TẠP CHÍ
Kinh tế&Phát triển

Số 329, tháng 11/2024

Mục lục

Tác động của tài chính xanh đến hiệu quả sử dụng năng lượng tại khu vực châu Á – Thái Bình Dương

Võ Thị Thanh Thảo, Trần Thị Kiều Trinh, Lưu Ngọc Lan, Lê Huyền Trang 2

Xác định hiệu ứng phần bù rủi ro trên thị trường chứng khoán các nước mới nổi bằng mô hình GARCH-M

Lê Phước Công Toại, Trần Thị Tuấn Anh 14

Chuẩn mực địa phương, địa vị xã hội và hối lộ của người dân ở các quốc gia Châu Á mới nổi

Lê Quang Cảnh, Nguyễn Phương Anh 24

Ảnh hưởng của công nghiệp hoá, tài nguyên thiên nhiên và năng lượng tái tạo đến tăng trưởng kinh tế ở các nước ASEAN

Đoàn Ngọc Phúc 33

Tăng trưởng kinh tế góp phần thúc đẩy khả năng tạo việc làm xanh tại Việt Nam

Hoàng Thị Huệ, Nguyễn Hải Anh, Nguyễn Cao Hà Trang, Nguyễn Hải Nam, Nguyễn Khánh Hằng, Nguyễn Thu Thảo 43

Tác động của hạ tầng chất lượng đến khả năng tiếp cận và quy mô xuất khẩu của Việt Nam

Nguyễn Bích Ngọc 53

Tác động của hiệp định đối tác kinh tế toàn diện khu vực đến xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang thị trường Hàn Quốc

Ngô Thị Tuyết Mai, Vũ Ngân Hà, Nguyễn Thu Trang, Trần Linh Chi, Đỗ Thị Ngọc Trâm, Trương Thị Hải Yến 63

Tác động của đầu tư công, đầu tư tư nhân tới tăng trưởng kinh tế vùng Bắc Trung Bộ

Trần Thị Hồng Lam 74

Tác động của gian lận báo cáo tài chính đến giá trị doanh nghiệp thông qua vai trò điều tiết của hội đồng quản trị tại Việt Nam

Nguyễn Tiến Hùng, Phạm Quốc Việt 83

Ảnh hưởng của tính đồng nhất và tính tiện lợi của kênh đối với ý định mua hàng trong mô hình bán lẻ hợp kênh

Nguyễn Thị Nga 93

TÁC ĐỘNG CỦA TÀI CHÍNH XANH ĐẾN HIỆU QUẢ SỬ DỤNG NĂNG LƯỢNG TẠI KHU VỰC CHÂU Á – THÁI BÌNH DƯƠNG

Võ Thị Thanh Thảo
Trường Đại học Ngoại thương, Hà Nội
Email: k60.2114410170@ftu.edu.vn
Trần Thị Kiều Trinh
Trường Đại học Ngoại thương, Hà Nội
Email: k60.2111410131@ftu.edu.vn
Lưu Ngọc Lan
Trường Đại học Ngoại thương, Hà Nội
Email: k60.2112820038@ftu.edu.vn
Lê Huyền Trang
Trường Đại học Ngoại thương, Hà Nội
Email: tranglh@ftu.edu.vn

Mã bài: JED-1684
Ngày nhận: 23/03/2024
Ngày nhận bản sửa: 03/05/2024
Ngày duyệt đăng: 24/06/2024
DOI: 10.33301/JED.VI.1684

Tóm tắt:
Nghiên cứu phát triển chỉ số đánh giá tài chính xanh, đồng thời, phân tích tác động của tài chính xanh đến hiệu quả sử dụng năng lượng tại 40 quốc gia trong khu vực châu Á – Thái Bình Dương. Bên cạnh đó, tác động của độ mở thương mại, công nghiệp hóa, đầu tư trực tiếp nước ngoài, đô thị hóa, diện tích đất liền và tiến bộ công nghệ đến hiệu quả sử dụng năng lượng cũng được đề cập trong bài viết. Sử dụng mô hình Tobit, kết quả nghiên cứu cho thấy tài chính xanh có tác động tích cực đến hiệu quả sử dụng năng lượng tại các quốc gia. Tài chính xanh cung cấp những công cụ hữu hiệu giúp các chủ thể trong nền kinh tế tiêu thụ năng lượng một cách có hiệu quả. Từ đó, nghiên cứu đề xuất các biện pháp, chính sách nhằm tạo điều kiện thuận lợi cho triển tài chính xanh và nâng cao hiệu quả sử dụng năng lượng như tiếp tục đẩy mạnh chính sách hỗ trợ, cải thiện khung pháp lý, phát huy hiệu quả của các kênh trung gian như vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài.
Từ khóa: Tài chính xanh, hiệu quả sử dụng năng lượng, châu Á – Thái Bình Dương, entropy, DEA
Mã JEL: C33, G2, O13, P28, Q56

The impact of green finance on energy efficiency in the Asia-Pacific region

Abstract:
This study develops an index to evaluate green finance and analyzes the impact of green finance on energy efficiency in 40 countries in the Asia-Pacific region. Besides, the impact of trade openness, industrialization, foreign direct investment, urbanization, land area and technological progress on energy efficiency is also investigated. By using the Tobit model, the results reveal that green finance has a positive impact on energy efficiency in the countries studied. Green finance provides effective tools to help economic entities consume energy effectively. Since then, this research proposes some measures and policies to create favorable conditions for developing green finance and improving energy efficiency such as continuing to promote supportive policies, improving the legal framework, and promoting the effectiveness of intermediary channels such as foreign direct investment.
Keywords: *Green finance, energy efficiency, Asia-Pacific region, entropy, DEA*
JEL Codes: C33, G2, O13, P28, Q56

1. Giới thiệu

Châu Á –Thái Bình Dương là khu vực có mức tiêu thụ năng lượng lớn nhất thế giới và chứng kiến sự gia tăng mạnh mẽ về nhu cầu năng lượng. Theo Cơ quan Năng lượng Quốc tế, năm 2019, 21 quốc gia thuộc Diễn đàn Hợp tác Kinh tế châu Á - Thái Bình Dương chiếm 55% sản lượng năng lượng toàn cầu. Trong đó, 86% nguồn cung đến từ năng lượng hóa thạch. Mặc dù có tốc độ gia tăng nhanh (gần 5%/năm) trong thập kỷ trước, thị phần nguồn cung năng lượng tái tạo vẫn còn tương đối nhỏ (dưới 8%).

Việc sử dụng năng lượng chưa hiệu quả làm giảm tính cạnh tranh của khu vực trên thị trường quốc tế. Để giải quyết những thách thức trên, khu vực châu Á – Thái Bình Dương cần sử dụng năng lượng thân thiện với môi trường và hiệu quả hơn. Để quá trình chuyển đổi năng lượng này diễn ra nhanh chóng và hiệu quả, vai trò của tài chính xanh là vô cùng quan trọng (Lee & cộng sự, 2023a).

Nghiên cứu về tác động của tài chính xanh đến hiệu quả sử dụng năng lượng được cộng đồng học thuật quan tâm rộng rãi. Một số nghiên cứu chỉ ra rằng thông qua việc huy động vốn cho các dự án thân thiện với môi trường từ đầu tư xanh, tín dụng xanh, trái phiếu xanh; cùng với việc xây dựng và củng cố các thể chế, quy định về môi trường, tạo điều kiện cho việc nghiên cứu, phát triển, đổi mới công nghệ xanh, tài chính xanh tác động tích cực đến hiệu quả sử dụng năng lượng (Sachs & cộng sự, 2019; Huo & cộng sự, 2022; Cheng & cộng sự, 2023; Lee & cộng sự, 2023a; Lee & cộng sự, 2023b). Mặt khác, một số quan điểm cho rằng việc áp dụng tài chính xanh vào nền kinh tế lại chưa đem lại tác động đáng kể đến hiệu quả sử dụng năng lượng do độ trễ thời gian (Shi & Zhao, 2023) hay quá trình thực thi chưa hiệu quả (Wang & Wang, 2022). Việc lựa chọn các biến đại diện cho sự phát triển của tài chính xanh cũng như phạm vi của các bài nghiên cứu khác nhau dẫn tới chưa có sự đồng nhất về kết quả nghiên cứu. Do đó, nhóm tác giả nhận thấy nghiên cứu mối quan hệ giữa tài chính xanh và hiệu quả sử dụng năng lượng cần được thực hiện trên phạm vi rộng hơn và có đặc điểm đa dạng hơn như các quốc gia, vùng lãnh thổ khu vực châu Á – Thái Bình Dương.

Sử dụng phương pháp định lượng với bộ dữ liệu của 40 quốc gia thuộc khu vực châu Á – Thái Bình Dương giai đoạn 2000 – 2021, nghiên cứu này đặt mục tiêu phân tích tác động của tài chính xanh cũng như của từng yếu tố cấu thành chỉ số tài chính xanh (tính toán dựa trên phương pháp trọng số entropy) đến hiệu quả sử dụng năng lượng, được tính toán bằng phương pháp DEA.

2. Tổng quan tình hình nghiên cứu và cơ sở lý thuyết

2.1. Cơ sở lý thuyết về tài chính xanh và hiệu quả sử dụng năng lượng

2.1.1. Một số định nghĩa về tài chính xanh và hiệu quả sử dụng năng lượng

Theo Lindenberg (2014), tài chính xanh bao gồm: Đầu tư xanh, chính sách công hỗ trợ cho các hoạt động xanh và hệ thống tài chính xanh. Đầu tư xanh bao gồm đầu tư công và đầu tư tư nhân cho các lĩnh vực hàng hóa và dịch vụ môi trường; phòng ngừa, giảm thiểu tối đa và bù đắp các thiệt hại liên quan đến môi trường, khí hậu. Chính sách công xanh là những chính sách khuyến khích thi hành các sáng kiến, dự án thích nghi với môi trường và giảm thiểu các tác động đến môi trường. Hệ thống tài chính xanh là các thành phần của hệ thống tài chính tập trung vào đầu tư xanh, ví dụ: Quỹ Khí hậu Xanh.

Theo Gillingham & cộng sự (2009), năng lượng nên được hiểu là một yếu tố đầu vào, không phải là mục đích cuối cùng trong việc tạo ra các dịch vụ năng lượng mong muốn. Nhìn trên tổng thể, hiệu quả sử dụng năng lượng của một ngành hoặc của toàn bộ nền kinh tế có thể được đo lường bằng mức tổng sản phẩm quốc nội trên một đơn vị năng lượng tiêu thụ trong quá trình sản xuất của ngành đó. Theo Patterson (1996), hiệu quả năng lượng đề cập đến việc sử dụng ít năng lượng hơn để tạo ra cùng một lượng dịch vụ hoặc sản lượng hữu ích. Do đó, hiệu quả sử dụng năng lượng thường được định nghĩa bằng tỷ lệ: Đầu ra hữu ích của quá trình/Năng lượng đầu vào của quá trình

2.1.2. Tác động của tài chính xanh đến hiệu quả sử dụng năng lượng

Việc cải thiện trình độ phát triển tài chính xanh có thể làm cho nguồn tài chính trong lĩnh vực xanh tập trung hơn, thúc đẩy phát triển các ngành năng lượng mới hiệu quả hơn như quang điện, thủy điện, năng lượng gió, giảm sự phụ thuộc vào các nguồn năng lượng hóa thạch khác (Gu & cộng sự, 2023). Tài chính xanh có thể tác động đến hiệu quả sử dụng năng lượng thông qua ba khía cạnh: tăng đầu tư tài chính cho ngành công nghiệp năng lượng, định hướng vốn cho các doanh nghiệp thân thiện môi trường và thúc đẩy

đổi mới công nghệ xanh.

Tài chính xanh có tác dụng tăng đầu tư tài chính vào lĩnh vực năng lượng xanh, thúc đẩy sự phát triển của ngành công nghiệp năng lượng xanh và từ đó tăng nguồn cung năng lượng mới (Sachs & cộng sự, 2019; Gu & cộng sự, 2023). Bên cạnh đó, tài chính xanh có tác dụng định hướng vốn, đồng thời thúc đẩy tối ưu hóa và nâng cấp cơ cấu công nghiệp (Gu & cộng sự, 2023). Với sự phát triển của tài chính xanh, một lượng lớn nguồn tài chính sẽ chảy vào các doanh nghiệp mới nổi tiết kiệm năng lượng và thân thiện với môi trường cũng như các doanh nghiệp truyền thống tích cực thực hiện chuyển đổi cacbon thấp do các quy định về môi trường trong các điều khoản tài chính xanh. Ngoài ra, theo Lee & cộng sự (2023b), Gu & cộng sự (2023), sự phát triển của tài chính xanh sẽ giúp thúc đẩy đổi mới xanh. Ngoài hỗ trợ phát triển và sử dụng năng lượng sạch, tài chính xanh cũng có lợi cho việc phát triển các thiết bị và sản phẩm mới để sử dụng năng lượng sạch một cách hiệu quả, giảm chi phí sản xuất, nhằm đạt được tính kinh tế theo quy mô, hướng dẫn phát triển cơ cấu công nghiệp theo hướng xanh, ít cacbon và thúc đẩy tối ưu hóa cơ cấu tiêu thụ năng lượng, từ đó nâng cao hiệu quả sử dụng năng lượng.

2.2. Tổng quan tình hình nghiên cứu

Tài chính xanh là phương tiện quan trọng để đạt được sự thúc đẩy giữa các hệ thống tài chính, lợi ích kinh tế và môi trường (Lee & cộng sự, 2023b). Nghiên cứu về mối quan hệ giữa tài chính xanh và hiệu quả năng lượng song có sự khác biệt trong phát hiện liên quan đến tác động của tài chính xanh.

Một số phát hiện cho thấy rằng tài chính xanh đem lại tác động khác nhau đến hiệu quả sử dụng năng lượng theo thời gian và không gian. Nghiên cứu của Wang & Wang (2022) cho rằng không có sự đồng nhất về tác động của tài chính xanh đến hiệu quả sử dụng năng lượng ở các khu vực khác nhau. Nghiên cứu của Shi & Zhao (2023) tại Trung Quốc cho rằng trong ngắn hạn, sự phát triển tài chính xanh không có tác động đáng kể đến sự thay đổi về mức độ an ninh năng lượng vì vai trò của tài chính xanh có độ trễ. Hơn nữa, thông qua phân tích phản ứng thúc đẩy, người ta thấy rằng khi mức độ phát triển của tài chính xanh có tác động đến một đơn vị an ninh năng lượng sẽ tạo ra phản ứng tiêu cực trước và tích cực sau. Kết quả phân tích phương sai cho thấy đóng góp của tài chính xanh cho an ninh năng lượng lúc đầu yếu và tăng dần.

Tuy nhiên, đa số các nghiên cứu đến thời điểm hiện tại cho rằng phát triển tài chính xanh thúc đẩy hiệu quả sử dụng năng lượng. Nghiên cứu của Huo & cộng sự (2022) ở cấp độ tỉnh thành Trung Quốc, nghiên cứu của Cheng & cộng sự (2023) ở cấp độ doanh nghiệp cho rằng tài chính xanh cung cấp các hỗ trợ thể chế, quy định để kiểm soát mức độ tiêu thụ năng lượng, nâng cao hiệu quả năng lượng. Ngoại tác không gian của tài chính xanh còn giúp ích cho việc kiểm soát mức độ tiêu thụ năng lượng ở các thành phố. Nghiên cứu trong phạm vi các tỉnh của Trung Quốc, Lee & cộng sự (2023a), Lee & cộng sự (2023b) cho rằng tài chính xanh thúc đẩy chi tiêu nghiên cứu và phát triển, đổi mới công nghệ xanh, làm tăng hiệu quả sử dụng năng lượng. Nghiên cứu của Song & cộng sự (2021) cũng cho rằng tài chính xanh có tác động lan tỏa về không gian một cách rõ ràng và có thể cải thiện hiệu quả sử dụng năng lượng ở các khu vực địa phương và lân cận.

Dựa trên những phát hiện của các nghiên cứu đi trước và phạm vi, đối tượng nghiên cứu cụ thể của bài viết này, tác giả đề xuất giả thuyết nghiên cứu như sau:

H1: *Tài chính xanh có tác động tích cực đến hiệu quả sử dụng năng lượng tại khu vực châu Á - Thái Bình Dương*

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Nhóm tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu như sau:

$$EE_{it} = \beta_0 + \beta_1 GF_{it} + X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

EE_{it}: chỉ số tổng hợp hiệu quả sử dụng năng lượng

GF_{it} : chỉ số đánh giá tài chính xanh

X_{it} : vecto các biến kiểm soát (xem tại Bảng 3)

ε_{it} : sai số được giả định có phân phối chuẩn

3.2. Phương pháp ước lượng

Nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy Tobit để đánh giá ảnh hưởng của tài chính xanh đến hiệu quả sử dụng năng lượng.

3.3. Dữ liệu và biến số

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu trong giai đoạn 2000 – 2021 của 40 quốc gia khu vực châu Á – Thái Bình Dương.

3.3.1. Biến phụ thuộc

Nghiên cứu sử dụng mô hình DEA định hướng đầu vào để đánh giá hiệu quả sử dụng năng lượng. Hiệu quả là "mức tối đa của tỷ lệ đầu ra có trọng số so với đầu vào có trọng số với điều kiện là các tỷ lệ tương tự đối với mọi DMU (Decision making unit) phải nhỏ hơn hoặc bằng 1" (Charnes & cộng sự, 1978), được tính theo công thức:

$$TE_k = \frac{\sum_{r=1}^{s} u_r y_{rk}}{\sum_{i=1}^{m} v_r x_{ik}} \quad (1)$$

Trong đó:

TE_k : hiệu quả kỹ thuật của DMU_k;

y_{rk} : lượng đầu ra r sản xuất bởi DMU_k;

x_{ik} : lượng đầu vào i sử dụng bởi DMU_k;

u_r : trọng số của đầu ra r;

v_r : trọng số của đầu vào i;

n: số lượng DMU;

s: số lượng đầu ra;

m: số lượng đầu vào.

Hiệu quả kỹ thuật của DMUk được tối đa hóa dưới hai điều kiện. Các trọng số áp dụng cho đầu ra và đầu vào của DMUk không thể tạo ra điểm hiệu quả lớn hơn 1 khi áp dụng cho từng DMU. Trọng số trên đầu ra và đầu vào hoàn toàn dương. Bài toán sau đây được giải cho mỗi DMU:

Tối đa hóa $$\frac{\sum_{r=1}^{s} u_r y_{rk}}{\sum_{i=1}^{m} v_i x_{ik}} \quad (2)$$

Thỏa mãn $$\frac{\sum_{r=1}^{s} u_r y_{rj}}{\sum_{i=1}^{m} v_i x_{ij}} \leq 1 \qquad j = 1, \dots, n \quad (3)$$

$$u_r, v_i > 0 \qquad \forall r = 1, \dots, s; i = 1, \dots, m \quad (4)$$

Nguồn: Huguenin (2012)

Nghiên cứu sử dụng cách tiếp cận định hướng đầu vào, đồng thời sử dụng dạng đường bao với độ trễ đầu ra, sr và độ trễ đầu vào, si. Các phương trình trên thành:

Tối thiểu hóa $$\theta_k - \varepsilon \sum_{r=1}^{s} s_r - \varepsilon \sum_{i=1}^{m} s_i \quad (5)$$

Thỏa mãn $$y_{rk} - \sum_{j=1}^{n} \lambda_j y_{rj} + s_r = 0 \qquad r = 1, \dots, s \quad (6)$$

$$\theta_k x_{ik} - \sum_{j=1}^{n} \lambda_j x_{ij} - s_i = 0 \qquad i = 1, \dots, m \quad (7)$$

$$\lambda_j, s_r, s_i \geq 0 \qquad \forall j=1,\dots, n; r=1, \dots, s; i=1,\dots, m \quad (8)$$

Nguồn: Huguenin (2012)

θ_k đại diện hiệu quả kỹ thuật của DMU_k;

λ_j đại diện trọng số kết hợp của đầu ra và đầu vào của DMU_j

Để tính toán hiệu quả sử dụng năng lượng của các quốc gia bằng mô hình DEA, nghiên cứu của Lu & Lu (2019), Amowine & cộng sự (2019), Atta Mills & cộng sự (2021) đã sử dụng các chỉ số đầu vào bao gồm: vốn, lượng tiêu thụ năng lượng, lực lượng lao động. Trong khi đó, Guo & cộng sự (2017) sử dụng dân số, diện tích đất liền và tiêu thụ năng lượng làm chỉ số đầu vào. Về chỉ số đầu ra, Amowine & cộng sự (2020), Atta Mills & cộng sự (2021) đã sử dụng GDP và lượng khí thải CO2 để đánh giá hiệu quả sử dụng năng lượng. Dựa trên các nghiên cứu đi trước, bài viết này sử dụng các chỉ số đầu vào và đầu ra như trình bày trong Bảng 1 nhằm ước tính hiệu quả năng lượng bằng DEA:

Sau khi tính toán, nhóm tác giả thu được biến hiệu quả sử dụng năng lượng của các quốc gia nằm trong

Bảng 1: Biến đầu vào và đầu ra để ước tính hiệu quả năng lượng

	Tên biến	Đơn vị	Nguồn dữ liệu
Đầu vào	Lực lượng lao động	Người	World Bank
	Vốn vật chất	$ (2015)	
	Năng lượng tiêu thụ	TWh	Our World in Data
	Dân số	Người	World Bank
Đầu ra	Phát thải CO2	Ki-lô-tấn	World Bank
	Tổng sản phẩm quốc nội	$ (2015)	

Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả

đoạn [0, 1]. Nếu giá trị hiệu quả sử dụng năng lượng càng cao tức là quốc gia đó sử dụng năng lượng càng có hiệu quả.

3.3.2. Biến giải thích

Việc chỉ sử dụng một hoặc một số các chỉ số như tín dụng xanh hay trái phiếu xanh khó thể hiện toàn bộ mức độ phát triển của tài chính xanh vì các chỉ số chỉ mô tả tài chính xanh từ một khía cạnh duy nhất (Zhu & cộng sự, 2023). Khắc phục vấn đề này, nhóm tác giả đánh giá tài chính xanh thông qua phương pháp trọng số entropy, là một kỹ thuật trong quyết định đa tiêu chí, giúp xác định trọng số cho các tiêu chí dựa trên mức độ không chắc chắn hoặc đa dạng của dữ liệu. Phương pháp này đã được sử dụng để đánh giá mức độ phát triển của hệ thống tài chính xanh (Zhu & cộng sự 2023, Wang & cộng sự, 2021).

Xây dựng hệ thống chỉ số đánh giá tài chính xanh

Bảng 2: Các tiêu chí đánh giá tài chính xanh

Tiêu chí	Cách tính	Loại chỉ số	Tham khảo	Nguồn dữ liệu
Trái phiếu xanh	Tổng giá trị trái phiếu xanh phát hành/GDP	Lợi ích (+)	Ning & cộng sự (2023)	IMF
Thương mại cacbon thấp	Giá trị xuất khẩu của các công nghệ cacbon thấp/Tổng giá trị xuất khẩu		Liu & cộng sự (2018)	
Hỗ trợ từ chính phủ	Tổng chi tiêu cho bảo vệ môi trường/Chi tiêu ngân sách chung	Chi phí (-)	Zhu & cộng sự (2023)	

Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả

Nghiên cứu lựa chọn ba tiêu chí đánh giá tài chính xanh trên các phương diện khác nhau gồm: trái phiếu xanh, hỗ trợ xanh từ chính phủ và thương mại cacbon thấp. Theo OECD (2011), để thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và bảo vệ môi trường trong dài hạn, hỗ trợ tài trợ xanh thông qua công cụ tài chính xanh đóng vai trò then chốt trong việc đánh giá hiệu quả môi trường và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế trong các hệ thống tăng trưởng xanh. Trong đó, trái phiếu xanh đóng vai trò quan trọng trong hệ thống tài chính xanh và là công cụ tài chính hấp dẫn để mở rộng tăng trưởng xanh (Ning & cộng sự, 2022). Mặt khác, việc bảo vệ môi trường

và sử dụng có hiệu quả các nguồn lực, trong đó có nguồn lực từ chính phủ là một trong những tiêu chí đánh giá sự hiệu quả của hoạt động tài chính xanh (Zhang & Wang, 2021). Thêm vào đó, tỷ lệ khối lượng giao dịch của các dự án Cơ chế Phát triển Sạch cho thấy sự phát triển của tài chính cacbon tại địa phương và khu vực (Liu & cộng sự, 2018). Do đó, giá trị xuất khẩu các công nghệ cacbon thấp có thể được sử dụng để đo lường sự phát triển của tài chính cacbon - một yếu tố quan trọng trong sự phát triển của tài chính xanh.

Sau khi tính toán bằng phương pháp trọng số entropy, nhóm tác giả thu được kết quả trọng số cho các tiêu chí, với tổng ba trọng số bằng 1 và giá trị của trọng số tỉ lệ thuận với mức độ quan trọng của tiêu chí tương ứng trong hệ thống tài chính xanh. Trọng số của trái phiếu xanh là 0,4343, tài chính cacbon là 0,3887 và hỗ trợ từ chính phủ là 0,1770. Giá trị của chỉ số tài chính xanh được tính toán bằng công thức dưới đây:

$$GF_{it} = \sum x_{ijt} w_j$$

Trong đó:

x_{ijt} : giá trị của tiêu chí j của quốc gia i tại năm t

w_j : trọng số của tiêu chí j

GF_{it} : chỉ số tài chính xanh của quốc gia i tại năm t

Giá trị của chỉ số tài chính xanh càng lớn thể hiện mức độ phát triển của hệ thống tài chính xanh tại các quốc gia càng cao.

Mô tả dữ liệu tài chính xanh khu vực Châu Á – Thái Bình Dương năm 2021

Dựa trên dữ liệu tính toán được, trong năm 2021, tài chính xanh được thi hành mạnh mẽ nhất tại khu vực Đông Bắc Á (Trung Quốc, Nhật Bản, Hàn Quốc) và một số quốc gia khác như Thổ Nhĩ Kỳ và Georgia.

Hình 1: Chỉ số tài chính xanh của các quốc gia khu vực Châu Á – Thái Bình Dương năm 2021

Nguồn: Trực quan dữ liệu của nhóm tác giả từ công cụ GeoPandas

3.3.3. Biến kiểm soát

Bảng 3 mô tả biến độc lập, biến phụ thuộc và các biến kiểm soát có thể ảnh hưởng đến hiệu quả sử dụng năng lượng trong mô hình, gồm độ mở thương mại, công nghiệp hóa, đầu tư trực tiếp nước ngoài, đô thị hóa, diện tích đất liền, và tiến bộ công nghệ.

Độ mở thương mại có tác động xúc tác đáng kể đối với tiến bộ công nghệ và làm giảm cường độ sử dụng

năng lượng trong lĩnh vực thương mại (Yao & cộng sự, 2021). Thêm vào đó, theo Sadorsky (2013), mức độ công nghiệp hóa có quan hệ cùng chiều với cường độ tiêu thụ năng lượng cả trong ngắn hạn và dài hạn do sự hội tụ công nghiệp cải thiện hiệu quả năng lượng của sản xuất (Dong & cộng sự, 2021). Ngoài ra, FDI cũng có thể tác động đến hiệu quả năng lượng thông qua ba cơ chế chính: Các kênh chuyển giao công nghệ, hiệu ứng lan tỏa và cạnh tranh (Yao & cộng sự, 2021).

Bảng 3: Bảng mô tả biến

Biến	Ký hiệu	Mô tả	Dấu kỳ vọng	Nguồn dữ liệu	Nguồn tham khảo
Hiệu quả sử dụng năng lượng	EE	Chỉ số tổng hợp hiệu quả sử dụng năng lượng		Tính toán của tác giả	
Tài chính xanh	GF	Chỉ số đánh giá tài chính xanh	+		Lee & cộng sự (2023a), Taghizadeh-Hesary & cộng sự (2021), Huo & cộng sự (2022)
Trái phiếu xanh	GB	Tổng giá trị trái phiếu xanh phát hành/GDP	+	IMF	Ning & cộng sự (2023)
Hỗ trợ từ chính phủ	GE	Tổng chi tiêu cho bảo vệ môi trường/Chi tiêu ngân sách chung	+	IMF	Zhu & cộng sự, 2023
Thương mại cacbon thấp	ExpLCT	Giá trị xuất khẩu của các công nghệ cacbon thấp/Tổng giá trị xuất khẩu	+	IMF	Liu & cộng sự, 2018
Độ mở thương mại	TO	Tổng kim ngạch xuất nhập khẩu hàng hóa và dịch vụ (%GDP)	+	World Bank	Peng & cộng sự (2021), Imbruno & Ketterer (2018), Yao & cộng sự (2021)
Công nghiệp hóa	Ind	Giá trị gia tăng của ngành công nghiệp (%GDP)	+		Sadorsky (2011), Dong & cộng sự (2021)
Đầu tư trực tiếp nước ngoài	FDI	Vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (tỷ USD, PPP 2015)	+		Yao & cộng sự (2021), Erdem (2012), Tybout (2003)
Đô thị hóa	UP	Dân số đô thị (triệu người).	+/-		Atta Mills & cộng sự (2021), Sadorsky (2013), Kasman & Duman (2015)
Diện tích đất liền	Land	Tổng diện tích đất liền (triệu km^2)	+/-		Righelato & Spracklen (2007), Guo & cộng sự (2017)
Tiến bộ công nghệ	TePr	Tổng số đơn xin cấp bằng sáng chế của người cư trú và không cư trú (triệu bằng).	+/-		Atta Mills & cộng sự (2021), Wang & cộng sự (2019), Zhang & Fu (2022)

Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả

Đô thị hóa, diện tích đất liền và sự phát triển của công nghệ cũng là những yếu tố có thể ảnh hưởng đến hiệu quả sử dụng năng lượng. Theo Sadorsky (2013), đô thị hóa thường đi đôi với phát triển kinh tế. Khi người dân trở nên giàu có hơn, họ có xu hướng sử dụng nhiều thiết bị tiêu tốn năng lượng hơn. Mặt khác, Guo & cộng sự (2017) kết luận rằng các quốc gia có diện tích đất liền lớn không cho thấy hiệu quả sử dụng năng lượng cao hơn khi so sánh với các quốc gia khác. Theo Atta Mills & cộng sự (2021), tiến bộ trong công nghệ tác động đến hiệu quả sử dụng năng lượng thông qua đổi mới công nghệ trong lĩnh vực năng lượng.

3.4. Thống kê mô tả

Bảng 4 mô tả thống kê thể hiện giá trị trung bình, sai số chuẩn, giá trị nhỏ nhất và giá trị lớn nhất của các biến. Từ đó, có thể thấy, có sự chênh lệch đáng kể về hiệu quả sử dụng năng lượng, trình độ phát triển tài chính xanh, độ mở thương mại, công nghiệp hóa, đầu tư trực tiếp nước ngoài, đô thị hóa, diện tích đất liền và trình độ phát triển khoa học- công nghệ giữa các quốc gia.

Bảng 4: Mô tả thống kê biến số

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Sai số chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
EE	880	0,8334	0,1890	0,134	1
GF	782	0,4137	0,4943	0,0001	3,1159
GB	880	0,0004	0,0026	0	0,0547
GE	638	0,3842	0,7936	-3,6552	5,4060
ExpLCT	880	1,9323	2,7573	-1,1189	20,2191
TO	880	83,7409	59,4306	19,5596	437,3267
Ind	880	31,5331	11,4664	7,5137	74,1130
FDI	792	22,1195	58,9086	-25,0931	511,434
UP	880	56,9071	125,1023	0,0383	882,9
Land	880	1,8123	3,4711	0,0007	16,3814
TePr	858	0,0492	0,1664	-0,0002	1,5857

Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả từ phần mềm STATA 17

4. Kết quả nghiên cứu

Nghiên cứu chỉ ra rằng chỉ số đánh giá tài chính xanh có tác động tích cực đến hiệu quả năng lượng ở mức ý nghĩa 1%, Khi chỉ số đánh giá tài chính xanh tăng 1 đơn vị, hiệu quả sử dụng năng lượng tăng 0,0534 đơn vị, đồng quan điểm với Taghizadeh-Hesary & cộng sự (2021), Huo & cộng sự (2022), Lee & cộng sự (2023a). Kết quả hồi quy trên từng chỉ số cũng cho thấy mối quan hệ giữa các chỉ số trong lĩnh vực tài chính xanh và hiệu quả sử dụng năng lượng. Cụ thể, khi mức thương mại cacbon thấp và hỗ trợ từ chính phủ tăng lên 1 đơn vị, hiệu quả sử dụng năng lượng tăng lên tương ứng 0,0326 và 0,0124 đơn vị, với mức ý nghĩa 5%. Kết quả này phản ánh sự tương thích với giả thuyết của các tác giả.

Khi tài chính cacbon được tăng cường, các công nghệ tiên tiến giúp giảm thiểu lượng phát thải ra môi trường được áp dụng rộng rãi, bao gồm cả các công nghệ liên quan đến việc sử dụng năng lượng hiệu quả, góp phần cải thiện hiệu quả năng lượng tại các quốc gia. Đồng thời, việc bảo vệ môi trường và sử dụng các nguồn lực một cách hiệu quả, bao gồm cả nguồn lực từ chính phủ, là các yếu tố quan trọng trong việc đánh giá hiệu quả của các hoạt động tài chính xanh và đang được chính phủ tại hầu hết các nước quan tâm, chú trọng thực hiện (Zhang & Wang, 2021). Vì vậy, hỗ trợ từ phía chính phủ đóng vai trò quan trọng trong việc nâng cao hiệu quả sử dụng năng lượng trong khu vực.

Mặt khác, kết quả cho thấy trái phiếu xanh không có tác động đáng kể đối với hiệu quả sử dụng năng lượng ($\beta = 0,967$, p-value = 0,423). Kết quả này có thể được lý giải bởi sự hạn chế trong việc sử dụng rộng rãi của các công cụ này trong khu vực. Trái phiếu xanh, dù đã được phát triển như một công cụ tài chính hỗ trợ các dự án và hoạt động tích cực với môi trường, tuy nhiên, các dự án trái phiếu xanh thường tập trung ở một số quốc gia cụ thể, như Trung Quốc và Nhật Bản, và chưa được triển khai hoặc nhận thị trường lớn tại các quốc gia khác.

Nghiên cứu chứng minh rằng diện tích đất liền và vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài có tác động tích cực đến hiệu quả sử dụng năng lượng ở mức ý nghĩa 5%. Diện tích đất liền rộng cung cấp tiềm năng cho phát triển

năng lượng tái tạo, giúp giảm mật độ dân cư, quy hoạch đô thị hợp lý, tiết kiệm năng lượng cho sinh hoạt và giao thông. Khi vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài tăng 1 tỷ USD, hiệu quả sử dụng năng lượng tăng 0,0008 đơn vị. Kết quả này phù hợp với nhận định của Yao & cộng sự (2021) và Erdem (2012). Ở mức ý nghĩa 5%, công nghiệp hóa có tác động tích cực đến hiệu quả sử dụng năng lượng. Đồng quan điểm với Dong & cộng sự (2021), thông qua đổi mới công nghệ, hiệu ứng lan tỏa và sự học hỏi lẫn nhau giữa các ngành đã cải thiện và thúc đẩy hiệu quả sử dụng năng lượng trên toàn bộ khu vực sản xuất.

Ở mức ý nghĩa 1%, đô thị hóa và độ mở thương mại có tác động tiêu cực đến hiệu quả sử dụng năng lượng, phù hợp với nhận định của Kasman & Duman (2015). Đô thị hóa dẫn đến tăng cường hoạt động sản xuất, tăng nhu cầu di chuyển, thúc đẩy nhu cầu sử dụng năng lượng. Khi độ mở thương mại tăng 1% GDP, hiệu quả sử dụng năng lượng giảm 0,0003 đơn vị. Các quốc gia tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu sẽ gia tăng quy mô hoạt động kinh tế nhằm mục đích xuất khẩu, tăng tiêu thụ năng lượng và dẫn đến chuyển dịch cơ cấu kinh tế sang các ngành công nghiệp sử dụng nhiều năng lượng.

Tuy nhiên, tại mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%, kết quả ước lượng cho thấy tác động của tiến bộ công nghệ đến hiệu quả sử dụng năng lượng là không đáng kể, điều này trái với kỳ vọng mà nhóm nghiên cứu đã đặt ra.

5. Kết luận và hàm ý

Nghiên cứu xem xét tác động của tài chính xanh đến hiệu quả sử dụng năng lượng ở các nước khu vực

Bảng 5: Kết quả hồi quy mô hình Tobit

	EE	EE	EE	EE
GF	0,0534***			
	(0,000)			
Land	0,0248***	0,0270***	0,0304***	0,0275***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
UP	-0,0006***	-0,0006***	-0,0007***	-0,0006***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
FDI	0,0008***	0,0009***	0,0003	0,0008***
	(0,000)	(0,000)	(0,470)	(0,000)
TO	-0,0003***	-0,0002**	0,0000	-0,0003***
	(0,001)	(0,041)	(0,694)	(0,002)
TePr	0,0710	0,157***	0,262***	0,0720
	(0,119)	(0,003)	(0,000)	(0,131)
Ind	0,002**	0,0023***	0,0004	0,0024***
	(0,013)	(0,006)	(0,719)	(0,003)
GB		0,967		
		(0,423)		
GE			0,0326**	
			(0,010)	
ExpLCT				0,0124***
				(0,000)
_cons	0,800***	0,795***	0,821***	0,777***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
var(e.EE)	0,0372***	0,0450***	0,0447***	0,0438***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
N	738	792	594	792
R^2	0,6401	0,4217	0,4349	0,4523
Kiểm định đa cộng tuyến	Mean VIF = 2,00	Mean VIF = 1,87	Mean VIF = 2,79	Mean VIF = 1,99
Kiểm định Ramsey-RESET	F(3, 727) = 14,79 Prob > F = 0,0000	F(3, 781) = 12,67 Prob > F = 0,0000	F(3, 583) = 15,00 Prob > F = 0,0000	F(3, 781) = 16,84 Prob > F = 0,0000
Kiểm định White	chi2(35) = 179,83 Prob > chi2 = 0,0000	chi2(35) = 157,30 Prob > chi2 = 0,0000	chi2(35) = 189,60 Prob > chi2 = 0,0000	chi2(35) = 197,40 Prob > chi2 = 0,0000
Kiểm định Arellano-Bond	AR(13): z = 2,51 Pr > z = 0,0120 AR(14): z = 1,31 Pr > z = 0,1909	AR(15): z = 2,98 Pr > z = 0,0029 AR(16): z = 1,62 Pr > z = 0,1054	AR(16): z = 1,67 Pr > z = 0,0944 AR(17): z = 1,01 Pr > z = 0,3124	AR(15): z = 2,85 Pr > z = 0,0043 AR(16): z = 1,42 Pr > z = 0,1563

*Chú thích: ***, **, * có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5%, 10%*
Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả từ phần mềm STATA 17

Châu Á – Thái Bình Dương trong giai đoạn 2000 – 2021. Về lý thuyết, nhóm tác giả đã đóng góp vào hệ thống hóa cơ sở lý luận về tài chính xanh và hiệu quả sử dụng năng lượng, đo lường chỉ số đánh giá tài chính xanh dựa trên: trái phiếu xanh, chi tiêu xanh và xuất khẩu công nghệ cacbon thấp bằng phương pháp trọng số entropy, đo lường hiệu quả sử dụng năng lượng thông qua mô hình DEA. Mô hình Tobit được sử dụng để phân tích thực nghiệm tác động của tài chính xanh đến hiệu quả năng lượng.

Về thực tiễn, những kết quả của nghiên cứu đã cho thấy: (1) Các quốc gia trong khu vực vẫn còn rất nhiều không gian để tiếp tục cải thiện việc thực hiện tài chính xanh. Kết quả từ đánh giá chỉ số tài chính xanh cho thấy chỉ một số ít các quốc gia tại Đông Bắc Á thực hiện tài chính xanh mạnh mẽ hơn các quốc gia còn lại; (2) Nhìn chung, hiệu quả sử dụng năng lượng tại các quốc gia trong khu vực đang được cải thiện qua thời gian, với nhiều quốc gia đạt mức hiệu quả cao (0,7 đến 1) trong năm 2021; (3) Việc thực hiện tài chính xanh giúp nâng cao hiệu quả sử dụng năng lượng tại khu vực châu Á - Thái Bình Dương. Khi chỉ số đánh giá tài chính xanh tăng 1 đơn vị, hiệu quả sử dụng năng lượng tăng 0,0534 đơn vị.

Nhóm tác giả đề xuất một số chính sách để thúc đẩy phát triển tài chính xanh và nâng cao hiệu quả sử dụng năng lượng ở các quốc gia như sau: Chính phủ tại các quốc gia cần tích cực thúc đẩy thực hiện tài chính xanh thông qua các phương tiện như: trái phiếu xanh, thương mại cacbon thấp và các chính sách bảo vệ môi trường. Đặc biệt, để tăng cường tác động của tài chính xanh, như trái phiếu xanh, cần đẩy mạnh sự thông thường hóa và triển khai trên diện rộng, tạo điều kiện cho sự hỗ trợ và thúc đẩy các hoạt động cải thiện hiệu quả năng lượng. Từ đó, tài chính xanh có thể phát huy công dụng hữu hiệu là một kênh cung cấp vốn cho các hoạt động xanh. Bên cạnh đó, chính phủ cần khuyến khích việc đầu tư và chuyển giao những công nghệ xanh, hiện đại nhằm nâng cao hiệu quả năng lượng.

Tác giả đề xuất một số hướng nghiên cứu tiếp theo: (i) Các chỉ số khác như: bảo hiểm xanh, đầu tư xanh có thể được đưa thêm vào hệ thống tính toán để việc tính toán tài chính xanh toàn diện và chính xác hơn khi dữ liệu được cung cấp đầy đủ; (ii) Sự phát triển tài chính xanh ở các quốc gia vẫn đang ở giai đoạn đầu và đang trong quá trình phát triển mạnh mẽ. Khi tài chính xanh phát triển đến một mức độ nhất định, các tác động phi tuyến đối với hiệu quả năng lượng cần được kiểm tra để có kết luận đầy đủ hơn. Thêm vào đó, các nghiên cứu tiếp theo có thể đi sâu vào khám phá các kênh trung gian mà thông qua đó tài chính xanh tác động đến hiệu quả sử dụng năng lượng như: nghiên cứu phát triển (R&D), thể chế, địa lý.

Tài liệu tham khảo

Amowine, N., Ma, Z., Li, M., Zhou, Z., Azembila Asunka, B., & Amowine, J. (2019), 'Energy efficiency improvement assessment in Africa: An integrated dynamic DEA approach', *Energies*, 12(20), 3915.

Amowine, N., Ma, Z., Li, M., Zhou, Z., Yaw Naminse, E., & Amowine, J. (2020), 'Measuring dynamic energy efficiency in Africa: A slack-based DEA approach', *Energy Science & Engineering*, 8(11), 3854-3865.

Atta Mills, E. F. E., Dong, J., Yiling, L., Baafi, M. A., Li, B., & Zeng, K. (2021), 'Towards sustainable competitiveness: How does financial development affect dynamic energy efficiency in Belt & Road economies?', *Sustainable Production and Consumption*, 27, 587–601, https://doi.org/10.1016/j.spc.2021.01.027

Charnes, A., Cooper, W. W., & Rhodes, E. (1978), 'Measuring the efficiency of decision making units', European journal of operational research, 2(6), 429-444.

Cheng, Z., Kai, Z., & Zhu, S. (2023), 'Does green finance regulation improve renewable energy utilization? Evidence from energy consumption efficiency', *Renewable Energy*, 208, 63-75.

Dong, F., Li, Y., Zhang, X., Zhu, J., & Zheng, L. (2021), 'How does industrial convergence affect the energy efficiency of manufacturing in newly industrialized countries? Fresh evidence from China', *Journal of Cleaner Production*, 316, 128316.

Erdem, D. (2012), 'Foreign direct investments, energy efficiency, and innovation dynamics', *Mineral Economics*, 24, 119-133.

Gillingham, K., Newell, R. G., & Palmer, K. (2009), 'Energy efficiency economics and policy', *Annu. Rev. Resour. Econ*., 1(1), 597-620.

Gu, X., Qin, L., & Zhang, M. (2023), 'The impact of green finance on the transformation of energy consumption structure: evidence based on China', *Frontiers in Earth Science*, 10, 1097346.

Guo, X., Lu, C. C., Lee, J. H., & Chiu, Y. H. (2017), 'Applying the dynamic DEA model to evaluate the energy efficiency of OECD countries and China', *Energy*, 134, 392-399.

Huguenin, J. M. (2012), *Data envelopment analysis (DEA),* A pedagogical guide for decision makers in the public sector, Swiss Graduate School of Public Administration, Lausanne, 48-51.

Huo, D., Zhang, X., Meng, S., Wu, G., Li, J., & Di, R. (2022), 'Green finance and energy efficiency: Dynamic study of the spatial externality of institutional support in a digital economy by using hidden Markov chain', *Energy Economics*, 116, 106431.

Imbruno, M., & Ketterer, T. D. (2018), 'Energy efficiency gains from importing intermediate inputs: Firm-level evidence from Indonesia', *Journal of Development Economics*, 135, 117-141.

Johnes, J. (2004), 16 Efficiency measurement, *International handbook on the economics of education*, 613.

Kasman, A., & Duman, Y. S. (2015), 'CO2 emissions, economic growth, energy consumption, trade and urbanization in new EU member and candidate countries: a panel data analysis', *Economic modelling*, 44, 97-103.

Lee, C. C., Wang, C. S., He, Z., Xing, W. W., & Wang, K. (2023b), 'How does green finance affect energy efficiency? The role of green technology innovation and energy structure', *Renewable Energy*, 219, 119417.

Lee, C. C., Wang, F., & Chang, Y. F. (2023a), 'Does green finance promote renewable energy? Evidence from China', *Resources Policy*, 82, 103439.

Lindenberg, N. (2014). Definition of Green Finance, German Development Institute, Retrieved from https://www.die-gdi.de/uploads/media/Lindenberg_Definition_green_finance.pdf

Liu, W., Liu, Y., & Lin, B. (2018), 'Empirical analysis on energy rebound effect from the perspective of technological progress—a case study of China's transport sector', *Journal of Cleaner Production*, 205, 1082–1093, https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.09.083.

Lu, C. C., & Lu, L. C. (2019), 'Evaluating the energy efficiency of European Union countries: The dynamic data envelopment analysis', *Energy & Environment*, 30(1), 27-43.

Ning, Y., Cherian, J., Sial, M. S., Álvarez-Otero, S., Comite, U., & Zia-Ud-Din, M. (2023), 'Green bond as a new determinant of sustainable green financing, energy efficiency investment, and economic growth: a global perspective', *Environmental Science and Pollution Research*, 30(22), 61324-61339.

OECD (2011), Towards green growth: monitoring progress.

Patterson, M. G. (1996), 'What is energy efficiency?: Concepts, indicators and methodological issues', *Energy policy*, 24(5), 377-390.

Peng, H. R., Qi, S. Z., & Zhang, Y. J. (2021), 'Does trade promote energy efficiency convergence in the Belt and Road Initiative countries?', *Journal of Cleaner Production*, 322, 129063.

Righelato, R., & Spracklen, D. V. (2007), 'Carbon Mitigation by Biofuels or by Saving and Restoring Forests?', Science, 317(5840), 902–902, https://doi.org/10.1126/science.1141361

Sachs, J. D., Woo, W. T., Yoshino, N., & Taghizadeh-Hesary, F. (2019), 'Why is green finance important?', ADBI Working Paper 917, http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3327149

Sadorsky, P. (2011), 'Financial development and energy consumption in Central and Eastern European frontier economies', *Energy Policy*, 39(2), 999–1006, https://doi.org/10.1016/j.enpol.2010.11.034

Sadorsky, P. (2013), 'Do urbanization and industrialization affect energy intensity in developing countries?', *Energy Economics*, 37, 52-59.

Shi, Y., & Zhao, Y. (2023), The contribution of green finance to energy security in the construction of new energy system: Empirical research from China', *Journal of Cleaner Production*, 429, 139480.

Song, M., Xie, Q., & Shen, Z. (2021), 'Impact of green credit on high-efficiency utilization of energy in China considering environmental constraints', *Energy Policy*, 153, 112267, https://doi.org/10.1016/j.enpol.2021.112267

Taghizadeh-Hesary, F., Rasoulinezhad, E., Yoshino, N., Sarker, T., & Mirza, N. (2021), 'Determinants of the Russia and Asia–Pacific energy trade', *Energy Strategy Reviews*, 38, 100681.

Wang, J., Wang, S., Li, S., Cai, Q., & Gao, S. (2019), 'Evaluating the energy-environment efficiency and its determinants in Guangdong using a slack-based measure with environmental undesirable outputs and panel data model', *Science of The Total Environment*, 663, 878–888, https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2019.01.413.

Wang, X., Zhao, H., & Bi, K. (2021), 'The measurement of green finance index and the development forecast of green finance in China', *Environmental and Ecological Statistics*, 28(2), 263–285, https://doi.org/10.1007/s10651-021-00483-7.

Wang, Z., & Wang, X. (2022), 'Research on the impact of green finance on energy efficiency in different regions of China based on the DEA-Tobit model', *Resources Policy*, 77, 102695.

Yao, X., Shah, W. U. H., Yasmeen, R., Zhang, Y., Kamal, M. A., & Khan, A. (2021), 'The impact of trade on energy efficiency in the global value chain: A simultaneous equation approach', *Science of The Total Environment*, 765, 142759.

Zhang, B., & Wang, Y. (2021), 'The Effect of Green Finance on Energy Sustainable Development: A Case Study in China', *Emerging Markets Finance and Trade*, 57(12), 3435–3454, https://doi.org/10.1080/1540496X.2019.1695595

Zhang, R., & Fu, Y. (2022), 'Technological progress effects on energy efficiency from the perspective of technological innovation and technology introduction: An empirical study of Guangdong, China', *Energy Reports*, 8, 425–437, https://doi.org/10.1016/j.egyr.2021.11.282

Zhu, Y., Zhang, J., & Duan, C. (2023), 'How does green finance affect the low-carbon economy? Capital allocation, green technology innovation and industry structure perspectives', *Economic Research-Ekonomska Istrazivanja*, 36(1), 3519–3541, https://doi.org/10.1080/1331677X.2022.2110138.

XÁC ĐỊNH HIỆU ỨNG PHẦN BÙ RỦI RO TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN CÁC NƯỚC MỚI NỔI BẰNG MÔ HÌNH GARCH-M

Lê Phước Công Toại
Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh
Email: toaile.31201020869@st.ueh.edu.vn
Trần Thị Tuấn Anh
Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh
Email: anhttt@ueh.edu.vn

Mã bài: JED-1556
Ngày nhận bài: 01/01/2024
Ngày nhận bài sửa: 30/07/2024
Ngày duyệt đăng: 29/10/2024
DOI: 10.33301/JED.VI.1556

Tóm tắt
Bài viết nghiên cứu sử dụng tỷ suất sinh lợi hàng ngày để mô hình hóa độ biến động và kiểm định sự xuất hiện của phần bù rủi ro trên thị trường của 16 quốc gia mới nổi. Kết quả ước lượng mô hình GARCH-M cho thấy tất cả các thị trường đều có phương sai thay đổi theo thời gian, nhưng phần bù rủi ro trong phương trình GARCH-M chỉ có ý nghĩa thống kê ở Ai Cập, Hàn Quốc và Indonesia khi xét trên toàn bộ mẫu dữ liệu. Trước khi đại dịch COVID-19 xảy ra, phần bù rủi ro chỉ được xác định ở Ai Cập. Sau đại dịch, Colombia và Malaysia cũng có hiện tượng này cùng với Hàn Quốc và Indonesia. Kết quả nghiên cứu cung cấp thông tin về rủi ro và lợi nhuận để các nhà đầu tư xây dựng danh mục đầu tư. Ngoài ra, việc nghiên cứu tỷ suất sinh lợi chứng khoán và độ biến động ở các nước mới nổi cũng quan trọng đối với người làm chính sách.
Từ khóa: Các nước mới nổi, độ biến động thị trường, mô hình GARCH-M, phần bù rủi ro.
Mã JEL: C22, C58, D53

Determining the risk premium effect on stock markets of emerging countries using the GARCH-M model

Abstract
This paper utilizes daily stock returns to model volatility and tests the presence of risk premiums in the markets of 16 emerging countries. The estimation results of the GARCH-M model indicate that all markets exhibit time-varying volatility, but statistically significant risk premium in the GARCH-M equation is only found in Egypt, South Korea, and Indonesia when considering the entire dataset. Before the COVID-19 pandemic, risk premiums were only identified in Egypt. However, after pandemic, Colombia and Malaysia also exhibited this phenomenon, alongside South Korea and Indonesia. The research outcomes provide insights into risk and returns for investors to construct investment portfolios. Moreover, studying stock returns and volatility in emerging countries holds significance for policymakers.
Keywords: *Emerging countries, GARCH-in-Mean, market's volatility, risk premium.*
JEL Codes: C22, C58, D53

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh nền kinh tế toàn cầu đang có nhiều biến động hiện nay, các nước mới nổi đóng vai trò quan trọng trong việc định hình xu hướng tài chính toàn cầu. Các nước mới nổi có tiềm năng tăng trưởng kinh tế cao, là môi trường đầu tư hấp dẫn đối với những nhà đầu tư đang tìm kiếm lợi nhuận. Đới với các nhà đầu tư, đa dạng hóa danh mục đầu tư vẫn là nền tảng của chiến lược đầu tư thận trọng. Nghiên cứu lợi nhuận và biến động chứng khoán ở các nước mới nổi mang đến cho các nhà đầu tư cơ hội đa dạng hóa trên các khu vực, quy mô thị trường và điều kiện kinh tế khác nhau. Đi kèm rủi ro là lợi nhuận, đi kèm lợi nhuận là rủi ro. Mối quan hệ mật thiết giữa lợi nhuận kỳ vọng và rủi ro đã được Summers (1967) đề cập trong lý thuyết đánh đổi rủi ro-lợi nhuận. Theo lý thuyết này, biến động cao hơn dẫn đến lợi nhuận kỳ vọng cao hơn do nhà đầu tư luôn mong đợi một khoản lợi nhuận cao hơn cho mỗi mức rủi ro tăng thêm. Điều này làm nảy sinh mối quan hệ đồng biến giữa lợi nhuận kỳ vọng và mức độ biến động, đo lường bằng phương sai. Rủi ro cao cũng hàm ý một tỷ suất sinh lợi vượt trội tiềm năng. Đó chính là phần bù cho rủi ro (risk premium). Việc quan tâm đến phần bù rủi ro là cực kỳ quan trọng vì nó cung cấp thông tin quý báu về mối liên hệ giữa lợi nhuận mong đợi và mức độ rủi ro mà nhà đầu tư hoặc nhà quản lý tài chính phải chịu. Hiểu rõ về phần bù rủi ro giúp nhà đầu tư đánh giá tỷ lệ rủi ro/lợi nhuận của các khoản đầu tư và xác định xem liệu lợi nhuận kỳ vọng từ một tài sản có đủ lớn để bù đắp cho rủi ro hay không. Nó cũng giúp trong quá trình định giá tài sản và quản lý danh mục đầu tư bằng cách tối ưu hóa tỷ lệ rủi ro/lợi nhuận trong các quyết định đầu tư.

Có nhiều mô hình thống kê hỗ trợ đo lường phần bù rủi ro trên thị trường. Mô hình CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) là một mô hình cơ bản để đo lường phần bù rủi ro này. CAPM dựa trên ý tưởng rằng có một liên hệ giữa lợi nhuận kỳ vọng của một tài sản và rủi ro hệ thống. Mô hình này ước lượng phần bù rủi ro dựa trên beta, đo lường mức độ biến động của một tài sản so với thị trường chung. Khác với mô hình CAPM, mô hình APT (*Arbitrage Pricing Model*) đo lường phần bù rủi ro thông qua mối quan hệ giữa lợi nhuận kì vọng và các biến kinh tế vĩ mô. Mô hình Fama-French ba nhân tố cũng là một mở rộng của CAPM, có thể giúp đo lường phần bù rủi ro bằng việc thêm vào mô hình ba yếu tố quan trọng như quy mô của công ty, tỷ lệ giá trị sổ sách trên giá thị trường, và rủi ro thị trường. Mô hình Fama – French cũng còn được mở rộng hơn thành các mô hình bốn và năm nhân tố. Một lớp mô hình khác cũng được sử dụng rất phổ biến để đo lường phần bù rủi ro, đó là lớp mô hình GARCH-M (*GARCH-in-Mean*). Bởi vì các mô hình GARCH cổ điển không cho phép tính đến sự tồn tại của phần bù rủi ro trong phương trình trung bình của tỷ suất sinh lợi, nên Engle & cộng sự (1987) đã phát triển của mô hình GARCH-M. Đặc điểm chính của GARCH-M là sự kết hợp của phương sai có điều kiện vào phương trình trung bình, đưa ra sự đóng góp của phần bù rủi ro vào phương trình hồi quy của tỷ suất sinh lợi.

Kết hợp sự hữu ích của mô hình GARCH-M trong ước lượng phần bù rủi ro và vai trò quan trọng của các nước mới nổi trong thị trường tài chính thế giới, bài viết này thực hiện ứng dụng mô hình GARCH-M do Engle & cộng sự (1987) trong việc mô hình hóa tỷ suất sinh lợi và độ biến động trên thị trường tài chính các nước mới nổi, nhằm kiểm chứng sự hiện diện của phần bù rủi ro trên thị trường các quốc gia này. Melander (2009) kiểm tra phần bù rủi ro đo bằng mô hình GARCH-M ở Bolivia; Li & cộng sự (2012) cũng phân tích phần bù rủi ro tiềm ẩn vốn có trong điều kiện ngang giá lãi suất bằng GARCH-M và cũng cho thấy phần bù rủi ro là đáng kể ở hầu hết các quốc gia mới nổi. Bài viết này cũng dựa trên cách thức kiểm định sự tồn tại của phần bù rủi ro ở các mới nổi, bao gồm 16 nước bằng mô hình GARCH với số liệu giai đoạn 2015 – 2023 và so sánh sự thay đổi trong phần bù rủi ro ở các thị trường này khi xét đến sự hiện diện của đại dịch COVID-19.

Với mục tiêu nghiên cứu như trên, phần còn lại của bài viết được cấu trúc như sau: Mục 2 tóm tắt tổng quan các nghiên cứu có liên quan; mục (3) trình bày phương pháp nghiên cứu về phương pháp GARCH-M; mục (4) nêu kết quả xử lý số liệu và thảo luận; mục (5) kết luận và một số hàm ý từ kết quả nghiên cứu.

