

Mục lục

Mối liên hệ giữa ngành dịch vụ và phát thải khí CO ₂ : Bằng chứng thực nghiệm về đường cong môi trường Kuznets ở các quốc gia đang phát triển châu Á	Đỗ Thị Hoa Liên	2
Tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế tại các thị trường mới nổi châu Á	Trần Văn Trung	11
Vượt qua rào cản xanh: vai trò của Logistics đối với xuất khẩu của Việt Nam	Hoàng Thanh Hiền, Hoàng Thị Hà Vi, Huỳnh Hồng Giang, Nguyễn Thị Khánh Hà, Nguyễn Ngân Ngân, Huỳnh Thị Diệu Linh	22
Mối quan hệ giữa thuế, chất lượng thể chế, phát triển kinh tế và môi trường tại Việt Nam trong bối cảnh chuyển dịch năng lượng	Lê Thị Thuý Hằng	32
Lan tỏa phi tuyến của cú sốc Bitcoin đến thị trường chứng khoán Việt Nam: Bằng chứng từ Local Projection theo chế độ biến động	Trần Sơn Tùng	45
Tác động lan truyền của A.I và sự bất ổn trên thị trường năng lượng: Một phân tích bằng mô hình vector tự hồi quy phân vị (QVAR)	Bùi Thị Minh Anh, Lê Thanh Hà	55
TỔNG MỤC LỤC NĂM 2025		69

MỐI LIÊN HỆ GIỮA NGÀNH DỊCH VỤ VÀ PHÁT THẢI KHÍ CO₂: BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM VỀ ĐƯỜNG CONG MÔI TRƯỜNG KUZNETS Ở CÁC QUỐC GIA ĐANG PHÁT TRIỂN CHÂU Á

Đỗ Thị Hoa Liên

Trường Đại học Lao động - Xã hội (Cơ sở Thành phố Hồ Chí Minh)

Email: liendth@ldxh.edu.vn

Mã bài: JED-2699

Ngày nhận: 14/10/2025

Ngày nhận bản sửa: 26/12/2025

Ngày duyệt đăng: 29/12/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2699

Tóm tắt

Dựa trên khuôn khổ đường cong Kuznets môi trường (EKC), bài viết xem xét liệu quá trình chuyển dịch sang nền kinh tế dịch vụ có góp phần làm giảm lượng khí thải CO₂ khi đạt đến một ngưỡng nhất định hay không. Dữ liệu bảng của 17 quốc gia đang phát triển Châu Á từ năm 1994 đến năm 2023 được sử dụng. Các kiểm định về tính không đồng nhất, sự phụ thuộc chéo, nghiệm đơn vị thể hệ thứ hai và phương pháp đồng liên kết Westerlund đều được thực hiện. Để xác thực các phát hiện, mô hình CCEMG (Common Correlated Effects Mean Group) và CS-ARDL (Cross-sectionally Autoregressive Distributed Lag) đã được sử dụng. Kết quả nghiên cứu cung cấp bằng chứng về mối liên hệ hình chữ U ngược giữa mở rộng ngành dịch vụ và phát thải CO₂. Dựa trên những khám phá này, tác giả bài viết đã đưa ra những hàm ý liên quan để đạt được một môi trường bền vững ở các quốc gia đang phát triển của châu Á.

Từ khóa: EKC, ngành dịch vụ, phát thải CO₂.

Mã JEL: C33, O14, O44, Q51.

The relationship between the service sector and greenhouse gas emissions: Empirical evidence on the environmental Kuznets curve in developing Asian countries

Abstract

Basing on the Environmental Kuznets Curve (EKC) framework, this study investigates whether the transition toward a service-based economy contributes to reducing CO₂ emissions after a certain income threshold is reached. This research employs panel data covering 17 developing Asian countries over the period 1994–2023. Heterogeneity tests, cross-sectional dependence, second-generation unit roots, and Westerlund cointegration methods are performed. To validate the findings, CCEMG (Common Correlated Effects Mean Group) and CS-ARDL (Cross-sectionally Autoregressive Distributed Lag) models are used. The results provide evidence of an inverted U-shaped relationship between the service sector and CO₂ emissions. Based on the findings, relevant policy implications are proposed to promote environmental sustainability in developing Asian countries.

Keywords: Environmental Kuznets Curve, service sector, CO₂ emissions.

JEL Codes: C33, O14, O44, Q51.

1. Giới thiệu

Ở Châu Á, ngành dịch vụ hiện chiếm phần lớn GDP. Nhiều quốc gia ở châu lục này (như Trung Quốc, Thái Lan, Indonesia, Việt Nam), tốc độ tăng trưởng ngành dịch vụ đã vượt ngành công nghiệp. Ngành dịch vụ có tiềm năng trở thành động lực cho tăng trưởng kinh tế ở các nền kinh tế đang phát triển ở Châu Á, vốn từ lâu đã dựa vào sản xuất hướng đến xuất khẩu để thúc đẩy tăng trưởng (Kim & Wood, 2020). Các nền kinh tế châu Á có xu hướng ngày càng tham gia nhiều hơn vào chuỗi giá trị toàn cầu thông qua ngành dịch vụ (cung cấp dịch vụ cho sản xuất, logistics, tài chính...) (Taguchi & Lar, 2024). Tuy nhiên, các nước đang phát triển ở châu Á hiện chiếm khoảng một nửa lượng phát thải CO₂ toàn cầu. Trung Quốc là nước đóng góp lớn nhất, chiếm 35% phát thải toàn cầu và vượt các nền kinh tế tiên tiến về tổng phát thải từ năm 2020, còn Ấn Độ trở thành nguồn phát thải lớn thứ ba thế giới vào năm 2023, vượt Liên minh Châu Âu (IEA, 2024).

Một số nghiên cứu thực nghiệm gần đây đã cung cấp bằng chứng về tác động của việc mở rộng ngành dịch vụ đến chất lượng môi trường. Quá trình chuyển dịch cơ cấu kinh tế sang khu vực dịch vụ tại Pakistan cho thấy mối quan hệ hình chữ U ngược giữa tăng trưởng kinh tế và ô nhiễm môi trường (Hashmi & cộng sự, 2020). Mở rộng ngành dịch vụ có xu hướng giảm CO₂ (quan sát theo hàm bậc hai). Tuy nhiên, theo hàm bậc ba, không chắc chắn rằng phát thải sẽ tiếp tục giảm trong dài hạn khi nền kinh tế chuyển dịch sang phát triển ngành dịch vụ (Yassin & Aralas, 2019). Các ngành dịch vụ của Thái Lan, Philippines và Singapore làm tăng CO₂, tuy nhiên, các ngành dịch vụ của Malaysia và Indonesia có thể giảm CO₂ (Ahmad & cộng sự, 2021).

Nghiên cứu đánh giá “mối liên hệ giữa ngành dịch vụ và phát thải khí CO₂: bằng chứng thực nghiệm về đường cong môi trường Kuznets ở các quốc gia đang phát triển Châu Á” đáng được thực hiện vì những lý do: (1) Các nước đang phát triển Châu Á có lượng phát thải CO₂ lớn; (2) Sự mở rộng của khu vực dịch vụ tại các quốc gia đang phát triển châu Á cho thấy khu vực này ngày càng thể hiện tiềm năng lớn và vai trò quan trọng trong tăng trưởng GDP, đồng thời có những tác động đáng kể đến chất lượng môi trường; (3) Theo hiểu biết của tác giả, hiện vẫn còn thiếu các nghiên cứu thực nghiệm kiểm định giả thuyết Đường cong Kuznets Môi trường (EKC) hình chữ U ngược tại các nền kinh tế đang phát triển ở châu Á, đặc biệt thông qua tác động của sự mở rộng khu vực dịch vụ đối với phát thải CO₂. Trong khi đó, một số nghiên cứu khác đã kiểm tra đường cong chữ N cho các quốc gia châu Á, cũng với sự tập trung vào ngành dịch vụ; (4) Thêm vào đó, để cung cấp ước lượng tin cậy và giải quyết các vấn đề kinh tế lượng như sự phụ thuộc chéo, không đồng nhất cấu trúc giữa các quốc gia, nghiên cứu áp dụng các ước lượng CCEMG và CS-ARDL cho 17 quốc gia đang phát triển Châu Á giai đoạn 1994–2023.

2. Tổng quan nghiên cứu

Các nghiên cứu về giả thuyết EKC

Nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã được tiến hành, đặc biệt kể từ nghiên cứu của Grossman & Krueger (1991) sử dụng mô hình bậc hai để làm rõ mối quan hệ giữa phát triển kinh tế và ô nhiễm môi trường theo giả thuyết EKC, với ô nhiễm tăng ở giai đoạn đầu và giảm sau khi đạt ngưỡng thu nhập nhất định. Các nghiên cứu ban đầu tập trung vào tác động của thu nhập đến phát thải, sau đó mô hình EKC được mở rộng bằng cách đưa thêm nhiều biến phụ thuộc và độc lập khác.

Trong những năm gần đây, một số nghiên cứu đã đánh giá đường cong EKC khi áp dụng cho nhóm các quốc gia (Saqib & cộng sự, 2023; Liu & cộng sự, 2022). Kết quả của nhiều nghiên cứu cho thấy mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và ô nhiễm môi trường tuân theo EKC (như Jiang & cộng sự, 2022; Ahmad & cộng sự, 2023). Bên cạnh đó, EKC không được xác nhận trong dữ liệu của một số nghiên cứu (như Ng & cộng sự, 2020; Hakkak & cộng sự, 2023). Sự khác nhau giữa các nghiên cứu có thể được lý giải bởi sự khác biệt trong mô hình phân tích, thời kỳ dữ liệu, tập hợp biến giải thích, cũng như cấu trúc và dạng thức của EKC được áp dụng.

Các nghiên cứu về ngành dịch vụ và CO₂

Giả thuyết chuyển dịch cơ cấu kinh tế cho rằng các ngành công nghiệp ô nhiễm cao sẽ dần được thay thế bởi ngành dịch vụ ít ô nhiễm. Thực tế, trong quá trình mở rộng khu vực dịch vụ, cơ cấu kinh tế chuyển dịch giảm tỷ trọng công nghiệp nặng gây ô nhiễm (Kaldor, 1961). Một số nghiên cứu đã làm rõ vai trò của khu vực dịch vụ trong tác động đến môi trường ở cấp quốc gia. Tuy nhiên, các phát hiện vẫn chưa đạt được sự thống nhất, do ảnh hưởng của các yếu tố như lựa chọn mẫu là các quốc gia khác nhau, phương pháp kinh tế lượng và mức độ phát triển của từng nền kinh tế.

Một số nghiên cứu gần đây cho thấy việc gia tăng tỷ trọng dịch vụ trong cơ cấu kinh tế có tác động tích

cực đến chất lượng môi trường, do ngành dịch vụ có thể thúc đẩy chuyển đổi xanh thông qua ứng dụng công nghệ, quy trình xanh và hỗ trợ kiểm soát ô nhiễm. Nghiên cứu tại Nhật Bản giai đoạn 1995–2005, sử dụng phương pháp phân tích phân rã, cho thấy chuyển dịch cơ cấu kinh tế sang khu vực dịch vụ góp phần làm giảm phát thải CO₂ (Okamoto, 2013). Phân tích dựa trên dữ liệu bảng của 147 quốc gia đang phát triển trong giai đoạn 1960 – 2020, với mô hình hiệu ứng cố định, nghiên cứu gợi ý rằng mở rộng thương mại dịch vụ, đặc biệt là các dịch vụ có giá trị gia tăng cao, có thể hỗ trợ mục tiêu giảm phát thải (Saeed & Ghimire, 2022). Sử dụng dữ liệu giai đoạn 1990–2018 tại ASEAN-5, kết quả mô hình DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares) và FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Squares) cho thấy sự phát triển ngành dịch vụ tại Thái Lan, Philippines và Singapore làm gia tăng phát thải CO₂ (Ahmad & cộng sự, 2021). Tuy nhiên, các ngành dịch vụ của Malaysia và Indonesia làm giảm CO₂.

Tác động của khu vực dịch vụ đến môi trường có sự khác biệt giữa các nhóm thu nhập cũng như giữa các tác động trực tiếp và gián tiếp. Sử dụng ước lượng CCEMG (Common Correlated Effects Pooled Mean Group) và AMG (Augmented Mean Group), nghiên cứu cho thấy tại các nước thu nhập trung bình cao, tỷ trọng dịch vụ gia tăng làm tăng CO₂, trong khi ở nhóm thu nhập trung bình thấp, mở rộng khu vực dịch vụ có xu hướng làm giảm phát thải (Sohag & cộng sự, 2017). Điều này nhấn mạnh tầm quan trọng của việc thúc đẩy các ngành dịch vụ xanh và dựa trên công nghệ để hướng tới tăng trưởng bền vững. Kết quả thực nghiệm cho thấy giá trị gia tăng của khu vực dịch vụ làm gia tăng phát thải carbon và dấu chân sinh thái; tuy nhiên, chi tiêu của chính phủ và nguồn thu thuế có vai trò điều tiết, giúp giảm nhẹ các tác động tiêu cực của khu vực dịch vụ đối với môi trường (Ehigiamusoe & cộng sự, 2025).

Một số nghiên cứu khác lại cho thấy những tác động tiêu cực của sự mở rộng ngành dịch vụ đối với chất lượng môi trường. Alam (2015), sử dụng hồi quy OLS (Ordinary Least Squares) cho Bangladesh, Ấn Độ, Nepal và Sri Lanka, cho thấy chuyển dịch sang ngành dịch vụ không làm giảm mà còn làm gia tăng phát thải CO₂ theo thu nhập. Phân tích giai đoạn 1995–2021 cho thấy phát thải theo tiêu dùng trong khu vực dịch vụ tăng 63%, chủ yếu do mở rộng các dịch vụ công, y tế và tài chính; đồng thời nhấn mạnh vai trò của hiệu quả hoạt động và đầu tư công nghệ xanh trong việc giảm phát thải mà vẫn duy trì tăng trưởng bền vững (Liang & cộng sự, 2025).

Ngoài ra, một số nghiên cứu đánh giá mối liên hệ phi tuyến giữa thành phần ngành và CO₂, tuy nhiên số nghiên cứu này còn rất ít. Trong một nghiên cứu gần đây, Hashmi & cộng sự (2020) cũng đã xem xét vai trò của ngành dịch vụ đến môi trường trong khuôn khổ phi tuyến. Sử dụng mô hình ARDL, nghiên cứu đã chỉ ra mối liên hệ hình chữ U ngược giữa ngành dịch vụ và CO₂ tồn tại ở Pakistan. Ước lượng DCCE (Dynamic Common Correlated Effects) cho thấy mở rộng ngành dịch vụ giúp giảm CO₂ ở châu Á, song mối quan hệ chữ N hàm ý phát thải dài hạn không nhất thiết tiếp tục giảm khi chuyển sang kinh tế dịch vụ (Yassin & Aralas, 2019). Một nghiên cứu sử dụng dữ liệu của 34 quốc gia châu Á giai đoạn 1990–2016, áp dụng mô hình phi tuyến và ước lượng GMM (Generalized Method of Moments), cho thấy mối quan hệ hình chữ N giữa ngành dịch vụ và CO₂, hàm ý tăng trưởng dịch vụ không làm giảm phát thải một cách liên tục (Yassin & Aralas, 2020). Sử dụng hồi quy tuyến tính Bayes với dữ liệu các nền kinh tế phát triển và đang phát triển giai đoạn 2001–2023, nghiên cứu cho thấy tồn tại mối quan hệ hình chữ U giữa tăng trưởng các khu vực kinh tế (công nghiệp, nông nghiệp, dịch vụ) và suy thoái môi trường, hàm ý rằng giả thuyết EKC truyền thống không được xác nhận trong trường hợp này (Fatima & cộng sự, 2025).

Như đã thấy trong tổng quan tài liệu, theo hiểu biết của tác giả bài viết, còn có ít các nghiên cứu cung cấp bằng chứng về tính phi tuyến giữa ngành dịch vụ và CO₂, trong khi có xem xét tính không đồng nhất và sự phụ thuộc chéo trong dữ liệu bảng trong khuôn khổ các quốc gia đang phát triển ở Châu Á, do đó theo nghĩa này, nghiên cứu này nhằm mục đích mở rộng đóng góp.

3. Phương pháp nghiên cứu

Mô hình

Bài viết sử dụng mô hình STIRPAT (Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence, and Technology) để xác định các yếu tố ảnh hưởng đến CO₂. Mô hình STIRPAT do Dietz & Rosa (1997) đề xuất có dạng cơ bản như sau:

$$I_{it} = aP_{it}^b A_{it}^c T_{it}^d e_{it}$$

Trong đó, I là yếu tố thể hiện sự ô nhiễm môi trường; P là quy mô dân số; A đại diện sự phát triển; T đại diện trình độ công nghệ; e_{it} là yếu tố ngẫu nhiên; a là hằng số; b , c , d lần lượt là tham số của P , A và T ; i , t

đại diện cho các quốc gia và năm tương ứng. Phương trình trên có thể được viết dưới dạng logarit như sau:

$$\ln I_{it} = a + b \ln P_{it} + c \ln A_{it} + d \ln T_{it} + e_{it}$$

Dựa trên mô hình STIRPAT, tác giả bài viết xây dựng mô hình nghiên cứu như sau:

$$\ln CO_{2it} = \beta_0 + \beta_1 \ln RE_{it} + \beta_2 \ln SER_{it} + \beta_3 (\ln SER)_{it}^2 + \beta_4 \ln L_{it} + \beta_5 \ln FE_{it} + e_{it}$$

Trong đó, biến phụ thuộc $\ln CO_2$ là logarit CO_2 bình quân đầu người. Các biến giải thích, bao gồm: $\ln RE$, $\ln SER$, $(\ln SER)^2$, $\ln L$, $\ln FE$. Biến $\ln SER$ là logarit tỷ trọng ngành dịch vụ trong GDP, thể hiện sự phát triển ngành dịch vụ của một quốc gia (%), biến $(\ln SER)^2$ được đưa vào mô hình nhằm xem xét mối quan hệ phi tuyến tính giữa tăng trưởng ngành dịch vụ và lượng phát thải theo EKC (như Hashmi & cộng sự, 2020; Yassin & Aralas, 2020). Hai biến SER và SER^2 có thể có tương quan rất cao với nhau, do đó chuẩn hóa cả hai sẽ giảm mức độ đa cộng tuyến và ổn định ước lượng hồi quy. Biến $\ln L$ là logarit lực lượng lao động của một quốc gia (người) (như Wang & cộng sự, 2024), Trong các mô hình STIRPAT mở rộng, biến “P” không nhất thiết là tổng dân số, mà là yếu tố nhân khẩu học phản ánh hoạt động của con người, do đó ở nghiên cứu này, bối cảnh là các nước đang phát triển, biến L được sử dụng nhằm phản ánh chính xác hơn mức độ hoạt động kinh tế - nguồn gốc chính tạo ra áp lực môi trường. Đổi mới về năng lượng và công nghệ môi trường được gọi là đổi mới công nghệ xanh là chìa khóa giải quyết vấn đề về biến đổi khí hậu và thúc đẩy phát triển kinh tế (Du & Li, 2019). Một số nghiên cứu cũng sử dụng dữ liệu về năng lượng tái tạo làm biến đại diện cho đổi mới công nghệ xanh và tìm thấy vai trò quan trọng để đạt được các mục tiêu phát triển bền vững (Nosheen & cộng sự, 2021). Do đó, biến $\ln RE$ thể hiện sự đổi mới công nghệ xanh, được đo lường bằng lượng tiêu thụ năng lượng tái tạo bình quân (kWh). Tiêu thụ năng lượng tái tạo góp phần cải thiện chất lượng môi trường, trong khi việc sử dụng nhiên liệu hóa thạch làm suy giảm chất lượng môi trường (Bekun & cộng sự, 2019), do đó FE cũng được đưa vào mô hình, như một đại diện cho công nghệ chưa thân thiện môi trường.

