94, 103156, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2024.103156>.
- Zhang, Y., Zhou, L., Li, Y., & Liu, F. (2023), ‘Higher-order moment nexus between the US Dollar, crude oil, gold, and bitcoin’, *The North American Journal of Economics and Finance*, 68, 101998, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.najef.2023.101998>.

Tác giả liên hệ: Ngô Thái Hưng | Email: ngothai.hung@gmail.com.

TÁC ĐỘNG CỦA PHONG CÁCH LÃNH ĐẠO SỐ ĐẾN HÀNH VI ĐỔI MỚI SÁNG TẠO TRONG CÔNG VIỆC CỦA NHÂN VIÊN TẠI CÁC DOANH NGHIỆP VIỆT NAM: VAI TRÒ TRUNG GIAN CỦA VĂN HÓA SỐ

Lê Thị Mỹ Linh

Viện Quản trị kinh doanh - Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: linhlm@neu.edu.vn

Nguyễn Huy Độ

Viện Quản trị kinh doanh - Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: nghuyendo.neu@gmail.com

Trương Ngọc Minh

Viện Quản trị kinh doanh - Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: ngocminh29022004@gmail.com

Nguyễn Hà Chi

Viện Quản trị kinh doanh - Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: ngchi1709@gmail.com

Phạm Thảo Linh

Viện Quản trị kinh doanh - Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: phamthaolinh.neu@gmail.com

Mã bài: JED-1626

Ngày nhận bài: 29/02/2024

Ngày nhận bài sửa: 20/09/2024

Ngày duyệt đăng: 10/02/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.1626

Tóm tắt

Nghiên cứu này khám phá mối quan hệ giữa phong cách lãnh đạo số, văn hóa số và hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên tại các doanh nghiệp Việt Nam. Phương pháp nghiên cứu kết hợp định tính và định lượng, gồm phỏng vấn sâu 11 lãnh đạo và nhân viên cùng khảo sát 446 nhân viên, chủ yếu từ các doanh nghiệp công nghệ thông tin, truyền thông, chế biến và chế tạo. Kết quả cho thấy, phong cách lãnh đạo số tác động tích cực đến văn hóa số và hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên. Văn hóa số cũng ảnh hưởng tích cực đến hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc và đóng vai trò trung gian giữa phong cách lãnh đạo số và hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên. Nghiên cứu đề xuất giải pháp giúp doanh nghiệp khích lệ thực hiện phong cách lãnh đạo số và phát triển văn hóa số để thúc đẩy hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên.

Từ khóa: Hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc, phong cách lãnh đạo số, văn hóa số, Việt Nam.

Mã JEL: M12, M14

The effect of digital leadership on innovative work behavior of Vietnamese enterprises employees: The mediating role of digital culture

Abstract

This research explores the relationship between digital leadership, digital culture, and employees' innovative work behavior in Vietnamese enterprises. A mixed-method approach was adopted, including in-depth interviews with 11 leaders and employees and a survey of 446 employees, primarily from IT, communication, and manufacturing enterprises. The results indicate that digital leadership positively influences digital culture and employees' innovative work behavior. Digital culture also positively impacts employees' innovative work behavior and serves as a mediator between digital leadership and employees' innovative work behavior. The research offers recommendations for enterprises to encourage applying digital leadership and develop a digital culture, thereby promoting employees' innovative work behavior.

Keywords: Digital culture, digital leadership, innovative work behavior, Vietnam.

JEL Codes: M12, M14

1. Lời mở đầu

Trong thời đại ngày nay, hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên dần trở thành yếu tố quan trọng hàng đầu cho sự phát triển của doanh nghiệp. Hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc được định nghĩa là hành vi của cá nhân hướng tới việc tạo ra, quảng bá và thực hiện các ý tưởng mới nhằm mang lại lợi ích cho tổ chức. Điều này bao gồm việc sáng tạo ý tưởng, thúc đẩy sự chấp nhận của các ý tưởng đó và triển khai chúng vào thực tiễn, từ đó góp phần cải thiện hiệu suất và cạnh tranh của tổ chức (Shanker & cộng sự, 2017). Hành vi đổi mới sáng tạo của nhân viên không chỉ giúp cải thiện hiệu suất làm việc cá nhân mà còn đóng góp đáng kể vào sự phát triển và thành công của tổ chức (Shanker & cộng sự, 2017). Trong bối cảnh kinh tế số, Hansen & Birkinshaw (2007) khẳng định chuyển đổi số tạo ra môi trường làm việc linh hoạt, tăng cường khả năng tiếp cận thông tin và tài nguyên, và khuyến khích sự hợp tác xuyên biên giới, từ đó thúc đẩy đổi mới sáng tạo của nhân viên.

Thủ tướng Chính phủ (2020) đã ra quyết định số 749/QĐ-TTg nhằm khuyến khích các hoạt động chuyển đổi số trong doanh nghiệp. Tuy nhiên, hiện nay doanh nghiệp Việt Nam còn gặp nhiều khó khăn trong việc chuyển đổi số do hạn chế về cơ sở hạ tầng công nghệ thông tin, thiếu hụt nguồn nhân lực chất lượng cao và chiến lược kinh doanh chưa thích ứng với bối cảnh hiện tại (Nguyen Thanh Hai, 2021).

Giữa những thách thức đó, phong cách lãnh đạo số và văn hóa số đang dần trở thành những yếu tố quan trọng trong nền kinh tế số. Phong cách lãnh đạo số không chỉ giúp định hướng chiến lược số hóa, thúc đẩy chuyển đổi số trong doanh nghiệp mà còn tạo động lực và hỗ trợ cho nhân viên trong việc áp dụng công nghệ mới. Nhiều nghiên cứu cho thấy phong cách lãnh đạo số có tác động tích cực tới hành vi đổi mới sáng tạo của nhân viên. Cụ thể, phong cách lãnh đạo số thúc đẩy sự sáng tạo và đổi mới thông qua việc tạo ra môi trường làm việc linh hoạt, khuyến khích sự hợp tác và nâng cao khả năng tiếp cận các công nghệ mới (Sagbas & cộng sự, 2023). Mặt khác, văn hóa số khuyến khích áp dụng số hóa vào trong công việc, cũng như chấp nhận những rủi ro có thể xảy ra trong việc tạo ra các sản phẩm/quy trình mới do đó có thể thúc đẩy nhân viên hướng tới sự đổi mới (Proksch & cộng sự, 2021).

Mặc dù phong cách lãnh đạo số và văn hóa số có ảnh hưởng tích cực đến khả năng đổi mới sáng tạo của nhân viên, nhưng hiện nay trên thế giới và đặc biệt tại Việt Nam, vẫn còn khoảng trống nghiên cứu về mối quan hệ và ảnh hưởng của các nhân tố trên. Các nghiên cứu trước đây mới chỉ ra được tác động tích cực của nhiều phong cách lãnh đạo hay văn hóa đến khả năng đổi mới sáng tạo của nhân viên như: phong cách lãnh đạo chuyển đổi và văn hóa học tập (Nguyen Thi Phuong Linh, 2022), phong cách lãnh đạo truyền cảm hứng (Nguyễn Phương Mai, 2023) và chưa có nghiên cứu nào về tác động của phong cách lãnh đạo số tới hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên. Tuy nhiên, trong bối cảnh số hóa hiện nay, việc chuyển đổi số trong công việc đang trở nên vô cùng quan trọng, quyết định đến sự phát triển bền vững của doanh nghiệp (Vaska & cộng sự, 2021). Vì vậy, cần khám phá những yếu tố phù hợp hơn nhằm tận dụng cuộc cách mạng 4.0 để phát triển hành vi đổi mới sáng tạo của nhân viên.

Từ phân tích trên, các mục tiêu nghiên cứu đưa ra là: Phân tích ảnh hưởng của phong cách lãnh đạo số đến hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên và văn hóa số; Kiểm định ảnh hưởng của văn hóa số đến hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên và vai trò trung gian của văn hóa số trong mối quan hệ giữa phong cách lãnh đạo số và hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên; Đưa ra những khuyến nghị cho doanh nghiệp và lãnh đạo nhằm thúc đẩy hành vi đổi mới sáng tạo của nhân viên trong bối cảnh số hóa.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Phát triển giả thuyết nghiên cứu

2.1.1. Phong cách lãnh đạo số và hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc

Phong cách lãnh đạo số được định nghĩa là phong cách lãnh đạo mà các nhà lãnh đạo kết hợp khả năng lãnh đạo của bản thân và công nghệ số (Rudito & Sinage, 2017). Phong cách này không chỉ đòi hỏi các nhà lãnh đạo phải có kỹ năng và tư duy kinh doanh mà còn cần kiến thức thực tế, khả năng giải quyết vấn đề cũng như khả năng sử dụng kiến thức và giảng dạy về các công nghệ số. Điều này giúp cải thiện hiệu suất tổ chức, thúc đẩy đổi mới và tạo ra giá trị cho doanh nghiệp (Benitez & cộng sự, 2022).

Erhan & cộng sự (2022) đã khẳng định phong cách lãnh đạo số thông qua việc khuyến khích và hỗ trợ nhân viên áp dụng các công nghệ số trong công việc, đón nhận tích cực những sáng kiến đổi mới, giúp họ có động lực cao trong công việc, qua đó có thể thúc đẩy hành vi đổi mới sáng tạo của họ. Ngoài ra, Ahmed

& cộng sự (2024) chỉ ra các nhà lãnh đạo số thúc đẩy đổi mới sáng tạo của nhân viên thông qua việc khuyến khích học hỏi, phát triển năng lực mới, xây dựng mối quan hệ tích cực, và tạo môi trường làm việc hỗ trợ. Bên cạnh đó, các nhà lãnh đạo này có xu hướng sử dụng dữ liệu và phân tích để nhận diện các cơ hội mới và phát triển các giải pháp sáng tạo, điều này giúp nhân viên có thông tin cần thiết để đưa ra các quyết định sáng tạo và hiệu quả. Từ lập luận trên, nhóm tác giả đưa ra giả thuyết:

H1: Phong cách lãnh đạo số có ảnh hưởng tích cực đến hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên.

2.1.2. Văn hóa số và hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc

Văn hóa số được định nghĩa là một tập hợp các giá trị, thực hành và kỳ vọng mới nổi về cách mọi người (nên) hành động và tương tác trong xã hội mạng hiện đại (Deuze, 2006). Proksch & cộng sự (2021) chỉ ra, văn hóa số là nơi mà việc áp dụng công nghệ số vào trong công việc được khuyến khích, nó liên quan đến việc thay đổi tư duy và cách tiếp cận trong công việc của các cá nhân trong tổ chức. Văn hóa này bao gồm khả năng làm việc tự chủ, thích ứng với dữ liệu, và xây dựng phong cách làm việc linh hoạt, cho phép nhân viên thử nghiệm và chấp nhận thất bại. McConnell (2015) và Nylén & Holmström (2015) cho rằng, văn hóa số thúc đẩy các doanh nghiệp khởi nghiệp tạo ra môi trường cho phép sự sáng tạo và đổi mới cho các cá nhân trong tổ chức. Điều này được thực hiện thông qua việc giảm bớt các cấu trúc phân cấp và ra quyết định phi tập trung, từ đó tăng cường tính sáng tạo, phát triển sản phẩm/dịch vụ mới, đồng thời gia tăng tính linh hoạt và khả năng thích ứng với sự thay đổi của thị trường. Từ phân tích trên, nhóm tác giả đề xuất giả thuyết:

H2: Văn hóa số có ảnh hưởng tích cực đến hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên.

2.1.3. Phong cách lãnh đạo số và văn hóa số

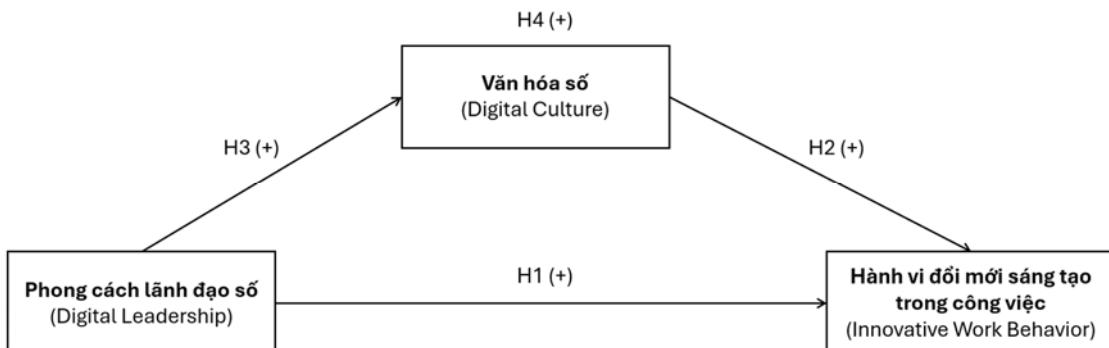
Erhan & cộng sự (2022) và Shin & cộng sự (2023) chỉ ra nhà lãnh đạo với phong cách lãnh đạo số chịu trách nhiệm lập kế hoạch và thực hiện các chiến lược của công ty, đồng thời tạo ra hoặc hỗ trợ sửa đổi văn hóa, bao gồm việc hình thành văn hóa số, để tăng khả năng cạnh tranh của công ty. Ngoài ra, phong cách lãnh đạo số còn tạo ra môi trường hỗ trợ sự đổi mới và sáng tạo, cho phép nhân viên đề xuất và thử nghiệm các ý tưởng mới, coi trọng việc phát triển năng lực số của nhân viên, từ đó giúp xây dựng văn hóa số mạnh mẽ trong tổ chức. Shin & cộng sự (2023) cũng đã chứng minh rằng phong cách lãnh đạo số không chỉ hỗ trợ mà còn phát triển mạnh mẽ văn hóa số. Sự tương tác này cho thấy một mối quan hệ chặt chẽ và bền vững giữa phong cách lãnh đạo số và văn hóa số, tạo nên một hệ sinh thái mà trong đó cả hai yếu tố này cùng nhau phát triển và củng cố lẫn nhau. Vì vậy nhóm tác giả đưa ra giả thuyết:

H3: Phong cách lãnh đạo số có ảnh hưởng tích cực tới văn hóa số.

2.1.4. Vai trò trung gian của văn hóa số

Nhiều nghiên cứu khẳng định vai trò trung gian của văn hóa số trong phong cách lãnh đạo và hành vi đổi mới sáng tạo của nhân viên. Nghiên cứu của Khan & cộng sự (2020) chỉ ra văn hóa tổ chức có vai trò trung gian cho mối quan hệ giữa phong cách lãnh đạo chuyển đổi, phong cách lãnh đạo giao dịch và hành vi đổi mới sáng tạo của nhân viên. Theo thuyết trao đổi lãnh đạo và thành viên (Leader-Member Exchange), nhân viên nhận được nhiều sự hỗ trợ, cơ hội phát triển và sự công nhận từ lãnh đạo, và ngược

Hình 1: Mô hình nghiên cứu đề xuất



Nguồn: Nhóm tác giả đề xuất.

lai, nhân viên cũng đáp lại bằng sự trung thành, nỗ lực và hành vi sáng tạo (Yukl, 2013). Khi đó, văn hóa tổ chức đóng vai trò giúp chuyên hóa các mối quan hệ trao đổi lãnh đạo và thành viên chất lượng cao thành hành vi đổi mới sáng tạo của nhân viên, từ đó tối đa hiệu quả của lãnh đạo trong việc thúc đẩy đổi mới sáng tạo của nhân viên (Ahmed & cộng sự, 2024). Vai trò trung gian của văn hóa số được nghiên cứu khẳng định trong mối quan hệ giữa phong cách lãnh đạo số và kết quả kinh doanh của công ty (Shin & cộng sự, 2023), tuy nhiên, vai trò trung gian của văn hóa số trong mối quan hệ giữa phong cách lãnh đạo số và hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên vẫn chưa được khám phá. Do đó, trong nghiên cứu này nhóm tác giả kỳ vọng có thể chứng minh được vai trò trung gian của văn hóa số trong mối quan hệ trên và đề xuất giả thuyết:

H4: Văn hóa số có vai trò trung gian trong mối quan hệ giữa phong cách lãnh đạo số và hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên.