2. Tổng quan nghiên cứu

Mô hình GARCH-M được giới thiệu bởi Engle & cộng sự (1987) với sự xuất hiện của độ biến động tài sản tài chính trong phương trình trung bình đã giúp phát hiện sự hiện diện của phần bù rủi ro trong tài sản tài chính một cách đơn giản và hữu ích. Vì vậy, nhiều nghiên cứu đã ứng dụng mô hình này để phân tích sự biến động của tài sản tài chính và phần lợi nhuận bù đắp rủi ro. Baillie & DeGennaro (1990) thực hiện các kiểm định khác về tác động của phần bù rủi ro ở Pháp và Đức trong giai đoạn từ ngày 31/12/1979 đến

ngày 7/7/1991 trong khi Mougoue & Whyte (1996) kiểm định sự đánh đổi rủi ro – lợi nhuận với số liệu ở Mỹ trong giai đoạn từ ngày 1/1/1970 đến ngày 22/12/1987. Kroner & Lastrapes (1993) sử dụng mô hình GARCH-M đa biến để kiểm định mối quan hệ giữa biến động tỷ giá hối đoái danh nghĩa với dòng chảy và giá xuất khẩu cho năm quốc gia công nghiệp hóa trong thời kỳ hậu Bretton Woods. Kroner & Lastrapes (1993) nhận thấy rằng thành phần phương sai có tác động đến các chuỗi tỷ giá hối đoái cho tất cả các quốc gia. Panait & Slavescu (2012) khai thác dữ liệu để so sánh cấu trúc biến động của dữ liệu tần số cao (hàng ngày) và thấp (hàng tuần, hàng tháng) của bảy công ty Rumani được giao dịch trên Sở giao dịch chứng khoán Bucharest và ba chỉ số thị trường, trong giai đoạn 1997-2012. Kết quả nghiên cứu của tác giả cho thấy mô hình GARCH-M không cung cấp bằng chứng xác nhận giả thuyết rằng sự gia tăng độ biến động dẫn đến sự gia tăng lợi nhuận trong tương lai. Phân tích của Panait & Slavescu (2012) cũng cho thấy GARCH-in-mean phù hợp tốt với chuỗi thời gian hàng tuần và hàng tháng nhưng hoạt động kém hơn vào thời gian hàng ngày. Shin (2005) đã thực hiện nghiên cứu kiểm tra mối tương quan giữa tỷ suất sinh lợi và biến động trên các thị trường tài chính mới nổi bằng cách áp dụng mô hình GARCH-M ở 14 quốc gia thuộc thị trường mới nổi giai đoạn 1989-2003. Li & cộng sự (2012) sử dụng GARCH-M kết hợp với kiểm soát hiệu ứng bất đối xứng để kiểm định sự tồn tại của phần bù rủi ro trong điều kiện ngang bằng lãi suất.

Các nghiên cứu về áp dụng mô hình ARCH/GARCH cho thị trường chứng khoán Việt Nam xuất hiện từ rất lâu. Vương Quân Hoàng (2004) thực hiện nghiên cứu để kiểm định sự tồn tại của hiệu ứng GARCH trên 10 cổ phiếu đang niêm yết và dãy thống kê lợi suất của chỉ số giá thị trường. Đặng Hữu Mẫn & Hoàng Dương Việt Anh (2011) sử dụng mô hình GARCH (1,1) để nghiên cứu trên danh mục chỉ số VN-Index. Kết quả nghiên cứu cho thấy sự tồn tại của hiệu ứng GARCH trên chuỗi tỷ suất sinh lợi VN-Index. Vo & Nguyen (2011) sử dụng mô hình GARCH để nghiên cứu các đặc điểm của sự biến động tỷ suất sinh lợi trên danh mục chỉ số VNIndex đồng thời nghiên cứu còn sử dụng thuật toán ICSS để mô tả sự hiện diện của các điểm gãy cấu trúc trong phương sai của chuỗi lợi nhuận. Nghiên cứu của Hồ Thủy Tiên & cộng sự (2017) đã thực hiện các phân tích bằng mô hình GARCH cân xứng và bất cân xứng. Lê Văn Tuấn & Phùng Duy Quang (2020) thực hiện dự báo và mô hình hóa cho chỉ số chứng khoán VN-Index. Ngoài ra, kết quả cũng phản ánh tác động của đại dịch COVID-19 (đợt 1) lên thị trường chứng khoán Việt Nam là rất lâu dài, cần đến 3 năm 3 tháng để thị trường chứng khoán có thể phục hồi trở lại. Bên cạnh đó, nghiên cứu của Đặng Thị Minh Nguyệt & cộng sự (2022) trên thị trường chứng khoán phái sinh Việt Nam giai đoạn từ tháng 8/2017 đến tháng 9/2021 về sự biến động tỷ suất sinh lợi của chỉ số hợp đồng tương lai. Ứng dụng các mô hình GARCH, ARCH, ARIMA để thực hiện mô tả và phân tích, kết quả chỉ ra các cú sốc trong quá khứ có ảnh hưởng đến biến động của tỷ suất sinh lợi của VN30F1M. Tuy nhiên các nghiên cứu trong nước gần như ít chú ý đến việc ứng dụng mô hình GARCH-M mà tập trung vào các mở rộng khác của GARCH, chủ yếu là để đo lường hiệu ứng bất đối xứng; hoặc áp dụng các mô hình GARCH đa biến.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Bảng 1: Danh sách chỉ số chứng khoán của các quốc gia

Quốc gia	Chỉ số thị trường chứng khoán	Mã thị trường
Hungary	Budapest SE	BUX
Egypt	EGX 30	EGX30
Greece	ATHEX Composite Total Return	RETM
Qatar	QE General	QSI
China	Shanghai Composite	SSEC
India	S&P BSE-500	BSE500
Korea	KOSPI	KS11
Malaysia	FTSE Malaysia KLCI	KLSE
Philippines	PSEi Composite	PSI
Taiwan	TSEC Taiwan 50	TSE50
Indonesia	Jakarta Stock Exchange Composite Index	JKSE
Brazil	Bovespa	BVSP
Chile	S&P CLX IPSA	SPIPSA
Colombia	COLCAP	COLCAP
Mexico	S&P BMV IPC	MXX
Vietnam	VN Index	VNI

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ lịch sử giao dịch trên website www.investing.com bao gồm tỷ suất sinh lợi của 16 quốc gia mới nổi. Những nước mới nổi trong bài nghiên cứu gồm Trung Quốc, Ấn Độ, Hàn Quốc, Malaysia, Philippines, Đài Loan, Indonesia. Ngoài ra còn có Hungary, Ai Cập, Hy Lạp, Qatar đại diện cho khu vực Trung Đông và Brazil, Chile, Colombia, Mexico đại diện cho khu vực Mỹ-Latin. Danh sách chỉ số chứng khoán của từng nước được liệt kê ở Bảng 1. Thời gian dữ liệu được thu thập là từ tháng 4 năm 2015 đến tháng 8 năm 2023; trong đó, giai đoạn trước năm 2020 được xem là giai đoạn trước khi có COVID-19; giai đoạn từ năm 2020 trở về sau được xem là giai đoạn từ khi xảy ra COVID-19. Dữ liệu sẽ được phân tích trên toàn bộ dữ liệu để thấy được tác động chung trên toàn bộ mẫu dữ liệu; sau đó được chia thành hai giai đoạn theo tình hình COVID-19 để so sánh kết quả của hai giai đoạn với nhau.

3.2. Phương pháp định lượng

Mô hình ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) được Engle (1982) giới thiệu. Mô hình ARCH mô tả sự thay đổi phương sai của một tài sản tài chính theo thời gian. Sau đó, mô hình GARCH (Generalized ARCH) được Bollerslev (1986) phát triển dựa trên mô hình ARCH, bằng cách kết hợp thành phần tự hồi quy của phương sai với mô hình ARCH, cho phép dự báo và mô tả biến động trong chuỗi thời gian tài chính một cách linh hoạt hơn. Mô hình GARCH(1,1) gồm hai phương trình và có dạng:

Phương trình trung bình:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t \quad (1)$$

Phương trình phương sai:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2, \quad (2)$$

$$\vartheta_t \sim N(0,1) i.i.d$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t \vartheta_t$$

Trong đó

r_t được gọi là tỷ suất sinh lợi của tài sản tại thời điểm t

μ là hệ số chặn của phương trình trung bình, trong trường hợp này cũng chính là tỷ suất sinh lợi trung bình

ε_t là sai số của phương trình trung bình

σ_t^2 là phương sai của sai số ε_t

$\omega, \alpha_1, \beta_1$ các tham số của phương trình phương sai, thỏa điều kiện $\omega > 0$, $\alpha_1 \geq 0$, $\beta_1 \geq 0$, và $\alpha_1 + \beta_1 < 1$

Sau khi mô hình GARCH ra đời, có nhiều nghiên cứu cải tiến và mở rộng nhằm tối ưu hóa mô hình hơn nữa. EGARCH (*Exponential GARCH*), TGARCH (*Threshold GARCH*), và IGARCH (*Integrated GARCH*) là những biến thể được phát triển để khắc phục nhược điểm và mở rộng ứng dụng của mô hình GARCH trong dự báo biến động của các tài sản tài chính. Trong đó, mô hình GARCHM (hay *GARCH-in-Mean*) là một mở rộng được sử dụng rộng rãi để mô tả việc tỷ suất sinh lợi của một tài sản tài chính có thể phụ thuộc vào độ biến động của nó. Mô hình GARCH-M được đề xuất bởi Engle & cộng sự (1987). Mô hình này cho phép giá trị trung bình không chỉ phụ thuộc vào các biến độc lập khác mà còn phụ thuộc vào cả phương sai có điều kiện của chính nó. Thông thường, các nhà đầu tư e ngại rủi ro thường có xu hướng yêu cầu thêm một mức phí, xem như là phần đền bù cho rủi ro để quyết định có nên nắm giữ một tài sản rủi ro hay không. Như vậy, trong trường hợp này, tỷ suất sinh lợi là một hàm đồng biến với rủi ro. Để thể hiện ý tưởng này, một mô hình GARCH-M (1,1) xây dựng phương trình trung bình và phương trình phương sai như sau:

Phương trình trung bình:

$$r_t = \mu + \lambda \sqrt{\sigma_t^2} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Phương trình phương sai:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2, \quad (4)$$

$$\vartheta_t \sim N(0,1) i.i.d$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t \vartheta_t$$

Trong đó, tham số được gọi là tham số phần bù rủi ro. Nếu đạt giá trị dương cho thấy tỷ suất sinh lợi có quan hệ dương với độ biến động của nó. Hay nói các khác, hệ số của độ biến động trong phương trình trung bình có thể chỉ ra rằng độ biến động cao hơn sẽ ảnh hưởng đến tỷ suất sinh lợi cao hơn.

Bài viết này sử dụng mô hình GARCH-M để lập phương trình biến động phương sai và ước tính phần bù rủi ro trong tỷ suất sinh lợi của 16 quốc gia mới nổi. Các chuỗi tỷ suất sinh lợi được xác định độ trễ tối ưu, kiểm tra tính dừng và kiểm định hiệu ứng ARCH trước khi được đưa vào hồi quy trong mô hình GARCH-M để đảm bảo độ tin cậy cho kết quả ước lượng được.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả dữ liệu

Thống kê mô tả tỷ suất sinh lợi trên thị trường chứng khoán của 16 quốc gia được tổng hợp trong Bảng 2. Kết quả mô tả này được tính toán với 3043 quan sát, gồm các chỉ tiêu về giá trị trung bình, độ lệch chuẩn, hệ số bất đối xứng, độ nhọn, giá trị nhỏ nhất, giá trị lớn nhất, kết quả kiểm định hiệu ứng ARCH, và kiểm định tính dừng. Phần lớn tỷ suất sinh lợi ở các thị trường này đều có giá trị trung bình dương khá nhỏ. Chỉ có 5 thị trường có tỷ suất sinh lợi trung bình mang dấu âm, bao gồm Qatar, Trung Quốc, Malaysia, Philippines, Colombia. Kết quả thống kê mô tả còn cho thấy các thị trường chứng khoán có độ biến động khá cao. Tại các thị trường mới nổi, Hy Lạp là quốc gia có độ biến động theo ngày cao nhất với 1,396%. Trong khi đó, Malaysia là quốc gia có độ biến động thấp nhất với 0,586%. Brazil là quốc gia mà tỷ suất sinh lợi đạt giá trị cao nhất với 13,91%. Ngược lại, khi đại dịch Covid-19 bùng phát, Hy Lạp lại là quốc gia có mức tỷ suất sinh lợi theo ngày thấp kỷ lục (-16,03%). Kết quả kiểm định hiệu ứng ARCH thể hiện ở cột cuối cùng của Bảng 2 cũng cho thấy tất cả các quốc gia trong mẫu đều có hiện tượng phương sai thay đổi theo thời gian trong chuỗi tỷ suất sinh lợi, và vì thế phù hợp để sử dụng mô hình GARCH trong mô hình hóa phương sai.

Bảng 2: Thống kê mô tả tỷ suất sinh lợi của 16 quốc gia giai đoạn 2015-2023

Quốc gia	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị lớn nhất	Giá trị nhỏ nhất	Kiểm định hiệu ứng ARCH	Kiểm định ADF
Hungary	0,00037	0,01045	0,0619	-0,1155	183,26***	-41,251***
Egypt	0,00029	0,01088	0,067	-0,0934	142,69***	-38,936***
Greece	0,00034	0,01396	0,1146	-0,1603	38,34***	-35,306***
Qatar	-5,19e-06	0,00822	0,0551	-0,097	47,08***	-38,893***
China	-0,00004	0,01072	0,0576	-0,0849	107,32***	-40,140***
India	0,00032	0,00873	0,0778	-0,1288	12,94***	-38,612***
Korea	0,00008	0,00853	0,086	-0,0839	712,43***	-37,990***
Malaysia	-0,00006	0,00586	0,0685	-0,0526	27,03***	-38,510***
Philippines	-0,00002	0,01013	0,0744	-0,1334	22,74***	-40,518***
Taiwan	0,00022	0,00911	0,0719	-0,0642	125,07***	-38,641***
Indonesia	0,00011	0,00807	0,1019	-0,0658	104,66***	-38,944***
Brazil	0,00033	0,01315	0,1391	-0,1478	461,81***	-40,730***
Chile	0,00020	0,01018	0,0969	-0,1411	15,38***	-37,028***
Colombia	-0,00001	0,00989	0,1328	-0,1244	172,61***	-35,204***
Mexico	0,00008	0,00820	0,0486	-0,0642	96,25***	-38,837***
Vietnam	0,00028	0,00964	0,0498	-0,0667	74,96***	-38,934***

**** nghĩa là có ý nghĩa thống kê ở mức 1%.*

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu thu thập được

4.2. Kết quả nghiên cứu

Kết quả ước lượng mô hình GARCH-M (1,1) được trình bày ở Bảng 3. Từ Bảng 3, có thể nhận thấy một số kết quả chủ yếu như sau:

Bảng 3: Kết quả ước lượng mô hình GARCH-M (1,1) của 16 quốc gia

Hệ số	Hungary	Egypt	Greece	Qatar	China	India	Korea	Malaysia
μ	0,00052	-0,00037	0,00035	-0,00029	0,00014	0,00029	-0,00032	-0,00023
	(1,82)	(-1,05)	(1,04)	(-1,04)	(0,72)	(1,42)	(-1,39)	(-1,77)
ω	0,000002***	0,000003***	0,000001***	0,00000206***	0,00000507***	0,00000106***	0,00000106***	0,00000107***
	(8,66)	(9,47)	(18,98)	(11,86)	(8,51)	(7,27)	(8,05)	(5,16)
α	0,06144***	0,06218***	0,03712***	0,06699***	0,04151***	0,06299***	0,06140***	0,04364***
	(19,14)	(14,70)	(28,50)	(22,21)	(18,27)	(16,21)	(12,83)	(16,56)
β	0,91498***	0,90991***	0,95423***	0,89832***	0,95467***	0,92076***	0,91520***	0,95297***
	(174,46)	(148,83)	(1260,48)	(162,68)	(475,88)	(173,04)	(143,18)	(342,21)
λ	**1,56112**	**7,50179***	**2,14389**	**8,87531**	**-1,03763**	**5,60236**	**9,61405***	**7,61048**
	(0,48)	**(2,13)**	**(1,00)**	**(1,96)**	**(-0,42)**	**(1,57)**	**(2,49)**	**(1,66)**
Coefficient	**Philippines**	**Taiwan**	**Indonesia**	**Brazil**	**Chile**	**Colombia**	**Mexico**	**Vietnam**
μ	-0,00042	0,00007	-0,00008	0,00023	-5,66e-06	0,00005	-0,00021	0,00028
	(-1,13)	(0,21)	(-0,47)	(0,63)	(-0,03)	(0,32)	(-0,83)	(1,25)
ω	0,000003***	0,0000011***	0,000001***	0,000004***	0,0000006***	0,000001***	0,000001***	0,0000011***
	(11,28)	(8,24)	(9,22)	(7,05)	(6,74)	(9,90)	(6,72)	(9,34)
α	0,05264***	0,04107***	0,04785***	0,04464***	0,07065***	0,09593***	0,05729***	0,06284***
	(16,21)	(16,48)	(16,68)	(13,87)	(22,59)	(22,30)	(12,87)	(17,37)
β	0,91357***	0,94061***	0,93182***	0,92563***	0,92893***	0,89017***	0,92076***	0,92760***
	(168,79)	(255,23)	(202,68)	(139,18)	(284,64)	(168,19)	(138,19)	(246,41)
λ	**6,30446**	**4,66710**	**6,53958***	**1,95593**	**3,85358**	**6,20949**	**6,20949**	**3,04298**
	(1,50)	**(1,06)**	**(2,06)**	**(0,76)**	**(1,49)**	**(0,92)**	**(1,42)**	**(0,97)**

Ghi chú: Thống kê z trong ngoặc đơn.

****, **, * lần lượt tương ứng với mức ý nghĩa là 1%, 5%,10%.*

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu thu thập được

Một là, các hệ số hồi quy ước lượng được của các mô hình đáp ứng yêu cầu (α + β) < 1, đây là điều kiện quan trọng của mô hình GARCH đảm bảo cho tính hồi quy về cho giá trị trung bình. Điều này cho thấy rằng các phương sai có điều kiện của thị trường chứng khoán tại các quốc gia mới nổi có tính đảo chiều và đảm bảo sự ổn định của thị trường.

Hai là, chúng ta có thể quan sát thấy rằng trong tất cả các cột và các dòng của Bảng 3, các hệ số ước lượng cho phương trình phương sai (các hệ số ω, α và β) đều có ý nghĩa thống kê. Các Kết quả này nhất quán với kết quả kiểm định hiệu ARCH trong Bảng 1. Kết quả này hàm ý cũng rằng những biến động của thị trường trong giai đoạn hiện tại bị ảnh hưởng bởi cả những cú sốc và biến động từ các giai đoạn trước.

Ba là, tham số quan trọng nhất trong mô hình GARCH-M (1,1) theo mục tiêu nghiên cứu của bài viết chính là phần bù rủi ro λ. Hệ số này cho biết sự biến động của tỷ suất sinh lợi có ảnh hưởng trực tiếp đến tỷ suất sinh lợi của từng thị trường như thế nào. Bảng 3 cho thấy phần bù rủi ro này khác nhau giữa các thị trường. Trong số 16 quốc gia trong mẫu, phần bù rủi ro chỉ có ý nghĩa thống kê ở mức 5% đối với thị trường Ai Cập, Hàn Quốc và Indonesia. Hệ số λ ở cả ba quốc gia này đều mang dấu dương. Kết quả này cho thấy ở Ai Cập, Hàn Quốc và Indonesia, phương sai có tác động trực tiếp đến tỷ suất sinh lợi trên cả 3 thị trường này. Ngoài ra, dấu dương của hệ số cho thấy tác động cùng chiều giữa độ biến động và tỷ suất sinh lợi; điều mà không xảy ra ở các thị trường mới nổi khác. Kết quả phân tích này cũng đtương đồng với kết luận trong nghiên cứu của De Santis & Giorgio (1997), và Shin (2005). Shin (2005) đã thực hiện nghiên cứu kiểm tra mối tương quan giữa tỷ suất sinh lợi và biến động trên các thị trường tài chính mới nổi bằng cách áp dụng mô hình GARCH-M ở 14 quốc gia mới nổi giai đoạn 1989-2003. Kết quả thu được cho thấy ảnh hưởng của biến động đến tỷ suất sinh lợi được cho là dương đối với 10 trên 14 thị trường nhưng hầu hết đều không có ý nghĩa thống kê. Sự không có ý nghĩa thống kê này có thể là do các nhà đầu tư có thể đánh giá thấp rủi ro hoặc không nhận thức đầy đủ về rủi ro trong các thị trường mới nổi; một phần vì thiếu thông tin; một phần vì chưa có đầy đủ kinh nghiệm đầu tư; và một phần vì sự non trẻ của thị trường. Sự không đồng đều về thông tin và kinh nghiệm có thể dẫn đến việc các nhà đầu tư không thể một kỳ vọng về một khoản phí bù đắp rủi ro.

Bảng 4: Kết quả ước lượng của mô hình GARCH-M (1,1) trước COVID-19

Coefficient	Hungary	Egypt	Greece	Qatar	China	India	Korea	Malaysia
μ	0,00015	-0,00087	0,00043	-0,00116**	0,00017	1,29e-06	-0,00021	-0,00017
	(0,31)	(-1,66)	(0,95)	(-2,85)	(0,70)	(0,00)	(-0,47)	(-0,93)
ω	0,000002***	0,000007***	0,000001***	0,000004***	0,0000003***	0,000001***	0,000001***	0,0000008**
	(4,58)	(8,20)	(9,89)	(9,45)	(5,92)	(5,19)	(5,49)	(2,92)
α	0,05303***	0,09153***	0,04074***	0,07699***	0,04045***	0,06711***	0,04118***	0,03860***
	(10,48)	(11,99)	(21,18)	(17,63)	(15,07)	(8,98)	(7,77)	(12,45)
β	0,91591***	0,85209***	0,95805***	0,87017***	0,95986***	0,90127***	0,93027***	0,96067***
	(84,63)	(67,48)	(1034,8)	(89,12)	(449,51)	(73,70)	(100,97)	(311,22)
$\alpha + \beta$	0,96894	0,94362	0,99879	0,94716	1,00031	0,96838	0,97145	0,99927
λ	6,23348	12,25219*	0,702427	18,50015	-1,61287	10,01448	7,97515	5,80386
	(0,82)	(2,36)	(0,27)	(3,17)	(-0,64)	(1,19)	(0,76)	(0,62)
Coefficient	**Philippines**	**Taiwan**	**Indonesia**	**Brazil**	**Chile**	**Colombia**	**Mexico**	**Vietnam**
μ	-0,00064	0,00027	0,00012	0,00059	-0,00007	0,00006	-0,00017	0,00027
	(-0,81)	(0,48)	(0,40)	(0,77)	(-0,31)	(0,24)	(-0,51)	(0,94)
ω	0,000001***	0,000001***	0,0000006***	0,000003***	0,0000006***	0,0000001***	0,0000002***	0,0000005***
	(3,56)	(4,58)	(5,47)	(4,39)	(5,47)	(7,18)	(6,34)	(5,22)
α	0,03017***	0,02930***	0,04525***	0,04494***	0,06060***	0,10219***	0,07434***	0,04747***
	(5,69)	(9,67)	(12,30)	(9,84)	(15,58)	(15,98)	(11,35)	(10,96)
β	0,94584***	0,94963***	0,94503***	0,93369***	0,93143***	0,87592***	0,89017***	0,94624***
	(79,91)	(140,19)	(191,36)	(100,92)	(212,57)	(90,87)	(85,02)	(189,36)
$\alpha + \beta$	0,97601	0,97893	0,99028	0,97863	0,99203	0,97811	0,96451	0,99371
λ	10,47254	0,76016	1,51605	-0,03453	5,22246	5,11649	5,13967	2,24117
	(0,94)	(0,08)	(0,23)	(-0,01)	(0,94)	(0,78)	(0,72)	(0,43)

Ghi chú: Thống kê z trong các ngoặc đơn.
****, **, * lần lượt tương ứng với mức ý nghĩa là 1%, 5%,10%*
Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu thu thập được

Tuy nhiên, không thể phủ nhận rằng, trong nền kinh tế thế giới nói chung và các nước mới nổi nói riêng, sự biến động của tình hình kinh tế có thể tạo ra rủi ro cho các nhà đầu tư và doanh nghiệp. và kết quả thể hiện ở Bảng 3 cũng một phần ủng hộ lý thuyết đánh đổi rủi ro – lợi nhuận này của Summers (1987). Kết quả

nghiên cứu từ Bảng 3 cho thấy rằng, hiệu ứng phần bù rủi ro chỉ tìm thấy ở Ai Cập, Hàn Quốc và Indonesia; nhưng không xảy ra ở các quốc gia khác. Hay nói cách khác, ngoại trừ Ai Cập, Hàn Quốc và Indonesia, rủi ro không tác động trực tiếp đến tỷ suất sinh lợi kỳ vọng ở các quốc gia mới nổi còn lại trong mẫu dữ liệu. Có thể nền kinh tế các nước Ai Cập, Hàn Quốc và Indonesia có những đặc điểm riêng biệt để dẫn đến kết quả khác biệt. Sự khác biệt này có thể là một hướng nghiên cứu thú vị tiếp theo.

Đại dịch COVID-19 đã tạo ra những thay đổi đáng kể trong nền kinh tế toàn cầu, ảnh hưởng đến cách thức hoạt động của doanh nghiệp và thị trường tài chính. Đại dịch cũng đã làm thay đổi cấu trúc rủi ro trong nền kinh tế. Các yếu tố rủi ro trước đại dịch có thể không còn phù hợp sau đại dịch. Hơn nữa, các cá nhân, các doanh nghiệp, và các quốc gia cũng đã thay đổi cách quản lý rủi ro để thích ứng với tình hình mới. Do đó, bài nghiên cứu này cũng thực hiện chia mẫu thành hai giai đoạn: trước khi và từ khi xảy ra đại dịch COVID-19 để nghiên cứu phần bù rủi ro, từ đó giúp nắm bắt được sự thay đổi của rủi ro và cách thức quản lý rủi ro, cũng như hiểu rõ hơn về tác động của đại dịch đến sự đánh đổi rủi ro – lợi nhuận và hành vi của nhà đầu tư . Kết quả ước lượng mô hình GARCH-M (1,1) giai đoạn trước khi dịch bệnh COVID-19 bùng phát được trình bày ở Bảng 4. Trong đó, các hệ số hồi quy trong phương trình phương sai đều có ý nghĩa thống kê. Tuy nhiên, khác với kết quả trên toàn bộ mẫu dữ liệu, hệ số phần bù rủi ro λ trong giai đoạn trước COVID-19 chỉ có ý nghĩa thống kê trong phương trình của Ai Cập và không có ý nghĩa thống kê trong phương trình trung bình của tất cả các quốc gia còn lại. Có thể thấy rằng sự hiện diện của phần bù rủi ro trước COVID-19 chỉ có ở Ai Cập mà không có ở Hàn Quốc và Indonesia.

Kết quả ước tính mô hình GARCH-M (1,1) giai đoạn trong khi dịch bệnh COVID-19 bùng phát được trình bày ở Bảng 5. Với bảng kết quả này, hệ số phần bù rủi ro có ý nghĩa thống kê tại 4 thị trường: Hàn Quốc, Malaysia, Indonesia và Colombia. Trong bốn quốc gia này không có Ai Cập. Như vậy, sự hiện diện của phần bù rủi ro của Ai Cập khi xét toàn bộ mẫu dữ liệu chính là do ảnh hưởng của giai đoạn trước khi COVID-19 xảy ra, nhưng sau khi COVID-19 xảy ra thì sự bù đắp rủi ro này không còn ý nghĩa thống kê nữa. Sự thay đổi này có thể là do tác động mạnh mẽ của đại dịch COVID-19 đến nền kinh tế Ai Cập. Trước đại dịch COVID-19, nền kinh tế Ai Cập đã có sự phát triển ổn định. Tỷ lệ tăng trưởng GNP của Ai Cập là 5,6% trong năm tài chính 2018/2019, tỷ lệ thất nghiệp ổn định ở mức khoảng 8%, trong khi lạm phát giảm xuống mức số lẻ và dường như đã được kiểm soát. Tuy nhiên, đại dịch COVID-19 đã gây ra những tác động lớn đến nền kinh tế Ai Cập. Ngành du lịch trì trệ trong thời gian này đã làm giảm nguồn thu ngoại tệ, gia tăng thất nghiệp và các hoạt động kinh tế khác theo đó suy giảm. Mặc dù chính phủ đã có những phản ứng kịp thời nhưng hành vi và chiến lược đầu tư của các nhà đầu tư đã thay đổi không còn như trước đó.

Cùng với sự thay đổi của Ai Cập, kết quả hồi quy còn ghi nhận sự thay đổi của các quốc gia khác như Malaysia và Columbia. Columbia là một quốc gia hồi phục ngoạn mục sau khủng hoảng do COVID-19. Sau đại dịch, nền kinh tế Colombia đã tăng trưởng 10,6% vào năm 2021, tốc độ tăng trưởng nhanh nhất trong hơn một thế kỷ qua. Sự tăng trưởng này được thúc đẩy bởi sự phục hồi của nhu cầu tiêu dùng sau khi các biện pháp hạn chế đại dịch được nới lỏng, cùng với sự tăng giá của dầu mỏ, than và cà phê trên thị trường thế giới. Sự phục hồi kinh tế sau đại dịch cũng diễn ra mạnh mẽ với Malaysia, khi mà sự phục hồi xuất khẩu của quốc gia này nhanh chóng lấy lại đà tăng trưởng trước khi dịch bệnh xảy ra. Có lẽ những hồi phục kinh tế này đã làm thay đổi đến kỳ vọng của nhà đầu tư và theo đó là thay đổi hành vi đầu tư trên thị trường chứng khoán các nước này.

5. Kết luận và gợi ý chính sách

Bài viết sử dụng tỷ suất sinh lợi hàng ngày để mô hình hóa độ biến động và kiểm định sự hiện diện của phần bù rủi ro trên thị trường của 16 quốc gia mới nổi, bao gồm Trung Quốc, Ấn Độ, Hàn Quốc, Malaysia, Philippines, Đài Loan, Indonesia; ngoài ra còn có Hungary, Ai Cập, Hy Lạp, Qatar, Brazil, Chile, Colombia, Mexico. Kết quả ước lượng mô hình GARCH-M (1,1) tất cả các thị trường đều tồn tại hiện tượng phương sai thay đổi theo thời gian, nhưng phần bù rủi ro, thể hiện sự tác động trực tiếp của phương sai đến tỷ suất sinh lợi thị trường, chỉ tìm thấy ở Ai Cập, Hàn Quốc và Indonesia khi xem xét trên toàn bộ thị trường. Ngoại trừ ba quốc gia này, các nước mới nổi khác không có bằng chứng thống kê về tác động của rủi ro đến lợi nhuận kỳ vọng.

Ngoài ra, đại dịch COVID-19 đã gây ra những biến đổi lớn trong nền kinh tế toàn cầu, tác động đến cách doanh nghiệp và thị trường tài chính hoạt động. Và chính vì vậy, các kết quả ước lượng cũng ghi nhận sự thay đổi trong yếu tố phần bù rủi ro ở các nước. Trước đại dịch COVID-19, phần bù rủi ro chỉ tìm thấy

Bảng 5: Kết quả ước lượng của mô hình GARCH-M (1,1) xảy ra COVID-19

Coefficient	Hungary	Egypt	Greece	Qatar	China	India	Korea	Malaysia
	0,00088	-0,00028	0,00011	0,00063	-0,00052	0,00049	-0,00057	-0,00059*
μ	(1,80)	(-0,54)	(0,21)	(1,87)	(-0,88)	(1,64)	(-1,32)	(-2,01)
	0,000004***	10,000001***	0,000004***	0,00000003***	0,0000002***	0,0000007***	0,0000004***	0,0000008***
ω	(7,36)	(5,60)	(8,25)	(5,11)	(5,14)	(3,85)	(4,31)	(4,73)
	0,08893***	0,03276***	0,05538***	0,03804***	0,05069***	0,05218***	0,09600***	0,04949***
α	(16,93)	(9,98)	(11,51)	(8,22)	(9,20)	(11,00)	(8,92)	(10,32)
	0,87861***	0,95330***	0,91124***	0,95480***	0,90830***	0,93731***	0,85732***	0,93168***
β	(120,35)	(232,86)	(118,81)	(183,32)	(80,44)	(158,61)	(50,37)	(141,61)
	-0,36201	6,79732	6,15644	-5,31407	11,05723	3,87578	**11,98048***	**14,15306***
λ	(-0,09)	(1,29)	(1,57)	(-0,75)	(1,15)	(0,95)	**(2,46)**	**(2,18)**
Coefficient	**Philippines**	**Taiwan**	**Indonesia**	**Brazil**	**Chile**	**Colombia**	**Mexico**	**Vietnam**
	-0,00084	-0,00036	-0,00037	-0,00014	0,00016	-0,00078*	-0,00042	0,00035
μ	(-1,42)	(-0,49)	(-1,41)	(-0,29)	(0,29)	(-2,17)	(-0,82)	(0,71)
	0,000006***	0,000004***	0,000003***	0,000005***	0,000004***	0,000006***	0,000001**	0,000003***
ω	(6,51)	(4,46)	(6,95)	(5,58)	(6,20)	(8,29)	(3,30)	(6,88)
	0,06471***	0,05118***	0,07851***	0,05556***	0,07993***	0,11463***	0,03727***	0,08158***
α	(10,34)	(8,33)	(9,72)	(14,37)	(12,46)	(12,59)	(6,00)	(10,31)
	0,88246***	0,90452***	0,86343***	0,90608***	0,89805***	0,83774***	0,94461***	0,88919***
β	(74,05)	(64,99)	(55,27)	(105,34)	(106,27)	(75,28)	(99,57)	(92,38)
	7,91026	8,76749	**14,1588*****	3,61636	3,34073	**6,66528****	9,7398	4,17724
λ	(1,56)	(1,29)	**(4,08)**	(1,24)	(0,84)	**(2,92)**	(1,45)	(0,92)

*Ghi chú: Thống kê z trong các ngoặc đơn. ***, **, * lần lượt tương ứng với mức ý nghĩa là 1%, 5%,10%*
Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu thu thập được

bằng chứng thống kê cho sự hiện diện ở Ai Cập. Tuy nhiên, sau khi đại dịch xảy ra, hiệu ứng phần bù rủi ro này còn xảy ra ở Colombia và Malaysia bên cạnh Hàn Quốc và Indonesia.

Kết quả nghiên cứu của bài viết hữu ích với những nhà đầu tư tìm kiếm rủi ro để kinh doanh thu lợi nhuận và cũng hữu ích với những người né tránh rủi ro, vì cả hai nhóm nhà đầu tư này đều cần thông tin về rủi ro và lợi nhuận để xây dựng danh mục đầu tư. Hơn nữa, nghiên cứu tỷ suất sinh lợi chứng khoán và độ biến động ở các nước mới nổi vượt ra ngoài phạm vi đầu tư; nó có ý nghĩa quan trọng đối với việc xây dựng chính sách. Những hiểu biết thu được từ nghiên cứu như vậy có thể cung cấp thông tin cho các nhà hoạch định chính sách về các biện pháp thúc đẩy hiệu quả thị trường, tăng cường khung pháp lý và củng cố niềm tin của nhà đầu tư. Ngược lại, điều này góp phần vào sự phát triển và ổn định của thị trường vốn ở các quốc gia này, tạo điều kiện cho tăng trưởng kinh tế và ổn định tài chính.

Mặc dù kết quả nghiên cứu hữu ích và ý nghĩa, nhưng kết quả vẫn có thể tiếp tục được cải tiến khi mô hình GARCH-M chưa cho phép kiểm soát tính bất đối xứng trong phần bù rủi ro. Nói cách khác, tỷ suất sinh lợi tăng thêm có thể khác nhau giữa những biến động lớn tích cực và tiêu. Nghĩa là sự biến động trong trạng thái thị trường "gấu" và "thị trường bò" có thể tác động khác nhau đến lợi nhuận, và trong những nghiên cứu tiếp theo có thể sử dụng một mô hình mở rộng của GARCH-M để kiểm soát hiện tượng bất đối xứng này.

Tài liệu tham khảo

Baillie, R.T., & DeGennaro, R.P. (1990), 'Stock returns and volatility', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(2), 203-214.

Bollerslev, T. (1986), 'Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity', *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.

De Santis, G. (1997), 'Stock returns and volatility in emerging financial markets', *Journal of International Money and Finance*, 16(4), 561-579.

Đặng Hữu Mẫn & Hoàng Dương Việt Anh (2011), 'Mô hình hóa dao động bằng mô hình GARCH(1,1): Nghiên cứu thực nghiệm trên danh mục chỉ số VN-Index', *Tạp chí Ngân hàng*, 22, 59-65.

Đặng Thị Minh Nguyệt, Khuất Thị Vy, Nguyễn Thị Hiên, Trần Thị Lan & Trần Thị Linh (2022), 'Ứng dụng mô hình ARCH, GARCH phân tích độ biến động của hợp đồng tương lai VN30F1M trên thị trường chứng khoán phái sinh Việt Nam', *Tạp Chí Ngân hàng*, 13, 29-36.

Engle, R.F. (1982), 'Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation', *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 50(4), 987-1007.

Engle, R.F., Lilien, D.M., & Robins, R.P. (1987), 'Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model', *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55(2), 391-407.

Hồ Thuỷ Tiên, Hồ Thu Hoài, & Ngô Văn Toàn (2017), 'Mô hình hóa biến động thị trường chứng khoán: Thực nghiệm từ Việt Nam', *Tạp chí Khoa học ĐHQGHN: Kinh tế và Kinh doanh*, 33, 1-11.

Kroner, Kenneth F. & Lastrapes, William D. (1993), 'The impact of exchange rate volatility on international trade: Reduced form estimates using the GARCH-in-mean model', *Journal of International Money and Finance*, 12(3), 298-318.

Lê Văn Tuấn & Phùng Duy Quang (2020), 'Áp dụng mô hình GARCH dự báo ảnh hưởng của đại dịch Covid-19 đến thị trường chứng khoán Việt Nam', *Tạp Chí Công Thương*, 20, 93-98.

Li, D., Ghoshray, A., & Morley, B. (2012), 'Measuring the risk premium in uncovered interest parity using the component GARCH-M model', *International Review of Economics & Finance*, 24, 167-176.

Melander, O. (2009), 'Uncovered interest parity in a partially Dollarized developing country: Does UIP hold in Bolivia (and if not, why not?)', SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance No. 716.

Mougoué, M. & Whyte, A.M. (1996), 'Stock returns and volatility: an empirical investigation of the German and French equity markets', *Global Finance Journal*, 7(2), 253-263.

Panait, Iulian & SLAVESCU, Ecaterina (2012), 'Using Garch-in-Mean Model to Investigate Volatility and Persistence at Different Frequencies for Bucharest Stock Exchange during 1997-2012', *Theoretical and Applied Economics*, 5(570), 55-76.

Shin, J. (2005), 'Stock returns and volatility in emerging stock markets', *International Journal of Business and Economics*, 4(1), 31-43.

Summers, R. (1967), 'A Peek at the tradeoff relationship between expected return and risk', *The Quarterly Journal of Economics*, 81(3), 437-456.

Vo, V.X., & Nguyen, N.T.K. (2011), 'Volatility in stock return series of Vietnam stock market', *VNUHCM Journal of Science and Technology Development*, 14(3), 5-21.

Vương Quân Hoàng (2004), 'Hiệu ứng GARCH trên dãy lợi suất thị trường chứng khoán Việt Nam 2000-2003', *Tạp chí Ứng dụng Toán học*, II(1), 15-30.

CHUẨN MỰC ĐỊA PHƯƠNG, ĐỊA VỊ XÃ HỘI VÀ HỐI LỘ CỦA NGƯỜI DÂN Ở CÁC QUỐC GIA CHÂU Á MỚI NỔI

Lê Quang Cảnh
Viện Phát triển Bền vững, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: canh@neu.edu.vn
Nguyễn Phương Anh
Trường Kinh tế - Đại học Bách Khoa Hà Nội
Email: Anh.nguyenphuong1@hust.edu.vn

Mã bài: JED-1759
Ngày nhận bài: 06/05/2024
Ngày nhận bài sửa: 03/06/2024
Ngày duyệt đăng: 10/06/2024
DOI: 10.33301/JED.VI.1759

Tóm tắt
Các nghiên cứu về tham nhũng chủ yếu tập trung vào động cơ kinh tế từ góc độ tổ chức, để lại khoảng trống giải thích tham nhũng từ địa vị xã hội và chuẩn mực địa phương ở cấp độ cá nhân. Nghiên cứu này xem xét tác động của chuẩn mực địa phương và địa vị xã hội đến hối lộ của người dân ở các nước châu Á mới nổi. Sử dụng mô hình Probit với dữ liệu từ khảo sát Phong vũ biểu Tham nhũng Toàn cầu, Chỉ số Dân chủ, nghiên cứu phát hiện (i) người nghèo và người thất nghiệp ít đưa hối lộ hơn, (ii) học vấn của người dân không tác động rõ ràng tới hối lộ, (iii) chuẩn mực địa phương vừa là yếu tố ảnh hưởng và đóng vai trò điều tiết tác động của địa vị xã hội đến hối lộ của người dân. Kết quả làm sáng tỏ lý thuyết cũng như cung cấp bằng chứng cho thiết kế chính sách phòng chống tham nhũng ở các quốc gia mới nổi.
Từ khóa: Chuẩn mực địa phương, địa vị xã hội, hối lộ, người dân, quốc gia châu Á mới nổi.
Mã JEL: D73, D91, O53

Local Norms, Social Status, and Bribery among Citizens in Emerging Asian Countries

Abstract
Studies on corruption have mainly focused on economic motives from an organizational perspective, leaving a gap in explaining corruption from social status and local norms at the individual level. This study examines the impact of local norms and social status on bribery in emerging Asian countries. Using a Probit model with data from the Global Corruption Barometer and Democracy Index surveys, the study finds that (i) poor and unemployed people are less likely to pay bribes, (ii) education does not have a clear impact on bribery, (iii) local norms are an influencing factor and play a moderating role in the impact of social status on citizen's bribe-giving. The results shed light on theory and provide evidence for anti-corruption policy design in emerging countries.
Keywords: *Bribery, citizens, emerging Asian countries, local norms, Social status.*
JEL Codes: D73, D91, O53

1. Giới thiệu

Nghiên cứu về tham nhũng nhận được sự quan tâm từ các học giả, nhà hoạch định chính sách và các nhà thực tiễn vì tham nhũng cản trở tăng trưởng kinh tế (Mauro, 1995), làm suy yếu chức năng của chính phủ (Treisman, 2007) và làm xói mòn niềm tin vào thể chế (Rothstein & Uslaner, 2005). Nhiều quốc gia đang phát triển phải đối mặt với những thách thức chính trị, xã hội và kinh tế do hối lộ, một hình thức của tham nhũng, gây ra (Lin & Yu, 2014). Hiện vẫn chưa có sự đồng thuận về động cơ thúc đẩy hối lộ của cá nhân. Sự lo lắng, thiếu tự tin, sợ bị gây khó khăn trong việc tiếp cận các dịch vụ công (Hunt & Laszlo, 2012), trốn tránh các biện pháp xử phạt vi phạm pháp luật (Sundstrom, 2019), hoặc mong muốn nhận được dịch vụ có chất lượng tốt hơn (Nguyen & Le, 2022) đều là những yếu tố có thể dẫn tới hành vi hối lộ của cá nhân. Trong khi nhiều nghiên cứu giải thích hối lộ dựa trên phân tích chi phí/lợi ích, một số khác cho rằng đó là một hiện tượng văn hóa. Điều này ngụ ý rằng người dân buộc phải hối lộ trong một xã hội "có đi có lại", hoặc khi những người khác đều làm như vậy. Theo nghĩa này, hối lộ là một hiện tượng xã hội. Vì vậy, chuẩn mực địa phương và địa vị xã hội ảnh hưởng đến hành vi hối lộ của người dân là vấn đề cần tiếp tục nghiên cứu.

Bài viết này lập luận rằng chuẩn mực địa phương, địa vị xã hội và sự tương tác giữa chúng có thể giải thích hành vi hối lộ của người dân. Khả năng thương lượng của người dân trong quan hệ với quan chức cũng giải thích hối lộ. Đưa hối lộ chỉ đơn giản là "tuân theo lệ làng" hoặc "làm điều tương tự mà người khác làm" trong một xã hội "có đi có lại", và xác suất xảy ra hối lộ thay đổi theo chuẩn mực địa phương. Nghiên cứu này sử dụng *lý thuyết khả năng thương lượng* và *lý thuyết thể chế* để xem xét tác động của chuẩn mực địa phương, vị thế xã hội tới hành vi đưa hối lộ của người dân ở các quốc gia, vùng lãnh thổ châu Á mới nổi trong *Khảo sát Phong vũ biểu Tham nhũng Toàn cầu*. Có 11 quốc gia và vùng lãnh thổ được chọn trong mẫu nghiên cứu vì hai lý do. Thứ nhất, tham nhũng trong khu vực công rất đa dạng và tương đối cao ở các quốc gia và vùng lãnh thổ được chọn. Nghiên cứu dựa trên *Chỉ số Cảm nhận Tham nhũng* (Tổ chức Minh bạch Quốc tế, 2022), với thang điểm từ 0 đến 100, trong đó 0 là tham nhũng nhiều nhất và 100 là tham nhũng ít nhất. Các quốc gia trong mẫu nghiên cứu có điểm tương đối thấp; ví dụ: Myanmar (23), Campuchia (24), Pakistan (27), Indonesia (34), Thái Lan (36) và Việt Nam (42). Thứ hai, về mặt kinh tế, những quốc gia được lựa chọn có nền kinh tế mới nổi hoặc đang chuyển đổi. Ở đó, tham nhũng trong khu vực công khá phổ biến và nghiêm trọng khi người dân, đặc biệt là người nghèo, người thất nghiệp cần phải đưa hối lộ để tiếp cận dịch vụ công. Mặc dù chính phủ cố gắng chống tham nhũng và cải cách hành chính nhưng người dân vẫn coi tham nhũng là một chuyện bình thường. Chính vì vậy, hiểu yếu tố nào thúc đẩy người dân đưa hối lộ và đưa ra khuyến nghị chính sách phòng chống tham nhũng có ý nghĩa đối với phát triển quốc gia.

2. Tổng quan và cơ sở lý thuyết

2.1. Tham nhũng ở cấp độ cá nhân

Nghiên cứu trước cho thấy mọi người bị thúc đẩy bởi động cơ cá nhân để thực hiện hành vi tham nhũng (Ades & Di Tella, 1997) hoặc bởi kỳ vọng của họ về cách người khác cư xử (Dong & cộng sự, 2012; Nguyen & Le, 2022). Người dân đưa hối lộ để tránh bị phạt vì vi phạm pháp luật (Sundstrom, 2019) hoặc để có được dịch vụ tốt hơn (Nguyen & Le, 2022). Trong trường hợp này, cá nhân so sánh chi phí và lợi ích, và khi có lợi thì hành vi hối lộ nảy sinh (Hellmann, 2017). Nhiều nghiên cứu cho thấy người dân sẵn sàng chấp nhận hoặc tố cáo hành vi tham nhũng phụ thuộc vào học vấn, giới tính và tình trạng việc làm của họ (Lavena, 2013; Truex, 2011). Người dân có học vấn cao thường ít khoan dung hơn với tham nhũng, nhưng kết quả thực nghiệm không thống nhất. Ngoài ra, người thất nghiệp và thu nhập thấp có thể có thể gắn với tham nhũng (Jain, 2001; Melgar & cộng sự, 2010). Người giàu có nhiều khả năng hối lộ để vận động hành lang hoặc được đối xử có lợi hơn, và họ tin rằng đó là cách chấp nhận được để bảo vệ và nâng cao địa vị xã hội của họ. Chuẩn mực xã hội là yếu tố thúc đẩy người dân hối lộ. Điều này có nghĩa việc đưa hối lộ xuất phát từ chuẩn mực xã hội và sự kỳ vọng rằng những người khác trong cộng đồng cũng làm như vậy. Ở những nơi mà tham nhũng tràn lan, người dân chấp nhận tham nhũng theo những quy tắc bất thành văn, buộc cá nhân phải tuân thủ (Hellmann, 2017). Trong một xã hội "có đi có lại", nơi mọi người đánh giá hành vi của người khác để quyết định xem có tuân thủ pháp luật hay không, tham nhũng là vấn đề nan giải và hầu hết mọi người coi tham nhũng là cơ hội. Cá nhân bị đặt vào tình huống mà việc hối lộ được coi là bình thường, do đó xu hướng đưa hối lộ tăng lên.

Khi đề cập tham nhũng ở góc độ cá nhân, có mấy vấn đề đặt ra (i) tại sao người có địa vị xã hội và chuẩn

mực địa phương khác nhau lại có xác suất đưa hối lộ khác nhau. Khả năng thương lượng của người dân đối với quan chức có thể ảnh hưởng đến quyết định đưa hoặc không đưa hối lộ. Như vậy, lý thuyết khả năng thương lượng giải thích tại sao người dân lại hối lộ và nhóm nào có xác suất đưa hối lộ cao; và (ii) liệu những chuẩn mực chung của địa phương có giúp giảm tác động của địa vị xã hội tới hành vi hối lộ của người dân hay không.

2.2. Địa vị xã hội và hối lộ

Theo Baker (2014), địa vị xã hội của cá nhân được phản ánh thông qua học vấn, tình trạng việc làm và thu nhập. Maeda & Ziegfeld (2015) cho rằng sự khác biệt về học vấn có thể dẫn đến thái độ, quan điểm, nhận thức và hành vi tham nhũng khác nhau. Khả năng thương lượng của cá nhân đề cập đến việc đàm phán với quan chức khi quyết định đưa hối lộ, và khả năng thương lượng ảnh hưởng đến việc cá nhân từ chối đưa hối lộ hoặc đàm phán để nhận được lợi ích tốt hơn từ hối lộ (Maeda & Ziegfeld, 2015; Nguyen & cộng sự, 2020). Khả năng thương lượng phụ thuộc vào khả năng và lựa chọn thay thế cho hối lộ của cá nhân.

Maeda & Ziegfeld (2015) nhận thấy rằng khả năng thương lượng cao gắn với học vấn cao, kinh nghiệm và nhận thức về tham nhũng. Những cá nhân có học vấn cao hơn có khả năng thương lượng cao và có thể từ chối hối lộ vì họ có kiến thức tốt hơn để lập luận/nhận thức và ít tham gia vào tham nhũng hơn. Những người có học vấn cao hơn thường ít đưa hối lộ hơn vì họ hiểu về quy tắc ứng xử và quy định của luật pháp liên quan (Lavena, 2013). Người có học vấn có thể sử dụng các giải pháp thay thế hơn là hối lộ, chẳng hạn như các mối quan hệ xã hội và tố cáo hành vi nhũng nhiễu của quan chức nếu bị gây khó khăn trong khi tiếp cận dịch vụ công. Do đó, người dân có học vấn cao ít tham gia vào hành vi hối lộ hơn.

Hối lộ có thể mang lại những lợi ích như rút ngắn thời gian chờ đợi và nâng cao chất lượng dịch vụ mà người dân có thể nhận được (Hunt & Laszlo, 2012). Những lý do khiến cá nhân sử dụng hối lộ bao gồm: sự lo lắng, thiếu tự tin và sợ bị gây khó khăn khi tiếp cận dịch vụ công như điện, nước, phúc lợi xã hội, giáo dục và chăm sóc sức khỏe (Lê Quang Cảnh, 2018; Nguyen & Le, 2022). Xác suất đưa hối lộ và giá trị của hối lộ càng lớn khi họ thất vọng với sự chậm trễ và chất lượng dịch vụ công thấp. Nỗi sợ nhận được dịch vụ chậm hoặc chất lượng kém thường xuất phát từ sự thiếu tự tin hoặc thiếu niềm tin vào cơ quan công quyền. Những người có địa vị xã hội thấp hơn, gồm người thất nghiệp, ít học hoặc có tay nghề thấp, thường cảm thấy lo lắng và thiếu tự tin. Do đó, người thất nghiệp có xu hướng hối lộ cao hơn do sợ bị gây khó khăn hoặc sợ bị đối xử bất công.

Người nghèo có gắn chặt với xác suất hối lộ thấp hơn vì họ không có đủ nguồn lực. Theo nghĩa này, người nghèo có chi phí cơ hội của hối lộ cao và khả năng họ đưa hối lộ thấp hơn. Người giàu sẵn sàng hối lộ để tiết kiệm thời gian hoặc nhận được dịch vụ chất lượng cao; còn người nghèo lại thích tiết kiệm số tiền đó cho các mục đích khác và sẵn sàng nhận dịch vụ tiêu chuẩn hoặc chất lượng thấp hơn. Giống như người nghèo, người thất nghiệp ít đưa hối lộ hơn người có việc làm vì họ có thời gian chờ dịch vụ chậm hơn và thiếu nguồn tài chính để đưa hối lộ. Chi phí cơ hội của việc hối lộ đối với người nghèo và người thất nghiệp cao hơn nhiều so với người giàu và người có việc làm. Vì vậy, người nghèo và người thất nghiệp đối mặt với hai tác động trái ngược nhau liên quan tới hành vi hối lộ. Thứ nhất, người nghèo và người thất nghiệp có địa vị xã hội thấp hoặc khả năng thương lượng thấp; do đó, xác suất đưa hối lộ cao hơn vì họ lo lắng phải chờ đợi lâu hơn và/hoặc nhận được dịch vụ kém chất lượng hơn, hoặc sợ bị gây khó khăn (*hiệu ứng lo lắng*). Thứ hai, người nghèo và người thất nghiệp không có đủ nguồn tài chính để đưa hối lộ và chi phí biên của việc đưa hối lộ cao hơn nhiều so với lợi ích biên nhận được từ hối lộ (*hiệu ứng chi trả*) và xác suất đưa hối lộ thấp hơn.

2.3. Chuẩn mực địa phương và hối lộ

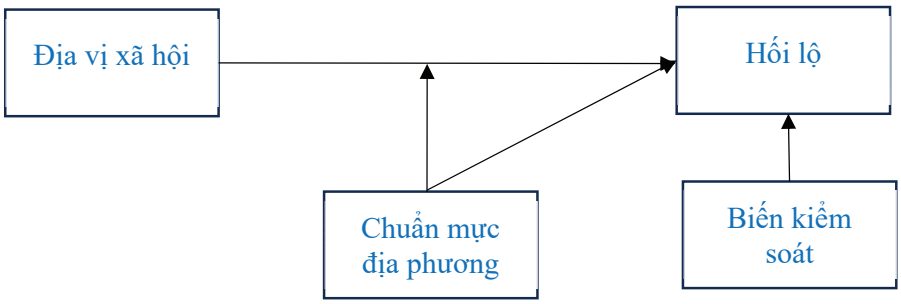
Chuẩn mực địa phương là yếu tố quan trọng trong lựa chọn và ra quyết định của cá nhân (Nguyen & cộng sự, 2016; Nguyen & cộng sự, 2020). Nó cũng ảnh hưởng đến quyết định hối lộ hay không của cá nhân (Dimant & Schulte, 2016). Bühren (2020) so sánh hối lộ ở Trung Quốc và Đức và chỉ ra rằng chuẩn mực địa phương, chẳng hạn như sự "có đi có lại" và sự tin tưởng, tác động đến quyết định của quan chức và người dân để nhận/đưa hối lộ. Sống ở cộng đồng mà hiện tượng tham nhũng là phổ biến thì cá nhân sẽ có xác suất tham gia vào hành vi tham nhũng cao hơn. Người dân sống trong cộng đồng chống tham nhũng mạnh mẽ ít đưa hối lộ hơn những người sống trong xã hội tham nhũng, nơi mọi người nhận hối lộ như "chuẩn mực" để thực hiện công việc (Lê Quang Cảnh, 2018; Nguyen & Le, 2022).

Bicchieri & Xiao (2009) lập luận rằng có hai loại kỳ vọng chi phối việc người dân có tuân theo chuẩn mực/lệ làng hay không: kỳ vọng thực tế và kỳ vọng chuẩn mực. Theo đó, kỳ vọng chuẩn mực là niềm tin rằng người khác mong đợi mọi người tuân theo, chúng ta tin rằng người khác nghĩ chúng ta nên làm, hoặc chúng ta nghĩ rằng người khác phải tuân theo chuẩn mực và có nghĩa vụ phải làm như vậy. Kỳ vọng thực tế liên quan tới cá nhân đang xem xét liệu có nên tuân theo chuẩn mực hay không, và nó không phải là yếu tố quyết định tuân thủ chuẩn mực, nhưng kỳ vọng chuẩn mực là điều kiện khiến mọi người tuân theo chuẩn mực. Vì vậy, trong cộng đồng tham nhũng, việc quan sát hành vi tham nhũng của người khác có thể hé lộ khả năng cá nhân tham gia hành vi tham nhũng trong tình huống tương tự. Tác động của địa vị xã hội tới hối lộ còn khác biệt giữa địa phương có mức độ chống tham nhũng khác nhau. Nguyen & Le (2022) phát hiện cá nhân sống trong cộng đồng chống tham nhũng mạnh mẽ làm giảm tác động của giáo dục, thất nghiệp và thu nhập tới xác suất đưa hối lộ của cá nhân.

2.4. Khung nghiên cứu

Địa vị xã hội của cá nhân gắn chặt với khả năng thương lượng, địa vị xã hội càng cao thì khả năng thương lượng càng lớn và xác suất hối lộ giảm. Lý thuyết khả năng thương lượng giải thích những cá nhân có địa vị xã hội thấp có xu hướng hối lộ cao hơn bởi họ sợ bị gây khó dễ, và họ ít có lựa chọn thay thế. Hối lộ còn gắn với chuẩn mực địa phương, và lý thuyết thể chế giải thích ảnh hưởng của chuẩn mực xã hội địa phương tới hành vi hối lộ. Địa phương chống tham nhũng mạnh mẽ hơn thì người dân có xu hướng tham gia hối lộ ít hơn, đồng thời có thể làm giảm tác động của địa vị xã hội tới hành vi hối lộ của cá nhân sống ở đó. Khung nghiên cứu được trình bày trong Hình 1.

Hình 1: Khung nghiên cứu



3. Phương pháp luận nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Dữ liệu được trích từ *Phong vũ biểu Tham nhũng Toàn cầu* do Tổ chức Minh bạch Quốc tế thực hiện ở khu vực Châu Á Thái Bình Dương vào năm 2022. Cuộc khảo sát được thực hiện tại 16 quốc gia và vùng lãnh thổ, bao gồm Úc, Hàn Quốc, Nhật Bản, Campuchia, Indonesia, Thái Lan, Việt Nam, Đài Loan, Hồng Kong, Trung Quốc, Ấn Độ, Pakistan, Myanmar, Sri Lanka, Malaysia và Mông Cổ. Khảo sát hỏi người dân về trải nghiệm tham nhũng và họ cảm nhận như thế nào về hiệu quả của giải pháp chống tham nhũng. Trong nghiên cứu này, năm quốc gia và vùng lãnh thổ bị loại trừ gồm Úc, Nhật Bản, Hàn Quốc, Hồng Kông và Mông Cổ vì họ không phải là quốc gia mới nổi và không có đủ dữ liệu đồng nhất với các quốc gia khác. Mẫu nghiên cứu bao gồm 15.015 người được khảo sát tại 11 quốc gia và vùng lãnh thổ. Người trả lời là cá nhân từ 18 tuổi trở lên, ứng với một hộ gia đình.