Nguồn dữ liệu

Nghiên cứu đã chọn 17 quốc gia đang phát triển ở Châu Á (Việt Nam, Trung Quốc, Ấn Độ, Thái Lan, Philippines, Malaysia, Thổ Nhĩ Kỳ, Pakistan, Kazakhstan, Indonesia, Iran, Bangladesh, Nga, Iraq, Sri Lanka, Uzbekistan và Turkmenistan) và thu thập dữ liệu từ năm 1994 đến năm 2023 cho các biến. Dữ liệu biến CO_2 , RE , FE được thu thập từ nguồn OWD (Our World in Data), truy cập tại <https://ourworldindata.org>, ngày 20/9/2025; SER , L được thu thập từ WDI (World Development Indicators), truy cập tại: World Bank Open Data | Data, ngày 20/9/2025.

Phương pháp ước lượng

Để xác định mối quan hệ giữa các biến, nghiên cứu thực nghiệm gồm 4 bước. Các kiểm định phụ thuộc chéo (Cross Sectional Dependence - CSD) được thực hiện là Breusch-Pagan LM (Breusch & Pagan, 1980); Pesaran scaled LM; Bias-corrected scaled LM (Pesaran & cộng sự, 2008); Pesaran CD (Pesaran, 2015). Kiểm tra tính không đồng nhất (Slope heterogeneity - SH) bằng việc sử dụng kiểm định được phát triển bởi Blomquist & Westerlund (2013). Cần kiểm tra phụ thuộc chéo do các quốc gia chịu các cú sốc kinh tế – môi trường chung, đồng thời kiểm tra tính không đồng nhất vì tác động đến CO_2 khác nhau giữa các quốc gia, việc giả định hệ số đồng nhất có thể gây sai lệch kết quả. Dữ liệu bảng có sự phụ thuộc chéo nên kiểm định nghiệm đơn vị CADF (Covariate-Augmented Dickey–Fuller) do Pesaran (2007) và Karavias & Tzavalis do Karavias & Tzavalis (2014) đề xuất được thực hiện. Trong bước thứ ba, ngoài kiểm định đồng tích hợp Westerlund (2007) do hiện diện của sự phụ thuộc chéo, kỹ thuật đồng tích hợp thông dụng khác là Pedroni (2004) cũng được thực hiện. Ở bước cuối cùng, ước lượng các hệ số dài hạn. Ước lượng CCEMG, do Pesaran (2006) đề xuất, được sử dụng trong nghiên cứu này vì có khả năng xử lý hiệu quả hiện tượng phụ thuộc chéo và cho phép các hệ số độ dốc không đồng nhất giữa các quốc gia. Ước lượng CS-ARDL của Chudik & cộng sự (2016) được sử dụng để kiểm tra độ vững chắc và xác nhận tính nhất quán của các kết quả chính trong bối cảnh dữ liệu bảng động có phụ thuộc chéo.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Thống kê mô tả

Thông tin tóm tắt về thống kê mô tả các biến được thể hiện trong Bảng 1. Biến $\ln CO_2$ có mức trung bình xấp xỉ 1,0 với độ biến động khá lớn, cho thấy CO_2 khác biệt đáng kể giữa các quốc gia trong mẫu nghiên cứu. Độ lệch chuẩn của các biến còn lại dao động từ 1,080 đến 3,350, cho thấy mức độ phân tán khác nhau giữa các biến. Trong số các biến, biến có độ lệch chuẩn cao nhất (3,350) là biến $\ln SER^2$ được logarit hóa, chuẩn hóa và sau đó bình phương. Việc bình phương biến chuẩn hóa dẫn đến gia tăng độ phân tán, kết quả

này là hợp lý và phản ánh đặc điểm phi tuyến của biến trong mô hình. Biến $\ln SER$ đã được logarit và chuẩn hóa, với giá trị trung bình bằng 0 và độ lệch chuẩn bằng 1, phản ánh quy trình chuẩn hóa đạt yêu cầu.

Giá trị CO_2 bình quân nhỏ nhất (0,146 t CO_2) thuộc Bangladesh (năm 1994), giá trị cao nhất (16,225 t CO_2) thuộc Kazakhstan (năm 2019). Giá trị SER cao nhất là 62,4% thuộc Philippines (năm 2023), nhỏ nhất là 10,9% thuộc Iraq (năm 2000). Giá trị trung bình của SER là 47,3%, cho thấy các quốc gia đang ở giai đoạn chuyển dịch cơ cấu từ công nghiệp, nông nghiệp sang dịch vụ, nhưng chưa đạt đến mức của các nền kinh tế phát triển, nơi khu vực dịch vụ thường đóng góp trên 60–70% GDP. Mức 47% phản ánh ngành dịch vụ đã trở thành động lực tăng trưởng quan trọng, song ở các nền kinh tế đang phát triển châu Á, công nghiệp vẫn là trụ cột của sản xuất và xuất khẩu.

Bảng 1. Thống kê mô tả

	$\ln CO_2$	$\ln SER^2$	$\ln SER$	$\ln L$	$\ln RE$	$\ln FE$	CO_2	SER
Trung bình	1,001	0,998	0,000	17,294	6,019	9,254	4,394	0,473
Trung vị	1,250	0,337	0,316	17,350	6,328	9,460	3,490	0,497
Lớn nhất	2,787	41,283	1,323	20,476	8,533	11,086	16,225	0,624
Nhỏ nhất	-1,925	0,000	-6,425	14,088	0,418	6,597	0,146	0,109
Độ lệch chuẩn	1,091	3,350	1,000	1,469	1,746	1,080	3,801	0,085
N	510	510	510	510	510	510	510	510

Chú thích: Tất cả các giá trị được làm tròn đến ba chữ số sau dấu phẩy. Biến $\ln SER$ và $\ln SER^2$ có giá trị trung bình thực và giá trị nhỏ nhất thực rất nhỏ (khoảng $1,94E-16$ và $1,30E-07$), do đó sau khi làm tròn, các số liệu hiển thị trong bảng đều bằng 0,000.

Nguồn: Tính toán từ tác giả

Bảng 2. Kiểm định phụ thuộc chéo và tính không đồng nhất

Kiểm định phụ thuộc chéo								
Biến	Breusch-Pagan LM		Pesaran scaled LM		Bias-corrected scaled LM		Pesaran CD	
	Thống kê	<i>p</i> -value	Thống kê	<i>p</i> -value	Thống kê	<i>p</i> -value	Thống kê	<i>p</i> -value
$\ln CO_2$	2460,399	0,000	140,937	0,000	140,644	0,000	35,739	0,000
$\ln SER$	918,330	0,000	47,435	0,000	47,142	0,000	21,390	0,000
$\ln SER^2$	731,479	0,000	36,106	0,000	35,813	0,000	-1,851	0,064
$\ln RE$	1304,760	0,000	70,866	0,000	70,573	0,000	16,178	0,000
$\ln L$	3379,519	0,000	196,667	0,000	196,374	0,000	57,616	0,000
$\ln FE$	2529,934	0,000	145,153	0,000	144,860	0,000	34,734	0,000
Mô hình							-1,363	1,827
Kiểm định tính không đồng nhất								
	Thống kê		<i>p</i> -value					
$\tilde{\Delta}$ (Delta tilde)	12,640		0,000					
$\tilde{\Delta}_{adj}$ (Delta tilde adjusted)	14,436		0,000					

Chú thích: Tất cả các giá trị được làm tròn đến ba chữ số sau dấu phẩy. Biến $\ln SER$ và $\ln SER^2$ có giá trị trung bình thực và giá trị nhỏ nhất thực rất nhỏ (khoảng $1,94E-16$ và $1,30E-07$), do đó sau khi làm tròn, các số liệu hiển thị trong bảng đều bằng 0,000.

Nguồn: Tính toán từ tác giả.

Kết quả kiểm định CSD (Bảng 2) ở cả ba kiểm định LM đều cho thấy có bằng chứng phụ thuộc chéo ($p=0,000$), phản ánh thực tế rằng các biến nghiên cứu trong các nền kinh tế đang phát triển ở châu Á có mức độ tương quan cao giữa các quốc gia. Mở rộng ngành dịch vụ và tiêu thụ năng lượng hóa thạch giữa các quốc gia đang phát triển châu Á đều có sự phụ thuộc chéo đáng kể. Điều này phản ánh mối liên kết về tăng trưởng dịch vụ, thị trường năng lượng, chính sách và cơ cấu công nghiệp, cho thấy tác động của các biến này lên phát thải khí CO_2 không hoàn toàn độc lập. Hay lực lượng lao động cũng thể hiện phụ thuộc chéo đáng kể, do di cư khu vực và các cú sốc kinh tế chung.

Kết quả kiểm định SH (Bảng 2) ($p = 0,000$) cho thấy các hệ số hồi quy khác nhau giữa các quốc gia. Nói cách khác, mối quan hệ giữa các biến trong mô hình không đồng nhất trong toàn bộ mẫu nghiên cứu.

Kiểm định nghiệm đơn vị

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị (Bảng 3) cho thấy hầu hết các biến không dừng ở mức ban đầu, ngoại trừ biến $\ln SER2$, nhưng biến này trở nên dừng ở bậc $I(1)$. Như vậy, tất cả các biến có thể sử dụng để ước lượng các tham số dài hạn.

Bảng 3. Kiểm định nghiệm đơn vị

Variables	CADF		Karavias & Tzavalis (2014)	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
$\ln CO_2$	-1,993 (0,151)	-4,045 (0,000)	-0,026 (0,200)	-0,666 (0,020)
$\ln SER$	-2,422 (0,309)	-3,078 (0,000)	-1,229 (0,220)	-10,895 (0,070)
$\ln SER^2$	-2,616 (0,087)	-3,665 (0,000)	-10,612 (0,000)	-25,069 (0,000)
$\ln RE$	-1,977 (0,168)	-4,245 (0,000)	-0,209 (0,210)	-8,898 (0,000)
$\ln L$	-1,849 (0,336)	-2,803 (0,000)	0,001 (1,000)	-0,023 (0,010)
$\ln FE$	-2,283 (0,548)	-3,475 (0,000)	-0,052 (0,190)	-1,061 (0,060)

Chú thích: Giá trị trong ngoặc đơn là p -value

Nguồn: Tính toán từ tác giả

Kiểm định đồng liên kết

Kết quả kiểm định đồng liên kết (Bảng 4) cho thấy p -value của thống kê Gt trong kiểm định Westerlund (2007) và các thống kê trong kiểm định Pedroni (2004) đều nhỏ hơn 0,05, qua đó xác nhận sự tồn tại của mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa CO_2 và các biến giải thích. Trên cơ sở đó, các hệ số dài hạn được ước lượng bằng CCEMG và CS-ARDL nhằm phân tích tác động.

Bảng 4. Kiểm định đồng liên kết

Kết quả kiểm định đồng liên kết		
Thống kê	Giá trị	p -value
<i>Westerlund (2007)</i>		
Gt	-3,029	0,049
<i>Pedroni (2004)</i>		
Modified Phillips–Perron t	1,842	0,033
Phillips–Perron t	-5,224	0,000
Augmented Dickey–Fuller t	-4,790	0,000

Nguồn: Tính toán từ tác giả

Bảng 5. Kết quả ước lượng dài hạn

Biến	CCEMG		CS-ARDL	
	Hệ số	p -value	Hệ số	p -value
$\ln SER$	0,054	0,058	0,046	0,488
$\ln SER^2$	-0,063	0,016	-0,056	0,215
$\ln RE$	-0,041	0,047	-0,046	0,090
$\ln L$	0,098	0,657	0,140	0,529
$\ln FE$	0,724	0,000	0,889	0,000
ECM			-0,802	0,000
N=510; Wald $\chi^2(5) = 85,35$;		R-squared (MG) = 0,98; Root MSE = 0,04		
Prob > $\chi^2 = 0,000$; RMSE = 0,030		CD Statistic = -1,68; p -value = 0,092		

Nguồn: Tính toán từ tác giả

Kết quả ước lượng từ mô hình CCEMG (Bảng 5) cho thấy mở rộng khu vực dịch vụ có tác động dương đến CO_2 , với mức ý nghĩa xấp xỉ 10% ($p = 0,058$). Điều này hàm ý rằng, mặc dù tác động chưa thực sự mạnh ở mức ý nghĩa 5%, quá trình mở rộng ngành dịch vụ ở các nước đang phát triển châu Á vẫn có xu hướng làm tăng CO_2 trong giai đoạn đầu. Kết quả này phản ánh đặc điểm của khu vực, nơi các hoạt động dịch vụ vẫn phụ thuộc nhiều vào công nghiệp, giao thông và năng lượng hóa thạch, trong khi các mô hình dịch vụ dựa trên tri thức và công nghệ xanh chưa phát triển. Tuy nhiên, SER^2 có hệ số âm ở mức ý nghĩa 5%, cho thấy khi sự phát triển ngành dịch vụ ở đây đạt đến một ngưỡng nhất định, tác động đến chất lượng môi trường sẽ chuyển từ tiêu cực sang tích cực, hàm ý rằng quá trình mở rộng ngành dịch vụ nếu đi kèm đổi mới công nghệ

và cải thiện hiệu quả năng lượng có thể giúp giảm CO₂ lâu dài. Kết quả cũng cho thấy tồn tại mối quan hệ phi tuyến hình chữ U ngược giữa mở rộng ngành dịch vụ và ô nhiễm môi trường. Kết quả này có sự tương đồng với Hashmi & cộng sự (2020), Yassin & Aralas (2020).

Bên cạnh đó, RE có tác động âm ở mức ý nghĩa 5%, chứng tỏ việc tăng RE góp phần giảm CO₂, trong khi FE có tác động dương, khẳng định FE vẫn là nguồn chính gây ô nhiễm môi trường. Như vậy, tác động âm và có ý nghĩa của RE khẳng định vai trò then chốt của việc thúc đẩy đầu tư vào năng lượng xanh, đặc biệt trong bối cảnh nhiều quốc gia châu Á vẫn phụ thuộc nhiều vào FE. Do đó, để đạt được mục tiêu bền vững, các quốc gia này cần chuyển đổi cơ cấu dịch vụ theo hướng giá trị gia tăng cao, ít carbon, đồng thời đẩy mạnh chuyển dịch năng lượng từ hóa thạch sang tái tạo.

Mặc dù các hệ số SER và SER² trong kiểm tra tính chắc chắn (CS-ARDL) không có ý nghĩa thống kê, nhưng dấu của chúng tương đồng với mô hình chính (CCEMG). Sự nhất quán này hỗ trợ phân diễn giải định hướng tác động giữa các biến, trong khi bài viết vẫn dựa chủ yếu vào CCEMG để rút ra kết luận thống kê nhờ tính có ý nghĩa và độ tin cậy. Các biến RE và FE tiếp tục thể hiện tác động có ý nghĩa, với dấu phù hợp với kỳ vọng lý thuyết và kết quả mô hình chính.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tác động của việc mở rộng ngành dịch vụ lên phát thải khí CO₂ đối với 17 quốc gia đang phát triển ở châu Á từ năm 1994 đến năm 2023. Nghiên cứu sử dụng khuôn khổ STRIPAT trong phân tích phi tuyến và ước lượng bằng phương pháp CCEMG, có tính đến tính không đồng nhất và hiện tượng phụ thuộc chéo. Ngoài ra, mô hình chính còn được kiểm tra độ vững chắc bằng phương pháp CS-ARDL. Dựa trên kết quả ước tính, ở giai đoạn đầu, mở rộng ngành dịch vụ có ảnh hưởng tích cực đến CO₂, nhưng tác động giảm khi tỷ trọng dịch vụ tăng lên, như được thể hiện qua ước lượng khi đưa biến bình phương của ngành dịch vụ vào mô hình. Kết quả của nghiên cứu khẳng định sự tồn tại của hình chữ U ngược giữa mở rộng ngành dịch vụ và phát thải CO₂. Tiêu thụ năng lượng tái tạo tác động âm, ngược lại tiêu dùng năng lượng hóa thạch tác động dương đến CO₂. Những phát hiện này đáng chú ý đối với các nhà hoạch định chính sách, nhà nghiên cứu và chính phủ các nước đang phát triển ở Châu Á.

Trước hết, các quốc gia đang phát triển ở Châu Á cần xây dựng và triển khai một kế hoạch chiến lược toàn diện nhằm quản lý các tác động dài hạn của sự mở rộng ngành dịch vụ, gắn với mục tiêu phát triển bền vững. Trong đó, bao gồm: (i) Thúc đẩy quản lý năng lượng và môi trường trong ngành dịch vụ thông qua việc áp dụng các tiêu chuẩn tiết kiệm và hiệu quả năng lượng, chứng nhận dịch vụ xanh, tăng cường quản lý, tái chế chất thải, đồng thời ứng dụng các hệ thống giám sát và quản lý năng lượng thông minh dựa trên công nghệ số; (ii) Kết hợp hài hòa giữa các quy định môi trường linh hoạt (như thuế carbon, tiêu chuẩn và nhãn xanh) với các chính sách hỗ trợ về tài chính và kỹ thuật (ưu đãi đầu tư, hỗ trợ chuyển giao công nghệ, nâng cao năng lực cho doanh nghiệp dịch vụ...).