2.2. Mô hình nghiên cứu đề xuất

(Xem Hình 1)

3. Phương pháp nghiên cứu

Dữ liệu sơ cấp được thu thập vào cuối năm 2023. Nghiên cứu định tính gồm phỏng vấn sâu với 5 nhân viên và 6 quản lý cấp cao tại các doanh nghiệp Việt Nam để kiểm tra tính phù hợp của các biến trong bảng hỏi và hiểu rõ hơn kết quả nghiên cứu. Nghiên cứu định lượng được thực hiện qua khảo sát tại các doanh

Bảng 1: Thông kê các đối tượng khảo sát

Yêu Tố	Phân loại	Tỷ lệ (%)
Giới tính	Nam	44,62
	Nữ	55,38
Độ tuổi	18-30	64,13
	31-40	29,37
	41-50	5,16
	51-60	1,34
Học vấn	Đại học	84,48
	Sau Đại học	15,52
Địa điểm	Miền Bắc	98,21
	Miền Trung	1,12
	Miền Nam	0,67
Thâm niên làm việc	Dưới 1 năm	15,02
	Từ 1 đến 4 năm	39,91
	Từ 5 đến 10 năm	31,17
	Từ 11 đến 15 năm	10,54
	Từ 16 đến 20 năm	1,35
	Trên 20 năm	2,02
Vị trí công việc	Nhân viên/Chuyên viên	74,44
	Trưởng nhóm/Phó nhóm	13,00
	Trưởng phòng/Phó phòng/Quản lý	9,19
	Giám đốc/Phó giám đốc	3,36
Ngành nghề	Công ty công nghệ thông tin và truyền thông	37,44
	Công ty sản xuất/chế tạo	23,54
	Công ty khởi nghiệp công nghệ (Tech Startups)	8,97
	Công ty dịch vụ thương mại	7,62
	Công ty dịch vụ ngân hàng	7,40
	Công ty dịch vụ giáo dục	6,05
	Loại hình công ty khác	8,98

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

nghiệp trên toàn quốc. Khảo sát được thực hiện cả trực tuyến (zalo, email) và trực tiếp, sử dụng phương pháp chọn mẫu thuận tiện chủ yếu thông qua các mối quan hệ, nhưng có gắng đảm bảo sự đa dạng ngành nghề kinh doanh, chú trọng hơn đến ngành công nghệ thông tin và truyền thông, ngành chế biến chế tạo. Mặt khác, đề tài có quà tặng là thư cảm ơn, bút, sổ và sách điện tử để khuyến khích sự tham gia và trả lời nghiêm túc. Theo Hair & cộng sự (2010), mẫu khảo sát cần gấp 5-10 lần số biến, với 16 biến quan sát, mẫu dự tính là 160 trở lên. Kết quả thu được 464 phiếu (323 trực tuyến, 141 trực tiếp; trong đó có 93 phiếu trực tiếp ở khu công nghiệp Yên Phong, Bắc Ninh; 163 phiếu từ 15 doanh nghiệp đồng ý tham gia khảo sát trong tổng số 38 doanh nghiệp thông tin và truyền thông, thương mại đang hoạt động tại Hà Nội, Hồ Chí Minh và Đà Nẵng, phần lớn tập trung tại miền Bắc, thông qua liên hệ theo danh bạ doanh nghiệp) và sau khi làm sạch còn 446 phiếu, như vậy qui mô mẫu đáp ứng yêu cầu.

Thang đo: Phong cách lãnh đạo số được đo bằng thang đo của Erhan & cộng sự (2022). Văn hóa số được kế thừa từ Proksch & cộng sự (2021). Hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc được đo bằng thang đo của Carmeli & cộng sự (2009). Tất cả các câu hỏi đều được đánh giá trên thang Likert 5 điểm (1 = “Hoàn toàn không đồng ý” đến 5 = “Hoàn toàn đồng ý”).

Trong mẫu khảo sát, nữ giới chiếm tỷ lệ lớn với 55,38%, độ tuổi chủ yếu từ 18 đến 30 (64,13%), và phần lớn là nhân viên (74,44%) với thời gian làm việc chủ yếu từ 1 đến 4 năm (39,91%) và từ 5 đến 10 năm (31,17%), có trình độ đại học (84,48%) và đến từ khu vực miền Bắc (98,21%). Ngành nghề hoạt động chủ yếu của các công ty là ITC (37,44%) và chế biến chế tạo (23,54%).

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Phân tích nhân tố khám phá (EFA)

Bảng 2: Kết quả phân tích nhân tố EFA

Mã hóa	Nội dung	Hệ số tải			Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Cronbach Alpha
		1	2	3			
IWB	<u>Hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc</u>				3,95	0,89	0,94
IWB2	Tôi thường xuyên tạo ra những ý tưởng sáng tạo trong công việc.	0,93			3,92	0,88	
IWB6	Tôi thấy mình là một người đổi mới sáng tạo.	0,86			3,93	0,87	
IWB1	Tôi luôn chủ động tìm kiếm các công nghệ, quy trình, kỹ thuật và ý tưởng cho sản phẩm mới tại doanh nghiệp nơi tôi làm việc.	0,82			3,98	0,86	
IWB3	Tôi thường xuyên giới thiệu và chia sẻ ý tưởng của bản thân tôi đồng nghiệp tại doanh nghiệp nơi tôi làm việc.	0,81			4,00	0,90	
IWB5	Tôi luôn xây dựng các kế hoạch và lịch trình phù hợp để thực hiện các ý tưởng mới.	0,80			3,92	0,90	
IWB4	Tôi luôn nghiên cứu và tìm kiếm nguồn lực cần thiết để triển khai các ý tưởng mới.	0,76			3,96	0,91	
DC	Văn hóa số				3,79	0,87	0,90
DC2	Các quyết định trong công việc đều dựa trên ý kiến của tập thể chứ không phải của riêng một cá nhân	0,84			3,78	0,87	
DC4	Doanh nghiệp không tạo ra các cấp bậc cứng nhắc trong khi thực hiện các dự án, mọi người đều có cơ hội thể hiện và tham gia quyết định.	0,82			3,73	0,84	
DC1	Cán bộ, nhân viên có thái độ cởi mở với những thất bại trong công việc.	0,80			3,79	0,88	
DC5	Mỗi thành viên đều có thể đóng góp ý tưởng và đề xuất cho việc phát triển, sử dụng các sản phẩm và dịch vụ kỹ thuật số.	0,76			3,86	0,87	

DC3	Doanh nghiệp thành lập các nhóm đa chức năng, bao gồm các thành viên từ các bộ phận khác nhau như IT, marketing, tài chính,...cùng nhau hợp tác để giải quyết các mục tiêu.	0,75	3,77	0,89
DL	Phong cách lãnh đạo số		4,22	0,83
DL2	Lãnh đạo của tôi luôn giúp nhân viên hiểu và áp dụng công nghệ kỹ thuật số để tối ưu hóa các quy trình của tổ chức.	0,7 9	4,15	0,86
DL4	Lãnh đạo của tôi luôn đóng vai trò hỗ trợ và khuyến khích để giảm bớt những khó khăn mà những đổi mới trong công nghệ thông tin mang lại.	0,7 7	4,23	0,81
DL1	Lãnh đạo của tôi luôn giúp nhân viên nâng cao nhận thức về những rủi ro liên quan đến công nghệ thông tin.	0,7 5	4,22	0,84
DL5	Lãnh đạo của tôi luôn chia sẻ kinh nghiệm của mình về cơ hội mà công nghệ mang lại, tăng khả năng đóng góp của đồng nghiệp và nhân viên, gop phần xây dựng một tổ chức học tập.	0,5 8	4,30	0,81
DL3	Lãnh đạo của tôi luôn người đảm bảo các hành vi đạo đức cần thiết trong việc triển khai thông tin với tất cả các bên liên quan.	0,5 8	4,22	0,81

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

Nhóm tác giả thực hiện phân tích nhân tố khám phá bằng phương pháp trích xuất Principal axis factoring và phép xoay Promax. Sau một lần chạy EFA, từ 16 biến quan sát đã gộp thành 3 nhân tố đúng như dự kiến và không có biến quan sát nào bị loại. Hệ số Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) là 0,945 lớn hơn 0,5 ($0,5 < KMO < 1$), với mức ý nghĩa Sig. = 0,000 $< 0,05$ theo Hair & cộng sự (2010) là đủ điều kiện để phân tích EFA. Eigen value = 1,536 > 1 . Kết quả kiểm định tổng phương sai trích của 3 nhân tố đạt mức 63,15% có nghĩa là 63,15% các nhân tố được giải thích bởi các biến quan sát. Không có biến quan sát nào có hệ số tải lớn hơn 0,5 ở nhiều nhân tố, vì vậy, các biến quan sát đảm bảo giá trị hội tụ của các nhân tố.

Kết quả phân tích đánh giá độ tin cậy của các thang đo cho thấy Cronbach Alpha của các nhân tố đều lớn hơn 0,7 (0,83 – 0,94); các hệ số tương quan đều lớn hơn 0,3. Tất cả các nhân tố đều đảm bảo yêu cầu trong việc phân tích đánh giá độ tin cậy của thang đo (Hair & cộng sự, 2010).

4.2. Kiểm định nhân tố khẳng định (CFA)

Kết quả phân tích CFA cho thấy các chỉ số đánh giá mức độ phù hợp với dữ liệu như sau: Chi-square/df = 1,628 < 2 ; GFI = 0,956 $> 0,9$; CFI = 0,986 $> 0,9$; TLI = 0,983 $> 0,9$; RMSEA = 0,038 $< 0,08$; PCLOSE = 0,979 $> 0,05$ (Hair & cộng sự, 2010).

- Tính hội tụ: Độ tin cậy tổng hợp Composite Reliability (CR) đều $> 0,7$ và Phương sai trung bình được trích Average Variance Extracted (AVE) $> 0,5$. Như vậy tính hội tụ của các nhân tố được đảm bảo.

- Tính phân biệt: Phương sai chia sẻ lớn nhất Maximum Shared Variance (MSV) $<$ Average Variance Extracted (AVE) và căn bậc hai phương sai trung bình được trích Square Root of AVE (SQRTAVE) lớn hơn tương quan giữa các cấu trúc Inter-Construct Correlations trong bảng Fornell và Larcker. Như vậy tính phân

Bảng 3: Bảng chỉ số CR, AVE, MSV, bảng Fornell và Larcker

	Bảng chỉ số CR, AVE, MSV				Bảng Fornell và Larcker		
	CR	AVE	MSV	MaxR(H)	IWB	DC	DL
Hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc	0,937	0,712	0,444	0,937	0,844		
Văn hóa số	0,902	0,647	0,444	0,902	0,667***	0,804	
Phong cách lãnh đạo số	0,834	0,502	0,363	0,837	0,603***	0,517***	0,709

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

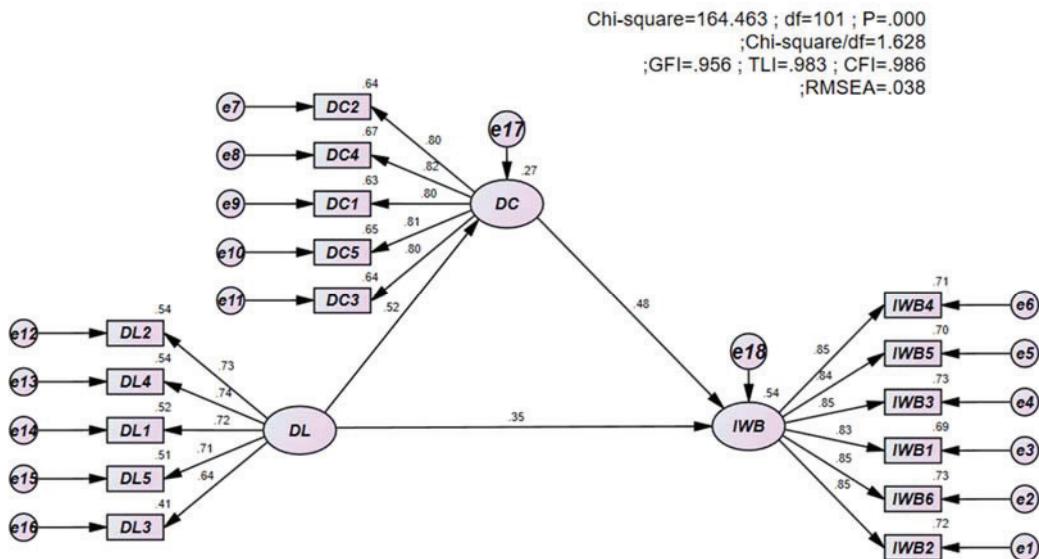
Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu của nhóm tác giả.

biệt của các nhân tố được bảo đảm.

4.3. Kiểm định mô hình nghiên cứu

Kết quả phân tích cấu trúc tuyến tính ở Hình 2: Chỉ số Chi-square/df = 1,628 < 2; GFI = 0,956, TLI = 0,983, CFI = 0,986 đều lớn hơn 0,9; RMSEA = 0,038 < 0,08. Vì vậy, mô hình phù hợp với dữ liệu (Hair & cộng sự, 2010).

Hình 2: Kết quả SEM của mô hình nghiên cứu



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

Đánh giá mô hình nghiên cứu được nhóm tác giả thực hiện thông qua kỹ thuật Bootstrap với hệ số phỏng đại 1000 và mức ý nghĩa 5%, giúp kiểm định các giả thuyết nghiên cứu. Từ các chỉ số ở Bảng 4 dưới đây ta có thể có kết luận sau:

Kiểm định tác động trực tiếp: Kết quả cho thấy các tác động trực tiếp trong mô hình nghiên cứu đều được ủng hộ bởi dữ liệu. Phong cách lãnh đạo số (DL) tăng cường hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc (IWB) của nhân viên, cụ thể hơn, phong cách lãnh đạo số tác động tích cực lên hành vi đổi mới sáng tạo của nhân viên ($\beta = 0,35$, $p = 0,002$) (H1 được chấp nhận). Mối quan hệ tích cực giữa văn hóa số (DC) và hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên cũng có ý nghĩa ($\beta = 0,48$, $p = 0,001$). Điều này cho thấy văn hóa số giúp phát triển hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên (H2 được chấp nhận). Phong cách lãnh đạo số cũng tác động tích cực lên văn hóa số, với $\beta = 0,52$ và $p = 0,002$ (H3 được chấp nhận).

Kiểm định tác động gián tiếp: Kết quả cho thấy văn hóa số đóng vai trò trung gian quan trọng trong mối quan hệ của phong cách lãnh đạo số và hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc ($\beta = 0,25$, $p = 0,001$), như vậy H4 được chấp nhận và đây là mối quan hệ trung gian một phần (Hair & cộng sự, 2010).

Theo Hair & cộng sự (2010), hệ số giải thích mức độ phương sai của biến nội sinh được giải thích bởi các biến ngoại sinh. Kết quả từ Hình 2 cho thấy giá trị của văn hóa số là 0,27 (tức = 27%), hay phong cách lãnh đạo số tác động đến 27% sự biến thiên của văn hóa số. Tương tự, của hành vi đổi mới sáng tạo là 0,54 (tức = 54%), hay phong cách lãnh đạo số và văn hóa số tác động đến 54% sự biến thiên của hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên.

4.4. Thảo luận kết quả nghiên cứu

4.4.1. Ảnh hưởng của phong cách lãnh đạo số đến hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên

Nghiên cứu cho thấy biến phong cách lãnh đạo số có tác động tích cực tới biến hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc với hệ số $\beta = 0,35$, giá trị trung bình của phong cách lãnh đạo số ở mức khá tốt là 4,22. Có thể thấy, phong cách lãnh đạo số đang được các nhà quản trị tại các doanh nghiệp Việt Nam áp dụng một cách thường xuyên nhằm thúc đẩy hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên trong doanh nghiệp.

Bảng 4 : Kiểm định các giả thuyết nghiên cứu

Đường dẫn	Hệ số hồi quy	Độ lệch chuẩn	T values	P values	Khoảng tin cậy		Kết quả
					UL	LL	
Tác động trực tiếp							
H1: DL-> IWB	0,35	0,058	6,068	0,002	0,237	0,460	Chấp nhận
H2: DC-> IWB	0,48	0,042	11,547	0,001	0,408	0,573	Chấp nhận
H3: DL -> DC	0,52	0,045	11,488	0,002	0,426	0,596	Chấp nhận
Tác động trung gian							
H4: DL-> DC -> IWB	0,25	0,031	8,064	0,001	0,192	0,318	Trung gian một phần

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

Nội dung phỏng vấn sâu cho thấy, các nhà quản lý và nhân viên đánh giá cao vai trò của phong cách lãnh đạo số. Một vài nhận định từ phỏng vấn như sau:

“Gần đây, tôi nhận thấy sự sáng tạo của nhân viên tăng lên đáng kể, đặc biệt khi họ được khuyến khích việc sử dụng và áp dụng công nghệ mới trong công việc” (L1: Giám đốc, Học viện Chiến lược và Đổi mới sáng tạo toàn cầu).

“Tôi luôn khuyến khích nhân viên không sợ hãi khi chấp nhận sự đổi mới bằng cách “làm gương” vì khi quản lý không sợ thất bại, luôn sẵn sàng thử nghiệm thì nhân viên cũng sẽ cảm thấy an toàn để đưa ra những ý tưởng mới, dù thành công hay không” (L1).

“Lãnh đạo của tôi mỗi khi có công cụ số mới được phát hành đều giới thiệu và hướng dẫn cho chúng tôi. Như giai đoạn gần đây, Chat GPT được tung ra, lãnh đạo luôn là người hướng dẫn và hỗ trợ chúng tôi sử dụng, tận dụng Chat GPT trong công việc, qua đó công việc có nhiều kết quả tích cực.” (NV3: Nhân viên, Công ty khởi nghiệp công nghệ).

Kết quả nghiên cứu này khẳng định phong cách lãnh đạo số có ảnh hưởng tích cực đến hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên, điều này phù hợp với nghiên cứu của Erhan & cộng sự (2022), Ahmed & cộng sự (2024). Phong cách lãnh đạo số khuyến khích nhân viên áp dụng công nghệ để tối ưu giao tiếp và hợp tác, giúp nhân viên dễ dàng tiếp cận thông tin và nguồn lực cần thiết cho công việc, tạo động lực cho nhân viên giúp họ tích cực tìm kiếm và áp dụng các ý tưởng và giải pháp mới.

4.4.2. Ảnh hưởng văn hóa số đến hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên

Kết quả cho thấy biến văn hóa số có tác động tích cực đến biến hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc, với hệ số $\beta = 0,48$ là mức khá cao, tuy nhiên biến văn hóa số có giá trị trung bình ở mức khá là 3,79 và thấp nhất trong các nhân tố, như vậy các doanh nghiệp cần thúc đẩy văn hóa số nhiều hơn để tăng cường hành vi đổi mới trong doanh nghiệp. Thông tin từ phỏng vấn sâu cho thấy cách thức văn hóa này thúc đẩy sự sáng tạo và đổi mới, dưới đây là một số ví dụ:

“Doanh nghiệp chúng tôi cung cấp những phần mềm số cho nhân viên nhằm tối ưu và tối đa công việc, ví dụ như quản lý dữ liệu khách hàng, chúng tôi cung cấp và hướng dẫn cho nhân viên sử dụng phần mềm CRM để quản lý dữ liệu khách hàng tốt hơn” (L1)

“Văn hóa số của chúng tôi luôn khuyến khích sự thử nghiệm và sáng tạo của nhân viên. Chúng tôi tạo ra một môi trường mà mỗi nhân viên đều cảm thấy tự tin để đưa ra những ý tưởng mới mà không sợ hãi về việc thất bại. Điều này được thể hiện qua các buổi họp định kỳ, nơi mà mọi ý tưởng, dù lớn hay nhỏ, đều được xem xét” (L1).