Chỉ số Dân chủ do *The Economist Intelligence Unit* phát triển, chấm điểm dân chủ cho 167 quốc và vùng lãnh thổ. Chỉ số này bao gồm năm chỉ số thành phần mục với 60 tiêu chí: Bầu cử và đa nguyên, Tự do dân sự, Chức năng của Chính phủ, Sự tham gia chính trị và Văn hóa chính trị. Chỉ số dân chủ nhận giá trị từ 0 đến 10, chỉ số càng lớn càng dân chủ. Mỗi chỉ số thành phần được đánh giá từ 0 đến 10 và chỉ số dân chủ là giá trị trung bình đơn giản của năm chỉ số thành phần. Phương pháp tính chỉ số dân chủ được trình bày trong Economist Intelligence Unit (2024).

3.2. Mô hình ước lượng và biến số

Hành vi hối lộ của người dân chịu ảnh hưởng bởi chuẩn mực địa phương, địa vị xã hội và đặc điểm của người dân. Bài viết này mở rộng mô hình thực nghiệm của Nguyen & Le (2022), có dạng:

$$Prob(Y = 1|X, Z, C, u) = \Phi(\alpha + X\beta + Z\gamma + C\theta + u) \quad (1)$$

trong đó Y là biến phụ thuộc phản ánh hối lộ của người dân. Y=1 nếu cá nhân đưa hối lộ khi tiếp cận dịch vụ công và bằng 0 nếu không. X là vectơ địa vị xã hội được đại diện bởi giáo dục, thất nghiệp và nghèo đói. Z là vectơ chuẩn mực địa phương được đại diện bởi mức độ sẵn sàng tố cáo tham nhũng và mức độ tham nhũng trong khu vực công ở địa phương. C là vectơ các biến kiểm soát đối với cá nhân, gồm: tuổi, giới tính, dân tộc, tôn giáo và biến kiểm soát cho quốc gia như: dân số, GDP bình quân đầu người và chỉ số dân chủ. là sai số ngẫu nhiên, có phân phối độc lập đồng nhất. Φ là hàm phân phối tích lũy. $\alpha, \beta, \gamma,$và θ là các vectơ tham số cần ước lượng. Định nghĩa và thước đo của các biến được mô tả trong Bảng 1.

Bảng 1 : Định nghĩa và thước đo biến

Biến	Đo lường/định nghĩa
Hối lộ	Là biến nhị phân, bằng 1 nếu người trả lời đã đưa hối lộ/tặng quà công chức để nhận được dịch vụ (một hoặc hai lần/vài lần/thường xuyên) khi tiếp cận dịch vụ công, và bằng 0 nếu không đưa.
Học vấn cao	Là biến nhị phân, nhận giá trị 1 nếu người trả lời có bằng cử nhân hoặc cao hơn (có học vấn cao); 0 nếu khác.
Nghèo/cận nghèo	Là biến nhị phân, bằng 1 nếu tổng thu nhập của gia đình không đủ trang trải chi phí sinh hoạt (nghèo/cận nghèo); 0 nếu không.
Thất nghiệp	Là biến nhị phân, bằng 1 nếu người trả lời thất nghiệp và bằng 0 nếu không.
Nông thôn	Là biến nhị phân, bằng 1 nếu người trả lời sống ở khu vực nông thôn và bằng 0 nếu họ sống ở khu vực thành thị.
Mức độ tham nhũng ở khu vực công	Đo lường nhận thức về tham nhũng trong khu vực công, bao gồm hành chính công và dịch vụ công, từ 1 (ít tham nhũng nhất) đến 5 (tham nhũng nhiều nhất).
Sẵn sàng tố cáo tham nhũng	Đo sự sẵn lòng của người dân trong việc tố cáo hành vi tham nhũng được quan sát thấy. Nó bằng 1 nếu cá nhân sẵn sàng tố cáo và bằng 0 nếu không.
Giới tính	Là biến nhị phân, bằng 1 nếu người trả lời là nam và 0 nếu không phải nam.
Tuổi	Đo tuổi của người trả lời.
Tôn giáo	Là biến nhị phân, bằng 1 nếu người dân theo bất kỳ tôn giáo nào và bằng 0 nếu không.
Log Quy mô dân số	Logarit của tổng dân số của một quốc gia.
Log GDP bình quân đầu người	Được tính bằng logarit của GDP bình quân đầu người quốc gia (đô la Mỹ giá so sánh năm 2010).
Chỉ số dân chủ	Đo chỉ số dân chủ từ 1 đến 10 theo thứ tự tăng dân chủ.

Các hệ số ước lượng trong phương trình (1) cho biết sự thay đổi của z-scores tương ứng với sự thay đổi của các biến độc lập. Chúng ta cần tính toán tác động biên của các biến độc lập tới biến phụ thuộc để biết xác suất người dân chuyển từ không hối lộ (Y = 0) sang hối lộ (Y = 1). Tác động biên được tính như sau:

$$\frac{\partial Prob(Y)}{\partial X_j} = \frac{\partial \Phi(\cdot)}{\partial X_j} \times \beta_j = \Phi(\alpha + X\beta + Z\gamma + C\theta + u) \times \beta_j \quad (2a)$$

$$\frac{\partial Prob(Y)}{\partial Z_l} = \frac{\partial \Phi(\cdot)}{\partial Z_l} \times \gamma_l = \Phi(\alpha + X\beta + Z\gamma + C\theta + u) \times \gamma_l \quad (2b)$$

$$\frac{\partial Prob(Y)}{\partial C_k} = \frac{\partial \Phi(\cdot)}{\partial C_k} \times \theta_k = \Phi(\alpha + X\beta + Z\gamma + C\theta + u) \times \theta_k \quad (2c)$$

4 . Kết quả thực nghiệm và thảo luận

4.1. Mẫu nghiên cứu

Bảng 2 trình bày thống kê mô tả các biến sử dụng trong mẫu nghiên cứu gồm 15015 người trả lời từ 11 quốc gia và vùng lãnh thổ.

Bảng 2: Mô tả mẫu và các biến sử dụng

	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Tối thiểu	Tối đa
Hối lộ	0,303	0,460	0	1
Học vấn cao	0,184	0,387	0	1
Nghèo/cận nghèo	0,244	0,429	0	1
Thất nghiệp	0,297	0,457	0	1
Nông thôn	0,575	0,494	0	1
Mức độ tham nhũng ở khu vực công	3,005	1,088	1	5
Sẵn sàng tố cáo tham nhũng	0,492	0,500	0	1
Giới tính	0,496	0,500	0	1
Tuổi	41,64	14,76	18,00	84,00
Tôn giáo	0,860	0,347	0	1
Log Quy mô dân số	19,129	1,727	16,59	21,05
Log GDP bình quân đầu người	8,227	0,891	7,04	10,10
Chỉ số dân chủ	5,060	1,765	3,08	7,73

Trong số những người được hỏi tiếp cận dịch vụ công, 30,3% đã trả tiền hối lộ. Kết quả khảo sát cũng cho thấy 50,4% số người được hỏi là nữ và độ tuổi trung bình được hỏi là khoảng 42. Tổng số người trả lời thất nghiệp chiếm 29,7%. Người trả lời có bằng cử nhân trở lên chiếm 18,4%, trong khi người nghèo và cận nghèo (không đủ thu nhập sinh hoạt) chiếm 24,4% trong mẫu nghiên cứu.

4.2. Kết quả ước lượng và thảo luận

Bảng 3: Tác động biên của chuẩn mực địa phương và địa vị xã hội đến hành vi hối lộ của người dân

	Mô hình 1	Mô hình 2	Mô hình 3	Mô hình 4
Học vấn cao (X1)	0,0195	0,149***	0,0195	0,0195
	(0,0306)	(0,0445)	(0,0306)	(0,0306)
Nghèo/cận nghèo (X2)	-0,141***	-0,144***	-0,144***	-0,141***
	(0,0389)	(0,0389)	(0,0426)	(0,0389)
Thất nghiệp (X3)	-0,163***	-0,164***	-0.163***	-0,236***
	(0,0265)	(0,0265)	(0,0265)	(0,0381)
Nông thôn	-0,0968***	-0,0922***	-0,0967***	-0,0980***
	(0,0244)	(0,0244)	(0,0244)	(0,0244)
Mức độ tham nhũng trong khu vực công	-0,0943***	-0,0951***	-0,0943***	-0,0938***
	(0,0103)	(0,0103)	(0,0103)	(0,0103)
Sẵn sàng tố cáo hối lộ (Z)	-0,282***	-0,237***	-0,283***	-0,326***
	(0,0262)	(0,0285)	(0,0269)	(0,0310)
Giới tính	0,0881***	0,0883***	0,0881***	0,0862***
	(0,0236)	(0,0236)	(0,0236)	(0,0236)
Tuổi	-0,00637***	-0,00624***	-0,00637***	-0,00645***
	(0,0008)	(0,0008)	(0,0008)	(0,0008)
Tôn giáo	-0,394***	-0,396***	-0,394***	-0,397***
	(0,0339)	(0,0339)	(0,0341)	(0,0339)
Log Quy mô dân số	0,0875***	0,0893***	0,0879***	0,0864***
	(0,0073)	(0,0073)	(0,0077)	(0,0073)
Log GDP bình quân đầu người	-0,418***	-0,417***	-0,418***	-0,423***
	(0,0189)	(0,0190)	(0,0191)	(0,0190)
Chỉ số dân chủ	0,0877***	0,0881***	0,0874***	0,0899***
	(0,0075)	(0,0075)	(0,0079)	(0,0076)
X1*Z		-0,232***		
		(0,0583)		
X2*Z			0,0105	
			(0,0751)	
X3*Z				0,135***
				(0,0504)
Hằng số	1,871***	1,802***	1,868***	1,949***
	(0,2060)	(0,2070)	(0,2070)	(0,2080)
Quan sát	15015	15015	15015	15015
R-sq.	*0,092*	*0,093*	*0,092*	*0,093*

, **, * chỉ mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1% . Giá trị trong ngoặc đơn là độ lệch chuẩn.*

Nghiên cứu thực hiện kiểm định đa cộng tuyến thông qua sử dụng ma trận tương quan Pearson và Hệ số phóng đại phương sai (VIF). Hệ số tương quan giữa các biến độc lập đều thấp (lớn nhất là 0,387) và VIF cao nhất là 3,57-thấp hơn nhiều so với điểm ngưỡng là 10. Kết quả ngụ ý rằng không có bằng chứng về hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong mô hình ước lượng. Nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy probit với sai số chuẩn vững và sử dụng phương pháp bình phương tối thiểu với sai số chuẩn vững với trọng số lặp để khắc phục khả năng ước lượng chệch nhằm tăng độ tin cậy của kết quả ước lượng. Kết quả thực nghiệm khẳng định ước lượng là vững.

Tác động biên trong mô hình hồi quy probit với sai số chuẩn vững được trình bày trong Bảng 3. Mô hình 1 mô tả tác động biên của địa vị xã hội và chuẩn mực địa phương đến hành vi hối lộ của người dân. Mô hình 2, 3 và 4 cho biết tác động biên của các biến độc lập trong Mô hình 1 và sự tương tác giữa học vấn, nghèo/cận nghèo hoặc thất nghiệp với chuẩn mực tham nhũng ở địa phương được đại diện bởi "sẵn sàng tố cáo hối lộ".

Trong bốn mô hình, hệ số giáo dục vững và không có ý nghĩa thống kê ở mức 5% (ngoại trừ Mô hình 2), có nghĩa là giáo dục có tác động hỗn hợp đến xác suất đưa hối lộ của người dân. Do đó, tác động tổng hợp hoặc không có tác động (Mô hình 1, 3 và 4) hoặc tác động tích cực (Mô hình 2) của giáo dục đến khả năng đưa hối lộ của người dân. Đây là kết quả của hai tác động trái ngược nhau của giáo dục đến hành vi hối lộ. Thứ nhất, tác động tiêu cực của giáo dục đến khả năng đưa hối lộ dự đoán rằng những người có học vấn tốt có thể có nhận thức tốt hơn, có lợi ích cao từ việc "nói không với hối lộ" và sức mạnh khi đưa ra quyết định (Maeda & Ziegfeld, 2015). Họ có kiến thức để phân tích lựa chọn của mình và ít sẵn sàng chấp nhận tham nhũng hơn. Do đó, giáo dục cao hơn gắn với khả năng lên án các hành vi tham nhũng và việc nhận những khoản hối lộ dù nhỏ (Dimant & Schulte, 2016; Truex, 2011). Từ góc độ khả năng thương lượng, người dân có học vấn cao thường có vị thế khi đàm phán với quan chức nhờ năng lực và lựa chọn thay thế của họ; do đó, họ có xác suất hối lộ thấp hơn. Thứ hai, tác động tích cực của giáo dục đến đưa hối lộ dự đoán rằng người dân có học vấn cao (có năng suất cao) thường sử dụng hối lộ như công cụ để tiếp cận dịch vụ nhanh và chất lượng hơn. Các quốc gia trong mẫu nghiên cứu hầu hết là quốc gia đang phát triển và có thể chế thị trường kém phát triển, trong đó dịch vụ công phục vụ chậm và chất lượng thấp. Những người có học vấn cao thường thuộc nhóm thu nhập cao, không hài lòng với chất lượng dịch vụ công được cung cấp (Lê Quang Cảnh, 2018; Nguyen & Le, 2022). Đưa hối lộ là một sự đánh đổi để có được dịch vụ công tốt hơn và kết quả này tương tự với kết quả của Olken (2009).

Người nghèo và người thất nghiệp có xác suất đưa hối lộ thấp hơn so với người không nghèo và người có việc làm. Kết quả cho thấy người nghèo có xác suất đưa hối lộ thấp hơn những người không nghèo và điều này dường như trái với phát hiện của Maeda & Ziegfeld (2015) khi họ nhận thấy người nghèo có xu hướng nhận thức mức độ tham nhũng cao hơn. Theo lý thuyết khả năng thương lượng, người nghèo và người thất nghiệp thuộc nhóm có địa vị xã hội thấp và họ đưa hối lộ do sợ hãi/lo lắng bị gây khó khăn. Tuy nhiên, người nghèo có xác suất đưa hối lộ thấp hơn vì họ không có đủ nguồn lực; người thất nghiệp có thời gian chờ đợi các dịch vụ công tiêu chuẩn. Theo nghĩa này, người nghèo vào thất nghiệp có chi phí thấp hơn tương đối nếu họ không đưa hối lộ. Họ cũng có lợi ích ròng thấp từ việc đưa hối lộ để tiếp cận các dịch vụ công nên họ không mất gì khi từ chối đưa hối lộ. Ngoài ra, nhiều nước châu Á có chính sách hỗ trợ và bảo vệ các nhóm yếu thế như người nghèo và người thất nghiệp. Ví dụ, chính phủ Việt Nam có chính sách miễn mọi khoản phí cho người nghèo và cận nghèo khi họ tiếp cận giáo dục, y tế và nhiều dịch vụ hành chính khác. Các chính sách tương tự cũng được thấy ở Trung Quốc, Lào và Campuchia. Trong những trường hợp đó, lý thuyết khả năng thương lượng có thể được mở rộng để giải thích hành vi hối lộ của những người có địa vị xã hội thấp, năng lực chi thấp và mức độ sẵn lòng đưa hối lộ thấp. Kết quả thực nghiệm cung cấp bằng chứng cho thấy, người nghèo và người thất nghiệp có xác suất đưa hối lộ thấp hơn người không nghèo và người có việc làm khi tiếp cận dịch vụ công ở các nền kinh tế mới nổi Châu Á.

Những chuẩn mực địa phương cũng là yếu tố dự báo hành vi hối lộ của người dân. Hai biến đại diện cho chuẩn mực địa phương, bao gồm "sự sẵn sàng tố cáo hối lộ" và "nhận thức của người dân về tham nhũng trong khu vực công", có mối liên hệ ngược với xác suất đưa hối lộ. Kết quả ước lượng này tuân theo dự đoán của lý thuyết và kết quả thực nghiệm được thảo luận phổ biến (Fisman & Miguel, 2007; Nguyen & Le, 2022; Sundstrom, 2019; Truex, 2011). Ví dụ, khi hàng xóm, bạn bè và người thân xung quanh một cá nhân nhìn nhận tham nhũng với thái độ khinh bỉ, họ có thể ít đưa hối lộ hơn do cái giá phải trả về mặt đạo

đức của hành vi đưa hối lộ (Lambsdorff, 2010; Maeda & Ziegfeld, 2015; Nguyen & Le, 2022). Sống trong cộng đồng mà quan chức tham nhũng, người dân có nhiều khả năng phải đưa hối lộ hơn vì những quy định bất thành văn và nhận thức xã hội rằng "những người khác cũng làm như vậy" (Nguyen & Le, 2022; Truex, 2011). Những chuẩn mực văn hóa địa phương cũng ảnh hưởng đến hành vi hối lộ của người dân. Người dân sống ở nông thôn có xác suất đưa hối lộ thấp hơn người dân sống ở thành thị. Một trong những lý do có thể giải thích là văn hóa "làng" (một dạng chuẩn mực văn hóa) có thể được mô tả như một hệ thống các quy tắc ứng xử và hành vi được hình thành và bảo tồn cho hậu thế (Akipin & Sulaiman, 2019). Ở các nước châu Á, văn hóa "làng" chiếm ưu thế và người dân có mối quan hệ chặt chẽ với cán bộ, chẳng hạn, người dân thường bỏ phiếu cho ứng cử viên trong làng, mối quan hệ bị ràng buộc bởi mối quan hệ hàng xóm hoặc họ hàng nên các mối quan hệ này gắn bó và bền chặt. Hương ước làng quy định cả hành vi và trách nhiệm của người dân, vì vậy, cán bộ và người dân địa phương thường từ chối nhận và đưa hối lộ.

Một kết quả ước lượng khác là vai trò điều tiết của chuẩn mực địa phương đối với tác động của địa vị xã hội đến hành vi hối lộ. Kết quả tương tác tùy thuộc vào biến đại diện cho địa vị xã hội của người dân. Người dân có học vấn cao có xác suất đưa hối lộ thấp hơn ở những cộng đồng có thái độ không khoan nhượng với tham nhũng hoặc chống tham nhũng mạnh mẽ hơn. Kết quả này tương đồng với Nguyen & Le (2022) trong bối cảnh ở Việt Nam. Tuy nhiên, xác suất đưa hối lộ của người thất nghiệp cao hơn khi người dân sống trong một cộng đồng chống tham nhũng mạnh mẽ hơn. Kết quả thực nghiệm này trái với những gì được tìm thấy ở Việt Nam (Lê Quang Cảnh, 2018; Nguyen & Le, 2022). Đây là kết quả thú vị cần có những nghiên cứu sâu hơn để kiểm chứng liệu rằng có phải mức độ tham nhũng phổ biến đến mức cộng đồng cần phải chống tham nhũng mạnh mẽ hơn.

5. Kết luận và đề xuất

Nghiên cứu này xem xét tác động của địa vị xã hội và chuẩn mực địa phương đến hành vi hối lộ của người dân ở các quốc gia châu Á mới nổi. Lý thuyết khả năng thương lượng và lý thuyết thể chế cùng với mô hình hồi quy probit đã được sử dụng nhằm giải thích và ước lượng tác động này. Kết quả thực nghiệm cho thấy xác suất đưa hối lộ có mối tương quan ngược với khả năng thương lượng của người dân. Trong hầu hết các trường hợp, chi phí của hối lộ lớn hơn lợi ích nhận được từ hối lộ của người dân; do đó, những người dân nghèo và thất nghiệp có xác suất đưa hối lộ thấp hơn. Phát hiện này nhất quán với kết quả nghiên cứu của Hunt & Laszlo (2012) khi phân tích sự thay đổi của thu nhập theo hối lộ. Tuy nhiên, tác động của giáo dục đến hối lộ hoặc không có tác động hoặc có tác động tích cực, tương tự như phát hiện của Olken (2009). Những chuẩn mực địa phương giải thích một cách đáng kể hành vi hối lộ của người dân và chúng còn đóng vai trò điều tiết tác động của địa vị xã hội đến hối lộ. Người dân sống trong cộng đồng chống tham nhũng mạnh mẽ làm giảm tác động của giáo dục, tăng tác động của thất nghiệp và không đóng vai trò điều tiết của nghèo đến hành vi hối lộ của người dân.

Kết quả nghiên cứu có ý nghĩa lý luận và thực tiễn quản lý. Từ góc độ lý luận, lý thuyết khả năng thương lượng có vai trò quan trọng tới việc giải thích hành vi hối lộ ở cấp độ cá nhân. Nhà nghiên cứu nên vận dụng lý thuyết này và vai trò điều tiết của chuẩn mực địa phương để giải thích hành vi hối lộ của cá nhân. Ngoài ra, lý thuyết thể chế có thể được sử dụng giải thích hành vi hối lộ của người dân khi tiếp cận dịch vụ công. Từ góc độ thực nghiệm, xác suất đưa hối lộ của cá nhân xuất phát từ địa vị xã hội, chuẩn mực địa phương và sự tương tác giữa chúng. Chính sách chống tham nhũng cần được thiết kế với nhận thức rằng hành vi hối lộ của người dân do nhiều yếu tố đan xen thúc đẩy. Thứ nhất, chính sách cần được thiết kế để bảo vệ các nhóm có địa vị xã hội thấp, chẳng hạn như người nghèo và người thất nghiệp, bằng cách bảo vệ họ khỏi nỗi sợ hãi và lo lắng khi tiếp cận dịch vụ công. Hệ thống pháp luật chặt chẽ và có tính bảo vệ, bao gồm tính minh bạch, cải cách hành chính và chính sách bảo vệ nhóm yếu thế, sẽ tăng khả năng thương lượng của người dân và giảm xác suất đưa hối lộ. Thứ hai, chính sách chống tham nhũng nên tập trung vào văn hóa chống tham nhũng nhằm giảm thiểu việc cá nhân đưa và nhận hối lộ, đơn giản hóa các thủ tục tố cáo và tự báo cáo về tham nhũng, đồng thời gắn kết cán bộ địa phương với người dân thông qua giá trị, chuẩn mực văn hóa chung.

Tài liệu tham khảo

Ades, A., & Di Tella, R. (1997), 'The new economics of corruption: a survey and some new results', *Political Studies*, 45(3), 496-515.

Akipin, A., & Sulaiman, D. (2019), 'Village culture planning in increasing the income of the village community', Proceedings of the *International Conference on Arts and Design Education (ICADE 2018)*. DOI:10.2991/icade-18.2019.21.

Baker, E.H. (2014), 'Socioeconomic Status, Definition', In Cockerham, W.C., Dingwall, R. & Quah, S. (eds), *The Wiley Blackwell Encyclopedia of Health, Illness, Behavior, and Society*. DOI: https://doi.org/10.1002/9781118410868.wbehibs395.

Bicchieri, C., & Xiao, E. (2009), 'Do the right thing: but only if others do so', *Journal of Behavioral Decision Making*, 22(2), 191-208.

Bühren, C. (2020), 'Staff Rotation as an Anti-Corruption Policy in China and in Germany: An Experimental Comparison', *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 240(1), 1-18.

Dimant, E., & Schulte, T. (2016), 'The nature of corruption: An interdisciplinary perspective', *German Law Journal*, 17(1), 53-72.

Dong, B., Dulleck, U., & Torgler, B. (2012), 'Conditional corruption', *Journal of Economic Psychology*, 33, 609-627.

Economist Intelligence Unit. (2024), 'Democracy index 2023: Age of conflict', Retrieved from Economist Group. https://ourworldindata.org/grapher/democracy-index-eiu

Fisman, R., & Miguel, E. (2007), 'Corruption, norms, and legal enforcement: Evidence from diplomatic parking tickets', *Journal of Political Economy*, 115(6), 1020-1048.

Hellmann, O. (2017), 'The historical origins of corruption in the developing world: a comparative analysis of East Asia', *Crime, Law and Social Change*, 68(1-2), 145-165.

Hunt, J., & Laszlo, S. (2012), 'Is bribery really regressive? Bribery's costs, benefits, and mechanisms', *World Development*, 40(2), 355-372.

Jain, A. K. (2001), 'Corruption: A Review', *Journal of Economic Surveys*, 15(1), 71-121.

Lambsdorff, G. J. (2010), 'Who accepts bribery? Evidence from a global household survey', Diskussionsbeitrag, Nr. V-61-10, University of Passau, Faculty of Business and Economics.

Lavena, C. F. (2013), 'What determines permissiveness toward corruption? A study of attitudes in Latin America', *Public Integrity*, 15(4), 345-366.

Lê Quang Cảnh (2018), 'Vị thế xã hội, văn hóa và hối lộ của người dân Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 252(2), 2-10.

Lin, M.-W., & Yu, C. (2014), 'Can corruption be measured? Comparing global versus local perceptions of corruption in East and Southeast Asia', *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice*, 16(2), 140-157.

Maeda, K., & Ziegfeld, A. (2015), 'Socioeconomic status and corruption perceptions around the world', *Research & Politics*, 2(2), 1-9.

Mauro, P. (1995), 'Corruption and growth', *The Quarterly Journal of Economics*, 110(3), 681-712.

Melgar, N., Rossi, M., & Smith, T. W. (2010), 'The perception of corruption', *International Journal of Public Opinion Research*, 22(1), 120-131.

Nguyen, P. A., & Le, Q. C. (2022), 'Socioeconomic status, norms and bribe-giving behaviors among citizens of Vietnam', *International Journal of Public Administration*, 45(1), 37-48.

Nguyen, T. V., Ho, B. D., Le, C. Q., & Nguyen, H. V. (2016), 'Strategic and transactional costs of corruption: perspectives from Vietnamese firms', *Crime, Law and Social Change*, 65(4-5), 351-374.

Nguyen, V. T., Le, N. T. B., Dinh, H. L. H., & Pham, H. T. L. (2020), 'Do entrepreneurial firms suffer more from bribery? An empirical study of businesses in Vietnam', *Post-Communist Economies*, 32(7), 877-903.

Olken, B. (2009), 'Corruption perceptions vs. corruption reality', *Journal of Public Economics*, 93(950-964).

Rothstein, B., & Uslaner, E. M. (2005), 'All for all: Equality, corruption, and social trust', *World Politics*, 58(1), 41-72.

Sundstrom, A. (2019), 'Why do people pay bribes? A survey experiment with resource users', *Social Science Quarterly*, 100(3), 725-735.

Treisman, D. (2007), 'What have we learned about the causes of corruption from ten years of cross-national empirical research?', *Annual Review of Political Science*, 10, 211-244.

Truex, R. (2011), 'Corruption, attitudes, and education: Survey evidence from Nepal', *World Development*, 39(7), 1133-1142.

ẢNH HƯỞNG CỦA CÔNG NGHIỆP HOÁ, TÀI NGUYÊN THIÊN NHIÊN VÀ NĂNG LƯỢNG TÁI TẠO ĐẾN TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ Ở CÁC NƯỚC ASEAN

Đoàn Ngọc Phúc
Trường Đại học Tài chính - Marketing
Email: doanphuc@ufm.edu.vn

Mã bài: JED-1993
Ngày nhận bài: 10/09/2024
Ngày nhận bài sửa: 29/10/2024
Ngày duyệt đăng: 04/11/2024
DOI: 10.33301/JED.VI.1993

Tóm tắt
Nghiên cứu này đánh giá ảnh hưởng của công nghiệp hóa, tài nguyên thiên nhiên và năng lượng tái tạo đến tăng trưởng kinh tế ở các nước ASEAN trong giai đoạn 1995-2022. Nghiên cứu sử dụng kỹ thuật ước lượng ARDL với dữ liệu bảng bằng các phương pháp nhóm trung bình, nhóm trung bình gộp và hiệu ứng cố định động. Kết quả cho thấy công nghiệp hóa, tài nguyên thiên nhiên, tích lũy vốn, đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại có tác động tích cực trong khi năng lượng tái tạo, lực lượng lao động có tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế ASEAN trong ngắn hạn. Trong dài hạn, tích lũy vốn, đầu tư trực tiếp nước ngoài, năng lượng tái tạo, lực lượng lao động có tác động tích cực còn công nghiệp hóa, độ mở thương mại tác động tiêu cực trong khi tài nguyên thiên nhiên không có tác động đến tăng trưởng kinh tế ở các nước ASEAN. Dựa trên kết quả này, một số hàm ý chính sách hướng đến phát triển kinh tế bền vững cho các nước ASEAN được đề xuất.
Từ khóa: Công nghiệp hóa, năng lượng tái tạo, tài nguyên thiên nhiên, tăng trưởng kinh tế.
Mã JEL: C23, O14, Q33, Q42

The impact of industrialization, natural resources and renewable energy on economic growth in ASEAN countries

Abstract
This study assesses the impact of industrialization, natural resources and renewable energy on economic growth in ASEAN countries during the period 1995-2022. The ARDL estimation techniques with panel data using mean group, pooled mean group and dynamic fixed effects methods are employed. Empirical results show that industrialization, natural resources, capital accumulation, foreign direct investment, and trade openness have positive impacts while renewable energy and labor force have negative impacts on ASEAN economic growth in the short run. In the long run, capital accumulation, foreign direct investment, renewable energy and labor force have positive impacts while industrialization and trade openness have negative impacts on economic growth in ASEAN countries. In addition, this study also found that natural resources have no impact on economic growth in ASEAN countries in the long run. Based on the results, policy implications for sustainable economic development for ASEAN countries are proposed.
Keywords: *Economic growth, industrialization, natural resources, renewable energy.*
JEL Codes: C23, O14, Q33, Q42.

1. Đặt vấn đề

Sự biến đổi khí hậu và nóng lên toàn cầu có liên quan trực tiếp đến các tác động của con người do phát triển công nghiệp, tiêu thụ nhiên liệu hóa thạch, lãng phí tài nguyên thiên nhiên và lượng khí thải ô nhiễm cao nên năng lượng tái tạo có thể là giải pháp thay thế hấp dẫn nhất cho nhiên liệu hóa thạch, giúp giảm quá trình phát thải CO_2. Tài nguyên thiên nhiên, năng lượng tái tạo là những bộ phận quan trọng của của cải vật chất của một quốc gia, giữ vai trò quan trọng đối với các quá trình sản xuất và đời sống xã hội nên cần được quản lý để phát triển kinh tế bền vững trong dài hạn. Các nước phát triển và đang phát triển phải đối mặt với nhiều khó khăn để cân bằng giữa việc sử dụng tài nguyên thiên nhiên, năng lượng tái tạo nhằm giảm thiểu biến đổi khí hậu và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Do vậy, nhiều quốc gia trên thế giới rất quan tâm đến việc thiết kế và thực hiện các chính sách ưu tiên để thúc đẩy sản xuất và tiêu dùng bền vững để tăng hiệu quả sử dụng tài nguyên thiên nhiên nhằm phát triển kinh tế bền vững.

Các nước ASEAN là khu vực kinh tế năng động trong đó nhiều quốc gia có tiềm năng cao để trở thành những con hổ kinh tế trong thế kỷ 21 như Malaysia, Indonesia, Thái Lan, Philippines và Việt Nam. Tuy nhiên, tăng trưởng kinh tế ở các nước ASEAN vẫn phụ thuộc nhiều vào các ngành sản xuất tiêu thụ nhiều năng lượng và tài nguyên thiên nhiên gây áp lực lớn đến môi trường nên cần phải thay đổi về mặt cấu trúc trong phương pháp sản xuất mới có thể thực hiện thành công mục tiêu phát triển kinh tế bền vững. Vì vậy, nghiên cứu ảnh hưởng của của công nghiệp hóa, tài nguyên thiên nhiên và năng lượng tái tạo đến tăng trưởng kinh tế ở các nước ASEAN có ý nghĩa quan trọng đối với việc đề xuất các hàm ý chính sách đẩy mạnh công nghiệp hóa, sử dụng hiệu quả tài nguyên thiên nhiên và năng lượng tái tạo kết hợp với chính sách phát triển nguồn nhân lực, cải thiện môi trường đầu tư và các thể chế thương mại để hướng đến mục tiêu phát triển kinh tế bền vững cho các nước ASEAN.

Bố cục của nghiên cứu được cấu trúc như sau: Phần 1: giới thiệu vấn đề nghiên cứu; Phần 2 thảo luận tổng quan các nghiên cứu liên quan; Phần 3: thảo luận về phương pháp nghiên cứu và dữ liệu được sử dụng; Phần 4 trình bày kết quả thực nghiệm; Phần 5: đưa ra kết luận và các hàm ý chính sách.

2. Tổng quan nghiên cứu

Có nhiều bằng chứng thực nghiệm cho thấy mối liên hệ giữa công nghiệp hóa (ngành sản xuất) và tăng trưởng kinh tế ở các quốc gia Đông Á, Châu Mỹ, Châu Âu và một số quốc gia Châu Phi. Sử dụng phương pháp mô men tổng quát (GMM), kết quả nghiên cứu của Opoku & Yan (2019) chỉ ra tác động tích cực giữa công nghiệp hóa đến tăng trưởng kinh tế ở 37 quốc gia châu Phi trong giai đoạn 1980–2014. Tương tự, nghiên cứu của Wonyra (2018) cũng tìm thấy mối liên hệ tích cực giữa công nghiệp hóa và tăng trưởng kinh tế trong giai đoạn 1990-2015 ở các nước Châu Phi cận Sahara. Áp dụng phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS), nghiên cứu của Ndiaya & Lv (2018) đã chứng minh rằng công nghiệp hóa có ảnh hưởng tích cực đến tăng trưởng kinh tế ở Senegal trong giai đoạn 1960-2017. Saba & Ngepah (2021) đã tìm thấy mối liên hệ tiêu cực giữa công nghiệp hóa và tăng trưởng kinh tế ở 171 quốc gia trong giai đoạn 2000-2018. Nghiên cứu của Szirmai & Verspagen (2015) đã phát hiện thấy rằng công nghiệp hóa có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế ở các nước phát triển và đang phát triển trong giai đoạn 1950-2005. Nghiên cứu của Kapoor (2016) cho thấy rằng, mặc dù các quy định của chính phủ đã ảnh hưởng đến thị trường sản phẩm và tình trạng lạc hậu của cơ sở hạ tầng đã tác động tiêu cực đến hiệu suất của lĩnh vực sản xuất nhưng tăng trưởng kinh tế ở Ấn Độ vẫn chủ yếu được thúc đẩy bởi tăng trưởng sản xuất. Su & Yao (2017) cho rằng sản xuất là động lực chính thúc đẩy tăng trưởng kinh tế đối với các nền kinh tế thu nhập trung bình. Nghiên cứu của Attiah (2019) khi xem xét vai trò của các ngành sản xuất và dịch vụ trong tăng trưởng kinh tế ở các nước đang phát triển cho thấy tỷ trọng ngành sản xuất trong GDP có liên quan tích cực đến tăng trưởng kinh tế và tác động này rõ rệt hơn đối với các nước nghèo, trong khi không tìm thấy những tác động tương tự đối với dịch vụ.

Sachs & Warner (1995) xem xét tác động của tài nguyên thiên nhiên lên tăng trưởng kinh tế dài hạn và thấy rằng các quốc gia giàu tài nguyên có xu hướng tăng trưởng chậm hơn các quốc gia khan hiếm tài nguyên. Tác động tiêu cực của tài nguyên thiên nhiên đến tăng trưởng kinh tế được sử dụng phổ biến trong các nghiên cứu với tên gọi "căn bệnh Hà Lan" và "lời nguyền tài nguyên". Tuy nhiên, Gerelmaa & Kotani (2016) cho rằng, trong những thập kỷ gần đây (từ năm 1990 trở đi) căn bệnh Hà Lan và lời nguyền tài nguyên không còn tồn tại và tài nguyên thiên nhiên thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Ngược lại, sự khan hiếm tài nguyên thiên nhiên cũng có thể có tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế (Uri, 1996). Nhiều nghiên cứu

thực nghiệm đã cho thấy tác động tích cực của tài nguyên thiên nhiên đến tăng trưởng kinh tế. Nghiên cứu của của Aslan & Altinoz (2021) tìm thấy tác động tích cực của tài nguyên thiên nhiên đối với tăng trưởng kinh tế ở Châu Á, Châu Âu và Châu Mỹ trong cả ngắn hạn và dài hạn. Nghiên cứu của Hayat & Tahir (2020) kết luận rằng tài nguyên thiên nhiên đã tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế của cả Ả Rập Xê Út và các tiểu vương quốc Ả Rập Thống nhất trong giai đoạn từ 1970-2016. Trong khi đó, Nghiên cứu Fleming & cộng sự (2015) phát hiện ra rằng tài nguyên thiên nhiên được phát hiện đã tác động tiêu cực đến một số khu vực của nước Úc thì sự phát hiện tài nguyên phần lớn lại tác động tích cực cho hầu hết các khu vực của Úc. Ahmed & cộng sự (2016) phát hiện thấy rằng, sự gia tăng 1% tài nguyên thiên nhiên làm giảm 0,47% GDP trong trường hợp ở nước cộng hòa hồi giáo Iran.

Một số nghiên cứu đã xem xét tiêu thụ năng lượng tái tạo và tăng trưởng kinh tế nhưng chủ yếu liên quan đến các nước phát triển. Những nghiên cứu này cho thấy có mối quan hệ giữa năng lượng tái tạo với tăng trưởng kinh tế ở nhiều quốc gia trên thế giới. Nghiên cứu của Sadorsky (2009) kết luận rằng có một mối quan hệ tích cực giữa thu nhập bình quân đầu người thực tế và mức tiêu thụ năng lượng tái tạo bình quân đầu người. Nghiên cứu của Sari & Soyotas (2004) kết luận rằng chất thải, năng lượng thủy lực và mức tiêu thụ gỗ giải thích được khoảng 31,5% sự thay đổi trong GDP thực của Thổ Nhĩ Kỳ. Tugcu & cộng sự (2012) đã phát hiện thấy rằng năng lượng tái tạo là một yếu tố góp phần vào tăng trưởng kinh tế ở 7 nước công nghiệp hàng đầu thế giới (G7). Ngoài ra, Menegaki (2011) khi phát hiện thấy rằng trong dài hạn việc tăng 1% tỷ trọng năng lượng tái tạo trong tổng cơ cấu năng lượng sẽ làm tăng GDP thêm 4,4% ở các nước châu Âu. Tương tự, Smolović & cộng sự (2020) sử dụng ước lượng nhóm trung bình gộp (PMG) bằng mô hình ARDL với dữ liệu bảng đã cho thấy có mối liên hệ tích cực giữa mức tiêu thụ năng lượng tái tạo và tăng trưởng kinh tế ở các quốc gia thành viên EU. Amri (2017) sử dụng phương pháp tiếp cận dữ liệu bảng trong giai đoạn 1990-2012 ở các nhóm nước có thu nhập khác nhau và phát hiện thấy rằng, có mối liên hệ song phương giữa mức tiêu thụ năng lượng tái tạo và GDP ở tất cả các nhóm quốc gia. Sử dụng phương pháp GMM-PVAR, kết quả nghiên cứu của Acheampong & cộng sự (2021) đã kết luận rằng có mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa tăng trưởng kinh tế và năng lượng tái tạo. Trong bối cảnh hiện nay do tác động của biến đổi khí hậu và khan hiếm tài nguyên, các quốc gia ASEAN cần phải đổi mới mô hình tăng trưởng nhằm sử dụng hiệu quả nguồn tài nguyên thiên nhiên và năng lượng tái tạo để thực hiện mục tiêu tăng trưởng kinh tế bền vững.

Nhìn chung, các kết quả nghiên cứu về ảnh hưởng riêng lẻ của công nghiệp hóa, tài nguyên thiên nhiên và năng lượng tái tạo đến tăng trưởng kinh tế đã được đề cập trong một số nghiên cứu đi trước nhưng kết quả nghiên cứu và kết luận không đồng nhất. Phát triển công nghiệp, tài nguyên thiên nhiên, năng lượng tái tạo là những đóng góp quan trọng cho tăng trưởng kinh tế bền vững nhưng chưa được đề cập trong các chủ đề nghiên cứu về tăng trưởng kinh tế đối với các nước ASEAN. Tuy nhiên, các nghiên cứu về tăng trưởng kinh tế ở các nước ASEAN chủ yếu tập trung xem xét tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại, chất lượng thể chế đến tăng trưởng kinh tế mà chưa chú trọng xem xét ảnh hưởng của công nghiệp hóa, tài nguyên thiên nhiên và năng lượng tái tạo trong khi đây lại là yếu tố thúc đẩy tăng trưởng kinh tế bền vững trong dài hạn mà nhiều nền kinh tế trên thế giới đang hướng đến. Do đó, xem xét ảnh hưởng của công nghiệp hóa, tài nguyên thiên nhiên và năng lượng tái tạo đến tăng trưởng kinh tế ở các nước ASEAN là chủ đề cần được quan tâm nghiên cứu và cũng là mục tiêu hướng đến của nghiên cứu này.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Nguồn số liệu

Nghiên cứu này xem xét ảnh hưởng của công nghiệp hóa, tài nguyên thiên nhiên và năng lượng tái tạo đến tăng trưởng kinh tế ở 8 quốc gia ASEAN, bao gồm: Việt Nam, Thái Lan, Singapore, Cambodia, Malaysia, Indonesia, Lào và Philippines. Nguồn cơ sở dữ liệu được thu thập từ Ngân hàng thế giới (WB) trong giai đoạn từ năm 1995 đến năm 2022 với tổng cộng 224 quan sát.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng kỹ thuật ước lượng phân phối trễ tự hồi quy (ARDL) với dữ liệu bảng bằng 3 phương pháp: nhóm trung bình (MG), nhóm trung bình gộp (PMG) và hiệu ứng cố định động (DFE). Phương pháp phân phối trễ tự hồi quy có một số ưu điểm sau: (i) Ước lượng ARDL có thể xử lý tính không đồng nhất của dữ liệu; (ii) Mô hình ARDL giải quyết vấn đề nội sinh bằng cách sử dụng các biến trễ của biến nội sinh làm biến công cụ; (iii) Tiếp cận ARDL cho phép áp dụng với các biến dừng ở các bậc khác nhau;

(iv) Phương pháp ARDL có thể đánh giá tác động ngắn hạn và dài hạn của một biến lên biến khác. Do những ưu điểm nêu trên, mô hình ARDL là phù hợp để xem xét ảnh hưởng của công nghiệp hóa, tài nguyên thiên nhiên và năng lượng tái tạo đến tăng trưởng kinh tế ở các nước ASEAN.

Thủ tục ước lượng ARDL với dữ liệu bảng được thực hiện theo trình tự sau: 1) Kiểm định sự phụ thuộc chéo; 2) Kiểm định nghiệm đơn vị để kiểm tra tính dừng của các biến; 3) Kiểm tra mối quan hệ đồng liên kết để xem xét sự tồn tại của các mối quan hệ dài hạn giữa các biến; 4) Xác định độ trễ tối ưu của mô hình ARDL bằng phương pháp vòng lặp; 5) Ước lượng mô hình ARDL bằng các phương pháp nhóm trung bình (MG), nhóm trung bình gộp (PMG) và hiệu ứng cố định động (DFE) để đánh giá cả tác động ngắn hạn và dài hạn của các biến; 6) Kiểm định Haunsman để lựa chọn phương pháp ước lượng phù hợp nhất.

Dựa vào các nghiên cứu của Amri (2017), Opoku & Yan (2019), Hyat & Tahir (2020), Smolović & cộng sự (2020), Aslan & Altinoz (2021), mô hình nghiên cứu được đề xuất như sau:

$$GDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 IND_{it} + \beta_2 NAT_{it} + \beta_3 REC_{it} + \beta_4 CAP_{it} + \beta_5 LAB_{it} + \beta_6 FDI_{it} + \beta_7 TRD_{it} + \varepsilon_{it}$$

Mô hình trên mô tả ảnh hưởng của công nghiệp hóa, tài nguyên thiên nhiên, năng lượng tái tạo, vốn vật chất, lao động, đầu tư trực tiếp nước ngoài và độ mở thương mại đến tăng trưởng kinh tế của các nước ASEAN.

Bảng 1: Mô tả và đo lường các biến trong mô hình

Ký hiệu	Tên biến	Cách đo lường	Nguồn
Biến phụ thuộc			
GDP_{it}	Tăng trưởng kinh tế của quốc gia i ở năm t	Tăng trưởng GDP hàng năm (%)	Aslan & Altinoz (2021), Hayat & Tahir (2020)
Biến độc lập			
IND_{it}	Công nghiệp hóa quốc của gia i ở năm t	Giá trị gia tăng công nghiệp (bao gồm xây dựng) (%GDP)	Szirmai & Verspagen (2015), Aslan & Altinoz (2021)
NAT_{it}	Tài nguyên thiên nhiên của quốc gia i ở năm t	Tiền thuê tài nguyên thiên nhiên (% GDP)	Aslan & Altinoz (2021), Hayat & Tahir (2020)
REC_{it}	Năng lượng tái tạo của quốc gia i ở năm t	Tiêu thụ năng lượng tái tạo (% tổng tiêu thụ năng lượng).	Smolović & cộng sự (2020), Acheampong & cộng sự (2021)
Biến kiểm soát			
CAP_{it}	Vốn vật chất của quốc gia i năm ở t	Tổng tích lũy vốn hàng năm (% GDP)	Ahmed & cộng sự (2016), Smolović & cộng sự (2020)
LAB_{it}	Lực lượng lao động của quốc gia i ở năm t	Số người trong độ tuổi lao động (% tổng dân số).	Ahmed & cộng sự (2016), Wonyra (2018)
FDI_{it}	Đầu tư trực tiếp nước ngoài của quốc gia i ở năm t	Vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (% GDP)	Sadorsky (2009), Tugcu & cộng sự 2012
TRD_{it}	Độ mở thương mại của quốc gia i ở năm t	Tổng kim ngạch xuất nhập khẩu (% GDP)	Aslan & Altinoz (2021), Hayat & Tahir (2020)

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Để đánh giá tác động ngắn hạn và dài hạn của công nghiệp hóa, tài nguyên thiên nhiên, năng lượng tái tạo đến tăng trưởng kinh tế của các nước ASEAN, nghiên cứu này sử dụng mô hình ARDL với giả định p là độ trễ tối ưu của biến phụ thuộc và q là độ trễ tối ưu của biến độc lập và được trình bày như sau:

$$\Delta GDP_{it} = \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j \Delta GDP_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \gamma_j \Delta X_{i,t-j} + \delta_i [GDP_{i,t-1} - (\lambda_0^i + \lambda_1^i X_{i,t-1})] + \varepsilon_{it}$$

Trong đó: Δ là sai phân bậc 1; X là vector các biến độc lập và các biến kiểm soát trong mô hình; β và γ là các hệ số hồi quy ngắn hạn; λ0 và λ1 là hệ số hồi quy dài hạn; δ là tốc độ điều chỉnh về cân bằng dài hạn; ε: sai số của mô hình.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Thống kê mô tả các biến nghiên cứu được trình bày trong Bảng 2.

Bảng 2: Thống kê mô tả các biến

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
GDP	224	5,227	3,535	-13,126	14,52
IND	224	33,646	7,678	14,262	48,530
NAT	224	4,734	4,151	0,001	15,272
REC	224	34,106	25,558	0,3	86,6
CAP	224	25,933	6,313	11,833	43,639
LAB	224	65,669	6,065	51, 651	78,547
FDI	224	5,935	6,416	-2,757	31,620
TRD	224	136,675	93,170	32,975	437,326

Nguồn: Tính toán của tác giả

Bảng 2 cho thấy, tăng trưởng GDP của các nước ASEAN có giá trị trung bình là 5,227%, nhỏ nhất là -13,126%, lớn nhất là 14,52 % và độ lệch chuẩn là 3,535%. Công nghiệp hóa có giá trị trung bình là 33,646%, nhỏ nhất là 14,262%, lớn nhất là 48,530% và độ lệch chuẩn là 7,678%. Tài nguyên thiên nhiên có giá trị trung bình là 4,734%, nhỏ nhất là 0,001%, lớn nhất là 15,272%, độ lệch chuẩn là 4,151%. Tiêu thụ năng lượng tái tạo so với tổng tiêu thụ năng lượng trung bình là 34,106%, nhỏ nhất là 0,3%, lớn nhất là 86,6%, độ lệch chuẩn là 25,558%. Tỷ trọng tích lũy vốn đầu tư/GDP bình quân là 25,933%, nhỏ nhất là 11,833%, lớn nhất là 43,639%, độ lệch chuẩn là 6,313%. Tỷ lệ tham gia lực lượng lao động ở các nước ASEAN có giá trị trung bình là 65,669%, nhỏ nhất là 51,651%, lớn nhất là 78,547%, độ lệch chuẩn là 6,065%. Vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài ròng/GDP trung bình là 5,935%, nhỏ nhất là -2,757%, lớn nhất là 31,620%, độ lệch chuẩn là 6,416%. Tổng giá trị kim ngạch xuất khẩu/GDP có giá trị trung bình là 136,675%, nhỏ nhất là 32,975%, lớn nhất là 437,326%, độ lệch chuẩn là 93,170%.

4.2. Kiểm định sự phụ thuộc chéo

Bảng 3: Kiểm định sự phụ thuộc chéo

Biến	Pesaran CD	Xác suất	Giá trị các phần tử ngoài đường chéo
GDP	15,61***	0,0000	0,462
IND	1,74*	0,0826	0,559
NAT	8,86***	0,0000	0,403
REC	2,28**	0,0227	0,597
CAP	2,21**	0,0372	0,410
LAB	22,13***	0,0000	0,079
FDI	3,31***	0,0009	0,264
TRD	4,03***	0,0001	0,388

Nguồn: Tính toán của tác giả

Kết quả kiểm định trình bày ở Bảng 3 cho thấy có sự phụ thuộc chéo giữa các biến ở mức ý nghĩa 1%. Do có sự phụ thuộc lẫn nhau giữa các biến trong chuỗi dữ liệu nên nghiên cứu này tiến hành kiểm định nghiệm đơn vị thế hệ thứ hai để kiểm tra tính dừng của các biến của chuỗi dữ liệu.

4.3. Kiểm định tính dừng của các biến

Bảng 4: Kết quả kiểm định sự phụ thuộc chéo và tính dừng của các biến

	CIPS		CADF		
Biến	Biến gốc	Sai phân bậc nhất	Biến gốc	Sai phân bậc nhất	Kết luận
GDP	-2,046	-5,229***	-1,926	-3,543***	I(1)
IND	-2,020	-4,004***	-2,198	-3,983***	I(1)
NAT	-1,016	-5,330***	-1,016	-5,330***	I(1)
REC	-1,954	-4,835***	-1,954	-4,835***	I(1)
CAP	-1,885	-4,303***	-1,885	-4,696***	I(1)
LAB	-1,396	-3,141***	-1,311	-2,733***	I(1)
FDI	-3,200***	-5,233***	-3,062***	-5,577***	I(0)
TRD	-1,363	-4,688***	-1,363	-4,814***	I(1)

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Ghi chú: mức ý nghĩa 10%; **mức ý nghĩa 5%; *** mức ý nghĩa 1%.*

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị thế hệ thư hai CIPS và CADF cho thấy, chỉ có duy nhất biến FDI dừng ở biến gốc I(0), còn lại các biến GDP, IND, NAT, REC, CAP, LAB, TRD dừng ở sai phân bậc nhất I(1) với mức ý nghĩa 1%. Như vậy, dữ liệu của các biến nghiên cứu phù hợp cho sử dụng mô hình ARDL.

4.4. Kiểm định đồng tích hợp

Bảng 5: Kết quả kiểm định đồng tích hợp

Kiểm định	Thống kê t	Giá trị p
Westerlund		
Variance ratio	-4,8386	0,0000
Pedroni		
Modified Phillips–Perron t	2,1469	0,0159
Phillips–Perron t	-2,6939	0,0330
Augmented Dickey–Fuller t	-3,5960	0,0000

Nguồn: Tính toán của tác giả

Kết quả kiểm định đồng tích hợp Westerlund và kiểm định đồng tích hợp Pedroni ở Bảng 5 đều cho thấy các biến nghiên cứu có mối quan hệ đồng tích hợp hay có sự tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các biến. Tiếp theo, nghiên cứu tiến hành đánh giá tác động ngắn hạn và dài hạn của các biến độc lập và các biến kiểm soát đến tăng trưởng kinh tế của các nước ASEAN bằng mô hình ARDL.

4.5. Kết quả ước lượng

Bảng 6: Kết quả ước lượng ARDL (1,0,0,0,0,0,0,0)

Biến	PMG	MG	DFE
Tác động dài hạn			
IND	-0,0171*** (0,004)	-0,0867*** (0,001)	-0,0802** (0,038)
NAT	0,2607 (0,202)	0,2154 (0,273)	0,1192 (0,227)
REC	0,0157*** (0,001)	0,0143** (0,010)	0,0072* (0,072)
CAP	0,1035** (0,021)	0,0867** (0,010)	0,0034* (0,051)
LAB	0,2069** (0,031)	0,1258 (0,303)	0,1162 (0,271)
FDI	0,2641 *** (0,002)	0,1235*** (0,001)	0,1996*** (0,004)
TRD	-0,0211*** (0,000)	-0,0367** (0,021)	-0,0221** (0,042)
Tác động ngắn hạn			
ΔGDP_{t-1}	0,1622 (0,297)	0,1051 (0,204)	0,1631 (0,280)
ΔIND	0,1172*** (0,000)	0,1569*** (0,009)	0,4674*** (0,003)
ΔNAT	0,0207** (0,002)	0,1412** (0,013)	0,2114 (0,162)
ΔREC	-0,0798* (0,074)	-0,1335** (0,010)	-0,1496 (0,189)
ΔCAP	0,2912*** (0,001)	0,0525** (0,034)	0,4311*** (0,000)
ΔLAB	-0,3299* (0,093)	-0,2358** (0,016)	-0,3043*** (0,000)
FDI	0,2271** (0,000)	0,1525** (0,026)	0,2132*** (0,000)
ΔTRD	0,0499*** (0,005)	0,0192** (0,025)	0,0160 (0,399)
ECM_{t-1}	-0,6947*** (0,000)	-0,5282** (0,026)	-0,6821 (0,000)
Hằng số	1,7515*** (0,000)	1,2411** (0,017)	1,1288 0,508
Kiểm định Hausman	chi2(7) =23,90 (0,2493)		chi2(7) =28,25 (0,3425)
Ghi chú:*mức ý nghĩa 10%; **mức ý nghĩa 5%; *** mức ý nghĩa 1%			

Nguồn: Tính toán của tác giả

Trước khi ước lượng mối quan hệ trong ngắn hạn và dài hạn bằng mô hình ARDL, nghiên cứu này sử dụng phương pháp vòng lặp của Kripfganz & Schneider (2023) để tìm độ trễ tối ưu cho các biến. Kết quả ước lượng ARDL được trình bày ở Bảng 6.

Bảng 6 trình bày kết quả mô hình ARDL với các kỹ thuật ước lượng PMG, MG và DFE với giả thuyết H0 là ước lượng PMG hiệu quả hơn MG và DFE. Kiểm định Hausman cho thấy rằng ước lượng PMG là phù hợp nhất để xem xét mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn giữa các biến nghiên cứu. Hệ số điều chỉnh ngắn hạn (ECM) là -0,6947 nằm giữa 0 và -1 trong kết quả PMG cho thấy xu hướng hội tụ đến trạng thái cân bằng trong dài hạn với ngụ ý rằng bất kỳ độ lệch nào so với trạng thái cân bằng sẽ được hiệu chỉnh theo thời gian.

4.6. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Kết quả ước lượng từ mô hình PMG cho thấy, công nghiệp hóa có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế trong ngắn hạn nhưng lại tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế trong dài hạn ở các nước ASEAN ở mức ý nghĩa 1%. Trong ngắn hạn, công nghiệp hóa tác động đến tăng trưởng kinh tế nhờ nâng cao năng năng lực sản xuất, gia tăng sản lượng công nghiệp và sử dụng tối ưu các nguồn lực sản xuất sẵn có. Tuy nhiên, trong dài hạn, công nghiệp hóa có thể tác động tiêu cực đến tăng trưởng do áp lực tiêu thụ tài nguyên và ô nhiễm môi trường. Kết quả nghiên cứu này nhất quán với kết quả nghiên cứu của Szirmai & Verspagen (2015), Kapoor (2016), Wonyra (2018), Opoku & Yan (2019), và Saba & Ngepah (2021).

Tài nguyên thiên nhiên có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế trong ngắn hạn nhưng không tìm thấy tác động có ý nghĩa thống kê đến tăng trưởng kinh tế ở các nước ASEAN trong dài hạn. Kết quả nghiên cứu này phù hợp với kết luận của Gerelmaa & Kotani (2016), Hayat & Tahir (2020), và Aslan & Altinoz (2021). Ở trình độ phát triển thấp, tăng trưởng kinh tế theo chiều rộng phụ thuộc chủ yếu vào sự gia tăng các yếu tố đầu vào, trong đó tài nguyên thiên thiên là yếu tố quan trọng đối với tăng trưởng. Khi nền kinh tế phát triển ở trình độ cao hơn, nền kinh tế giảm bớt sự phụ thuộc vào tài nguyên thiên nhiên nhờ áp dụng những thành tựu công nghệ hiện đại tiết kiệm tài nguyên hoặc sử dụng tài nguyên tái tạo thay thế. Mặc khác, trong cơ cấu kinh tế, tỷ trọng các ngành sử dụng ít tài nguyên sẽ tăng lên như các ngành công nghệ cao và các ngành dịch vụ có giá trị gia tăng cao.

Năng lượng tái tạo tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế trong ngắn hạn nhưng lại có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế trong dài hạn ở mức ý nghĩa 5%. Trong ngắn hạn, năng lượng tái tạo cần vốn đầu tư lớn làm mất đi cơ hội đầu tư nguồn lực cho các lĩnh vực khác của nền kinh tế có hiệu quả kinh tế cao hơn. Tuy nhiên, trong dài hạn năng lượng tái tạo giúp tiết kiệm chi phí sản xuất, chi phí vận hành, gia tăng tích lũy và đầu tư vào các khu vực khác của nền kinh tế. Mặt khác, sự phát triển của ngành năng lượng tái tạo tạo ra một nguồn thu nhập mới và tạo ra một chuỗi cung ứng kinh tế mới từ sản xuất đến vận chuyển và dịch vụ, từ đó góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Kết quả nghiên cứu này nhất quán với kết quả nghiên cứu của Sadorsky (2009), Tugcu & cộng sự (2012), Amri (2017), và Acheampong & cộng sự (2021).

Tích lũy vốn có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế ở các nước ASEAN trong ngắn hạn và dài hạn. Tích lũy vốn hoặc đầu tư quốc nội gộp thể hiện mức tăng trưởng trong các khoản đầu tư nhằm nâng cao năng lực sản xuất của một quốc gia, từ đó gia tăng giá trị sản phẩm trong nước để thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Trong ngắn hạn, tích lũy vốn đã tạo ra tăng trưởng kinh tế cho các nước ASEAN do gia tăng nguồn lực sản xuất của nền kinh tế. Trong dài hạn, tác động của tích lũy vố đến tăng trưởng kinh tế giảm xuống cho thấy hiệu quả sử dụng vốn giảm do năng suất biên của vốn có xu hướng giảm dần. Kết quả nghiên cứu này giống với kết luận từ kết quả nghiên cứu của Ahmed & cộng sự (2016) và Smolović & cộng sự (2020).