Thứ hai, trong bối cảnh chuyển đổi xanh và số hóa, các quốc gia đang phát triển ở châu Á nên có chính sách nhằm thúc đẩy phát triển ngành dịch vụ theo hướng xanh, thông minh và bền vững. Cụ thể: (i) Đẩy nhanh phát triển ngành dịch vụ kỹ thuật số (tài chính số, thương mại điện tử, y tế, giáo dục trực tuyến...); (ii) Phát triển các ngành dịch vụ xanh (logistics xanh, du lịch bền vững, y tế xanh...); (iii) Thúc đẩy đổi mới sáng tạo và ứng dụng các công nghệ xanh, công nghệ số (như IoT, AI, Big Data...) trong các ngành dịch vụ, nhằm nâng cao chất lượng và hiệu quả cung ứng dịch vụ, giảm tiêu hao năng lượng, hạn chế phát thải; (iv) Đẩy mạnh hợp tác quốc tế thông qua chia sẻ kinh nghiệm, chuyển giao công nghệ, thu hút đầu tư và tham gia các sáng kiến, mạng lưới dịch vụ bền vững toàn cầu.

Tài liệu tham khảo

- Ahmad, F., Draz, M. U., Chandio, A. A., Abbas, Q., & Rauf, A. (2021). Investigating the myth of smokeless industry: Environmental sustainability in the ASEAN countries and the role of service sector and renewable energy. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(44), 55344–55361. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-14641-8>
- Ahmad, M., Ahmed, Z., Khan, S. A., & Alvarado, R. (2023). Towards environmental sustainability in E-7 countries: Assessing the roles of natural resources, economic growth, country risk, and energy transition. *Resources Policy*, 82, 103486. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103486>
- Alam, J. (2015). Impact of agriculture, industry and service sector's value added in the GDP on CO₂ emissions of selected South Asian countries. *World Review of Business Research*, 5(2), 39–59.
- Bekun, F. V., Alola, A. A., & Sarkodie, S. A. (2019). Toward a sustainable environment: Nexus between CO₂ emissions, resource rent, renewable and nonrenewable energy in 16-EU countries. *Science of the Total Environment*, 657, 1023–1029. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2018.12.104>
- Blomquist, J., & Westerlund, J. (2013). Testing slope homogeneity in large panels with serial correlation. *Economics Letters*, 121(3), 374–378. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2013.09.003>
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47 (1), 239–253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Chudik, A., Mohaddes, K., Pesaran, M. H., & Raissi, M. (2016). Long-run effects in large heterogeneous panel data models with cross sectionally correlated errors. In A. Ullah, D. E. A. Giles, & R. C. Sickles (Eds.), *Essays in honor of Aman Ullah* (36, 85–135). Emerald Group Publishing Limited. <https://doi.org/10.1108/S0731-905320160000036003>
- Dietz, T., & Rosa, E. A. (1997). Effects of population and affluence on CO₂ emissions. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 94(1), 175–179. <https://doi.org/10.1073/pnas.94.1.175>
- Du, K., & Li, J. (2019). Towards a green world: How do green technology innovations affect total-factor carbon productivity. *Energy Policy*, 131, 240–250. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2019.04.033>
- Ehigiamusoe, K. U., Lee, C. C., & Lean, H. H. (2025). Analysis of the economic and environmental imperatives of the service sector: The role of government in promoting sustainable development. *Journal of Environmental Management*, 376, 124470. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2025.124470>
- Fatima, Q., Batool, S. A., & Anjum, S. (2025). Disaggregated Analysis of Economic Growth and Environmental Degradation. *The Critical Review of Social Sciences Studies*, 3(1), 2575–2588. <https://doi.org/10.59075/sw0vrp81>
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1991). *Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement* (NBER Working Paper No. 3914). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w3914>
- Hakkak, M., Altintas, N., & Hakkak, S. (2023). Exploring the relationship between nuclear and renewable energy usage, ecological footprint, and load capacity factor: A study of The Russian Federation testing the EKC and LCC hypothesis. *Renewable Energy Focus*, 46, 356–366. <https://doi.org/10.1016/j.ref.2023.07.005>
- Hashmi, S. H., Hongzhong, F., Fareed, Z., & Bannya, R. (2020). Testing non-linear nexus between service sector and CO₂ emissions in Pakistan. *Energies*, 13(3), 526. <https://doi.org/10.3390/en13030526>
- International Energy Agency (IEA). (2024). *CO₂ emissions in 2023 – Analysis*. IEA. <https://www.iea.org/reports/co2-emissions-in-2023>
- Jiang, S., Chishti, M. Z., Rjoub, H., & Rahim, S. (2022). Environmental R&D and trade-adjusted carbon emissions: Evaluating the role of international trade. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(42), 63155–63170. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-20003-9>
- Kaldor, N. (1961). Capital accumulation and economic growth. In F. A. Lutz & D. C. Hague (Eds.), *The theory of capital* (177–222). Springer.
- Karavias, Y., & Tzavalis, E. (2014). Testing for unit roots in short panels allowing for a structural break. *Computational Statistics and Data Analysis*, 76, 391–407. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2012.10.014>

-
- Kim, J., & Wood, J. (2020). Service Sector Development in Asia: An Important Instrument of Growth. *Asian-Pacific Economic Literature*, 34(1), 12-25. <https://doi.org/10.1111/apel.12282>
- Liang, J., Wang, S., Zhao, Y., Fang, C., Feng, K., & Hubacek, K. (2025). Cross-border emissions in the service sector: A global analysis of environmental and economic linkages. *The Innovation Geoscience*, 3(2), 100133. <https://doi.org/10.59717/j.xinn-geo.2025.100133>
- Liu, P.-Z., Narayan, S., Ren, Y.-S., Jiang, Y., Baltas, K., Sharp, B. (2022). Re-Examining the Income–CO2 Emissions Nexus Using the New Kink Regression Model: Does the Kuznets Curve Exist in G7 Countries?. *Sustainability*, 14, 3955. <https://doi.org/10.3390/su14073955>
- Nosheen, M., Iqbal, J., & Abbasi, M. A. (2021). Do technological innovations promote green growth in the European Union?. *Environmental Science and Pollution Research*, 28, 21717-21729. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-11926-2>
- Ng, C. F., Choong, C. K., & Lau, L. S. (2020). Environmental Kuznets curve hypothesis: Asymmetry analysis and robust estimation under cross-section dependence. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(15), 18685–18698. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-08351-w>
- Okamoto, S. (2013). Impacts of growth of a service economy on CO2 emissions: Japan's case. *Journal of Economic Structures*, 2(1), 8. <https://doi.org/10.1186/2193-2409-2-8>
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(03), 597–625. <https://doi.org/10.1017/S0266466604203073>
- Pesaran, M. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74(4), 967–1012. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00692.x>
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22 (2), 265–312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pesaran, M. H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews*, 34 (6-10), 1089–1117. <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623>
- Pesaran, M. H., Ullah, A., & Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *Econometrics Journal*, 11 (1), 105–127. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423x.2007.00227.x>
- Saeed, M. Z., & Ghimire, S. (2022). Environmental Effects of Commodity Trade vs. Service Trade in Developing Countries. *Commodities*, 1(2), 115–126. <https://doi.org/10.3390/commodities1020008>
- Saqib, N., Sharif, A., Razzaq, A., Zhang, B., & Ren, S. (2023). Integration of renewable energy and technological innovation in realizing environmental sustainability: The role of human capital in EKC framework. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(14), 16372–16385. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-23345-6>
- Sohag, K., Al Mamun, M., Uddin, G. S., & Ahmed, A. M. (2017). Sectoral output, energy use, and CO2 emission in middle-income countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 24(10), 9754-9764. <https://doi.org/10.1007/s11356-017-8599-z>
- Taguchi, H., & Lar, N. (2024). Servicification in Global Value Chains in Emerging and Developing Asian Economies. *Economies*, 12(6), 125. <https://doi.org/10.3390/economies12060125>
- Wang, W., Hu, F., Li, M., Shi, X., & Liu, X. (2024). Influencing factors and predictions of carbon emissions for the chemical industry in China. *Frontiers in Energy Research*, 12, 1442106. <https://doi.org/10.3389/fenrg.2024.1442106>
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709–748. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x>
- Yassin, J., & Aralas, S. (2020). The Service Sector and Carbon Emission Nexus: Revisiting Environmental Kuznets Curve. *Jurnal Ekonomi Malaysia*, 54(2), 113–124. <https://doi.org/10.17576/JEM-2020-5402-10>
- Yassin, J., & Aralas, S. B. (2019). Does the De-Industrialization and Tertiarization Process De-Carbonize Emissions in Asian Countries?. *International Journal of Accounting, Finance and Business*, 4(17), 76-85. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3398334>
-

TỰ DO HÓA TÀI KHOẢN VỐN, ĐỘ MỞ THƯƠNG MẠI VÀ CHẤT LƯỢNG THỂ CHẾ TẠI CÁC THỊ TRƯỜNG MỚI NỔI CHÂU Á

Trần Văn Trung

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: trungtcnh@ufm.edu.vn

Mã bài: JED-2680

Ngày nhận: 28/09/2025

Ngày nhận bản sửa: 30/10/2025

Ngày duyệt đăng: 17/11/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2680

Tóm tắt:

Mục tiêu của nghiên cứu là xác định mối quan hệ động và các cú sốc giữa tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế tại các nước châu Á được xếp vào nhóm thị trường mới nổi. Nghiên cứu sử dụng mô hình PVAR với dữ liệu tần suất năm từ 2002 đến 2023. Kết quả cho thấy mối quan hệ động tạo nên chu trình thuận: tự do hóa tài khoản vốn tác động tích cực đến thay đổi độ mở thương mại, rồi truyền dẫn tích cực đến thay đổi chất lượng thể chế và truyền dẫn tích cực về tự do hóa tài khoản vốn. Hơn nữa, tồn tại quan hệ hai chiều tích cực giữa tự do hóa tài khoản vốn và biến động chất lượng thể chế. Nghiên cứu đóng góp kết quả thực nghiệm về mối quan hệ động giữa tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế tại các thị trường mới nổi châu Á. Đồng thời, kết quả hỗ trợ hoạch định chính sách về củng cố chất lượng thể chế để cải thiện tự do hóa tài khoản vốn; hơn nữa, nên tận dụng dòng vốn quốc tế để thúc đẩy thương mại và dùng hội nhập thương mại làm đòn bẩy cải cách thể chế.

Từ khóa: Chất lượng thể chế, độ mở thương mại, PVAR, tự do hóa tài chính, tự do hóa tài khoản vốn, xuất nhập khẩu.

Mã JEL: E02, F1, F21.

Capital account liberalization, trade openness and institutional quality in Asian emerging markets

Abstract:

This study is conducted to determine the dynamic relationship and shocks between capital account liberalization, trade openness and institutional quality in Asian countries classified as emerging markets. The research employs PVAR model with annual frequency data from 2002 to 2023. The results show that the dynamic relationship creates a positive cycle, i.e., capital account liberalization positively affects changes in trade openness, then positively passes on changes in institutional quality and positively passes on capital account liberalization. In addition, there is a positive bidirectional relationship between capital account liberalization and changes in institutional quality. The study contributes empirical results on the dynamic relationship between capital account liberalization, trade openness and institutional quality in Asian emerging markets. At the same time, the results support policy making on strengthening institutional quality to improve capital account liberalization; furthermore, international capital flows should be used to promote trade, and trade integration should be used as a lever for institutional reform.

Keywords: Capital account liberalization, imports and exports, institutional quality, financial liberalization, trade openness.

JEL Codes: E02, F1, F21.

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh toàn cầu hóa kinh tế ngày càng sâu rộng, các nền kinh tế mới nổi tại châu Á đã không ngừng cải cách nhằm hội nhập mạnh mẽ hơn vào hệ thống tài chính và thương mại quốc tế. Một trong những xu hướng nổi bật là quá trình tự do hóa tài khoản vốn, nhằm thu hút dòng vốn quốc tế phục vụ cho tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, các kết quả thực nghiệm về tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến tăng trưởng hay ổn định kinh tế vĩ mô vẫn còn gây nhiều tranh luận, đặc biệt trong bối cảnh những nền kinh tế có chất lượng thể chế khác biệt và mức độ hội nhập thương mại không đồng đều. Song song với đó, độ mở thương mại với vai trò là kênh dẫn truyền ảnh hưởng của toàn cầu hóa cũng có thể tương tác với tự do hóa tài khoản vốn, tạo nên hiệu ứng cộng hưởng hoặc xung đột. Hơn nữa, tại các quốc gia có chất lượng thể chế yếu, thiếu cơ chế điều phối chính sách hiệu quả, việc mở cửa tài khoản vốn mà không đi kèm với cải cách thể chế có thể làm trầm trọng thêm rủi ro tài chính và dẫn đến bất ổn tỷ giá, cản trở hoạt động xuất nhập khẩu. Từ đó, câu hỏi đặt ra là: Mỗi quan hệ động giữa tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế tại các thị trường mới nổi châu Á vận hành như thế nào? Liệu các yếu tố này tác động lẫn nhau theo cơ chế đơn chiều hay tồn tại quan hệ tương hỗ phức tạp? Việc hiểu rõ cấu trúc liên kết giữa ba trụ cột này không chỉ có ý nghĩa lý luận đối với tài chính và kinh tế quốc tế, mà còn mang hàm ý chính sách thiết thực cho các quốc gia đang tìm kiếm một mô hình hội nhập bền vững, cân bằng giữa thu hút vốn quốc tế và bảo đảm ổn định kinh tế vĩ mô.

Mục tiêu của nghiên cứu là xác định mối quan hệ động giữa tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế, đánh giá được mối quan hệ nhân quả giữa các yếu tố này, đồng thời phân tích được sự phản ứng của mỗi yếu tố trước các cú sốc của hai yếu tố còn lại.

Nghiên cứu nhằm đóng góp kết quả thực nghiệm về mối quan hệ động giữa tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế tại các nước châu Á được xếp vào nhóm thị trường mới nổi. Đồng thời, kết quả hỗ trợ hoạch định chính sách về tự do hóa tài chính có kiểm soát, nâng cao chất lượng thể chế, nhằm đẩy mạnh hơn nữa sự phát triển hoạt động thương mại trong quá trình hội nhập.

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

2. Cơ sở lý thuyết và lược khảo nghiên cứu

2.1. Các khái niệm

Tự do hóa tài khoản vốn là quá trình dỡ bỏ hoặc nới lỏng các biện pháp kiểm soát dòng vốn quốc tế trong cán cân thanh toán của một quốc gia, cho phép dòng vốn ra và vào như đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), đầu tư gián tiếp (FPI), vay và cho vay quốc tế, mua bán tài sản tài chính được thực hiện tự do hơn, ít bị hạn chế bởi chính sách quản lý ngoại hối hay quy định pháp lý. Có ba nhóm thước đo tự do hóa tài khoản vốn đó là *de jure*, đo lường dựa trên các quy định pháp lý của chính phủ (Chinn & Ito, 2007; Schindler, 2009); *de facto*, đo lường dòng vốn thực tế như cán cân thanh toán, tài sản xuyên biên giới (Lane & Milesi-Ferretti, 2007); và *hybrid*, kết hợp cả yếu tố quy định pháp lý và dòng vốn thực tế (Dreher, 2006). Nghiên cứu về ba nhóm thước đo này, Quinn & cộng sự (2011) và Kalsie & cộng sự (2020) cho rằng không có thước đo nào là hoàn hảo, thước đo *de jure* có đặc điểm tiện dụng, phản ánh cam kết chính sách, nhưng không đo lường được mức độ thực thi hay hành vi thị trường, thước đo *de facto* đo lường thực tế dòng vốn nhưng chịu ảnh hưởng bởi yếu tố không thuộc chính sách và thước đo *hybrid* cân bằng hai yếu tố, nhưng đòi hỏi dữ liệu sâu và xử lý phức tạp; việc lựa chọn chỉ số phù hợp tùy thuộc vào mục tiêu nghiên cứu, khả năng dữ liệu, và bối cảnh quốc gia.

Độ mở thương mại là một chỉ tiêu phản ánh mức độ tham gia của một quốc gia vào thương mại quốc tế, thường được đo lường bằng tỷ lệ giữa tổng kim ngạch xuất khẩu và nhập khẩu so với quy mô nền kinh tế (GDP). Nó là một trong những thước đo phổ biến nhất để đánh giá mức độ hội nhập thương mại thực tế của một quốc gia.

Thế chế có thể hiểu là hệ thống luật lệ, quy tắc và chuẩn mực xã hội có tác động đến hành vi và quyết định của các cá nhân và tổ chức trong nền kinh tế. Theo North (1990), thế chế gồm hai loại: (1) thế chế chính thức bao gồm luật pháp, quy định, hiệp định thương mại, chính sách kinh tế; (2) thế chế phi chính thức bao gồm văn hóa, tập quán, đạo đức kinh doanh, thói quen của xã hội.

Thị trường mới nổi là khái niệm dùng để chỉ các quốc gia hoặc khu vực có nền kinh tế đang chuyển mình từ giai đoạn đang phát triển sang công nghiệp hóa, đồng thời có hệ thống tài chính, thị trường vốn đang mở cửa dần, thu hút sự quan tâm lớn từ các nhà đầu tư quốc tế do tiềm năng tăng trưởng cao nhưng đi kèm rủi ro nhất định. Theo Morgan Stanley Capital International (công ty tài chính tại Mỹ) một thị trường được phân loại là “mới nổi” nếu đạt được một mức độ phát triển kinh tế, khả năng tiếp cận thị trường và quy mô hoặc thanh khoản nhất định trên thị trường tài chính, nhưng vẫn còn kém xa các thị trường phát triển về chất lượng và chiều sâu thể chế.

2.2. Lược khảo nghiên cứu và đề xuất giả thuyết

2.2.1. Quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và độ mở thương mại

Tự do hóa tài khoản vốn tạo cơ chế hội nhập, gây hiệu ứng nâng cấp năng lực cạnh tranh. Mở cửa tài khoản vốn cho phép luân chuyển vốn quốc tế, giúp doanh nghiệp tiếp cận nguồn tài chính rẻ hơn, từ đó mở rộng xuất nhập khẩu. Dòng vốn FDI và FPI đi kèm với công nghệ, kỹ năng quản lý và tiêu chuẩn quốc tế, giúp doanh nghiệp nâng cao khả năng thâm nhập thị trường nước ngoài. Ngược lại, khi nền kinh tế mở cửa thương mại thường phải mở cửa tài chính để hỗ trợ thanh toán quốc tế, giảm chi phí giao dịch và đáp ứng nhu cầu phòng ngừa rủi ro tỷ giá. Hội nhập thương mại tạo áp lực áp dụng chuẩn mực tài chính, ngân hàng toàn cầu, dẫn đến tự do hóa tài khoản vốn.