“Văn hóa số tạo điều kiện cho một môi trường an toàn để thử nghiệm và đưa ra những ý tưởng mới, khi nhân viên có những nguồn lực số, họ có thể sử dụng những công cụ số như AI,... giúp hình thành những ý tưởng mới một cách tốt hơn” (L5: Giám đốc Trung tâm Chuyển đổi số, Công ty công nghệ ITG).

“Chúng tôi hiểu rằng văn hóa số thúc đẩy được hành vi đổi mới sáng tạo của nhân viên, nhưng chúng tôi luôn nhắc nhở nhân viên luôn cẩn thận trong việc bảo vệ an toàn thông tin số” (L4: Trưởng phòng quản lý sản xuất kế hoạch, HZO Việt Nam).

Nghiên cứu này khẳng định ảnh hưởng tích cực của văn hóa số tới hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên, phù hợp với nghiên cứu của Proksch & cộng sự (2021) khi cho rằng một văn hóa noi công nghệ số và sự cởi mở với ý tưởng mới được ưu tiên sẽ khuyến khích đổi mới sáng tạo. Tuy nhiên nhóm

tác giả đã làm rõ hơn cách mà văn hóa số có thể trực tiếp thúc đẩy hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên. Cụ thể, văn hóa số thúc đẩy nhân viên theo đuổi sự đổi mới thông qua hỗ trợ và khuyến khích nhân viên áp dụng công nghệ số vào trong công việc, thúc đẩy giao tiếp cởi mở, hợp tác, tạo môi trường làm việc linh hoạt. Đây cũng là nơi sẵn sàng chấp nhận rủi ro để nhân viên thử nghiệm và học hỏi từ những thất bại có thể xảy ra, và tạo ra những đóng góp đổi mới sáng tạo cho công ty. Mặt khác, để thành công các doanh nghiệp xây dựng văn hóa số cần luôn cẩn trọng, đảm bảo an toàn thông tin số cho toàn thể doanh nghiệp.

4.4.3. *Ảnh hưởng của phong cách lãnh đạo số đến văn hóa số*

Kết quả nghiên cứu định lượng cho thấy biến phong cách lãnh đạo số tác động mạnh tới biến văn hóa số với hệ số $\beta = 0,52$, khẳng định vai trò quan trọng của phong cách lãnh đạo số trong thúc đẩy văn hóa số. Kết quả này cũng được nghiên cứu định tính giải thích rõ hơn, các nhà lãnh đạo đánh giá cao ảnh hưởng của phong cách lãnh đạo số tới văn hóa số, chính những nhà lãnh đạo là người thay đổi “nhận thức” của toàn thể doanh nghiệp, giúp tổ chức nhận ra và chấp nhận giá trị quan trọng của công nghệ số.

“Phong cách lãnh đạo số có ảnh hưởng lớn đến môi trường làm việc tổng thể tại doanh nghiệp. Điều này đặc biệt quan trọng vì lãnh đạo chịu trách nhiệm định hình văn hóa tổ chức. Khi lãnh đạo chú trọng và thúc đẩy sự áp dụng số trong công việc hàng ngày, nhân viên có xu hướng theo đuổi sự đổi mới và sáng tạo. Khi lãnh đạo bắt đầu thể hiện sự quan tâm đến số, văn hóa của công ty sẽ dần chuyển đổi theo hướng kỹ thuật số tích cực” (L5).

Nghiên cứu đã chỉ ra phong cách lãnh đạo số có ảnh hưởng tích cực đến văn hóa số, phù hợp với nghiên cứu của Shin & cộng sự (2023) cho rằng phong cách lãnh đạo số không chỉ thực hiện các chiến lược số cho doanh nghiệp mà còn giúp xây dựng và thay đổi văn hóa tổ chức. Những nhà lãnh đạo này bằng cách xây dựng một môi trường hỗ trợ đổi mới sáng tạo, khuyến khích thử nghiệm và đổi mới, chú trọng nâng cao năng lực số cho thành viên trong tổ chức, thúc đẩy việc áp dụng công nghệ số trong doanh nghiệp, nhờ đó, văn hóa số trong tổ chức được củng cố, hỗ trợ sự đổi mới và sự phát triển bền vững.

4.4.4. *Vai trò trung gian của văn hóa số*

Biến văn hóa số đóng vai trò trung gian quan trọng giữa mối quan hệ phong cách lãnh đạo số và hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc với hệ số $\beta = 0,25$. Kết quả này đã khẳng định vai trò trung gian của văn hóa số trong mối quan hệ giữa phong cách lãnh đạo số và hành vi đổi mới sáng tạo của nhân viên. Đây là điểm mới mà chưa có nghiên cứu nào trước đây kiểm định mối quan hệ này. Khi các nhà lãnh đạo với phong cách lãnh đạo số quan tâm và ưu tiên áp dụng kỹ thuật số, xây dựng một môi trường làm việc tích cực, đổi mới. Văn hóa số tạo ra môi trường làm việc, nơi công nghệ được khuyến khích áp dụng rộng rãi, sẵn sàng thử nghiệm và chấp nhận rủi ro, giúp nhân viên tự do sáng tạo và đưa ra ý tưởng mới. Nhờ có văn hóa số, sự tương tác giữa phong cách lãnh đạo số và hành vi đổi mới sáng tạo của nhân viên trở nên mạnh mẽ và hiệu quả hơn, giúp tổ chức tiến xa hơn trong kỷ nguyên công nghệ số.

5. Kết luận và khuyến nghị

Nghiên cứu này đã kiểm định được ảnh hưởng tích cực của phong cách lãnh đạo số tới hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên và tới văn hóa số. Khẳng định tác động tích cực của văn hóa số tới hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên, đồng thời phát hiện vai trò trung gian của văn hóa số trong mối quan hệ giữa phong cách lãnh đạo số và hành vi đổi mới sáng tạo của nhân viên, điều mà nghiên cứu trước đây chưa thực hiện, đặc biệt là trong bối cảnh tại Việt Nam.

Kết luận trên đến từ khảo sát mẫu với phần lớn là doanh nghiệp công nghệ thông tin và truyền thông (37,44%) và chế biến, chế tạo (23,54%), hai nhóm doanh nghiệp có năng lực đổi mới sáng tạo cao thông qua việc áp dụng chuyển đổi số trong doanh nghiệp. Đây là bài học cho các doanh nghiệp Việt Nam trong việc áp dụng phong cách lãnh đạo số và văn hóa số nhằm thúc đẩy chuyển đổi số trong doanh nghiệp, tăng cường hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên.

Do đó, nhóm tác giả đưa ra những khuyến nghị sau nhằm thúc đẩy hành vi đổi mới sáng tạo của nhân viên và đổi mới sáng tạo trong doanh nghiệp:

Các doanh nghiệp cần đào tạo kỹ năng lãnh đạo số cho quản lý và lãnh đạo bằng cách tổ chức các khóa học chuyên sâu, cung cấp tài nguyên học tập trực tuyến và tham gia vào các dự án công nghệ cao. Tổ chức các buổi thảo luận và hội thảo để chia sẻ kiến thức và kinh nghiệm về kỹ năng lãnh đạo và kỹ thuật số.

Doanh nghiệp cần phát triển văn hóa số bằng cách tạo ra môi trường làm việc khuyến khích sử dụng công

nghệ. Cung cấp công cụ số cho nhân viên, khuyến khích thử nghiệm công nghệ mới như trí tuệ nhân tạo vào công việc; chú trọng phát triển năng lực và kiến thức số cho thành viên; thiết lập quỹ đầu tư cho dự án sáng tạo; đưa ra chương trình khen thưởng cho dự án đổi mới sáng tạo thành công; và có chính sách linh hoạt cho phép nhân viên làm việc trong các dự án sáng tạo.

Nhà lãnh đạo cần tiên phong áp dụng công nghệ và đổi mới sáng tạo, tạo điều kiện cho nhân viên thử nghiệm và phát triển ý tưởng mới, và luôn phát triển kỹ năng lãnh đạo và kiến thức số của bản thân.

Mặc dù nghiên cứu đạt được mục tiêu đề ra, tuy nhiên do hạn chế về nguồn lực nên nghiên cứu được thực hiện chủ yếu tại các doanh nghiệp công nghệ và chế biến chế tạo ở khu vực miền Bắc Việt Nam. Kết quả nghiên cứu sẽ có ý nghĩa sâu sắc và có tính thực tiễn cao hơn khi mở rộng phạm vi sang các ngành nghề khác và khu vực miền Trung và miền Nam.

Tài liệu tham khảo

- Ahmed, F., Naqshbandi, M. M., Waheed, M., & Ain, N. U. (2024), ‘Digital leadership and innovative work behavior: impact of LMX, learning orientation and innovation capabilities’, *Management Decision*, DOI: <https://doi.org/10.1108/MD-04-2023-0654>.
- Benitez, J., Arenas, A., Castillo, A., & Esteves, J. (2022), ‘Impact of digital leadership capability on innovation performance: The role of platform digitization capability’, *Information & Management*, 59(2), 103590, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.im.2022.103590>.
- Carmeli, A., & Spreitzer, G. M. (2009), ‘Trust, connectivity, and thriving: Implications for innovative behaviors at work’, *The Journal of Creative Behavior*, 43(3), 169-191.
- Deuze, M. (2006), ‘Participation, remediation, bricolage: Considering principal components of a digital culture’, *The Information Society*, 22(2), 63-75.
- Erhan, T., Uzunbacak, H. H., & Aydin, E. (2022), ‘From conventional to digital leadership: exploring digitalization of leadership and innovative work behavior’, *Management Research Review*, 45(11), 1524–1543.
- Nguyen Thanh Hai (2021), ‘Digital transformation barriers for small and medium enterprises in Vietnam today’, *Laplace Em Revista*, 7, 416-426.
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J., Anderson, R.E. and Tatham, R.L (2010), *Multivariate Data Analysis*, Pearson, London, UK.
- Hansen, M. T., & Birkinshaw, J. (2007), ‘The innovation value chain’, *Harvard Business Review*, 85(6), 121-130.
- Khan, M. A., Ismail, F. B., Hussain, A., & Alghazali, B. (2020), ‘The interplay of leadership styles, innovative work behavior, organizational culture, and organizational citizenship behavior’, *Sage Open*, 10(1), DOI: <https://doi.org/10.1177/2158244019898264>.
- McConnell, J. (2015), ‘The company cultures that help (or hinder) digital transformation’, *Harvard Business Review*, last retrieved on Feb 29th 2024, from <<https://hbr.org/2015/08/the-company-cultures-that-help-or-hinder-digital-transformation>>.
- Nylén, D., & Holmström, J. (2015), ‘Digital innovation strategy: A framework for diagnosing and improving digital product and service innovation’, *Business Horizons*, 58(1), 57-67.
- Nguyen Thi Phuong Linh (2022), ‘Factors affecting innovative behavior of Vietnamese enterprises employees’, *International Journal of Innovation Science*, 15(1), 186–203.
- Nguyễn Phương Mai (2023), ‘Thúc đẩy hành vi đổi mới sáng tạo của nhân viên: Nghiên cứu tại một công ty dịch vụ truyền thông tại Việt Nam’, *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 309(2), 12-22.
- Proksch, D., Rosin, A. F., Stubner, S., & Pinkwart, A. (2021), ‘The influence of a digital strategy on the digitalization of new ventures: The mediating effect of digital capabilities and a digital culture’, *Journal of Small Business*

-
- Management*, 62(1), 1-29, DOI: <https://doi.org/10.1080/00472778.2021.1883036>.
- Rudito, P., & Sinaga, M. F. (2017), *Digital Mastery, Membangun Kepemimpinan Digital Untuk Memenangkan Era Disrupsi*, Gramedia Pustaka Utama, Jakarta, Indonesia.
- Sagbas, M., Oktaysoy, O., Topcuoglu, E., Kaygin, E., & Erdogan, F. A. (2023), ‘The mediating role of innovative behavior on the effect of digital leadership on intrapreneurship intention and job performance’, *Behavioral Sciences*, 13(10), 874, DOI: <https://doi.org/10.3390/bs13100874>.
- Shanker, R., Bhanugopan, R., Van der Heijden, B. I., & Farrell, M. (2017), ‘Organizational climate for innovation and organizational performance: The mediating effect of innovative work behavior’, *Journal of Vocational Behavior*, 100, 67-77.
- Shin, J., Mollah, M. A., & Choi, J. (2023), ‘Sustainability and organizational performance in South Korea: The effect of digital leadership on digital culture and employees’ digital capabilities’, *Sustainability*, 15(3), 2027, DOI: <https://doi.org/10.3390/su15032027>.
- Thủ tướng Chính phủ (2020), *Quyết định số 749/QĐ-TTg của Thủ tướng Chính phủ: Phê duyệt “Chương trình Chuyển đổi số quốc gia đến năm 2025, định hướng đến năm 2030*, ban hành ngày 03 tháng 06 năm 2020.
- Vaska, S., Massaro, M., Bagarotto, E. M., & Dal Mas, F. (2021), ‘The digital transformation of business model innovation: A structured literature review’, *Frontiers in Psychology*, 11, 539363, DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.539363>.
- Yukl, G. (2013), *Leadership in Organizations*, Pearson, London, UK.

Tác giả liên hệ: Lê Thị Mỹ Linh | Email: linhlm@neu.edu.vn

HẠNH PHÚC TRONG CÔNG VIỆC ĐÓNG VAI TRÒ TRUNG GIAN GIỮA CÔNG BẰNG TỔ CHỨC VÀ SỰ CAM KẾT CỦA NHÂN VIÊN

Nguyễn Thành Long

Trường Đại học Công nghiệp Thành Phố Hồ Chí Minh

Email: nguyenthanhlong@iuh.edu.vn

Lê Trần Bảo Hân

Trường Đại học Công nghiệp Thành Phố Hồ Chí Minh

Email: letranbaohan@iuh.edu.vn

Mã bài báo: JED-2015

Ngày nhận: 24/10/2024

Ngày nhận bản sửa: 12/01/2025

Ngày duyệt đăng: 12/02/2025

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.2015

Tóm tắt:

Nghiên cứu này nhằm phân tích vai trò trung gian của hạnh phúc trong công việc đối với công bằng tổ chức và sự cam kết của nhân viên, đồng thời khám phá ảnh hưởng của công bằng tổ chức đến sự cam kết và hạnh phúc trong công việc của nhân viên tại các doanh nghiệp ngành du lịch ở khu vực miền Trung, Việt Nam. Nghiên cứu đã thực hiện khảo sát 410 nhân viên làm việc trong các doanh nghiệp du lịch ở khu vực này để phân tích biến số bậc cao qua PLS – SEM. Kết quả phân tích đã khẳng định sự ảnh hưởng tích cực của các yếu tố công bằng tổ chức đến sự cam kết và hạnh phúc trong công việc của nhân viên. Đồng thời, kết quả nghiên cứu cũng nhấn mạnh rằng sự cam kết của nhân viên chịu ảnh hưởng mạnh từ yếu tố công bằng tổ chức thông qua vai trò trung gian của yếu tố hạnh phúc trong công việc.

Từ khoá: Sự cam kết của nhân viên, công bằng tổ chức, doanh nghiệp ngành du lịch, hạnh phúc trong công việc.

Mã JEL: D23, M12.

The mediating role of working happiness between organizational justice and employee commitment

Abstract:

This research aimed to analyze the mediating role of working happiness in the relationship between organizational justice and employee commitment, while also exploring the impact of organizational justice on employee commitment and working happiness within tourism firms in the Central region of Vietnam. A survey of 410 employees working in tourism firms was conducted to analyze higher-order constructs using PLS-SEM. The results confirmed the positive influence of organizational justice factors on employee commitment and working happiness. Furthermore, the study highlighted that employee commitment is strongly influenced by organizational justice through the mediating role of working happiness.

Keywords: Organizational commitment, organizational justice, tourism firms, working happiness.

JEL codes: D23, M12.