Lực lượng lao động có tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế các nước ASEAN ở mức ý nghĩa 10% trong ngắn hạn. Đều này cho thấy chất lượng nguồn nhân lực ở các nước ASEAN còn thấp đã ảnh hưởng đến việc cải thiện năng suất lao động ở các nước ASEAN. Sự thiếu nguồn nhân lực chất lượng cao để sử dụng hiệu quả các nguồn lực của nền kinh tế để thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Nhiều nước ASEAN có trình độ phát triển thấp, quy mô dân số đông và cơ cấu dân số trẻ tình trạng thiếu việc làm của lược lượng lao động đi với sự thiếu thốn về giáo dục đã tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế. Kết quả nghiên cứu này giống với kết quả nghiên cứu của Ahmed & cộng sự (2016), Wonyra (2018). Theo thời gia, chất lượng nguồn nhân lực được cải thiện nên tác động tích đến tăng trưởng của các nước ASEAN trong dài hạn.

Đầu tư trực tiếp nước ngoài có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế ở các nước ASEAN trong ngắn

hạn và dài hạn. Kết quả của nghiên cứu này cũng được thể hiện trong các nghiên cứu trước đó như nghiên cứu của Sadorsky (2009) và Tugcu & cộng sự (2012). ASEAN là khu vực kinh tế năng động và các nước ASEAN có nhiều chính sách ưu đãi trong thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài nên sự gia tăng dòng đầu tư trực tiếp nước ngoài đã tạo ra nhiều cơ hội việc làm hơn, đồng thời tạo sự lan tỏa tri thức quốc tế, tác động tích cực đến quá trình chuyển giao công nghệ làm tăng năng suất và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế cho các nước ASEAN.

Độ mở thương mại có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế ở các nước ASEAN trong ngắn hạn nhưng lại tác động tiêu cực trong dài hạn. Điều này giải thích rằng, thương mại quốc tế giúp cho các nền kinh tế ASEAN thu được nhiều lợi ích thông qua việc phân bổ nguồn lực một cách hiệu quả hơn từ chuyên môn hóa sản xuất, đồng thời thương mại cho phép các quốc gia ASEAN tiếp cận công nghệ hiện đại, khai thác lợi thế so sánh, thúc đẩy cải tiến công nghệ, gia tăng năng suất. Thương mại quốc tế còn giúp các nước ASEAN nhập khẩu máy móc thiết bị và các loại hàng hóa trung gian với chi phí thấp giúp các nền kinh tế ASEAN mở rộng quy mô sản xuất, tạo nên tăng trưởng kinh tế. Khi độ mở của nền kinh tế quá lớn sẽ làm cho nền kinh tế trở nên dễ bị tổn thương hơn trước những biến động bất lợi từ bên ngoài dẫn đến tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế dài hạn. Kết quả nghiên cứu này nhất quán với kết quả nghiên cứu của Hayat & Tahir (2020) và Aslan & Altinoz (2021).

5. Kết luận và hàm ý

Nghiên cứu này nhằm mục tiêu đánh giá ảnh hưởng của công nghiệp hóa, tài nguyên thiên nhiên và năng lượng tái tạo đến tăng trưởng kinh tế ở các nước ASEAN trong giai đoạn 1995-2022 với nguồn dữ liệu thu thập từ cơ sở dữ liệu của Ngân hàng thế giới. Sử dụng kỹ thuật ước lượng ARDL với dữ liệu bảng bằng các phương pháp PMG, MG và DFE. Kết quả của nghiên cứu cho thấy công nghiệp hóa, tài nguyên thiên nhiên, tích lũy vốn, đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại có tác động tích cực trong khi tiêu dùng năng lượng tái tạo, lực lượng lao động có tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế ASEAN trong ngắn hạn. Trong dài hạn, tích lũy vốn, đầu tư trực tiếp nước ngoài, tiêu dùng năng lượng tái tạo, lực lượng lao động có tác động tích cực còn công nghiệp hóa, độ mở thương mại tác động tiêu cực trong khi tài nguyên thiên nhiên không có tác động đến tăng trưởng kinh tế ở các nước ASEAN.

Kết luận nêu trên hàm ý rằng để thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, các quốc gia ASEAN cần đẩy mạnh công nghiệp hoá bằng cách nâng cao vị thế của ngành công nghiệp gắn với chuyển dịch cơ cấu sản xuất theo hướng sử dụng công nghệ hiện đại tạo ra những sản phẩm có tính cạnh tranh cao. Trong bối cảnh nguồn tài nguyên thiên nhiên đứng trước nguy cơ cạn kiệt, các nước ASEAN cần khai thác, sử dụng tiết kiệm và hiệu quả tài nguyên này, đồng thời khuyến khích sử dụng các nguồn năng lượng tái tạo thay thế cho nguồn năng lượng truyền thống nhằm bảo vệ môi trường và đảm bảo an ninh năng lượng. Mặt khác, cần tăng cường sử dụng hiệu quả vốn vật chất, nâng cao chất lượng nguồn nhân lực, tiếp tục cải thiện môi trường đầu tư để khơi thông dòng vốn ở mỗi nước và tạo điều kiện thuận lợi để thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài. Ngoài ra, các nước ASEAN cần thúc đẩy tự do hóa thương mại, phát huy lợi thế so sánh trong thương mại quốc tế, cải thiện các thể chế thương mại trong nội khối nhằm thúc đẩy trưởng kinh tế cho các nước ASEAN.

Mặc dù nghiên cứu cho thấy có tác động tích cực của công nghiệp hóa, năng lượng tái tạo, tích lũy vốn, đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại đến tăng trưởng kinh tế ở các quốc gia ASEAN. Tuy nhiên, nghiên cứu này chưa xem xét các yếu tố khác ảnh hưởng đến tăng trưởng như lạm phát, chất lượng thể chế, quản trị công, và đổi mới công nghệ. Các nghiên cứu trong tương lai có thể đưa thêm các biến chất lượng thể chế, quản trị công, tỷ lệ lạm phát, đổi mới công nghệ vào mô hình nghiên cứu. Mặt khác, để hỗ trợ thêm bằng chứng về tác động của các yếu tố phân tích trong nghiên cứu này đến tăng trưởng kinh tế cần thực hiện nghiên cứu cho từng nước ASEAN hoặc mở rộng sang khu vực khác và so sánh với kết quả của nghiên cứu này.

Tài liệu tham khảo

Acheampong, A.O., Dzator, J., & Savage, D.A. (2021), 'Renewable Energy, CO2 Emissions and Economic Growth in Sub-saharan Africa: Does Institutional Quality Matter?', *Journal of Policy Modelling*, 43 (5), 1070–1093, doi: http://doi.org/:10.1016/j.jpolmod.2021.03.011.

Ahmed, K., Mahalik, M.K., & Shahbaz, M. (2016), 'Dynamics between economic growth, labor, capital and natural resource abundance in Iran: An application of the combined cointegration approach', *Resources Policy*, 49(C), 213-221, DOI: http://doi.org/10.1016/j.resourpol.2016.06.005

Amri, F. (2017), 'Intercourse across Economic Growth, Trade and Renewable Energy Consumption in Developing and Developed Countries', *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 69(C), 527–534, DOI: http://doi.org/10.1016/j.rser.2016.11.230.

Aslan, A., & Altinoz, B. (2021), 'The impact of natural resources and gross capital formation on economic growth in the context of globalization: evidence from developing countries on the continent of Europe, Asia, Africa and America', *Environmetal Science Polluttion Research*, 28(26), 33794-33805, DOI: http://doi.org/10.1007/s11356-021-12979-7.

Attiah, E. (2019), 'The role of manufacturing and service sectors in economic growth: an empirical study of developing countries', *European Research Studies Journal*, 22(1), 112–127, DOI: http://doi.org/10.35808/ersj/1411.

Fleming, D.A., Measham, T.G., & Paredes, D. (2015), 'Understanding the resource curse (or blessing) across national and regional scales: Theory, empirical challenges and an application', *Agriculture and Resource Economics*, 59(4), 624-639, DOI: https://doi.org/10.1111/1467-8489.12118.

Hayat, A., & Tahir. M. (2020), 'Natural resources and economic growth: evidence from the resource-rich region', MPRA Paper No. 98772, University Library of Munich, Germany.

Kapoor, R. (2016), 'Creating jobs in India's organised manufacturing sector', *Indian Journal of Labour Economics*, 58(3), DOI: http://doi.org/10.1007/s41027-016-0032-5.

Kripfganz, S., & Schneider, D. (2023), 'ARDL: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction model', *The Stata Journal*, 23(4), 983-1019.

Gerelmaa, L., & Kotani, K. (2016), 'Further investigation of natural resources and economic growth: Do natural resources depress economic growth?', *Resources Policy*, 50(C), 312-321, DOI: http://doi.org/ 10.1016/j.resourpol.2016.10.004.

Menegaki, A.N. (2011), 'Growth and renewable energy in Europe: A random effect model with evidence for neutrality hypothesis', *Energy Economics*, 33(2), 257-263, DOI: https://doi.org/10.1016/j.eneco.2010.10.004.

Ndiaya, C., & Lv, K. (2018), 'Role of Industrialization on Economic Growth: The Experience of Senegal (1960-2017)', *American Journal of Industrial and Business Management*, 8(10), 2072-2085, DOI: http://doi.org/10.4236/ajibm.2018.810137.

Opoku, E.E.O., & Yan, I.K.M. (2019), 'Industrialization as Driver of Sustainable Economic Growth in Africa', *Journal of International Trade and Economic Development*, 28(1), 30–56, DOI: http://doi.org/10.1080/09638199.2018.1483416.

Su, D., & Yao, Y. (2017), 'Manufacturing as the key engine of economic growth for middle-income economies', *Journal of Asia Pacific Economics*, 22(1), 47–70.

Saba, C.S. & Ngepah, N. (2021), 'ICT Diffusion, Industrialisation and Economic Growth Nexus: An International Cross-Country Analysis', *Journal of the Knowledge Economy*, 13(3), 2030-2069, DOI: http://doi.org/10.1007/s13132-021-00795-w.

Smolović, J.C., Muhadinović, M., Radonjić, M., & Durašković, J. (2020), 'How Does Renewable Energy Consumption Affect Economic Growth in the Traditional and New Member States of the European Union?', Energy Reports, 6(6), 505–513. http://doi.org/10.1016/j.egyr.2020.09.028

Szirmai, A., & Verspagen, B. (2015), 'Manufacturing and Economic Growth in Developing Countries, 1950–2005', *Structural Change and Economic Dynamics*, 34, 46–59. DOI: https://doi.org/10.1016/j.strueco.2015.06.002.

Wonyra, K.O. (2018), 'Industrialization and Economic Growth in Sub-Saharan Africa: The Role of Human Capital in Structural Transformation', *Journal of Empirical Studies*, 5(1), 45–54.

Sachs, J.D., & Warner, A.M. (1995), 'Natural Resource Abundance and Economic Growth, NBER Working Papers Series No. w5398.

Sadorsky, P. (2009), 'Renewable energy consumption and income in emerging economies', *Energy Policy*, 37(10), 4021-4028, DOI: https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.05.003.

Sari, R., & Soytas, U. (2004), 'Disaggregate energy consumption, employment, and income in Turkey', *Energy Economics*, 26(3), 335–344, DOI: https://doi.org/10.1016/j.eneco.2004.04.014.

Tugcu, C.T., Ozlturk, I., & Aslain, A. (2012), 'Renewable and non-renewable energy consumption and eocnomic growth revisited: Evidence from G7 countries', *Energy Economics*, 34(6), 1942-1950, DOI: http://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.08.021.

Uri, N.D. (1996), 'An empirical re-examination of natural resource scarcity and economic growth', *Applied Stochastic Models and Data Analysis*, 12(1), 45-61, DOI: http://doi.org/ 10.1002/(SICI)1099-0747(199603)12:13.0.CO;2-O.

TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ GÓP PHẦN THÚC ĐẨY KHẢ NĂNG TẠO VIỆC LÀM XANH TẠI VIỆT NAM

Hoàng Thị Huệ
Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: hoanghue@neu.edu.vn
Nguyễn Hải Anh
Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: nghaianh39@gmail.com
Nguyễn Cao Hà Trang
Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: nchtrang.hrneu@gmail.com
Nguyễn Hải Nam
Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: namnh.hrneu@gmail.com
Nguyễn Khánh Hằng
Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: nkhangk63hr.neu@gmail.com
Nguyễn Thu Thảo
Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: tt02032003@gmail.com

Mã bài báo: JED-1568
Ngày nhận: 11/01/2024
Ngày nhận bản sửa: 23/03/2024
Ngày duyệt đăng: 19/04/2024
Mã DOI: 10.33301/JED.VI.1568

Tóm tắt:
*Việc làm xanh có ý nghĩa quan trọng trong hiện thực hóa chiến lược tăng trưởng xanh quốc gia. Tuy nhiên, cho đến nay, chưa có khái niệm và cách đo lường chính thức về việc làm xanh ở nước ta. Do vậy, bài viết đề xuất phương pháp xác định và đo lường việc làm xanh tại Việt Nam dựa trên Mạng Thông tin Nghề nghiệp của Hoa Kỳ (O*NET). Đồng thời, tác động của tăng trưởng kinh tế đến khả năng tạo việc làm xanh cũng được làm rõ thông qua bộ dữ liệu Điều tra Lao động Việc làm và Niên giám thống kê giai đoạn 2018-2022. Bằng phương pháp bình phương tối thiểu tổng quát (GLS), kết quả nghiên cứu cho thấy tăng trưởng kinh tế có ảnh hưởng tích cực đến khả năng tạo việc làm xanh. Từ đó, nghiên cứu cung cấp một số khuyến nghị như cần thống nhất khái niệm, cách đo lường việc làm xanh, đồng thời đưa chỉ tiêu về việc làm xanh thành chỉ tiêu theo dõi thường niên của từng ngành, từng vùng và cả nước để thúc đẩy việc làm xanh trong tương lai.*
Từ khóa: Việc làm xanh, chiến lược tăng trưởng xanh, O*NET.
Mã JEL: J21, O44.

Economic growth contributes to promoting green job creation in Vietnam

Abstract:
*Green jobs play a crucial role in the National Green Growth Strategy. However, there hasn't been an official definition and measurement of green jobs in our country yet. Therefore, this study proposes a method to define and measure specifically green jobs in Vietnam according to The Occupational Information Network in the USA (O*NET). Besides, the impact of economic growth on green job creation is clarified simultaneously by using The Labour Force Surveys and The Statistical Yearbook of each province during 2018-2022. Thanks to Generalized Least Squares method (GLS), the results indicate that economic growth has a positive effect on green jobs. Based on the findings, the research gives several recommendations such as unifying the definition and measurement of green jobs, and making green jobs' targets become an annually monitoring target for each industry, each region and the whole country to promote green jobs in the future.*
Keywords: *Green jobs, national green growth strategy, O*NET.*
JEL codes: J21, O44.

1. Giới thiệu

Hiện nay, các nền kinh tế trên thế giới trong đó có Việt Nam đều đang theo đuổi quá trình chuyển đổi sang phát triển bền vững, tiêu thụ ít tài nguyên và ứng dụng công nghệ xanh (Aceleanu, 2015). Chuyển dịch sang việc làm xanh là chìa khóa của phát triển bền vững, nhằm thúc đẩy chất lượng và số lượng việc làm với mức hài lòng cao hơn (Sulich & cộng sự, 2021). Tuy nhiên, Việt Nam chưa có định nghĩa thống nhất và phân tích hệ thống về việc làm xanh (Hạnh Lê, 2023). Trên thế giới, phần lớn nghiên cứu đều lấy nền tảng từ định nghĩa của Tổ chức Lao động Quốc tế (ILO) (Nguyễn Quỳnh Hoa, 2020). Tuy nhiên, cách tiếp cận này khi áp dụng tại Việt Nam còn tồn tại hạn chế vì thiếu hụt dữ liệu cần thiết để xác định chính xác việc làm xanh như ILO đưa ra (Nguyễn Quỳnh Hoa, 2020). Do đó, nhóm nghiên cứu kỳ vọng sẽ đề xuất cách tiếp cận mới phù hợp và tiềm năng hơn khi tính toán số lượng việc làm xanh tại Việt Nam.

Do vai trò quan trọng của việc làm xanh với phát triển kinh tế bền vững, nên nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tạo việc làm xanh trở thành chủ đề cấp thiết với các quốc gia trên thế giới và Việt Nam nhằm phát triển việc làm xanh trong thực tiễn. Một số nghiên cứu tiêu biểu trước đây về tác nhân ảnh hưởng đến việc làm xanh có thể kể đến như Dordmond & cộng sự (2021) về chỉ số phức tạp kinh tế, Yi (2013) về thất nghiệp và giáo dục. Các học giả trên đều nghiên cứu những yếu tố có tính thời sự và có ý nghĩa để thúc đẩy việc làm xanh, tuy nhiên, một chủ đề khác luôn được quan tâm là tăng trưởng kinh tế lại chưa được chú ý khi nghiên cứu về mối quan hệ với việc làm xanh. Các nghiên cứu trước đây dường như chỉ quan tâm đến mối quan hệ mật thiết giữa tăng trưởng kinh tế và tạo việc làm (Herman, 2011; Ainomugisha & cộng sự, 2020) trong khi ảnh hưởng của tăng trưởng kinh tế đến việc làm xanh còn rất khiêm tốn.

Dựa trên hạn chế về định nghĩa và đo lường việc làm xanh tại Việt Nam cũng như sự thiếu hụt các nghiên cứu về ảnh hưởng của tăng trưởng kinh tế đến việc làm xanh, bài viết này tập trung giải quyết hai mục tiêu lớn: (1) xây dựng phương pháp xác định việc làm xanh tại Việt Nam và (2) nghiên cứu mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và tạo việc làm xanh. Kết quả nghiên cứu là cơ sở để đề xuất một số khuyến nghị phù hợp nhằm thúc đẩy việc làm xanh và hướng đến một nền kinh tế bền vững. Bài viết gồm 5 phần. Sau phần Giới thiệu, phần 2 trình bày Cơ sở lý thuyết và Tổng quan nghiên cứu. Phần 3 trình bày Phương pháp nghiên cứu. Phần 4 phân tích và luận bàn kết quả nghiên cứu. Cuối cùng, phần 5 đưa ra kết luận và đề xuất một số khuyến nghị.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Khái niệm việc làm xanh

U.S. Bureau of Labor Statistics (không năm xuất bản) tuyên bố không có một định nghĩa thống nhất về "việc làm xanh". Theo khía cạnh về đầu ra, việc làm xanh là việc làm trong doanh nghiệp sản xuất hàng hóa, cung cấp dịch vụ có lợi cho môi trường hoặc bảo tồn tài nguyên thiên nhiên. Cụ thể hơn, European Commission (trích dẫn trong Moreno-Mondejar & cộng sự, 2021, 2) cho rằng việc làm xanh là việc làm liên quan trực tiếp đến công nghệ, thông tin hoặc vật liệu giúp bảo tồn và phục hồi chất lượng môi trường. Theo khía cạnh về nhiệm vụ công việc, việc làm xanh được chia làm ba loại: (1) Nhu cầu gia tăng xanh (Green ID), (2) Kỹ năng nâng cao xanh (Green ES), (3) Xanh mới và mới nổi (Green NE). Cách chia này được xây dựng dựa trên định nghĩa về nền kinh tế xanh của O*NET - cơ sở dữ liệu phân loại nghề nghiệp ở Hoa Kỳ, dựa trên tính xanh của nhiệm vụ, việc làm xanh bao gồm các nhiệm vụ liên quan đến giảm sử dụng nhiên liệu hóa thạch, phát thải khí CO2, tăng hiệu quả sử dụng năng lượng, phát triển và sử dụng năng lượng tái tạo (Martin & Monahan, 2022). Ngoài những cách tiếp cận trên, ILO (2016) định nghĩa việc làm xanh là việc làm thỏa đáng, góp phần bảo tồn hoặc phục hồi môi trường trong các lĩnh vực truyền thống như sản xuất và xây dựng, hoặc trong các lĩnh vực mới nổi như năng lượng tái tạo và hiệu quả năng lượng.

Tại Việt Nam, khái niệm về "việc làm xanh" chưa được thống nhất chính thức ở bất kỳ văn bản pháp lý nào (Trần Bình Minh & cộng sự, 2019). Xác định việc làm xanh trong các văn bản của Chính phủ thường tiếp cận dựa trên đầu ra và nhiệm vụ (World Bank, 2023), trong khi một số học giả trước đó thường sử dụng khái niệm của ILO (2016). Tuy nhiên, cách tiếp cận dựa trên đầu ra và ILO còn tồn tại một số hạn chế. Với cách tiếp cận dựa trên đầu ra, khi xác định việc làm xanh có thể phân loại sai vì bao gồm tất cả việc làm có đầu ra "xanh" bất kể chúng có liên quan đến nhiệm vụ xanh hay không (World Bank, 2023). Ví dụ, việc làm xanh sẽ bao gồm việc làm tiếp tân tại một công ty sản xuất máy lọc không khí. Với cách tiếp cận theo ILO (2016), khi nghiên cứu tại Việt Nam chỉ áp dụng được trong một số ngành nhất định hoặc không xác định

được đầy đủ danh mục việc làm xanh có đặc điểm của việc làm thỏa đáng như ILO khuyến nghị (Nguyễn Quỳnh Hoa, 2020). Vì vậy, để khắc phục những hạn chế trên, nhóm tác giả sử dụng cách tiếp cận nhiệm vụ dựa trên phân loại nghề nghiệp O*NET của Hoa Kỳ để xác định việc làm xanh tại Việt Nam bởi các lý do: Thứ nhất, cách tiếp cận này sử dụng được đầy đủ bảng chuyển mã nghề để xác định mã nghề xanh tại Việt Nam, từ đó tính toán được cụ thể số lượng việc làm xanh *(chi tiết phần 3).* Thứ hai, O*NET áp dụng định nghĩa tương đối rộng về việc làm xanh, theo đó, việc làm xanh sẽ bao gồm hầu hết việc làm bị ảnh hưởng trong quá trình xanh hóa nền kinh tế kể cả theo đầu ra hay nhiệm vụ của việc làm (Valero & cộng sự, 2021).

2.2. Ảnh hưởng của tăng trưởng kinh tế đến khả năng tạo việc làm xanh

Trên thế giới, có nhiều nghiên cứu về tăng trưởng kinh tế và tạo việc làm vì đây là phạm trù kinh tế vĩ mô quan trọng (Phạm Hồng Mạnh & cộng sự, 2014). Vai trò của tăng trưởng kinh tế đến tạo việc làm ở mỗi quốc gia khác nhau tùy theo loại hình kinh tế, cơ cấu việc làm và tính linh hoạt của thị trường lao động ở quốc gia đó (Herman, 2011), tuy nhiên, hầu hết các nghiên cứu đều kết luận tăng trưởng kinh tế có tác động tích cực đến khả năng tạo việc làm (Kaspos, 2006; Hjazeen & cộng sự, 2021). Ngày nay, khi việc theo đuổi tăng trưởng bền vững được đặt lên hàng đầu thì trọng tâm nghiên cứu về mối quan hệ này chuyển dịch sang tác động của tăng trưởng kinh tế đến việc làm xanh vì việc làm xanh được coi là một giải pháp đột phá cho suy thoái kinh tế và khủng hoảng môi trường (Tănasie & cộng sự, 2022). Một số nghiên cứu trên thế giới về tác động của tăng trưởng kinh tế đến khả năng tạo việc làm xanh cho rằng mỗi tác động của nền kinh tế vĩ mô đều ảnh hưởng đến khả năng tạo việc làm xanh (Borel-Saladin & Turok, 2013; Dell'Anna, 2021).

Tại Việt Nam, nghiên cứu ảnh hưởng của tăng trưởng kinh tế đến khả năng tạo việc làm xanh còn hạn chế. Các nghiên cứu trước đó thường chỉ tập trung vào mối quan hệ của tăng trưởng kinh tế đến khả năng tạo việc làm (tiêu biểu như Đinh Phi Hổ (2020), Phạm Hồng Mạnh & cộng sự (2014)). Do vậy, bài viết này, nhóm tác giả sẽ tập trung khai thác sâu hơn về tác động của tăng trưởng kinh tế đến khả năng tạo việc làm xanh tại Việt Nam với giả thuyết: *Tăng trưởng kinh tế góp phần thúc đẩy khả năng tạo việc làm xanh tại Việt Nam*.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phương pháp xác định việc làm xanh ở Việt Nam

Nghiên cứu áp dụng phương pháp xác định việc làm xanh dựa trên nhiệm vụ, sử dụng cơ sở dữ liệu của O*NET về nền kinh tế xanh. Vì phân loại nhiệm vụ xanh của O*NET được phát triển từ Danh mục nghề nghiệp O*NET SOC 2010 và dựa trên cơ sở dữ liệu của Hoa Kỳ nên khi áp dụng vào quốc gia khác phải thực hiện thêm giả định và các bước bổ sung. Do vậy, cần có bảng chuyển đổi giữa các hệ thống phân loại và đối chiếu mã nghề nghiệp của Hoa Kỳ với mã nghề nghiệp của quốc gia nghiên cứu với giả định: những việc làm xanh tại Hoa Kỳ được coi là những việc làm xanh ở quốc gia đó. Phương pháp này cũng được áp dụng để tính toán việc làm xanh của Anh và các khu vực khác (Robins & cộng sự, 2019; Bowen & Hancké, 2019). Cơ sở dữ liệu này có thể sử dụng để xác định việc làm xanh ở Việt Nam vì phân loại nghề nghiệp của Hoa Kỳ ánh xạ trực tiếp vào Bảng Phân loại Nghề nghiệp Chuẩn Quốc tế (ISCO-08) - cơ sở xây dựng Danh mục nghề nghiệp Việt Nam (VSCO). Do đó, nhóm tác giả đã đối chiếu và khớp công việc do O*NET cung cấp với công việc được sử dụng trong VSCO 2008 và VSCO 2020, từ đó thu được mã nghề xanh cấp 4 VSCO để xác định việc làm xanh trong bộ dữ liệu Điều tra Lao động Việc làm (LFS). Cụ thể các bước chuyển đổi như sau:

*3.1.1. Chuyển đổi phân loại nghề nghiệp từ O*NET đến VSCO*

Để xác định mã nghề xanh tại Việt Nam, cần thực hiện chuyển đổi thủ công mã nghề từ Danh mục nghề nghiệp O*NET SOC 2010 sang Danh mục nghề nghiệp Việt Nam (VSCO). Do không có sẵn bảng chuyển đổi trực tiếp từ O*NET SOC 2010 sang VSCO nên nhóm tác giả đã sử dụng Danh mục nghề nghiệp tiêu chuẩn Hoa Kỳ (US SOC) và Bảng Phân loại Nghề nghiệp Chuẩn Quốc tế (ISCO) làm trung gian dựa trên ba cơ sở: Thứ nhất, vì danh mục nghề nghiệp O*NET SOC được xây dựng trên Danh mục nghề nghiệp tiêu chuẩn Hoa Kỳ (US SOC). Thứ hai, VSCO được xây dựng trên cơ sở ISCO-08 (Tổng cục Thống kê, 2008). Thứ ba, bảng chuyển đổi từ US SOC tới ISCO-08 đã được Cục Thống kê Lao động Hoa Kỳ phát hành. Cụ thể, nhóm tác giả tiến hành theo các bước sau:

(1) Chuyển đổi giữa các bản phát hành phân loại nghề nghiệp O*NET (O*NET SOC 2010 sang O*NET SOC 2019)

(2) Chuyển đổi từ O*NET SOC 2019 tới US SOC 2018

(3) Chuyển đổi từ US SOC 2018 tới ISCO-08

(4) Chuyển đổi từ ISCO-08 tới VSCO 2020

(5) Chuyển đổi giữa các bản phát hành phân loại nghề nghiệp VSCO (VSCO 2020 sang VSCO 2008)

3.1.2. Xác định mã nghề việc làm xanh tại Việt Nam

Sau khi thực hiện các bước trên, nhóm tác giả thu được bảng chuyển giữa mã nghề của O*NET và mã nghề của Việt Nam (O*NET SOC 2010 - VSCO 2020 - VSCO 2008). Từ bảng chuyển đó kết hợp với bảng danh mục mã nghề xanh của O*NET để xác định mã nghề xanh của Việt Nam và phân thành 03 loại: (1) Xanh mới và mới nổi (Green NE), (2) Kỹ năng nâng cao xanh (Green ES), (3) Nhu cầu xanh gia tăng (Green ID).

Trong đó, "Green NE" và "Green ES" là nghề xanh trực tiếp vì có tồn tại nhiệm vụ xanh và "Green ID" là nghề xanh gián tiếp, vì được tạo ra bởi tác động của các hoạt động và công nghệ trong nền kinh tế xanh nhưng không tạo ra sự thay đổi đáng kể nào về nhiệm vụ công việc (O*NET, không năm xuất bản). Do đó, Green ID không chứa "nhiệm vụ xanh" nên nhóm tác giả loại bỏ mã nghề của "Green ID" ra khỏi dữ liệu tính toán. Bên cạnh đó, nghiên cứu sử dụng phương pháp tiếp cận xanh tối đa (một mã nghề VSCO được đối chiếu tương đương với nhiều mã nghề của O*NET) như trong nghiên cứu của Bowen & Hancké (2019) nên một mã nghề VSCO có thể là một trong hai loại mã nghề xanh của O*NET (Green NE hoặc Green ES), khi đó mã nghề này sẽ được coi là mã nghề xanh.

3.2. Phương pháp đánh giá tác động của tăng trưởng kinh tế đến khả năng tạo việc làm xanh tại Việt Nam

Từ danh mục mã nghề xanh xác định ở phần 3.1, để đánh giá tác động của tăng trưởng kinh tế đến việc làm xanh tại Việt Nam, nhóm tác giả sử dụng 02 bộ dữ liệu: (1) Niên giám thống kê cả nước và Niên giám thống kê của 63 tỉnh, thành phố trong 5 năm 2018-2022 để thu thập các dữ liệu về tăng trưởng kinh tế, tỷ lệ đô thị hóa, mật độ dân số, tỷ lệ lạm phát, thu nhập bình quân đầu người. Và (2) Bộ LFS để tính toán tỷ lệ việc làm xanh mỗi tỉnh. Đối với dữ liệu 2018-2020, bộ LFS sử dụng mã nghề VSCO 2008, với hai năm 2021 và 2022, bộ LFS sử dụng mã nghề VSCO 2020 vì Danh mục nghề nghiệp Việt Nam (VSCO) đã thay đổi vào năm 2020 và có hiệu lực thi hành từ ngày 15 tháng 01 năm 2021.

Để đánh giá tác động của tăng trưởng kinh tế đến khả năng tạo việc làm xanh tại Việt Nam, nhóm nghiên cứu sử dụng các phương pháp ước lượng tiêu chuẩn đối với dữ liệu bảng cân bằng bao gồm 315 quan sát từ 63 tỉnh, thành phố tại Việt Nam giai đoạn 2018 - 2022 qua mô hình tuyến tính (1) với phương trình:

$$GJS_{jt} = \beta_0 + \beta_1 * LnGRDP_{jt} + \beta_2 X_{jt} + u_{jt} \quad (1)$$

Trong đó:

GJS_{jt}: tỷ lệ việc làm xanh của tỉnh j trong năm t

$LnGRDP_{jt}$: tổng sản phẩm bình quân đầu người trên địa bàn tỉnh j theo giá so sánh 2010 trong năm t

X_{jt}: các biến kiểm soát, bao gồm: tỷ lệ đô thị hóa, lạm phát, mật độ dân số và thu nhập bình quân đầu người

u_{jt}: các biến không quan sát được

Cụ thể đo lường các biến được mô tả trong Bảng 1.

Theo Gujarati (2012), mô hình hệ số không đổi Pooled OLS bỏ qua bản chất kép của dữ liệu bảng, do mô hình giả định các hệ số theo thời gian và các quan sát chéo không đổi nên OLS thường mắc phải các khuyết tật như đa cộng tuyến, tự tương quan hay hiện tượng phương sai sai số thay đổi, từ đó khiến các kiểm định trong mô hình không còn chính xác. Mô hình tác động cố định (FEM) và mô hình tác động ngẫu nhiên (REM) là hai phương pháp được sử dụng để giải quyết những khuyết tật trên (Gujarati, 2012). Để kiểm định sự phù hợp giữa mô hình OLS với mô hình FEM nghiên cứu sử dụng kiểm định F Test theo đề xuất của Gujarati & Porter (1999). Đồng thời, để lựa chọn phương pháp phù hợp giữa FEM và REM, nghiên cứu sử dụng kiểm định Hausman (1978). Kết quả từ Bảng 2 cho thấy kiểm định F Test với mức ý nghĩa P-value < 0,05 nên mô hình FEM phù hợp hơn mô hình OLS; kiểm định Hausman cho thấy hệ số Chi2 = 3,94 và P-value > 0,05, tức là mô hình có sự tương quan giữa và các biến độc lập. Điều này khẳng định mô hình

REM phù hợp hơn.

Bảng 1: Tổng hợp đo lường các biến

STT	Biến		Đo lường	Nguồn dữ liệu
1	Biến phụ thuộc	Việc làm xanh	Tỷ lệ việc làm xanh trên địa bàn tỉnh	Tính toán của nhóm tác giả từ bộ Điều tra Lao động Việc làm
2	Biến độc lập	Tăng trưởng kinh tế	Tổng sản phẩm trên địa bàn tỉnh (GRDP) theo giá so sánh 2010/ tổng dân số tỉnh.	Tính toán của nhóm tác giả từ Niên giám thống kê tỉnh, thành phố
3	Biến kiểm soát	Đô thị hóa	Cơ cấu dân số trung bình phân theo khu vực thành thị trên địa bàn tỉnh.	Niên giám thống kê tỉnh, thành phố
4		Mật độ dân số	Số lượng dân số trên địa bàn tỉnh/diện tích lãnh thổ tỉnh	Niên giám thống kê tỉnh, thành phố
5		Tỷ lệ lạm phát	Chỉ số giá tiêu dùng bình quân	Niên giám thống kê tỉnh, thành phố
6		Thu nhập bình quân đầu người	Thu nhập bình quân một lao động đang làm việc phân theo địa phương	Tính toán của nhóm tác giả từ Niên giám thống kê cả nước

Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả.

Bảng 2: Kết quả kiểm định

Kiểm định F Test			
F (62,247)	= 6,84		
Pro > F	= 0,0000		
Kiểm định Hausman			
Chi2 (7)	= (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)		
	= 3,94		
Prob > chi2	= 0,5579		
Kiểm định Wooldridge và LM – Breusch and pagan Lagrangian Multiplier			
Kiểm định Wooldridge		Kiểm định LM – Breusch and pagan Lagrangian Multiplier	
F(1,62) = 78,305	Prob > F = 0,0000	chi2bar2(01) = 175,12	Prob > chibar2 = 0,0000

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Sau khi thực hiện kiểm định Hausman, để tăng độ tin cậy cho kết quả nghiên cứu và kiểm tra hiện tượng tự tương quan và phương sai sai số thay đổi trong mô hình, nhóm tác giả sử dụng kiểm định Wooldridge và LM – Breusch and pagan Lagrangian Multiplier theo đề xuất của Wooldridge (1991) và Breusch & Pagan (1980). Kiểm định Wooldridge trong Bảng 2 cho thấy chỉ số Prob > F = 0,0000 (< 0,05) nên mô hình có hiện tượng tự tương quan bậc 1. Với kiểm định LM – Breusch and pagan Lagrangian Multiplier, chỉ số Prob > chibar2 = 0,0000 (< 0,05) nghĩa là mô hình có hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Do đó, nghiên cứu khắc phục những hiện tượng trên bằng phương pháp "Bình phương tối thiểu tổng quát" nhằm đạt được tính hiệu quả cho mô hình (Bảng 5).

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Tổng quan về việc làm xanh tại Việt Nam giai đoạn 2018-2022

Bảng 3 cho thấy tỷ lệ việc làm xanh trung bình ở Việt Nam giai đoạn 2018-2022 còn thấp (chiếm 16,67%). Bên cạnh đó, mặc dù tỷ lệ việc làm xanh tại Việt Nam có xu hướng tăng nhưng không liên tục. Cụ thể, từ

2018 đến 2022, tỉ lệ việc làm xanh đã tăng 3,36% nhưng năm 2019 tỷ lệ việc làm xanh giảm 0,88%. Ngoài ra, trong vòng 5 năm, tốc độ tăng trưởng việc làm xanh ở mức 21,40%.

Bảng 3: Tỷ lệ việc làm xanh trung bình từng năm và trong 5 năm 2018-2022 theo vùng kinh tế (%)

	2018	2019	2020	2021	2022	Trung bình 5 năm	Tốc độ tăng trưởng
Cả nước	15,70	14,82	15,40	18,35	19,06	16,67	21,40
Tây Nguyên	6,53	6,87	7,46	7,97	7,98	7,36	22,21
Trung du và Miền núi phía Bắc	11,4	10,54	10,85	16,25	15,8	12,97	37,64
Đồng bằng Sông Cửu Long	14,85	13,52	15,42	17,11	18,56	15,89	25,02
Bắc Trung Bộ và Duyên hải miền Trung	16,5	14,81	15,8	19,27	19,81	17,24	20,1
Đông Nam Bộ	17,69	18,49	18,3	21,08	22,3	19,57	26,08
Đồng bằng Sông Hồng	21,55	19,85	20,67	24,67	25,26	22,40	17,21

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Xét theo vùng kinh tế, trong giai đoạn 2018-2022, tỷ lệ việc làm xanh trung bình qua từng năm và trong cả giai đoạn đều tăng theo thứ tự lần lượt: Tây Nguyên; Trung du và Miền núi phía Bắc; Đồng bằng Sông Cửu Long; Bắc Trung Bộ và Duyên hải miền Trung; Đông Nam Bộ và Đồng bằng Sông Hồng. Mặc dù tỷ lệ này tại Đồng bằng Sông Hồng luôn đứng đầu cả nước trong 5 năm nhưng tốc độ tăng việc làm xanh chậm nhất với 17,21% và Trung du và Miền núi phía Bắc có tốc độ tăng nhanh nhất (37,64%). Tây Nguyên có tỷ lệ việc làm xanh trung bình thấp nhất nhưng có tốc độ tăng trưởng đứng thứ 4 cả nước với 22,21%.

Bên cạnh đó, nhóm tác giả nhận thấy mối quan hệ tương đồng giữa GRDP bình quân và tỷ lệ việc làm xanh tại một số vùng kinh tế như trong Bảng 4, các tỉnh có GRDP bình quân cao cũng là các tỉnh có tỷ lệ việc làm xanh cao. Cụ thể, Đà Nẵng, Lâm Đồng và Bà Rịa - Vũng Tàu có GRDP bình quân cao nhất vùng, đồng thời cũng là các tỉnh có tỷ lệ việc làm xanh cao nhất trong nhiều năm. Mặc dù Bắc Trung Bộ và Duyên hải miền Trung, cũng như ở Đông Nam Bộ ở một số năm không có sự đồng nhất giữa tỉnh đứng đầu về việc làm xanh và tỉnh đứng đầu GRDP bình quân, nhưng các tỉnh có tỷ lệ việc làm xanh cao nhất ở các năm đó đều là các tỉnh, thành phố có GRDP bình quân cao như Bình Dương (đứng thứ hai) và Thành phố Hồ Chí Minh (đứng thứ ba). Điều này cũng phần nào chứng minh mối quan hệ giữa mức độ tăng trưởng kinh tế và tỷ lệ việc làm xanh.

Bảng 4: Thống kê tỉnh có tỷ lệ việc làm xanh và GRDP bình quân cao nhất trong vùng kinh tế

	2018	2019	2020	2021	2022
Bắc Trung Bộ và Duyên hải miền Trung					
GJS cao nhất	Quảng Bình	Đà Nẵng	Đà Nẵng	Đà Nẵng	Đà Nẵng
GRDP bình quân cao nhất	Đà Nẵng	Đà Nẵng	Đà Nẵng	Đà Nẵng	Đà Nẵng
Tây Nguyên					
GJS cao nhất	Lâm Đồng	Lâm Đồng	Lâm Đồng	Lâm Đồng	Lâm Đồng
GRDP bình quân cao nhất	Lâm Đồng	Lâm Đồng	Lâm Đồng	Lâm Đồng	Lâm Đồng
Đông Nam Bộ					
GJS cao nhất	Thành phố Hồ Chí Minh	Bà Rịa - Vũng Tàu	Bà Rịa - Vũng Tàu	Bình Dương	Bình Dương
GRDP bình quân cao nhất	Bà Rịa - Vũng Tàu	Bà Rịa - Vũng Tàu	Bà Rịa - Vũng Tàu	Bà Rịa - Vũng Tàu	Bà Rịa - Vũng Tàu

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

4.2. Ảnh hưởng của tăng trưởng kinh tế đến khả năng tạo việc làm xanh

Bảng 5 cho thấy tồn tại mối quan hệ cùng chiều giữa tăng trưởng kinh tế và khả năng tạo việc làm xanh tại Việt Nam. Cụ thể, tăng trưởng kinh tế tăng 1% sẽ dẫn đến tỷ lệ việc làm xanh tăng 0,01275%. Điều này có thể giải thích như sau: Thứ nhất, kinh tế phát triển sẽ có thêm việc làm mới được tạo ra (Kaspos, 2006), có nghĩa là sẽ làm tăng khả năng tạo ra những việc làm xanh mới. Thứ hai, chính phủ và doanh nghiệp chú trọng đầu tư hơn vào quá trình nghiên cứu - phát triển, đổi mới về mặt công nghệ. Khi đó, công nghệ xanh được tạo ra và áp dụng vào các ngành nghề, dẫn đến sự chuyển dịch sang việc làm xanh. Thứ ba, tại Việt Nam, tăng trưởng kinh tế nhanh đi kèm với tăng trưởng bền vững, do vậy, việc làm có tác động tích cực đến môi trường cũng được quan tâm và phát triển. Từ đó, cầu lao động cho việc làm xanh tăng dẫn đến có nhiều người tham gia vào các ngành công nghiệp xanh nên tỷ lệ việc làm xanh tăng. Kết quả này tương đồng với nghiên cứu của Borel-Saladin & Turok (2013) khi nghiên cứu về vấn đề này ở Nam Phi - quốc gia có mức phát thải carbon và tỷ lệ thất nghiệp cao, nghiên cứu đã chỉ ra rằng các ước tính về tăng trưởng kinh tế, điển hình là tăng trưởng xanh, đều cho thấy có tác động đến khả năng tăng quy mô việc làm xanh tại quốc gia đó. Bên cạnh đó, nghiên cứu của Dordmond & cộng sự (2021) cũng khẳng định về mối quan hệ tích cực giữa tăng trưởng kinh tế và tạo việc làm xanh tại Brazil.

Bảng 5: Kết quả ước lượng mức độ tác động của tăng trưởng kinh tế đến việc làm xanh

Tên biến	Ký hiệu	Tỷ lệ việc làm xanh
Tăng trưởng kinh tế	LnGRDP	1,275**
Tỷ lệ đô thị hóa	URBAN	0,0425***
Tỷ lệ lạm phát	INF	- 0,206*
Thu nhập bình quân đầu người	LnINC	8,264***
Mật độ dân số	POP	- 0,000342
_cons		- 56,86***
Pro > chi2		0,0000
Số quan sát		315
Mức ý nghĩa thống kê: * p < 0,1, ** p <0,05, *** p <0,01		

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Bên cạnh đó, để phân tích sâu hơn về tăng trưởng việc làm xanh tại Việt Nam, nhóm tác giả nghiên cứu thêm về sự thay đổi của việc làm xanh dựa trên các đặc điểm khác nhau của từng tỉnh thành, bao gồm: tỷ lệ đô thị hoá, tỷ lệ lạm phát, thu nhập bình quân đầu người và mật độ dân số.

Về tỷ lệ đô thị hoá, với mức ý nghĩa 1%, tỷ lệ đô thị hoá có tác động cùng chiều với tỷ lệ việc làm xanh tại Việt Nam. Cụ thể, khi tỷ lệ đô thị hóa tăng 1% thì tỷ lệ việc làm xanh sẽ tăng 0,0425%. Nguyên nhân là do: Đầu tiên, nếu tỷ lệ đô thị hóa tăng do số lượng người sống ở đô thị tăng thì số lao động tham gia vào các ngành nghề xanh sẽ tăng vì đô thị là vùng có tỷ lệ xuất hiện việc làm xanh cao hơn. Ngoài ra, nếu tỷ lệ đô thị hóa tăng do quá trình công nghiệp hoá, hiện đại hoá thì các khu vực nông thôn trở nên phát triển hơn, khi đó, việc làm xanh cũng tăng do yêu cầu của quá trình phát triển kinh tế bền vững.

Về tỷ lệ lạm phát, với mức ý nghĩa 10%, tỷ lệ lạm phát có tác động ngược chiều với tỷ lệ việc làm xanh tại Việt Nam. Cụ thể, khi lạm phát giảm 1% thì tỷ lệ người lao động tham gia vào việc làm xanh sẽ tăng 0,206%. Kết quả này tương đồng với Power (2023) rằng có hơn 170.000 việc làm xanh được tạo ra trên cả nước Mỹ sau khi thi hành Luật Giảm lạm phát năm 2022. Khi tỷ lệ lạm phát giảm, các khoản như thuế và lãi suất cũng giảm theo, doanh nghiệp tăng cường đầu tư, trong đó có đầu tư vào công nghệ xanh và bảo vệ môi trường, từ đó, tỷ lệ việc làm xanh sẽ tăng lên.

Về thu nhập bình quân đầu người, với mức ý nghĩa 1%, thu nhập bình quân đầu người và tỷ lệ việc làm xanh có mối quan hệ cùng chiều. Cụ thể, thu nhập bình quân đầu người tăng 1% sẽ làm tỷ lệ việc làm xanh tăng 0,08264%. Thu nhập bình quân đầu người phản ánh mức sống, sự phân hoá giàu nghèo của một khu vực. Thu nhập càng cao, người lao động càng được tiếp cận với các chương trình đào tạo chuyên nghiệp.

Do đó, tỷ lệ tham gia vào việc làm xanh càng cao bởi việc làm xanh thường yêu cầu trình độ chuyên môn kỹ thuật phức tạp.

Về mật độ dân số, Bảng 5 cho thấy chưa chứng minh được tác động của mật độ dân số đến khả năng tạo việc làm xanh. Nguyên nhân có thể do chỉ tiêu về mật độ dân số mặc dù là căn cứ để phân loại đô thị, tuy nhiên nó không phản ánh chính xác mức độ phát triển kinh tế đặc biệt tại các quốc gia đang phát triển như Việt Nam, nơi mật độ dân số tại khu vực nông thôn vẫn còn cao nhưng phát triển kinh tế xanh - một trong những yêu cầu để mở rộng việc làm xanh (Jacob & cộng sự, 2015) lại chưa được chú trọng.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu sử dụng khái niệm việc làm xanh của O*NET và thực hiện chuyển đổi mã nghề xanh từ O*NET sang VSCO, từ đó tính toán cụ thể số lượng việc làm xanh tại Việt Nam. Bên cạnh đó, nghiên cứu cũng chỉ ra tăng trưởng kinh tế góp phần thúc đẩy khả năng tạo việc làm xanh. Ngoài ra, tỷ lệ việc làm xanh còn bị kiểm soát bởi các yếu tố như tỷ lệ lạm phát, tỷ lệ đô thị hóa và thu nhập bình quân đầu người. Kết quả nghiên cứu cho thấy một số hàm ý về mặt lý thuyết và thực tiễn.

Về mặt lý thuyết, nghiên cứu đề xuất phương pháp xác định cụ thể số lượng việc làm xanh thông qua việc làm có nhiệm vụ thân thiện với môi trường bằng bảng chuyển đổi mã nghề từ O*NET sang VSCO. Đồng thời, nhóm tác giả đã phát triển và phân tích được mô hình ảnh hưởng của tăng trưởng kinh tế đến việc làm xanh. Do đó, bài viết kỳ vọng là tiền đề cho những nghiên cứu sau tiếp tục phát triển thêm về khái niệm cũng như phương pháp đo lường việc làm xanh và ảnh hưởng của tăng trưởng kinh tế đến việc làm xanh nhằm xây dựng chiến lược phát triển bền vững.

Về mặt thực tiễn, Việt Nam chưa có khái niệm chính thức cũng như chỉ số xác định việc làm xanh trực tiếp, do đó Chính phủ cần thống nhất khái niệm, cách đo lường của việc làm xanh theo chuẩn quốc tế và phù hợp với tình hình đất nước, cùng với đó cần nâng cao nhận thức về việc làm xanh ở cả cấp độ vĩ mô và vi mô. Ngoài ra, cần đưa chỉ tiêu về việc làm xanh thành chỉ tiêu theo dõi thường niên của từng ngành, từng vùng và cả quốc gia để có thể đánh giá và gắn việc làm xanh với chiến lược tăng trưởng kinh tế.

Kết quả nghiên cứu chỉ ra tăng trưởng kinh tế thúc đẩy tạo việc làm xanh, do vậy Chính phủ cần tích cực chuyển đổi mô hình tăng trưởng kinh tế từ chiều rộng sang chiều sâu, nâng cao chất lượng nguồn nhân lực, xây dựng các tiêu chuẩn môi trường và khuyến khích đầu tư vào công nghệ sản xuất và sản phẩm, tập trung vào các ngành công nghệ sạch, từ đó tạo thêm việc làm xanh. Bên cạnh đó, đảm bảo điều kiện của việc làm xanh trong các ngành kinh tế là cần thiết để thu hút thêm nhiều lao động.

Kết quả cũng chỉ ra rằng tỷ lệ đô thị hóa và thu nhập bình quân đầu người góp phần gia tăng việc làm xanh, trong khi tỷ lệ lạm phát lại có chiều hướng ngược lại. Do đó Chính phủ cần có các chính sách tiền tệ linh hoạt và đảm bảo tốc độ tăng trưởng tín dụng hợp lý nhằm giảm tỷ lệ lạm phát. Bên cạnh đó, cần phát triển kỹ năng và đào tạo nghề cho người lao động để đáp ứng được nhu cầu của các ngành công nghiệp xanh góp phần làm tăng thu nhập. Ngoài ra, cần đẩy mạnh quá trình công nghiệp hóa, hiện đại hóa tạo điều kiện phát triển đô thị hóa, từ đó gia tăng việc làm xanh.

Tuy nhiên, nghiên cứu vẫn tồn tại một số hạn chế. Thứ nhất, nghiên cứu sử dụng dữ liệu thứ cấp có sẵn nên một số kết quả chưa được giải thích một cách thấu đáo. Do đó, các nghiên cứu định tính trong tương lai cần luận giải sắc nét hơn về mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và việc làm xanh tại Việt Nam. Thứ hai, nhóm tác giả nhận định khái niệm việc làm xanh theo ILO là toàn diện hơn vì hướng đến sự bền vững của môi trường và xã hội nhưng do Việt Nam không có đủ dữ liệu cần thiết để xác định và tính toán việc làm xanh theo tiêu chí ILO đề xuất nên tiếp cận việc làm xanh theo O*NET là phù hợp nhất với bối cảnh và dữ liệu hiện nay của quốc gia. Mặc dù vậy, trong tương lai, nhóm tác giả kỳ vọng Việt Nam sẽ bổ sung các nhóm chỉ tiêu thống kê để có thể xác định và đo lường việc làm xanh một cách toàn diện hơn theo ILO.

Tài liệu tham khảo:

Aceleanu, M.I. (2015), 'Green jobs in a green economy: support for a sustainable development', *Progress in Industrial Ecology, an International Journal*, 9(4), 341-355. DOI: 10.1504/PIE.2015.076894.

Ainomugisha, P., Turyareeba, D., Mbabazize, R., Katutsi, V. & Atwine, A. (2020), 'Employment-growth Nexus within the East African States', *Modern Economy*, 11(11), 1836-1857. DOI: 10.4236/me.2020.1111124.

Borel-Saladin, J.M. & Turok, I.N. (2013), 'The impact of the green economy on jobs in South Africa', *South African Journal of Science*, 109(9), 1-4. DOI: https://doi.org/10.1590/sajs.2013/a0033.

Bowen, A. & Hancké, B. (2019), *The social dimensions of 'greening the economy': Developing a taxonomy of labour market effects related to the shift toward environmentally sustainable economic activities*, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

Breusch, T.S. & Pagan, A.R. (1980), 'The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics', *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. DOI: 10.2307/2297111.

Dell'Anna, F. (2021), 'Green jobs and energy efficiency as strategies for economic growth and the reduction of environmental impacts', *Energy Policy*, 149, 112031. DOI: 10.1016/j.enpol.2020.112031.

Dordmond, G., de Oliveira, H.C., Silva, I.R. & Swart, J. (2021), 'The complexity of green job creation: An analysis of green job development in Brazil', *Environment, Development and Sustainability*, 23, 723-746. DOI: 10.1007/s10668-020-00605-4.

Đinh Phi Hổ (2020), *Mở rộng việc làm và hàm ý chính sách (Trường hợp nghiên cứu ở các tỉnh vùng Duyên hải Việt Nam)*, truy cập lần cuối ngày 10 tháng 01 năm 2024, từ <https://tapchicongthuong.vn/bai-viet/mo-rong-viec-lam-va-ham-y-chinh-sach-truong-hop-nghien-cuu-o-cac-tinh-vung-duyen-hai-viet-nam-68541.htm>.

Gujarati, D.N. (2012), *Econometrics by example*, Macmillan, New York.

Gujarati, D.N. & Porter, D.C. (1999), *Essentials of Econometrics*, McGraw-Hill Irwin, New York.

Hạnh Lê (2023), *Xanh hoá kinh tế, nhu cầu việc làm sẽ thay đổi thế nào?*, truy cập lần cuối ngày 10 tháng 01 năm 2024, từ <https://diendandoanhnghiep.vn/xanh-hoa-kinh-te-nhu-cau-viec-lam-se-thay-doi-the-nao-245612.html>.

Hausman, J.A. (1978), 'Specification tests in econometrics', *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 46(6), 1251-1271.

Herman, E. (2011), 'The impact of economic growth process on employment in European Union countries', *The Romanian Economic Journal*, 14(42), 47-67.

Hjazeen, H., Seraj, M. & Ozdeser, H. (2021), 'The nexus between the economic growth and unemployment in Jordan', *Future Business Journal*, 7(1), 1-8. DOI: 10.1186/s43093-021-00088-3.

ILO (2016), *What is a green job?*, truy cập ngày 10 tháng 01 năm 2024, từ <https://www.ilo.org/global/topics/green-jobs/news/WCMS_220248/lang--en/index.htm>.

Jacob, K., Quitzow, R. & Bär, H. (2015), *Green Jobs: Impacts of a Green Economy on Employment*, Deutsche Gesellschaft für Internationale Zusammenarbeit (GIZ) GmbH, Germany.

Kaspos, S. (2006), *The employment intensity of growth: Trends and macroeconomic determinants*, London.

Martin, J. & Monahan, E. (2022), *Developing a method for measuring time spent on green tasks*, truy cập ngày 10 tháng 12 năm 2023 từ <https://www.ons.gov.uk/economy/environmentalaccounts/articles/developingamethodformeasuringtimespentongreentasks/march2022>.

Moreno-Mondejar, L., Triguero, Á. & Cuerva, M.C. (2021), 'Exploring the association between circular economy strategies and green jobs in European companies', *Journal of Environmental Management*, 297(3), 113437. DOI: 10.1016/j.jenvman.2021.113437.

Nguyễn Quỳnh Hoa (2020), 'Việc làm xanh ở Việt Nam: Thực trạng và khuyến nghị chính sách nhằm hướng tới phát triển bền vững', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 278(II), 48-57.

Phạm Hồng Mạnh, Nguyễn Văn Ngọc & Hạ Thị Thiều Dao (2014), 'Mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và việc làm tại Việt Nam', *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 286(1), 2-14.

Power, C. (2023), *One year of our clean energy boom*, Washington D.C.

Robins, N., Gouldson, A., Irwin, W. & Sudmant, A. (2019), *Investing in a just transition in the UK: How investors can integrate social impact and place-based financing into climate strategies*, Grantham Research Institute on

Climate Change and the Environment, London.

Sulich, A., Rutkowska, M. & Singh, U.S. (2021), 'Decision towards green careers and sustainable development', *Procedia Computer Science*, 192, 2291-2300. DOI: 10.1016/j.procs.2021.09.002.

Tănasie, A.V., Năstase, L.L., Vochița, L.L., Manda, A.M., Boțoteanu, G.I. & Sitnikov, C.S. (2022), 'Green economy—green jobs in the context of sustainable development', *Sustainability*, 14(8), 4796. DOI: 10.3390/su14084796.

Tổng cục Thống kê (2008), *Quyết định 1019/QĐ-TCTK 2008 danh mục nghề nghiệp áp dụng cho điều tra dân số*, ban hành ngày 12 tháng 11 năm 2008.

Trần Bình Minh, Nguyễn Văn Tùng & Trần Xuân Ban (2019), 'Khung chính sách liên quan đến việc làm kinh nghiệm quốc tế và bài học cho Việt Nam', kỷ yếu hội thảo *Hội thảo Khoa học Quốc gia*, Đại học Quốc gia Hà Nội, Hà Nội, 214-233.

U.S. Bureau of Labor Statistics (n.d.), *Measuring Green Jobs*, retrieved on April 11th 2024, from < https://www.bls.gov/green/home.htm#:~:text=in%20Summer%202012.-,The%20BLS%20Green%20Jobs%20Definition,environment%20or%20conserve%20natural%20resources.>.

Valero, A., Li, J., Muller, S., Riom, C., Nguyen Tien, V. & Draca, M. (2021), *Are 'green' jobs good jobs?*, Centre for Economic Performanceva, London.

Wooldridge, J.M. (1991), 'On the application of robust, regression-based diagnostics to models of conditional means and conditional variances', *Journal of Econometrics*, 47(1), 5-46. DOI:10.1016/0304-4076(91)90076.

World Bank (2023), *Green Jobs, Upskilling and Reskilling Vietnam's Workforce for a Greener Economy*, Washington D.C.

Yi, H. (2013), 'Clean energy policies and green jobs: An evaluation of green jobs in U.S. metropolitan areas', *Energy policy*, 56(C), 644-652. DOI: 10.1016/j.enpol.2013.01.034.