Một số nghiên cứu đã đề cập trực tiếp hoặc gián tiếp đến mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và độ mở thương mại, hoặc đến tác động của dòng vốn quốc tế đối với xuất nhập khẩu. Aizenman & Noy (2009) đã phát hiện rằng dòng vốn nước ngoài, đặc biệt là vốn FDI, có xu hướng thúc đẩy thương mại quốc tế bằng cách mở rộng năng lực sản xuất và thúc đẩy liên kết thương mại xuyên quốc gia, nghiên cứu này cũng khẳng định rằng vốn FDI có thể làm tăng cả xuất khẩu và nhập khẩu thông qua chuyển giao công nghệ và hội nhập chuỗi cung ứng toàn cầu. Adeel-Farooq & cộng sự (2017) tìm thấy mối quan hệ tương hỗ giữa độ mở thương mại và tài khoản vốn ở Ấn Độ và Pakistan, cho thấy mở cửa thương mại có thể khuếch đại tác động tích cực của dòng vốn quốc tế đến tăng trưởng. Tại Việt Nam, Tô Trung Thành & Trần Thọ Đạt (2015) đánh giá khả năng và điều kiện để Việt Nam thực hiện tự do hóa tài khoản vốn mà vẫn đảm bảo ổn định tài chính trong bối cảnh hội nhập quốc tế ngày càng sâu rộng cho thấy quá trình tự do hóa tài khoản vốn của Việt Nam trong hai thập kỷ qua được triển khai khá thận trọng, theo lộ trình tuần tự: mở cửa thương mại, thu hút FDI, rồi nối lỏng dần dòng vốn gián tiếp và các quy định chuyển vốn. Tuy nhiên, nền kinh tế Việt Nam vẫn chưa đáp ứng đầy đủ ba điều kiện cơ bản để có thể TDH sâu tài khoản vốn mà không đối mặt với rủi ro bất ổn tài chính.

Dựa vào cơ sở này, nghiên cứu đưa ra giả thuyết:

H1a: Tự do hóa tài khoản vốn tác động tích cực đến sự thay đổi độ mở thương mại;

H1b: Sự thay đổi độ mở thương mại tác động tích cực đến tự do hóa tài khoản vốn.

2.2.2. Quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và chất lượng thể chế

Mở cửa tài khoản vốn thu hút dòng vốn quốc tế, buộc quốc gia cải thiện khung pháp lý, bảo vệ quyền sở hữu và nâng cao minh bạch để duy trì niềm tin nhà đầu tư. Các nhà đầu tư nước ngoài mang theo yêu cầu về chuẩn mực quản trị doanh nghiệp và báo cáo tài chính, góp phần nâng cao chất lượng thể chế. Ở chiều ngược lại, Hệ thống pháp luật và thực thi hợp đồng hiệu quả giúp giảm rủi ro đảo chiều vốn, tạo điều kiện để quốc gia tự tin mở cửa tài khoản vốn. Chất lượng thể chế cao giúp giám sát dòng vốn hiệu quả, hạn chế khủng hoảng tài chính do dòng vốn ngắn hạn.

Một số nghiên cứu về tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến thị trường tài chính nhấn mạnh vai trò tích cực của chất lượng thể chế. Ito (2006) và Trabelsi & Cherif (2017) đều cho rằng tự do hóa tài khoản vốn chỉ thúc đẩy độ sâu tài chính khi chất lượng thể chế vượt ngưỡng nhất định. Trabelsi & Cherif (2017) điều tra mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và quá trình làm sâu tài chính kết luận rằng việc thực hiện tự do hóa tài khoản vốn cần được sắp xếp hợp lý, ưu tiên cải cách thể chế trước. Tsagkanos & cộng sự (2019)

kết luận rằng FDI chỉ thúc đẩy phát triển tài chính nếu đi kèm với ổn định kinh tế vĩ mô, thể chế minh bạch.

Ở góc độ thị trường chứng khoán (TTCK), các nghiên cứu cũng cho thấy vai trò quan trọng của chất lượng thể chế. Ogbebor & cộng sự (2017) cho rằng TDH tài chính có tác động tích cực đến sự phát triển của TTCK ở các nền kinh tế mới nổi nhưng tác động này phụ thuộc vào chất lượng thể chế. Varamesh Candidate & cộng sự (2023) cho rằng mở cửa tài chính nếu không đi kèm cải cách thể chế sẽ làm cho tác động tích cực đến thanh khoản TTCK bị suy giảm. Tô Trung Thành & Trần Thọ Đạt (2015) cho rằng tự do hóa tài khoản vốn có thể có tác động tiêu cực đến ổn định tài chính nếu không đi kèm với cải thiện chất lượng thể chế. Arestis (2005) cho rằng tự do hóa tài chính thường dẫn đến khủng hoảng ở các quốc gia có cấu trúc thể chế yếu.

Dựa vào những minh chứng trên, nghiên cứu đưa ra giả thuyết:

H2a: Tự do hóa tài khoản vốn tác động tích cực đến sự thay đổi chất lượng thể chế;

H2b: Sự thay đổi của chất lượng thể chế tác động tích cực đến tự do hóa tài khoản vốn.

2.2.3. Quan hệ giữa độ mở thương mại và chất lượng thể chế

Hội nhập thương mại buộc doanh nghiệp và chính phủ cải thiện luật chơi để đáp ứng yêu cầu thị trường quốc tế. Thông qua giao thương, quốc gia “nhập khẩu” chuẩn mực pháp lý, quản trị và kỹ thuật từ các đối tác thương mại phát triển. Ngược lại, thể chế mạnh thúc đẩy thương mại, bảo vệ quyền sở hữu và thực thi hợp đồng tốt giảm rủi ro giao dịch quốc tế, tăng niềm tin của đối tác. Cải thiện hạ tầng hỗ trợ thương mại được thể hiện thông qua cải cách thể chế hiệu quả giúp giảm chi phí logistics, thủ tục hải quan và rào cản phi thuế quan.

Nghiên cứu kết hợp cả FDI và chất lượng thể chế, Qamruzzaman (2021) kết luận rằng chất lượng thể chế và FDI tác động tích cực đến độ mở thương mại trong dài hạn. Tương tự, Su Dinh Thanh & cộng sự (2019) cho rằng chất lượng thể chế kinh tế có vai trò quyết định đến hiệu quả kết hợp giữa FDI và độ mở thương mại. Chinn & Ito (2007) cũng lưu ý rằng tự do hóa tài khoản vốn và thương mại thường có xu hướng diễn ra đồng thời trong các chương trình cải cách toàn diện, nhưng mức độ tương tác giữa hai quá trình phụ thuộc vào chất lượng thể chế và cơ cấu kinh tế của từng quốc gia. Những nước có độ mở thương mại cao thường có khả năng tận dụng dòng vốn nước ngoài tốt hơn, từ đó gia tăng hiệu quả kinh tế vĩ mô.

Nghiên cứu của Němečková & Hayat (2022) cho rằng độ mở thương mại có thể cải thiện chất lượng thể chế, đặc biệt ở các nước đang phát triển, thông qua thúc đẩy minh bạch, ổn định chính trị, giảm tham nhũng và nâng cao hiệu quả quản trị. Hơn nữa, nghiên cứu này còn kết luận rằng tác động này không đồng đều giữa các nhóm thể chế (chính trị, pháp lý, kinh tế) và phụ thuộc vào cấu trúc xuất khẩu

Dựa vào cơ sở này, nghiên cứu đưa ra giả thuyết:

H3a: Sự thay đổi độ mở thương mại tác động tích cực đến sự thay đổi chất lượng thể chế;

H3b: Sự thay đổi chất lượng thể chế tác động tích cực đến sự thay đổi độ mở thương mại.

2.3. Khoảng trống nghiên cứu

Qua lược khảo các nghiên cứu trước, mặc dù đã có các nghiên cứu về tự do hóa tài khoản vốn hoặc độ mở thương mại có kết hợp chất lượng thể chế. Tuy nhiên còn thiếu các nghiên cứu kết hợp chung cả ba yếu tố này trong một mô hình. Hơn nữa, còn thiếu các nghiên cứu mối quan hệ động giữa ba yếu tố này cũng như cần thiết làm rõ sự phản ứng của mỗi yếu tố trước cú sốc của hai yếu tố còn lại. Bên cạnh đó, các thị trường mới nổi châu Á có sự dị biệt cao về mức độ tự do hóa tài chính và chất lượng thể chế, tạo điều kiện cho phân tích so sánh và kiểm tra dự hướng.

Đề lấp vào khoảng trống đó, nghiên cứu này áp dụng mô hình PVAR để xem xét mối quan hệ động giữa tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế, đánh giá được mối quan hệ nhân quả giữa các yếu tố này, đồng thời phân tích được sự phản ứng của mỗi yếu tố trước các cú sốc của hai yếu tố còn lại. Qua đó, nghiên cứu cung cấp cơ sở đề xuất chính sách thúc đẩy tự do hóa tài khoản vốn và mở cửa thương mại.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

3.1.1. Mô hình PVAR

Để đánh giá tác động hai chiều giữa tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế, nghiên cứu áp dụng mô hình VAR thuần với dữ liệu bảng (pure PVAR), cho phép kết hợp sức mạnh của hai hướng tiếp cận: tính linh hoạt trong đặc tả động học của mô hình VAR và khả năng khai thác tính dị biệt và sự biến thiên theo thời gian của dữ liệu bảng. Cấu trúc tổng quát của mô hình PVAR thuần có thể được biểu diễn như sau:

$$Y_{i,t} = A_1 Y_{i,t-1} + \dots + A_p Y_{i,t-p} + f_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó:

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

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

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

μ_i là hiệu ứng thời gian;

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

$i = 1, \dots, 8$ là chỉ số đơn vị chéo, $t =$ là chỉ số thời gian (từ 2002 đến 2023).

Nghiên cứu tiến hành thực hiện mô hình PVAR trên phần mềm Stata 17.0. Mô hình được tiến hành qua các bước: (1) kiểm định đa cộng tuyến; (2) kiểm định phụ thuộc chéo; (3) kiểm định tính dừng; (4) kiểm định tính đồng liên kết; (5) chọn độ trễ tối ưu; (6) ước lượng mô hình; (7) kiểm định tính ổn định của mô hình; (8) kiểm định nhân quả Granger; (9) hàm phản ứng xung; (10) phân rã phương sai.

3.1.2. Các biến của mô hình

Mô hình sử dụng năm biến với ba biến chính là TO, CAL, INQ và hai biến kiểm soát là CAPG và LOGEX. Trong đó:

Biến TO đại diện cho độ mở thương mại, được tính bằng (xuất khẩu + nhập khẩu)/GDP;

CAL đại diện cho tự do hóa tài khoản vốn, vì nghiên cứu này sử dụng mô hình PVAR nên đòi hỏi các biến có biến thiên theo thời gian, hơn nữa thước đo *de jure* thường có giá trị ít thay đổi nên nó không cung cấp đủ tín hiệu cho PVAR, vì vậy nghiên cứu sử dụng thước đo *de facto* cho biến CAL, được tính bằng tổng dòng tiền ròng đầu tư trực tiếp, gián tiếp và khác của nước ngoài theo GDP, sự lựa chọn này cũng dựa trên các nghiên cứu trước như Tran Huy Hoang & cộng sự (2015), Lương Thị Thu Hằng (2015).

INQ đại diện cho chất lượng thể chế, được tính bằng phương pháp PCA các chỉ số quản trị toàn cầu (WGI);

CAPG, đại diện cho thu nhập bình quân đầu người, được tính bằng tăng trưởng thu nhập bình quân đầu người;

LOGEX, đại diện cho tỷ giá USD so với đồng nội tệ, được tính bằng logarit tỷ giá.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu là các chuỗi thời gian theo tần suất năm từ năm 2002 đến năm 2023, của 8 quốc gia bao gồm Việt Nam và 7 quốc gia thuộc thị trường mới nổi châu Á là Trung Quốc, Ấn Độ, Indonesia, Hàn Quốc, Malaysia, Philippines, Thái Lan. Dữ liệu này được tải từ trang web của Ngân hàng Thế giới.

Dữ liệu về chất lượng thể chế là kết quả PCA dựa trên sáu chỉ số WGI bao gồm CC (*Control of Corruption*), GE (*Government Effectiveness*), PV (*Political Stability and Absence of*), RL (*Rule of Law*), RQ (*Regulatory Quality*), VA (*Voice and Accountability*). Các thành phần được chuẩn hóa theo z-score để loại bỏ sai lệch đơn vị đo. Giá trị chuẩn hóa z-score của biến X tại thời điểm t được tính như sau: $z(X_t) = (X_t - \bar{X})/\sigma_X$ trong đó là giá trị trung bình của X_t và σ_X là độ lệch chuẩn của X . Kết quả cho thấy thành phần chính thứ nhất (PC1) giải thích 72,09% tổng phương sai của bộ dữ liệu, đủ điều kiện đại diện cho chỉ số INQ. Phương trình INQ qua các thành phần như sau:

$$INQ_t = 0,466*CC_t + 0,453*GE_t + 0,328*PV_t + 0,460*RL_t + 0,447*RQ_t + 0,240*VA_t$$

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

Thống kê các dữ liệu được trình bày ở Bảng 1, tất cả các biến đều có p-value của Jarque-Bera < 0,001, nghĩa là phân phối khác chuẩn và có ý nghĩa thống kê.

Bảng 1. Thống kê mô tả dữ liệu

Giá trị	CAL	TO	INQ	CAPG	LOGEX
Trung bình	0,895	0,044	0,000	0,042	2,224
Trung vị	0,730	0,042	-0,675	0,043	1,699
Lớn nhất	2,104	0,197	5,297	0,136	4,376
Nhỏ nhất	0,295	-0,082	-3,902	-0,105	0,486
Độ lệch chuẩn	0,463	0,035	2,080	0,030	1,324
Skewness	0,650	0,598	0,923	-1,129	0,425
Kurtosis	2,335	5,508	2,828	8,062	1,715
Jarque-Bera	15,632	56,616	25,222	225,302	17,419
Xác suất	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001
Tổng	157,603	7,660	0,000	7,391	391,383
Tổng độ lệch bình phương	37,454	0,217	756,938	0,160	306,561
Số quan sát	176	176	176	176	176

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

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Kiểm định trước ước lượng

4.1.1. Kiểm định đa cộng tuyến

Để kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong mô hình hồi quy, nghiên cứu đã sử dụng chỉ số nhân tử phóng đại phương sai (VIF). Kết quả cho thấy tất cả các giá trị VIF của các biến giải thích đều nhỏ hơn 1,14, đồng thời giá trị trung bình VIF bằng 1,09. Điều này cho thấy mô hình không gặp vấn đề về đa cộng tuyến, đảm bảo độ tin cậy cho các ước lượng hồi quy.

4.1.2. Kiểm định phụ thuộc chéo

Để kiểm tra hiện tượng phụ thuộc chéo giữa các biến trong mô hình dữ liệu bảng, nghiên cứu sử dụng kiểm định Pesaran (2004). Kết quả cho thấy thống kê kiểm định CD = 4,249 với giá trị p < 0,01, cho thấy bác bỏ giả thuyết H_0 về tính độc lập chéo giữa các biến. Điều này hàm ý sự tồn tại của hiện tượng phụ thuộc chéo.

4.1.3. Tính dừng của các chuỗi dữ liệu

Do các biến phụ thuộc chéo, nên phải xét tính dừng theo thể hệ thứ hai. nghiên cứu sử dụng kiểm định CIPS do Pesaran (2007) đề xuất, cho phép xử lý hiện tượng phụ thuộc chéo giữa các đơn vị quan sát. Kiểm định được thực hiện với độ trễ tối đa (maxlag) = 3 và độ trễ bootstrap (bglags) = 3, kết quả kiểm định ở Bảng

Bảng 2. Kết quả kiểm định tính dừng

Biến	Dạng chuỗi	Thống kê CIPS	Giá trị p	Kết luận
TO	Level	-1,719	> 5%	Không dừng
DTO	Sai phân bậc 1	-3,202	1%	Dừng
CAL	Level	-3,802	1%	Dừng
INQ	Level	-2,516	> 5%	Không dừng
DINQ	Sai phân bậc 1	-4,676	1%	Dừng
CAPG	Level	-4,793	1%	Dừng
LOGEX	Level	-3,308	1%	Dừng

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

2 cho thấy các biến CAL, CAPG, LOGEX dừng ở gốc với ý nghĩa 1%, các biến TO (có sai phân là DTO) và INQ (có sai phân là DINQ) dừng ở sai phân bậc 1 với mức ý nghĩa 1%.

4.1.4. Kiểm định tính đồng liên kết

Nghiên cứu áp dụng kiểm định đồng liên kết Westerlund (2008) mở rộng thông qua lệnh xtwest. Kết quả cho thấy các thống kê kiểm định Gt, Ga, Pt, Pa có p-value lần lượt là 0,950, 1,000, 0,990, 1,000, điều này cho thấy không đủ cơ sở để bác bỏ H_0 , tức là không tìm thấy bằng chứng thống kê về sự tồn tại đồng liên kết giữa các biến.

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

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

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

Trễ	CD	J	Giá trị J	MBIC	MAIC	MQIC
1	1,000	61,254	0,132	-184,379	-38,746	97,927
2	1,000	32,033	0,157	-90,783	-17,967	-47,557
3	1,000	.	.	.	.	.