1. Giới thiệu

Theo báo cáo của Tổng cục Du lịch Việt Nam (2022), các công ty trong ngành du lịch tại Việt Nam đang thiếu hụt tần suất lao động chất lượng cao bao gồm quản lý, trưởng bộ phận, nhân viên có tay nghề cao tại một số bộ phận như điều hành, phân phối và chính sách, tỷ lệ thiếu hụt này đã vượt quá 30% vào năm 2022. Bên cạnh đó, tính cạnh tranh trong ngành du lịch ngày càng trở nên khốc liệt, có nhiều yêu cầu đặt ra về chất lượng dịch vụ và sự hài lòng của khách hàng (Tien & cộng sự, 2019). Ngành du lịch, nơi mà dịch vụ khách hàng và sự hài lòng của khách hàng là ưu tiên hàng đầu, việc duy trì công bằng tổ chức giúp cải thiện sự gắn bó của nhân viên đồng thời nâng cao chất lượng dịch vụ mà doanh nghiệp cung cấp (Sayed & Nabil, 2023). Nghiên cứu của He & cộng sự (2019) đưa ra được kết quả là sự cam kết của nhân viên và mức độ hài lòng trong công việc có liên quan chặt chẽ đến hiệu suất làm việc và tỷ lệ nghỉ việc. Theo nghiên cứu Phuong & cộng sự (2024), nhân viên ngành du lịch hiện phải đối mặt với áp lực duy trì sự hài lòng của khách hàng và làm việc theo giờ giấc không ổn định, dễ dẫn đến tình trạng kiệt sức và giảm cam kết với tổ chức, thực tế tại khu vực miền Trung Việt Nam, nơi ngành du lịch đang trên đà phát triển, việc nhân viên liên tục nghỉ việc hoặc thiếu sự cam kết với tổ chức có thể dẫn đến những gián đoạn không mong muốn trong quy trình phục vụ khách hàng. Dựa vào thống kê của Tổng cục Du lịch Việt Nam (2023) ngành du lịch đóng góp khoảng 9% GDP quốc gia và tạo ra gần 2,8 triệu việc làm tại khu vực miền Trung, với các điểm đến nổi bật như Đà Nẵng, Nha Trang, và Quy Nhơn. Dù lượng khách quốc tế tăng, đạt gần 15 triệu lượt trong năm 2023, nhiều cơ sở lưu trú trong khu vực chỉ hoạt động với khoảng 70% công suất lao động, phản ánh tình trạng thiếu hụt nhân lực nghiêm trọng. Một số nghiên cứu cũng đã nhận xét rằng khi nhân viên cảm thấy tổ chức đối xử không công bằng, bất công sẽ dẫn đến xu hướng mất động lực làm việc, dễ rời bỏ công (Zhao & cộng sự, 2020). Theo Mulang (2022), công bằng tổ chức không chỉ là yếu tố cốt lõi để xây dựng một môi trường làm việc tích cực mà còn ảnh hưởng trực tiếp đến sự cam kết của nhân viên và hạnh phúc trong công việc. Sự công bằng trong quy trình đánh giá và phân phối tài nguyên sẽ là yếu tố quan trọng giúp nhân viên cam kết hơn với tổ chức và nâng cao hiệu quả làm việc (Blix & cộng sự, 2021).

Cụ thể, nhiều nghiên cứu về công bằng tổ chức thường được thực hiện trong các ngành khác, như sản xuất, tài chính hoặc dịch vụ công, và ít có những nghiên cứu chuyên sâu trong ngành du lịch tại Việt Nam như Aguiar-Quintana & cộng sự (2020), Al-shami & cộng sự (2023), Ozdurhan & Tanova (2017) và của Xu & cộng sự (2023). Hơn thế, hiện chưa có nhiều nghiên cứu kiểm tra tác động của công bằng tổ chức đến sức khỏe tâm lý của nhân viên, cụ thể là hạnh phúc trong công việc và sự cam kết nhân viên tại các doanh nghiệp ngành du lịch tại khu vực miền Trung. Đặc biệt, trong lĩnh vực dịch vụ sau dịch Covid 19, hạnh phúc trong công việc là yếu tố quan trọng tạo nên sự gắn bó và cam kết ngoài lương thưởng và phúc lợi. Hầu hết các nghiên cứu hiện tại chỉ tập trung vào từng khía cạnh riêng lẻ như mối quan hệ giữa công bằng tổ chức với hạnh phúc, hoặc với sự cam kết của nhân viên chẳng hạn Kieu (2023), Han & cộng sự (2024), vẫn còn rất ít nghiên cứu đồng thời xem xét tất cả các mối quan hệ này trong cùng một mô hình. Do đó, nghiên cứu này thực hiện nhằm xem xét vai trò trung gian của hạnh phúc trong công việc giữa công bằng tổ chức và sự cam kết của nhân viên tại các doanh nghiệp du lịch khu vực miền Trung.

2. Cơ sở lý luận và mô hình nghiên cứu

2.1. Một số khái niệm

2.1.1. Công bằng tổ chức

Công bằng tổ chức là mức độ tin tưởng của nhân viên vào chính sách, sự tương tác và quyết định của công ty (Afridi, 2018). Một số yếu tố chính của công bằng tổ chức bao gồm công bằng thủ tục, công bằng phân phối, công bằng tương tác, công bằng thông tin (Colquitt & cộng sự, 2001). Công bằng thủ tục đề cập đến cách nhân viên cảm nhận tính công bằng và đáng tin cậy của các quy trình phân bổ phần thưởng và lợi ích, bao gồm việc không phân biệt đối xử, minh bạch thông tin, và xem xét nỗ lực trong thăng tiến, tăng lương (He & cộng sự, 2014). Theo Blix & cộng sự (2021), các doanh nghiệp du lịch ưu tiên công bằng thủ tục vì nó thúc đẩy sự hợp nhất và lợi nhuận. Công bằng thông tin là mức độ công bằng trong giao tiếp mà nhân viên nhận được, thể hiện qua việc truyền đạt thông tin chính xác, đầy đủ và kịp thời về các quyết định và hành động (Xu & cộng sự, 2023). Đây cũng là một hình thức trao đổi xã hội, giúp nhân viên dễ dàng chấp nhận thông tin tiêu cực, từ đó giảm thiểu hành vi lệch lạc tại nơi làm việc. Theo Gulyani & Sharma (2018), công bằng phân phối là loại công bằng đầu tiên được công nhận, đảm bảo rằng nhân viên tin tưởng vào sự phân phối công bằng các kết quả, đồng thời cảm thấy được tham gia, đóng góp và nhận đèn bù đầy đủ, qua

đó bảo vệ quyền lợi và tôn trọng cá nhân. Công bằng tương tác được hiểu là tập trung vào cách những người có quyền lực đối xử với người khác và các tương tác cá nhân, mối quan hệ trong một tổ chức phải luôn công bằng (He & cộng sự, 2019). Về cơ bản công bằng tương tác liên quan đến các yếu tố cá nhân trong hoạt động tổ chức cụ thể là hành vi và cách giao tiếp của cấp quản lý và cấp dưới (Sayed & Nabil, 2023).

2.1.2. Hạnh phúc trong công việc

Hạnh phúc trong công việc là một khái niệm toàn diện, không chỉ đơn thuần là yếu tố thúc đẩy năng suất và hiệu quả làm việc, mà còn là động lực quan trọng giúp nhân viên sẵn sàng đối mặt với những thử thách mới (Galván Vela & cộng sự, 2022). Do phần lớn thời gian hàng ngày được dành cho công việc, hạnh phúc tại nơi làm việc đóng vai trò thiết yếu trong việc giảm bớt sự căng thẳng từ các nhiệm vụ phức tạp và các sự kiện công việc (Basinska & Rozkwitalska, 2022). Các yếu tố như môi trường làm việc thuận lợi, sự công nhận xứng đáng và các mối quan hệ tích cực tại nơi làm việc đóng vai trò then chốt trong việc thúc đẩy và duy trì cảm giác hạnh phúc (Fisher, 2010). Theo Kun & Gadanecz (2022) định nghĩa hạnh phúc của nhân viên tại nơi làm việc là cảm giác tích cực khi họ tràn đầy năng lượng, nhiệt huyết, tìm thấy ý nghĩa và giá trị công việc, xây dựng được mối quan hệ tốt với đồng nghiệp và gắn bó sâu sắc với tổ chức. Đây không chỉ là cảm giác thoái mái mà còn là nền tảng để nhân viên phát triển và đóng góp bền vững cho tổ chức.

2.1.3. Sự cam kết của nhân viên

Cam kết của nhân viên với tổ chức được định hình bởi ba yếu tố cốt lõi: sự tin tưởng và đồng thuận mạnh mẽ với mục tiêu, giá trị của tổ chức, sự sẵn sàng cống hiến nỗ lực đáng kể để thúc đẩy sự phát triển chung và mong muốn duy trì mối quan hệ lâu dài với tổ chức (Gyensare & cộng sự, 2017). Cam kết này không chỉ thể hiện qua lòng trung thành mà còn qua hiệu suất vượt trội và ý chí gắn bó lâu dài, tạo nên động lực chung cho sự phát triển của tổ chức (Herhausen & cộng sự, 2020). Tại tổ chức, lý thuyết trao đổi xã hội được minh chứng qua cách nhân viên cảm nhận sự hỗ trợ từ phía tổ chức, sự hỗ trợ này không chỉ làm tăng cảm giác được trân trọng mà còn khơi dậy ý thức trách nhiệm và cam kết của nhân viên (Zhao & cộng sự, 2020). Những yếu tố này xây dựng một môi trường làm việc tích cực, khuyến khích nhân viên đáp lại sự hỗ trợ của tổ chức bằng thái độ tận tâm và hành vi tích cực (Nazir & cộng sự, 2018).

2.2. Lý thuyết nền

Lý thuyết trao đổi xã hội cho rằng các mối quan hệ giữa cá nhân và tổ chức phát triển theo thời gian thông qua sự tuân thủ các nguyên tắc trao đổi nhất định, trong đó nguyên tắc có đi có lại đóng vai trò then chốt, bản chất của trao đổi xã hội không chỉ xoay quanh các lợi ích vật chất, mà còn bao hàm cả các giá trị cảm xúc và tâm lý, nơi sự cân bằng giữa những gì nhận được và cho đi tạo nên cảm giác thoái mái và thúc đẩy sự bền vững của mối quan hệ (Croppanzano & Mitchell, 2005). Lý thuyết công bằng của Adams (1963) nhấn mạnh vai trò quan trọng của nhận thức công bằng trong môi trường làm việc và xã hội nói chung, nhân viên sẽ cảm thấy động lực và hài lòng khi họ nhận thức được sự công bằng trong quá trình trao đổi giữa công sức và phần thưởng. Ngược lại, nếu họ cảm thấy tỷ lệ giữa công sức bỏ ra và phần thưởng nhận được không công bằng so với người khác (chẳng hạn, làm việc với cùng một mức độ cống hiến nhưng lại nhận ít phần thưởng hơn), họ có thể cảm thấy thất vọng, từ đó giảm hiệu quả công việc hoặc thậm chí quyết định rời bỏ tổ chức. Điều này cho thấy rằng công bằng tổ chức có ảnh hưởng sâu sắc đến động lực làm việc và sự cam kết của nhân viên.

2.3. Tác động của công bằng tổ chức đến hạnh phúc trong công việc

Khi các quy trình và chính sách được thực hiện công bằng, nhân viên không còn cảm thấy căng thẳng, lo lắng hay bất mãn, mà thay vào đó là sự thoái mái và hạnh phúc hơn với công Blix & cộng sự (2021). Một môi trường công bằng không chỉ nâng cao mức độ hạnh phúc trong công việc mà còn khơi dậy động lực, sự cam kết của nhân viên, qua đó đóng góp vào sự thành công và phát triển bền vững của tổ chức (Gulyani & Sharma, 2018). Lý thuyết công bằng cho rằng khi nhân viên cảm nhận được sự công bằng trong công việc, họ sẽ cảm thấy hài lòng hơn với tổ chức, gia tăng những cảm xúc tích cực, chính là yếu tố tạo nền tảng vững chắc cho sự cam kết của nhân viên. Khi nhân viên hạnh phúc, họ không chỉ làm việc hiệu quả mà còn thể hiện sự cam kết lâu dài, giúp tổ chức phát triển bền vững (Im & cộng sự, 2023). Giả thuyết H1 dựa trên đó được đề xuất:

H1: Công bằng tổ chức có ảnh hưởng tích cực (+) đến hạnh phúc trong công việc.

2.4. Tác động của công bằng tổ chức đến sự cam kết của nhân viên

Nghiên cứu của Assefa & cộng sự (2024) chỉ ra rằng nhân viên cảm nhận sự công bằng tại nơi làm việc sẽ có xu hướng tin tưởng vào tổ chức và sẵn sàng đóng góp ý kiến, theo dõi quá trình ra quyết định, cũng như bảo vệ lợi ích của bản thân và tổ chức. Quan điểm này phù hợp với lý thuyết công bằng nhân viên sẽ đánh giá sự công bằng dựa trên việc so sánh đóng góp và phần thưởng nhận được, từ đó quyết định hành vi của mình trong mối quan hệ với tổ chức. Tương tự, Ozdur & Tanova (2017) cho thấy rằng khi quy trình trong tổ chức được cảm nhận là công bằng, nhân viên sẽ tin tưởng vào ban quản lý và cảm thấy an tâm hơn. Aguiar-Quintana & cộng sự (2020) nhấn mạnh rằng công bằng trong các tổ chức ngành du lịch, đặc biệt là công bằng phân phối, thủ tục và tương tác, là yếu tố then chốt để thúc đẩy sự cam kết của nhân viên, bởi sự công bằng tạo ra nghĩa vụ đạo đức và sự gắn bó với tổ chức.

Trên cơ sở đó, tác giả đề xuất giả thuyết H2 như sau:

H2: Công bằng tổ chức có ảnh hưởng tích cực (+) đến sự cam kết của nhân viên.

2.5. Tác động của hạnh phúc trong công việc đến sự cam kết của nhân viên

Hạnh phúc trong công việc có ảnh hưởng tích cực đến sự cam kết của nhân viên trong ngành du lịch, các nghiên cứu cho thấy khi nhân viên cảm thấy hài lòng và hạnh phúc với công việc của mình, họ có xu hướng gắn bó hơn với tổ chức và doanh nghiệp (Atan & cộng sự, 2021; Field & Buitendach, 2011). Hạnh phúc tại nơi làm việc còn thúc đẩy nhân viên đưa ra những ý tưởng sáng tạo, đóng góp những trải nghiệm giá trị và tối ưu hóa công việc (Al-shami & cộng sự, 2023). Theo lý thuyết hạnh phúc chủ quan, hạnh phúc trong công việc khẳng định là yếu tố quan trọng trong việc xây dựng mối quan hệ bền vững giữa nhân viên và tổ chức (Diener, 2000). Khi nhân viên cảm thấy hài lòng, họ sẽ có xu hướng gia tăng cam kết, tạo động lực tham gia tích cực vào công việc, từ đó nâng cao hiệu quả và sự phát triển lâu dài của tổ chức. Từ đó, tác giả đề xuất giả thuyết như sau:

H3: Hạnh phúc trong công việc ảnh hưởng tích cực (+) đến sự cam kết của nhân viên.

2.6. Vai trò trung gian của hạnh phúc trong công việc

Khi nhân viên cảm nhận được sự công bằng trong tổ chức, họ sẽ cảm thấy mình được đối xử công bằng và tôn trọng, điều này thúc đẩy cảm giác hài lòng và hạnh phúc trong công việc (Assefa & cộng sự, 2024). Khi nhân viên cảm thấy thoải mái, họ có xu hướng gắn bó, nâng cao mức độ cam kết đối với tổ chức (Herhausen & cộng sự, 2020). Mối quan hệ này không chỉ dựa trên sự công bằng trong các quyết định và chính sách của tổ chức mà còn cung cấp qua các yếu tố như công bằng thủ tục, công bằng thông tin và công bằng phân phối giúp nhân viên hiểu rõ và cảm nhận được sự đối xử công bằng ở mọi khía cạnh của công việc (Nazir & cộng sự, 2018).

H4: Công bằng tổ chức có ảnh hưởng tích cực (+) đến sự cam kết của nhân viên thông qua vai trò trung gian của hạnh phúc trong công việc.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Thang đo và công cụ xử lý dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng phương pháp định tính thông qua phỏng vấn với 5 nhà quản lý tại doanh nghiệp ngành du lịch. Nghiên cứu sử dụng thang đo biến cấp 2 cho yếu tố công bằng tổ chức dựa trên nghiên cứu của Foster (2007) và Matarid & cộng sự (2018), thay vì phân tích từng biến quan sát cấp 1. Cách tiếp cận này giúp phản ánh cấu trúc đa chiều của công bằng tổ chức. Việc sử dụng thang đo biến cấp 2 nhằm nâng cao độ tin cậy và giá trị của mô hình nghiên cứu, đồng thời cung cấp cái nhìn toàn diện về tác động của công bằng tổ chức (Hair & cộng sự, 2016). Thang đo hạnh phúc trong công việc và cam kết nhân viên được xây dựng dựa trên nghiên cứu của Abou-Moghli (2018), với 12 biến cho hạnh phúc trong công việc và 15 biến cho cam kết nhân viên. Tuy nhiên, thang đo gốc này được phát triển trong ngành viễn thông, một số biến quan sát không hoàn toàn phù hợp với đặc thù của ngành du lịch tại Nam Trung Bộ. Nhằm đảm bảo tính phù hợp và độ chính xác cao hơn, nhóm nghiên cứu đã phỏng vấn các chuyên gia có nhiều năm kinh nghiệm trong ngành du lịch đã giúp các biến quan sát được điều chỉnh một cách linh hoạt, phù hợp với thực tế của ngành và khu vực nghiên cứu từ đó điều chỉnh thành 6 biến quan sát cho hạnh phúc trong công việc và 4 biến quan sát cho cam kết nhân viên, điều này vẫn phản ánh đầy đủ bản chất của hai khái niệm, đồng thời nâng cao tính thực tiễn trong bối cảnh ngành du lịch tại Việt Nam. Sự điều chỉnh này không chỉ đảm bảo tính khoa học mà còn làm tăng độ tin cậy và tính khả thi của thang đo trong thực tế. Để đảm bảo độ chính xác trong

việc phân tích và xử lý dữ liệu chính thức, nhóm nghiên cứu đã sử dụng phần mềm SPSS để kiểm tra sơ bộ độ tin cậy thang đo. Kết quả, các biến quan sát đều đảm bảo độ tin cậy, riêng thang đo hạnh phúc trong công việc bị loại 1 biến, còn lại 5 biến quan sát. Nghiên cứu định lượng chính thức được thực hiện để phân tích dữ liệu nhằm kiểm tra độ tin cậy, giá trị hội tụ, giá trị phân biệt, kiểm định các giả thuyết và kiểm tra sự phù hợp của mô hình thông qua phần mềm SmartPLS 4.0.