TÁC ĐỘNG CỦA HẠ TẦNG CHẤT LƯỢNG ĐẾN KHẢ NĂNG TIẾP CẬN VÀ QUY MÔ XUẤT KHẨU CỦA VIỆT NAM

Nguyễn Bích Ngọc
Viện Thương mại và Kinh tế Quốc tế, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: bichngocktqt@neu.edu.vn

Mã bài: JED-1753
Ngày nhận bài: 01/05/2024
Ngày nhận bài sửa: 23/07/2024
Ngày duyệt đăng: 07/08/2024
DOI: 10.33301/JED.VI.1753

Tóm tắt
Hạ tầng chất lượng là hệ thống giám sát quốc gia nhằm đảm bảo chất lượng hàng hoá được quốc tế công nhận. Đây là cơ sở cần thiết để hàng hoá xuất khẩu tiếp cận thị trường và mở rộng quy mô. Bài nghiên cứu nhằm nghiên cứu tác động của hạ tầng chất lượng đến khả năng tham gia thị trường và quy mô xuất khẩu Việt Nam. Nghiên cứu cũng đánh giá tác động khác biệt của hạ tầng chất lượng đến xuất khẩu theo ngành. Kết quả cho thấy hạ tầng chất lượng tạo thuận lợi cho doanh nghiệp tham gia thị trường và mở rộng quy mô xuất khẩu. Các nhân tố như đo lường, đánh giá sự phù hợp, chứng nhận tác động tích cực, nhưng tiêu chuẩn quốc tế là cản trở lớn nhất đối với doanh nghiệp xuất khẩu.
Từ khoá: Hạ tầng chất lượng, xuất khẩu, Việt Nam.
Mã JEL: F13

The impacts of quality infrastructure on market access and volume of Vietnam's trade
Abstract
Quality infrastructure is the national system that controls product quality and is recognized internationally. The infrastructure is necessary for market access and scale-up in the international market. The paper explores the impacts of quality infrastructure on the probability of market access and the volume of Vietnamese exports. The results also indicate the differentiated effects of quality infrastructure across sectors. The components of quality infrastructure, such as metrology, conformity, and accreditation, have a positive impact, but standards are the most significant obstacle to exports.
Keywords: *Export, Quality infrastructure, Vietnam.*
JEL Code: F13

1. Giới thiệu

Hạ tầng chất lượng (quality infrastructure) gồm các chính sách, khung pháp lý, các tiêu chuẩn quy định và giám sát quốc gia nhằm đảm bảo hàng hoá được sản xuất đạt mức chất lượng được quốc tế công nhận. Đây là cơ sở hạ tầng cần thiết để hàng hoá xuất khẩu đáp ứng được các tiêu chuẩn sản phẩm quốc tế và các quy trình quốc tế, do đó dễ dàng tiếp cận thị trường nước ngoài và mở rộng khối lượng giao dịch tại các thị trường nước ngoài. Cơ sở hạ tầng chất lượng đóng vai trò quan trọng thúc đẩy thương mại quốc tế và thúc đẩy thị trường trong nước hoạt động hiệu quả hơn bằng việc nâng cao tiêu chuẩn chất lượng liên quan đến sức khoẻ người tiêu dùng và thực hiện giám sát quá trình sản xuất của doanh nghiệp trong nước.

Hệ thống hạ tầng chất lượng có thể dẫn đến các tác động tiêu cực cho hoạt động thương mại như gia tăng tỷ lệ từ chối lô hàng tại kiểm soát biên giới; gia tăng chi phí và thời gian do trì hoãn quy trình đánh giá mức độ phù hợp giữa các chứng nhận hay tiêu chuẩn; gia tăng chi phí kiểm tra kiểm định mẫu sản phẩm; gia tăng rủi ro cho các vấn đề sức khoẻ cộng đồng do thiếu khả năng dự báo kiểm soát rủi ro. Mặt khác, cải thiện hạ tầng chất lượng cũng có thể tạo thuận lợi thương mại khi doanh nghiệp có khả năng tuân thủ tốt các tiêu chuẩn quốc tế và các hoạt động giám sát chất lượng như đo lường, kiểm định tính phù hợp sản phẩm và được chứng nhận quốc tế.

Tại các nước đang phát triển, hạ tầng chất lượng còn nhiều hạn chế dẫn đến khó khăn trong việc gia nhập thị trường quốc tế, cụ thể như: i) thiếu mức độ hài hoà giữ các tiêu chuẩn hoặc chứng nhận quốc gia với các tiêu chuẩn hoặc chứng nhận quốc tế; ii) thiếu năng lực trong việc tiêu chuẩn hoá các quy trình thực hành sản xuất đáp ứng theo tiêu chuẩn quốc tế; iii) hệ thống chứng nhận và kiểm định thiếu minh bạch; iv) môi trường kinh doanh thương mại còn chồng chéo và phức tạp, chưa đáp ứng được các yêu cầu theo cam kết quốc tế. Tại Việt Nam, tỷ lệ hàng xuất khẩu nông sản Việt Nam bị từ chối khá cao tại các thị trường chiến lược như Hoa Kỳ (42%), Nhật Bản (16%), EU28 (14%), Trung Quốc (18%) (UNIDO, 2023). Nguyên nhân chính là do gia tăng chi phí tuân thủ kiểm tra và chứng nhận quốc tế, cũng như năng lực đáp ứng đáp ứng tiêu chuẩn quy định kỹ thuật còn yếu. Hơn nữa, hạ tầng chất lượng thường tác động tiêu cực đến hoạt động thương mại cho các doanh nghiệp nhỏ và vừa hoặc doanh nghiệp tại các nước đang phát triển (Kellermann & Keller, 2015).

Hơn nữa, một số thị trường chủ ý tạo ra sự khác biệt về các tiêu chuẩn quy định trong nước hoặc làm chậm tiến trình hài hoà hoá các tiêu chuẩn, kéo dài thời gian thực hiện hoạt động kiểm tra chất lượng hàng hoá nhằm tạo rào cản thương mại đối với doanh nghiệp nước ngoài tham gia thị trường, cũng như mở rộng quy mô. Vì vậy, nghiên cứu nhằm đánh giá tác động của hạ tầng chất lượng đến việc khả năng tiếp cận thị trường và quy mô xuất khẩu của Việt Nam. Bài viết sử dụng phương pháp kiểm định Heckman hai bước với dữ liệu thương mại cấp độ sản phẩm (HS 6 số) nhằm đo lường tác động tiếp cận thị trường và tác động mở rộng thương mại, cũng như tác động khác biệt của hạ tầng chất lượng đến hoạt động xuất khẩu theo từng nhóm ngành. Nghiên cứu có kết cấu 5 phần: 1) Giới thiệu; 2)Tổng quan nghiên cứu; 3) Phương pháp nghiên cứu; 4) Kết quả nghiên cứu; 5) Kiến nghị.

2. Tổng quan nghiên cứu về cơ sở hạ tầng chất lượng

Cơ sở hạ tầng chất lượng thường ít được đề cập đến hoặc nhầm lẫn khái niệm với chất lượng của cơ sở hạ tầng vật chất (như hệ thống giao thông, hạ tầng cung cấp điện, năng lượng, công nghệ thông tin và truyền thông). Theo khái niệm của UNIDO (2022), cơ sở hạ tầng chất lượng là hệ thống đánh giá đo lường chất lượng bao gồm các chính sách, các tiêu chuẩn, quy định và giám sát quốc gia nhằm đảm bảo hàng hoá được sản xuất đạt mức chất lượng được quốc tế công nhận. Cơ sở hạ tầng chất lượng góp phần thực hiện các mục tiêu phát triển công nghiệp, cạnh tranh thương mại trên thị trường thế giới, sử dụng nguồn lực hiệu quả, kiểm soát an toàn thực phẩm, y tế, môi trường và biến đổi khí hậu. Do đó, các tiêu chuẩn quốc tế, quy trình đánh giá sự phù hợp, đo lường, chứng nhận là những thành tố quan trọng của hạ tầng chất lượng.

Các nghiên cứu trong lĩnh vực này thường tập trung đánh giá vai trò của các tiêu chuẩn quốc tế, hay sự hài hoà giữa tiêu chuẩn quốc tế và tiêu chuẩn quốc gia. Trong đó, các nghiên cứu về tiêu chuẩn quốc tế đã chỉ ra đồng thời cả tác động tích cực và tiêu cực đến hoạt động thương mại quốc tế. Về tác động thúc đẩy thương mại, nghiên cứu của Moenius (2004) đã nêu các tiêu chuẩn chung giữa các quốc gia tác động tích cực đến thương mại. Bên cạnh đó, các tiêu chuẩn riêng của từng quốc gia cũng có thể thúc đẩy thương mại. Dựa trên những phát hiện này, ông cho rằng các tiêu chuẩn chung và tiêu chuẩn riêng của quốc gia, sẽ giảm chi phí thu thập thông tin và cho phép ký kết hợp đồng dễ dàng hơn. Nghiên cứu thực nghiệm của Chen & cộng sự (2008) và Swann (2010) củng cố thêm kết luận này khi cho rằng các nước xuất khẩu áp dụng tiêu chuẩn quốc tế đều có tác động tích cực (hoặc ít nhất là trung lập) đến quy mô xuất khẩu. Nghiên cứu Beghin & cộng sự (2015) còn chỉ ra tác động của tiêu chuẩn đến các phân ngành cụ thể như thị trường hàng hoá thực phẩm. Các tiêu chuẩn chất lượng giúp giảm chi phí giao dịch trong chuỗi giá trị do giảm sự bất cân xứng thông tin giữa người mua và nhà cung cấp về chất lượng, an toàn và các đặc tính khác của sản phẩm. Nghiên cứu gần đây của Schmidt & Steingress (2022) đóng góp vào lý thuyết về hạ tầng chất lượng bằng cách đo lường tác động của mức độ hài hoà tiêu chuẩn quốc tế đối với tăng trưởng thương mại. Kết quả cho thấy, với 40% tiêu

chuẩn hài hoà sẽ đóng góp trung bình cho tăng trưởng thương mại quốc tế 13%. Một số nghiên cứu mở rộng thêm các thành tố liên quan đến hạ tầng chất lượng như: tác động của thoả thuận công nhận lẫn nhau và hệ thống kiểm định (Blind & cộng sự, 2018); hệ thống đo lường (Zhang & cộng sự, 2024). Kết luận chung đều chỉ ra sự cải thiện trong quá trình tiêu chuẩn hoá, đo lường, thoả thuận công nhận lẫn nhau giúp thúc đẩy hoạt động thương mại theo quy mô.

Tuy nhiên, tiêu chuẩn quốc tế cũng đóng vai trò như hàng rào kiểm định chất lượng của hàng hoá xuất nhập khẩu. Điển hình, nghiên cứu của Anders & Caswell (2009) cho rằng các tiêu chuẩn quốc tế sẽ trở thành rào cản thương mại đối với các nước đang phát triển nhưng là chất xúc tác thúc đẩy thương mại đối với các nước phát triển. Nghiên cứu của Kiefer & cộng sự (2019) và García-Quevedo & cộng sự (2020) cũng ủng hộ rằng tiêu chuẩn và chứng nhận là rào cản đối với các doanh nghiệp do chi phí tuân thủ cao. Hơn nữa, các loại tiêu chuẩn quốc tế khác nhau cũng sẽ tác động khác nhau đến quyết định xuất khẩu hay khả năng gia nhập thị trường của doanh nghiệp. Tuy nhiên, ngay cả khi các quốc gia đang sử dụng cùng một tiêu chuẩn quốc tế, họ vẫn có thể gặp cản trở trong việc tiếp cận thị trường do sự khác biệt trong quy trình đánh giá sự phù hợp (Yadav, 2024). Một số nghiên cứu theo ngành như Kareem & Martínez-Zarzoso (2020) đánh giá tác động của tiêu chuẩn thực phẩm của Liên minh Châu Âu đối với xuất khẩu cá của Châu Phi bằng việc xem xét mức độ hạn chế của tiêu chuẩn EU so với tiêu chuẩn quốc tế (thuộc Uỷ ban Codex). Kết quả cho thấy, tiêu chuẩn của EU không gây cản trở đến thương mại so với tiêu chuẩn quốc tế của Codex. Tuy nhiên, việc EU liên tục từ chối lô hàng cá xuất khẩu từ Châu Phi do không tuân thủ các tiêu chuẩn của EU là dấu hiệu của hạ tầng chất lượng yếu kém thiếu kiểm soát nghiêm ngặt an toàn thực phẩm tại các nước Châu Phi. Hơn nữa, các tiêu chuẩn trong nước không đầy đủ, thiếu tính khoa học và công nghệ để chứng minh sự tuân thủ tiêu chuẩn từ nước nhập khẩu (EU). Như vậy, tác động cản trở thương mại xuất phát từ hai phía nước xuất khẩu và nước nhập khẩu. Cụ thể, việc không tuân thủ các tiêu chuẩn quốc tế có thể do chi phí đáp ứng của các tiêu chuẩn, sự thiếu hài hoà giữa các tiêu chuẩn của các nước nhập khẩu, đồng thời, do quá trình đánh giá sự phù hợp hoặc đo lường yếu kém từ phía nước xuất khẩu.

Từ góc độ nước đang phát triển, nghiên cứu của (Aswal, 2020) đã xem xét hệ thống hạ tầng chất lượng quốc gia của Ấn Độ và so sánh nó với hệ thống của Hoa Kỳ. Ông cho rằng mặc dù ba trụ cột chính của hạ tầng chất lượng: đo lường, công nhận và tiêu chuẩn hóa – đã được thực hiện tốt ở Ấn Độ nhưng chúng cần được tăng cường để thúc đẩy sự tăng trưởng của nền kinh tế Ấn Độ. Aswal (2020) cũng nhấn mạnh tầm quan trọng của hạ tầng chất lượng đối với sự phát triển của doanh nghiệp vừa và nhỏ (Aswal, 2020). Đồng thời, các dịch vụ đánh giá sự phù hợp và mức độ hài hòa tiêu chuẩn quốc tế là rất cần thiết để tạo thuận lợi cho xuất nhập khẩu. Nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam (Nguyen & Jolly, 2020) đã xem xét việc tuân thủ tiêu chuẩn VietGap và các tiêu chuẩn quốc tế khác đến chuỗi giá trị cá tra xuất khẩu và cơ cấu ngành. Phát hiện cho thấy khi các tiêu chuẩn quốc tế về chất lượng và bền vững tăng lên ở các thị trường Hoa Kỳ và EU, xuất khẩu cá tra Việt Nam sang các thị trường này giảm và các nhà xuất khẩu Việt Nam thường tìm kiếm các thị trường thay thế khác với yêu cầu chất lượng ít nghiêm ngặt hơn. Thông qua phỏng vấn điều tra, nông dân có ấn tượng rằng chi phí áp dụng VietGAP lớn hơn lợi ích (Nguyen & Jolly, 2020).

Ban đầu, lập luận trên có thể thấy việc áp dụng các tiêu chuẩn này đang gây ức chế thương mại vì nó ngăn cản các nhà xuất khẩu vào thị trường Mỹ và EU. Tuy nhiên, khi phân tích dữ liệu, tác giả đã chỉ ra sản xuất và xuất khẩu không giảm khi áp dụng các tiêu chuẩn mà tăng theo thời gian. Ngoài ra, các doanh nghiệp chế biến bắt đầu hội nhập nhiều hơn với nhà sản xuất, trong đó họ thành lập trang trại riêng để cung cấp đầu vào hoặc phát triển quan hệ đối tác trực tiếp với nhà sản xuất, từ đó khiến vai trò của người thu gom trở nên dư thừa (Nguyen & Jolly, 2020). Hơn nữa, những nông dân không áp dụng VietGAP cho rằng việc thiếu cơ sở hạ tầng và chi phí cao là những hạn chế chính của họ và phần lớn cho biết họ sẵn sàng áp dụng các tiêu chuẩn nếu được hỗ trợ. Tiếp cận tổng quát hơn, nghiên cứu của Demissie & cộng sự (2021) đã phân tích năng lực hạ tầng chất lượng của Ethiopia để đáp ứng chuỗi giá trị cà phê. Trong đó, các dịch vụ kiểm định, đo lường và đánh giá sự phù hợp có liên kết đến khâu sản xuất và xử lý sơ cấp thuộc chuỗi giá trị. Quốc gia này thiếu hạ tầng chất lượng để đáp ứng chuỗi giá trị, cũng như thiếu nhận thức của các bên liên quan, dẫn đến tác động tiêu cực đến chất lượng cà phê và các thiệt hại tài chính đáng kể.

Như vậy, các nghiên cứu đánh giá tổng thể hạ tầng chất lượng quốc gia, cũng như các thành tố cơ bản thuộc hạ tầng chất lượng đến hoạt động thương mại quốc tế còn rất hạn chế. Trong khi, các quốc gia phát

triển thường có xu hướng gia tăng kiểm soát hàng hoá xuất nhập khẩu bằng hệ thống quy định tiêu chuẩn quốc tế. Vấn đề đặt ra là đa số các tiêu chuẩn quốc tế thường khó đáp ứng đối với các doanh nghiệp xuất khẩu từ các thị trường đang và kém phát triển. Bên cạnh đó, hệ thống đo lường và giám sát chất lượng của các quốc gia rất khác nhau, dẫn đến cùng một tiêu chuẩn không được công nhận giữa các thị trường gây khó khăn cho doanh nghiệp xuất khẩu. Vì vậy, nghiên cứu nhằm đánh giá tác động của hạ tầng chất lượng đến khả năng tiếp cận thị trường và khả năng gia tăng quy mô của doanh nghiệp xuất khẩu Việt Nam. Kết quả nghiên cứu là gợi ý quan trọng cho nhà hoạch định chính sách trong việc phát triển đồng bộ cơ sở hạ tầng chất lượng nhằm hướng đến nâng cao năng lực cạnh tranh của doanh nghiệp, thúc đẩy thương mại công bằng giữa các thị trường trên thế giới.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Khung lý thuyết

Nghiên cứu lý thuyết thương mại mới của Chaney (2008) và Melitz (2003) dựa trên giả định về sự khác biệt giữa các doanh nghiệp trong cùng một ngành. Trong đó, các doanh nghiệp phải trả các chi phí biến đổi từ việc đáp ứng các rào cản thuế quan, phi thuế quan hoặc các rào cản khác trong thương mại theo từng thị trường. Do đó, những rào cản này tạo ra hai tác động khác nhau. Thứ nhất là khả năng gia nhập thị trường (extensive margin) và khả năng mở rộng quy mô thương mại (intensive margin). Ngoài ra, nghiên cứu phát triển từ lý thuyết của Disdier & Marette (2010) về tác động của các biện pháp phi thuế quan, trong đó hạ tầng chất lượng quốc gia là hệ thống thực thi cơ bản các biện pháp phi thuế quan. Từ tổng quan nghiên cứu cho thấy, việc từ chối nhập khẩu (phản ánh khả năng gia nhập thị trường) có thể chịu tác động từ năng lực hạ tầng chất lượng.

Vì vậy, nghiên cứu nhằm đo lường tác động của hạ tầng chất lượng gồm các tiêu chuẩn quốc tế, đo lường, đánh giá sự phù hợp và chứng nhận đến khả năng gia nhập thị trường và mở rộng quy mô xuất khẩu. Do đó, nghiên cứu này đưa chỉ số tổng hợp cơ sở hạ tầng chất lượng, cũng như 4 chỉ số phụ cấu thành vào mô hình trọng lực hấp dẫn. Với trường hợp Việt Nam, nghiên cứu đưa vào mô hình biến số đại diện cho việc tham gia các hiệp định thương mại tự do khu vực và song phương nhằm thể hiện độ mở trong chính sách thương mại của Việt Nam. Một số đặc điểm của cặp quốc gia như quy mô kinh tế, khoảng cách và các biến kiểm soát bất định khác được tính đến trong mô hình.

3.2. Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng mô hình trọng lực hấp dẫn bằng phương pháp kiểm định Heckman hai bước. Đặc điểm trong dữ liệu thương mại ở cấp độ sản phẩm (HS 6 số) là tần suất xuất hiện giá trị 0 lớn. Do đó, ước ượng bằng phương pháp Heckman có thể giải thích tần suất giá trị 0 trong thương mại song phương giữa cặp quốc gia và phản ánh quyết định xuất khẩu hay khả năng tham gia thị trường có hay không. Hơn nữa, các tiêu chuẩn chất lượng thường khác biệt theo từng sản phẩm do đó nghiên cứu trên dữ liệu phân ngành là phù hợp. Trong bước đầu của ước lượng, Heckman đề xuất phương trình probit (hay selection equation) để quan sát sự hiện diện của giá trị 0 trong thương mại. Kết quả từ bước 1 được tích luỹ tỉ lệ nghịch đảo của tham số Mills (lambda) từ đó ước tính bước hai bằng cách sử dụng hồi quy OLS nhằm ước tính tác động đối với lợi ích tiếp nối hay khả năng mở rộng quy mô sau khi gia nhập thị trường.

Tác động tổng thể:

$$Z_{ijk} = \beta_0 + \beta_1 lnqisd_j + \beta_2 lndist_{ij} + \beta_3 rta_{ij} + \beta_4 contig_{ij} + \beta_5 comcol_{ij} + \varepsilon \quad (1)$$

Phương trình kết quả:

$$\text{Ln}\,(\text{ex}\,|Z_{ijk} = 1) = \beta_0 + \beta_1 lnqisd_j + \beta_2 lndist_{ij} + \beta_3 rta_{ij} + \gamma_{ij} + \varepsilon \quad (2)$$

Tác động theo các thành tố thuộc cơ sở hạ tầng chất lượng:

Phương trình lựa chọn:

$$Z_{ijk} = \beta_0 + \beta_1 lnstd_j + \beta_2 lncfm_j + \beta_3 lnmetl_j + \beta_4 lnacd_j + \beta_5 lndist_{ij} + \beta_6 rta_{ij} + \beta_4 contig_{ij} + \beta_5 contig_{ij} + \varepsilon \quad (3)$$

Phương trình kết quả:

$$\text{Ln}(ex \mid Z_{ijk} = 1) = \beta_0 + \beta_1 lnstd_j + \beta_2 lncfm_j + \beta_3 lnmetl_j + \beta_4 lnacd_j + \beta_5 lndist_{ij} + \beta_6 rta_{ij} + \beta_7 comcol_{ij} + \varepsilon \quad (4)$$

Trong đó biến phụ thuộc trong phương trình lựa chọn là xác suất để xuất khẩu đối với sản phẩm k (mã sản phẩm ở cấp độ HS6 số) từ Việt Nam (quốc gia i) sang quốc gia đối tác (j). Biến phụ thuộc '*ex*' trong phương trình kết quả là giá trị xuất khẩu đối với sản phẩm k giữa Việt Nam và nước đối tác j (bao gồm 90 nước đối tác).

Tập hợp các biến độc lập thuộc hai phương trình bao gồm: chỉ số tổng hợp cơ sở hạ tầng chất lượng (*qisd*$_j$) bao gồm 4 nhân tố như: tiêu chuẩn hoá *(std*), đánh giá sự phù hợp (*cfm*), đo lường (*metl*), chứng nhận (*acd*); khoảng cách địa lý giữa hai nước ($dist_{ij}$); hiệp định thương mại tự do song phương hoặc khu vực giữa hai nước (rta_{ij}); đặc điểm giữa cặp quốc gia như đường biên giới chung ($contig_{ij}$), quan hệ thuộc địa trong lịch sử ($comcol_{ij}$). Để kiểm tra sự phù hợp của mô hình, tỷ số Mills nghịch đảo có ý nghĩa thống kê, phản ánh sự phụ thuộc của hai phương trình lựa chọn và phương trình kết quả.

3.3. Số liệu

Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng số liệu giá trị thương mại song phương giữa Việt Nam và 90 nước đối tác thương mại năm 2021 ở cấp độ sản phẩm HS6, với tổng 385560 quan sát. Số liệu thương mại được trích xuất từ cơ sở dữ liệu của CEPII. Cơ sở hạ tầng chất lượng được sử dụng từ chỉ số cơ sở hạ tầng chất lượng của UNIDO (2022), với phiên bản cập nhật QI4SD trong đó đo lường mức độ sẵn sàng và hiệu quả của cơ sở hạ tầng chất lượng gắn với các mục tiêu phát triển bền vững trích xuất từ nguồn số liệu tại website https://hub.unido.org/qi4sd/sdg. Chỉ số QI4SD sử dụng phương pháp min-max, hay đo lường chỉ số trong khoảng [1,100] cụ thể:

$$x_i = 1 + \frac{x_i - \min(x_i)}{\max(x_i) - \min(x_i)} \text{ x } 99$$

Bảng 1: Mô tả dữ liệu

	Số quan sát	Trung bình	Phân phối chuẩn	Min	Max
Lnqisd	376992	3.508.729	0,5904276	1.916.923	4.472.438
Lnstd	376992	3.694.159	0,4374001	270.538	4.488.524
Lncfm	376992	1.755.099	1,37885	0	4.337.552
Lnmetl	376992	2.945.679	1,24032	0	4.516.994
Lnacd	376992	3.016.628	1,96501	0	4.588.532
Lndist	385560	8.892.944	0,7920433	5.351.858	9.883.489
Rta	385560	0,4222222	0,4939142	0	1
Contig	385560	0,0222222	0,1474057	0	1
Comcol	385560	0,1	0,3000004	0	1
v	385560	5.379.102	31087,43	0	1.58e+07
ex	385560	2.026.028	28244,1	0	1.50e+07

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kiểm định cơ bản

Bảng 2 cho thấy kết quả kiểm định của phương trình lựa chọn (Cột 1) và phương trình kết quả (Cột 2) tương ứng với khả năng gia nhập thị trường và khả năng mở rộng quy mô xuất khẩu. Trong đó, hệ số mills (*lambda*) có ý nghĩa thống kê cao, phản ánh hai phương trình phụ thuộc lẫn nhau và có sự tồn tại của sai lệch chọn mẫu, do đó mô hình Heckman cho tập dữ liệu là phù hợp.

Về khả năng gia nhập thị trường (Cột 1), xác suất tham gia thị trường của doanh nghiệp xuất khẩu Việt Nam có tương quan thuận chiều với hạ tầng chất lượng (*qisd*) và hội nhập quốc tế (*rta*). Trong đó, hạ tầng chất lượng của nước đối tác (*qisd*) có tác động tích cực với hệ số (0,399) tại mức ý nghĩa 1%. Nói cách khác,

cơ sở hạ tầng chất lượng là yếu tố thúc đẩy khả năng tiếp cận thị trường của Việt Nam và ngược lại. Xét về khả năng mở rộng quy mô thương mại, hạ tầng chất lượng duy trì tác động tích cực với giá trị xuất khẩu, kết quả này cũng đồng nhất với các nghiên cứu trước. Khi chỉ số hạ tầng chất lượng được cải thiện 1% thì giá trị xuất khẩu sẽ tăng lên 2,148%. Ngoài ra, tác động của hội nhập khu vực và quốc tế của Việt Nam (*rta*) và các quốc gia có chung biên giới (*contig*) cũng có tác động dương với mức ý nghĩa 1%.

Kết quả tổng thể cho thấy hạ tầng chất lượng phát triển tạo ra tác động thúc đẩy đồng thời khả năng gia nhập thị trường và quy mô xuất khẩu cho các doanh nghiệp Việt Nam. Bởi lẽ, cơ sở hạ tầng chất lượng phát triển sẽ cải thiện tính hiệu quả, minh bạch và tin cậy của các tiêu chuẩn, đo lường và hoạt động kiểm định chứng nhận. Từ đó, hàng hoá xuất khẩu đáp ứng được hệ thống chất lượng của thị trường sẽ giúp gia tăng sự tin tưởng từ phía người tiêu dùng và thúc đẩy cầu. Đáng chú ý, mặc dù việc đáp ứng đem lại các chi phí tuân thủ như các nghiên cứu trước đây chỉ ra, nhưng động lực từ phía cầu lớn hơn lực cản trở từ phía cung và tạo ra tác động tích cực trong hoạt động xuất khẩu cả về khả năng tiếp cận và quy mô xuất khẩu. Kết quả này tương đồng với báo cáo nghiên cứu về tác động của cơ sở hạ tầng chất lượng của UNIDO (2022) cũng như nghiên cứu của Chen & cộng sự (2008). Hơn nữa, nghiên cứu đưa ra giả thiết tác động tích cực của hệ thống hạ tầng chất lượng đến hoạt động xuất khẩu Việt Nam có thể xuất phát từ cam kết hội nhập khu vực giữa Việt Nam và nước đối tác. Do đó, kết quả tại cột (3),(4) của Bảng 2 minh chứng cho giả thiết về tác động điều tiết của hội nhập khu vực đến mối tương quan giữa hạ tầng chất lượng và xuất khẩu ở hai cấp độ. Nói cách khác, các nước đối tác có thoả thuận khu vực hoặc song phương với Việt Nam có hệ thống hạ tầng chất lượng tạo thuận lợi cho xuất khẩu của Việt Nam.

Bảng 2: Kết quả kiểm định cơ bản

	(1)	(2)	(3)	(4)
lnqisd	**0.399*** **	**2.148*** **	**0.400*** **	**1.698*** **
	(31.65)	**(4.60)**	**(29.51)**	**(4.31)**
lnqsid*rta			0.0383***	0.247***
			(11.48)	(4.18)
rta	0.188***	1.248***		
	(15.12)	(4.08)		
lndist	-0.0226***	-0.160*	-0.0330***	-0.163*
	(-3.34)	(-2.34)	(-4.95)	(-2.23)
contig	2.005***	8.759***	2.010***	7.194***
	(94.60)	(3.64)	(94.91)	(3.37)
comcol	-0.0232		-0.0110	
	(-1.03)		(-0.50)	
_cons	-3.477***	-15.86**	-3.367***	-11.43*
	(-55.64)	(-2.93)	(-53.99)	(-2.51)
lambda		5.178***		4.135**
		(3.31)		(2.99)
N	10420	366572	10420	366572
Ghi chú:	Cột (1) – Phương trình lựa chọn (khả năng gia nhập thị trường) với biến độc lập (z=0|1) Cột (2) – Phương trình kết quả (Mở rộng quy mô xuất khẩu) với biến độc lập (lnex) là giá trị xuất khẩu của Việt Nam sang thị trường đối tác với cấp độ hàng hoá (HS6)			

4.2. Kết quả kiểm định theo tiêu chí

Nhằm làm rõ hơn vai trò của từng tiêu chí trong hạ tầng chất lượng bao gồm: tiêu chuẩn hoá (*std*); đánh giá sự phù hợp (*cfm*), đo lường (*metl*), chứng nhận (*acd*), Bảng 3 cho thấy kết quả tác động theo từng tiêu chí ở hai cấp độ thương mại. Hầu hết các tiêu chí của cơ sở hạ tầng chất lượng (ngoại trừ các tiêu chuẩn 'std') đều tác động thúc đẩy hoạt động xuất khẩu. Tác động của các biến này đến khả năng gia nhập và mở rộng quy mô thị trường đều dương ở mức ý nghĩa cao 1%. Điều này cho thấy, cùng với sự thúc đẩy thương mại từ hội nhập khu vực và quốc tế 'rta'; hạ tầng chất lượng trên các khía cạnh: đo lường (*metl*), chứng nhận quốc

tế (*acd*) đều tạo thuận lợi cho doanh nghiệp ở cả hai cấp độ. Trong khi, đánh giá sự phù hợp (*cfm*) chỉ tạo tác động dương tại cấp độ gia nhập thị trường, hay chỉ có ý nghĩa trong quá trình thông quan hàng hoá tại biên giới. Tuy nhiên, tiêu chuẩn (*std*) tác động cản trở với hệ số lớn nhất tại phương trình lựa chọn (0,756) và phương trình kết quả (-6,796). Điều này phản ánh các tiêu chuẩn của nước đối tác là thách thức rất lớn đối với doanh nghiệp xuất khẩu Việt Nam khi tham gia thị trường. Việc đáp ứng tiêu chuẩn của nước đối tác sẽ làm gia tăng chi phí tuân thủ từ đó giảm quy mô xuất khẩu sau khi gia nhập (García-Quevedo & cộng sự, 2020; Nguyen & Jolly, 2020).

4.3. Kết quả kiểm định theo ngành hàng

Bảng 3: Tác động của các tiêu chí đánh giá cơ sở hạ tầng chất lượng đến xuất nhập khẩu Việt Nam

	Phương trình lựa chọn (1)	Phương trình kết quả (2)
lnstd	-0.756***	-6.796***
	(-22.37)	(-5.14)
lncfm	0.0678***	-0.0177
	(8.10)	(-0.16)
lnmetl	0.725***	5.007***
	(41.32)	(5.35)
lnacd	0.0782***	0.909***
	(14.71)	(6.79)
rta	0.235***	2.232***
	(18.11)	(6.63)
lndist	-0.252***	-1.091***
	(-46.44)	(-3.60)
contig		2.520***
		(11.96)
comcol	0.531***	
	(21.07)	
_cons	0.0118	2.322
	(0.12)	(1.62)
lambda		6.444***
		(5.10)
N	366572	10420

Hạ tầng chất lượng là hệ thống tổng thể nhằm kiểm soát chất lượng hàng hoá đưa vào lưu thông, trong đó, các tiêu chí của hạ tầng chất lượng được áp dụng riêng biệt theo từng ngành hàng. Hay nói cách khác, mỗi ngành hàng có hệ thống các tiêu chuẩn, đo lường, đánh giá sự phù hợp, chứng nhận khác nhau. Vì vậy, nghiên cứu đánh giá tác động khác biệt của hạ tầng chất lượng đến hoạt động xuất khẩu theo các mặt hàng cụ thể: hàng nông sản *'agproduct'*, hàng hoá chất *'chemical'*, hàng dệt may '*textile'*, hàng máy móc *'machinery'*, hàng kim loại *'metal'* và hàng đồ gỗ nội thất '*furniture'*. Kết quả tác động các mặt hàng trên biểu diễn tương ứng từ cột (1)-(6) Bảng 4 và theo cấp độ tiếp cận (cột a) và mở rộng quy mô (cột b). Trong đó, nhóm hàng nông sản, hoá chất và kim loại đều có tương quan nghịch với hạ tầng chất lượng. Điều này phản ánh hệ thống kiểm soát chất lượng đối với các sản phẩm trên càng chặt chẽ càng khó khăn cho doanh nghiệp gia nhập thị trường. Bởi lẽ, các sản phẩm này đều có nguồn gốc tự nhiên, hoặc liên hệ mật thiết với môi trường do đó việc kiểm soát chặt chẽ bằng các công cụ thuộc hạ tầng chất lượng là điều rất phù hợp. Tuy vậy, khi đã tuân thủ được hệ thống trên, các sản phẩm nông sản có thể gia tăng được giá trị xuất khẩu tại các thị trường này (với hệ số dương 0,0695). Đồng thời, hạ tầng chất lượng tạo thuận lợi gia nhập thị trường đối với các nhóm hàng dệt may, máy móc thiết bị và đồ gỗ nội thất với hệ số tương quan dương ở mức ý nghĩa 1%. Xét ở cấp độ quy mô xuất khẩu, đáng chú ý là tác động thúc đẩy xuất khẩu đối với nhóm hàng đồ gỗ nội thất với hệ số tương quan 0,194, trong khi hầu hết tác động đến các nhóm hàng còn lại là không đáng kể.

5. Kiến nghị

Bài viết đã khẳng định vai trò của hạ tầng chất lượng đối với thương mại, cụ thể đối với khả năng tiếp cận thị trường và quy mô xuất khẩu Việt Nam. Từ kết quả nghiên cứu cho thấy hạ tầng chất lượng thúc đẩy xuất

Bảng 4: Tác động của cơ sở hạ tầng chất lượng đến xuất khẩu Việt Nam theo phân ngành

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)
lnqisd	0.403***	0.537***	0.406***	0.562***	0.392***	0.535***	0.395***	0.564***	0.401***	0.552***	0.398***	0.559***
	(31.94)	(4.70)	(32.12)	(4.91)	(31.07)	(4.71)	(31.29)	(4.95)	(31.77)	(4.83)	(31.52)	(4.91)
lnqisd*agproduct	-0.0364***	0.0695**										
	(-8.66)	(2.90)										
lnqisd*chemical			-0.0924***	-0.0350								
			(-16.64)	(-1.05)								
lnqisd*textile					0.0458***	0.0473*						
					(13.43)	(2.56)						
lnqisd*machinery							0.0212***	-0.0503**				
							(6.42)	(-2.78)				
lnqisd*metal									-0.0239***	0.0502		
									(-4.87)	(1.84)		
lnqisd*furniture											0.126***	0.194***
											(12.08)	(3.73)
rta	0.189***	0.139	0.186***	0.145	0.188***	0.147	0.188***	0.149	0.188***	0.150	0.187***	0.142
	(15.17)	(1.71)	(14.91)	(1.79)	(15.07)	(1.81)	(15.13)	(1.83)	(15.13)	(1.85)	(15.05)	(1.75)
lndist	-0.0223***	-0.0509	-0.0234***	-0.0643	-0.0223***	-0.0526	-0.0226***	-0.0567	-0.0226***	-0.0572	-0.0229***	-0.0626
	(-3.30)	(-0.78)	(-3.46)	(-0.99)	(-3.30)	(-0.81)	(-3.34)	(-0.87)	(-3.34)	(-0.88)	(-3.39)	(-0.97)
comcol	-0.0233		-0.0259		-0.0234		-0.0235		-0.0232		-0.0241	
	(-1.03)		(-1.15)		(-1.04)		(-1.04)		(-1.03)		(-1.07)	
contig	2.008***		2.015***		2.011***		2.006***		2.006***		2.008***	
	(94.59)		(94.65)		(94.61)		(94.60)		(94.61)		(94.62)	
_cons	-3.481***	3.724***	-3.471***	3.736***	-3.483***	3.724***	-3.477***	3.704***	-3.477***	3.697***	-3.475***	3.725***
	(-55.65)	(19.80)	(-55.41)	(19.82)	(-55.64)	(19.83)	(-55.62)	(19.71)	(-55.63)	(19.66)	(-55.56)	(19.83)
mills		-0.539***		-0.522***		-0.534***		-0.527***		-0.525***		-0.527***
lambda		(-6.24)		(-6.06)		(-6.20)		(-6.10)		(-6.08)		(-6.12)

khẩu cả về khả năng tham gia thị trường và phát triển quy mô xuất khẩu. Trong đó, các khía cạnh của hạ tầng chất lượng bao gồm: đo lường, đánh giá sự phù hợp, chứng nhận đều góp phần thúc đẩy hoạt động xuất khẩu. Tuy nhiên, các tiêu chuẩn quốc tế là nhân tố cản trở lớn nhất đối với doanh nghiệp xuất khẩu Việt Nam do khả năng tuân thủ các tiêu chuẩn chưa cao hoặc gánh nặng chi phí tuân thủ các tiêu chuẩn này. Hơn nữa, kết quả tác động của hạ tầng chất lượng khác biệt giữa các ngành hàng, chủ yếu ở cấp độ gia nhập thị trường. Các mặt hàng nông sản, kim loại, hoá chất thường gặp thách thức lớn trong việc tuân thủ hệ thống hạ tầng chất lượng tại biên giới. Ngược lại, các sản phẩm công nghiệp như dệt may, máy móc thiết bị và đồ nội thất được tạo thuận lợi đáng kể trong hoạt động xuất khẩu.

Từ góc độ chính sách, hệ thống kiểm soát chất lượng cần được quan tâm và phát triển theo chiến lược tổng thể nhằm đạt các mục tiêu phát triển bền vững và mang tính bao trùm. Tại một số nước phát triển như Liên minh Châu Âu đã xây dựng Chiến lược tiêu chuẩn hoá. Trong tuyên bố gần đây của Uỷ ban Châu Âu (2022) nêu rõ "Tham vọng của EU hướng tới một môi trường tự nhiên, nền kinh tế tuần hoàn và bền vững sẽ không thể thực hiện được nếu không có các tiêu chuẩn Châu Âu liên quan đến các phương pháp thử nghiệm, hệ thống quản lý hoặc các giải pháp tương tác". Từ phía Việt Nam, chiến lược đa dạng

hoá thị trường thông qua việc ký kết các hiệp định thương mại tự do đã tạo ra tác động thúc đẩy thương mại mạnh mẽ, cũng như đóng vai trò xúc tác tạo thuận lợi cho hạ tầng chất lượng phát triển. Trong những năm gần đây, hạ tầng chất lượng Việt Nam đã được cải thiện bằng việc ban hành khung pháp lý quan trọng bao gồm: Luật tiêu chuẩn và quy chuẩn kỹ thuật, Luật chất lượng sản phẩm, hàng hoá và Luật đo lường.

Tuy vậy, cơ sở hạ tầng chất lượng Việt Nam vẫn còn tồn tại khoảng cách so với các nước phát triển, đặc biệt là trình độ kỹ thuật và năng lực quản lý. Việc phát triển hạ tầng chất lượng sẽ giúp nâng cao khả năng tuân thủ của doanh nghiệp xuất khẩu, từ đó dễ dàng tiếp cận thị trường và gia tăng quy mô xuất khẩu. Do đó, chính phủ cần chú trọng và quan tâm đến việc phát triển cơ sở hạ tầng chất lượng quốc gia. Thứ nhất, hoàn thiện khung pháp lý về tiêu chuẩn, đo lường, chứng nhận và đánh giá sự phù hợp, trong đó chú trọng sự tương thích và hài hoà giữa tiêu chuẩn quốc gia và các tiêu chuẩn quốc tế. Thứ hai, nâng cao năng lực kỹ thuật của các tổ chức kiểm định, giám định, thử nghiệm và chứng nhận chất lượng sản phẩm, cũng như năng lực của các kiểm định viên trong lĩnh vực đo lường chất lượng. Bên cạnh đó, đầu tư trang thiết bị, công nghệ hiện đại kịp thời đáp ứng nhu cầu chứng nhận hàng hoá xuất khẩu ngày càng gia tăng, cũng như đảm bảo một tiêu chuẩn, một đánh giá và được chấp nhận ở tất cả các thị trường quốc tế. Điều này sẽ hỗ trợ giảm thiểu các chi phí tuân thủ cho doanh nghiệp xuất khẩu. Thứ ba, gia tăng tính liên kết đồng bộ, chặt chẽ giữa hoạt động tiêu chuẩn hoá, đo lường, chứng nhận và đánh giá sự phù hợp. Cuối cùng, khuyến khích và hỗ trợ doanh nghiệp hướng đến thực hành sản xuất theo các tiêu chuẩn quốc tế. Mặc dù, tiêu chuẩn quốc tế chỉ mang tính tự nguyện nhưng tính công nhận cao và phổ biến tại hầu hết các thị trường đối tác lớn. Do đó, doanh nghiệp xuất khẩu Việt Nam khi đáp ứng tốt các tiêu chuẩn quốc tế sẽ giúp phát triển quy mô thương mại trong dài hạn, cũng như mở rộng nhiều cơ hội tiếp cận thị trường khác, từng bước nâng cao năng lực cạnh tranh trên thị trường quốc tế.

Tài liệu tham khảo

Albarran, P., Carrasco, R., & Holl, A. (2013), 'Domestic transport infrastructure and firms' export market participation', *Small Business Economics*, 40(4), 879–898. DOI: https://doi.org/10.1007/s11187-011-9393-9

Anders, S. M., & Caswell, J. A. (2009), 'Standards as barriers versus standards as catalysts: Assessing the impact of HACCP implementation on U.S. seafood imports', *American Journal of Agricultural Economics*, 91(2), 310–321.

Aswal, D. K. (2020), 'Quality Infrastructure of India and Its Importance for Inclusive National Growth', *MAPAN*, 35(2), 139–150. DOI: https://doi.org/10.1007/s12647-020-00376-3.

Beghin, J. C., Maertens, M., & Swinnen, J. (2015), 'Nontariff Measures and Standards in Trade and Global Value Chains', *Annual Review of Resource Economics*, 7(1), 425–450. DOI: https://doi.org/10.1146/annurev-resource-100814-124917.

Blind, K., Mangelsdorf, A., & Pohlisch, J. (2018), 'The effects of cooperation in accreditation on international trade: Empirical evidence on ISO 9000 certifications', *International Journal of Production Economics*, 198, 50–59. DOI: https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2018.01.033.

Chaney, T. (2008), 'Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade', *American Economic Review*, 98(4), 1707–1721. DOI: https://doi.org/10.1257/aer.98.4.1707.

Chen, M. X., Wilson, J. S., & Otsuki, T. (2008), 'Standards and export decisions: Firm-level evidence from developing countries', *The Journal of International Trade & Economic Development*, 17(4), 501–523. DOI: https://doi.org/10.1080/09638190802250027.

Demissie, M., Tsegaye, D., Beshah, B., & Ebinger, F. (2021), 'Quality infrastructure services capability assessment in the coffee value chain', *International Journal of Quality and Innovation*, 5(2), 158–180. DOI: https://doi.org/10.1504/IJQI.2021.117189.

Disdier, A.-C., & Marette, S. (2010), 'The Combination of Gravity and Welfare Approaches for Evaluating Nontariff Measures', *American Journal of Agricultural Economics*, 92(3), 713–726. DOI: https://doi.org/10.1093/ajae/aaq026.

García-Quevedo, J., Kesidou, E., & Martínez-Ros, E. (2020), 'Driving sectoral sustainability via the diffusion of

organizational eco-innovations', *Business Strategy and the Environment*, 29(3), 1437–1447. DOI: https://doi.org/10.1002/bse.2443.

Kareem, F. O., & Martínez-Zarzoso, I. (2020), 'Are EU standards detrimental to Africa's exports?', *Journal of Policy Modeling*, 42(5), 1022–1037. DOI: https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2020.04.006.

Kellermann, M., & Keller, D. P. (2015), *Leveraging the Impact of Business Environment Reform: The Contribution of Quality Infrastructure Lessons from Practice*, retrieved on July 23th 2024, from <https://www.unido.org/sites/default/files/2016-08/DCED_QI_Best_Practices_Working_Paper_ENG_0.pdf>.

Kiefer, C. P., Del Río González, P., & Carrillo-Hermosilla, J. (2019), 'Drivers and barriers of eco-innovation types for sustainable transitions: A quantitative perspective', *Business Strategy and the Environment*, 28(1), 155–172. DOI: https://doi.org/10.1002/bse.2246.

Melitz, M. J. (2003), 'The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity', *Econometrica*, 71(6), 1695–1725. DOI: https://doi.org/10.1111/1468-0262.00467.

Moenius, J. (2004), 'Information Versus Product Adaptation: The Role of Standards in Trade', SSRN Scholarly Paper No. 608022. DOI: https://doi.org/10.2139/ssrn.608022.

Nguyen, T. A. T., & Jolly, C. M. (2020), 'Global value chain and food safety and quality standards of Vietnam pangasius exports', *Aquaculture Reports*, 16, 100256. DOI: https://doi.org/10.1016/j.aqrep.2019.100256.

Portugal-Perez, A., & Wilson, J. S. (2012), 'Export Performance and Trade Facilitation Reform: Hard and Soft Infrastructure', *World Development*, 40(7), 1295–1307. DOI: https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2011.12.002.

Schmidt, J., & Steingress, W. (2022), 'No double standards: Quantifying the impact of standard harmonization on trade', *Journal of International Economics*, 137, 103619. DOI: https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2022.103619.

Swann, G. M. P. (2010), 'International Standards and Trade: A Review of the Empirical Literature', OECD Trade Policy Papers No. 97, OECD Publishing.

UNIDO (2022), *Quality Infrastructure for Sustainable Development Report: Supporting Sustainable Development Goals with Quality Infrastructure*, Austria.

UNIDO (2023), *Báo cáo phân tích tình hình tuân thủ tiêu chuẩn: Từ chối nhập khẩu tại cửa khẩu của một số thị trường chính*, Austria.

Yadav, B. K. (2024), 'Impact of Regulation and Conformity Assessment Procedures on Global Trade', In Bhatnagar, A., Yadav, S., Achanta, V., Harmes-Liedtke, U. & Rab, S. (Eds.), *Handbook of Quality System, Accreditation and Conformity Assessment*, 1–21, Springer Nature. DOI: https://doi.org/10.1007/978-981-99-4637-2_14-1.

Zhang, H., Deng, T., Wu, L., Ma, C., Zhang, G., & Zhang, L. (2024), 'Benefit Assessment of Standardization in Industrial Upgrading Based on Value Chain Methodology', Proceedings of *the 5th Management Science Informatization and Economic Innovation Development Conference*, MSIEID 2023, December 8–10, 2023, Guangzhou, China. DOI: https://eudl.eu/doi/10.4108/eai.8-12-2023.2344780.

TÁC ĐỘNG CỦA HIỆP ĐỊNH ĐỐI TÁC KINH TẾ TOÀN DIỆN KHU VỰC ĐẾN XUẤT KHẨU THỦY SẢN CỦA VIỆT NAM SANG THỊ TRƯỜNG HÀN QUỐC

Ngô Thị Tuyết Mai
Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: ngothituyetmai@neu.edu.vn
Vũ Ngân Hà
Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: 11211968@st.neu.edu.vn
Nguyễn Thu Trang
Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: 11215868@st.neu.edu.vn
Trần Linh Chi
Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: 11217421@st.neu.edu.vn
Đỗ Thị Ngọc Trâm
Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: 11217483@st.neu.edu.vn
Trương Thị Hải Yến
Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: 11217489@st.neu.edu.vn

Mã bài: JED-1757
Ngày nhận bài: 06/05/2024
Ngày nhận bài sửa: 12/06/2024
Ngày duyệt đăng: 09/09/2024
DOI: 10.33301/JED.VI.1757

Tóm tắt
Nghiên cứu đánh giá tác động của Hiệp định Đối tác Kinh tế Toàn diện Khu vực đến xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang Hàn Quốc. Nhóm tác giả sử dụng mô hình SMART với nguồn dữ liệu về kim ngạch xuất khẩu thuỷ sản (mã HS 4 chữ số và mã HS 6 chữ số) từ Ngân hàng Thế giới và kịch bản thuế quan bằng không. Kết quả cho thấy có sự gia tăng xuất khẩu thuỷ sản của Việt Nam sang Hàn Quốc khi Hiệp định có hiệu lực. Trong đó, giá trị tạo lập thương mại đóng góp tới 73,974% giá trị xuất khẩu, khoảng 3,9 triệu USD, còn lại 26,026% là giá trị từ chuyển hướng thương mại. Từ đó, nghiên cứu đề xuất một số khuyến nghị đối với Nhà nước nhằm thúc đẩy xuất khẩu thuỷ sản của Việt Nam sang Hàn Quốc trong thời gian tới.
Từ khóa: Chuyển hướng thương mại, Hiệp định Đối tác Kinh tế Toàn diện Khu vực, tạo lập thương mại, thủy sản.
Mã JEL: F15, F53

Impact of Regional Comprehensive Economic Partnership on the Export of Vietnam's seafood to Korea market

Abstract
This study aims to evaluate the impact of the Regional Comprehensive Economic Partnership on the export of Vietnam's seafood to the Korean market. The study uses the SMART model with data on seafood export turnover (4-digit HS code and 6-digit HS code) from the World Bank and a zero-tariff scenario. The results reveal that Vietnam's seafood exports to Korea would significantly increase when Hiệp định Khu vực takes effect. Trade creation value contributes to 73.974% of export value, about 3.9 million USD, and the remaining 26.026% is the value from trade diversion. From there, the study proposes several recommendations for the government to promote Vietnam's seafood exports to Korea in the coming years.
Keywords: *Regional Comprehensive Economic Partnership, seafood, trade creation, trade diversion.*
JEL Codes: F15, F53

1. Giới thiệu

Hiệp định Đối tác Kinh tế Toàn diện Khu vực (từ đây gọi tắt là Hiệp định Khu vực) được coi là hiệp định thương mại tự do (TMTD) lớn nhất thế giới với một thị trường rộng lớn, chiếm khoảng 30% dân số thế giới (2,2 tỷ người) và 30% GDP toàn cầu (VCCI, 2021). Trong đó, 4 nước thành viên Hiệp định Khu vực nằm trong số 10 thị trường xuất khẩu hàng đầu của Việt Nam gồm Hàn Quốc, Trung Quốc, Nhật Bản và Thái Lan.

Việt Nam có thế mạnh trong sản xuất, nuôi trồng đa dạng nhiều loại thủy sản. Trong những năm qua, bất chấp những khó khăn của đại dịch Covid-19 và những bất ổn của kinh tế toàn cầu, Việt Nam vẫn duy trì được vị trí thứ 3 (sau Trung Quốc và Nga) trong 10 thị trường cung cấp thủy sản lớn nhất cho Hàn Quốc (Bộ Công Thương, 2024).

Việc Hàn Quốc dành cho Việt Nam ưu đãi thuế quan trong Hiệp định Khu vực sẽ tạo cơ hội xuất khẩu thuỷ sản của Việt Nam sang thị trường này (VCCI, 2021). Trong khi đó, sản lượng khai thác thủy sản của Hàn Quốc trong những năm gần đây liên tục giảm, nhưng nhu cầu tiêu thụ có xu hướng tăng đã thúc đẩy nhập khẩu. Tuy nhiên, thị phần xuất khẩu thuỷ sản của Việt Nam sang Hàn Quốc hiện còn chiếm tỷ trọng nhỏ, có xu hướng giảm, từ 14,2% năm 2022 xuống còn 13,5% năm 2023 (Bộ Công Thương, 2024).

Do vậy, việc đánh giá tác động của Hiệp định Khu vực đến xuất khẩu thủy sản Việt Nam sang Hàn Quốc là rất cần thiết. Từ đó đề xuất một số khuyến nghị đối với Nhà nước nhằm khuyến khích các doanh nghiệp Việt Nam tận dụng được những ưu đãi, đồng thời hạn chế những thách thức từ Hiệp định này, góp phần thúc đẩy xuất khẩu thủy sản Việt Nam sang Hàn Quốc trong thời gian tới.

Nội dung nghiên cứu này gồm 6 phần chính: (1) Giới thiệu; (2) Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu; (3) Phương pháp nghiên cứu; (4) Thực trạng xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang Hàn Quốc trong bối cảnh thực hiện Hiệp định Khu vực; (5) Kết quả nghiên cứu và thảo luận; (6) Kết luận.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Các lý thuyết kinh tế về tác động của các hiệp định TMTD thường được thể hiện qua các mô hình đánh giá tác động trước khi hiệp định TMTD có hiệu lực (mang tính dự báo) và sau khi hiệp định TMTD có hiệu lực. Các mô hình này đánh giá tác động của một hiệp định TMTD lên giá cả trong nước và quốc tế, khối lượng thương mại, sản xuất, tiêu dùng, và phúc lợi quốc gia vì đây là các chỉ số quan trọng (Cheng & cộng sự, 2010).

Cho đến nay, có một số lý thuyết điển hình được sử dụng để giải thích tác động mang tính dự báo của hiệp định TMTD đến phúc lợi quốc gia thành viên, đó là lý thuyết cân bằng cục bộ (Partial Equilibrium Theory), điển hình là sử dụng mô hình SMART (Software for Market Analysis and Restriction on Trade) để phân tích và lý thuyết cân bằng tổng thể (General Equilibrium Theory).

2.1.1. Lý thuyết cân bằng cục bộ

Lý thuyết cân bằng cục bộ của Marshall (1890) cho rằng giá cân bằng được xác định bằng sự giao nhau của đường cầu và đường cung với điều kiện các yếu tố khác không đổi. Sự dịch chuyển của đường cung hoặc đường cầu sẽ thay đổi mức giá cân bằng trên thị trường. Lý thuyết này về sau được Viner (1950) bổ sung thông qua việc mở rộng thêm lý thuyết tạo lập thương mại (trade crea-tion) và lý thuyết chuyển hướng thương mại (trade diversion).

Theo Viner (1950), tạo lập thương mại xảy ra khi sản xuất trong nước được thay thế bởi nhập khẩu rẻ hơn từ quốc gia thành viên khác trong liên minh; chuyển hướng thương mại được xác định khi hàng hóa sản xuất với chi phí thấp ở một quốc gia không phải là thành viên bị thay thế bởi nhập khẩu hàng hóa sản xuất với chi phí cao hơn ở quốc gia thành viên. Hiệp định TMTD có thể có những tác động tích cực và tiêu cực đến phúc lợi quốc gia phụ thuộc vào tác động tương quan giữa tạo lập thương mại và chuyển hướng thương mại (Ngô Thị Tuyết Mai & Nguyễn Như Bình, 2019). Bằng cách tập trung vào thị trường cho một hàng hoá nhập khẩu, mô hình Viner đã bỏ qua mọi tương tác với các thị trường hàng hoá khác và những thay đổi trong điều kiện thương mại do thay đổi giá cả xuất khẩu (Cheong, 2010).

Các tác giả sau này đã kế thừa và đóng góp cho sự phát triển lý thuyết về hiệp định TMTD kể từ khi xuất hiện nghiên cứu tiên phong của Viner (1950). Lipsey & Lancaster (1956) cho rằng với một hệ thống kinh tế bị bóp méo, việc loại bỏ một loạt các biến dạng không đảm bảo sự cải thiện phúc lợi tổng thể trong nền kinh

tế. Việc hình thành hiệp định TMTD có tác động thúc đẩy thương mại giữa các nước thành viên (do tác động của tạo lập thương mại) (Aitken, 1973; Magee, 2004). Hiệp định TMTD cũng có thể làm giảm phúc lợi kinh tế của các thành viên, nhưng với mức độ tác động là khác nhau giữa các TMTD, các mặt hàng (do tác động của chuyển hướng thương mại) (MacPhee & Satttayanuwat, 2014; Urata & Okabe, 2007).

2.1.2. Lý thuyết cân bằng tổng thể

Walras (1954) đã giả định rằng không có thị trường nào có cung hoặc cầu dư thừa, tức là các dòng thu nhập và chi tiêu của quốc gia đều luôn được cân bằng - giá cả sẽ điều chỉnh để đảm bảo cân bằng thị trường (Cheong, 2010). Tuy nhiên, khi các hiệp định TMTD có hiệu lực, mô hình dựa trên lý thuyết của Walras thường hạn chế số lượng quốc gia và hàng hóa và không xét tới tính kinh tế theo quy mô cũng như thị trường cạnh tranh không hoàn hảo. Vì vậy, các nhà nghiên cứu đã phát triển mô hình cân bằng tổng thể khả toán (gọi tắt là mô hình CGE) dựa trên các giả định để tạo ra các kết quả định lượng rõ ràng và chính xác nhằm dễ dàng đánh giá những tác động do hiệp định TMTD đem lại, ngay cả trong trường hợp có những thay đổi trong chính sách thương mại ở nhiều thị trường. Tuy nhiên, do mô hình CGE bao gồm các phương trình khá phức tạp, mô tả các biến với cơ sở dữ liệu chi tiết liên quan tới kim ngạch xuất, nhập khẩu, thu nhập, giá hàng hóa cùng với các hệ số co giãn cung, cầu nên kết quả phân tích khi sử dụng mô hình khá nhạy cảm với các giả định và dữ liệu được dùng (Cheong, 2010).

Mô hình phân tích thương mại toàn cầu được đề xuất bởi Hertel (1997) cũng là một trong những mô hình phân tích chính sách thương mại phổ biến nhất dựa trên lý thuyết cân bằng tổng thể của Walras. Mặc dù mô hình phân tích thương mại toàn cầu cung cấp một công cụ phân tích CGE đơn giản và toàn diện nhưng vẫn tồn tại một số hạn chế tương tự CGE như thiếu chiều thời gian, khó mô hình hóa các rào cản phi thuế quan đối với thương mại (Cheong, 2010).

2.2. Tổng quan nghiên cứu thực nghiệm

Cho đến nay đã có nhiều nghiên cứu sử dụng mô hình SMART để dự báo tác động của hiệp định TMTD đến dịch chuyển dòng thương mại và phúc lợi quốc gia. Các nghiên cứu điển hình sử dụng mô hình này phải kể đến: Veeramani & Gordhan (2011) cho rằng tác động của hiệp định TMTD ASEAN-Ấn Độ sẽ gia tăng đáng kể lượng nhập khẩu cà phê, chè và hạt tiêu của Ấn Độ từ các nước ASEAN, chủ yếu được thúc đẩy bởi tạo lập thương mại lớn hơn chuyển hướng thương mại. Guei & cộng sự (2017) mô phỏng một hiệp định TMTD (thuế suất 0%) đối với tất cả các mặt hàng được trao đổi giữa EU và Nam Phi, từ đó đưa ra kết luận hiệp định TMTD này sẽ dẫn đến tác động tạo lập thương mại và chuyển hướng thương mại nhưng vẫn tiềm ẩn nhiều mối đe dọa. Banga (2019) cho rằng nếu Malaysia tham gia CPTPP, nhập khẩu của nước này sẽ tăng nhiều hơn xuất khẩu. Mai Đức Toàn & cộng sự (2021) khẳng định khi Hiệp định Hiệp định Khu vực có hiệu lực sẽ thúc đẩy xuất khẩu thủy sản Việt Nam sang thị trường Nhật Bản. Nguyễn Thu Hằng và cộng sự (2023) cho rằng dưới tác động của CPTPP, Việt Nam có thể tăng sản lượng xuất khẩu giày sang một số quốc gia thành viên như Canada, Mexico hoặc Peru. Đỗ Ngọc Kiên & cộng sự (2022) dự báo CPTPP sẽ có tác động tích cực đến xuất khẩu đồ gỗ Việt Nam, mở rộng cơ hội tiếp cận thị trường Mexico và Peru.