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

Kết quả ước lượng PVAR cho các biến DTO, CAL và DINQ lần lượt thể hiện ở các phương trình (1), (2) và (3).

$$DTO_t = 0,163*DTO_{t-1} - 1,260*CAL_{t-1} + 0,005*DINQ_{t-1} - 1,844*CAPG_{t-1} - 0,566*LOGEX_{t-1} \quad (1)$$

$$CAL_t = -0,015*DTO_{t-1} + 0,603*CAL_{t-1} - 0,013*DINQ_{t-1} + 0,171*CAPG_{t-1} - 0,94*LOGEX_{t-1} \quad (2)$$

$$DINQ_t = 1,968*DTO_{t-1} + 2,206*CAL_{t-1} - 0,187*DINQ_{t-1} - 1,439*CAPG_{t-1} - 0,444*LOGEX_{t-1} \quad (3)$$

Trong phương trình (1) hệ số của DTO_{t-1} có ý nghĩa dưới 5%, còn các hệ số của CAL_{t-1} , $CAPG_{t-1}$, $LOGEX_{t-1}$ có ý nghĩa dưới 1%, hệ số của $DINQ_{t-1}$ không có ý nghĩa thống kê. Trong phương trình (2) các hệ số của CAL_{t-1} , $DINQ_{t-1}$, $CAPG_{t-1}$, $LOGEX_{t-1}$ có ý nghĩa dưới 1%, còn các hệ số của DTO_{t-1} không có ý nghĩa thống kê. Trong phương trình (3) các hệ số của DTO_{t-1} , CAL_{t-1} , $DINQ_{t-1}$ đều có ý nghĩa dưới mức 1%, hệ số của $CAPG_{t-1}$ có ý nghĩa dưới 5% và hệ số của $LOGEX_{t-1}$ không có ý nghĩa thống kê.

4.3. Kiểm định tính ổn định của mô hình

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

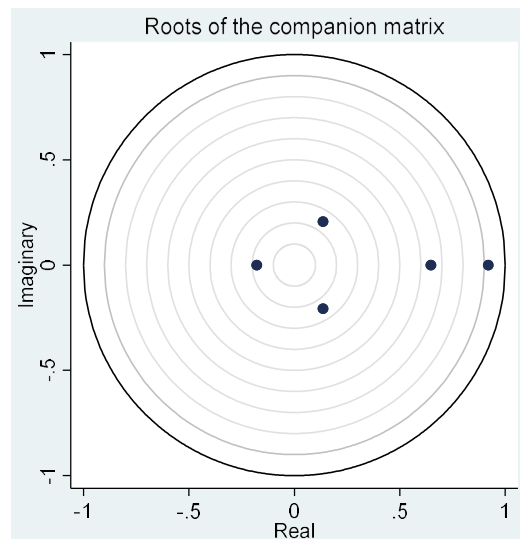
4.4. Kiểm định nhân quả Granger

Kiểm định nhân quả Granger được thực hiện nhằm xác định các biến đưa vào mô hình có ý nghĩa và cần thiết hay không. Kết quả ở Bảng 4 cho thấy trong mỗi phương trình vẫn tồn tại biến riêng lẻ không có ý nghĩa thống kê, tuy nhiên khi kết hợp các biến trong mỗi phương trình có ý nghĩa thống kê rất cao.

4.5. Hàm phản ứng xung

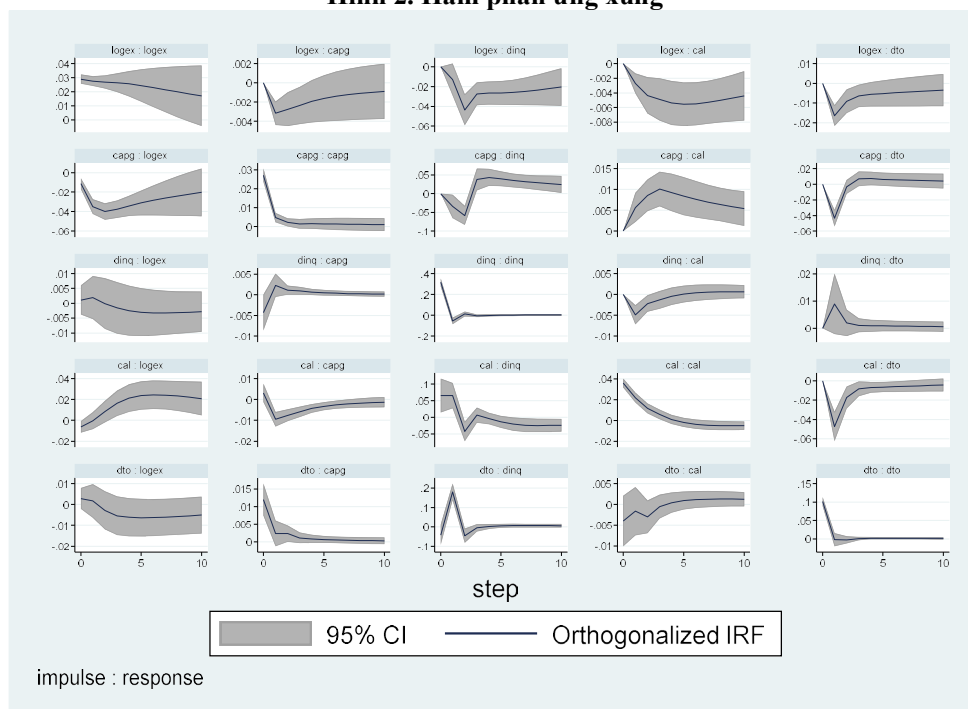
Kết quả phân tích hàm phản ứng xung từ Hình 2 cho thấy DTO phản ứng nhanh và dương trước cú sốc từ CAL, trong khi tác động từ DINQ yếu và xuất hiện chậm hơn. Ngược lại, CAL phản ứng dương và ngắn hạn với cú sốc của DTO. Đối với DINQ, các cú sốc từ DTO và CAL chỉ tạo ra phản ứng nhỏ và có độ trễ.

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



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

Hình 2. Hàm phản ứng xung



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

4.6. Phân rã phương sai

Kết quả phân rã phương sai cho thấy mức độ đóng góp của các cú sốc từ các biến trong mô hình vào biến động của DTO, CAL và DINQ có sự khác biệt rõ rệt. Đối với DTO, bản thân biến này giải thích phần lớn biến động của nó, từ 69,8% ở kỳ 2 giảm dần đến 65% ở kỳ 10; biến CAL đóng góp cũng đáng kể đối với DTO, tỷ lệ tăng dần từ 15% ở kỳ 2 đến 17,5% ở kỳ 10; còn lại biến DINQ chỉ đóng góp rất nhỏ (<1%). Đối với CAL, bản thân biến này giải thích phần lớn biến động của nó, từ 98,8% ở kỳ 1 giảm dần đến 71% ở kỳ 10; biến DTO đóng góp tỷ trọng cũng đáng kể và ổn định (12%); biến DINQ đóng góp tỷ trọng dao động từ 11% đến 14%. Tương tự, biến DINQ cũng giải thích phần lớn biến động của nó, tuy nhiên giảm nhanh từ 94,3% ở kỳ 1 xuống 59,9% ở kỳ 10; biến DTO cũng đóng góp khá cao, tương đối ổn định, giảm nhẹ từ 23,3% ở kỳ 2 xuống 21,2% ở kỳ 10; biến CAL đóng góp thấp, và tăng từ 4% ở kỳ 2 lên 7,4% ở kỳ 10.

Bảng 4. Kết quả kiểm định nhân quả Granger

Phương trình	Các biến	Chi2	df	Giá trị p > Chi2
DTO	CAL	45,052	1	0,000
	DINQ	0,148	1	0,700
	CAPG	119,972	1	0,000
	LOGEX	32,418	1	0,000
	Tất cả	161,066	4	0,000
CAL	DTO	0,542	1	0,461
	DINQ	13,281	1	0,000
	CAPG	7,948	1	0,005
	LOGEX	13,137	1	0,000
	Tất cả	44,881	4	0,000
DINQ	DTO	160,214	1	0,000
	CAL	13,785	1	0,000
	CAPG	5,764	1	0,016
	LOGEX	2,212	1	0,137
	Tất cả	177,217	4	0,000

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

4.7. Thảo luận

Tổng hợp các kết quả trên của mô hình cho thấy, cú sốc từ tự do hóa tài khoản vốn làm gia tăng sự biến động độ mở thương mại (chấp nhận giả thuyết H1a), kết quả này phù hợp với Aizenman & Noy (2009), qua đó làm cho chất lượng thể chế thay đổi tích cực hơn (chấp nhận giả thuyết H3a), kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Němečková & Hayat (2022). Ngược lại, sự thay đổi của chất lượng thể chế phản hồi trở lại

Bảng 5. Phân rã phương sai các biến DTO, CAL, DINQ

	Kỳ	DTO	CAL	DINQ	CAPG	LOGEX
DTO	0	0	0	0	0	0
	1	1	0	0	0	0
	2	0,698	0,150	0,005	0,129	0,018
	3	0,679	0,166	0,006	0,126	0,023
	4	0,672	0,169	0,006	0,128	0,026
	5	0,677	0,170	0,006	0,130	0,027
	6	0,662	0,172	0,006	0,132	0,029
	7	0,658	0,173	0,006	0,133	0,030
	8	0,655	0,174	0,006	0,134	0,031
	9	0,652	0,175	0,006	0,135	0,032
	10	0,650	0,176	0,006	0,135	0,033
CAL	0	0	0	0	0	0
	1	0,012	0,988	0	0	0
	2	0,010	0,956	0,013	0,017	0,004
	3	0,013	0,910	0,014	0,051	0,013
	4	0,012	0,860	0,013	0,092	0,022
	5	0,012	0,818	0,013	0,124	0,033
	6	0,012	0,785	0,012	0,147	0,045
	7	0,012	0,759	0,012	0,163	0,054
	8	0,012	0,739	0,011	0,175	0,063
	9	0,012	0,723	0,011	0,184	0,070
	10	0,012	0,710	0,011	0,190	0,076
DINQ	0	0	0	0	0	0
	1	0,017	0,040	0,943	0	0
	2	0,233	0,058	0,701	0,008	0,001
	3	0,232	0,066	0,660	0,029	0,013
	4	0,229	0,065	0,651	0,037	0,018
	5	0,225	0,064	0,640	0,049	0,022
	6	0,222	0,064	0,630	0,057	0,026
	7	0,219	0,066	0,621	0,064	0,029
	8	0,217	0,068	0,613	0,069	0,033
	9	0,214	0,071	0,606	0,073	0,035
	10	0,212	0,074	0,599	0,077	0,038

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

thúc đẩy tự do hóa tài khoản vốn (chấp nhận giả thuyết H2b), kết quả này phù hợp với Chinn & Ito (2007), tạo nên chu trình thuận tiếp nối nhau. Điều này phản ánh cơ chế truyền dẫn từ tự do hóa tài khoản vốn đến độ mở thương mại, rồi đến chất lượng thể chế, rồi quay về tự do hóa tài khoản vốn. Kết quả cũng cho thấy sự thay đổi độ mở thương mại không tác động ngược lên tự do hóa tài khoản vốn (bác bỏ H1b), biến động trong chất lượng thể chế chưa đủ mạnh để tác động tức thời lên thay đổi độ mở thương mại (bác bỏ H3b), tuy nhiên sự thay đổi từ chất lượng thể chế chịu sự tác động tích cực từ tự do hóa tài khoản vốn (chấp nhận H2a).

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu đã áp dụng mô hình PVAR để đánh giá tác động hai chiều giữa tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế tại các quốc gia có thị trường mới nổi châu Á. Kết quả cho thấy mối quan hệ động tạo nên chu trình thuận: tự do hóa tài khoản vốn tác động tích cực đến sự thay đổi độ mở thương mại, rồi truyền dẫn tích cực đến thay đổi chất lượng thể chế và truyền dẫn tích cực trở về lại tự do hóa tài khoản vốn. Hơn nữa, tồn tại quan hệ hai chiều tích cực giữa tự do hóa tài khoản vốn và biến động chất lượng thể chế.

Nghiên cứu đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm rõ ràng về mối quan hệ nhân quả động và đa chiều giữa tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế tại các thị trường mới nổi châu Á. Từ đó khẳng định vai trò của tự do hóa tài khoản vốn trong việc thúc đẩy hội nhập thương mại, cả tự do hóa tài khoản vốn và mở cửa thương mại gây sức ép nâng cao chất lượng thể chế.

Kết quả nghiên cứu cũng hàm ý chính sách cho chính phủ các quốc gia và đặc biệt là Việt Nam cần củng cố thể chế để giảm rủi ro, tiến hành tự do hóa tài khoản vốn có kiểm soát, đồng thời tận dụng dòng vốn quốc tế để thúc đẩy thương mại, dùng hội nhập thương mại làm đòn bẩy cải cách thể chế. Sự phối hợp giữa ba trụ cột thể chế, dòng vốn ngoại và thương mại sẽ hình thành vòng liên hoàn tích cực giúp nền kinh tế hội nhập sâu và phát triển bền vững.

Tài liệu tham khảo

- Adeel-Farooq, R. M., Abu Bakar, N. A., & Raji, J. O. (2017). Trade openness, financial liberalization and economic growth: The case of Pakistan and India. *South Asian Journal of Business Studies*, 6(3), 229–246. <https://doi.org/10.1108/SAJBS-06-2016-0054>.
- Aizenman, J., & Noy, I. (2009). Endogenous Financial and Trade Openness. *Review of Development Economics*, 13(2), 175–189.
- Arestis, P. (2005). Financial Liberalisation and the relationship between finance and growth. *CEPP Working Paper*, 5.
- Chinn, M. D., & Ito, H. (2007). A New Measure of Financial Openness. *Working Paper Series La Follette School Working Paper*, 033(3), 309–322. <http://www.ssc.wisc.edu/~mchinn/research.html> or <http://web.pdx.edu/~ito/>.
- Dreher, A. (2006). Does globalization affect growth? Evidence from a new index of globalization. *Applied Economics*, 38(10), 1091–1110. <https://doi.org/10.1080/00036840500392078>.
- Ito, H. (2006). Financial development and financial liberalization in Asia: Thresholds, institutions and the sequence of liberalization. *The North American Journal of Economics and Finance*, 17(3), 303–327.
- Kalsie, A., Kalra, J. K., & Dhamija, J. (2020). Capital Account Liberalization Indices: A Review of Literature. *Journal of Advances in Management Sciences & Information Systems*, 6, 1–15.
- Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M. (2007). The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2004. *Journal of International Economics*, 73(2), 223–250. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2007.02.003>.
- Lương Thị Thu Hằng (2015). Tác động của tự do hóa tài khoản vốn tới tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam. *Kinh Tế và Phát Triển*, 218(11), 51–59.

-
- Němečková, T., & Hayat, A. (2022). Does trade openness improve the quality of domestic institutions? Evidence from Africa. *Equilibrium*. <https://doi.org/10.24136/eq.2022.030>.
- North, D. C. (1990). *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge University Press.
- Ogbebor, P. I., Oguntodu, J. A., & Olayinka, I. M. (2017). Financial liberalization and stock market development: evidence from emerging equity market of Nigeria. *Journal of Association of Professional Bankers in Education*, 1(1), 117-134.
- Pesaran, M. (2004). General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. *Empirical Economics*, 60, 13 - 50. <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01875-7>.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>.
- Qamruzzaman, Md. (2021). Nexus between environmental quality, institutional quality and trade openness through the channel of FDI: an application of common correlated effects estimation (CCEE), NARDL, and asymmetry causality. *Environmental Science and Pollution Research*, 28, 52475–52498. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-14269-8>.
- Quinn, D., Schindler, M., & Toyoda, A. M. (2011). Assessing Measures of Financial Openness and Integration. *IMF Economic Review*, 59(3), 488–522. <https://doi.org/10.1057/imfer.2011.18>.
- Schindler, M. (2009). Measuring financial integration: A new data set. *IMF Staff Papers*, 56(1), 222–238. <https://doi.org/10.1057/imfsp.2008.28>.
- Su Dinh Thanh, Nguyen Phuc Canh, & Schinckus, C. (2019). Impact of foreign direct investment, trade openness and economic institutions on growth in emerging countries: The case of Vietnam. *Journal of International Studies*, 12(3), 243–264. <https://doi.org/10.14254/2071-8330.2019/12-3/20>.
- Tô Trung Thành, & Trần Thọ Đạt. (2015). Tự do hóa tài khoản vốn và ổn định tài chính trong bối cảnh hội nhập. *Tạp Chí Khoa Học & Công Nghệ Việt Nam*, 1(5), 26 - 33.
- Trabelsi, M., & Cherif, M. (2017). Capital account liberalization and financial deepening: Does the private sector matter? *Quarterly Review of Economics and Finance*, 64, 141–151. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2016.08.001>.
- Tran Huy Hoang, Nguyen Huu Huan, Nguyen Thi Thuy Linh (2015). Relationship between Financial Liberalization and Economic Growth in Emerging Economies: The Case of Vietnam. *Journal of Economic Development*, 23(1), 25–49.
- Tsagkanos, A., Siriopoulos, C., & Vartholomatos, K. (2019). Foreign direct investment and stock market development: Evidence from a “new” emerging market. *Journal of Economic Studies*, 46(1), 55–70. <https://doi.org/10.1108/JES-06-2017-0154>.
- Varamesh Candidate, M., Naslmosavi, S., & Mehdi Abbasian Fredoni, M. (2023). Financial Openness and Market Liquidity Level in Financial Markets. *International Journal of Finance and Managerial Accounting*, 8(28), 31 - 42.
- Westerlund, J. (2008). Panel cointegration tests of the Fisher effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23, 193-233. <https://doi.org/10.1002/jae.967>.

VƯỢT QUA RÀO CẢN XANH: VAI TRÒ CỦA LOGISTICS ĐỐI VỚI XUẤT KHẨU CỦA VIỆT NAM

Hoàng Thanh Hiền*

Đại học FPT

Email: hienht57@fe.edu.vn

Hoàng Thị Hà Vi

Trường Đại học Kinh tế, Đại học Đà Nẵng

Email: hoangthihavid1ddt2020@gmail.com

Huỳnh Hồng Giang

Trường Đại học Kinh tế, Đại học Đà Nẵng

Email: huynhhonggiang1942@gmail.com

Nguyễn Thị Khánh Hà

Trường Đại học Kinh tế, Đại học Đà Nẵng

Email: ha269dngg@gmail.com

Nguyễn Ngân Ngân

Trường Đại học Kinh tế, Đại học Đà Nẵng

Email: ngansky103@gmail.com

Huỳnh Thị Diệu Linh

Trường Đại học Kinh tế, Đại học Đà Nẵng

Email: inhhtd@due.edu.vn

Mã bài báo: JED-2723

Ngày nhận: 8/11/2025

Ngày nhận bản sửa: 25/12/2025

Ngày duyệt đăng: 26/12/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2723

Tóm tắt:

Trong bối cảnh các tiêu chuẩn môi trường ngày càng siết chặt, đặc biệt là cơ chế điều chỉnh carbon biên giới (CBAM) của Liên minh châu Âu, logistics xanh có thể tạo ra tác động kép đối với xuất khẩu của Việt Nam: vừa hỗ trợ nâng cao năng lực cạnh tranh khi chuỗi cung ứng được xanh hóa, vừa làm gia tăng chi phí tuân thủ khi các thị trường nhập khẩu áp dụng chuẩn mực môi trường khắt khe. Sử dụng mô hình trọng lực mở rộng với ước lượng PPML và biến công cụ (IV), nghiên cứu đánh giá tác động của hiệu quả logistics truyền thống (LPI) và logistics xanh (ELPI) đến giá trị xuất khẩu của Việt Nam giai đoạn 2010-2022. Kết quả cho thấy LPI và ELPI của Việt Nam có tác động tích cực đến giá trị xuất khẩu. Ngược lại, ELPI của các nước đối tác có tác động tiêu cực, hàm ý rằng các yêu cầu môi trường tại thị trường nhập khẩu có thể vận hành như một rào cản phi thuế quan tiềm tàng thông qua chi phí tuân thủ và yêu cầu minh bạch phát thải. Từ đó, nghiên cứu gợi ý hàm ý chính sách về nâng cấp hạ tầng logistics và thúc đẩy chuyển đổi xanh nhằm duy trì khả năng tiếp cận các thị trường có tiêu chuẩn môi trường nghiêm ngặt.