3.2. Mẫu và phương pháp lấy mẫu

Theo công thức của Bentler & Chou (1987), kích thước mẫu tối thiểu trong nghiên cứu có cấu trúc nên lớn hơn hoặc bằng 5 lần số biến trong mô hình. Trong trường hợp này, với 25 câu hỏi trong mô hình, số lượng mẫu cần tối thiểu là $25 \times 5 = 125$ mẫu. Tuy nhiên, tác giả chọn 500 phiếu khảo sát, điều này nhằm đảm bảo tính đại diện và độ tin cậy cao hơn, đồng thời giảm thiểu khả năng sai sót do việc thiếu dữ liệu hoặc các vấn đề trong quá trình thu thập. Do khu vực miền Trung Việt Nam có nhiều điểm đến du lịch và doanh nghiệp ngành du lịch, để đảm bảo tính đa dạng và đại diện, nhóm tác giả đã lựa chọn doanh nghiệp ngành du lịch từ nhiều điểm du lịch khác nhau ở miền Trung như Đà Nẵng, Nha Trang, Huế, Hội An, và Quy Nhơn,... và loại hình khác nhau khách sạn, resort, khu vui chơi giải trí, và nhà hàng. Những câu trả lời có cùng địa chỉ email hoặc đáp án sẽ được loại bỏ trong quá trình làm sạch dữ liệu.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thông kê mô tả

Với số lượng là 500 phiếu khảo sát phát ra thu về được 410. Kết quả đã thu về được 410 phiếu khảo sát, trong đó có 90 phiếu bị loại do khảo sát chưa đủ các ô trả lời. Trong 410 phiếu có 224 nam và 186 nữ, tỷ lệ này đưa ra có sự chênh lệch nhưng không quá lớn, với nam chiếm 54,6% và nữ chiếm 45,4%, trong ngành du lịch tại khu vực miền Trung, các công việc kỹ thuật, cấp quản lý hay lãnh đạo có nhiều nam giới hơn. Trong 410 phiếu khảo sát thu về, đối tượng khảo sát có độ tuổi từ 18-30 gồm 205 phiếu, độ tuổi từ 31-45 gồm 156

Bảng 1: Kết quả kiểm định thang đo giai đoạn 1

Mã hoa	Thang đo	Biến quan sát	Hệ số tải ngoài	Cronbach's alpha	CR	AVE
CBTT	Công bằng thủ tục	CBTT1	0,775	0,779	0,858	0,601
		CBTT2	0,776			
		CBTT3	0,771			
		CBTT4	0,794			
CBPP	Công bằng phân phối	CBPP1	0,842	0,867	0,909	0,715
		CBPP2	0,857			
		CBPP3	0,828			
		CBPP4	0,855			
CBTI	Công bằng thông tin	CBTI1	0,775	0,787	0,862	0,610
		CBTI2	0,753			
		CBTI3	0,786			
		CBTI4	0,809			
CBCN	Công bằng giữa các cá nhân	CBCN1	0,768	0,801	0,87	0,627
		CBCN2	0,769			
		CBCN3	0,808			
		CBCN4	0,821			
HAPU	Hạnh phúc trong công việc	HAPU1	0,839	0,861	0,900	0,644
		HAPU2	0,779			
		HAPU3	0,770			
		HAPU4	0,795			
		HAPU5	0,827			
CKNV	Sự cam kết của nhân viên	CKNV1	0,822	0,848	0,898	0,687
		CKNV2	0,825			
		CKNV3	0,852			
		CKNV4	0,816			

Nguồn: Tác giả tự tổng hợp kết quả.

phiếu, độ tuổi từ 46-60 gồm 47 phiếu và độ tuổi trên 60 gồm 2 phiếu. Về thu nhập, có 187 phiếu trả lời có thu nhập dưới 10 triệu, 126 phiếu có thu nhập từ 10 triệu đến 15 triệu, 53 phiếu thu về kết quả có thu nhập lớn hơn 15 triệu đến 20 triệu và trên 20 triệu là 44 phiếu trả lời.

4.2. Kết quả kiểm định thang đo

Phương pháp đo lường biến bậc hai bằng phương pháp đo lặp trong mô hình PLS-SEM sử dụng các chỉ báo của biến bậc một để đo lường biến bậc hai, giúp xác định mối quan hệ giữa các biến tiềm ẩn phức tạp. Theo Hair & cộng sự (2016), hệ số tải ngoài tối thiểu nên đạt từ 0,7 để đảm bảo độ tin cậy cao, tuy nhiên giá trị từ 0,6 đến 0,7 vẫn có thể chấp nhận nếu các chỉ số tổng thể của mô hình đạt yêu cầu. Kiểm tra tính hợp lệ bao gồm tính hội tụ ($AVE \geq 0,5$) và tính phân biệt giữa các cấu trúc. Nếu hệ số outer loading quá thấp (dưới 0,4), chỉ báo nên được loại bỏ để đảm bảo tính hợp lệ và độ tin cậy của mô hình. Kết quả trong Bảng 1 cũng cho thấy các hệ số tải ngoài lớn hơn 0,7, yếu tố đảm bảo tính hội tụ, với các chỉ số AVE (Giá trị phương sai trung bình trích) đều vượt ngưỡng 0,5. Những kết quả này cho thấy cấu trúc của các yếu tố có độ tin cậy cao và các biến quan sát trong mô hình đều có ý nghĩa, đảm bảo điều kiện để tiếp tục xét các tiêu chí phù hợp khác.

Phương pháp Fornell-Larcker thường được sử dụng để đánh giá khả năng phân biệt giữa các biến tiềm ẩn trong mô hình. Kết quả nghiên cứu ở Bảng 2 cho thấy tiêu chí về giá trị phân biệt đã được đáp ứng, khi cản bậc hai của phương sai giữa cấu trúc và các chỉ số của nó, được thể hiện trên đường chéo chính, đều lớn hơn các giá trị khác trong ma trận.

Bảng 2: Hệ số Fornell-Larcker

	CBCN	CBPP	CBTI	CBTT	CK	HP
CBCN	0,792					
CBPP	0,537	0,846				
CBTI	0,423	0,493	0,781			
CBTT	0,502	0,454	0,490	0,775		
CKNV	0,445	0,662	0,439	0,423	0,829	
HAPU	0,435	0,577	0,375	0,348	0,679	0,802

Nguồn: Tác giả tự tổng hợp kết quả.

Kết quả phân tích giai đoạn 2 của mô hình bậc cao cho thấy các yếu tố trong mô hình có hệ số tải nhân tố từ 0,746 đến 0,852, vượt ngưỡng 0,7, chứng minh mức độ ý nghĩa của các biến quan sát (Henseler & cộng sự, 2015). Hệ số Cronbach's Alpha dao động từ 0,789 đến 0,861, đáp ứng yêu cầu trên 0,7 (Hair & cộng sự, 2019). Hệ số CR đều lớn hơn 0,7, cho thấy độ tin cậy cao, và các giá trị AVE từ 0,609 đến 0,687 vượt ngưỡng 0,5, chứng tỏ mô hình có giá trị hội tụ tốt (Hair & cộng sự, 2019).

Bảng 3: Kết quả kiểm định thang đo giai đoạn 2

Mã hoá	Thang đo	Biến quan sát	Hệ số tải ngoài	Cronbach's alpha	CR	AVE
CB	Công bằng tổ chức	CBCN	0,780	0,789	0,861	0,609
		CBPP	0,845			
		CBTI	0,746			
		CBTT	0,746			
HAPU	Hạnh phúc trong công việc	HAPU1	0,839	0,848	0,898	0,687
		HAPU2	0,779			
		HAPU3	0,769			
		HAPU4	0,795			
		HAPU5	0,827			
CKNV	Sự cam kết của nhân viên	CKNV1	0,822	0,861	0,900	0,644
		CKNV2	0,825			
		CKNV3	0,852			
		CKNV4	0,816			

Nguồn: Tác giả tự tổng hợp kết quả.

Ngoài ra, để đảm bảo tính khách quan, tác giả đã đánh giá tính phân biệt của các yếu tố thông qua phương pháp Fornell-Larcker. Kết quả từ Bảng 4 cho thấy các giá trị đều đạt ngưỡng cho phép, chứng tỏ có khả năng phân biệt tốt. Do đó, có thể kết luận rằng mô hình đạt giá trị phân biệt cao.

Bảng 4: Hệ số Fornell-Larcker giai đoạn 2

	CB	CKNV	HAPU
CB	0,780		
CKNV	0,650	0,829	
HAPU	0,573	0,679	0,802

Nguồn: Tác giả tự tổng hợp kết quả.

4.3. Kiểm định giả thuyết

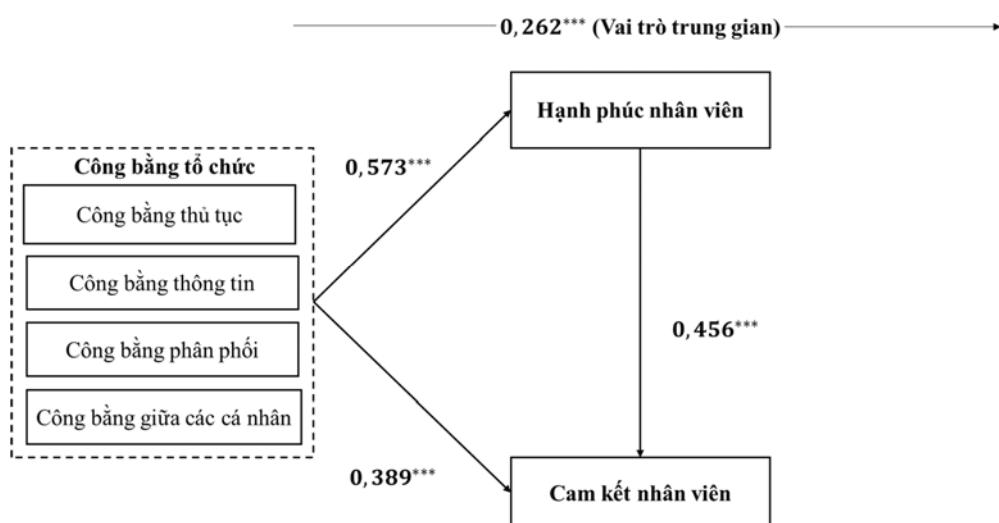
Kết quả phân tích PLS-SEM với độ tin cậy 95% cho thấy tất cả các mối quan hệ giữa các nhân tố trong mô hình đều có ý nghĩa thống kê ($P\text{-value} < 0,05$) và có tác động tích cực. Hệ số hồi quy dương chứng tỏ sự thay đổi trong một nhân tố ảnh hưởng tích cực đến các nhân tố khác, xác nhận các giả thuyết nghiên cứu. Kiểm tra tác động trung gian cho HAPU được xem xét đóng vai trò trung gian trong mối quan hệ giữa CB và CKNV ($\beta = 0,262$, $p < 0,05$), do đó giả thuyết H4 được hỗ trợ.

Bảng 5: Kết quả kiểm định giả thuyết nghiên cứu

	Hệ số ước lượng	Độ lệch chuẩn	T-value	P-value	Kết luận
CB → CKNV	0,389	0,040	9,636	0,000	Chấp nhận H1
CB → HAPU	0,573	0,035	16,205	0,000	Chấp nhận H2
HAPU → CKNV	0,456	0,045	10,046	0,000	Chấp nhận H3
CB → HAPU → CKNV	0,262	0,031	8,304	0,000	Chấp nhận H4

Nguồn: Tác giả tự tổng hợp kết quả.

Hình 1: Mô hình nghiên cứu



5. Thảo luận và kết luận

5.1. Thảo luận

Kết quả nghiên cứu cung cấp cái nhìn rõ ràng về tác động của công bằng tổ chức đối với hạnh phúc và sự cam kết của nhân viên, đặc biệt trong ngành du lịch tại miền Trung. Kết quả này không chỉ bổ sung cho các nghiên cứu trước đây mà còn mở ra cơ hội khám phá thêm các yếu tố trung gian và các mối quan hệ phức tạp giữa công bằng tổ chức và các yếu tố tâm lý khác của nhân viên. Việc đồng thời xem xét các mối quan hệ này sẽ giúp xây dựng những chiến lược quản lý hiệu quả hơn, hướng tới một môi trường làm việc công bằng từ đó tăng cường sự cam kết của nhân viên trong ngành du lịch. Cụ thể, công bằng tổ chức tác động

mạnh mẽ đến hạnh phúc trong công việc với hệ số $\beta = 0,573$ và đến sự cam kết của nhân viên với hệ số $\beta = 0,389$. Các giả thuyết H1, H2, H3 được xác nhận, làm nổi bật vai trò quan trọng của công bằng tổ chức trong việc nâng cao sự cam kết và hạnh phúc của nhân viên, phù hợp với những phát hiện trước đây (Zhao & cộng sự, 2020; Xu & cộng sự, 2023; Sayed & Nabil, 2023). Đặc biệt, giả thuyết trung gian H4 về tác động gián tiếp của công bằng tổ chức đến sự cam kết thông qua hạnh phúc trong công việc được chấp nhận, mở ra góc nhìn mới về mối quan hệ mà chưa được nghiên cứu trước đây. Kết quả nghiên cứu của đề tài cũng đã chỉ ra tác động trung gian của hạnh phúc trong công việc, là tác động trung gian một phần vì khi tác động gián tiếp có ý nghĩa và tác động trực tiếp cũng có ý nghĩa.

5.2. *Hàm ý quản trị*

Kết quả nghiên cứu nhân mạnh rằng các quyết định và chính sách của người quản lý cần phải công bằng và không thiên vị. Để nâng cao tính công bằng trong tổ chức, các nhà quản lý nên xem xét và điều chỉnh các chính sách, quy trình sao cho đảm bảo công bằng trong việc phân bổ tài nguyên và cơ hội thăng tiến. Điều này có thể thực hiện qua việc thiết lập các quy định rõ ràng, minh bạch về công bằng tổ chức. Đồng thời, doanh nghiệp cần đầu tư vào các chương trình đào tạo để nâng cao nhận thức về công bằng và kỹ năng quản lý cho nhà lãnh đạo.

Thêm vào đó, nghiên cứu chỉ ra rằng nhân viên cảm thấy công bằng khi có cơ hội phản ánh và đóng góp ý kiến. Việc này tạo ra một môi trường làm việc công bằng, góp phần tăng cường sự cam kết và hạnh phúc của nhân viên. Văn hóa tổ chức khuyến khích sự hợp tác, tôn trọng lẫn nhau sẽ làm gia tăng sự gắn bó và cải thiện sự hài lòng trong công việc. Các doanh nghiệp cũng nên tiến hành các khảo sát định kỳ để đánh giá mức độ công bằng và hạnh phúc của nhân viên. Dựa trên kết quả khảo sát, các chính sách và thực tiễn có thể được điều chỉnh sao cho phù hợp với nhu cầu và mong muốn của nhân viên.

Đặc biệt, việc tích hợp yếu tố công bằng tổ chức vào chiến lược phát triển bền vững sẽ không chỉ nâng cao hiệu quả hoạt động mà còn góp phần xây dựng nền tảng phát triển lâu dài và bền vững cho doanh nghiệp trong ngành du lịch.

5.3. *Hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo*

Thứ nhất, kích thước mẫu không đủ lớn, kết quả có thể không đại diện cho toàn bộ đối tượng nghiên cứu. Thứ hai, nghiên cứu chỉ tập trung vào một khu vực cụ thể tại miền Trung, Việt Nam điều này có thể không phản ánh tình hình ở các khu vực khác của Việt Nam.

Tài liệu tham khảo:

- Abou-Moglia, A. (2018), ‘Using Self-Determination Theory (SDT) to investigate the relationship between organizational commitment, happiness and work engagement in service industry’, *Journal of Business Administration Research*, 8(1), 29-39. DOI: <https://doi.org/10.5430/jbar.v8n1p29>.
- Adams, J.S. (1963), ‘Towards an understanding of inequity’, *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 67(5), 422-436.
- Afridi, A.A. (2018), ‘The effect of organizational justice on job satisfaction: A comparative study of public and private universities of Khyber Pakhtunkhwa’, *Abasyn Journal of Social Sciences*, 11(1), 237-253.
- Aguiar-Quintana, T., Araujo-Cabrera, Y. & Park, S. (2020), ‘The sequential relationships of hotel employees’ perceived justice, commitment, and organizational citizenship behaviour in a high unemployment context’, *Tourism Management Perspectives*, 35. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.tmp.2020.100676>.
- Al-shami, S.A., Al mamun, A., Rashid, N. & Cheong, C.B. (2023), ‘Happiness at workplace on innovative work behaviour and organisation citizenship behaviour through moderating effect of innovative behaviour’, *Heliyon*, 9(5). DOI: <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e15614>.
- Assefa, Y., Moges, B.T., Tilwani, S.A. & Shah, M.A. (2024), ‘The mediating role of leader-member exchange (LMX) in the structural relationship between organizational justice and employee voice behaviour in higher education’, *Heliyon*, 10(4). DOI: <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e26242>.