Tổng kết từ các nghiên cứu thực nghiệm trước đây sử dụng mô hình SMART cho thấy, các hiệp định TMTD thường có tác động tích cực tới trao đổi thương mại giữa các quốc gia thành viên. Giá trị thương mại tăng lên do tác động của tạo lập thương mại thường lớn hơn tác động của chuyển hướng thương mại. Trong một số ít trường hợp có kết quả ngược lại. Tuy nhiên, chưa có nghiên cứu nào về tác động của Hiệp định Khu vực đến xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang Hàn Quốc.

3. Phương pháp nghiên cứu

Mô hình SMART cho phép lượng hóa tác động mang tính dự báo của hiệp định TMTD (Hiệp định Khu vực) tới một ngành hàng (thủy sản) trong một thị trường cụ thể (Hàn Quốc) trong bối cảnh cắt giảm thuế quan sẽ phù hợp với nghiên cứu của nhóm tác giả hơn so với mô hình CGE phân tích đồng thời tất cả thị trường (Cheong, 2010). Thực tế đã có nhiều nghiên cứu thực nghiệm sử dụng mô hình này. Vì vậy, nhóm tác giả sử dụng mô hình SMART (áp dụng lý thuyết cân bằng cục bộ) để phân tích tác động của Hiệp định Khu vực tới xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang Hàn Quốc.

Điểm mạnh của mô hình SMART là dễ sử dụng, dữ liệu đầu vào không cần quá lớn, và triển khai cùng với cơ sở dữ liệu WITS (Hệ thống Cơ sở dữ liệu và Phần mềm về Thương mại) do WB và UNCTAD cung

cấp. Mô hình mang lại kết quả định lượng quan trọng về tác động thương mại của một hiệp định TMTD và việc phân tích có thể được thực hiện ở cấp độ dữ liệu thương mại chi tiết nhất.

Mô hình SMART dựa trên các giả thiết. *Giả thiết thứ nhất* cho rằng hiệu ứng phân phối thu nhập và phúc lợi trong nền kinh tế, các mối liên kết giữa các ngành và nội ngành không được thể hiện trong mô hình cân bằng từng phần. Trong khi đó, thủy sản là một ngành quan trọng ở Việt Nam cũng như ở Hàn Quốc, và cũng thể hiện mối liên kết thu nhập và nhu cầu theo ngành tương đối mạnh mẽ trong nền kinh tế (nghĩa là khi thu nhập tăng thì đường cầu về mặt hàng thủy sản cũng có thể tăng) (Sodersten & Reed,1994).

Giả thiết thứ hai (giả thiết Armington), theo đó hàng hóa nhập khẩu từ các nước khác nhau là hàng hóa thay thế không hoàn hảo. Mặc dù có sự giảm thuế cho một loại hàng hóa cụ thể nào đó trong một TMTD, nhu cầu nhập khẩu không hoàn toàn dịch chuyển từ quốc gia bên ngoài hiệp định TMTD sang quốc gia thành viên TMTD. Điều này hợp lý vì các quốc gia thường nhập khẩu các loại hàng hóa khác nhau vì sự khác biệt về chất lượng (Cheong, 2010).

Nhu cầu nhập khẩu của người tiêu dùng được quyết định trong quá trình tối ưu hóa hai giai đoạn. Giai đoạn đầu, người tiêu dùng quyết định số tiền chi tiêu cho hàng hóa dựa vào những thay đổi trong chỉ số giá tiêu dùng của hàng hóa đó. Mối quan hệ giữa sự thay đổi trong chỉ số giá và tác động đối với cầu nhập khẩu của hàng hóa này được xác định bởi độ co giãn của cầu nhập khẩu. Giai đoạn thứ hai, mức chi tiêu cho hàng hóa này được phân bổ cho các quốc gia khác nhau phụ thuộc vào giá tương đối giữa các quốc gia. Mức độ phản ứng lựa chọn hàng hóa giữa các quốc gia đối với sự thay đổi của giá tương đối được xác định bởi độ co giãn thay thế.

Giả thiết thứ ba, độ co giãn cung xuất khẩu của mỗi quốc gia nước ngoài là vô hạn; ngụ ý rằng mỗi quốc gia nước ngoài có thể xuất khẩu hàng hóa nhiều nhất có thể với một mức giá nhất định. Giả thiết này phù hợp đối với một nước nhập khẩu với số lượng nhỏ (trường hợp Việt Nam- nước nhỏ) để không tác động đến giá cả của các nhà xuất khẩu nước ngoài. Tuy nhiên, mô hình SMART có thể thực hiện với độ co giãn cung xuất khẩu hữu hạn (Cheong, 2010).

Hạn chế chính của mô hình là kết quả của nó bị giới hạn bởi những tác động trực tiếp của việc thay đổi chính sách thương mại chỉ ở một thị trường. Do đó, mô hình bỏ qua tác động gián tiếp của thay đổi chính sách thương mại ở các thị trường khác (hiệu ứng liên ngành) và hiệu ứng phản hồi (tác động do thay đổi chính sách thương mại ở một thị trường cụ thể lan sang các thị trường liên quan và quay trở lại ảnh hưởng đến thị trường ban đầu). Ngoài ra, kết quả của mô hình SMART có thể nhạy cảm với các giả thiết mô hình và giá trị tham số đã sử dụng (Cheong, 2010).

Nhóm tác giả lựa chọn kịch bản cắt giảm hoàn toàn thuế nhập khẩu các mặt hàng thủy sản (thỏa mãn quy tắc xuất xứ trong Hiệp định Khu vực), và chỉ phân tích và đánh giá tác động của Hiệp định Khu vực đối với các mã HS 0301, 0303, 0304, 0305, 0306, 0307, 0308, 1604 và 1605 vì đây là 9 mã HS chiếm tới 99,95% tổng kim ngạch xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang Hàn Quốc.

Số liệu để chạy mô hình SMART là năm 2021 (cập nhật nhất) được lấy từ hệ thống WITS của WB. Công thức tính tạo lập thương mại và chuyển hướng thương mại của một quốc gia trong mô hình SMART được tham khảo từ Jammes & Olarreaga (2005). Ngoài ra, nhóm tác giả còn sử dụng dữ liệu về thị trường nhập khẩu thủy sản của Hàn Quốc trong Bản tin Thị trường Nông, Lâm, Thủy Sản Việt Nam của Bộ Công Thương, công bố tháng 1 năm 2024.

4. Thực trạng xuất khẩu thuỷ sản của Việt Nam sang Hàn Quốc trong bối cảnh thực hiện Hiệp định Khu vực

4.1. Thông tin chung về Hiệp định Khu vực

Hiệp định Khu vực gồm 10 nước thành viên Hiệp hội các quốc gia Đông Nam Á (ASEAN) và 5 quốc gia ASEAN đã ký TMTD, gồm: Hàn Quốc, Australia, Trung Quốc, Nhật Bản và New Zealand. Hiệp định Khu vực được ký kết ngày 15/11/2020 và có hiệu lực từ ngày 01/01/2022 (VCCI, 2021).

So với CPTPP, EVTMTD, mức độ mở cửa thị trường và tiêu chuẩn cam kết quy tắc trong Hiệp định Khu vực cơ bản bằng hoặc thấp hơn (Hiệp định Khu vực không bao gồm các cam kết về doanh nghiệp nhà nước, lao động, môi trường, phát triển bền vững). Các cam kết trong Hiệp định Khu vực về một số lĩnh vực có mức độ tự do hóa cao hơn so với các hiệp định TMTD đã có giữa ASEAN và từng đối tác bên ngoài. Hàn Quốc

và đa số các nước khác có lộ trình xóa bỏ thuế quan dài nhất là 20 năm (VCCI, 2021).

Đối với thuỷ sản, Hàn Quốc cam kết xóa bỏ ngay tỷ lệ dòng thuế sau khi Hiệp định Khu vực có hiệu lực là 10% và đến cuối lộ trình là 83,1% đối với các mã HS từ 0301 đến 0309 và 1604, 1605, tương đương với 91,04% kim ngạch xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang Hàn Quốc (VCCI, 2021, và tính toán của nhóm tác giả trên UN COMTRADE). Để được hưởng ưu đãi thuế quan này thì thủy sản xuất khẩu của Việt Nam phải đáp ứng được các quy tắc xuất xứ trong Hiệp định Khu vực cũng như các quy định, tiêu chuẩn và điều kiện thị trường của Hàn Quốc. Hiệp định Khu vực cho phép quy tắc xuất xứ cộng gộp nguyên liệu trong toàn khu vực.

4.2. Thực trạng xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang Hàn Quốc

Bảng 1: Cơ cấu xuất khẩu thuỷ sản của Việt Nam sang Hàn Quốc theo các mã số HS

Đơn vị tính: Triệu USD

Mã HS	Tên mã HS	2018	2019	2020	2021	2022
0301	Cá sống	1,48	1,38	0,34	0,39	0,18
0303	Cá đông lạnh (trừ phi lê cá) và các loại thịt cá khác thuộc nhóm 0304	9,72	14,53	14,94	14,47	18,23
0304	Phi lê cá và các loại thịt cá khác (đã hoặc chưa xay, nghiền, băm) tươi, ướp lạnh hoặc đông lạnh	121,53	116,72	103,11	106,33	124,93
0305	Cá làm khô, muối hoặc ngâm nước muối; cá hun khói, đã hoặc chưa làm chín trước hoặc trong quá trình hun khói; bột mịn, bột thô và viên làm từ cá	10,22	11,76	9,96	8,02	11,03
0306	Động vật giáp xác lạnh, khô, ướp muối, hun khói; bột thô, bột mịn và viên của động vật giáp xác	251,73	216,72	231,02	245,21	305,42
0307	Động vật thân mềm lạnh, khô, ướp muối, hun khói; bột thô, bột mịn và viên của động vật thân mềm	260,26	219,07	223,57	235,94	247,21
0308	Động vật thủy sinh không xương sống; bột thô, bột mịn và viên của động vật thủy sinh không xương sống	0,10	0,76	0,56	0,37	0,96
1604	Cá đã được chế biến hay bảo quản; trứng cá tầm muối và sản phẩm thay thế trứng cá tầm muối chế biến từ trứng cá	59,43	64,86	52,16	50,33	55,88
1605	Động vật giáp xác, động vật thân mềm và động vật thủy sinh không xương sống khác, đã được chế biến hoặc bảo quản	149,09	135,77	133,06	146,94	185,73
Các nhóm hàng mã HS khác		0,31	0,23	2,18	0,41	0,11
Tổng kim ngạch xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang Hàn Quốc		**863,87**	**781,80**	**770,90**	**808,41**	**949,68**

Nguồn: Tổng hợp từ số liệu của UN COMTRADE và tính toán của nhóm tác giả.

Về kim ngạch, xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang Hàn Quốc đứng vị trí thứ ba (sau Trung Quốc và Nga), nhưng không ổn định. Năm 2022, sau khi Hiệp định Khu vực có hiệu lực, xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang Hàn Quốc đã tăng trở lại, đạt 949,68 triệu USD (tăng 141,27 triệu USD so với năm 2021), nhưng lại bị giảm xuống còn 799,90 triệu USD năm 2023 (Tổng hợp số liệu từ UN COMTRADE; Bộ Công

Thương, 2024). Kết quả này cho thấy, trong hai năm đầu tiên thực hiện Hiệp định Khu vực chưa thực sự hiệu quả, mặc dù một số mặt hàng thủy sản Việt Nam được Hàn Quốc cho hưởng mức thuế ưu đãi về 0%.

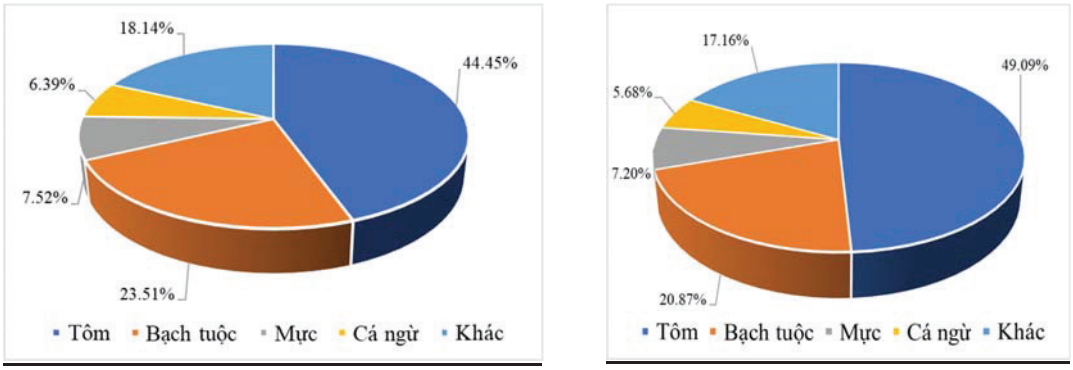
Nguyên nhân là do hiểu biết của doanh nghiệp Việt Nam về các hiệp định TMTD còn hạn chế; do đó, tỷ lệ tận dụng ưu đãi về thuế quan từ Hiệp định Khu vực còn thấp, chỉ chiếm 0,67% tổng kim ngạch xuất khẩu cả nước năm 2022 (VCCI, 2023). Những nguyên nhân khác là do kinh tế Hàn Quốc gặp nhiều khó khăn trong bối cảnh nền kinh tế toàn cầu suy thoái, tiêu dùng cá nhân chậm lại do lạm phát cao, lãi suất tăng, tồn kho nhiều, bị "vướng" quy định về hạn ngạch đối với tôm xuất khẩu của Việt Nam vào Hàn Quốc (Bộ Công Thương, 2024; Kim Thu, 2024).

Về thị phần xuất khẩu, hàng thủy sản xuất khẩu của Việt Nam tại Hàn Quốc hiện chiếm thị phần nhỏ (chỉ chiếm 13,49%), thấp hơn so với các đối thủ cạnh tranh mạnh như Trung Quốc (21,87%), Nga (18,34%) và cao hơn so với các nước thành viên khác trong Hiệp định Khu vực như Nhật Bản (2,74%), Thái Lan (2,55%) năm 2023.

Về cơ cấu xuất khẩu, Việt Nam xuất khẩu thủy sản sang Hàn Quốc các mã HS 0304, 0306, 0307, 1605, chiếm 90,87% tổng kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam năm 2022 (Bảng 1).

Hình 1 cho thấy tôm chiếm tỷ trọng lớn nhất trong cơ cấu các mặt hàng thủy sản xuất khẩu của Việt Nam sang Hàn Quốc (khoảng 44,45% năm 2018 và 49,09% năm 2022).

Hình 1: Tỷ trọng mặt hàng thủy sản xuất khẩu chủ yếu của Việt Nam sang Hàn Quốc



Năm 2018 **Năm 2022**

Nguồn: Tổng hợp từ số liệu của UN COMTRADE và tính toán của nhóm tác giả.

Việt Nam đứng thứ hai (sau Trung Quốc) về xuất khẩu bạch tuộc, mực sang Hàn Quốc, đạt hơn 247 triệu USD, chiếm 22% tổng giá trị nhập khẩu bạch tuộc, mực vào Hàn Quốc năm 2023 (Kim Thu, 2024).

5. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

5.1. Tác động tạo lập thương mại

Sử dụng mô hình SMART với kịch bản thuế quan của các mặt hàng thủy sản mã số HS 4 chữ số giảm về 0%, tác động tạo lập thương mại (Bảng 2).

Bảng 2 cho thấy tổng giá trị tạo lập thương mại (gia tăng kim ngạch xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang Hàn Quốc) ước đạt gần 4 triệu USD. Trừ các mã HS 0304, 0308 được mô hình dự báo không đem lại tác động tạo lập thương mại, các mã HS còn lại đều mang giá trị dương cho thấy sự chuyển hướng nhập khẩu thủy sản từ các nước khác sang Việt Nam của Hàn Quốc khi thuế không còn là rào cản dưới tác động của Hiệp định Khu vực. Trong đó, mã HS 0307 đóng góp lớn nhất cho tổng giá trị tạo lập thương mại về giá trị, đạt 1,3 triệu USD (chiếm 33,75%). Tiếp theo là mã HS 1604 ước tính đóng góp hơn 1,1 triệu USD (chiếm 28,68%).

Bảng 3 cho thấy, nhóm mã HS 030199 đóng góp tới hơn 58,93% trong tổng giá trị tạo lập thương mại của nhóm HS 0301; đóng góp trong giá trị tạo lập thương mại của nhóm mã HS 0303 chủ yếu từ nhóm HS 030389, với giá trị ước tính khoảng 193,340 nghìn USD, chiếm 43,7%; nhóm mã HS 030572 đóng góp tới 78,04% trong tổng giá trị tạo lập thương mại của nhóm HS 0305. Các nhóm thủy sản còn lại gồm mã HS

030614 của nhóm HS 0306, mã HS 030749 của nhóm HS 0307, mã HS 160414 của nhóm HS 1604 và mã HS 160554 của nhóm HS 1605 đều là các mã tạo nên giá trị tạo lập thương mại của chính nhóm đó.

Bảng 2: Tác động tạo lập thương mại theo nhóm thủy sản mã HS 4 chữ số

Mã HS	Năm 2021		
	Kim ngạch xuất khẩu (USD)	Tạo lập thương mại (USD)	Tỷ lệ đóng góp (%)
0301	391.867	20.639	0,52
0303	14.465.310	442.411	11,12
0304	106.329.418	0	0
0305	8.017.074	833.025	20,94
0306	245.205.269	17.069	0,43
0307	235.938.546	1.342.551	33,75
0308	372.602	0	0
1604	50.334.816	1.141.063	28,68
1605	146.940.125	181.593	4,56
Tổng	**807.995.027**	**3.978.351**	**100**

Nguồn: Kết quả tính toán của nhóm tác giả từ phần mềm SMART

Bảng 3: Tỷ lệ đóng góp trong tạo lập thương mại năm 2021 của thủy sản HS 4 chữ số

Mã HS	Tạo lập thương mại (USD)	Tỷ lệ đóng góp (%)	Mã HS	Tạo lập thương mại (USD)	Tỷ lệ đóng góp (%)
HS 0301			**HS 0305**		
0301	20.639	100	0305	833.025	100
030111	4.550	22,05	030572	650105	78,04
030119	3.926	19,02	030579	182921	21,96
030199	12.162	58,93	**HS 0306**		
HS 0303			0306	17.069	100
0303	442.411	100	030614	17.069	100
030323	56.028	12,66	**HS 0307**		
030324	154.919	35,02	0307	1.342.551	100
030329	258	0,06	030749	1.342.551	100
030339	1.889	0,43	**HS 1604**		
030343	1.228	0,28	1604	1.141.063	100
030349	6	0,00	160414	1.141.063	100
030354	24.772	5,60	**HS 1605**		
030355	3.791	0,86	1605	181.593	100
030382	6.180	1,40	160554	181.593	100
030389	193.340	43,70			

Nguồn: Kết quả tính toán của nhóm tác giả từ phần mềm SMART

5.2. Tác động chuyển hướng thương mại

Sử dụng mô hình SMART với kịch bản thuế quan của các mặt hàng thủy sản mã số HS 4 chữ số giảm về 0%, tác động chuyển hướng thương mại (Bảng 4).

Bảng 4 cho thấy, tổng tác động chuyển hướng thương mại đối với nhóm hàng thủy sản mã HS 4 chữ số với kịch bản thuế quan giảm về 0% ước đạt 1,4 triệu USD. Đóng góp nhiều nhất trong tổng tác động chuyển

hướng thương mại là nhóm thủy sản mã HS 0303 (chiếm 30,3%). Đứng thứ hai, thứ ba là nhóm các mã HS 1604, 1605 với tỷ lệ đóng góp lần lượt là 26,39% và 18,20%.

Bảng 4: Tác động chuyển hướng thương mại của nhóm thủy sản mã HS 4 chữ số

Mã HS	Năm 2021	
	Chuyển hướng thương mại (USD)	Tỷ lệ đóng góp (%)
0301	27.892	1,99
0303	424.129	30,30
0304	0	0
0305	49.344	3,53
0306	25.635	1,83
0307	248.600	17,76
0308	0	0
1604	369.329	26,39
1605	254.724	18,20
Tổng	**1.399.653**	**100**

Nguồn: Kết quả tính toán của nhóm tác giả từ phần mềm SMART.

Nhóm hàng các mã HS 0304, 0308 không tạo ra tác động chuyển hướng thương mại. Nguyên nhân có thể do giá nhập khẩu từ Việt Nam sau khi Hiệp định Khu vực có hiệu lực bằng giá nhập khẩu từ các nước không trong liên minh trước khi ký Hiệp định.

Bảng 5: Tỷ lệ đóng góp trong tác động chuyển hướng thương mại năm 2021 của thủy sản mã HS 6 chữ số

Mã HS	Chuyển hướng thương mại (USD)	Tỷ lệ đóng góp (%)	Mã HS	Chuyển hướng thương mại (USD)	Tỷ lệ đóng góp (%)
HS 0301			**HS 0305**		
0301	27.892	100	0305	49.344	100
030111	7.147	25,62	030572	27.077	54,87
030119	6.180	22,16	030579	22.267	45,13
030199	14.566	52,22	**HS 0306**		
HS 0303			0306	25.635	100
0303	424.129	100	030614	25.635	100
030323	6.820	1,61	**HS 0307**		
030324	66.816	15,75	0307	248.600	100
030329	38	0,01	030749	248.600	100
030339	3.129	0,74	**HS 1604**		
030343	2.538	0,60	1604	369.329	100
030349	2	0,00	160414	369.329	100
030354	5.557	1,31	**HS 1605**		
030355	6.469	1,53	1605	254.724	100
030382	10.593	2,50	160554	254.724	100
030389	322.167	75,96			

Nguồn: Kết quả tính toán của nhóm tác giả từ phần mềm SMART.

Bảng 5 cho thấy mã HS 030199 đóng góp 52,22% giá trị chuyển hướng thương mại của nhóm mã HS 0301 với giá trị khoảng14,5 nghìn USD. Nhóm mã HS 030389 đóng góp nhiều nhất vào tổng giá trị chuyển hướng thương mại của nhóm mã HS 0303, tới 75,96%.

4 nhóm hàng thủy sản mã HS 6 chữ số gồm nhóm các mã HS 030614, 030749, 160414, 160554 đóng góp 100% tổng giá trị chuyển hướng thương mại của lần lượt 4 mã HS là các mã HS 0306, 0307, 1604, 1605.

Bảng 6: Tổng tác động thương mại của Hiệp định Khu vực theo kịch bản thuế quan đối với thủy sản Việt Nam xuất khẩu sang Hàn Quốc giảm về 0%

Tác động	Giá trị (1000 USD)	Tỷ lệ (%)
Tạo lập thương mại	3.978,351	73,974
Chuyển hướng thương mại	1.399,653	26,026
Tổng	**5.378,004**	**100%**

Nguồn: Kết quả tính toán của nhóm tác giả từ phần mềm SMART.

Theo số liệu ở Bảng 6, tác động của tạo lập thương mại (chiếm 73,974%), lấn át tác động của chuyển hướng thương mại (chiếm 26,026%). Kết quả này cho thấy khi Hiệp định Khu vực có hiệu lực sẽ tăng xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang Hàn Quốc chủ yếu do hàng hóa của Việt Nam được hưởng ưu đãi thuế quan và trở nên cạnh tranh hơn hàng hóa tự sản xuất trong nước Hàn Quốc. Điều này cũng chứng tỏ áp lực cạnh tranh từ các đối thủ đối với thủy sản xuất khẩu của Việt Nam sang Hàn Quốc vẫn còn rất lớn.

Bảng 7: Các nước giảm nhiều nhất trong kim ngạch xuất khẩu nhóm các mã HS 0303, 1604, 1605, 0307 sang thị trường Hàn Quốc

Đơn vị tính: Nghìn USD

Nước	Kim ngạch trước Hiệp định Khu vực (2021)	Kim ngạch sau Hiệp định Khu vực (2022)	Thay đổi	Nước	Kim ngạch trước Hiệp định Khu vực (2021)	Kim ngạch sau Hiệp định Khu vực (2022)	Thay đổi
Nhóm HS 0303				**Nhóm HS 1604**			
Senegal	26.352	16.983	-9.369	Ấn Độ	2.083	1.441	-643
Guinea	47.117	38.746	-8.372	Ba Lan	516	444	-72
Venezuela	8.035	2.763	-5.272	Thụy Điển	146	120	-26
Argentina	18.369	15.168	-3.202	Đức	65	50	-15
Vanuatu	16.038	13.197	-2.840	Canada	10	1	-9
Guinea-Bissau	2.554	1.259	-1.295	Latvia	222	218	-5
Hà Lan	3.698	3.215	-483	Tunisia	0,122	0,025	-0,097
Nhóm HS 1605				**Nhóm HS 0307**			
Anh	46.430	37.291	-9.139	Argentina	25.070	18.002	-9.369
Ireland	13.359	9.366	-3.993	Hoa Kỳ	10.218	5.416	-8.372
Thổ Nhĩ Kỳ	11.383	8.810	-2.573	Peru	46.624	44.544	-4.991
Ukraine	3.036	1.338	-1.698	Mexico	968	19	-2.840
Bulgaria	4.787	4.348	-438	Canada	4.278	3.820	-1.862
Ấn Độ	439	177	-263	Uruguay	515	67	-448
Mauritania	1.273	1.153	-121	Ấn Độ	816	476	-340

Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả từ phần mềm SMART.

Bảng 7 cho thấy, các nước (ngoài Hiệp định Khu vực) giảm nhiều nhất trong kim ngạch xuất khẩu nhóm thủy sản các mã HS0 303, 1604, 1605, 0307 là Senegal, Ấn Độ, Anh và Argentina. Như vậy, việc thực thi Hiệp định Khu vực sẽ mang lại những lợi thế cạnh tranh lớn về thuế cho hàng thủy sản Việt Nam so với các nước chưa ký hiệp định TMTD với Hàn Quốc (Venezuela, Argentina, Ukraine, Mauritania, Tunisia, Uruguay) hoặc chỉ được Hàn Quốc cho hưởng chế độ thuế quan ưu đãi phổ cập (GSP) (Senegal, Guinea, Guinea-Bissau, Mauritania, Vanuatu). Các nước này sẽ chịu tác động chuyển hướng thương mại do Hàn Quốc ưu tiên nhập khẩu hàng hóa của các quốc gia đối tác trong các hiệp định TMTD (song phương hay đa phương) với Hàn Quốc như Hà Lan, Anh, Ireland, Thổ Nhĩ Kỳ, Bulgaria, Ấn Độ, Ba Lan, Thụy Điển, Đức, Canada, Latvia, Hoa Kỳ, Peru, Mexico và cả các nước thành viên Hiệp định Khu vực, trong đó có Việt Nam.

6. Kết luận

Hiệp định Khu vực được nhận diện là một hiệp định TMTD thế hệ mới với cam kết về cả các vấn đề thương mại truyền thống như hàng hoá, dịch vụ, đầu tư và các vấn đề mới như mua sắm công, thương mại điện tử, doanh nghiệp nhỏ và vừa. Việt Nam hiện đang đứng vị trí thứ ba trong số 10 thị trường nhập khẩu thủy sản lớn nhất của Hàn Quốc. Tuy nhiên, thủy sản xuất khẩu của Việt Nam còn chiếm thị phần nhỏ tại thị trường này (13,4%). Điều đó có nghĩa là cơ hội tiếp cận thị trường Hàn Quốc còn rất lớn đối với hàng thủy sản của Việt Nam trong bối cảnh hai nước đang trong lộ trình thực hiện cam kết theo Hiệp định Khu vực.

Nghiên cứu này sử dụng mô hình SMART theo kịch bản thuế quan giảm về 0% để đánh giá tác động của Hiệp định Khu vực lên xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang Hàn Quốc. Kết quả nghiên cứu cho thấy Hiệp định Khu vực có tác động thúc đẩy xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang thị trường Hàn Quốc, đặc biệt là 9 nhóm hàng thủy sản xuất khẩu chủ lực của Việt Nam. Trong đó, tác động của tạo lập thương mại (chiếm 73,974% tổng tác động) lấn át tác động của chuyển hướng thương mại (chiếm 26,026%). Điều đó có nghĩa là khi cắt giảm thuế quan theo Hiệp định Khu vực, hàng thủy sản của Việt Nam đã trở nên cạnh tranh hơn so với các nước khác khi xuất khẩu vào thị trường Hàn Quốc. Tuy nhiên, lợi thế này có thể bị mất đi khi mà các đối thủ ngoài Hiệp định Khu vực cũng đang thúc đẩy quá trình đàm phán để ký kết các hiệp định TMTD với Hàn Quốc nhằm cắt giảm áp lực thuế quan.

Để có thể hỗ trợ các doanh nghiệp xuất khẩu thủy sản tận dụng những ưu đãi trong Hiệp định Khu vực, vượt qua được các rào cản kỹ thuật khắt khe của thị trường Hàn Quốc; đồng thời khai thác được những lợi thế so sánh của ngành thủy sản Việt Nam, Chính phủ cần phải có một số giải pháp chính sách sau: Trước hết, tiếp tục đẩy mạnh tuyên truyền, tập huấn và hướng dẫn để doanh nghiệp hiểu và biết cách tận dụng những ưu đãi, giảm thiểu những thách thức từ Hiệp định Khu vực. Thứ hai, định hướng thúc đẩy xuất khẩu những mặt hàng thủy sản có khả năng tận dụng được những cơ hội của Hiệp định Khu vực và đảm bảo phát triển xuất khẩu thủy sản bền vững. Thứ ba, cung cấp thông tin về các quy định, tiêu chuẩn và điều kiện để xuất khẩu thủy sản sang Hàn Quốc, từ đó, doanh nghiệp nghiên cứu biện pháp áp dụng phù hợp và tuân thủ. Thứ tư, khuyến khích doanh nghiệp ứng dụng công nghệ cao trong nuôi trồng, chế biến để gia tăng giá trị xuất khẩu, đáp ứng được yêu cầu thủy sản an toàn của Hàn Quốc. Cuối cùng, cung cấp kịp thời thông tin và dự báo về diễn biến thị trường thủy sản thế giới và Hàn Quốc để doanh nghiệp kịp thời ứng phó, linh hoạt điều chỉnh các biện pháp tiếp cận thị trường khi tình hình thay đổi.

Nghiên cứu này vẫn còn một số điểm có thể phân tích sâu trong các nghiên cứu tiếp theo. Đó là, nghiên cứu mới chỉ định lượng tác động của việc xóa bỏ thuế quan theo Hiệp định Khu vực, mà chưa xem xét đến (i) tác động của Hiệp định Khu vực đến xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang Hàn Quốc so sánh với các nước thành viên khác; (ii) tác động của Hiệp định thương mại tự do Việt Nam-Hàn Quốc (VKTMTD) đến xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang Hàn Quốc.

Tài liệu tham khảo

Aitken, N.D. (1973), 'The effect of the EEC and ETMTD on European trade: A temporal cross-section analysis', *The American Economic Review, 63 (5),* 881-892. DOI: https://doi.org/10.1007/BF02707409.

Banga, Rashmi (2019), '*CPTPP: Implications for Malaysia's Merchandise Trade Balance.*' http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3354836.

Bộ Công Thương (2024), *Bản tin Thị trường Nông, Lâm, Thủy sản Việt Nam,* truy cập ngày 20/1/2024, từ <https://moit.gov.vn/tin-tuc/ban-tin-thi-truong-nong-lam-thuy-san/ban-tin-thi-truong-nlts so-ra-ngay-20-01-2024.html>.

Cheong, D. (2010), 'Methods for Ex ante economic evaluation of Free Trade Agreements', *ADB working paper series on regional economic integration No. 52.*

Đỗ Ngọc Kiên, Nguyễn Khánh Tùng, Nguyễn Trung Kiên, Đinh Quang, Lê Nhật Hoàng, Phí Mạnh Hùng, Khuất Vũ Ngọc Linh (2022), '*Ảnh hưởng tiềm năng của CPTPP đến xuất khẩu đồ gỗ của Việt Nam sang các nước thành viên CPTPP: phân tích mô hình SMART',* Trường Đại học Ngoại Thương Working Paper Series, 1(6). <https://fwps.ftu.edu.vn/2022/06/11/anh-huong-tiem-nang-cua-cptpp-den-xuat-khau-do-go-cua-viet-nam-sang-cac-nuoc-thanh-vien-cptpp-phan-tich-mo-hinh-smart/>

Guei, K.M.A., Mugano, G., Roux, P.L. (2017), 'Revenue, welfare and trade effects of European Union Free Trade Agreement on South Africa', *Sabinet African Journals, 20(1),* 5-8. DOI: https://doi.org/10.4102/sajems.v20i1.1655.

Hertel, T. W. (1997), *Global Trade Analysis: Modeling and Applications,* Cambridge University Press, Cam-bridge.

Jammes, O. & Olarreaga, M. (2005), *Explaining SMART and GSIM,* The World Bank Work in Progress, April 2005.

Kim Thu (2024), *VASEP kiến nghị tiếp tục xem xét bãi bỏ hạn ngạch đối với tôm Việt Nam xuất khẩu vào Hàn Quốc,* truy cập lần cuối ngày 05/02/2024, từ <https://vasep.com.vn/tieu-diem/vasep-kien-nghi-tiep-tuc-xem-xet-bai-bo-han-ngach-doi-voi-tom-viet-nam-xuat-khau-vao-han-quoc-29898.html>.

Lipsey, R. & K. Lancaster (1956), 'The General Theory of Second Best', *Review of Economic Studies,* 24(10), 11–32.

MacPhee, C.R. & Sattayanuwat, W. (2014), 'Consequence of Regional Trade Agreements to Developing Coun-tries', *Journal of Economic Integration,* 29(1), 64-94.

Magee, Christopher (2004), 'New Measures of Trade Creation and Trade Diversion', *Journal of International Economics,* 75(2), 349-362.

Mai Đức Toàn, Nguyễn Thường Lạng, Nguyễn Duy Cương, Nguyễn Thị Ngọc Ánh, Lê Linh Chi, & Tạ Thị Thúy Nga (2021), 'Tác động của Hiệp định Đối tác Kinh tế Toàn diện Khu vực (RCEP) tới thương mại hai chiều hàng thủy sản giữa Việt Nam và Nhật Bản', T*ạp chí Quản lý và Kinh tế Quốc tế,* số 139, 36-52.

Marshall, A. (1890), *Principles of Economics,* 8th edition, Macmillan and Co., London.

Ngô Thị Tuyết Mai & Nguyễn Như Bình (đồng chủ biên) (2019), *Giáo trình Hội nhập kinh tế quốc tế,* Nhà xuất bản Đại học Kinh tế Quốc dân, Hà Nội.

Nguyễn Thu Hằng, Nguyễn Thị Tố Như, Đinh Thị Minh Phương, Nguyễn Thị Ngọc Tâm, & Thạch Hà Trang, (2023), *'Tác động của Hiệp định CPTPP đến ngành xuất khẩu giày của Việt Nam sang các nước CPTPP',* Trường Đại học Ngoại Thương Working Paper Series, 2(3). <https://fwps.ftu.edu.vn/2023/12/12/tac-dong-cua-hiep-dinh-cptpp-den-nganh-xuat-khau-giay-cua-viet-nam-sang-cac-nuoc-cptpp/>.

Sodersten, B. & Reed, G., (1994), *International Economics,* Palgrave, London.

Urata, S., & Okabe, M., (2007), 'The Impacts of Free Trade Agreements on Trade Flows: An Application of the Gravity Model Approach', T*he Research Institute of Economy, Trade and Industry Discussion Paper Series* 07-E-052 Revised, RIETI.

VCCI (2021), *Tóm lược Hiệp định Đối tác Kinh tế Toàn diện Khu vực Hiệp định Khu vực,* Nhà xuất bản Công Thương, Hà Nội.

VCCI (2023), *Tỷ lệ tận dụng C/O ưu đãi theo các hiệp định thương mại của Việt Nam qua các năm,* truy cập lần cuối ngày 27 tháng 5 năm 2024, từ <https://trungtamwto.vn/file/22395/bang-tan-dung-uu-dai-ftas-qua-tung-nam--vn-2022.pdf>.

Veeramani, C., &, Gordhan, S., (2011), 'Impact of ASEAN-India Preferential Trade Agreement on Plantation Commodities: A Simulation Analysis', *Economic & Political Weekly, 46(10)*. <https://www.jstor.org/stable/41151946>.

Viner, J. (1950), The Customs Union Issue, *Carnegie Endowment for International Peace,* New York.

Walras, L. (1954), *Theory of Pure Economics,* Translated by W. Jaffe, Allen and Unwin, London.

TÁC ĐỘNG CỦA ĐẦU TƯ CÔNG, ĐẦU TƯ TƯ NHÂN TỚI TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ VÙNG BẮC TRUNG BỘ

Trần Thị Hồng Lam
Nghiên cứu sinh, Trường Đại học Kinh tế - Đại học Đà Nẵng
Email: tthlam@vinhuni.edu.vn

Mã bài: JED-1805
Ngày nhận bài: 14/08/2024
Ngày nhận bài sửa: 01/09/2024
Ngày duyệt đăng: 22/10/2024
DOI: 10.33301/JED.VI.1805

Tóm tắt
Trong bối cảnh cách mạng công nghiệp 4.0 và thu hút sự quan tâm của các nhà đầu tư quốc tế, Vùng Bắc Trung Bộ đang nỗ lực tối ưu hóa các nguồn lực đầu tư nhằm mục tiêu phát triển bền vững và đồng đều. Nghiên cứu này làm rõ tác động của đầu tư công và đầu tư tư nhân tới tăng trưởng kinh tế của Vùng Bắc trung Bộ. Bài viết sử dụng nhiều phương pháp ước lượng khác nhau như OLS, FEM, 3SLS và ARDL với số liệu thứ cấp từ niên giám thống kê của các tỉnh Vùng BTB trong giai đoạn 2010- 2023. Kết quả cho thấy đầu tư công và đầu tư tư nhân đều có tác động tích cực tới tăng trưởng kinh tế trong ngắn hạn và dài hạn. Ngoài ra, các yếu tố như lao động và vốn con người cũng có ảnh hưởng đến tăng trưởng kinh tế Vùng Bắc Trung Bộ. Từ kết quả phân tích, tác giả đề xuất một số hàm ý chính sách quan trọng nhằm thúc đẩy sự phát triển kinh tế bền vững tại Vùng Bắc Trung Bộ.
Từ khóa: ARDL, Đầu tư công, Đầu tư tư nhân, FEM, 3SLS.
Mã JEL: O13, O53, C21, Q33

The impact of public and private investment on the economic growth of the North Central Region

Abstract
In the context of the Fourth Industrial Revolution and increasing international investor interest, the North Central Region is striving to optimize investment resources to achieve sustainable and balanced development. This study clarifies the impact of public and private investment on the economic growth of the North Central Region. The article employs various estimation methods, such as OLS, FEM, 3SLS, and ARDL, using secondary data from the statistical yearbooks of the provinces in the North Central Region for the period 2010-2023. The results indicate that both public investment and private investment have positive effects on economic growth in both the long and short term. Additionally, factors such as labor and human capital significantly influence the economic growth of the North Central Region. Based on the results of the analysis, the author proposes several important policy implications for promoting sustainable economic development in the North Central Region.
Keyword: *ARDL, FEM, Government's Invest, Private investment, 3SLS.*
Mã JEL: O13, O53, C21, Q33

1. Đặt vấn đề

Trong bối cảnh Cách mạng Công nghiệp 4.0 và sự chuyển đổi số toàn cầu, Vùng Bắc Trung Bộ (BTB) của Việt Nam đang tích cực tìm cách tối ưu hóa các nguồn lực đầu tư nhằm đạt được phát triển bền vững và cân bằng. Trong giai đoạn 2010-2023, kinh tế của các tỉnh vùng BTB có sự tăng trưởng liên tục với quy mô tăng gấp khoảng 5,33 lần (theo giá hiện hành) từ 151.495 tỷ VND năm 2010 lên 837.826 tỷ VND vào năm 2023. Để đạt kết quả tăng trưởng như vậy, vai trò của đầu tư công (ĐTC) và đầu tư tư nhân (ĐTTN) là rất đáng kể. Năm 2010, tổng đầu tư thực hiện là 60.978,6 tỷ VND trong đó ĐTC chiếm hơn 40% và ĐTTN là gần 60%. Năm 2023, tổng đầu tư đã tăng lên 120.900 tỷ VND, với tỷ lệ ĐTC chỉ còn 23% và đầu tư tư nhân tăng lên 77%. Xu hướng cho thấy nguồn ĐTC đang ngày càng bị giới hạn bởi ngân sách nhà nước, trong khi ĐTTN có tiềm năng phát triển mạnh mẽ hơn.

Bài viết sẽ làm rõ vai trò ĐTC và ĐTTN trong việc thúc đẩy tăng trưởng kinh tế vùng BTB, đồng thời đề xuất chính sách nhằm tối ưu hiệu quả đầu tư. Cấu trúc bài viết bao gồm: (1) Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu về ĐTC và ĐTTN và tăng trưởng kinh tế, giúp định hình khung lý thuyết cho nghiên cứu; (2) Mô hình và phương pháp nghiên cứu, giới thiệu phương pháp ước lượng OLS, FEM, 3SLS, ARDL và dữ liệu sử dụng trong giai đoạn 2010-2023; (3) Kết quả và thảo luận, phân tích tác động của ĐTC và ĐTTN đến tăng trưởng kinh tế vùng BTB, đồng thời xem xét yếu tố bổ sung như lao động và vốn con người; (4) Kết luận và hàm ý chính sách, đề xuất nhằm cải thiện hiệu quả đầu tư và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế bền vững của vùng.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Tăng trưởng kinh tế là yếu tố quyết định sự phát triển của quốc gia nói chung và vùng kinh tế nói riêng. Để nghiên cứu tác động của ĐTC và ĐTTN tới tăng trưởng kinh tế, các lý thuyết về mô hình tăng trưởng như cổ điển, tân cổ điển và tăng trưởng nội sinh, đóng vai trò nền tảng. Các lý thuyết đã chỉ ra cách thức mà đầu tư có thể tạo ra tăng trưởng:

Các nhà kinh tế học cổ điển đều thống nhất rằng nhân tố như lao động, đất đai và vốn là các yếu tố chính ảnh hưởng đến tăng trưởng kinh tế. Domar (1946) nhấn mạnh vai trò của đầu tư trong việc duy trì tăng trưởng kinh tế. Ông cho rằng mức đầu tư cao sẽ dẫn đến mức tăng trưởng kinh tế cao nếu tỷ lệ tiết kiệm được duy trì. Đầu tư công có thể cung cấp cơ sở hạ tầng cần thiết, trong khi đầu tư tư nhân sản xuất hàng hóa và dịch vụ, cả hai đều quan trọng đối với sự phát triển kinh tế.

Mô hình tăng trưởng Tân cổ điển, xây dựng dựa trên các nguyên tắc của kinh tế học cổ điển, lý giải tăng trưởng kinh tế dài hạn thông qua các yếu tố cơ bản như tích lũy vốn và lao động, gia tăng dân số và nâng cao năng suất. Theo Cobb & Douglas (1928) mô tả mối quan hệ giữa các yếu tố đầu vào sản xuất (lao động và vốn) và sản lượng. Họ nhấn mạnh tầm quan trọng của đầu tư vào vốn, bao gồm đầu tư công và tư nhân để tăng sản lượng. Đầu tư công thông qua việc cải thiện cơ sở hạ tầng, có thể làm tăng hiệu quả của đầu tư tư nhân, đồng thời ảnh hưởng đến mức độ hiệu quả của việc sử dụng vốn và lao động, cũng như tác động công nghệ lên nền kinh tế. Solow (1956) đề xuất tăng trưởng kinh tế dài hạn phụ thuộc vào tiến bộ công nghệ và sự tích lũy vốn, trong đó vốn được tích lũy thông qua đầu tư. Cả đầu tư công và tư nhân đều đóng góp vào sự tích lũy vốn này. Đầu tư công thường tập trung vào cơ sở hạ tầng và dịch vụ công cộng, tạo điều kiện thuận lợi cho đầu tư tư nhân, thúc đẩy tăng trưởng kinh tế

Mô hình tăng trưởng nội sinh đưa ra một góc nhìn khác về động lực của tăng trưởng kinh tế, nhấn mạnh tầm quan trọng của các yếu tố nội tại trong nền kinh tế. Romer (1986) cho rằng tăng trưởng dài hạn phụ thuộc bởi các yếu tố nội sinh như đầu tư vào nghiên cứu và phát triển, giáo dục và vốn nhân lực. Đầu tư công trong các lĩnh vực này có thể nâng cao chất lượng vốn nhân lực và thúc đẩy đổi mới công nghệ, trong khi đầu tư tư nhân vào các ngành công nghiệp mới và công nghệ mới có thể tạo ra động lực cho tăng trưởng kinh tế.

2.2. Tổng quan nghiên cứu

Một số nghiên cứu đã chỉ ra rằng đầu tư công thường có xu hướng lấn át đầu tư tư nhân, đặc biệt tại những quốc gia mà khu vực tư nhân phát triển mạnh. Chẳng hạn, Tô Trung Thành (2012) đã nghiên cứu tác động của đầu tư công đến đầu tư tư nhân tại Việt Nam giai đoạn 1986-2010, sử dụng mô hình VECM. Kết quả phát hiện đầu tư công có xu hướng "lấn át" đầu tư tư nhân và tác động đến GDP thấp hơn so với đầu tư tư

nhân. Tương tự, Dash (2016) nghiên cứu ở Ấn Độ, trong giai đoạn 1970-2013 bằng phương pháp ARDL, cũng cho thấy khi tỷ lệ đầu tư công tăng, tỷ lệ đầu tư tư nhân giảm cả trong ngắn và dài hạn. Những nghiên cứu như của Makuyana & Odhiambo (2019) tại Malawi giai đoạn 1970 đến năm 2014 và Ouédraogo & cộng sự (2019) ở khu vực cận Sahara, Châu Phi với số liệu từ 44 quốc gia trong giai đoạn 1960-2015, cũng mang kết quả tương tự.

Tuy nhiên, một số nghiên cứu khác lại cho thấy đầu tư công có thể thúc đẩy đầu tư tư nhân. Ví dụ, Bùi Quang Bình (2017) nghiên cứu ở Tây Nguyên, cụ thể là tỉnh Đắk Nông giai đoạn 2005-2017 bằng phương pháp hồi quy OLS và 3SLS đã chỉ ra đầu tư công có tác động tích cực, thúc đẩy đầu tư tư nhân, từ đó góp phần tăng trưởng GDP của địa phương. Nguyễn Thị Cành & cộng sự (2018) đã phân tích 22 ngành kinh tế cấp 1 của Việt Nam từ năm 1990 đến năm 2016 và nhận thấy rằng đầu tư công không chỉ thúc đẩy đầu tư tư nhân mà còn làm tăng GDP trong dài hạn. Phạm Mạnh Hùng (2022) khi nghiên cứu dữ liệu các tỉnh của Việt Nam trong giai đoạn 1995-2019 cũng đã khẳng định rằng đầu tư công có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế trong dài hạn, mặc dù tác động này yếu hơn so với đầu tư tư nhân. Cụ thể, tăng trưởng vốn đầu tư công tăng 1% sẽ làm chỉ số tăng trưởng kinh tế tăng khoảng 0,047% trong khi đó tác động từ khu vực tư nhân là 0,054%.

Mặc dù, các nghiên cứu trên đã cung cấp góc nhìn đa dạng về mối quan hệ giữa ĐTC và ĐTTN, phần lớn vẫn tập trung vào mối quan hệ tổng quát mà chưa đi sâu vào phân tích tác động của ĐTC ở cấp độ vùng hay địa phương, nơi điều kiện hạ tầng và môi trường đầu tư có thể khác biệt lớn giữa các khu vực. Điều này tạo ra một khoảng trống trong nghiên cứu, đặc biệt là tại các khu vực phát triển không đồng đều. Các nghiên cứu quốc tế và trong nước, mặc dù có phạm vi không gian và thời gian khác nhau, đã sử dụng các phương pháp phân tích định lượng đa dạng, nhưng vẫn chưa cung cấp được sự nhất quán về kết quả. Chính vì vậy, việc nghiên cứu tác động của đầu tư công ở cấp độ vùng, đặc biệt là trong các điều kiện kinh tế đặc thù, vẫn là một lĩnh vực cần được nghiên cứu thêm. Điều này sẽ hỗ trợ các nhà hoạch định chính sách và chính quyền địa phương trong việc đưa ra các chính sách đầu tư hiệu quả và phù hợp hơn cho từng khu vực cụ thể.

3. Mô hình và dữ liệu nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Trên cơ sở xác định vấn đề, dựa vào những lý thuyết về tăng trưởng kinh tế và các nghiên cứu liên quan, để phân tích tác động ĐTC, ĐTTN tới tăng trưởng kinh tế vùng BTB tác giả sử dụng phương pháp phân tích hồi quy với dữ liệu bảng bằng các phương pháp ước lượng được sử dụng gồm: Pooled OLS, FEM (Fixed effects model), REM (Random effects model) thông qua phần mềm STATA. Mô hình dựa trên hàm Cobb – Douglass và đề xuất như sau:

$$Y_{it} = e^{\beta 4 Hit}\, IG_{it}^{\ \beta 1}\, IP_{it}^{\ \beta 2}\, L_{it}^{\ \beta 3} \ldots. (1)$$

Tất cả chuyển về dạng logarit thập phân như (2).

$$LnY_{it} = \beta_0 + \beta_1 lnIG_{it} + \beta_2 lnIP_{it} + \beta_3 lnL_{it} + \beta_4 H_{it} + \varepsilon_{it} (2)$$

Để giải quyết vấn đề nội sinh nghiên cứu áp dụng phương pháp hệ phương trình đồng thời hay mô hình 3SLS với các phương trình từ (2) đến (4) như:

$$lnIG_{it} = \beta_0 + \beta_1 lnIG_{it-1} + u_{it} (3)$$

$$lnIP_{it} = \beta_0 + \beta_1 lnIP_{it-1} + u_{it} (4)$$

Theo Bùi Quang Bình (2017) thì ĐTC và ĐTTN của năm sau phụ thuộc vào mức đầu tư công và ĐTTN của năm trước. Với hai nhóm phương trình đồng thời như (2) đến (4) theo Zellner & Theil (1962) có thể sử dụng phương pháp 3SLS. Phương pháp này cho phép khắc phục hiện tượng nội sinh. Theo Bùi Phan Nhã Khanh & Bùi Quang Bình (2022), phương pháp 3SLS cho phép giải quyết vấn đề nội sinh, đặc biệt là các mô hình động với các biến trễ, khi số mốc thời gian ngắn như nghiên cứu này.

Dựa trên các phương pháp ước lượng, các kiểm định tiếp theo gồm kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến, kiểm định hiện tượng phương sai sai số thay đổi, kiểm định hiện tượng tự tương quan giữa các sai số, kiểm định Breusch – Pagan để lựa chọn giữa REM và OLS, kiểm định Hausman để lựa chọn phương pháp ước lượng REM hay FEM..

Để xác định mối quan hệ trong ngắn và dài hạn giữa đầu tư công, đầu tư tư nhân và tăng trưởng kinh tế, dựa trên các kết quả nghiên cứu của Makuyana & Odhiambo (2019), Shabbir & cộng sự (2021) và Phạm Mạnh Hùng (2022), nghiên cứu áp dụng phương pháp ARDL. Mô hình ARDL cho (2) như sau:

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \gamma_1 \ln IG_{it-k} + \gamma_2 \ln IP_{it-k} + \gamma_3 \ln L_{it-k} + \gamma_4 H_{it-k-1} +$$
$$+ \sum_{m=1}^{b} \beta_{m1} LnIG_{it-k} + \sum_{m=1}^{c} \beta_{m1} lnIP_{it-} + \sum_{n=1}^{d} \beta_{n1} lnL_{it-k} + \sum_{o=1}^{e} \beta_{o1} H_{it-k} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Theo Pesaran & Pesaran (1997) có các ưu điểm như có thể sử dụng trong trường hợp số lượng mẫu nhỏ; chỉ ước tính bằng một phương trình duy nhất; Phương pháp ARDL cho phép các biến hồi quy có thể dung nạp các độ trễ tối ưu khác nhau; Có thể sử dụng khi không đảm bảo về thuộc tính về nghiệm đơn vị hay tính dừng của hệ thống dữ liệu, mức liên kết I(1) hoặc I(0).

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu *đánh giá tác động của ĐTC và* ĐTTN tới tăng trưởng kinh tế vùng BTB giai đoạn 2010-2023. Biến phụ thuộc là tăng trưởng kinh tế (Y), trong khi các biến độc lập lần lượt là Đầu tư công (IG), Đầu tư tư nhân (IP), Lao động (L), vốn con người (H). Các số liệu được tổng hợp từ Niên giám thống kê của Cục Thống kê và Báo cáo kinh tế xã hội hàng năm của 6 tỉnh vùng BTB (Thanh Hóa, Nghệ An, Hà Tĩnh, Quảng Bình, Quảng Trị, Thừa Thiên Huế) từ năm 2010 đến 2023. Cách thức đo lường các biến được trình bày tại Bảng 1.

Bảng 1: Mô tả các biến nghiên cứu

Ký hiệu	Mô tả	Đơn vị	Đo lường
$\ln Y_{it}$	Tăng trưởng kinh tế	Tỷ VNĐ	Ln(Y) giá trị sản xuất của tỉnh i năm t
$\ln IG_{it}$	Đầu tư công	Tỷ VNĐ	Ln(IG) vốn sản xuất của khu vực công được hình thành từ đầu tư công tỉnh i năm t
$\ln IP_{it}$	Đầu tư tư nhân	Tỷ VNĐ	Ln(IP) vốn sản xuất của khu vực tư nhân được hình thành từ đầu tư tư nhân trong nước và đầu tư trực tiếp nước ngoài của tỉnh i năm t.
$\ln L_{it}$	Lao động	Nghìn người	Ln(L) lao động trên 15 tuổi làm việc trong nền kinh tế
H_{it}	Vốn con người	%	Tỷ lệ lao động qua đào tạo

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2 thống kê mô tả các biến trong mô hình với giá trị trung bình của biến phụ thuộc – đại diện cho tăng trưởng kinh tế - lnY0 là 10,415; giá trị nhỏ nhất là 6,952 và giá trị lớn nhất là 11,926. Các thống kê của các biến khác được thể hiện trên Bảng 2. Với thống kê mô tả các biến này có thể thấy số liệu về cơ bản là không có sự phân tán, có thể sử dụng số liệu này cho phân tích.

Bảng 2: Thống kê mô tả

Tên biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị bé nhất	Giá trị lớn nhất
lnY0	10,415	0,763	6,952	11,926
lnIG	8,002	0,810	4,641	9,615
lnIP	8,973	0,898	5,395	10,641
lnL	7,725	0,774	6,129	9,400
H	21,227	4,831	10,100	31,300

Nguồn: Xử lý từ số liệu từ NGTK các tỉnh Vùng BTB

Với số liệu các biến theo chuỗi thời gian sẽ xuất hiện vấn đề như độ trễ của biến theo thời gian, do đó cần tiến hành kiểm tra các biến có tính dừng ở gốc đơn vị.

Với các kết quả kiểm định ở trong Bảng 3 cho thấy các chuỗi dữ liệu gốc đều là chuỗi dừng với sai phân bậc 0 với các mức ý nghĩa 1%, 5% hay 10%.

Bảng 3: Kiểm định tính dừng các biến của mô hình

Biến	Kết quả kiểm định ADF - Test Statistic ADF	Giá trị thống kê t (Interpolated Dickey-Fuller) ở mức			Xác suất
		1% Critical	5% Critical	10% Critical	
lnY0	-3,848	-4,077	-3,467	-3,16	0,0143
lnIG	-3,936	-4,077	-3,467	-3,16	0,0108
lnIP	-4,092	-4,077	-3,467	-3,16	0,0065
lnL	-3,545	-4,077	-3,467	-3,16	0,0348
H	-4,664	-4,077	-3,467	-3,16	0,0008

Nguồn: Xử lý từ số liệu từ NGTK các tỉnh Vùng BTB

4.2. Tác động của ĐTC, ĐTTN tới tăng trưởng kinh tế vùng BTB

Bảng 4: Kết quả ước lượng

	OLS	FEM	3SLS
Biến phụ thuộc – TTKT -lny0			
lnIG	0,371*** (0,060)	0,471*** (0,062)	0,263*** (0,078)
lnIP	0,204*** (0,059)	0,224*** (0,057)	0,239** (0,089)
lnL	0,379*** (0,059)	0,223** (0,077)	0,400*** (0,111)
H	0,013** (0,005)	0,024** (0,008)	0,011* (0,007)
Hệ số góc	2,414*** (0,209)	2,394*** (0,512)	2,847** (0,286)
R - sq	0,9501	0,9156	0,9493
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity	0,156		
Vif	5,73	4,88	
Durbin-Watson	1,203598	1,4017896	
N	84	84	84
Prob>F	0,000	0,000	0,000
Wooldridge test for autocorrelation in panel data		0,8811	
Hausman test		0,0056	

*Ghi chú: trong () là độ lệch chuẩn, ***. **,* là mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%*

Nguồn: Xử lý từ số liệu từ NGTK các tỉnh Vùng BTB

Bảng 4 thể hiện kết quả khi thực hiện các thủ tục ước lượng theo OLS, FEM và 3SLS. Ba phương pháp đều đưa giá trị Prob > F = 0,000 <5% và chỉ số R-squared > 90%, giải thích mô hình đáng tin cậy và có ý nghĩa. Theo kết quả ước lượng, biến lnIG và lnIP đều có giá trị dương ở các phương pháp ước lượng hàm ý rằng ĐTC và ĐTTN có tác động tích cực tới tăng trưởng kinh tế và có ý nghĩa thống kê. Tuy nhiên ở đây chỉ sử dụng kết quả với ước lượng dữ liệu bảng FEM vì kết quả hausman test bằng 0,0056, đã gợi ý sử dụng kết quả FEM tốt hơn. Khi vốn đầu tư công tăng thêm 1% thì góp phần làm tổng sản phẩm GRDP vùng BTB tăng thêm 0,471% với mức ý nghĩa 1%. Kết quả ước lượng này phù hợp với nghiên cứu của Nguyễn Thị Cành & cộng sự (2018) và Bùi Quang Bình (2017). Khi đầu tư tư nhân tăng 1% góp phần làm cho tổng sản phẩm các tỉnh vùng BTB tăng thêm 0,224% cùng mức ý nghĩa 1%.

Theo kết quả ước lượng theo 3 phương pháp cho thấy hệ số hồi quy của ĐTC lớn hơn hệ số này của ĐTTN hay khi ĐTC tăng 1% thì GRDP tăng nhiều hơn so với ĐTTN tác động, hàm ý răng ĐTC "lấn át" ĐTTN tương tự như kết quả của Tô Trung Thành (2012).