Từ khóa: Xuất khẩu, logistics xanh, hàng rào phi thuế quan, Việt Nam.

Mã JEL: F18, F62, F64.

Overcoming green barriers: The role of logistics performance in Vietnam's exports

Abstract:

In the context of increasingly stringent environmental standards, particularly the European Union's Carbon Border Adjustment Mechanism (CBAM), green logistics may exert a dual impact on Vietnam's exports: enhancing competitiveness through the greening of supply chains, while increasing compliance costs as importing markets apply stricter environmental standards. Using an augmented gravity model with Poisson Pseudo-Maximum Likelihood (PPML) and instrumental variable (IV) estimations, this study examines the effects of traditional logistics performance (LPI) and environmental logistics performance (ELPI) on Vietnam's export values over the period 2010-2022. The results show that both Vietnam's LPI and ELPI have positive effects on export values. In contrast, the ELPI of partner countries has a negative effect, suggesting that environmental requirements in importing markets may operate as potential non-tariff barriers through compliance costs and demands for emissions transparency. Based on these findings, the study derives policy implications for upgrading logistics infrastructure and promoting the green transition to maintain access to markets with stringent environmental standards.

Keywords: Exports, green logistics, non-tariff barriers, Vietnam.

JEL code: F18, F62, F64.

1. Giới thiệu

Hoạt động xuất khẩu là một động lực chính cho tăng trưởng kinh tế của Việt Nam. Trong những năm qua, kim ngạch xuất khẩu liên tục tăng, củng cố vai trò của Việt Nam trong chuỗi cung ứng toàn cầu. Các hiệp định thương mại tự do, như Hiệp định Đối tác Toàn diện và Tiên bộ xuyên Thái Bình Dương (CPTPP), Hiệp định Thương mại Tự do giữa Việt Nam và Liên minh châu Âu (EVFTA), đã tạo điều kiện thuận lợi cho hàng hóa Việt Nam tiếp cận các thị trường giá trị cao, nhưng đồng thời cũng đặt ra các yêu cầu ngày càng khắt khe hơn về tiêu chuẩn. Hiện nay khả năng cạnh tranh của hàng xuất khẩu đang bị thách thức bởi những yếu kém cố hữu trong hệ thống logistics nội địa. Chi phí logistics tại Việt Nam hiện vẫn còn ở mức cao so với mức trung bình của khu vực và thế giới. Sự phụ thuộc quá lớn vào vận tải đường bộ, trong khi kết nối đa phương thức giữa các trung tâm sản xuất, cảng biển, đường sắt và đường thủy nội địa còn yếu kém, đã làm tăng chi phí và thời gian vận chuyển, ảnh hưởng trực tiếp đến hiệu quả xuất khẩu.

Song song với thách thức nội tại này, các doanh nghiệp xuất khẩu Việt Nam đang phải đối mặt với áp lực “xanh hóa” ngày càng tăng từ các thị trường quốc tế. Các cam kết về phát triển bền vững trong EVFTA và đặc biệt là việc Liên minh châu Âu triển khai cơ chế điều chỉnh carbon biên giới (CBAM) đang dần hình thành các rào cản thương mại mới (Keleş & Güngör, 2021). CBAM sẽ áp dụng chi phí tài chính đối với các sản phẩm nhập khẩu dựa trên cường độ phát thải carbon trong quá trình sản xuất và vận chuyển, trong đó logistics là một cấu phần quan trọng.

Điều này đặt lĩnh vực logistics của Việt Nam vào một vị thế có tác động kép (dual impact). Một mặt, việc Việt Nam chủ động “xanh hóa” chuỗi cung ứng và nâng cao hiệu quả Logistics Xanh (ELPI) có thể trở thành một lợi thế cạnh tranh mới, giúp hàng hóa đáp ứng các tiêu chuẩn kỹ thuật khắt khe và thâm nhập sâu hơn vào các thị trường khó tính (Luthra & cộng sự, 2016; Wang & cộng sự, 2018). Mặt khác, các tiêu chuẩn xanh ngặt nghèo từ chính các quốc gia đối tác này lại có nguy cơ trở thành một rào cản phi thuế quan tinh vi. Vì thế, câu hỏi đặt ra là: các nỗ lực xanh hoá logistics của Việt Nam và các tiêu chuẩn xanh từ phía đối tác đang tác động như thế nào đến kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam?

Để trả lời câu hỏi này, nghiên cứu được thực hiện nhằm kiểm định thực nghiệm tác động kép của cả logistics truyền thống (LPI) và logistics xanh (ELPI), từ cả phía Việt Nam (lợi thế cạnh tranh) và phía đối tác thương mại (rào cản tiềm tàng), đến kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam. Chúng tôi sử dụng mô hình trọng lực mở rộng với dữ liệu bảng của Việt Nam và các đối tác thương mại chính trong giai đoạn 2010-2022. Bài viết được cấu trúc như sau: phần tiếp theo (phần 2) trình bày tổng quan các nghiên cứu liên quan. Phần 3 xây dựng cơ sở lý thuyết và các giả thuyết nghiên cứu, phương pháp nghiên cứu và dữ liệu. Phần 4 trình bày và phân tích kết quả. Cuối cùng, phần 5 đưa ra các kết luận và hàm ý chính sách.

2. Tổng quan tài liệu

Các nghiên cứu trước đây cung cấp cơ sở lý thuyết cho mối quan hệ giữa logistics, tính bền vững và thương mại quốc tế. Nền tảng này có thể được xem xét qua ba nhóm chính. Nhóm thứ nhất xem xét vai trò cơ bản của logistics đối với thương mại. Logistics, bao gồm toàn bộ chuỗi dịch vụ từ lưu kho, thông quan đến vận tải (Rodrigue & cộng sự, 2017), tác động trực tiếp đến chi phí, thời gian (lead-time) và rủi ro trong chuỗi cung ứng. Vận hành logistics hiệu quả giúp giảm chi phí giao dịch, rút ngắn thời gian giao hàng và tăng độ tin cậy, qua đó nâng cao sức cạnh tranh tổng thể của hàng hóa xuất khẩu (Bowersox & cộng sự, 2008; Novack & cộng sự, 1995). Ngược lại, chi phí logistics cao và hạ tầng yếu kém, như tình trạng tại Việt Nam, có thể bào mòn lợi thế cạnh tranh về sản xuất. Để đo lường tác động này, nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã sử dụng các chỉ số tổng hợp, như Chỉ số Hiệu quả Logistics (LPI), và liên tục tìm thấy mối tương quan tích cực và có ý nghĩa thống kê giữa hiệu quả logistics và dòng chảy thương mại song phương (Gani, 2017; Martí & cộng sự, 2014; Yeo & cộng sự, 2020).

Nhóm thứ hai tập trung vào khía cạnh môi trường của logistics, hay còn gọi là logistics xanh. Hoạt động logistics truyền thống, đặc biệt là vận tải, là nguồn phát thải carbon và gây ô nhiễm đáng kể (Kumar, 2015). Logistics xanh ra đời như một nỗ lực nhằm giảm thiểu các tác động tiêu cực này thông qua các biện pháp như tối ưu hóa tuyến đường, sử dụng phương tiện sạch, và quản lý kho bãi bền vững (Abbasi & Nilsson, 2016; Wu & Dunn, 1995). Gần đây, logistics xanh đã chuyển từ một lợi thế cạnh tranh tự nguyện (Ciliberti

& cộng sự, 2008; Wang & cộng sự, 2018) sang một yêu cầu bắt buộc và một rào cản thương mại tiềm tàng. Các thị trường nhập khẩu lớn, như EU, đang thể chế hóa các tiêu chuẩn môi trường thông qua các cơ chế như CBAM (Hoekman & Kostecki, 2009). Điều này đồng nghĩa với việc các chuỗi cung ứng có “dấu chân carbon” lớn sẽ phải đối mặt với chi phí tăng thêm hoặc thậm chí mất khả năng tiếp cận thị trường.

Nhóm thứ ba xem xét các bằng chứng thực nghiệm cụ thể tại Việt Nam và khu vực ASEAN. Mặc dù các nghiên cứu toàn cầu đã khẳng định tầm quan trọng của logistics, các nghiên cứu tập trung vào Việt Nam vẫn còn tương đối hạn chế và chủ yếu tập trung vào logistics truyền thống (LPI) (Hoang, 2024; Huong & cộng sự, 2024). Các nghiên cứu này thường chỉ ra những điểm nghẽn về hạ tầng và chi phí là rào cản chính cho xuất khẩu. Tuy nhiên, các nghiên cứu định lượng về tác động của logistics xanh đối với hiệu quả xuất khẩu của Việt Nam, đặc biệt trong bối cảnh các rào cản môi trường mới được đưa vào áp dụng, vẫn còn là một khoảng trống lớn. Vì thế, nhằm cung cấp một góc nhìn rõ hơn, nghiên cứu này tiến hành đánh giá đồng thời cả hiệu quả logistics truyền thống và hiệu quả logistics xanh đối với giá trị xuất khẩu của Việt Nam.

3. Cơ sở lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu

Các nghiên cứu trên thế giới đã khẳng định vai trò quan trọng của logistics đối với thương mại quốc tế, đồng thời cho thấy một khoảng trống nghiên cứu liên quan đến tác động kép (vừa thúc đẩy, vừa là rào cản) của logistics xanh trong bối cảnh mới. Để làm rõ các tác động này trong bối cảnh của Việt Nam, nghiên cứu này sẽ xây dựng các giả thuyết nghiên cứu tập trung vào tác động của cả hiệu quả logistics truyền thống (LPI) và hiệu quả logistics xanh (ELPI) từ cả hai phía (Việt Nam và quốc gia đối tác) đến kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam.

3.1. Tác động của LPI

Hiệu quả logistics của quốc gia xuất khẩu (Việt Nam) là một yếu tố then chốt quyết định năng lực cạnh tranh của hàng hóa. Một hệ thống logistics nội địa hiệu quả, bao gồm cơ sở hạ tầng phát triển (cảng biển, đường bộ), thủ tục hải quan nhanh gọn, và chất lượng dịch vụ vận tải cao, sẽ giúp giảm chi phí giao dịch, rút ngắn thời gian giao hàng và tăng độ tin cậy của chuỗi cung ứng. Điều này trực tiếp làm giảm giá thành cuối cùng của sản phẩm và tăng sức cạnh tranh cho hàng xuất khẩu. Nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã khẳng định mối quan hệ tích cực này (Gani, 2017; Martí & cộng sự, 2014; Yeo & cộng sự, 2020). Vì vậy, giả thuyết đầu tiên được đặt ra là:

H1: LPI của Việt Nam có tác động tích cực đến giá trị xuất khẩu đến quốc gia đối tác.

Tương tự, hiệu quả logistics của quốc gia nhập khẩu (đối tác thương mại) cũng đóng vai trò quan trọng. Khi quốc gia đối tác có hệ thống logistics phát triển, việc tiếp nhận, xử lý và phân phối hàng hóa từ Việt Nam sẽ trở nên thuận lợi, nhanh chóng và ít tốn kém hơn. Điều này giảm thiểu rủi ro và chi phí cho cả chuỗi cung ứng, từ đó thúc đẩy dòng chảy thương mại song phương. Do đó, chúng tôi đề xuất giả thuyết thứ hai:

H2: Hiệu quả logistics của quốc gia đối tác có tác động tích cực đến giá trị xuất khẩu của Việt Nam.

3.2. Tác động của ELPI

Trong bối cảnh thương mại xanh, hiệu quả logistics không chỉ dừng lại ở chi phí và thời gian, mà còn bao gồm cả yếu tố môi trường. Từ phía Việt Nam (quốc gia xuất khẩu), đây là lập luận về lợi thế cạnh tranh xanh. Khi Việt Nam chủ động xanh hóa chuỗi cung ứng của mình (như giảm phát thải carbon trong vận tải, sử dụng năng lượng sạch cho kho bãi, tối ưu hóa tuyến đường), doanh nghiệp không chỉ tiết kiệm chi phí vận hành (năng lượng) mà quan trọng hơn là đáp ứng được các tiêu chuẩn kỹ thuật và môi trường ngày càng khắt khe từ các thị trường khó tính như EU, Nhật Bản, Hoa Kỳ. Việc này giúp hàng hóa Việt Nam có thể vượt qua các rào cản phi thuế quan và tăng khả năng cạnh tranh. Các nghiên cứu như của Luthra & cộng sự (2016) và Wang & cộng sự (2018) đã chỉ ra rằng việc áp dụng logistics xanh giúp nâng cao hình ảnh doanh nghiệp và tăng khả năng thâm nhập thị trường. Vì vậy giả thuyết thứ ba là:

H3: ELPI của Việt Nam có tác động tích cực đến giá trị xuất khẩu đến quốc gia đối tác.

Tuy nhiên, ở chiều ngược lại, các tiêu chuẩn xanh cũng có thể trở thành một dạng rào cản xanh (green barrier). Khi một quốc gia đối tác (nước nhập khẩu) có chỉ số ELPI cao, điều này đồng nghĩa với việc họ áp dụng các tiêu chuẩn môi trường và quy định về phát thải carbon khắt khe. Các cơ chế mới như CBAM

của EU là một ví dụ điển hình. Các tiêu chuẩn này hoạt động như một loại rào cản phi thuế quan. Hàng hóa từ các quốc gia có chuỗi cung ứng chưa đáp ứng đủ yêu cầu xanh sẽ gặp bất lợi lớn, phải chịu thêm chi phí (thuế carbon) hoặc thậm chí bị từ chối nhập khẩu (Keleş & Güngör, 2021; Hoekman & Kostecki, 2009). Do đó, giả thuyết thứ tư, cũng là giả thuyết then chốt mà chúng tôi muốn kiểm định trong nghiên cứu này, là:

H4: ELPI của quốc gia đối tác có tác động tiêu cực đến giá trị xuất khẩu của Việt Nam.

4. Phương pháp nghiên cứu

4.1. Mô hình nghiên cứu

Để kiểm định các giả thuyết H1–H4 nêu trên, nghiên cứu này sử dụng mô hình trọng lực mở rộng vốn thường được áp dụng trong các nghiên cứu thực nghiệm về thương mại quốc tế, cho phép kiểm soát các yếu tố cơ bản ảnh hưởng đến dòng chảy thương mại (Eaton & Kortum, 1997; Tinbergen, 1962). Mô hình trọng lực bao gồm các biến kiểm soát cơ bản như quy mô kinh tế (GDP) của cả hai bên được kỳ vọng thúc đẩy thương mại do tạo ra cả cung (từ Việt Nam) và cầu (từ đối tác). Ngược lại, khoảng cách địa lý (Distance) đại diện cho chi phí vận tải và các rào cản thông tin, được kỳ vọng cản trở thương mại. Bên cạnh đó, chất lượng thể chế đóng vai trò quan trọng trong việc tạo môi trường kinh doanh thuận lợi. Chất lượng quản lý (Regulatory quality - RQ) và ổn định chính trị (Political stability - PS) cao giúp giảm thiểu rủi ro, chi phí giao dịch và tăng tính minh bạch, từ đó thúc đẩy thương mại. Ngoài ra các yếu tố về địa lý và hội nhập cũng được xem xét trong nghiên cứu này, việc chia sẻ chung đường biên giới (BOR) được kỳ vọng thúc đẩy mạnh mẽ thương mại do giảm chi phí vận tải và tăng cường liên kết. Tương tự, mức độ mở cửa thương mại (Trade openness) cao hơn, thể hiện qua chính sách thuế quan và phi thuế quan thông thoáng, sẽ tạo điều kiện thuận lợi cho hàng hóa xuất khẩu.

Biến phụ thuộc trong mô hình là giá trị xuất khẩu (EXP) của Việt Nam (*i*) sang các quốc gia đối tác chính (*j*). Các biến độc lập chính được xem xét là Chỉ số Hiệu quả Logistics (LPI) và Chỉ số Hiệu quả Logistics Môi trường (ELPI). Các chỉ số này được đưa vào mô hình cho cả Việt Nam (quốc gia xuất khẩu, *i*) và cho từng đối tác (quốc gia nhập khẩu, *j*) để đánh giá tác động đa chiều.