-
- Atan, A., Ozgit, H. & Silman, F. (2021), 'Happiness at work and motivation for a sustainable workforce: evidence from female hotel employees', *Sustainability (Switzerland)*, 13(14). DOI: <https://doi.org/10.3390/su13147778>.
- Basinska, B.A. & Rozkwitalska, M. (2022), 'Psychological capital and happiness at work: The mediating role of employee thriving in multinational corporations', *Current Psychology*, 41(2), 549-562. DOI: <https://doi.org/10.1007/s12144-019-00598-y>.
- Bentler, P.M. & Chou, C.P. (1987), 'Practical issues in structural modeling', *Common Problems/Proper Solutions: Avoiding Error in Survey Research/Sage*, 16(1), 78-117.
- Blix, L.H., Ortegren, M., Sorensen, K. & Sorensen, K. (2021), 'The relationship between justice perceptions and organizational commitment among alternative work arrangement participants and non-participants', *Managerial Auditing Journal*, 36(8), 1092-1113.
- Colquitt, J.A., Wesson, M.J., Porter, C.O.L.H., Conlon, D.E. & Ng, K.Y. (2001), 'Justice at the millennium: A meta-analytic review of 25 years of organizational justice research', *Journal of Applied Psychology*, 86(3), 425-445. DOI:<https://doi.org/10.1037/0021-9010.86.3.425>.
- Cropanzano, R. & Mitchell, M.S. (2005), 'Social exchange theory: An interdisciplinary review', *Journal of Management*, 31(6), 874-900.
- Diener, E. (2000), 'Subjective well-being. The science of happiness and a proposal for a national index', *American Psychologist*, 55, 34-43. DOI: <http://dx.doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.34>.
- Field, L.K. & Buitendach, J.H. (2011), 'Happiness, work engagement and organizational commitment of support staff at a tertiary education institution in South Africa', *SA Journal of Industrial Psychology*, 37(1), 1-10. DOI: <https://doi.org/10.4102/sajip.v37i1.946>.
- Fisher, C.D. (2010a), 'Happiness at Work', *International Journal of Management Reviews*, 12(4), 384-412. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-2370.2009.00270.x>
- Foster, R.D. (2007), 'Individual resistance, organizational justice, and employee commitment to planned organizational change', Doctoral dissertation UMI: 3291987, University of Minnesota.
- Galván Vela, E., Mercader, V., Arango Herrera, E. & Ruíz Corrales, M. (2022), 'Empowerment and support of senior management in promoting happiness at work', *Corporate Governance (Bingley)*, 22(3), 536-545. DOI: <https://doi.org/10.1108/CG-05-2021-0200>.
- Gulyani, G. & Sharma, T. (2018), 'Total rewards components and work happiness in new ventures: The mediating role of work engagement', *Evidence-based HRM*, 6(3), 255-271. DOI: <https://doi.org/10.1108/EBHRM-12-2017-0063>.
- Gyensare, M.A., Kumedzro, L.E., Sanda, A. & Boso, N. (2017), 'Linking transformational leadership to turnover intention in the public sector: The influences of engagement, affective commitment and psychological climate', *African Journal of Economic and Management Studies*, 8(3), 314-337. DOI: <https://doi.org/10.1108/AJEMS-07-2016-0099>
- Hair, J.F., Sarstedt, M., Matthews, L.M. & Ringle, C.M. (2016), 'Identifying and treating unobserved heterogeneity with FIMIX-PLS: part I – method', *European Business Review*, 28(1), 63-76. DOI: <https://doi.org/10.1108/EBR-09-2015-0094>.
- Hair, J.F., Shiao, W.L. & Sarstedt, M. (2019), 'Internet research using partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)', *Internet Research*, 29(3), 398-406.
- Han, L.T.B., Long, N.T. & Khanh, P.N.K. (2024), 'Factors affecting working happiness and organizational commitment at tourism enterprises in the central region, vietnam', *GeoJournal of Tourism and Geosites*, 52(1), 331-339. DOI: <https://doi.org/10.30892/gtg.52132-1209>.
- He, H., Zhu, W. & Zheng, X. (2014), 'Procedural justice and employee engagement: Roles of organizational identification and Moral Identity Centrality', *Journal of Business Ethics*, 122(4), 681-695. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10551-013-1774-3>.
- He, J., Morrison, A.M. & Zhang, H. (2019), 'Improving millennial employee well-being and task performance in the hospitality industry: The interactive effects of HRM and responsible leadership', *Sustainability (Switzerland)*, 11(16), 1-19. DOI: <https://doi.org/10.3390/su11164410>.
- Henseler, J., Ringle, C.M. & Sarstedt, M. (2015), 'A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based

-
- structural equation modeling', *Journal of the Academy of Marketing Science* 2, 43(1), 115-135.
- Herhausen, D., Emrich, O., Grewal, D., Kipfelsberger, P. & Schoegel, M. (2020), 'Face forward: How employees' digital presence on service websites affects customer perceptions of website and employee service quality', *Journal of Marketing Research*, 57(5), 917-936. DOI: <https://doi.org/10.1177/0022243720934863>.
- Im, J., Chung, Y. K. & Qin, D. (2023), 'Exploring diversity, equity, and inclusion in hospitality and tourism firms through the organizational justice and stakeholder theories', *Tourism Management*, 95. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2022.104662>.
- Kieu, L.T. (2023), 'Impact of organizational justice on the leader-member exchange relationship: The case study of tourism enterprises in the Mekong River Delta', *Quality-Access to Success*, 24(194).
- Kun, A. & Gadanez, P. (2022), 'Workplace happiness, well-being and their relationship with psychological capital: A study of Hungarian Teachers', *Current Psychology*, 41(1), 185-199. DOI: <https://doi.org/10.1007/s12144-019-00550-0>.
- Matarid, N.M., Sobh, O.S. & Ahmed, U. (2018), 'The impact of organizational justice and demographics', *Le Travail Humain*, 81(2), 1086-1014.
- Mulang, H. (2022), 'Analysis of the effect of organizational justice, worklife balance on employee engagement and turnover intention', *Golden Ratio of Human Resource Management*, 2(2), 86-97. DOI: <https://doi.org/10.52970/grhrm.v2i2.169>.
- Nazir, S., Qun, W., Hui, L. & Shafi, A. (2018), 'Influence of social exchange relationships on affective commitment and innovative behavior: Role of perceived organizational support', *Sustainability (Switzerland)*, 10(12), 1-20. DOI: <https://doi.org/10.3390/su10124418>.
- Ozduran, A. & Tanova, C. (2017), 'Coaching and employee organizational citizenship behaviours: The role of procedural justice climate', *International Journal of Hospitality Management*, 60, 58-66. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ijhm.2016.10.004>.
- Phuong, L.T., Van Thanh, T. & Hieu, H.M. (2024), 'Job burnout and organizational citizenship behavior among hotel employees: an approach based on the conservation of resources theory', *Journal of Finance-Marketing Research*, 15(7). DOI: <https://doi.org/10.52932/jfm.v15i7>.
- Sayed, M. & Nabil, S. (2023), 'The influence of organizational justice on achieving job happiness for employees in Egyptian hotels and travel agencies', *Journal of Association of Arab Universities for Tourism and Hospitality*, 24(1), 227-241.
- Tien, N.H., Dung, H.T. & Tien, N.Van. (2019), 'Branding building for Vietnam tourism industry reality and solutions', *International Journal of Research in Marketing Management and Sales*, 1(2), 63-68. DOI: <https://doi.org/10.33545/26633329.2019.v1.i2a.19>.
- Tổng Cục Du lịch Việt Nam (2022), *Báo cáo thường niên Du lịch Việt Nam 2017*, từ <<https://vietnamtourism.gov.vn/post/42843>>.
- Tổng Cục Du lịch Việt Nam (2023), *Báo cáo thường niên Du lịch Việt Nam 2023*, từ <<https://vietnamtourism.gov.vn/post/57524>>.
- Xu, G., Huang, Y. & Huang, S. (Sam). (2023), 'Informational justice and employee knowledge hiding behaviours: Mediation of organizational identification and moderation of justice sensitivity', *Heliyon*, 9(4). DOI: <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e14697>.
- Zhao, P., Xu, X., Peng, Y. & Matthews, R.A. (2020), 'Justice, support, commitment, and time are intertwined: A social exchange perspective', *Journal of Vocational Behavior*, 120. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2020.103432>.

Tác giả liên hệ: Nguyễn Thành Long | Email: nguyenthanhlong@iuh.edu.vn

ĐÁNH GIÁ HIỆU QUẢ KỸ THUẬT VỚI ĐẦU RA KHÔNG MONG MUỐN TRONG CHĂN NUÔI LỢN THỊT TRÊN ĐỊA BÀN THÀNH PHỐ HÀ NỘI

Lê Thị Thu Hương

Học viện Nông nghiệp Việt Nam

Email: ltthuong@vnua.edu.vn

Mã bài: JED-2013

Ngày nhận: 24/09/2024

Ngày nhận bản sửa: 23/10/2024

Ngày duyệt đăng: 30/10/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.2013

Tóm tắt:

Hà Nội là một trong những địa phương có quy mô đàn lợn lớn nhất cả nước. Để phát triển chăn nuôi lợn bền vững, ngoài việc nâng cao hiệu quả kỹ thuật thì giảm thiểu ô nhiễm môi trường cũng là một vấn đề quan trọng. Bằng phương pháp điều tra phỏng vấn và thu thập mẫu nước thải chăn nuôi từ 70 cơ sở, áp dụng phương pháp phân tích đường bao dữ liệu với đầu ra không mong muốn (phát thải Nitơ), nghiên cứu này đo lường hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn tại các cơ sở chăn nuôi lợn trên địa bàn thành phố. Kết quả nghiên cứu cho thấy điểm phi hiệu quả kỹ thuật là 1,25, nghĩa là phát thải Nitơ có thể giảm đi 25% mà không làm thay đổi sản lượng và các đầu vào. Kết quả mô hình hồi quy Tobit chỉ ra các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả kỹ thuật bao gồm loại công trình xử lý chất thải, hiệu quả xử lý, diện tích đất đai và tổng lượng thải hàng ngày.

Từ khóa: Chăn nuôi lợn, đầu ra không mong muốn, hiệu quả kỹ thuật, phân tích đường bao dữ liệu

JEL Code: D24

Measurement of technical efficiency with undesirable output of fattening pig production in Hanoi

Abstract:

Hanoi is one of the areas with the highest pig population in Vietnam. For sustainable development in pig production, improving technical efficiency and minimizing environmental pollution is necessary. By surveying 70 pig farms and collecting wastewater samples from farms' waste treatment plants, applying the data envelopment analysis with undesirable output (nitrogen emissions), this study measures the technical efficiency of farms with undesirable output. The results reveal that the average technical inefficiency score of the farms is 1.25, meaning that nitrogen emissions can be reduced by 25% without affecting other inputs and output. The Tobit model results show that the determinants influencing technical efficiency include the type of waste treatment plants, treatment efficiency, land area, and daily wastewater volume.

Keywords: Pig production, undesirable output, technical efficiency, data envelopment analysis

JEL Code: D24

1. Đặt vấn đề

Chăn nuôi lợn là một ngành then chốt trong lĩnh vực nông nghiệp, đóng góp 62% tổng lượng thịt tiêu thụ tại Việt Nam (Tổng cục thống kê, 2023). Tuy nhiên đi kèm với những lợi ích mà nó đem lại là vấn đề ô nhiễm môi trường như mùi hôi (Nguyễn Thành Trung & cộng sự, 2022), ô nhiễm đất, nước mặt và nước ngầm (Cao Trường Sơn & cộng sự, 2011; Cao & cộng sự, 2021) và các mầm bệnh (Huong & cộng sự, 2014).

Theo số liệu khảo sát của Bộ nông nghiệp và phát triển nông thôn (2023), biện pháp xử lý chất thải được các cơ sở chăn nuôi lợn sử dụng phổ biến nhất là công trình khí sinh học chiếm 49%; bên cạnh đó là ủ phân hữu cơ chiếm 14,6%, các hình thức khác chiếm 7%; còn 28,9% chất thải lợn không được xử lý mà xả thẳng trực tiếp ra môi trường. Mặc dù công trình khí sinh học là một giải pháp được khuyến khích áp dụng trong thời gian qua, nồng độ các chất ô nhiễm trong nước thải đều ra vẫn còn khá cao, vượt tiêu chuẩn cho phép theo QCVN 62 (Bộ tài nguyên và môi trường, 2016).

Hà Nội là một trong số các địa phương có đàn lợn lớn nhất cả nước với 1.097.094 con (Tổng cục thống kê, 2023), chăn nuôi lợn đóng vai trò quan trọng cải thiện sinh kế và thu nhập của nông hộ. Tuy nhiên, việc phát triển nhanh chóng lĩnh vực chăn nuôi đã dẫn đến ô nhiễm môi trường nghiêm trọng trên địa bàn thành phố (Huong & cộng sự, 2021). Vì vậy, để phát triển chăn nuôi lợn bền vững, bên cạnh việc nâng cao hiệu quả sản xuất thì việc giám sát, bảo vệ môi trường cũng là một trong những vấn đề bức thiết tại các cơ sở chăn nuôi lợn tại Hà Nội.

Nghiên cứu này được thực hiện nhằm đánh giá hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn là phát thải Ni tơ và các yếu tố ảnh hưởng tại các cơ sở chăn nuôi lợn trên địa bàn thành phố Hà Nội. Kết quả của nghiên cứu góp phần đề xuất các giải pháp phát triển chăn nuôi lợn bền vững trên địa bàn thành phố.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Hiệu quả kỹ thuật

Färe & cộng sự (2013) giới thiệu khái niệm hiệu quả kỹ thuật để đo lường khả năng một cơ sở sản xuất lượng đầu ra lớn nhất từ tập hợp các đầu vào hiện có hoặc khả năng tối thiểu hóa lượng đầu vào trong khi vẫn giữ nguyên lượng đầu ra.

Nghiên cứu của Huong & cộng sự (2023), Ly & cộng sự (2016) và Jabbar & Akter (2008) chỉ ra hiệu quả kỹ thuật trong chăn nuôi lợn ở Việt Nam lần lượt là 65,7%, 80,4% và 73%. Các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả kỹ thuật trong chăn nuôi lợn ở Việt Nam bao gồm khối lượng lợn xuất chuồng, thời gian nuôi, kinh nghiệm và trình độ học vấn của chủ hộ, số thành viên gia đình tham gia vào công việc chăn nuôi lợn, thu nhập từ chăn nuôi lợn, tiếp cận tín dụng và thú y (Ly & cộng sự, 2016), loại thức ăn chăn nuôi, nguồn gốc đất đai, thời gian vỗ béo, diện tích sàn và tỉ lệ lợn con mà hộ tự đẻ giống (Huong & cộng sự, 2023).

2.2. Hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn

Phát thải trong chăn nuôi lợn là không thể tránh khỏi. Việc đo lường hiệu quả kỹ thuật theo cách truyền thống sử dụng các đầu vào thông thường (thức ăn, con giống, lao động, khấu hao tài sản cố định và các chi phí biến đổi khác) và đầu ra thông thường (khối lượng lợn hơi) có thể bỏ qua vấn đề về phát thải chăn nuôi. Faere & cộng sự (1989) và Seiford & Zhu (2002) chỉ ra rằng khi tính toán hiệu quả kỹ thuật mà không xem xét đến đầu ra không mong muốn làm cho điểm hiệu quả kỹ thuật bị thiên lệch.

Reinhard & cộng sự (2000) và Faere & cộng sự (1989) phát triển kỹ thuật đo lường hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn, theo đó đầu ra không mong muốn sẽ được cắt giảm, trong khi các đầu ra mong muốn sẽ được giữ nguyên. Nghiên cứu của Lansink & Reinhard (2004) chỉ ra rằng các trang trại chăn nuôi lợn ở Hà Lan có thể cắt giảm phát thải Phốt pho và NH₃ 14% mà không làm ảnh hưởng tới sản lượng. Các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả kỹ thuật ở các trang trại đó bao gồm kỹ thuật cho ăn, nguồn gốc con giống và hệ thống chuồng trại. Nghiên cứu của Trần Văn Quân & cộng sự (2019) cũng chỉ ra rằng khi bổ sung thêm phát thải Ni tơ là đầu ra không mong muốn thì hiệu quả kỹ thuật của các hộ chăn nuôi lợn ở Hải Dương thấp hơn so với hiệu quả kỹ thuật thông thường. Điều đáng chú ý trong nghiên cứu này là lượng Ni tơ phát thải được tính toán dựa trên tài liệu thứ cấp, chưa xem xét đến khả năng xử lý chất thải của các hộ là khác nhau nên hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn được tính toán chưa chính xác.

Các nghiên cứu trước đây về hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn trong chăn nuôi lợn thường

được tiến hành tại các nước phát triển như Đan Mạch, Hà Lan hay Đài Loan, trong khi hầu như chưa có nghiên cứu nào được thực hiện ở quốc gia đang phát triển như Việt Nam, nơi mà vấn đề ô nhiễm môi trường trong chăn nuôi đang trở nên nghiêm trọng. Nghiên cứu này được thực hiện nhằm đo lường hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn là phát thải Ni tơ và phân tích các yếu tố ảnh hưởng trong chăn nuôi lợn tại thành phố Hà Nội, một trong những địa phương có lĩnh vực chăn nuôi lợn phát triển tại Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Chọn điểm và mẫu nghiên cứu

Với quy mô đàn lợn là 1.097.094 con, Hà Nội là một trong những địa phương có số đàn lợn lớn nhất cả nước (Tổng cục thống kê, 2023). Theo số liệu thống kê của sở Nông nghiệp và Phát triển nông thôn Hà Nội, tính đến tháng 12 năm 2023, trên địa bàn Hà Nội có 118 trang trại quy mô lớn, 719 trang trại quy mô vừa, 1518 trang trại quy mô nhỏ và 43.256 nông hộ chăn nuôi lợn.

Số liệu sơ cấp được thu thập thông qua phỏng vấn chủ cơ sở chăn nuôi bằng bảng hỏi. Tại mỗi cơ sở chăn nuôi, sau khi phỏng vấn, chúng tôi thu thập 02 mẫu nước thải (01 mẫu trước khi chảy vào công trình xử lý chất thải và 01 mẫu chảy ra từ công trình xử lý chất thải). Mục đích của việc lấy 02 mẫu tại mỗi cơ sở là để đo lường khả năng xử lý Ni tơ của công trình xử lý chất thải. Khả năng xử lý Ni tơ của công trình xử lý được tính toán theo công thức sau:

$$XL = \frac{TN_{trước} - TN_{sau}}{TN_{trước}} \times 100\%$$

Trong đó XL là khả năng xử lý Ni tơ của công trình xử lý chất thải (%); $TN_{trước}$ là nồng độ Ni tơ trong nước thải trước xử lý (mg/l); TN_{sau} là nồng độ Ni tơ trong nước thải sau khi xử lý (mg/l).