Ngoài ĐTC và ĐTTN thì lao động và vốn con người cũng ảnh hưởng tích cực tới tăng trưởng kinh tế có ý nghĩa thống kê. Lực lượng lao động trên 15 tuổi đang làm việc trong nền kinh tế được bổ sung tăng thêm 1 nghìn lao động sẽ làm cho GRDP v*ùng BTB tăng 0,223%, còn vốn lao động cung có tác động dương đến tăng trưởng kinh tế nhưng không lớn.* Kết quả này hàm ý rằng ngoài vốn đầu tư các tỉnh Vùng BTB có thể tận dụng tiềm năng lao động rất lớn của mình để thúc đẩy tăng trưởng kinh tế trong thời gian tới.

4.3. Mối quan hệ nhân quả giữa ĐTC và ĐTTN và tăng trưởng kinh tế

Tuy nhiên kết quả trên chưa thể cho phép xác định liệu có tồn tại mối quan hệ nhân quả giữa ĐTC và ĐTTN với tăng trưởng kinh tế. Phần tiếp theo, nghiên cứu sẽ áp dụng các thủ tục ước lượng theo cách tiếp cận ARDL để giải quyết vấn đề này và các bước được thực hiện theo kết quả nghiên cứu của Pesaran & Pesaran (1997).

Thứ nhất, kiểm định đường bao (Bound test) xác định đồng liên kết giữa các biến để xác định mối quan hệ dài hạn giữa các biến. Các thống kê mô tả và kết quả tính dừng (Bảng 2 và bảng 3) cho phép thực hiện thủ tục xem xét mối quan hệ giữa ĐTC, ĐTTN và tăng trưởng kinh tế theo mô hình (5). Thủ tục kiểm định đường bao cho giá trị của kiểm định thống kê F=7,724 ; t = -5,484 cao hơn và thấp hơn giới hạn trên và dưới của tất cả các biến là I (0) trên Bảng 5. Do đó, bác bỏ giả thuyết (H0) và chấp nhận (H1) tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa ĐTC (lnIG), ĐTTN (lnIP) và trưởng kinh tế (lny0).

Bảng 5: Kết quả kiểm định đường bao (Bound test)

	10%		5%		1%		p-value	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)		
F	2,527	3,649	2,998	4,222	4,053	5,48	0,000	0,001
t	-2,555	-3,657	-2,873	-4,014	-3,501	-4,701	0,000	0,001

Nguồn: Xử lý từ số liệu từ NGTK các tỉnh Vùng BTB

Thứ hai, Thực hiện thủ tục xác định độ trễ (lag) tối ưu trong mô hình ARDL: dựa vào các tiêu chí AIC và SBC, có độ trễ tối ưu của mô hình ARDL là (1,0,0,0,0).

Thứ ba, Chạy mô hình ARDL với các độ trễ (1,0,0,0,0) để kiểm định mối quan hệ dài hạn giữa các biến trong mô hình và kết quả trên Bảng 6.

Bảng 6: Kết quả ước lượng các hệ số dài hạn của mô hình ARDL

	Hệ số	Độ lệch chuẩn (Std. Err.)	Thống kê t	Xác suất
	Biến phụ thuộc	-tăng trưởng kinh tế - lny0		
lnIG	0,255	0,128	2,000	0,049
lnIP	0,238	0,113	2,100	0,039
lL	0,505	0,119	4,230	0,000
H	0,010	0,010	1,050	0,296

Nguồn: Xử lý từ số liệu từ NGTK các tỉnh Vùng BTB

Bảng 7: Kết quả ước lượng các hệ số ngắn hạn của mô hình ARDL

	Hệ số	Độ lệch chuẩn (Std. Err.)	Thống kê t	Xác suất
Biến phụ thuộc		-tăng trưởng kinh tế - lny0		
lnY0(L1)	0,393	0,063	6,270	0,0000
lnIG(L0)	0,183	0,060	3,05	0,0030
lnIP(L0)	0,325	0,066	4,94	0,0000
lnL (l0)	0,015	0,005	2,76	0,0070
H (L0)	2,089	0,279	7,48	0,0000
R – sq		0,9528		
Prob>F		0,000		
N		84		
Durbin-Watson		1,320214		
Phương sai thay đổi		0,2150		
Tự tương quan		0,1634		

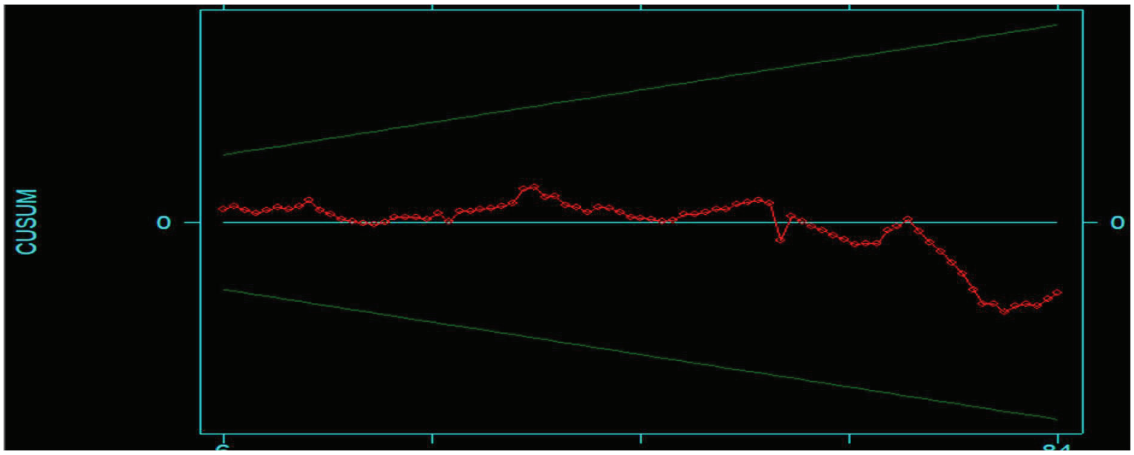
Nguồn: Xử lý từ số liệu từ NGTK các tỉnh Vùng BTB

Bảng 6 cho thấy các yếu tố ĐTC và ĐTTN và lao động đều có tác động tích cực và có ý nghĩa đến tăng trưởng kinh tế trong dài hạn tại vùng BTB. Trong khi đó, vốn con người tuy có tác động dương nhưng không có ý nghĩa thống kê (xác suất là 0,296 > 0,05).

Thứ tư, tính tác động ngắn hạn của các biến bởi mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) dựa trên cách tiếp cận ARDL đối với đồng liên kết và được thể hiện trên Bảng 7 với các độ trễ đã được lựa chọn. Theo đó ước tính từ mô hình ARDL với biến phụ thuộc LnY0 mang lại R2 (đã điều chỉnh) là 0,9528 giải thích 95,28 % sự thay đổi trong đầu tư công, đầu tư tư nhân, lao động và vốn con người.

Kiểm định CUSUM (Cumulative Sum) và CUSUMSQ (Cumulative Sum of Squares) để kiểm tra tính ổn định của các tham số trong mô hình hồi quy.

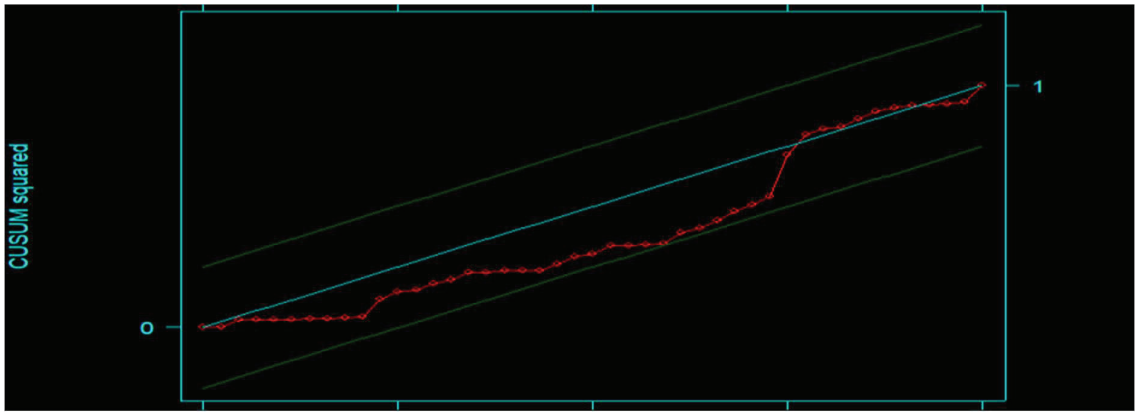
Hình 1: Kết quả kiểm định CUSUM



Nguồn: Xử lý từ số liệu từ NGTK các tỉnh Vùng BTB

Từ hình 1, Kết quả thấy đường CUSUM (đường đỏ) nằm hoàn toàn trong hai đường biên giới hạn trên và dưới (đường xanh) và giao động nhẹ xung quanh đường gốc (0). Điều này cho thấy mô hình ước lượng là ổn định trong khoảng thời gian phân tích vì không có bằng chứng cho thấy có sự thay đổi cấu trúc trong mô hình và không có hiện tượng phân kỳ, bất ổn nghiêm trọng nào trong dữ liệu, với mức ý nghĩa 5%.

Hình 2: Kết quả kiểm định CUSUMSQ



Nguồn: Xử lý từ số liệu từ NGTK các tỉnh Vùng BTB

Hình 2 cho thấy đường CUSUMSQ, mặc dù phần lớn thời gian là nằm trong giới hạn, nhưng dường như có xu hướng nhẹ rời khỏi giới hạn trên ở cuối giai đoạn nghiên cứu. Kết quả là hầu hết phương sai của mô hình là ổn định, với mức ý nghĩa 5%.

Kết quả ước lượng tác động của đầu tư công, đầu tư tư nhân đến tăng trưởng kinh tế các tỉnh Vùng BTB giai đoạn 2010-2023 cho thấy: đầu tư công, đầu tư nhân có tác động tích cực tới tăng trưởng kinh tế trong cả ngắn và dài hạn. Kết quả này cũng phù hợp với nghiên cứu của Nguyen & Trinh (2018) và Bùi Quang Bình (2017).

Kết quả cũng chỉ ra rằng trong ngắn hạn, ĐTC không lấn át đầu tư tư nhân nhưng trong dài hạn hiệu ứng lấn át lại xuất hiện như kết quả nghiên cứu của phần trên.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu *đã* phân tích tác động của đầu tư công, đầu tư tư nhân tới tăng trưởng kinh tế vùng BTB trong giai đoạn 2010-2023, sử dụng phương pháp OLS, REM, 3SLS và ARDL. Kết quả cho thấy ĐTC và ĐTTN đều có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế trong cả dài hạn và dài hạn. Đáng chú ý, ĐTC không có hiện tượng "lấn át" ĐTTN trong ngắn hạn nhưng lại "lấn át" trong dài hạn. Nghiên cứu cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm về tác động của ĐTC, ĐTTN tới tăng trưởng kinh tế, đồng thời khẳng định vai trò của lao động trong dài hạn và vốn con người trong ngắn hạn đối với tăng trưởng kinh tế Vùng BTB.

Dựa và kết quả phân tích trên, các hàm ý chính sách cụ thể có thể được rút ra như sau:

Tăng cường hiệu quả đầu tư công: ĐTC cần được tái cấu trúc theo hướng tập trung vào các lĩnh vực có tác động lan tỏa lớn như cơ sở hạ tầng, giao thông, y tế, giáo dục và công nghiệp mũi nhọn. Đầu tư vào hạ tầng giao thông sẽ giúp giảm chi phí vận chuyển, thúc đẩy thương mại và tạo điều kiện thuận lợi cho các doanh nghiệp. Đầu tư vào y tế, giáo dục sẽ nâng cao chất lượng dịch vụ, cải thiện chất lượng cuộc sống và năng lực và năng suất lao động. Tập trung phát triển các ngành công nghiệp có tiềm năng lớn như hóa dầu, năng lượng tái tạo *và* công nghiệp điện sẽ tạo ra các cụm công nghiệp mạnh, thu hút đầu tư và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế.

Hỗ trợ và khuyến khích ĐTTN: Chính sách cần tập trung vào việc cải thiện môi trường kinh doanh, cung cấp các ưu đãi thuế và giảm thiểu các rào cản hành chính để tạo điều kiện thuận lợi cho ĐTTN. Đơn giản hóa các thủ tục hành chính và giảm thời gian xử lý hồ sơ sẽ tạo môi trường kinh doanh minh bạch và thuận lợi, thu hút các nhà đầu tư tư nhân. Cung cấp các ưu đãi thuế, hỗ trợ tài chính và phát triển cơ sở hạ tầng hỗ trợ như khu công nghiệp và khu kinh tế với cơ sở hạ tầng hiện đại sẽ giúp tăng cường hoạt động sản xuất kinh doanh của khu vực tư nhân.

Phát triển nguồn nhân lực và vốn con người: Đầu tư vào giáo dục và đào tạo nhằm nâng cao chất lượng nguồn lao động. Cần tập trung vào phát triển các chương trình đào tạo chuyên sâu và nâng cao kỹ năng cho người lao động để đáp ứng nhu cầu của thị trường lao động hiện đại. Khuyến khích học tập và nghiên cứu khoa học thông qua học bổng, tài trợ nghiên cứu và các chương trình hợp tác quốc tế sẽ tạo ra lực lượng lao động có trình độ cao. Tổ chức các khóa đào tạo kỹ năng mềm, tư duy sáng tạo để nâng cao khả năng thích ứng và sáng tạo của người lao động.

Giảm thiểu hiệu ứng "lấn át" của ĐTC đối với ĐTTN: Chính sách cần điều chỉnh mức độ và lĩnh vực ĐTC để không gây cạnh tranh không lành mạnh với ĐTTN. Điều này có thể thực hiện bằng cách ưu tiên đầu tư vào các lĩnh vực mà ĐTTN ít quan tâm hoặc có rủi ro cao. Khuyến khích các dự án hợp tác công – tư (PPP) để tận dụng nguồn lực và kinh nghiệm quản lý của khu vực tư nhân, đồng thời giảm gánh nặng cho ngân sách nhà nước.

Phát triển các trung tâm công nghiệp và khu kinh tế ven biển: Chính sách nên tập trung vào phát triển các khu công nghiệp và khu kinh tế ven biển, đặc biệt là khu vực Thanh Hóa- Nghệ An – Hà Tĩnh. Đây là các khu vực có tiềm năng lớn để phát triển công nghiệp hóa dầu, năng lượng tái tạo và các ngành công nghiệp khác. Đầu tư vào hạ tầng logistics như cảng biển, kho bãi và hệ thống vận chuyển hàng hóa sẽ giảm chi phí và thời gian vận chuyển, tăng cường khả năng cạnh tranh của các doanh nghiệp. Phát triển các khu đô thị ven biển với cơ sở hạ tầng hiện đại, dịch vụ tiện ích và môi trường sống chất lượng cao sẽ thu hút dân cư và lao động chất lượng cao.

Thúc đẩy phát triển hệ thống dịch vụ công cộng: Cần tăng cường đầu tư vào hệ thống dịch vụ công cộng như y tế, giáo dục và hạ tầng xã hội. Việc x*ây dựng và n*âng cấp các bệnh viện, trường học và cơ sở y tế sẽ cải thiện sức khỏe và chất lượng cuộc sống của người dân, tạo điều kiện thuận lợi cho lao động và doanh

nghiệp hoạt động. Nâng cấp hạ tầng xã hội như công viên, khu vui chơi, thể thao và văn hóa sẽ nâng cao chất lượng cuộc sống và tạo môi trường sống thân thiện, hấp dẫn cho người dân và lao động.

Tóm lại, mặc dù nghiên cứu này đã chứng minh tác động tích cực của ĐTC và ĐTTN tới tăng trưởng kinh tế vùng BTB, nghiên cứu tương lai có thể mở rộng phân tích để bao gồm các yếu tố độ mở thương mại và chuyển đổi số, đặc biệt trong bối cảnh Cách mạng công nghiệp 4.0 hiện nay.

Tài liệu tham khảo

Bùi Phan Nhã Khanh & Bùi Quang Bình (2022), 'Tác động của vốn con người tới tăng trưởng kinh tế: Trường hợp ở miền Trung Việt Nam', *Tạp Chí Khoa học Và Công nghệ - Đại học Đà Nẵng*, 20 (8), 40–44.

Bùi Quang Bình (2017), 'Tác động từ vốn đầu tư công tới tăng trưởng kinh tế Tây Nguyên- Trường hợp tỉnh Đắk Nông', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 243, 90-96.

Cobb, C.W & Douglas, P.H. (1928), 'A Theory of Production', *The American Economic Review,* 18(1), 139-165. DOI: https://www.jstor.org/stable/1811556.

Dash, P. (2016), 'The Impact of Public Investment on Private Investment: Evidence from India'*, VIKALPA The Journal for Decision Makers,* 41(4), 288–307. DOI: 10.1177/0256090916676439.

Domar, E.D. (1946), 'Capital Expansion, Rate of Growth, and Employment', *Econometrica,* 14(2), 137-147. DOI: https://doi.org/10.2307/1905364

Makuyana, G. & Odhiambo, M. N. (2019), 'Public and private investment and economic growth in Malawi: an ARDL-bounds testing approach', *Economic Research - Ekonomska Istraživanja*, 32(1), 673-689. DOI: 10.1080/1331677X.2019.1578677.

Nguyễn Thị Cành, Nguyễn Thanh Liêm & Nguyễn Thị Thùy Liên (2018), 'Tác động của đầu tư công đến thu hút đầu tư tư nhân và tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam', *Tạp chí Khoa học Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh*, 13(2), 91-105. DOI: 10.46223/HCMCOUJS.econ.vi.13.2.511.2018.

Nguyen, C. T. & Trinh, L. T. (2018), 'The impacts of public investment on private investment and economic growth: Evidence from Vietnam", *Journal of Asian Business and Economic Studies,* 25(1), 15-22. DOI: 10.1108/JABES-04-2018-0003.

Ouédraogo, R., Sawadogo, H. & Sawadogo, R. (2019), 'Impact of Public Investment on Private Investment in Sub-Saharan Africa: Crowding In or Crowding Out?', *African Development Review*, 31(3), 318–334. DOI: 10.1111/1467-8268.12392.

Pesaran, M.H. & Pesaran, B. (1997), *Working with Microfit 4.0: interactive econometric analysis*, Oxford University Press, Oxford.

Phạm Mạnh Hùng (2022), 'Nghiên cứu thực nghiệm về tác động của đầu tư công đến tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam', *Tạp chí Khoa học & Đào tạo Ngân hàng*, 246, 39-50.

Romer, P.M. (1986), 'Increasing Returns and Long- Run Growth', *The Journal of Political Economy,* 94(5), 1002-1037.

Shabbir, Malik & Bashir, Misbah & Abbasi, Hina Munir & Khan, Ghulam & Abbasi, Ahmed & Abbasi, Bilal. (2020), 'Effect of domestic and foreign private investment on economic growth of Pakistan Effect of domestic and foreign private investment on economic growth of Pakistan', *Transnational Corporations Review*, 13(4), 437-449. DOI: 10.1080/19186444.2020.1858676

Solow, R.M. (1956), 'A Contribution to the Theory of Economic Growth', *The Quarterly Journal of Economics,* 70(1), 65-94. DOI: http://www.jstor.org/stable/1884513.

Tô Trung Thành (2012), *Đầu tư công "lấn át" đầu tư tư nhân? Góc nhìn từ mô hình thực nghiệm VECM*, truy cập lần cuối ngày 05 tháng 06 năm 2024, từ: <https://vepr.ueb.edu.vn/article-NC-27--Dau-tu-cong-%E2%80%9Clan-at%E2%80%9D-dau-tu-tu-nhan?-Goc-nhin-tu-mo-hinh-thuc-nghiem-VECM-18904-3402.html>.

Zellner, A. & Theil, H. (1962), 'Three- Stage least squares: Simultaneous estimation of Simultaneous equations', *Econometrica*, 30(1), 54-78. DOI: 10.2307/1911287.

TÁC ĐỘNG CỦA GIAN LẬN BÁO CÁO TÀI CHÍNH ĐẾN GIÁ TRỊ DOANH NGHIỆP THÔNG QUA VAI TRÒ ĐIỀU TIẾT CỦA HỘI ĐỒNG QUẢN TRỊ TẠI VIỆT NAM

Nguyễn Tiến Hùng
Trường Đại học Kinh tế Công nghiệp Long An
Email: nguyen.hung@daihoclongan.edu.vn
Phạm Quốc Việt
Trường Đại học Tài chính - Marketing
Email: Vietpq@ufm.edu.vn

Mã bài: JED-1721
Ngày nhận bài: 09/04/2024
Ngày nhận bài sửa: 24/07/2024
Ngày duyệt đăng: 18/09/2024
DOI: 10.33301/JED.VI.1721

Tóm tắt
Gian lận báo cáo tài chính là một vấn đề nghiêm trọng đối với sự minh bạch, sự tin cậy của thị trường tài chính. Trong bối cảnh này, vai trò của hội đồng quản trị càng trở nên rất quan trọng trong việc điều tiết, giám sát hoạt động của doanh nghiệp nhằm ngăn chặn và giảm thiểu rủi ro gian lận báo cáo tài chính, nâng cao giá trị doanh nghiệp. Mẫu dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu là 426 doanh nghiệp niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh và Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội từ 2012 - 2022 với 4.684 quan sát. Nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy OLS, mô hình hiệu ứng cố định, mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên và phương pháp ước lượng tổng quát hóa hệ thống với sự hỗ trợ từ phần mềm Stata 16, kết quả nghiên cứu cho thấy gian lận báo cáo tài chính có tác động đến giá trị doanh nghiệp thông qua vai trò điều tiết của hội đồng quản trị cụ thể là sự kiêm nhiệm, tính độc lập và sở hữu cổ phần.
Từ khóa: Gian lận báo cáo tài chính, Giá trị doanh nghiệp, Vai trò điều tiết của hội đồng quản trị, Việt Nam.
Mã JEL: G39, F65

Impact of financial reporting fraud on firm value through the regulatory role of the board of directors in Vietnam

Abstract
Financial statement fraud is a serious issue affecting the transparency and reliability of financial markets. In this context, the role of the board of directors becomes increasingly important in regulating and supervising corporate activities to prevent and mitigate the risks of financial statement fraud, thereby enhancing corporate value. The study sample consists of 426 listed companies on the Ho Chi Minh City Stock Exchange and the Hanoi Stock Exchange from 2012 to 2022, with 4,684 observations. The study employs the OLS regression method, fixed effects model, random effects model, and system generalized method of moments method with the support of Stata 16 software. The results indicate that financial statement fraud impacts corporate value through the regulatory role of the board of directors, specifically regarding duality, independence, and share ownership.
Keywords: *Financial reporting fraud, Firm value, Regulatory role of the board of directors, Vietnam.*
Mã JEL: G39, F65

1. Đặt vấn đề

Báo cáo tài chính (BCTC) sẽ cho biết kết quả hoạt động của các doanh nghiệp niêm yết (DNNY) qua những tổng hợp về tình hình tài chính. Độ tin cậy và chất lượng thông tin tài chính trên BCTC là nhân tố tác động trực tiếp đến quyết sách của nhà đầu tư. Nếu hành vi gian lận BCTC xảy ra vì lợi ích cá nhân của chủ sở hữu doanh nghiệp, thì sẽ dẫn đến sai lầm trong việc ra quyết định khiến cho các nhà đầu tư phải chịu những tổn thất nặng nề kinh tế (Nguyễn Tiến Hùng & Phạm Quốc Việt, 2023). Những năm gần đây, đặc biệt là sau sự kiện hàng loạt các công ty hàng đầu thế giới bị phá sản vào đầu thế kỷ XXI, gian lận BCTC là một trong những vấn đề nóng và thường xuyên được nhắc tới. Nhiều nhận định cho rằng, nhà quản lý cấp cao của những công ty này gồm cả giám đốc điều hành và giám đốc tài chính đều bị cho là có liên quan đến việc chỉnh sửa số liệu dẫn đến gian lận BCTC (Nguyễn Tiến Hùng & Võ Hồng Đức, 2017): (1) Hiệp hội Kiểm toán viên Hoa Kỳ ước tính rằng gian lận trong công việc tạo ra tổn thất kinh tế hàng năm cho nền kinh tế Hoa Kỳ lên tới 994 tỷ USD. Trong gian lận trong công việc, gian lận BCTC có chi phí cao nhất mỗi trường hợp và tổng chi phí cho các tổ chức bị gian lận, với tổng ước tính chi phí lên tới 572 tỷ USD mỗi năm tại Hoa Kỳ (Association of Certified Fraud Examiners, 2008); (2) Tại Việt Nam tỷ lệ sai lệch lợi nhuận trước và sau kiểm toán rất cao. Sự chênh lệch này đã xảy ra tại các DNNY trên thị trường chứng khoán (TTCK) Việt Nam. Theo thống kê của Vietstock Finance trên HOSE, HNX, UPCoM đến ngày 06/04/2023, có tổng cộng 447 doanh nghiệp phi tài chính có điều chỉnh lợi nhuận sau kiểm toán: 155 doanh nghiệp tăng lãi, 214 doanh nghiệp giảm lãi, 47 doanh nghiệp tăng lỗ, 16 doanh nghiệp giảm lỗ, 11 doanh nghiệp có lãi chuyển thành lỗ và 4 doanh nghiệp chuyển lỗ thành lãi.

Qua các minh chứng trên ta thấy khi hành vi gian lận BCTC bị phát hiện đồng nghĩa với việc giá trị của công ty giảm trên thị trường, cho thấy sự thiếu hiệu quả trong quản trị công ty (QTCT), khi đó thị trường sẽ gánh chịu hậu quả khi các nhà đầu tư bắt đầu thiếu niềm tin hơn đối với thị trường và công ty sẽ gặp khó khăn hơn trong việc có được các nguồn tài chính cần thiết để phát triển hoặc chỉ có thể tiếp cận các nguồn tài chính này với mức chi phí cao hơn (Lev, 2003). Làm xói mòn lòng tin của họ vào TTCK và mục tiêu của Chính phủ và Bộ Tài chính đặt ra là "bảo vệ nhà đầu tư" cũng không thực hiện được (Chhaochharia & Grinstein, 2007). Theo Beasley & cộng sự (2000) hội đồng quản trị (HĐQT) là cơ quan quản lý công ty, có quyền đại diện công ty đưa ra các quyết định, thực hiện quyền và nghĩa vụ của công ty. Vai trò của HĐQT ngày càng trở nên quan trọng hơn trong việc bảo vệ quyền lợi của chủ sở hữu, kiểm soát hoạt động của bộ máy quản lý và điều hành doanh nghiệp, đặc biệt là đối với các DNNY trên TTCK trong công bố BCTC, góp phần nâng cao tính minh bạch và đáng tin cậy của BCTC đối với các bên liên quan, nâng cao hiệu quả hoạt động, đặt biệt là giá trị doanh nghiệp (GTDN).

Những năm gần đây, nhiều nghiên cứu về QTCT được xem xét liên quan đến gian lận BCTC, tuy nhiên ít nghiên cứu thực nghiệm xem xét vai trò điều tiết của HĐQT trong phát hiện, ngăn chặn và giảm hành vi gian lận BCTC, nâng cao hiệu quả hoạt động của công ty đặt biệt là GTDN (Brown & Caylor, 2004). Nghiên cứu này đã được chứng minh qua nhiều nghiên cứu trên thế giới, tuy nhiên tại Việt Nam theo tìm hiểu của tác giả, tính đến thời điểm hiện tại là chưa có nghiên cứu về đề tài này mặc dù vấn đề này đang nhận được rất nhiều sự quan tâm từ các đối tượng liên quan. Do vậy, nghiên cứu này nhằm cung cấp thêm bằng chứng về tác động của gian lận BCTC đến GTDN thông qua vai trò điều tiết của HĐQT tại các CTNY trên TTCK Việt Nam.

2. Tổng quan nghiên cứu và đề xuất các giả thuyết

Nhiều nghiên cứu đều thống nhất mục tiêu chính của doanh nghiệp là tối đa hóa giá trị cổ đông. Một doanh nghiệp có khả năng thu được càng nhiều lợi nhuận thì giá trị mà doanh nghiệp đó đạt được càng cao (MacKinlay, 1997).

Rukmana (2018, 2021) cho biết các hành động quản trị lợi nhuận dẫn đến một số trường hợp gian lận trên BCTC (Fraud) được biết đến rộng rãi. Mong muốn của công ty là các hoạt động được vận hành, đảm bảo tính bền vững (hoạt động liên tục) bằng cách luôn tỏ ra hiệu quả khiến các công ty đôi khi đi đường tắt cụ thể là thực hiện gian lận BCTC (Nguyễn Tiến Hùng & Phạm Quốc Việt, 2023; Trần Thị Giang Tân & cộng sự, 2014). Sự hoạt động liên tục của công ty này sẽ dẫn đến sự gia tăng GTDN mà trong nghiên cứu này được mô tả bởi Tobin's Q, MTB. Thêm vào đó, khi gian lận BCTC xảy ra sẽ dẫn đến các rủi ro như lợi ích

các bên liên quan, tăng chi phí đại diện, tăng chi phí vốn, tăng bất cân xứng thông tin làm tăng sự lựa chọn đối nghịch,… từ đó làm giảm GTDN.

H1: Gian lận BCTC tác động tiêu cực đến GTDN.

Fauzi & Locke (2012) lập luận rằng quy mô HĐQT (Bsize) càng lớn sẽ mang lại nhiều kiến thức, tầm nhìn giúp nâng cao hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Brockmole & cộng sự (2008) khẳng định rằng các doanh nghiệp có quy mô HĐQT nhỏ hơn thường không có khả năng thực hiện các thay đổi chiến lược do họ không hiệu quả trong việc xem xét các lựa chọn thay thế khác nhau cho sự phát triển của doanh nghiệp. Mặt khác, nhiều nhà nghiên cứu cho rằng quy mô HĐQT lớn đến một mức nào đó sẽ xuất hiện tính không hiệu quả, sự bất hợp tác, lãng phí thời gian trong việc ra quyết định khi đó ảnh hưởng bất lợi đến lợi nhuận ban đầu do kiến thức và kỹ năng của họ vẫn chưa được sử dụng (Jensen, 1993; Barako & cộng sự, 2006). Mặc dù tồn tại các quan điểm khác nhau, tác giả cho rằng có mối quan hệ nghịch biến giữa quy mô HĐQT và GTDN vì quy mô HĐQT càng lớn thì chi phí đại diện càng cao, việc ra quyết định sẽ khó hơn dẫn đến GTDN giảm theo.

H2: Quy mô HĐQT càng lớn làm tăng tác động tiêu cực của gian lận BCTC đến GTDN.

Một câu hỏi nghiên cứu quan trọng là liệu việc kiêm nhiệm giám đốc điều hành (CEO) và chủ tịch HĐQT (Dual) có ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động công ty hay không? Kaymak & Bektas (2008) chỉ trích vai trò kép của CEO vì quyền ra quyết định gần như tuyệt đối với một người có thể không mang lại lợi ích tốt nhất cho các bên liên quan. Beasley & cộng sự (2000) cho rằng việc kiêm nhiệm là một trở ngại cho tính độc lập của HĐQT và có thể dẫn đến gian lận BCTC. Smaili & Labelle (2016) tìm thấy mối quan hệ tương đồng về sự kiêm nhiệm kép của CEO với xác suất xảy ra hành vi gian lận BCTC. Theo Jensen (1993) thì sự kiêm nhiệm này làm giảm đi tính độc lập, giảm khả năng giám sát của HĐQT trong việc ngăn chặn hành vi gian lận của nhà quản lý và khi đó làm tăng chi phí đại diện.

H3: Kiêm nhiệm giám đốc điều hành và chủ tịch HĐQT làm tăng tác động tiêu cực của gian lận BCTC đến GTDN.

Fama & Jensen (1983), Barako & cộng sự (2006) cho thấy bằng chứng ủng hộ sự độc lập trong HĐQT (Indep) vì họ tin rằng điều này làm giảm chi phí đại diện, dẫn đến việc giám sát chặt chẽ hơn các hoạt động của HĐQT và khi đó GTDN được cải thiện. Các nghiên cứu cho thấy càng có nhiều thành viên độc lập trong HĐQT thì hiệu quả hoạt động công ty càng tăng dẫn đến GTDN tăng theo (Haniffa & Hudaib, 2006). Tuy nhiên, Koerniadi & Tourani-Rad (2014) cho rằng thành viên HĐQT độc lập có thể thiếu thông tin và kiến thức về công ty, ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động. Theo quan điểm của tác giả, HĐQT càng độc lập thì hoạt động giám sát công ty hiệu quả hơn, dẫn đến GTDN sẽ gia tăng.

H4: Tính độc lập HĐQT làm giảm tác động tiêu cực của gian lận BCTC đến GTDN.

Theo Jensen (1993) sẽ có sự tương quan về lợi ích giữa cổ đông và nhà quản lý khi tỷ lệ sở hữu của các nhà quản lý (OwnBD) tăng lên, khi đó sẽ giảm chi phí của công ty và tăng hiệu suất công ty. Morck & cộng sự (1988) và McConnell & Servaes (1990) đã tìm thấy bằng chứng về mối quan hệ tích cực giữa sở hữu của ban quản lý và hiệu suất hoạt động công ty. Tuy nhiên, Demsetz (1983) cho rằng khi tăng tỷ lệ sở hữu cổ phần của nhà quản lý có thể làm giảm hiệu suất công ty. Theo quan điểm của tác giả việc sở hữu vốn các thành viên HĐQT có thể là một sự khích lệ, đảm bảo các thành viên HĐQT điều hành và hoạt động giám sát công ty hiệu quả hơn, dẫn đến GTDN sẽ gia tăng.

H5: Sở hữu vốn của HĐQT làm giảm tác động tiêu cực của gian lận BCTC đến GTDN.

Kinh nghiệm của HĐQT (ExB) là một yếu tố quan trọng đối với hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Kinh nghiệm của HĐQT giúp tích lũy hiểu biết quan trọng, phát triển năng lực quản lý và khả năng giải quyết vấn đề hiệu quả hơn (Woldie & cộng sự, 2008). Nếu HĐQT có số năm quản lý càng nhiều thì khả năng xử lý những biến động kinh tế và dự đoán những biến động trong tương lai cũng sẽ càng tốt hơn (Johnstone & Bedard, 2004). Tuy nhiên, các nghiên cứu trước đây về mối quan hệ giữa kinh nghiệm của HĐQT và hiệu quả hoạt động công ty đã bị hạn chế ở các nước phát triển (Simons & Pelled, 1999) và hầu hết đều chỉ ra tác động tiêu cực của mối quan hệ này. Trong nghiên cứu này, tác giả kế thừa cách đo lường kinh nghiệm của HĐQT như Bonn & cộng sự (2004) thông qua số năm quản lý trung bình của các thành viên HĐQT.

H6: Kinh nghiệm quản lý của HĐQT làm giảm tác động tiêu cực của gian lận BCTC đến GTDN.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Mẫu nghiên cứu có dạng dữ liệu bảng, được thu thập từ BCTC trước và sau kiểm toán, BCTN của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên TTCK Việt Nam (HOSE và HNX) giai đoạn từ năm 2012 đến 2022 không bao gồm các định chế tài chính là ngân hàng, quỹ đầu tư, các công ty tài chính và bảo hiểm (Nguyễn Tiến Hùng & Phạm Quốc Việt, 2023). Mẫu nghiên cứu được tách thành hai nhóm là các công ty có gian lận và không có gian lận. Lợi nhuận được điều chỉnh dù tăng hay giảm đều thể hiện sai sót trên BCTC, nếu tỷ lệ này dưới 5% là chắc chắn sai sót không trọng yếu, nếu trong khoảng từ 5% - 10% được xem là chắc chắn sai sót trọng yếu (Kinney, 1994). Trong nghiên cứu này, tiếp cận gian lận BCTC theo hướng sai sót trọng yếu tức là công ty có gian lận được giả định là có chênh lệch lợi nhuận giữa lợi nhuận trước và sau kiểm toán trung bình từ 8% trở lên; công ty không có gian lận là các doanh nghiệp không có sai sót trọng yếu, có cùng ngành nghề, quy mô hoạt động và có mức chênh lệch tổng tài sản trước và sau kiểm toán dưới 2% (Nguyễn Tiến Hùng & Phạm Quốc Việt, 2023; Rezeki, 2022).

$$\text{Chênh lệch lợi nhuận} = \left| \frac{\text{Lợi nhuận sau kiểm toán} - \text{Lợi nhuận trước kiểm toán}}{\text{Lợi nhuận trước kiểm toán}} \text{ x } 100\% \right|$$

Kết quả thu thập dữ liệu cho thấy, trong tổng số 665 doanh nghiệp phi tài chính (358 trên HOSE và 307 trên HNX) sau khi loại trừ các doanh nghiệp thiếu dữ liệu, thiếu năm và không mẫu đối ứng thì số lượng doanh nghiệp đầy đủ dữ liệu, đủ giai đoạn 2012 – 2022 còn lại 426 DNNY với 4.684 quan sát gồm 229 DNNY trên HOSE và 197 DNNY trên HNX (213 doanh nghiệp gian lận và 213 doanh nghiệp không gian lận).

Bảng 1: Mô tả các biến đo lường trong mô hình

Tên biến	Định nghĩa	Đo lường	Nghiên cứu trước	Kỳ vọng dấu
BIẾN PHỤ THUỘC				
Firm's value	Tobin's Q	(Vốn hóa thị trường + Tổng nợ phải trả) / Tổng tài sản	Rukmana (2018); Rukmana (2021); Liow (2010); Saibaba & Ansari (2012)	
	MTB	Thị giá/ Giá sổ sách mỗi cổ phiếu		
BIẾN ĐỘC LẬP				
Fraud	Gian lận báo cáo tài chính	Biến định tính, Fraud bằng 1 nếu công ty gian lận BCTC, ngược lại bằng 0.	Rukmana (2018); Rukmana (2021); Nguyễn Tiến Hùng & Phạm Quốc Việt (2023); Trần Thị Giang Tân & cộng sự, 2014	-
BIẾN ĐIỀU TIẾT				
Bsize	Quy mô HĐQT	Tổng số thành viên HĐQT	Fauzi & Locke (2012); Brockmole & cộng sự (2008); Jensen (1993); Barako & cộng sự (2006)	-
Dual	Kiêm nhiệm giám đốc điều hành và chủ tịch HĐQT	Kiêm nhiệm CEO và chủ tịch HĐQT = 1, ngược lại = 0	Kaymak & Bektas (2008); Beasley & cộng sự (2000); Jensen (1993); Smaili & Labelle (2016)	-
Indep	Tính độc lập HĐQT	Tổng số thành viên HĐT không điều hành	Fama & Jensen (1983); Barako & cộng sự (2006); Koerniadi & Tourani-Rad (2014); Haniffa & Hudaib (2006)	-
OwnBD	Sở hữu vốn của HĐQT	Tổng tỷ lệ sở hữu vốn các thành viên HĐQT	Morck & cộng sự (2005); McConnell & Servaes (1990); Demsetz (1983); Jensen (1993)	-
ExB	Kinh nghiệm quản lý của HĐQT	Tổng số năm quản lý các thành viên/ Tổng thành viên HĐQT	Woldie & cộng sự (2008); Johnstone & Bedard (2004); Simons & Pelled (1999); Bonn & cộng sự (2004)	-
BIẾN KIỂM SOÁT				
Fsize	Quy mô doanh nghiệp	Logarit (tổng tài sản)	Sucuahi & Cambarihan (2016); Mule & cộng sự (2015)	
Age	Độ tuổi doanh nghiệp	Tổng số năm từ khi doanh nghiệp thành lập đến năm nghiên cứu	Anderson & Reeb (2003); Barako & cộng sự (2006)	
Sgrow	Tăng trưởng doanh thu	(Doanh thu năm$_t$ - Doanh thu năm$_{t-1}$) / Doanh thu năm$_{t-1}$	Liow (2010); Hermuningsih (2013)	
Big4	Chất lượng kiểm toán	Biến giả, bằng 1 được Big 4 kiểm toán nhận, ngược lại 0	Campbell & cộng sự (2015); Sucuahi & Cambarihan (2016)	
Timeless	Tính kịp thời của báo cáo	Biến giả, bằng 1 nếu công bố BCTC đã được kiểm toán sau 30 ngày, ngược lại 0	Akle (2011); Nguyễn Tiến Hùng & Phạm Quốc Việt (2023)	
GroGDP	Tăng trưởng kinh tế	(GDP$_t$ – GDP$_{t-1}$)/ GDP $_{t-1}$	Mwangi (2013); Browne & Caylor (2004)	
INF	Lạm phát	Chỉ số giá tiêu dùng năm t	Mwangi (2013); Soukhakian & Khodakarami (2019)	

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

3.2. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên các nghiên cứu trước có liên quan, mô hình nghiên cứu được đề xuất như sau:

$$\text{Firm's value}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Fraud}_{i,t} + \beta_2 \text{BSize}_{i,t}*\text{Fraud}_{i,t} + \beta_3 \text{Dual}_{i,t}*\text{Fraud}_{i,t} + \beta_4 \text{Indep}_{i,t}*\text{Fraud}_{i,t} + \beta_5 \text{OwnBD}_{i,t}*\text{Fraud}_{i,t} + \beta_6 \text{ExB}_{i,t}*\text{Fraud}_{i,t} + \beta_7 \text{Fsize}_{i,t} + \beta_8 \text{Age}_{i,t} + \beta_9 \text{Sgrow}_{i,t} + \beta_{10} \text{Big4}_{i,t} + \beta_{11} \text{Timeless}_{i,t} + \beta_{12} \text{GroGDP}_t + \beta_{13} \text{INF}_t + \varepsilon_{i,t}$$

Với (i) Firm's value - Biến phụ thuộc đại diện GTDN theo tiếp cận thị trường là Tobin's Q và MTB của công ty i, năm t; (ii) Fraud - Biên độc lập đại diện cho gian lận BCTC của công ty i, năm t; (iii) BSize*Fraud, Dual*Fraud, Indep*Fraud, OwnBD*Fraud, ExB*Fraud là các biến tương tác của công ty i, năm t; (iv) Fsize, Age, Sgrow, Big4, Timeless là biến kiểm soát của công ty i, năm t; GroGDP, INF là biến kiểm soát năm t.

Với sự hỗ trợ phần mềm Stata 16, sau khi thực hiện thống kê mô tả, kiểm định đa cộng tuyến, tác giả thực hiện các kiểm định giả thuyết:

(1) Kiểm định F lựa chọn phương pháp OLS và FEM, dựa trên giả định không có sự khác biệt giữa tung độ gốc theo đơn vị không gian với giả thuyết H0 không chạy mô hình OLS, nếu F < 5% thì bác bỏ giả thiết H0 và ngược lại;

(2) Kiểm định Hausman nhằm lựa chọn mô hình FEM hay REM cho hồi quy dữ liệu bảng với giả thuyết

Bảng 2: Bảng ma trận tương quan giữa các biến

Biến quan sát	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	VIF	1/VIF
(1) Fraud	1,0000													48,40	0,0206
(2) Bsize*Fraud	0,9493	1,0000												12,51	0,0799
(3) Dual*Fraud	0,3304	0,3222	1,0000											1,32	0,7547
(4) Indep*Fraud	0,7540	0,7904	0,4455	1,0000										3,07	0,3253
(5) OwnBD*Fraud	0,4718	0,4672	0,2916	0,4626	1,0000									1,36	0,7326
(6) ExB*Fraud	0,9880	0,9457	0,3121	0,7475	0,4630	1,0000								44,04	0,0227
(7) Fsize	-0,0055	0,0642	-0,0630	0,0600	-0,0250	0,0110	1,0000							1,39	0,7216
(8) Age	-0,0635	-0,0687	-0,1219	-0,0419	-0,0487	-0,0487	0,0225	1,0000						1,04	0,9635
(9) Sgrow	0,0248	0,0264	0,0181	0,0263	0,0212	0,0212	0,0268	-0,0214	1,0000					1,00	0,9971
(10) Big4	-0,0541	-0,0178	-0,1065	-0,0488	-0,0431	-0,0431	0,4873	-0,0009	0,0180	1,0000				1,36	0,7343
(11) Timeless	0,0821	0,0744	-0,0308	0,0531	0,0363	0,0795	0,1325	0,0219	0,0103	0,1719	1,0000			1,06	0,9447
(12) GroGDP	0,0001	0,0053	0,0682	0,0239	-0,0091	-0,0034	-0,0120	-0,0294	0,0049	0,0149	-0,0355	1,0000		1,02	0,9850
(13) INF	0,0000	0,0069	0,0907	0,0534	-0,0059	-0,0053	-0,0658	-0,0988	-0,0032	-0,0388	-0,1028	-0,0623	1,0000	1,04	0,9598
Trung bình														**9,12**	

H0: REM phù hợp. Nếu Prochi>chi < 5% thì bác bỏ giả thiết H0 và ngược lại;

(3) Kiểm định phương sai thay đổi để kiểm định vi phạm giả thiết của mô hình, sử dụng kiểm định Wald với giả thiết H0: Không có phương sai thay đổi. Nếu Prochi>chi < 5% thì bác bỏ H0 và ngược lại;

Bảng 3: Tác động của gian lận BCTC đến GTDN qua vai trò điều tiết của HĐQT

Tên biến	Tobins'Q			MTB		
	OLS	FEM	REM	OLS	FEM	REM
Fraud	-0,4074*** (0,0766)	-	-0,4088*** (0,0850)	-0,7564*** (0,2306)	-	-0,7564*** (0,2306)
Dual	-0,0895 (0,0722)	-0,1341 (0,0914)	-0,0940 (0,0756)	-0,1255 (0,2172)	-0,3386 (0,2851)	-0,1255 (0,2172)
Indep	-0,0346 (0,0283)	0,0293 (0,0393)	-0,0271 (0,0304)	-0,0479 (0,0853)	0,0652 (0,1225)	-0,0479 (0,0853)
OwnBD	0,0004 (0,0017)	0,0010 (0,0030)	0,0007 (0,0019)	0,0028 (0,0053)	-0,0027 (0,0096)	0,0028 (0,0053)
Dual*Fraud	-0,0492 (0,1009)	0,0242 (0,1236)	-0,0389 (0,1053)	-0,3035 (0,3036)	-0,0660 (0,3854)	-0,3035 (0,3036)
Indep*Fraud	0,0911** (0,0390)	0,0867 (0,0541)	0,0938** (0,0419)	0,2476** (0,1175)	0,2927* (0,1687)	0,2476** (0,1175)
OwnBD*Fraud	0,0039 (0,0024)	-0,0016 (0,0041)	0,0033 (0,0026)	0,0095 (0,0073)	-0,0035 (0,0128)	0,0095 (0,0073)
Fsize	-0,0429 (0,0311)	-1,4225*** (0,01032)	-0,0764** (0,0358)	-0,1127 (0,0938)	-4,6165*** (0,3219)	-0,1127 (0,0938)

Age	0,0038***	0,0538***	0,0038**	0,0038	0,1620***	0,0038
	(0,0013)	(0,0076)	(0,0015)	(0,0039)	(0,0238)	(0,0039)
Sgrow	-0,0004	-0,0085***	-0,0031**	-0,0014	-0,0273***	-0,0014
	(0,0015)	(0,0015)	(0,0015)	(0,0046)	(0,0047)	(0,0046)
Big4	0,1752***	-0,1744**	0,1464***	0,3455**	-0,5622**	0,3455**
	(0,0488)	(0,0849)	(0,0541)	(0,1469)	(0,2648)	(0,1469)
Timeless	-0,0489	0,0606	-0,0193	-0,0559	0,1395	-0,0559
	(0,0500)	(0,0557)	(0,0508)	(0,1504)	(0,1736)	(0,1504)
GroGDP	-2,0032*	-1,3622	-2,0045*	-3,8671	-1,8389	-3,8671
	(1,0882)	(1,0193)	(1,0566)	(3,2733)	(3,1780)	(3,2733)
INF	-3,7925***	-3,8064***	-3,9025***	-8,7576***	-8,8514***	-8,7576***
	(1,0646)	(1,0884)	(1,0364)	(3,2022)	(3,3936)	(3,2022)
_cons	1,9389***	16,6147***	2,3104***	3,1380***	51,7384***	3,1380***
	(0,3809)	(1,1567)	(0,4343)	(1,1458)	(3,6063)	(1,1458)
Số quan sát	4.684	4.684	4.684	4.684	4.684	4.684
Kiểm định F-Test	0,0000			0,0000		
Kiểm định Hausman	0,0000			0,0000		
Kiểm định Modified Wald	0,0000			0,0000		
Kiểm định Wooldridge	0,0000			0,0000		

*Chú thích: Sai số chuẩn thể hiện trong ngoặc đơn (). "***p<0,01; **p<0,05; *p<0,1"*

(4) Kiểm định tự tương quan được thực hiện với kiểm định Wooldridge với giả thiết H0 là không có hiện tượng tự tương quan, nếu Prochi>chi < 5% thì bác bỏ giả thiết H0 và ngược lại;

(5) Kiểm định Durbin Wu-Hausman để kiểm tra biến của mô hình có hiện tượng nội sinh hay không với giả thuyết H0 biến không có hiện tượng nội sinh, nếu P-value < 5% thì bác bỏ H0, tức là biến bị nội sinh;

(6) Để khắc phục hiện tượng nội sinh tác giả sử dụng phương pháp GMM (Generalized method of moment). Có 2 kiểm định được sử dụng với GMM: (1) *Kiểm định Arellano - Bond* nhằm kiểm định hiện tượng tự tương quan ở dạng sai phân bậc 1. Kiểm định AR(1) thường bác bỏ giả thuyết H0 nên kết quả kiểm

Bảng 4: Kiểm tra tính nội sinh các biến với từng yếu tố GTDN

Tên biến	Hệ số	Tobins'Q	MTB	Kết luận
Dual*Fraud	Durbin	0,4391	0,3585	Không
	Wu-Hausman	0,4398	0,3592	
Indep*Fraud	Durbin	0,8547	0,8566	Không
	Wu-Hausman	0,8549	0,8568	
OwnBD*Fraud	Durbin	0,5213	0,3454	Không
	Wu-Hausman	0,5220	0,3462	
Fsize	Durbin	0,0000	0,0000	**Nội sinh**
	Wu-Hausman	0,0000	0,0000	
Sgrow	Durbin	0,8010	0,8328	Không
	Wu-Hausman	0,8013	0,8331	
Big4	Durbin	0,0000	0,0000	**Nội sinh**
	Wu-Hausman	0,0000	0,0000	
Timeless	Durbin	0,0020	0,0054	**Nội sinh**
	Wu-Hausman	0,0020	0,0054	
GroGDP	Durbin	0,7010	0,7375	Không
	Wu-Hausman	0,7015	0,7379	
INF	Durbin	0,0057	0,0250	**Nội sinh**
	Wu-Hausman	0,0058	0,0252	

định được bỏ qua. Kiểm định AR(2) quan trọng hơn vì kiểm tra tự tương quan ở mọi cấp độ với giả thuyết H0 không có tự tương quan bậc 2 cho phần dư, nếu giá trị P-value AR(2) càng lớn cho thấy không có tự tương quan bậc 2 cho phần dư; (2) *Kiểm định Sargan hoặc Hansen* xem xét tính phù hợp của các biến công cụ trong mô hình GMM với giả thuyết H0 biến công cụ là biến ngoại sinh. Nếu P-value càng lớn càng tốt, nếu thấp hơn 10% thì bác bỏ H0 (Roodman, 2009).

4. Kết quả nghiên cứu

Với biến Fraud đại diện cho gian lận BCTC (1/0: Công ty gian lận/không gian lận). Sau khi thực hiện thống kê mô tả, tác giả tiến hành kiểm tra hiện tượng tương quan các biến được sử dụng trong mô hình.

Kết quả cho thấy hệ số tương quan các cặp biến sau đều lớn hơn 0,8: (i) hệ số tương quan giữa Fraud và Bsize*Fraud là 0,9493; (ii) hệ số tương quan giữa Fraud và ExB*Fraud là 0,9880; (iii) hệ số tương quan giữa Bsize*Fraud và ExB*Fraud là 0,9457. Thêm vào đó, chỉ số VIF của Fraud, ExB*Fraud và Bsize*Fraud lần lượt là 48,4; 44,04 và 12,51 đều lớn hơn 10. Tất cả đều này cho thấy có tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình. Có nhiều cách loại bỏ hiện tượng đa cộng tuyến, trong nghiên cứu này tác giả lần lượt loại

Bảng 5: Kết quả hồi quy phương pháp S-GMM từng yếu tố GTDN

Tên biến	Dấu kỳ vọng	Tobins'Q	MTB
Fraud	-	-0,3543*** (0,0637)	-0,8404*** (0,1627)
Dual	-	0,0391 (0,0669)	0,3747** (0,1841)
Indep	-	0,2040*** (0,0264)	0,3653*** (0,0589)
OwnBD	-	0,0025 (0,0015)	0,0188*** (0,0045)
Dual*Fraud	-	-0,4539*** (0,0923)	-2,0960*** (0,2719)
Indep*Fraud	-	0,0748** (0,0309)	0,3527*** (0,0592)
OwnBD*Fraud	-	-0,0097*** (0,0018)	-0,0305*** (0,0052)
Fsize		0,0680*** (0,0201)	0,3801*** (0,0484)
Age		-0,0001 (0,0015)	0,0168*** (0,0035)
Sgrow		-0,0634*** (0,0010)	-0,0856*** (0,0014)
Big4		-0,0375* (0,0231)	-0,0574 (0,0659)
Timeless		-0,0919*** (0,0308)	-0,6097*** (0,0994)
GroGDP		-4,1429*** (0,1321)	-6,0906*** (0,2223)
INF		-2,0237*** (0,1731)	-5,2103*** (0,4344)
_cons		-0,1217 (0,2562)	-3,4293*** (0,6182)
Số quan sát		4.684	4.684
Số nhóm (Group)		426	426
Biến công cụ (Instrument)		230	230
AR(1) (P-value)		0,270	0,287
AR(2) (P-value)		0,779	0,043
Sargan test (P-value)		0,977	0,993
Prob > chi2		0,000	0,000

*Chú thích: Sai số chuẩn thể hiện trong ngoặc đơn (). "***p<0,01; **p<0,05; *p<0,1"*

bỏ các biến khỏi mô hình (Gujarati, 2009).

Sau khi lần lượt loại bỏ 2 biến là Bsize*Fraud và ExB*Fraud ra khỏi mô hình nghiên cứu, đều cho hệ số tương quan cao nhất giữa Fraud và Indep*Fraud là 0,7540 < 0,8, chỉ số VIF của Fraud là 2,47 < 10 cho thấy Fraud không còn đa cộng tuyến với các biến còn lại (Gujarati, 2009).

Bảng 3 thể hiện kết quả hồi quy sử dụng đồng thời cả 3 phương pháp OLS, FEM và REM với biến phụ thuộc GTDN theo chỉ tiêu Tobins'Q và MTB. Kết quả kiểm định F-test cho giá trị p-value là 0,0000 < 0,05 chứng tỏ mô hình FEM là phù hợp (bác bỏ Ho). Kiểm định Hausman cho giá trị p-value là 0,0000 < 0,05 chứng tỏ mô hình FEM là phù hợp (bác bỏ Ho). Kết quả kiểm định Modified Wald cho giá trị Prob>chi2 là 0,0000 < 0,05 hay mô hình có hiện tượng phương sai sai số thay đổi (bác hỏ Ho). Kết quả kiểm định Wooldridge cho giá trị Prob>F là 0,0000 < 0,05 hay mô hình có hiện tượng hiện tượng tự tương quan (bác

hỏ Ho). Đối với chỉ tiêu MTB cho kết quả tương tự chỉ tiêu Tobins'Q.

Để kiểm định biến nội sinh, tác giả lần lượt thực hiện kiểm định Durbin Wu-Hausman với từng biến độc lập nghi ngờ trong mô hình. Kết quả kiểm định lần lượt với chỉ tiêu Tobins'Q và MTB đều cho kết quả tương tự nhau khi có 4 biến là Fsize, Big4, Timeless và INF đều có hệ số Durbin Wu-Hausman nhỏ hơn mức ý nghĩa thống kê 1%, 5%. Điều này cho thấy cả 4 biến trên đều là biến nội sinh.

Kết quả bảng 5 cho thấy với 4.684 quan sát, số biến công cụ là 230 trong khi đó số nhóm dữ liệu bảng là 426 nên biến công cụ sinh ra là ít hơn số nhóm dữ liệu bảng hay số biến công cụ trong mô hình là hợp lý và kết quả ước lượng hồi quy S-GMM để khắc phục nội sinh là phù hợp. Đồng thời, kết quả kiểm định AR(2) cho giá trị P-value của Tobins'Q là 0,779 > 0,1 nên chưa đủ bằng chứng bác bỏ H0 (giá trị P-value của MTB là 0,043 < 0,1). Kiểm định Sargan cho giá trị P-value của Tobins'Q là 0,977 > 0,1 và của MTB là 0,993 > 0,1 nên chấp nhận H0 hay không có hiện tượng nội sinh trong mô hình. Thêm vào đó, kiểm định Chi2 (Prob > chi^2) ở cả chỉ tiêu Tobins'Q và MTB đều cho giá trị P-value nhỏ hơn mức ý nghĩa 1%, điều này khẳng định mô hình sử dụng trong nghiên cứu là phù hợp và kết quả S-GMM cả Tobins'Q và MTB đều có ý nghĩa thống kê.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

HĐQT là cơ quan quản lý trong một công ty đại chúng, có toàn quyền đại diện cho doanh nghiệp để quyết định và thực hiện các nghĩa vụ cũng như lợi ích của doanh nghiệp. Thông qua các quyết định, HĐQT có tác động lớn đến hoạt động của doanh nghiệp mà cụ thể là hiệu suất hoạt động của doanh nghiệp. Ngày nay, vai trò của HĐQT càng trở nên rất quan trọng trong việc điều tiết, giám sát hoạt động của doanh nghiệp nhằm ngăn chặn và giảm thiểu rủi ro gian lận BCTC, nâng cao GTDN. Đồng thời, họ đảm bảo rằng doanh nghiệp tuân thủ các quy định pháp lý và chuẩn mực đạo đức, bảo vệ lợi ích chính đáng cho cổ đông, đặc biệt là các cổ đông nhỏ. Mẫu dữ liệu được thu thập từ các CTNY trên TTCK Việt Nam giai đoạn từ năm 2012 đến 2022 với 426 DNNY. Phương pháp OLS, FEM, REM và S-GMM cùng với sự hỗ trợ từ phần mềm Stata 16. Kết quả nghiên cứu cho thấy gian lận BCTC tác động đến GTDN thông qua vai trò điều tiết của HĐQT. Kết quả này phù hợp với thực tế vì (1) GTDN luôn bị ảnh hưởng bởi mâu thuẫn giữa lợi ích của cổ đông và đại diện công ty vì mỗi bên cố gắng đạt được mục tiêu họ muốn, khi vai trò HĐQT trong việc kiểm soát hoạt động doanh nghiệp thiếu hiệu quả thì hành vi gian lận BCTC có xu hướng gia tăng và khi đó tác động tiêu cực đến GTDN thông qua việc mất uy tín, niềm tin của doanh nghiệp trên thị trường. Khi bị phát hiện, thương hiệu của doanh nghiệp bị sụt giảm; giảm khả năng huy động vốn trong việc thu hút các khoản đầu tư mới và từ thị trường tài chính; (2) Các doanh nghiệp nên tách bạch CEO và chủ tịch HĐQT vì sự kiêm nhiệm này sẽ làm giảm đi tính độc lập, giảm tính minh bạch trong quản lý và khả năng giám sát của HĐQT trong việc ngăn chặn các hành vi gian lận BCTC của nhà quản lý và làm tăng chi phí đại diện dẫn đến GTDN có xu hướng giảm; (3) Các doanh nghiệp nên tăng cường tính độc lập của HĐQT vì HĐQT càng độc lập thì sự minh bạch và trung thực sẽ tăng, khi đó các quyết định được đưa ra dựa trên các yếu tố khách quan của công ty. Điều này giúp tăng cường lòng tin từ phía cổ đông và nhà đầu tư, từ đó tăng giá trị của cổ phiếu và thị trường. Hơn nữa, đảm bảo sự đa dạng trong quan điểm và kinh nghiệm của HĐQT, tạo ra sự sáng tạo và thích ứng với môi trường kinh doanh thay đổi, giúp doanh nghiệp đạt được hiệu suất tốt hơn và tăng cường sức cạnh tranh trong ngành; (4) Các doanh nghiệp nên tăng tỷ lệ sở hữu cho các thành viên HĐQT vì khi không sở hữu hoặc sở hữu ít cổ phần, họ không có một lợi ích trực tiếp trong việc giải quyết hoặc giảm thiểu gian lận BCTC do nhà quản lý thực hiện. Khi các thành viên HĐQT sở hữu một phần vốn của doanh nghiệp, họ có động lực cao hơn để theo dõi và giám sát quá trình BCTC. Những thành viên này có thể sử dụng ảnh hưởng của mình để đảm bảo rằng thông tin tài chính được báo cáo một cách chính xác và minh bạch, giảm thiểu nguy cơ gian lận BCTC, xây dựng và duy trì uy tín trong mắt cổ đông và thị trường.