Bộ dữ liệu được sử dụng là dữ liệu bảng (panel data) không cân bằng, bao gồm Việt Nam và các đối tác thương mại lớn, trong giai đoạn từ năm 2010 đến năm 2022. Mô hình trọng lực mở rộng được sử dụng để đánh giá tác động của LPI và ELPI đến giá trị xuất khẩu của Việt Nam có dạng:

$$\ln EXP_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln(GDP_{it} \cdot GDP_{jt}) + \beta_2 \ln D_{ij} + \beta_3 \ln LPI_{it} + \beta_4 \ln LPI_{jt} + \beta_5 RQ_{jt} + \beta_6 PS_{jt} + \beta_7 BOR_{ij} + \beta_8 TOP_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

$$\ln EXP_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln(GDP_{it} \cdot GDP_{jt}) + \beta_2 \ln D_{ij} + \beta_3 \ln ELPI_{it} + \beta_4 \ln ELPI_{jt} + \beta_5 RQ_{jt} + \beta_6 PS_{jt} + \beta_7 BOR_{ij} + \beta_8 TOP_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

Để ước lượng mô hình (1) và (2) với dữ liệu bảng, các phương pháp truyền thống bao gồm mô hình tác động cố định (Fixed effects - FE) và tác động ngẫu nhiên (Random effects - RE) được xem xét. Mặc dù kết quả kiểm định Hausman ủng hộ mô hình RE và việc sử dụng sai số chuẩn vững (Robust standard errors) có thể cải thiện hiệu quả kiểm định, tuy nhiên, việc sử dụng các ước lượng tuyến tính logarit này đối với phương trình trọng lực có thể dẫn đến các ước lượng chệch do sự hiện diện của phương sai sai số thay đổi và không xử lý được các dòng thương mại bằng 0 (Silva & Tenreiro, 2006). Do đó, để khắc phục các hạn chế kỹ thuật này và đảm bảo tính vững của kết quả, nghiên cứu áp dụng quy trình ước lượng mở rộng qua hai bước. Đầu tiên, phương pháp Poisson Pseudo Maximum Likelihood (PPML) được sử dụng để giải quyết triệt để sai lệch do phương sai thay đổi và xử lý hiệu quả các quan sát thương mại bằng 0. Cụ thể, ước lượng PPML sử dụng biến phụ thuộc là giá trị xuất khẩu ở dạng nguyên bản (EXP) thay vì dạng logarit, giúp bảo toàn thông tin mẫu. Cuối cùng, để kiểm soát vấn đề nội sinh tiềm ẩn của các chỉ số logistics (LPI và ELPI), nghiên cứu sử dụng phương pháp biến công cụ (IV) với biến đại diện là chất lượng kết cấu hạ tầng. Ngoài ra, khả năng đa cộng tuyến giữa các biến giải thích được loại trừ thông qua kiểm định hệ số phóng đại phương sai (VIF).

4.2. Dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu bảng không cân bằng, bao gồm Việt Nam và 45 đối tác thương mại chủ

chốt trong hai giai đoạn, 2010-2018 và 2010-2022. Việc chia thành hai giai đoạn này nhằm mục đích xem xét sự khác biệt trước và sau đại dịch Covid-19. Các quốc gia đối tác này được lựa chọn dựa trên tiêu chí chiếm hơn 90% tổng kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam trong suốt giai đoạn nghiên cứu.

Hiện chưa có chỉ số chính thức đo lường hiệu quả logistics xanh, và các tác giả đề xuất nhiều cách tính khác nhau. Ví dụ như, Ilsuk Kim (2011) xây dựng ELPI bằng cách tích hợp LPI và chỉ số Hiệu quả Môi trường (EPI). Starostka-Patyk & cộng sự (2024) đề xuất ELPI lai (hybrid ELPI) kết hợp hiệu quả môi trường và logistics nhằm tạo ra chỉ số hiệu quả sinh thái (eco-efficiency). Lu & cộng sự (2019) đề xuất căn tích hợp dữ liệu LPI và lượng phát thải CO₂ vào ELPI để đánh giá hiệu quả logistics trong bối cảnh môi trường của lĩnh vực vận tải. Bên cạnh đó, McKinnon (2010) cũng cho rằng 80-90% lượng phát thải CO₂ trong logistics đến từ vận tải. Do đó, nghiên cứu này áp dụng ELPI theo công thức sau: , trong đó đại diện cho cường độ phát thải CO₂ ở cấp độ nền kinh tế (CO₂/GDP), được sử dụng như biến đại diện vĩ mô cho áp lực carbon liên quan đến chuỗi cung ứng và vận tải.

Dữ liệu về EXP được thu thập từ cơ sở dữ liệu của UN Comtrade. Dữ liệu về GDP, LPI, RQ, PS, và dữ liệu về phát thải CO₂ (LCC) được thu thập từ Ngân hàng Thế giới (World Bank). Các biến địa lý, bao gồm khoảng cách (D) và biên giới chung (BOR), được trích xuất từ cơ sở dữ liệu GeoDist. Bảng 1 dưới đây tóm tắt các biến số được sử dụng trong mô hình, trong khi đó Bảng 2 cung cấp thông kê mô tả các biến.

Bảng 1. Mô tả biến, kỳ vọng dấu và nguồn dữ liệu

Biến	Định nghĩa ngắn gọn	Kỳ vọng dấu	Nguồn
lnEXP	Logarit giá trị xuất khẩu của Việt Nam	(Biến phụ thuộc)	UN Comtrade
lnGDP _{ij}	Logarit tích GDP của Việt Nam và đối tác	+	World Bank
DIST	Logarit khoảng cách địa lý	–	GeoDist
lnLPI _i	Logarit LPI của Việt Nam	+	World Bank
lnLPI _j	Logarit LPI của đối tác	+	World Bank
lnELPI _i	Logarit ELPI của Việt Nam	+	Tác giả tính toán
lnELPI _j	Logarit ELPI của đối tác	–	Tác giả tính toán
RQ _j	Chất lượng thể chế (đối tác)	+	World Bank
PS _j	Ổn định chính trị (đối tác)	+	World Bank
BOR _{ij}	Biên giới (1=có chung biên giới)	+	GeoDist
TOP _j	Độ mở thương mại (đối tác)	+	World Bank

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

Để giải quyết quan ngại về khả năng xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến, đặc biệt là mối tương quan cơ học giữa chỉ số được thiết lập ELPI và biến quy mô kinh tế (GDP), nghiên cứu đã thực hiện kiểm định hệ số phóng đại phương sai (VIF) sau khi ước lượng mô hình. Kết quả cho thấy giá trị VIF của tất cả các biến giải thích đều nằm thấp hơn nhiều so với ngưỡng cảnh báo (giá trị cao nhất của VIF = 5,87; giá trị trung bình VIF = 2,15). Điều này cung cấp bằng chứng thống kê rằng các biến độc lập không có sự phụ thuộc tuyến tính nghiêm trọng, và giảm thiểu quan ngại về đa cộng tuyến trong mô hình.

5. Kết quả nghiên cứu

5.1. Kết quả ước lượng sơ bộ

Bảng 3 trình bày kết quả ước lượng sơ bộ của 2 mô hình (1) và (2) với biến phụ thuộc là *lnEXP* cho cả hai giai đoạn nghiên cứu (2010-2018 và 2010-2022).

Trước hết, kết quả của các biến kiểm soát trong cả bốn mô hình đều phù hợp với lý thuyết nền tảng của mô hình trọng lực. Biến tổng GDP (*lnGDP_{ij}*) có tác động dương và ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy quy mô kinh tế của Việt Nam và đối tác là yếu tố thúc đẩy quan trọng cho xuất khẩu. Ngược lại, biến khoảng cách (*DIST*) có tác động âm và ý nghĩa thống kê, khẳng định rằng khoảng cách địa lý vẫn là một rào cản thương mại đáng kể.

Các biến kiểm soát thể chế và thương mại cũng cho thấy những kết quả nhất quán. Chất lượng thể chế của

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
lnEXP	270	20,83	1,56	17,10	25,22
lnGDP _{ij}	270	53,23	1,41	49,17	57,28
DIST	270	8,83	0,72	6,89	9,85
lnLPI _i	270	1,13	0,04	1,08	1,19
lnLPI _j	270	1,24	0,13	0,86	1,46
lnELPI _i	270	10,01	0,19	9,73	10,35
lnELPI _j	270	10,66	0,62	9,03	12,53
RQ _j	270	0,84	0,74	-1,14	2,22
PS _j	270	0,27	0,76	-2,00	1,51
BOR _{ij}	270	0,04	0,21	0	1
TOP _i	270	77,46	50,86	17,82	276,32

Nguồn: Tính toán của tác giả.

nước nhập khẩu (RQ_j) và độ mở thương mại (TOP_j) đều có tác động tích cực và ý nghĩa thống kê đến giá trị xuất khẩu của Việt Nam. Điều này ngụ ý rằng Việt Nam xuất khẩu nhiều hơn sang các thị trường có quy định rõ ràng, minh bạch và có mức độ hội nhập cao. Biến biên giới chung (BOR_{ij}) cũng có tác động tích cực, như kỳ vọng. Biến ổn định chính trị (PS_j) không cho thấy tác động rõ rệt trong các mô hình này. Điều này có thể được giải thích bởi sự ảnh hưởng phần lớn từ các yếu tố kinh tế (GDP_{ij}) và thể chế (RQ_j).

Với biến giải thích chính, kết quả ước lượng từ Mô hình (1) cho thấy vai trò thúc đẩy thương mại nhất quán của logistics truyền thống. Cụ thể, chỉ số LPI của cả Việt Nam ($lnLPI_i$) và LPI của đối tác ($lnLPI_j$) đều

Bảng 3. Kết quả ước lượng Mô hình (1) và (2)

Biến	RE (1)	RE (2)	RE (3)	RE (4)
	2010-2018	2010-2022	2010-2018	2010-2022
lnLPI _i	1,3090*** (0,4280)	1,3562*** (0,3341)		
lnLPI _j	1,2587*** (0,2486)	1,3916*** (0,2312)		
lnELPI _i			1,1743*** (0,1322)	0,3522*** (0,1089)
lnELPI _j			-0,3451*** (0,1005)	-0,4411*** (0,1012)
lnGDP _{ij}	1,0194*** (0,0438)	0,9519*** (0,0402)	0,9995*** (0,0362)	0,9963*** (0,0400)
DIST	-0,7320*** (0,0748)	-0,7210*** (0,0725)	-0,7143*** (0,0739)	-0,7143*** (0,0728)
RQ _j	0,2386*** (0,0921)	0,2858*** (0,0898)	0,2639*** (0,0918)	0,3406*** (0,0989)
PS _j	-0,0101 (0,0718)	-0,0125 (0,0694)	0,0070 (0,0704)	-0,0103 (0,0682)
TOP _j	0,0063*** (0,0010)	0,0054*** (0,0015)	0,0071*** (0,0009)	0,0065*** (0,0014)
BOR _{ij}	1,2542*** (0,2770)	1,1036* (0,6140)	1,1955** (0,4728)	1,0325** (0,4100)
Hằng số	-24,6019*** (2,9260)	-25,3593*** (3,3550)	-34,8856*** (1,9974)	-25,6115*** (1,9240)
Số quan sát	225	270	225	270
Biến giả theo năm	Có	Có	Có	Có
Chi-square	1195,96	1342,34	1409,10	1421,14

Ghi chú: Sai số chuẩn trong ngoặc đơn. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Sai số chuẩn được điều chỉnh đối với phương sai thay đổi và tự tương quan. Hệ số của biến giả năm không báo cáo.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

thể hiện tác động tích cực đến kim ngạch xuất khẩu ở mức ý nghĩa 1%. Kết quả này ủng hộ các giả thuyết H1 và H2, tái khẳng định rằng sự cải thiện trong hạ tầng cứng và chất lượng dịch vụ logistics là động lực then chốt để giảm chi phí giao dịch và mở rộng quy mô thương mại song phương.

Trong Mô hình (2), khi tích hợp yếu tố môi trường, bức tranh tác động trở nên đa chiều hơn. Hiệu quả logistics xanh của Việt Nam ($lnELPI_i$) duy trì tác động tích cực đến xuất khẩu, ủng hộ giả thuyết H3. Điều này gợi ý rằng nỗ lực “xanh hóa” chuỗi cung ứng nội địa bước đầu đã góp phần nâng cao năng lực cạnh tranh của hàng hóa Việt Nam trên thị trường quốc tế.

Tuy nhiên, phát hiện quan trọng và đáng chú ý nhất đến từ biến hiệu quả logistics xanh của đối tác ($lnELPI_j$). Biến này có hệ số âm và ý nghĩa thống kê ở mức 1% trong cả hai giai đoạn. Kết quả này cung cấp bằng chứng thực nghiệm ủng hộ giả thuyết H4, cho thấy các thị trường có tiêu chuẩn môi trường khắt khe (biểu hiện qua ELPI cao) có xu hướng hạn chế nhập khẩu từ Việt Nam. Mặc dù điều này có thể phản ánh sự tồn tại của các “rào cản xanh” phi thuế quan, cũng cần xem xét kết quả này dưới góc độ cạnh tranh thị trường. Các quốc gia có ELPI cao thường là các nền kinh tế phát triển với yêu cầu khắt khe về chuỗi cung ứng bền vững và áp lực cạnh tranh nội địa lớn. Do đó, tác động tiêu cực quan sát được có thể là hệ quả tổng hợp của cả rào cản kỹ thuật về môi trường lẫn áp lực cạnh tranh gay gắt mà các doanh nghiệp xuất khẩu Việt Nam phải đối mặt khi thâm nhập các thị trường này.

Phân tích so sánh giữa hai giai đoạn cho thấy xu hướng gia tăng áp lực từ bên ngoài. Trong khi mức độ tác động tích cực từ nỗ lực xanh hóa nội tại của Việt Nam có xu hướng giảm trong giai đoạn 2010-2022 (hệ số 0,352) so với giai đoạn 2010-2018 (hệ số 1,174), thì tác động kìm hãm từ phía đối tác lại trở nên mạnh mẽ hơn (hệ số giảm từ -0,345 xuống -0,441). Sự dịch chuyển này hàm ý rằng các tiêu chuẩn xanh quốc tế đang ngày càng trở thành thách thức lớn đối với xuất khẩu của Việt Nam, đặc biệt trong bối cảnh hậu đại dịch.

Bảng 3 trình bày các kết quả ước lượng sơ bộ sử dụng mô hình RE. Mặc dù các hệ số ước lượng mang dấu kỳ vọng, kết quả này cần được diễn giải thận trọng do những hạn chế cố hữu của việc tuyến tính hóa logarit trong mô hình trọng lực. Do đó, để đưa ra các nhận định chính xác và khắc phục triệt để hiện tượng phương sai thay đổi cũng như sự hiện diện của các quan sát bằng 0, trọng tâm phân tích của nghiên cứu sẽ dựa trên các kết quả ước lượng tại Bảng 4, nơi áp dụng phương pháp PPML và biến công cụ (IV).

5.2. Kết quả ước lượng chính và kiểm định độ bền vững

Nhằm đảm bảo độ tin cậy và tính bền vững của các hệ số ước lượng trước các vấn đề kỹ thuật của mô hình trọng lực, nghiên cứu áp dụng phương pháp PPML làm phương pháp ước lượng trọng tâm. Ưu điểm của PPML là cho phép xử lý hiệu quả hiện tượng phương sai thay đổi và bảo toàn thông tin từ các dòng thương mại bằng 0. Bên cạnh đó, phương pháp biến công cụ (IV) cũng được thực hiện song song để kiểm soát vấn đề nội sinh tiềm ẩn giữa chỉ số hiệu quả logistics và kim ngạch xuất khẩu. Kết quả của các ước lượng này được tổng hợp chi tiết tại Bảng 4.

Kết quả ước lượng PPML (cột 1 và 2) cho thấy tính nhất quán cao với mô hình cơ sở. Cụ thể, biến hiệu quả logistics xanh của đối tác ($lnELPI_j$) vẫn giữ hệ số âm (-0,722) và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, trong khi hiệu quả logistics xanh của Việt Nam ($lnELPI_i$) tiếp tục tác động tích cực (+0,741) đến kim ngạch xuất khẩu. So với ước lượng RE, kết quả PPML cho thấy độ lớn của các hệ số có sự điều chỉnh nhưng vẫn giữ nguyên chiều hướng tác động. Điều này hàm ý rằng, ngay cả khi kiểm soát triệt để hiện tượng phương sai thay đổi (heteroskedasticity), các rào cản từ tiêu chuẩn logistics xanh tại nước nhập khẩu vẫn đóng vai trò đáng kể trong việc hạn chế dòng chảy thương mại.

Hơn nữa, kết quả ước lượng IV (cột 3 và 4), sử dụng chất lượng hạ tầng làm biến công cụ (các kiểm định liên quan được báo cáo tại Bảng 4), cho thấy các kết quả vẫn nhất quán khi thực hiện kiểm tra độ bền đối với quan ngại nội sinh phát sinh từ khả năng tương quan giữa các chỉ số logistics và sai số mô hình. Cụ thể, ở cột (4), hệ số của $lnELPI_j$ duy trì dấu âm (-0,373) và $lnELPI_i$ duy trì dấu dương (+0,677), đồng thời đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Kết quả này hàm ý rằng mức độ “xanh” tại thị trường nhập khẩu có liên hệ nghịch với xuất khẩu của Việt Nam, nhất quán với giả thuyết về áp lực tuân thủ các tiêu chuẩn môi trường.

Bên cạnh đó, kết quả kiểm định hệ số phóng đại phương sai (VIF) cho thấy không ghi nhận hiện tượng

Bảng 4. Kiểm định độ bền vững bằng ước lượng PPML và IV

Biến	PPML (1) EXP	PPML (2) EXP	IV (3) lnEXP	IV (4) lnEXP
lnLPI _i	2,362** (0,125)		3,731** (1,481)	
lnLPI _j	-3,571 (2,212)		-0,417 (0,704)	
lnELPI _i		0,741*** (0,117)		0,677*** (0,251)
lnELPI _j		-0,722*** (0,253)		-0,373*** (0,121)
lnGDP _{ij}	1,125*** (0,126)	1,023*** (0,117)	0,902*** (0,060)	0,930*** (0,052)
DIST	-0,706*** (0,103)	-0,746*** (0,253)	-0,700*** (0,068)	-0,705*** (0,067)
RQ _j	0,65** (0,318)	0,724*** (0,257)	0,263** (0,127)	0,492*** (0,132)
PS _j	-0,003 (0,174)	-0,017 (0,193)	-0,128 (0,089)	-0,180** (0,092)
TOP _j	0,007*** (0,002)	0,006*** (0,002)	0,007*** (0,001)	0,007*** (0,001)
BOR _{ij}	0,253 (0,579)	0,096 (0,615)	1,157*** (0,428)	1,232*** (0,388)
Hằng số	-32,123*** (6,801)	-27,948*** (6,69)	-25,681*** (3,058)	-26,439*** (3,205)
Số quan sát	270	270	270	270
Biến giả theo năm	Có	Có	Có	Có
Pseudo R ² / R ²	0,753	0,768	0,755	0,765
Kiểm định F/Chi	2527,87	2102,58	54,721	56,398
Giá trị P	0,000	0,000	0,000	0,000
Kiểm định Hansen			2,915	2,567
Giá trị P			0,233	0,277

Ghi chú: Sai số chuẩn trong ngoặc đơn. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Sai số chuẩn được điều chỉnh đối với phương sai thay đổi và tự tương quan. Hệ số của biến giả năm không báo cáo.

đa cộng tuyến nghiêm trọng giữa các biến giải thích.