Lượng Ni tơ phát thải cho 1 lứa lợn được tính toán như sau:

$$TN_e = SL \times TN_{vòng đời} \times (100 - XL)$$

Trong đó, TN_e là lượng phát thải Ni tơ trong 1 lứa lợn (kg); SL số lượng lợn xuất chuồng/lứa (con); $TN_{vòng đời}$ là lượng phát thải Ni tơ có trong chất thải chăn nuôi theo vòng đời 1 con lợn thịt (kg). $TN_{vòng đời}$ ước tính là 4,3kg Ni tơ/con lợn xuất chuồng (tương ứng với khoảng thời gian nuôi là 180 ngày). Kết quả này được tham khảo từ nghiên cứu của Đinh Thị Hải Vân & Cao Trường Sơn (2018) khi tiến hành đo lường lượng Ni tơ đầu vào và đầu ra của quy trình chăn nuôi lợn trên địa bàn huyện Gia Lâm, thành phố Hà Nội.

Chúng tôi chọn phân tích chỉ tiêu tổng Ni tơ trong mẫu nước thải chăn nuôi vì đây là một trong các chỉ tiêu được quy định trong Quy chuẩn quốc gia về nước thải chăn nuôi (Bộ Tài nguyên và Môi trường, 2016). Hơn nữa, hầu hết các công trình khí sinh học phổ biến hiện nay có khả năng xử lý Ni-tơ thấp (Nguyễn Thị Hồng & Phạm Khắc Liệu, 2012). Số lượng cơ sở chăn nuôi được phân bổ theo các huyện là Chương Mỹ (27 cơ sở), Ba Vì (11 cơ sở), Phúc Thọ (6 cơ sở), Thạch Thất (8 cơ sở), Thanh Oai (4 cơ sở), Thường Tín (14 cơ sở); tổng số cơ sở chăn nuôi được thu thập là 70.

3.2. Phương pháp phân tích số liệu

3.2.1. Đo lường hiệu quả kỹ thuật

Phân tích đường bao dữ liệu (DEA) sử dụng các bài toán lập trình tuyến tính để đánh giá hiệu quả và sự kém hiệu quả tương đối của các cơ sở sản xuất kinh doanh (DMU). DEA hình thành nên đường biên sản xuất, theo đó các DMU nằm trên đường biên sản xuất đạt hiệu quả kỹ thuật, còn các DMU khác không hiệu quả. Theo Färe & cộng sự (2013), hiệu quả kỹ thuật đo lường khả năng tối thiểu hóa các đầu vào trong khi giữ nguyên các đầu ra (định hướng đầu vào) hoặc giữ nguyên các đầu vào trong khi tối đa hóa các đầu ra (định hướng đầu ra). Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng phương pháp đo lường hiệu quả kỹ thuật định hướng đầu ra.

Giả sử có n DMU được viết là DMU_j ($j=1,2,\dots,n$). Mỗi DMU sử dụng m đầu vào x_{ij} ($i=1,2,\dots,m$) để sản xuất ra các đầu ra s thông thường y_{rj} , ($r=1,2,\dots,s$). Theo Färe & cộng sự (2013), hiệu quả kỹ thuật định hướng đầu ra được đo lường như sau:

$$\text{Tối đa } \phi \text{ (CT. 1)}$$

Tùy thuộc vào

$$\phi y_{r,j} \leq \sum_j z_j y_{r,j} \quad \forall s$$

$$\sum_j z_j x_{m,j} \leq x_{m,j} \quad \forall m$$

$$\sum_j z_j = 1$$

Trong đó, ϕ là điểm phi hiệu quả kỹ thuật; ϕ bằng 1 thì DMU đạt hiệu quả, $\phi - 1$ là khả năng tăng của đầu ra của DMU; z_j là các véc tơ hằng số.

3.2.2. Đo lường hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn

Trong thực tế, đi kèm với các đầu ra mong muốn thì hoạt động sản xuất tạo ra những đầu ra không mong muốn (chất thải, chất ô nhiễm); đây là những đầu ra cần phải được giám sát (Seiford & Zhu, 2002). Trong mô hình DEA truyền thống định hướng đầu ra, thuật toán cho phép tất cả các đầu ra tăng lên trong khi giữ nguyên các đầu vào. Färe & cộng sự (1989) và Seiford & Zhu (2002) giới thiệu kỹ thuật tính toán hiệu quả kỹ thuật định hướng đầu ra, cho phép tăng đầu ra tốt, giảm đầu ra không mong muốn trong khi giữ nguyên các đầu vào.

Nghiên cứu của Coelli & cộng sự (2007) đo lường hiệu quả môi trường với giả định về điều kiện cân bằng vật chất của Phốt pho, theo đó Phốt pho tồn tại trong hai đầu vào là thức ăn chăn nuôi và lợn con, không được phục hồi hoàn toàn qua đầu ra là thịt lợn và bài tiết qua phân. Nghiên cứu của Coelli & cộng sự (2007) không có giả định về hoạt động xử lý chất thải vì cho rằng việc xử lý chất thải cần thêm các đầu vào khác như vốn, lao động, nhiên liệu, thiết bị vận chuyển.

Trong nghiên cứu này chúng tôi sử dụng chỉ tiêu tổng phát thải Ni tơ làm đầu ra không mong muốn vì đây là một chỉ tiêu quan trọng phản ánh sự ô nhiễm chất dinh dưỡng trong nước thải chăn nuôi. Các trang trại chăn nuôi phải đầu tư chi phí xây dựng, bảo dưỡng, sửa chữa các công trình xử lý chất thải để đạt yêu cầu trên. Các chi phí này đã được tính toán trong khấu hao và các chi phí sản xuất khác.

Giả sử có n DMU được viết là DMU_j ($j=1,2,\dots,n$). Mỗi DMU sử dụng m đầu vào x_{ij} , ($i=1,2,\dots,m$) để sản xuất ra các đầu ra thông thường y_{rj} , ($r=1,2,\dots,s$) và k đầu ra không mong muốn b_{tj} , ($t=1,2,\dots,k$), η_j là véc tơ hằng số. Theo Färe & Grosskopf (2004), khi xuất hiện đầu ra không mong muốn, hàm sản xuất sẽ được viết như sau:

$$T^w = \{(x, y, b) \mid \sum_{j=1}^n \eta_j x_{ij} \leq x, \sum_{j=1}^n \eta_j y_{rj} \geq y, \sum_{j=1}^n \eta_j b_{tj} = b, \eta_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, n\} \quad (\text{CT. } 2)$$

Seiford & Zhu (2002) đã phát triển một phương pháp xử lý các đầu ra mong muốn và không mong muốn trong DEA bằng cách chuyển đổi tuyến tính đầu ra không mong muốn và sau đó kết hợp các đầu ra không mong muốn đã chuyển đổi vào các mô hình DEA truyền thống.

Seiford & Zhu (2002) đề xuất một phép biến đổi giảm đơn điệu tuyến tính, $b_j = -b_j + v \geq 0$, trong đó v là một vectơ dịch chuyển thích hợp để $b_j > 0$. Nghĩa là, mỗi đầu ra không mong muốn được nhân với (-1) và tìm một véc tơ dịch chuyển v thích hợp để chuyển đổi dữ liệu âm thành dữ liệu không âm. Dựa trên phép biến đổi tuyến tính trên, hiệu quả kỹ thuật h trong mô hình DEA truyền thống có thể được sửa đổi thành phương trình tuyến tính sau:

Tối đa $h \quad (\text{CT. } 3)$

Tùy thuộc vào

$$\sum_{j=1}^n \eta_j x_{ij} + s_i^- = x_{i0}, i = 1, 2, \dots, m$$

$$\sum_{j=1}^n \eta_j y_{rj} - s_r^+ = hy_{r0}, r = 1, 2, \dots, s$$

$$\sum_{j=1}^n \eta_j b_{tj} - s_t^+ = h\bar{b}_{t0}, t = 1, 2, \dots, k$$

$$\sum_{j=1}^n \eta_j = 1, \eta_j, s_i^-, s_r^+, s_t^+ \geq 0, \text{ for all } i, j, r, t$$

Một DMU là hiệu quả khi $h=1$ và tất cả $s_i^- = s_r^+ = s_t^+ = 0$. Nếu $h>1$ và (hoặc) $s_i^-, s_r^+ or s_t^+$ không âm, thì DMU đó không hiệu quả. Nghiên cứu này quan tâm đến việc đo lường khả năng giảm thiểu ô nhiễm môi trường trong khi vẫn giữ nguyên các yếu tố khác. Chúng tôi tính toán hiệu quả kỹ thuật bằng phần mềm R với ứng dụng “deaR package” (Coll-Serrano & cộng sự, 2023).

Các đầu vào thông thường bao gồm chi phí thức ăn, chi phí lợn giống, chi phí lao động, khấu hao chuồng trại, các công trình xử lý chất thải và các tài sản cố định khác và các chi phí biến đổi khác gồm điện, nước, vắc-xin và thuốc thú y (Jabbar & Akter, 2008; ILRI, 2014; Ly & cộng sự, 2016, 2020), được sử dụng để sản xuất ra đầu ra thông thường là tổng sản lượng lợn xuất chuồng năm 2023 (Jabbar & Akter, 2008; Ly & cộng sự, 2020). Đầu ra không mong muốn là tổng lượng phát thải Ni tơ (Van Meensel & cộng sự, 2010; Latruffe & cộng sự, 2013; Trần Văn Quân & cộng sự, 2019; Huong & cộng sự, 2020).

3.2.3. Hồi quy Tobit

Hồi quy Tobit được sử dụng để phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn trong chăn nuôi lợn thịt. Thực tế là do điểm hiệu quả kỹ thuật là biến liên tục, nằm trong đoạn [1;], nên chúng tôi sử dụng mô hình hồi quy Tobit giới hạn dưới (hay có tên là mô hình hồi quy kiểm duyệt) (Wooldridge, 2016). Mô hình hồi quy Tobit được trình bày trong công thức CT. 5 như sau:

$$h = ZB + e \quad (\text{CT. } 5)$$

$$h = \begin{cases} h^* & \text{if } 0 < h^* < 1 \\ 0 & \text{if } h^* < 0 \\ 1 & \text{if } h^* > 1 \end{cases},$$

Trong đó:

Z: các biến độc lập bao gồm các loại công trình xử lý chất thải, phân tách chất thải, tỷ lệ chất thải và nước, diện tích xử lý chất thải (m^2/con), diện tích ao sinh học, hiệu quả xử lý chất thải và tổng lượng thải ($m^3/ngày$) (Park & Craggs, 2007; Vu & cộng sự, 2010; Nguyễn Thị Hồng & Phạm Khắc Liệu, 2012; Thien Thu & cộng sự, 2012; Huong & cộng sự, 2014; Kashyap, 2017; Huong & cộng sự, 2020).

h^* : biến ẩn

h : điểm phi hiệu quả kỹ thuật

B: hệ số ước lượng

e: nhiễu

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn trong chăn nuôi lợn thịt trên địa bàn thành phố Hà Nội

Hiệu quả kỹ thuật thông thường và hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn

Để đo lường hiệu quả kỹ thuật trong chăn nuôi lợn, các nghiên cứu trước đây đã sử dụng các đầu vào như thức ăn, lợn con, lao động, khấu hao và các chi phí khác, và đầu ra là tổng trọng lượng sống của lợn giết mổ. Tóm tắt các đầu vào và đầu ra được mô tả trong Bảng 1. Chi phí thức ăn chăn nuôi chiếm tỷ lệ cao nhất (67,72%) trong tổng chi phí sản xuất, tiếp theo là chi phí lợn con (20,04%); các chi phí khác chiếm tỷ lệ không đáng kể. Bên cạnh đầu ra thông thường là sản lượng lợn xuất chuồng, nghiên cứu này đo lường phát thải Ni tơ. Phát thải Ni tơ được tính toán dựa trên khả năng xử lý của các công trình xử lý chất thải tại các cơ sở chăn nuôi. Đây là điểm khác biệt so với nghiên cứu của Trần Văn Quân & cộng sự (2019) trước đây sử dụng số liệu về lượng phát thải Ni tơ của các trang trại chăn nuôi ở Hungary mà không tính đến sự khác biệt về trình độ sản xuất và khả năng xử lý của các công trình xử lý chất thải. Nghiên cứu này chọn tổng Ni tơ là đầu ra không mong muốn vì đây là một trong những chỉ tiêu trong Quy chuẩn quốc gia về nước thải chăn nuôi (Bộ tài nguyên và Môi trường, 2016). Hơn nữa, Ni tơ là một nguyên nhân chính gây phú dưỡng ở nguồn tiếp nhận, tác động tiêu cực đến môi trường như thiếu oxy, làm cạn kiệt oxy hòa tan trong nước, làm giảm số lượng cá và các động vật khác sống trong nước (Cao Trường Sơn & cộng sự, 2011).

Kết quả đo lường hiệu quả kỹ thuật thông thường và hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn được trình bày trong Bảng 2. Hiệu quả kỹ thuật thông thường được tính toán bằng mô hình DEA định hướng đầu

Bảng 1: Tóm tắt các đầu vào và đầu ra của mô hình DEA

Các biến	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
<i>Các đầu vào</i>				
Thức ăn (Triệu đồng/lứa)	2850,58	2921,52	11,25	12105,00
Lợn con (Triệu đồng/lứa)	859,04	897,94	9,00	3150,02
Lao động (Triệu đồng/lứa)	69,12	76,70	2,16	324,00
Khấu hao (Triệu đồng/lứa)	134,72	177,98	1,00	1096,00
Chi phí biến đổi khác (Triệu đồng/lứa)	2,11	2,13	0,01	7,43
<i>Các đầu ra</i>				
Đầu ra thông thường: Tổng sản lượng lợn hơi 2023 (tấn/lứa)	140,04	142,57	1,80	585,00
Đầu ra không mong muốn: Tổng lượng phát thải Ni tơ (kg/lứa)	612,81	783,05	1,28	3370,75

Nguồn: Điều tra của nhóm tác giả năm 2024.

ra (đo lường khả năng tối đa hóa tổng sản lượng lợn hơi trong khi giữ nguyên các đầu vào hiện có. Hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn cũng được tính toán bằng mô hình DEA định hướng đầu ra với đầu ra thông thường là sản lượng lợn hơi và đầu ra không mong muốn là phát thải Ni tơ. Mô hình này đo lường khả năng giảm lượng phát thải Ni tơ trong khi giữ nguyên các đầu vào và tăng đầu ra thông thường.

Điểm bình quân hiệu quả kỹ thuật thông thường là 1,08 trong khi điểm bình quân hiệu quả kỹ thuật với phát thải Ni tơ là 1,25. Sự khác biệt này được thực hiện bằng kiểm định dấu hiệu Wilcoxon và kết luận là có ý nghĩa thống kê. Điều này cho thấy nếu phát thải Ni tơ không được xem xét trong mô hình DEA truyền thống thì kết quả đo lường hiệu quả kỹ thuật có thể không phản ánh chính xác hiệu quả của cơ sở chăn nuôi. Một số cơ sở chăn nuôi đầu tư chi phí rất lớn vào các công trình xử lý chất thải khiến chi phí khâu hao tốn lên trong khi sản lượng vẫn không đổi, làm giảm hiệu quả kỹ thuật. Nhưng khi phát thải Ni tơ được xem xét, nghĩa là tính đến những đầu ra không mong muốn, thì kết quả đo lường hiệu quả sẽ thay đổi. Một số cơ sở trước kia không đầu tư chi phí để xử lý chất thải, có hiệu quả kỹ thuật cao, nhưng dưới mô hình hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn thì điểm hiệu quả của một số cơ sở này có thể bị giảm đi. Kết quả nghiên cứu của Yang (2009) đo lường hiệu quả kỹ thuật và hiệu quả môi trường trong chăn nuôi lợn vỗ béo ở Đài Loan cũng cho thấy hiệu quả kỹ thuật cao hơn hiệu quả môi trường.

Bảng 2: Hiệu quả kỹ thuật thông thường và hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn

Điểm phi hiệu quả	Hiệu quả kỹ thuật		Hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn	
	N	%	N	%
$h=1$	24	34,29	34	48,57
$1 < h \leq 2$	46	65,71	31	44,29
$2 < h \leq 3$	0	0	3	4,29
$3 < h \leq 4$	0	0	2	2,85
Giá trị trung bình ^(a)	1,08		1,25	
Độ lệch chuẩn	0,09		0,88	
Giá trị nhỏ nhất	1,00		1,00	
Giá trị lớn nhất	1,40		7,20	

Chú thích: ^(a) Kiểm định dấu hiệu Wilcoxon với $Prob > |z| = 0.0512$.

4.2. Các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn trong chăn nuôi lợn thịt trên địa bàn thành phố Hà Nội

Bảng 3 mô tả các biến được sử dụng trong mô hình Tobit để phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn. Có ba loại công trình xử lý chất thải: ao chừa, hầm biogas và kết hợp giữa hầm biogas và ao sinh học, trong đó loại hình thứ hai là phổ biến nhất. Việc phân tách chất thải ít được áp dụng do phần lớn các cơ sở chăn nuôi xả thẳng chất thải vào công trình xử lý. Tỷ lệ chất thải : nước được tính bằng cách lấy lượng chất thải mỗi ngày chia cho tổng lượng nước rửa chuồng. Tỷ lệ này tại các cơ sở chăn nuôi khá cao ở mức 1: 20. Theo Thien Thu & cộng sự (2012), tỷ lệ này quá cao làm hạn chế khả năng xử lý chất thải vì thời gian lưu bị rút ngắn. Diện tích ao trung bình tại các trang trại được khảo sát là khoảng 2.200 m², trong đó có những trang trại có ao rất lớn lên tới 30.000 m². Các ao này được cho là giúp

giảm lượng Ni tơ trong nước thải (Van & cộng sự, 2017). Hiệu suất xử lý tổng Ni tơ được tính bằng nồng độ Ni tơ đầu vào trừ đi nồng độ Ni tơ đầu ra, sau đó chia cho nồng độ Ni tơ đầu vào. Hiệu suất xử lý trung bình của các trang trại được khảo sát là 25,10%, nhưng có những trang trại có hiệu suất xử lý bằng 0. Lượng bùn thải ra vào nhà máy xử lý mỗi ngày cũng ảnh hưởng rất lớn đến môi trường.