Bên cạnh đó, cần chú ý đến các yếu tố như quy mô, độ tuổi, tăng trưởng doanh thu, chất lượng kiểm toán, tính kịp thời của BCTC, tăng trưởng kinh tế và lạm phát trong quá trình ra quyết định đầu tư. Mặc dù nghiên cứu đã góp phần cung cấp thêm bằng chứng định lượng về chủ đề này nhưng do giới hạn về thời gian nên không tránh khỏi thiếu sót. Vì vậy, trong tương lai cần có các nghiên cứu so sánh kết quả nghiên cứu này với các quốc gia khác nhau để có cái nhìn sâu sắc hơn về tác động của gian lận BCTC đến GTDN thông qua vai trò của HĐQT trong bối cảnh khác nhau.

Tài liệu tham khảo

Association of Certified Fraud Examiners (ACFE) (2008), *2008 Report to the Nation on Occupational Fraud and Abuse,* ACFE, Austin, TX.

Akle, Y. H. (2011), 'The relationship between financial reporting timeliness and attributes of companies listed on Egyptian stock exchange: An empirical study', *Internal Auditing and Risk Management*, 23(3), 83-103.

Anderson, R. C., & Reeb, D. M. (2003), 'Founding-family ownership and firm performance: evidence from the S&P 500', *The Journal of Finance*, 58(3), 1301-1328. DOI: https://doi.org/10.1111/1540-6261.00567.

Barako, D. G., Hancock, P., & Izan, I. (2006), 'Relationship between corporate governance attributes and voluntary disclosures in annual reports: The Kenyan experience', *Financial Reporting, Regulation and Governance*, 5(1), 1-26.

Beasley, M. S., Carcello, J. V., & Hermanson, D. R. (2000), *Fraud-Related SEC Enforcement Actions Against Auditors: 1987-1997*, American Institute of Certified Public Accountants.

Bonn, I., Yoshikawa, T., & Phan, P. H. (2004), 'Effects of board structure on firm performance: A comparison between Japan and Australia', *Asian Business & Management*, 3, 105-125. DOI: https://doi.org/10.1057/palgrave.abm.9200068.

Brockmole, J. R., Hambrick, D. Z., Windisch, D. J., & Henderson, J. M. (2008), 'The role of meaning in contextual cueing: Evidence from chess expertise', *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 61(12), 1886-1896. DOI: https://doi.org/10.1080/1747021070178l1.

Brown, L. D., & Caylor, M. L. (2004), 'Corporate governance and firm performance', presented at the *Boston Accounting Research Colloquium*. DOI: http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.586423.

Campbell, J. L., Downes, J. F., & Schwartz, W. C. (2015), 'Do sophisticated investors use the information provided by the fair value of cash flow hedges?', *Review of Accounting Studies*, 20, 934-975. DOI: https://doi.org/10.1007/s11142-015-9318-y.

Chhaochharia, V., & Grinstein, Y. (2007), 'Corporate governance and firm value: The impact of the 2002 governance rules', *The Journal of Finance*, 62(4), 1789-1825. DOI: https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2007.01257.x.

Demsetz, H. (1983), 'The structure of ownership and the theory of the firm', *The Journal of Law and Economics*, 26(2), 375-390. DOI: https://doi.org/10.1086/467041.

Fama, E. F., & Jensen, M. C. (1983), 'Agency problems and residual claims', *The Journal of Law and Economics*, 26(2), 327-349. DOI: https://doi.org/10.1086/467038.

Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009), *Basic econometrics*, McGraw-Hill.

Haniffa, R., & Hudaib, M. (2006), 'Corporate governance structure and performance of Malaysian listed companies', *Journal of Business Finance & Accounting*, 33(7-8), 1034-1062. DOI: https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2006.00594.x.

Hermuningsih, S. (2013), 'Profitability, growth opportunity, capital structure and the firm value', *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, 16(2), 115-136. DOI: 10.21098/bemp.v16i2.440.

Jensen, M. C. (1993), 'The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems', *The Journal of Finance*, 48(3), 831-880. DOI: https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb04022.x.

Johnstone, K. M., & Bedard, J. C. (2004), 'Audit firm portfolio management decisions', *Journal of Accounting Research*, 42(4), 659-690. DOI: https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2004.00153.x.

Kaymak, T., & Bektas, E. (2008), 'East meets west? Board characteristics in an emerging market: Evidence from Turkish banks', *Corporate Governance: An International Review*, *16*(6), 550-561. DOI: 10.1111/j.1467-8683.2008.00713.x.

Kinney Jr, W. R., & Martin, R. D. (1994), 'Does auditing reduce bias in financial reporting? A review of audit-related adjustment studies', *Auditing*, 13(1), 149-156.

Koerniadi, H., & Tourani-Rad, A. (2014), 'Corporate governance, financing patterns and the cost of capital: evidence from New Zealand companies', *International Journal of Economics and Business Research*, 8(3), 324-339. DOI: https://doi.org/10.1504/IJEBR.2014.064673.

Lev, B. (2003), 'Remarks on the measurement, valuation, and reporting of intangible assets', *Economic Policy Review*, 9(3), 17-22.

Liow, K. H. (2010), 'Firm value, growth, profitability and capital structure of listed real estate companies: an international perspective', *Journal of Property Research*, 27(2), 119-146. DOI: https://doi.org/10.1080/09599916.2010.500459.

MacKinlay, A. C. (1997), 'Event studies in economics and finance', *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13-39. https://www.jstor.org/stable/2729691.

McConnell, J. J., & Servaes, H. (1990), 'Additional evidence on equity ownership and corporate value', *Journal of Financial Economics*, *27*(2), 595-612. DOI: https://doi.org/10.1016/0304-405X(90)90069-C.

Morck, R., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1988), 'Management ownership and market valuation: An empirical analysis', *Journal of Financial Economics*, *20*, 293-315. DOI: https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90048-7.

Mule, K. R., Mukras, M. S., & Nzioka, O. M. (2015), 'Corporate size, profitability and market value: An econometric panel analysis of listed firms in Kenya', *European Scientific Journal*, 11(13). https://eujournal.org/index.php/esj/article/view/5659.

Mwangi, F. K. (2013), 'The effect of macroeconomic variables on financial performance of aviation industry in Kenya', Doctoral Dissertation, University of Nairobi.

Nguyễn Tiến Hùng & Phạm Quốc Việt (2023), 'Lý thuyết ngũ giác gian lận trong việc nhận diện gian lận BCTC tại các CTNY trên TTCK Việt Nam', *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế*, 11(546), 76-85.

Nguyễn Tiến Hùng & Võ Hồng Đức (2017), 'Nhận diện gian lận báo cáo tài chính: Bằng chứng thực nghiệm tại các doanh nghiệp niêm yết ở Việt Nam", *Tạp chí Công Nghệ Ngân Hàng,* 132(5), 58-72.

Rezeki, F. G. (2022), 'Analysis of the Effect of Fraud Pentagon Model in Predicting the Occurrence of Fraudulent Financial Statements', *Kontigensi: Jurnal Ilmiah Manajemen*, *10*(1), 21-24. DOI: https://doi.org/10.56457/jimk.v10i1.247.

Roodman, D. (2009), 'How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata', *The stata journal*, *9*(1), 86-136. DOI: https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106.

Rukmana, H. S. (2018), 'Pentagon Fraud Affect on Financial Statement Fraud and Firm Value Evidence in Indonesia', *South East Asia Journal of Contemporary Business*, 16(5), 118-122.

Rukmana, H. S. (2021), 'Determinants of Pentagon Fraud in Detecting Financial Statement Fraud and Company Value', *Majalah Ilmiah Bijak*, 18(1), 109-117. DOI: DOI: https://doi.org/10.31334/bijak.v18i1.1345.

Saibaba, M. D., & Ansari, V. A. (2012), 'Impact of board size: An empirical study of companies listed in BSE 100 index', *Indian Journal of Corporate Governance*, 5(2), 108-119. DOI: https://doi.org/10.1177/09746862201202.

Simons, T., & Pelled, L. (1999), 'Understanding executive diversity: More than meets the eye', *Human Resource Planning*, 22, 49–51. DOI: https://doi.org/10.1007/s10551-011-0973-z.

Smaili, N., & Labelle, R. (2016), 'Corporate governance and accounting irregularities: Canadian evidence', *Journal of Management & Governance, 20*, 625-653. DOI: 10.1007/s10997-015-9314-4.

Soukhakian, I., & Khodakarami, M. (2019), 'Working capital management, firm performance and macroeconomic factors: Evidence from Iran', *Cogent Business & Management*, 6(1), 1684227. DOI: https://doi.org/10.1080/23311975.2019.1684227.

Sucuahi, W., & Cambarihan, J. M. (2016), 'Influence of profitability to the firm value of diversified companies in the Philippines', *Accounting and Finance Research*, 5(2), 149-153. DOI: 10.5430/afr.v5n2p149.

Trần Thị Giang Tân, Nguyễn Trí Tri, Đinh Ngọc Tú, Hoàng Trọng Hiệp & Nguyễn Đình Hoàng Uyên (2015), 'Đánh giá rủi ro gian lận BCTC của các CTNY trên TTCK Việt Nam', *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 26(1), 74-94. https://digital.lib.ueh.edu.vn/handle/UEH/57360.

Woldie, A., Leighton, P., & Adesua, A. (2008), 'Factors influencing small and medium enterprises (SMEs): an exploratory study of owner/manager and firm characteristics', *Banks & Bank Systems*, 3(3), 5-13.

ẢNH HƯỞNG CỦA TÍNH ĐỒNG NHẤT VÀ TÍNH TIỆN LỢI CỦA KÊNH ĐỐI VỚI Ý ĐỊNH MUA HÀNG TRONG MÔ HÌNH BÁN LẺ HỢP KÊNH

Nguyễn Thị Nga
Trường Đại học Nha Trang
Email: ngant@ntu.edu.vn

Mã bài: JED-1300
Ngày nhận bài: 26/06/2023
Ngày nhận bài sửa: 10/08/2023
Ngày duyệt đăng: 18/08/2023
DOI: 10.33301/JED.VI.1300

Tóm tắt

Nghiên cứu này khám phá mối quan hệ giữa tính đồng nhất của kênh, tính tiện lợi của kênh đối với các biến số trong mô hình TBP gốc, đặc biệt kiểm soát hành vi cảm nhận để giải thích ý định mua hàng của khách hàng trong mô hình bán lẻ hợp kênh. Bằng việc sử dụng dữ liệu 769 khách hàng đang sinh sống tại thành phố Nha Trang. Kết quả nghiên cứu cho thấy tính đồng nhất và tính tiện lợi của kênh đều tác động tích cực đến kiểm soát hành vi cảm nhận của khách hàng. Hơn nữa, nghiên cứu tìm thấy kiểm soát hành vi cảm nhận, thái độ, chuẩn mực xã hội có tác động tích đến ý định mua sắm hợp kênh của khách hàng. Với kết quả nghiên cứu, bài viết kỳ vọng đề xuất hàm ý có ý nghĩa về lý thuyết và thực tiễn đối với các nhà kinh doanh bán lẻ trong mô hình bán lẻ hợp kênh tại Nha Trang nói riêng, Việt Nam nói chung.

Từ khóa: Bản lẻ hợp kênh, Nha Trang, Tính đồng nhất của kênh, Tính tiện lợi của kênh.

Mã JEL: L81, M31

The effects of channel uniformity and convenience on purchase intention in omnichannel retail

Abstract

This study explores the relationship between channel uniformity and channel convenience for the variables in the original TBP model, especially the perceived behavioral control to explain the purchase intention of customers in the omnichannel retail. Using the data of 769 customers living in Nha Trang city. The research results show that channel uniformity and channel convenience positively influence customer perceived behavioral control. Furthermore, this study finds perceived behavioral control, attitude, and social norms have a positive impact on customer purchase intention in omnichannel retail. With this result, the article is expected to propose theoretical and practical implications for retailers in the omnichannel retail in Nha Trang in particular, and Vietnam in general.

Keywords: *Omnichannel Retail, Nha Trang, Channel Uniformity, Channel Convenience.*

JEL Codes: *L81, M31*

1.Giới thiệu

Bán lẻ hợp kênh (BLHK) là mô hình bán lẻ dựa trên sự kết hợp giữa bán lẻ truyền thống và thương mại điện tử bằng việc sử dụng công nghệ quản lý dữ liệu, tức là nhà bán lẻ (NBL) sẽ bán hàng trên mọi phương tiện, mọi kênh thông tin để tiếp cận người tiêu dùng. Người tiêu dùng (NTD) có thể mua vào bất kể thời gian nào, tại bất cứ nơi đâu, trên mọi thiết bị, bằng nhiều hình thức. Khác với các mô hình bán lẻ trực tuyến thông thường, BLHK cho phép NTD kết nối liền mạch, đồng nhất và tạo ra sự tiện lợi trong trải nghiệm mua sắm hoàn hảo của NTD bằng việc sử dụng các thiết bị như máy tính bàn, laptop, điện thoại,… hay tại cửa hàng thực, cửa hàng trực tuyến để mua hàng hóa (Beck & Rygl, 2015; Kang, 2018). Những năm gần đây, khá nhiều nghiên cứu trong lĩnh vực BLHK xuất hiện. Cụ thể, từ góc độ NBL hợp kênh, các nghiên cứu điển hình như chiến lược BLHK (Dhanraj & Lavanya, 2022), tích hợp kênh của NBL (Zhang & cộng sự, 2018), chiến lược vận hành chuỗi cung ứng hợp kênh (Liu & cộng sự, 2020). Từ góc độ NTD, chẳng hạn mối quan hệ giữa niềm tin và ý định của NTD (Sombultawee & Wattanatorn, 2022), hành vi lựa chọn kênh của NTD (Kang, 2019; Xu & Jackson, 2019). Trải nghiệm của NTD trong mua sắm hợp kênh (MSHK) (Shi & cộng sự, 2020; Souiden & cộng sự, 2019). Mặc dù, các nghiên cứu đã thực hiện xung quanh BLHK, nhưng hầu hết chỉ thể hiện ở một khía cạnh nào đó mà vẫn chưa mang lại được sự đánh giá toàn diện về các yếu tố thúc đẩy ý định lựa chọn MSHK của NTD. Để hiểu rõ về hành vi cũng như xác định được chân dung tệp NTD tham gia MSHK. Đặc biệt, nghiên cứu này xem xét nhận thức của NTD về hành vi MSHK, hay đi kiểm chứng ảnh hưởng của tính đồng nhất của kênh và tính tiện lợi của kênh đến ý định mua của NTD bên cạnh các biến số thái độ, chuẩn mực xã hội và kiểm soát hành vi cảm nhận. Việc hiểu được nhận thức của NTD đối với các thành phần thúc đẩy ý định MSHK có thể cho phép nhà BLHK đáp ứng nhu cầu của NTD tốt hơn và thực hiện các cải tiến và áp công nghệ mới tương ứng để thu hút nhiều NTD hơn. Do đó, nghiên cứu kỳ vọng sẽ mang lại những đóng góp cả về học thuật và thực tiễn, trên cơ sở đó giúp các NBL đề xuất các chiến lược bán lẻ phù hợp để kinh doanh BLHK ngày càng phát triển bền vững.

2. Cơ sở lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Hiện nay, thị trường bán lẻ phát triển mạnh mẽ cùng với nhiều loại mô hình kinh doanh bán lẻ trong đó phải kể đến lĩnh vực BLHK. Cùng xu hướng phát triển này lĩnh vực học thuật cũng được nhiều quan tâm với nhiều góc độ tiếp cận như Özdemir & SÖnmezay (2020) vận dụng mô hình UTAUT mở rộng đi kiểm chứng ý định MSHK của NTD. Nghiên cứu khẳng định không chỉ cơ sở hạ tầng kỹ thuật mà còn cả đặc điểm của thị trường mục tiêu và các yếu tố (động cơ trải nghiệm, thói quen) ảnh hưởng đến ý định lựa chọn kênh. Sombultawee & Wattanatorn (2022), bổ sung biến số tiết kiệm thời gian và tin tưởng bên cạnh các biến số trong mô hình TPB gốc để giải thích ý định MSHK. Kết quả nghiên cứu cho thấy, các biến số đều có ý nghĩa trong việc giải thích ý định mua của NTD. Lazaris & cộng sự (2022), nghiên cứu này khám phá mối quan hệ tích hợp mua sắm online và offline dựa trên cảm xúc, nhận thức đối với ý định mua bằng mô hình S-O-R. Nghiên cứu làm sáng tỏ cảm xúc, nhận thức sẽ làm tăng niềm vui, từ đó ảnh hưởng tích cực đến ý định mua (Yin & cộng sự, 2022). Tyrväinen & cộng sự (2020) xem xét các tác động của động lực trải nghiệm và cá nhân hóa đối với nhận thức và cảm xúc của NTD trong bối cảnh hợp kênh. Các phát hiện cho thấy, tất cả các giả thuyết đều được ủng hộ. Xu & Jackson (2019), nghiên cứu dựa trên lý thuyết TPB và lý thuyết về cam kết-sự tin tưởng để giải thích ý định MSHK của NTD. Nghiên cứu khẳng định, tính minh bạch và tính đồng nhất của kênh giúp giảm thiểu rủi ro khi NTD mua sắm hợp kênh, trong khi tính tiện lợi của kênh không có tác động, kiểm soát hành vi cảm nhận và lợi thế về giá của kênh có tác động tích cực, rủi ro nhận thức có tác động tiêu cực đến ý định lựa chọn kênh của NTD. Thi Hieu Hanh Truong (2020), xem xét ý định mua hợp kênh dựa trên lý thuyết lan truyền sự đổi mới và lý thuyết triển vọng. Những phát hiện này nói lên tầm quan trọng của nhận thức của NTD về mua sắm (showrooming và webrooming), khả năng tương thích và rủi ro đối với ý định của NTD đối với MSHK. Như vậy, với cách tiệp cận đa chiều trong nghiên cứu hành vi của NTD đề cập trên đã cung cấp một góc nhìn thật ý nghĩa cho các NBL. Tuy nhiên, nghiên cứu về hành vi NTD trong MSHK luôn duy trì để khám phá sự hiểu biết toàn diện từ góc độ NTD, bởi lẽ hành vi NTD luôn thay đổi theo thời gian. Để hiểu rõ hơn về hành vi MSHK của NTD, nối tiếp các nghiên cứu trước trong lĩnh vực BLHK, nghiên cứu này vận dụng lý thuyết hành vi dự định (Theory of Planned Behavior – TPB) được phát triển bởi Ajzen (1991) để kiểm chứng nhận thức của NTD đối với MSHK bằng việc xem xét tính đồng nhất và tính tiện lợi của kênh cùng với 03 biến số thái độ, chuẩn mực xã hội và kiểm soát hành vi cảm nhận

để giải thích ý định MSHK của NTD.

2.2. Giả thuyết và mô hình nghiên cứu

2.2.1. Tính đồng nhất của kênh

Trong MSHK, tính đồng nhất của kênh càng cao, càng làm tăng mức độ thoải mái, hài lòng của khách hàng khi sử dụng kênh, từ đó làm tăng kiểm soát hành vi cảm nhận của NTD và ngược lại (Kim & cộng sự, 2008). Nhờ vào tính đồng nhất của kênh, quá trình MSHK tạo điều kiện cho NTD xây dựng mối quan hệ lâu dài với những NBL, từ đó làm giảm rủi ro cảm nhận về kênh mua sắm (Moeller & cộng sự, 2009). Chang & Chen (2008) cũng nhấn mạnh sự gia tăng niềm tin thông qua tính đồng nhất của kênh, điều này cũng làm giảm rủi ro cảm nhận khi sử dụng kênh mua sắm cụ thể. Trong nghiên cứu này sử dụng thuật ngữ "tính đồng nhất của kênh" để phân tích mức độ nhất quán cung cấp sản phẩm giữa người bán và người mua thực hiện đơn đặt hàng MSHK tác động đến kiểm soát hành vi cảm nhận của NTD khi sử dụng kênh đó. Từ lập luận, giả thuyết H1 được đề xuất:

H1: Tính đồng nhất của kênh có ảnh hưởng tích cực đến *kiểm soát hành vi cảm nhận.*

2.2.2. Tính tiện lợi của kênh

Berry & cộng sự (2002) cho rằng tính tiện lợi của MSHK càng cao sẽ càng kích thích những nhận thức tích cực của NTD đối với kênh mua sắm (chẳng hạn như tiết kiệm thời gian và công sức). Hay, tính tiện lợi của MSHK càng cao càng tạo điều kiện thuận lợi cho NTD tiếp cận dễ dàng hơn với kênh mua sắm để tìm kiếm sản phẩm và cuối cùng là mua một sản phẩm, giúp nâng cao trải nghiệm của NTD, lòng trung thành của họ đối với MSHK (Seiders & cộng sự, 2000). Trong nghiên cứu này, tính tiện lợi của kênh được đề cập đến dễ dàng tìm kiếm, thu thập thông tin và mua sắm linh hoạt cả về thời gian và địa điểm mua sắm. Vì vậy, nghiên cứu này mong đợi tính tiện lợi của kênh sẽ giảm thiểu yêu cầu về thời gian và công sức của quá trình tìm kiếm và MSHK, điều này sẽ làm tăng khả năng kiểm soát hành vi cảm nhận của NTD. Từ đó, giả thuyết nghiên cứu được đề xuất:

H2: Tính tiện lợi của kênh có ảnh hưởng tích cực đến kiểm soát hành vi cảm nhận.

2.2.3. Thái độ đối với mua sắm hợp kênh

Thái độ được xem là trạng thái sẵn sàng về mặt tinh thần được hình thành từ các kinh nghiệm trước đó của NTD và có khả năng tác động đến phản ứng của họ đối với khách thể và tình huống tiếp xúc (Hồ Huy Tựu & cộng sự, 2018). NTD thường sẽ có thái độ ưa thích đối với những sản phẩm/dịch vụ mà họ đánh giá tích cực và ngược lại sẽ có thái độ không thích đối với những sản phẩm/dịch vụ họ đánh giá không tích cực. Do vậy, trong bối cảnh MSHK, nếu NTD cho rằng việc MSHK của họ mang lại lợi ích, thậm chí nhiều lợi ích cho họ, thì có thể ý định tham gia MSHK sẽ gia tăng mạnh hơn. Từ những luận giải trên, đề xuất giả thuyết H3 như sau:

H3: Thái độ có ảnh hưởng tích cực đến ý định MSHK.

2.2.4. Chuẩn mực xã hội

Chuẩn mực xã hội được định nghĩa là áp lực xã hội để thúc đẩy mọi người thực hiện hoặc không thực hiện một hành vi nào đó (Ajzen, 1991). Ajzen & Driver (1991) cho rằng các chuẩn mực chủ quan được coi là áp lực nhận thức được áp đặt bởi những người khác chẳng hạn như hàng xóm, bạn bè, đồng nghiệp, nhân viên bán hàng, v.v. Nor & Pearson (2008) cho biết bạn bè, thành viên gia đình và đồng nghiệp là chuẩn mực xã hội có ảnh hưởng tích cực đến hành vi mua trực tuyến của chủ thể. Do đó, chuẩn mực xã hội sẽ đề cập trực tiếp đến nhóm người quan trọng có tầm ảnh hưởng đến quan điểm của một người về nhận thức hoặc niềm tin chuẩn mực, bởi niềm tin phát sinh từ áp lực xã hội được gọi là niềm tin chuẩn mực (Ajzen, 1991). Ý định của chủ thể để thực hiện một hành động cụ thể là một chức năng của chuẩn mực xã hội, hoặc nhận thức của họ rằng những người quan trọng khác nghĩ rằng họ nên làm theo. Vì vậy, việc đánh giá chuẩn mực xã hội là nhằm xác định xem môi trường xã hội có ảnh hưởng đến hành vi NTD. Do vậy, giả thuyết H4 được đề xuất:

H4: Chuẩn mực xã hội có ảnh hưởng tích cực đến ý định MSHK.

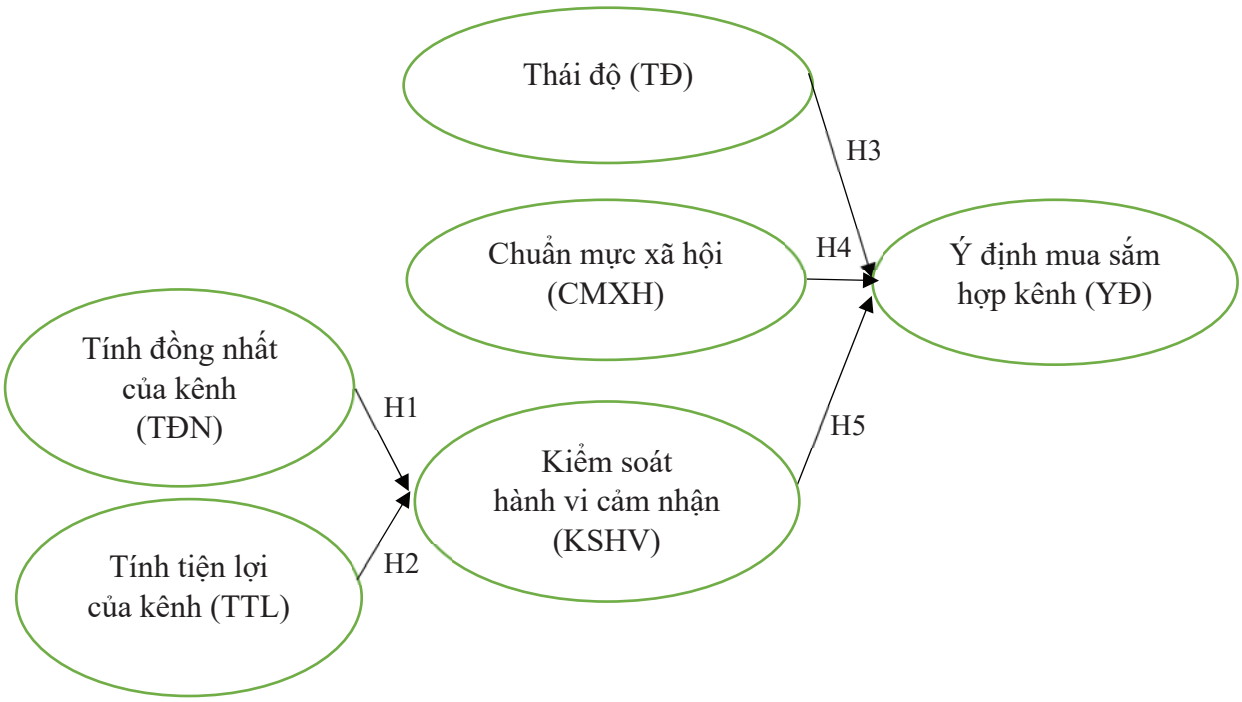
2.2.5. Kiểm soát hành vi cảm nhận

Kiểm soát hành vi cảm nhận đề cập đến nhận thức của cá nhân về khả năng để thực hiện một nhiệm vụ hoặc hành động nhất định. Tuy nhiên, điều này được xác định bởi sự tin tưởng vào sự sẵn có của các nguồn lực có thể tạo điều kiện thuận lợi hoặc cản trở hiệu quả thực hiện của chủ thể (Ajzen, 1991). Theo Ajzen

(1991), kiểm soát hành vi cảm nhận được hình thành dựa trên cả kinh nghiệm trong quá khứ của chính chủ thể đối với hành vi và dựa trên thông tin đã qua sử dụng như kinh nghiệm của gia đình và bạn bè cũng như các yếu tố khác làm tăng hoặc giảm khó khăn nhận thức của chủ thể để thực hiện các hành vi tương ứng. Taylor & Todd (1995) cho rằng kiểm soát hành vi cảm nhận có ảnh hưởng đáng kể đến niềm tin vào năng lực bản thân (tức là cá nhân tin tưởng rằng họ có khả năng thực hiện), và tạo điều kiện thuận lợi (tức là tiếp cận các nguồn lực và cơ sở vật chất). Hay kiểm soát hành vi cảm nhận bị ảnh hưởng bởi các yếu tố bên trong (tính cách, đặc điểm tính cách, kiến thức, kỹ năng), các yếu tố bên ngoài (môi trường làm việc, thời gian, cơ hội, mức độ tài chính hay phụ thuộc vào người khác) và các yếu tố xã hội (hỗ trợ quản lý,..). Một người có càng nhiều cơ hội hay nguồn lực thì mức độ kiểm soát hành vi càng lớn, do đó sẽ có ít cản trở hơn trong việc hình thành ý định MSHK. Với lập luận trên, giả thuyết H5 được đề xuất:

H5: Kiểm soát hành vi nhận thức có ảnh hưởng tích cực đến ý định MSHK.

Hình 1: Mô hình nghiên cứu đề xuất



3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Thang đo

Tất cả các mục hỏi trong nghiên cứu này đều được kế thừa từ các nghiên cứu trước và được điều chỉnh để phù hợp với bối cảnh BLHK và được đo lường bằng thang đo Likert 05 điểm, từ 1: rất không đến 5: rất đồng ý. Cụ thể, tính tương đồng của kênh được kế thừa từ nghiên cứu (Xu & Jackson, 2019) gồm 04 mục hỏi; tính tiện lợi của kênh gồm 04 mục hỏi được sử dụng từ nghiên cứu trước đây (Jiang & cộng sự, 2013; Xu & Jackson, 2019); thang đo thái độ gồm 04 mục hỏi được kế thừa từ nghiên cứu (Sombultawee & Wattanatorn, 2022; Taylor & Todd, 1995); chuẩn mực xã hội gồm 04 mục hỏi được thừa hưởng từ nghiên cứu (Sombultawee & Wattanatorn, 2022); kiểm soát hành vi cảm nhận gồm 04 mục được sử dụng từ các nghiên cứu (Ajzen, 2002; Kang & cộng sự, 2006; Xu & Jackson, 2019); và cuối cùng, ý định gồm 05 mục hỏi và được kế thừa nghiên cứu (Chang & Chen, 2008; Xu & Jackson, 2019).

3.2. Cỡ mẫu

Kích thước mẫu sử dụng trong nghiên cứu phụ thuộc vào số biến độc lập hoặc số lượng mũi tên chỉ trong mô hình cấu trúc (Cohen, 1992). Với số mũi tên nhiều nhất là 03 và để đạt sức mạnh thống kê với mức ý nghĩa 5%. Số mẫu tối thiểu cần thiết sử dụng trong nghiên cứu là 103 (Cohen, 1992). Như vậy, để kết quả nghiên cứu đạt độ tin cậy cao trong quá trình phân tích, nghiên cứu này sử dụng 769 mẫu trong tổng số 780 mẫu phát ra (đạt 98,59%). Dữ liệu thu thập và được xử lý bằng phần mềm SmartPLS 3.2.8. Kiểm định mô

hình cấu trúc tuyến tính để đảm bảo yêu cầu kiểm định thang đo, kỹ thuật Bootstrapping 5000 lần được sử dụng thực hiện (Hair & cộng sự, 2014).

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả nghiên cứu

Bảng 1: Độ tin cậy và độ giá trị tin cậy

Cấu trúc khái niệm, Cronbach's alpha, CR và AVE	FL
TĐN: ***Cronbach's Alpha: 0,92; CR:0,94 và AVE: 0,81*** *Tham gia MSHK ....*	
…tôi được người bán cung cấp toàn bộ thông tin đơn hàng	0,87
…tôi có thể liên hệ trực tiếp với người bán về các vấn đề liên quan đơn hàng	0,92
…người bán xử lý trực tiếp mọi vấn đề phát sinh liên quan đơn hàng giúp tôi	0,91
…tôi được người bán cung cấp toàn bộ thông tin liên quan đơn hàng	0,90
TTL: ***Cronbach's Alpha: 0,85; CR:0,90 và AVE: 0,69*** *MSHK .....*	
…tôi có thể mua sắm sản phẩm bất cứ lúc nào	0,72
…tôi có thể mua sắm sản phẩm ở bất cứ đâu	0,91
…tôi có thể dễ dàng tìm kiếm sản phẩm	0,87
…tôi có thể dễ dàng tìm hiểu về thông tin về sản phẩm	0,80
TĐ: ***Cronbach's Alpha: 0,96; CR:0,97 và AVE: 0,90*** *MSHK ....*	
… khiến tôi hài lòng	0,95
… khiến tôi vui vẻ	0,96
….giúp tôi mua hàng thuận tiện hơn	0,95
… giúp tôi mua sắm hiệu quả hơn	0,93
CMXH: ***Cronbach's Alpha: 0,89; CR:0,93 và AVE: 0,75***	
Gia đình có ảnh hưởng đến quyết định lựa chọn MSHK của tôi	0,85
Tôi muốn MSHK vì gia đình tôi muốn	0,90
Bạn bè tôi có ảnh hưởng đến quyết định MSHK của tôi	0,87
Hầu hết những người quan trọng đối với tôi sẽ ủng hộ tôi MSHK	0,87
KSHV: ***Cronbach's Alpha: 0,85; CR:0,85 và AVE: 0,59***	
Tôi thực hiện MSHK dễ dàng	0,74
Bất cứ khi nào muốn, tôi có thể thực hiện MSHK	0,77
MSHK nằm trong khả năng kiểm soát của tôi	0,76
Không có nhiều lý do có thể ngăn cản tôi MSHK	0,81
YĐ: ***Cronbach's Alpha: 0,93; CR:0,95 và AVE: 0,78***	
Trong tương lai, tôi sẽ chọn MSHK	0,87
Tôi sẵn sàng sử dụng MSHK để thay thế kênh mua hàng khác	0,91
Tôi sẽ khuyến khích gia đình chọn MSHK trong tương lai	0,88
Tôi sẽ khuyên mọi người nên chọn MSHK trong tương lai	0,88
Về tổng thể, tôi sẽ chọn MSHK trong hầu hết mọi tình huống	0,89

Ghi chú: FL: hệ số tải nhân tố, Alpha: hệ số Cronbach's Alpha, CR: độ tin cậy tổng hợp, AVE: phương sai trích.

Hệ số cronbach's alpha và độ tin cậy tổng hợp của 06 thang đo tại Bảng 1 được tìm thấy lần lượt đều > 0,70 (0,85 - 0,96) và (0,85 - 0,97). Giá trị phương sai trích > 0,5, cụ thể giá trị AVE (0,59 - 0,90); cuối cùng, hệ số tải nhân tố của các thang đo đều > 0,5 (0,72-0,96). Như vậy, tất cả các thang đo đều đạt độ tin cậy, độ

giá trị tin cậy (Hair & cộng sự, 2014).

Bảng 2: Ma Trận tương quan giữa các cấu trúc khái niệm

	1.TĐN	2.TTL	3.TĐ	4.CMXH	5.KSHV	6.YĐ
1.TĐN						
2.TTL	0,13					
3.TĐ	0,75	0,69				
4.CMXH	0,56	0,57	0,20			
5.KSHV	0,29	0,27	0,37	0,59		
6.YĐ	0,67	0,13	0,30	0,31	0,14	

Kết quả chạy ma trận tương quan HTMT trong nghiên cứu này cho thấy các giá trị tương quan trong ma trận đều có giá trị < 0,85 (Henseler & cộng sự, 2015). Như vậy, tất cả các thang đo tại Bảng 2 đều đạt được giá trị phân biệt.

Kiểm định giả thuyết nghiên cứu

Bảng 3: Kết quả phân tích PLS-SEM

Giả thuyết	Đường dẫn	Hệ số chuẩn hóa Std.,ß	Giá trị t	R^2	f^2	Q^2	VIF	Kết luận
H1	TĐN→ KSHV	0,31	6,457***	0,19	0,07	0,05	1,57	Ủng hộ
H2	TTL → KSHV	0,17	3,743***		0,02		1,57	Ủng hộ
H3	TĐ → YĐ	0,16	4,003***	0,34	0,04	0,26	1,07	Ủng hộ
H4	CMXH→ YĐ	0,44	9,763***		0,23		1,26	Ủng hộ
H5	KSHV →YĐ	0,21	4,839***		0,05		1,26	Ủng hộ

Ghi chú: (***) P< 0,001.

Kết quả nghiên cứu cho thấy, tất cả các giả thuyết được đề xuất trong mô hình nghiên cứu đều được ủng hộ gồm: giả thuyết H1 được tìm thấy có ý nghĩa (p= 0,000 < p= 0,05) và giá trị β= 0,321 và giả thuyết này cho thấy mối quan hệ kỳ vọng giữa TĐN với KSHV ủng hộ. Giả thuyết H2, thể hiện tác động có ý nghĩa thống kê của TTL đến KSHV (p= 0,000 < p= 0,05) và giá trị β= 0,18. Các giả thuyết H3 được ủng hộ, vì mức ý nghĩa và giá trị β của giả thuyết này đều được tìm thấy là (p= 0,000 < p= 0,05) và (β= 0,16). Giả thuyết H4, thể hiện tác động của CMXH đối với YĐ được thể hiện bằng mức ý nghĩa (p= 0,000 < p= 0,05) và giá trị β được tìm thấy là (β= 0,44). Mức ý nghĩa của giả thuyết H5 được xem là (p= 0,000< p= 0,05) và giá trị β là β= 0,21. Kết quả nghiên cứu cho thấy KSHV có ảnh hưởng đến YĐ.

Bảng 3, hệ số xác định R^2 của KSHV và YĐ của NTD có mức tác động từ khá mạnh đến mạnh lần lượt là 0,19 và 0,34 (Hair & cộng sự, 2016). Hệ số tác động f2 của các thang đo TĐN, TTL, TĐ, CMXH và KSHV đến YĐ với mức độ tác động từ khá nhỏ đến lớn tương ứng với các giá trị lần lượt là 0,02; 0,04; 0,05; 0,07; 0,23 (Cohen, 1988). Tiếp đến, giá trị $Q^2 > 0$ chỉ ra rằng các biến độc lập có sức mạnh để dự báo mức độ liên quan. KSHV và YĐ được tìm thấy có giá trị Q2 lần lượt là 0,05 và 0,26. Cuối cùng, hệ số VIF của các thang đo đều < 2 (1,07- 1,57). Do vậy, giữa các biến giải thích độc lập không bị ảnh hưởng hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến (Hair & cộng sự, 2019).

4.2. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Tính đồng nhất của kênh: Kết quả nghiên cứu này cho thấy tính đồng nhất của kênh có tác động mạnh tích cực đến kiểm soát hành vi cảm nhận. Kết quả nghiên cứu cho thấy NTD cảm thấy thoải mái hơn khi toàn bộ quá trình mua hàng được quản lý nhất quán bởi người bán nên đã loại bỏ bất kỳ trung gian bán hàng nào và sự nhầm lẫn tiềm ẩn mà họ có thể gây ra trong quá trình thực hiện. Kết quả làm cho NTD tin tưởng hơn và gia tăng kiểm soát hành vi cảm nhận tốt hơn. Kết quả nghiên cứu này phù hợp với kết quả nghiên cứu trước đây (Xu & Jackson, 2019).

Tính tiện lợi của kênh: Kết quả nghiên cứu này cũng chỉ ra rằng tính tiện lợi của kênh ảnh hưởng tích cực đến kiểm soát hành vi cảm nhận của NTD. Kết quả nghiên cứu này phù hợp với nghiên cứu trước đây (Xu & Jackson, 2019). Điều này có thể lý giải, kết quả này bắt nguồn từ sự linh hoạt của tìm kiếm và mua sắm các sản phẩm/hàng hóa khi nào và ở đâu NTD mong muốn. Điều này làm giảm các yếu tố bên ngoài ngăn cản NTD sử dụng MSHK (NTD cảm thấy tiện lợi hơn và giảm bớt cảm nhận rủi ro) và do đó các NBL hợp kênh cần tăng kiểm soát hành vi cảm nhận của NTD.

Thái độ đối với MSHK: Giống như các kết quả nghiên cứu trước đây, thái độ đối với MSHK có tác động tích cực đến ý định MSHK của NTD (Mahdi Zarei & cộng sự, 2020; Riantini, 2019; Sombultawee & Wattanatorn, 2022). Như vậy, mối quan hệ tác động này cho thấy khi thái độ hướng tới MSHK càng cao thì càng có ảnh hưởng trực tiếp đến việc hình thành ý định/động cơ của NTD tham gia MSHK. Bởi lẽ, ngày nay NTD luôn có nhận thức đầy đủ những lợi ích có được từ MSHK thay vì mua sắm trực tuyến thông thường khác, điều này có thể làm gia tăng ý định tham gia MSHK của NTD.

Chuẩn mực xã hội: Khác với nghiên cứu trước đây của Özdemir & SÖnmezay (2020) cho rằng chuẩn mực xã hội/ảnh hưởng xã hội không có ảnh hưởng đến ý định hành vi. Trong nghiên cứu này, đây là một trong các biến số tác động mạnh nhất đến ý định MSHK của NTD. Điều này cũng phù hợp với các nghiên cứu trước đây về BLHK (Riantini, 2019; Sombultawee & Wattanatorn, 2022). Bởi lẽ, theo Ajzen & Fishbein (1975), chuẩn mực xã hội có tương quan với niềm tin chuẩn mực của một cá nhân hoặc nhóm sẽ tán thành hoặc không tán thành hành vi của chủ thể. Nói cách khác, sự gia tăng niềm tin chuẩn mực sẽ làm tăng chuẩn mực xã hội cũng như trực tiếp làm gia tăng ý định mua hàng. Bạn bè, gia đình, đồng nghiệp và nhân viên bán hàng với tư cách là chuẩn mực xã hội có ảnh hưởng tích cực đến NTD tham gia MSHK. Bởi lẽ, NTD sẽ tìm kiếm ý kiến từ cá nhân hoặc nhóm ảnh hưởng đáng tin cậy của họ về MSHK để gia tăng ý định MSHK.

Kiểm soát hành vi cảm nhận: Kết quả nghiên cứu cho thấy kiểm soát hành vi cảm nhận có tác động tích cực đến ý định MSHK. Kết quả nghiên cứu này tương đồng với các kết quả nghiên cứu (Sombultawee & Wattanatorn, 2022; Xu & Jackson, 2019). Điều này được giải thích như sau: mỗi NTD luôn luôn thể hiện sự kỳ vọng về một hành vi được riêng tư và dễ thực hiện, và hành vi này sẽ bị ảnh hưởng rất nhiều bởi sự tin tưởng của chính cá nhân họ khi thực hiện hành vi. Do đó, kiểm soát hành vi cảm nhận của NTD càng cao theo chiều hướng tích cực thì càng gia tăng ý định tham gia MSHK.

5. Kết luận và hàm ý quản trị

5.1. Kết luận

Nghiên cứu này đã chứng minh NTD chấp nhận tham gia vào MSHK từ các NBL hợp kênh. Đây là một phát hiện quan trọng hiện nay bằng việc thể hiện thông qua kết quả nghiên cứu như: tất cả các giả thuyết trong mô hình nghiên cứu đạt mức ý nghĩa nhỏ hơn 0,05, do vậy các giả thuyết nghiên cứu đều được ủng hộ bởi kết quả của nghiên cứu. Trong số các biến số được thêm vào mô hình TPB, tính đồng nhất của kênh (β= 0,31), tính tiện lợi của kênh (β= 0,17) đều có tác động trực tiếp, gián tiếp từ mạnh đến khá mạnh đến ý định mua sắm của NTD trong môi trường BLHK. Các biến số trong mô hình TPB, thái độ đối với MSHK (β= 0,16), chuẩn mực xã hội (β= 0,44) và kiểm soát hành vi cảm nhận (β= 0,21) đều có tác động tích cực đến ý định hành vi MSHK.

5.2. Hàm ý quản trị

Nghiên cứu này cung cấp những hiểu biết cần thiết cho các nhà kinh doanh BLHK và giúp các nhà kinh doanh BLHK phát triển các chiến lược BLHK thành công để cung cấp cho NTD trải nghiệm mua sắm liền mạch và nhất quán.

Tính đồng nhất của kênh: Để nâng cao ý định mua sắm trong môi trường BLHK, các nhà BLHK nên nỗ lực tăng cường nhận thức của NTD về tính đồng nhất của kênh trong MSHK. Các nhà BLHK nên nỗ lực để đảm bảo nhận thức của NTD về tình trạng đơn đặt hàng tại mỗi giai đoạn của quá trình giao dịch và thực hiện (đặt hàng, tiếp nhận, xử lý, vận chuyển và đến nơi) là thông suốt và nhất quán của các kênh mua sắm trong hành trình MSHK. Đặc biệt tập trung vào độ thông suốt của kênh (thời gian hoàn thành từng giai đoạn dự kiến và cập nhật theo thời gian thực trong suốt hành trình thực hiện hoạt động mua-bán); đồng thời sử dụng nhiều kênh liên lạc với NTD gồm email, tin nhắn thoại, gọi điện, hoặc thông qua tài khoản trực tuyến để cho

phép NTD truy cập vào thông tin bất cứ lúc nào và bất cứ nơi đâu để họ cảm nhận được quá trình tham gia vào MSHK này được kiểm soát. Điều này làm cho NTD biết nên liên hệ với ai và nhà cung cấp dịch vụ nào trong từng giai đoạn của quy trình đặt hàng của NTD.

Tính tiện lợi của kênh: Điều này hàm ý đối với các NBL là họ không thể bỏ qua nhu cầu tâm lý và thái độ của NTD. Do vậy, các NBL phải suy nghĩ cẩn thận về công nghệ mà họ đang triển khai và đảm bảo rằng tiện lợi, dễ sử dụng, đáng tin cậy và đáp ứng nhu cầu thực sự cho NTD. Nghĩa là triển khai một số ứng dụng tiềm năng của BLHK cho NTD để duy trì sự lựa chọn. Nghiên cứu này đã chỉ ra rằng NTD sử dụng một số tính năng tiện lợi của BLHK (chẳng hạn, NTD mua trực tuyến nhưng trả lại tại cửa hàng, phòng trưng bày v.v. và ngược lại) để đáp ứng nhu cầu và lợi ích riêng của họ. Các nhà BLHK cần tối ưu hóa các hoạt động chức năng cả bên trong và bên ngoài tổ chức bằng việc đáp ứng các chiến lược kênh chéo, tức là thay đổi cách thức quản lý và hoạt động của công ty ở cả cấp độ chiến lược và tổ chức. Trong môi trường BLHK, để gia tăng sự tiện lợi cho NTD tham gia MSHK, các NBL thực hiện việc giới thiệu các kênh mua hàng bổ sung, bằng cách tăng linh hoạt trong các tùy chọn mua và giao hàng, tăng hiệu quả của quá trình mua hàng, và giảm thời gian và nỗ lực cần thiết để hoàn tất giao dịch. Cốt lõi của việc cải thiện sự tiện lợi của kênh là đáp ứng tính linh hoạt cao như tìm kiếm và mua hàng mọi lúc mọi nơi và ít áp lực hơn trong quá trình MSHK như chi phí tìm kiếm và mua sản phẩm thấp nhất.

Thái độ đối với MSHK: Nghiên cứu này cho thấy thái độ đối với MSHK có mối quan hệ tích cực đối với ý định MSHK của NTD trong môi trường BLHK. Thuộc tính này đề cập đến các nhà BLHK phải thể hiện thái độ tích cực đối với hành vi của họ với tư cách là người BLHK để tạo ra ý định mua hàng trong tâm trí NTD. Nói cách khác, ý định MSHK của NTD sẽ tăng lên nếu nhà BLHK thể hiện thái độ tích cực đối với hoạt động kinh doanh BLHK của họ. Từ đó, NTD sẽ hình thành một thái độ tích cực hoặc thuận lợi đối với MSHK (chẳng hạn: NTD muốn tiết kiệm thời gian, thích tính đồng nhất, sự tiện lợi của việc MSHK, từ đó họ sẽ hình thành thái độ tích cực với MSHK). Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng NTD tham gia vào nghiên cứu này có thái độ tích cực đối với MSHK và đã thể hiện sự ưu tiên cho hoạt động mua sắm hợp bởi lợi ích từ hoạt động mua sắm này mang lại. Do đó, các nhà BLHK cần phải đáp ứng tốt cho NTD những lợi ích có được như tính đồng nhất, tính tiện lợi,… nâng cao nhận thức của NTD về hoạt động MSHK. Để gia tăng ý định của NTD trong MSHK, các nhà BLHK nên giới thiệu nhiều tính năng tích hợp và tương tác giữa các kênh hơn để thu hút thêm nhu cầu của NTD.

Chuẩn mực xã hội: Kết quả của nghiên cứu này cũng chỉ ra rằng, NTD tham gia MSHK phần lớn dựa trên những chia sẻ trải nghiệm MSHK từ những người xung quanh có tầm ảnh hưởng, hay họ bị ảnh hưởng bởi gia đình, bạn bè và đồng nghiệp nên có thể kết luận rằng NTD có làm theo các xu hướng phổ biến và khi làm như vậy, họ đã hình thành thái độ tích cực đối với MSHK. Do vậy, các NBL nên giao tiếp với NTD tại các điểm tiếp xúc khác nhau (trước, trong và sau khi mua) qua internet cũng như MSHK để tăng tầm ảnh hưởng truyền miệng.

Kiểm soát hành vi cảm nhận: Vai trò của kiểm soát hành vi cảm nhận trong việc hình thành ý định của NTD được khẳng định thông qua kết quả nghiên cứu. Điều này cho thấy ý định MSHK của NTD sẽ tăng cùng với khả năng sử dụng các kênh bán lẻ để mua sắm từ nhà BLHK. Chính vì vậy, để gia tăng khả năng sử dụng hợp kênh trong MSHK của NTD, các nhà BLHK cần phải thiết kế các kênh mua sắm trên trang web dễ tiếp cận, dễ sử dụng (chẳng hạn như đăng nhập trang web, lựa chọn kênh, chuyển đổi giữa kênh mua sắm, nội dung thông tin sản phẩm/dịch vụ, điều hướng, bảo mật, tiếp thị) để đáp ứng sự kỳ vọng tốt đẹp của NTD về MSHK. Bởi lẽ, trang web là ấn tượng đầu tiên của NTD và lối vào kinh doanh BLHK của các nhà BLHK. Cuối cùng, các NBL cần cải tiến quy trình phân phối hợp kênh để làm tăng khả năng cạnh tranh của kênh và làm tăng nhận thức rằng hợp kênh là gần gũi và dễ sử dụng.

Tài liệu tham khảo

Ajzen, I. (1991), 'The theory of planned behavior', *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), 179-211.

Ajzen, I. (2002), 'Perceived behavioral control, self-efficacy, locus of control, and the theory of planned behavior', *Journal of Applied Social Psychology*, 32(4), 665-683.

Ajzen, I., & Driver, B. L. (1991), 'Prediction of leisure participation from behavioral, normative, and control beliefs: An application of the theory of planned behavior', *Leisure Sciences*, 13(3), 185-204.

Ajzen, I., & Fishbein, M. (1975), 'A Bayesian analysis of attribution processes', *Psychological Bulletin*, 82(2), 261-277.

Beck, N., & Rygl, D. (2015), 'Categorization of multiple channel retailing in Multi-, Cross-, and Omni-Channel Retailing for retailers and retailing', *Journal of Retailing and Consumer Services*, 27, 170-178.

Berry, L. L., Seiders, K., & Grewal, D. (2002), 'Understanding service convenience', *Journal of Marketing*, 66(3), 1-17.

Chang, H. H., & Chen, S. W. (2008), 'The impact of online store environment cues on purchase intention: Trust and perceived risk as a mediator', *Online Information Review*, 32(6), 818-841.

Cohen, J. (1988), *Statistical power analysis for the behavioral sciences (revised ed.)*, Academic Press, New York.

Cohen, J. (1992), 'A power primer', *Psychological Bulletin*, 112(1), 155-159. DOI:10.1037//0033-2909.112.1.155.

Dhanraj, G. J. S., & Lavanya, B. L. (2022), 'Retail channel strategy: An omni-channel approach in community pharmacies using the theory of planned behavior', *International Journal of Health Sciences*, 6(S2), 9231-9242.

Hair, J., Black, W., Babin, B., & Anderson, R. (2014), *Multivariate Data Analysis (ed. 7th)*, Prentice-Hall, Inc., Pearson Education Limited, Essex.

Hair, J., Joseph F, Hult, G. T. M., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2016), *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)*, Sage Publications, Thousand Oaks, California.

Hair, J. F., Risher, J. J., Sarstedt, M., & Ringle, C. M. (2019), 'When to use and how to report the results of PLS-SEM', *European Business Review*, 31(1), 2-24.

Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015), 'A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling', *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43, 115-135.

Hồ Huy Tựu, Nguyễn Văn Ngọc, & Đỗ Phương Linh (2018), 'Các nhân tố ảnh hưởng đến hành vi tiêu dùng xanh của người dân Nha Trang', *Tạp chí Kinh tế Đối ngoại*, 2, 40-57.

Jiang, L. A., Yang, Z., & Jun, M. (2013), 'Measuring consumer perceptions of online shopping convenience', *Journal of Service Management*, 24(2), 191-214.

Kang, H., Hahn, M., Fortin, D. R., Hyun, Y. J., & Eom, Y. (2006), 'Effects of perceived behavioral control on the consumer usage intention of e-coupons', *Psychology & Marketing*, 23(10), 841-864.

Kang, J.-Y. M. (2018), 'Showrooming, webrooming, and user-generated content creation in the omnichannel era', *Journal of Internet Commerce*, 17(2), 145-169.

Kang, J.-Y. M. (2019), 'What drives omnichannel shopping behaviors? Fashion lifestyle of social-local-mobile consumers', *Journal of Fashion Marketing and Management: An International Journal*, 23(2), 224-238.

Kim, D. J., Ferrin, D. L., & Rao, H. R. (2008), 'A trust-based consumer decision-making model in electronic commerce: The role of trust, perceived risk, and their antecedents', *Decision Support Systems*, 44(2), 544-564.

Lazaris, C., Vrechopoulos, A., Sarantopoulos, P., & Doukidis, G. (2022), 'Additive omnichannel atmospheric cues: The mediating effects of cognitive and affective responses on purchase intention', *Journal of Retailing and Consumer Services*, 64, DOI: https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2021.102731.

Liu, L., Feng, L., Xu, B., & Deng, W. (2020), 'Operation strategies for an omni-channel supply chain: Who is better off taking on the online channel and offline service?', *Electronic Commerce Research and Applications*, 39, DOI: https://doi.org/10.1016/j.elerap.2019.100918.

Mahdi Zarei, M., Chaparro-Pelaez, J., & Agudo-Peregrina, Á. F. (2020), 'Identifying consumer's last-mile logistics beliefs in omni-channel environment', *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 33(1), 1796-1812.

Moeller, S., Fassnacht, M., & Ettinger, A. (2009), 'Retaining customers with shopping convenience', *Journal of Relationship Marketing*, 8(4), 313-329.

Nor, K. M., & Pearson, J. M. (2008), 'An exploratory study into the adoption of internet banking in a developing country: Malaysia', *Journal of Internet Commerce*, 7(1), 29-73.

Özdemir, E., & SÖnmezay, M. (2020), 'Factors affecting consumers' technology acceptance and use on behavioural intention in omnichanel retailing', *Business & Management Studies: An International Journal*, 8(5), 3936-3970.

Riantini, R. E. (2019), 'The effect of omni channel marketing on the online search behavior of Jakarta retail consumers with Theory of Planned Behavior (TPB) approach', Paper presented at the 2019 International Conference on Information Management and Technology (ICIMTech).

Seiders, K., Berry, L. L., & Gresham, L. G. (2000), 'Attention, retailers! How convenient is your convenience strategy?', *MIT Sloan Management Review*, 41(3), 79-89.

Shi, S., Wang, Y., Chen, X., & Zhang, Q. (2020), 'Conceptualization of omnichannel customer experience and its impact on shopping intention: A mixed-method approach', *International Journal of Information Management*, 50, 325-336.

Sombultawee, K., & Wattanatorn, W. (2022), 'The impact of trust on purchase intention through omnichannel retailing', *Journal of Advances in Management Research*, 19(4), 513-532.

Souiden, N., Ladhari, R., & Chiadmi, N.-E. (2019), 'New trends in retailing and services', *Journal of Retailing and Consumer Services*, 50, 286-288.

Taylor, S., & Todd, P. A. (1995), 'Understanding information technology usage: A test of competing models', *Information Systems Research*, 6(2), 144-176.

Thi Hieu Hanh Truong (2020), 'The drivers of omni-channel shopping intention: a case study for fashion retailing sector in Danang, Vietnam', *Journal of Asian Business and Economic Studies*, 28(2), 143-159.

Tyrväinen, O., Karjaluoto, H., & Saarijärvi, H. (2020), 'Personalization and hedonic motivation in creating customer experiences and loyalty in omnichannel retail', *Journal of Retailing and Consumer Services*, 57, DOI: https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2020.102233.

Xu, X., & Jackson, J. E. (2019), 'Examining customer channel selection intention in the omni-channel retail environment', *International Journal of Production Economics*, 208, 434-445.

Yin, C.-C., Chiu, H.-C., Hsieh, Y.-C., & Kuo, C.-Y. (2022), 'How to retain customers in omnichannel retailing: Considering the roles of brand experience and purchase behavior', *Journal of Retailing and Consumer Services*, 69. DOI: https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2022.103070.

Zhang, M., Ren, C., Wang, G. A., & He, Z. (2018), 'The impact of channel integration on consumer responses in omni-channel retailing: The mediating effect of consumer empowerment', *Electronic Commerce Research and Applications*, 28, 181-193.