Để tránh hiện tượng đa cộng tuyến, chúng tôi sử dụng logarit của thể tích nước thải mỗi ngày. Với chỉ số phỏng đại phương sai trung bình là 1,73 (Phụ lục 1), không có hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình Tobit.

Bảng 3: Các biến sử dụng trong mô hình hồi quy Tobit

Các biến	Giá trị trung bình/số lượng	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Loại công trình xử lý chất thải				
Ao chừa	11			
Hầm biogas	50			
Kết hợp hầm biogas và ao sinh học	9			
Phân tách chất thải	14			
Tỷ lệ chất thải:nước	0,04	0,04	0,01	0,23
Diện tích xử lý chất thải (m^2/con)	0,72	0,84	0,03	3,94
Diện tích ao (1000 m^2)	2,20	4,86	0,00	30,00
Hiệu quả xử lý của các công trình (%)	25,10	33,24	0,00	93,26
Logarit của tổng lượng thải/ngày ($m^3/ngày$)	3,36	1,22	0,18	5,19

Nguồn: Điều tra của nhóm tác giả năm 2024.

Kết quả mô hình hồi quy Tobit phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn được trình bày trong Bảng 4. Kết quả nghiên cứu cho thấy loại hầm Biogas và kết hợp giữa hầm Biogas và ao sinh học giúp nâng cao hiệu quả kỹ thuật, trong đó các công trình kết hợp cho hiệu quả cao hơn. Cho đến nay Biogas vẫn là một trong những công nghệ xử lý chất thải chăn nuôi phổ biến tại Việt Nam bởi những lợi ích mà nó mang lại như giảm thiểu ô nhiễm môi trường và cung cấp khí sinh học (Roubík & cộng sự, 2018). Việc kết hợp hầm biogas với ao sinh học đã được chứng minh giúp nâng cao hiệu quả xử lý Ni tơ (Huong & cộng sự, 2020).

Diện tích xử lý chất thải bình quân (m^2/con) càng lớn giúp nâng cao hiệu quả kỹ thuật các công trình xử lý chất thải chăn nuôi ở Việt Nam hiện nay hoạt động trên nguyên tắc phân hủy sinh học, phụ thuộc vào điều kiện tự nhiên, nên quá trình phân hủy lâu và cần một diện tích đất lớn (Huong & cộng sự, 2020). Số lượng vật nuôi quá lớn trong khi diện tích xử lý chất thải thấp sẽ dẫn đến tình trạng quá tải, làm giảm hiệu quả xử lý (Thien Thu & cộng sự, 2012; Roubík & cộng sự, 2016).

Diện tích ao sinh học tăng lên giúp nâng cao hiệu quả kỹ thuật. Kết quả nghiên cứu của Tilley (2014) chỉ ra rằng quá trình hiệu khí diễn ra trong các ao sinh học giúp giảm lượng Ni tơ có trong nước thải, góp phần giảm lượng đầu ra không mong muốn trong mô hình DEA.

Kết quả mô hình chỉ ra rằng nâng cao hiệu quả xử lý của các công trình xử lý chất thải giúp nâng cao hiệu quả kỹ thuật. Lượng phát thải Ni tơ của các cơ sở chăn nuôi phụ thuộc nhiều vào khả năng xử lý của các công trình, trong đó các công trình kết hợp giữa hầm biogas và ao sinh học được cho là giải pháp hữu ích giúp giảm phát thải Ni tơ (Tilley, 2014).

Kết quả nghiên cứu cho thấy tổng lượng thải tăng lên làm giảm hiệu quả kỹ thuật. Các công trình xử lý có công suất thiết kế nhất định, khi lượng thải tăng lên kéo theo sự quá tải. Theo Bộ nông nghiệp và phát triển nông thôn (2016), nhiều cơ sở chăn nuôi trên 50 con lợn nhưng thể tích hầm biogas chỉ là 9-12m³. Với tiêu chuẩn 2-3 con lợn/m³ hầm biogas, các hầm biogas này không đủ khả năng xử lý chất thải theo quy định của tiêu chuẩn. Lượng chất thải vượt quá công suất thiết kế của hầm là do các cơ sở tăng đàn sau khi lắp đặt hầm xử lý chất thải. Bên cạnh đó, nhiều cơ sở lắp đặt hầm biogas chỉ để ứng phó với các cơ quan quản lý môi trường. Do đó, họ chỉ sử dụng các hầm nhỏ để tiết kiệm chi phí. Một lý do khác dẫn đến lượng thải lớn là do sử dụng quá nhiều nước để vệ sinh chuồng trại (Thien Thu & cộng sự, 2012).

Hạn chế của nghiên cứu

Bảng 4: Các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn

Các biến	Hệ số	Sai số chuẩn
Loại công trình xử lý chất thải (Nhóm cơ sở là ao chứa)		
Hầm biogas	-0,06***	0,44
Hầm biogas và ao sinh học	-1,36**	0,57
Phân tách chất thải	-0,71	0,45
Tỷ lệ chất thải : nước	1,72	3,13
Diện tích xử lý chất thải (m ² /con)	-0,49**	0,19
Diện tích ao (1000 m ²)	-0,10***	0,03
Hiệu quả xử lý của các công trình	-0,03***	0,01
Logarit của tổng lượng thải/ngày	0,47***	0,14
Hệ số chẵn	0,75	0,69
Số quan sát	70	
LR chi2(8)	30.96	
Prob > chi2	0.0001	
Pseudo R2	0.2259	
Log likelihood	-53.0488	

Chú thích: *** p<0,001; ** p<0,05; * p<0,1.

Mặc dù đây là nghiên cứu hiềm hoi ở Việt Nam sử dụng phương pháp phân tích đường bao dữ liệu với đầu ra không mong muốn trong phân tích hiệu quả kỹ thuật của các cơ sở chăn nuôi lợn, nhưng vẫn không thể tránh khỏi những hạn chế. Do quy mô mẫu nhỏ nên tính đại diện của dữ liệu chưa cao. Thực tế, việc thu thập mẫu nước tại thời điểm tháng 7 và tháng 8 năm 2024 gặp rất nhiều khó khăn. Do tình hình bệnh dịch nên các cơ sở chăn nuôi rất e ngại việc cho các nghiên cứu viên tiếp cận cơ sở chăn nuôi. Hơn nữa, việc thu thập mẫu nước thải liên quan đến vấn đề môi trường khá nhạy cảm nên có nhiều chủ trại không sẵn sàng cung cấp mẫu nước thải.

5. Kết luận

Hà Nội là một trong những địa phương phát triển mạnh lĩnh vực chăn nuôi lợn. Để phát triển chăn nuôi lợn bền vững, bên cạnh việc nâng cao hiệu quả kỹ thuật thì việc giảm phát thải cũng là một yêu cầu bức thiết đối với thành phố. Nghiên cứu này được thực hiện nhằm đánh giá hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn tại các cơ sở chăn nuôi trên địa bàn thành phố. Áp dụng phương pháp đường bao dữ liệu với đầu ra không mong muốn (phát thải Ni tơ) cho ra điểm phi hiệu quả kỹ thuật là 1,25, nghĩa là phát thải Ni tơ có thể giảm đi 25% mà không làm thay đổi sản lượng và các yếu tố đầu vào khác. Kết quả nghiên cứu chỉ ra một số giải pháp giúp nâng cao hiệu quả kỹ thuật như sử dụng công trình Biogas và kết hợp Biogas với ao sinh học, mở rộng diện tích xử lý chất thải, nâng cao hiệu quả của các công trình và giảm lượng thải thông qua giải pháp chăn nuôi lợn tiết kiệm nước.

Phụ lục 1: Hệ số phỏng đại phương sai

Các biến	VIF	1/VIF
Loại công trình xử lý chất thải (Nhóm cơ sở là ao chứa)		
Hầm biogas	2.35	0.42
Hầm biogas và ao sinh học	1.98	0.51
Phân tách chất thải	1.16	0.86
Tỷ lệ chất thải : nước	1.67	0.60
Diện tích xử lý chất thải (m ² /con)	1.35	0.74
Diện tích ao (1000 m ²)	1.61	0.62
Hiệu quả xử lý của các công trình	2.31	0.43
Logarit của tổng lượng thải/ngày	1.39	0.72
Giá trị trung bình VIF	1.73	

Lời thừa nhận/cảm ơn:

Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ Phát triển khoa học và công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong đề tài mã số 502.01- 2021.47.

Tài liệu tham khảo

- Bộ nông nghiệp và phát triển nông thôn (2016), *Dự án hỗ trợ nông nghiệp carbon thấp (LCASP): Báo cáo điều tra cơ bản*, Hà Nội.
- Bộ nông nghiệp và phát triển nông thôn (2023), *Báo cáo tình hình thực hiện nhiệm vụ bảo vệ môi trường năm 2022*, Hà Nội.
- Bộ tài nguyên và môi trường (2016), *Quy chuẩn kỹ thuật quốc gia về nước thải chăn nuôi*, ban hành ngày 29 tháng 4 năm 2016.
- Cao S. T., Tran H. P., Le H. T. T., Bui H. P. K., Nguyen G. T. H., Nguyen L. T., Nguyen B. T. & Luong A. D. (2021), ‘Impacts of effluent from different livestock farm types (pig, cow, and poultry) on surrounding water quality: a comprehensive assessment using individual parameter evaluation method and water quality indices’, *Environmental Science and Pollution Research*, 28, 50302–50315.
- Cao Trường Sơn, Lương Đức Anh, Vũ Đình Tôn & Hồ Thị Lam Trà (2011), ‘Đánh giá mức độ ô nhiễm nước mặt tại các trang trại chăn nuôi lợn trên địa bàn tỉnh Hưng Yên’, *Tạp chí Khoa học và Phát triển*, 9(3), 393 - 401.
- Coelli, T., Lauwers, L., & Van Huylenbroeck, G. (2007), ‘Environmental efficiency measurement and the materials balance condition’, *Journal of Productivity Analysis*, 28(1), 3–12.
- Coll-Serrano V., Bolos V., Suarez R. B. & Bolos M. V. (2023), *Package ‘dear’*, Truy cập lần cuối ngày 27 tháng 8 năm 2024, <https://cran.r-project.org/web/packages/dear/index.html> on.
- Đinh Thị Hải Vân & Cao Trường Sơn (2018), ‘Đánh giá dòng Ni tơ trên quy trình chăn nuôi lợn quy mô trang trại tại huyện Gia Lâm, thành phố Hà Nội’, *Nông nghiệp và Phát triển nông thôn*, tháng 12-2018, 15-21.
- Faere R., Grosskopf S., Lovell C. A. K. & Pasurka C. (1989), ‘Multilateral Productivity Comparisons When Some Outputs are Undesirable: A Nonparametric Approach’, *The Review of Economics and Statistics*, 71(1), 90-98.
- Färe R. & Grosskopf S. (2004), ‘Modeling undesirable factors in efficiency evaluation: Comment’, *European Journal of Operational Research*, 157(1), 242-245.
- Färe R., Grosskopf S. & Lovell C. K. (2013), *The measurement of efficiency of production*, Springer Science & Business Media.
- Huong L. Q., Madsen H., Anh L. X., Ngoc P. T. & Dalsgaard A. (2014), ‘Hygienic aspects of livestock manure management and biogas systems operated by small-scale pig farmers in Vietnam’, *Science of The Total Environment*, 470-471, 53-57.
- Huong L. T. T., Takahashi Y., Duy L. V., Chung D. K. & Yabe M. (2023), ‘Development of Livestock Farming System and Technical Efficiency: A Case Study on Pig Production in Vietnam’, *Journal of Faculty of Agriculture, Kyushu University*, 68 (1), 79–90.
- Huong L. T. T., Takahashi Y., Duy L. V., Son C. T., Chung D. K. & Yabe M. (2021), ‘Wastewater Treatment Efficiency of Small and Large-Scale Pig Farms in Vietnam’, *Journal of Faculty of Agriculture, Kyushu University*, 66 (2), 291–297.
- Huong L. T. T., Takahashi Y., Nomura H., Son C. T., Kusudo T. & Yabe M. (2020), ‘Manure management and pollution levels of contract and non-contract livestock farming in Vietnam’, *Science of The Total Environment*, 710, 136200.
- ILRI (2014), *Review of the pig sector in Vietnam. Multi-scale assessment of livestock development pathways in Vietnam*, Nairobi, Kenya.
- Jabbar M. A. & Akter S. (2008), ‘Market and other factors affecting farm specific production efficiency in pig production in Vietnam’, *Journal of International Food and Agribusiness Marketing*, 20(3), 29-53.

-
- Kashyap P. (2017), ‘Pollution Control and Policy Measures for Piggery Wastewater Management in Thailand’, *WEPA Group Workshop on Piggery Wastewater Management in Asia*, Thailand.
- Lansink A. O. & Reinhard S. (2004), ‘Investigating technical efficiency and potential technological change in Dutch pig farming’, *Agricultural Systems*, 79(3), 353-367.
- Latruffe L., Desjeux Y., Bakucs Z., Fertő I. & Fogarasi J. (2013), ‘Environmental Pressures and Technical Efficiency of Pig Farms in Hungary’, *Managerial and Decision Economics*, 34(6), 409-416.
- Ly N. T., Nanseki T. & Chomei Y. (2016), ‘Technical Efficiency and Its Determinants in Household Pig Production in Vietnam: A DEA Approach’, *The Japanese Journal of Rural Economics*, 18, 56-61.
- Ly N. T., Nanseki T. & Chomei Y. (2020), ‘Are There Differences in Technical, Allocative, and Cost Efficiencies Among Production Scales? The Case of Vietnamese Household Pig Production’, *Journal of the Faculty of Agriculture, Kyushu University*, 65(2), 379-388.
- Nguyễn Thành Trung, Đặng Vũ Hòa, Đào Thị Bình An, Dương Thị Oanh, Lê Văn Dũng, Nguyễn Thị Mai Phương & Nguyễn Thị Hoàng Anh (2022), ‘Ô nhiễm mùi hôi trong chăn nuôi và các giải pháp xử lý trên thế giới’, *Tạp chí Khoa học Công nghệ Chăn nuôi*, 136, 2-19.
- Nguyễn Thị Hồng & Phạm Khắc Liệu (2012), ‘Đánh giá hiệu quả xử lý nước thải chăn nuôi lợn bằng hầm Biogas quy mô hộ gia đình ở Thừa Thiên Huế’, *Tạp chí khoa học Đại học Huế*, 73(4), 83-91.
- Park J. & Craggs R. (2007), ‘Biogas production from anaerobic waste stabilisation ponds treating dairy and piggery wastewater in New Zealand’, *Water Science and Technology*, 55(11), 257-264.
- Reinhard S., Knox Lovell C. A. & Thijssen G. J. (2000), ‘Environmental efficiency with multiple environmentally detrimental variables; estimated with SFA and DEA’, *European Journal of Operational Research*, 121(2), 287-303.
- Roubík H., Mazancová J., Banout J. & Verner V. (2016), ‘Addressing problems at small-scale biogas plants: a case study from central Vietnam’, *Journal of Cleaner Production*, 112, 2784-2792.
- Roubík H., Mazancová J., Phung L. D. & Banout J. (2018), ‘Current approach to manure management for small-scale Southeast Asian farmers - Using Vietnamese biogas and non-biogas farms as an example’, *Renewable Energy*, 115, 362-370.
- Seiford L. M. & Zhu J. (2002), ‘Modeling undesirable factors in efficiency evaluation’, *European Journal of Operational Research*, 142(1), 16-20.
- Tilley E. (2014), *Compendium of sanitation systems and technologies*, Eawag.
- Tổng cục thống kê (2023), *Nhiên giám thống kê Việt Nam 2023*, Hà Nội.
- Thien Thu C. T., Cuong P. H., Hang L. T., Chao N. V., Anh L. X., Trach N. X. & Sommer S. G. (2012), ‘Manure management practices on biogas and non-biogas pig farms in developing countries – using livestock farms in Vietnam as an example’, *Journal of Cleaner Production*, 27, 64-71.
- Trần Văn Quân, Tô Thé Nguyên & Trần Đình Thảo (2019), ‘Hiệu quả kỹ thuật và áp lực môi trường của các hộ chăn nuôi lợn ở Hải Dương’, *Tạp chí Khoa học Nông nghiệp Việt Nam*, 17(6), 516-524.
- Van D. T. H., Lam N. T., Son C. T., Cong V. H., Bao P. N. & Kuyama T. (2017), ‘Pig manure and effluent management in Vietnam’, *WEPA Group Workshop on Pig Wastewater Management in Asia*, February 21.
- Van Meensel J., Lauwers L. & Van Huylenbroeck G. (2010), ‘Communicative diagnosis of cost-saving options for reducing nitrogen emission from pig finishing’, *Journal of Environmental Management*, 91(11), 2370-2377.
- Vu T. K. V., Sommer G. S., Vu C. C. & Jorgensen H. (2010), ‘Assessing Nitrogen and Phosphorus in Excreta from Grower-finisher Pigs Fed Prevalent Rations in Vietnam’, *Asian-Australas Journal Animal Science*, 23(2), 279-286.
- Wooldridge J. M. (2016), *Introductory econometrics: A modern approach*, Nelson Education.
- Yang C. C. (2009), ‘Productive efficiency, environmental efficiency and their determinants in farrow-to-finish pig farming in Taiwan’, *Recycling of Livestock Manure in a Whole-Farm Perspective*, 126(1), 195-205.