Tổng hợp lại, sự đồng nhất về dấu và mức ý nghĩa thống kê qua cả hai phương pháp ước lượng tiên tiến (PPML và IV) cung cấp bằng chứng thực nghiệm vững chắc, ủng hộ giả thuyết nghiên cứu về tác động kép của logistics xanh: vừa là động lực thúc đẩy xuất khẩu từ phía Việt Nam, vừa là rào cản phi thuế quan từ phía thị trường đối tác.

6. Kết luận

Nghiên cứu đánh giá tác động của hiệu quả logistics truyền thống (LPI) và logistics xanh (ELPI) đến xuất khẩu của Việt Nam giai đoạn 2010-2022 trong khuôn khổ mô hình trọng lực mở rộng. Chiến lược ước lượng ưu tiên PPML nhằm xử lý phương sai sai số thay đổi và các dòng thương mại bằng 0; đồng thời thực hiện các ước lượng biến công cụ như một kiểm tra độ bền đối với quan ngại nội sinh.

Kết quả cho thấy hai điểm chính. Thứ nhất, năng lực logistics trong nước là nhân tố hỗ trợ xuất khẩu: cải thiện LPI và nâng cao mức độ xanh hóa logistics (ELPI) của Việt Nam gắn với mức xuất khẩu cao hơn. Thứ hai, chỉ số logistics xanh của đối tác nhập khẩu có liên hệ nghịch với xuất khẩu của Việt Nam. Mối quan hệ này hàm ý rằng các thị trường có tiêu chuẩn môi trường và yêu cầu tuân thủ cao có thể làm gia tăng chi phí thích ứng và yêu cầu về minh bạch phát thải, qua đó làm giảm khả năng cạnh tranh của hàng hóa Việt Nam nếu doanh nghiệp chưa đáp ứng kịp các chuẩn mực bền vững.

Kết quả thực nghiệm gợi ý một chiến lược chính sách song hành. Ở cấp quản lý nhà nước, cần đồng thời

(i) nâng cấp hạ tầng và dịch vụ logistics để giảm chi phí giao dịch, rút ngắn thời gian thông quan và tăng độ tin cậy chuỗi cung ứng; và (ii) hoàn thiện khung tiêu chuẩn, quy chuẩn và hệ thống đo lường–báo cáo–thẩm tra phát thải theo hướng tương thích với thông lệ quốc tế, qua đó hỗ trợ doanh nghiệp đáp ứng các yêu cầu mới của thị trường, bao gồm các cơ chế điều chỉnh carbon. Ở cấp doanh nghiệp, xanh hóa logistics cần được tích hợp vào quản trị chuỗi cung ứng thông qua tối ưu hóa vận tải, chuyển đổi năng lượng, cải thiện hiệu suất kho bãi, và chuẩn hóa dữ liệu phát thải để giảm rủi ro tuân thủ và duy trì thị phần tại các thị trường có yêu cầu môi trường nghiêm ngặt.

Nghiên cứu có một số hạn chế cần lưu ý. Thứ nhất, về đo lường biến số, do chưa có hệ thống dữ liệu thống kê chính thức phản ánh trực tiếp logistics xanh ở cấp độ quốc gia, nghiên cứu sử dụng chỉ số ELPI được xây dựng dựa trên hiệu quả logistics (LPI) và cường độ phát thải carbon (CO_2/GDP). Mặc dù cách tiếp cận này kế thừa từ các nghiên cứu trước và phản ánh khía cạnh hiệu quả môi trường ở cấp vĩ mô, ELPI vẫn là một biến đại diện và có thể chưa phản ánh đầy đủ các đặc thù kỹ thuật của hoạt động logistics, đặc biệt ở cấp độ ngành hoặc doanh nghiệp. Thứ hai, nghiên cứu được thực hiện ở cấp độ tổng kim ngạch xuất khẩu quốc gia, do đó chưa xem xét được sự khác biệt trong tác động của logistics xanh giữa các nhóm ngành hàng. Trong bối cảnh các yêu cầu môi trường thường tác động không đồng đều, đặc biệt mạnh hơn đối với các ngành thâm dụng carbon, kết quả ở cấp độ tổng hợp có thể che khuất các dị biệt quan trọng ở cấp độ ngành. Thứ ba, mặc dù các ước lượng biến công cụ được thực hiện như một kiểm tra độ bền nhằm xử lý quan ngại nội sinh, việc đảm bảo đầy đủ điều kiện loại trừ của biến công cụ trong bối cảnh thương mại quốc tế vẫn là một thách thức. Do đó, các kết quả này cần được diễn giải theo hướng thận trọng và bổ trợ cho các ước lượng chính.

Các nghiên cứu tương lai có thể mở rộng theo ba hướng chính: (i) khai thác các bộ dữ liệu vi mô hoặc dữ liệu chuyên ngành để xây dựng chỉ số logistics xanh có độ chính xác cao hơn; (ii) phân tích tác động theo từng nhóm ngành hàng nhằm nhận diện rõ hơn mức độ và cơ chế ảnh hưởng của các yếu tố môi trường; và (iii) đánh giá vai trò của các hiệp định thương mại thế hệ mới trong việc điều chỉnh mối quan hệ giữa logistics xanh và hiệu quả xuất khẩu.

Tài liệu tham khảo:

- Abbasi, M. & Nilsson, F. (2016). Developing environmentally sustainable logistics: Exploring themes and challenges from a logistics service provider's perspective. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 46, 273-283.
- Bowersox, D., Mentzer, J. & Speh, T. (2008). Logistics leverage. *Journal of Business Strategies*, 25(2), 85-99.
- Ciliberti, F., Pontrandolfo, P. & Scozzi, B. (2008). Investigating corporate social responsibility in supply chains: a SME perspective. *Journal of Cleaner Production*, 16(15), 1579-1588.
- Eaton, J. & Kortum, S.S. (1997). *Technology and bilateral trade*. National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/papers/w6253>
- Gani, A. (2017). The logistics performance effect in international trade. *The Asian Journal of Shipping and Logistics*, 33(4), 279-288. doi:<https://doi.org/10.1016/j.ajsl.2017.12.012>
- Hoang, H.T. (2024). Decomposition approach for examining effects of logistic performance on exports: A case study of Vietnam. *Journal of Infrastructure, Policy and Development*, 8(4), 3394.
- Hoekman, B.M. & Kostecki, M.M. (2009). *The political economy of the world trading system: the WTO and beyond*. Oxford University Press.
- Huong, V.T.T., Van Kiem, P., Thuy, N.T., Trang, V.T.H. & Ha, H.T.T. (2024). Assessing the impact of green logistics performance on Vietnam's export trade to regional comprehensive economic partnership countries. *International Journal of Innovative Research and Scientific Studies*. doi:10.53894/ijirss.v7i2.2882
- Ilsuk Kim, H.M. (2011). Measuring supply chain efficiency from a green perspective. *Management Research Review*, 34(11), 1169-1189.
- Keleş, A.E. & Güngör, G. (2021). Overview of environmental problems caused by logistics transportation: Example of

European Union countries. *Tehnički glasnik*, 15(4), 569-573.

- Kumar, A. (2015). Green logistics for sustainable development: An analytical review. *IOSRD International Journal of Business*, 1(1), 7-13.
- Lu, M., Xie, R., Chen, P., Zou, Y. & Tang, J. (2019). Green transportation and logistics performance: An improved composite index. *Sustainability*, 11(10), 2976.
- Luthra, S., Garg, D. & Haleem, A. (2016). The impacts of critical success factors for implementing green supply chain management towards sustainability: an empirical investigation of the Indian automobile industry. *Journal of Cleaner Production*, 121, 142-158.
- Martí, L., Puertas, R. & García, L. (2014). The importance of the logistics performance index in international trade. *Applied Economics*, 46(24), 2982-2992. doi:10.1080/00036846.2014.916394
- McKinnon, A. (2010). Green logistics: the carbon agenda. *Electronic Scientific Journal of Logistics*, 6(3).
- Novack, R.A., Langley Jr., C.J. & Rinehart, L.M. (1995). *Creating logistics value: Themes for the future*. Council of Logistics Management.
- Rodrigue, J.P., Slack, B. & Comtois, C. (2017). Green logistics. In *Handbook of logistics and supply chain management* (Vol. 2, pp. 339-350). Emerald Group Publishing Limited.
- Silva, J.S. & Tenreyro, S. (2006). The log of gravity. *The Review of Economics and Statistics*, 88(4), 641-658.
- Starostka-Patyk, M., Bajdor, P. & Białas, J. (2024). Green logistics performance Index as a benchmarking tool for EU countries environmental sustainability. *Ecological Indicators*, 158, 111396.
- Tinbergen, J. (1962). *Shaping the world economy: Suggestions for an international economic policy*. Twentieth Century Fund.
- Wang, D.F., Dong, Q.L., Peng, Z.M., Khan, S.A.R. & Tarasov, A. (2018). The green logistics impact on international trade: Evidence from developed and developing countries. *Sustainability*, 10(7), 2235.
- Wu, H.J. & Dunn, S.C. (1995). Environmentally responsible logistics systems. *International journal of physical distribution & logistics management*, 25(2), 20-38.
- Yeo, A.D., Deng, A. & Nadiedjoa, T.Y. (2020). The effect of infrastructure and logistics performance on economic performance: The mediation role of international trade. *Foreign Trade Review*, 55(4), 450-465.

* Tác giả liên hệ: Hoàng Thanh Hiền. Email: hienht57@fe.edu.vn

MỐI QUAN HỆ GIỮA THUẾ, CHẤT LƯỢNG THỂ CHẾ, PHÁT TRIỂN KINH TẾ VÀ MÔI TRƯỜNG TẠI VIỆT NAM TRONG BỐI CẢNH CHUYỂN DỊCH NĂNG LƯỢNG

Lê Thị Thuý Hằng
Trường Đại học Tài chính Marketing
Email: ltt.hang@ufm.edu.vn

Mã bài: JED-2682
Ngày nhận: 29/09/2025
Ngày nhận bản sửa: 25/11/2025
Ngày duyệt đăng: 02/12/2025
DOI: 10.33301/JED.VI.2682

Tóm tắt:

Nghiên cứu này phân tích ảnh hưởng của chất lượng thể chế và thuế trong việc thúc đẩy kinh tế và ảnh hưởng đến môi trường tại Việt Nam, đặc biệt trong bối cảnh quốc gia này đang chuyển dịch năng lượng theo cam kết phát thải ròng bằng 0 vào năm 2050. Dựa trên dữ liệu chuỗi thời gian từ năm 1996 đến 2023 và mô hình VECM, nghiên cứu kiểm định mối quan hệ động giữa tăng trưởng kinh tế (GDP), phát thải CO₂ trên đầu người (CDE), tỷ trọng năng lượng tái tạo (REEN), chỉ số pháp quyền (ROLI) và tổng thu thuế (TAXES). Kết quả nghiên cứu cho thấy tăng trưởng kinh tế (GDP) tác động rõ rệt đến phát thải CO₂ trên đầu người (CDE), trong khi chất lượng thể chế (ROLI) và tổng thu thuế (TAXES) góp phần quan trọng vào việc kiểm soát phát thải và thúc đẩy chuyển dịch năng lượng. Tỷ trọng năng lượng tái tạo (REEN) tuy ảnh hưởng nhỏ nhưng xu hướng tăng cho thấy vai trò ngày càng lớn trong giảm phát thải. Đồng thời, phát thải cũng tác động ngược trở lại đến tăng trưởng, nhấn mạnh tầm quan trọng của quản lý môi trường để duy trì sự phát triển bền vững. Sự tương tác giữa CDE và REEN cho thấy rằng thuế và thể chế minh bạch là nền tảng để thúc đẩy năng lượng tái tạo phát triển ổn định.

Từ khóa: Chất lượng thể chế, thuế, năng lượng, phát triển kinh tế, môi trường.

Mã JEL: Q56, H23, Q48.

The relationship between tax, institutional quality, economic development and environment in Vietnam in the context of energy transition

Abstract

This research analyzes the impact of institutional quality and taxes on economic growth and environmental impacts in Vietnam, especially in the context of the country's energy transition towards a commitment to net zero emissions by 2050. Based on time series data from 1996 to 2023 and VECM model, the study tests the dynamic relationship between the economic growth, CO₂ emissions per capita (CDE), renewable energy share (REEN), rule of law index and total tax revenue. The results reveal that economic growth (GDP) has a significant impact on CO₂ emissions per capita, while institutional quality and total tax revenue play an important role in controlling emissions and promoting the energy transition. The share of renewable energy has a small but increasing trend, indicating an increasing role in reducing emissions. At the same time, emissions also have a negative impact on growth, emphasizing the importance of environmental management to maintain sustainable development. The interaction between CDE and REEN shows that transparent taxes and institutions are the foundation for promoting the stable development of renewable energy.

Keywords: Institutional quality, taxes, energy, economic development, environment.

JEL Codes: Q56, H23, Q48.

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh suy thoái môi trường và tình trạng biến đổi khí hậu đang có chiều hướng gia tăng nhanh, tiến trình chuyển đổi sang nền kinh tế sử dụng năng lượng tái tạo và giảm phát thải ra môi trường đã trở thành một trong những chính sách hàng đầu của nhiều quốc gia hướng tới mục tiêu phát triển bền vững. Các công cụ tài khóa, đặc biệt là thuế ngày càng được sử dụng như một đòn bẩy quan trọng để điều chỉnh các hoạt động kinh tế theo chiều hướng khuyến khích các hoạt động khu vực sản xuất kinh doanh thân thiện với môi trường. Các quốc gia phạm vi toàn cầu áp dụng công cụ thuế nhằm bảo vệ môi trường, thực hiện tín dụng đầu tư xanh và tài trợ cho các dự án năng lượng tái tạo đang hỗ trợ thực hiện tái cấu trúc nền kinh tế theo hướng tăng trưởng và bảo vệ môi trường. Tuy nhiên, các dữ liệu quốc tế công bố cho thấy lượng khí thải nhà kính vẫn duy trì ở mức cao, cho thấy nhu cầu cấp bách về những thể chế pháp lý hiệu quả và công cụ thuế được thiết kế bài bản, thích ứng với đặc điểm của từng nền kinh tế (Halim & Rahman, 2022).

Các nghiên cứu quốc tế gần đây đã tập trung vào vai trò của chính sách tài khóa trong hỗ trợ chuyển đổi tăng trưởng kinh tế kết hợp bảo vệ môi trường. Nghiên cứu của Bongardt & Torres (2022) cho thấy rằng thuế hướng tới kinh tế xanh hiệu quả nhất khi được lồng ghép với các công cụ thể chế ổn định và hệ thống giám sát minh bạch. Nghiên cứu của Solarin (2022) nhấn mạnh rằng các quốc gia có năng lực thể chế cao thường đạt được hiệu quả môi trường tốt hơn từ việc thực thi công cụ thu thuế. Ngoài ra, Bashir & cộng sự (2022) cho rằng hệ thống thuế theo chiều hướng bảo vệ môi trường tích hợp với chiến lược phát triển năng lượng tái tạo có thể vừa giảm thiểu phát thải, vừa góp phần củng cố tính bền vững ngân sách nhà nước. Tuy nhiên, các nghiên cứu chuyên sâu về mối quan hệ giữa thuế hướng đến kinh tế và bảo vệ môi trường trong điều kiện chuyển đổi năng lượng còn hạn chế, đặc biệt lựa chọn mẫu nghiên cứu là các nền kinh tế đang phát triển như Việt Nam.

Tại Việt Nam, các vấn đề môi trường và năng lượng đang đặt ra thách thức lớn đối với chiến lược phát triển kinh tế dài hạn. Theo Báo cáo Tổng cục Thống kê (2024), nhiên liệu than đá vẫn chiếm khoảng 35% tổng tiêu thụ năng lượng, trong khi tỷ trọng năng lượng tái tạo mới đạt gần 13%. Đồng thời, chi tiêu ngân sách cho các hoạt động bảo vệ môi trường hiện chiếm chưa tới 1,5% tổng chi ngân sách, phản ánh sự cần thiết phải điều chỉnh các công cụ tài khóa theo hướng hạn chế các hoạt động kinh tế gây ảnh hưởng đến môi trường (Bộ Tài chính, 2023). Mặt khác, mức thuế hiện hành vẫn chưa có sự phân hoá lớn đối với các lĩnh vực khai thác tài nguyên và sản xuất thâm dụng năng lượng, chưa tạo ra đủ động lực để doanh nghiệp chuyển đổi sang mô hình phát triển thân thiện với môi trường. Trong bối cảnh nhu cầu chi tiêu ngân sách ngày càng lớn, thâm hụt ngân sách kéo dài, việc thiết kế một mức thu thuế hướng đến tăng trưởng và bảo vệ môi trường, đồng thời tạo nguồn thu ổn định trở nên đặc biệt cấp thiết.

Nghiên cứu này đánh giá vai trò của thể chế pháp lý và thuế trong quá trình thúc đẩy nền kinh tế theo hướng bảo vệ môi trường tại Việt Nam trong bối cảnh chuyển dịch năng lượng. Phần 2 của bài viết sẽ trình bày tổng quan các nghiên cứu thuế, chất lượng thể chế, tăng trưởng kinh tế và bảo vệ môi trường trên nền tảng chuyển đổi năng lượng. Phần 3 trình bày mô hình nghiên cứu VECM. Phần 4 thực hiện kiểm định mối quan hệ giữa thuế, chất lượng thể chế và tăng trưởng kinh tế gắn liền với bảo vệ môi trường trên nền tảng chuyển đổi năng lượng. Phần 5 là kết luận và đề xuất một số hàm ý chính sách phù hợp cho Việt Nam.

2. Các nghiên cứu mối liên hệ giữa thuế, chất lượng thể chế, bảo vệ môi trường và năng lượng tái tạo hướng tới phát triển bền vững

2.1. Lý thuyết thuế, chất lượng thể chế, bảo vệ môi trường và năng lượng tái tạo hướng tới phát triển bền vững

Thuế không chỉ đảm nhiệm chức năng tạo nguồn thu cho ngân sách mà còn được sử dụng như một công cụ điều chỉnh hành vi kinh tế, đặc biệt khi định hướng theo mục tiêu môi trường nhằm hạn chế phát thải và khuyến khích dùng năng lượng sạch (Pigou, 1920). Ở chiều ngược lại, tăng trưởng kinh tế thường kéo theo mức phát thải CO₂ trên đầu người tăng trong giai đoạn đầu, nhưng khi nền kinh tế phát triển hơn và công nghệ xanh được áp dụng rộng rãi, lượng phát thải có xu hướng giảm phù hợp với cơ chế được mô tả bởi Đường cong môi trường Kuznets (Grossman & Krueger, 1995). Bên cạnh đó, hiệu quả thực thi các chính

sách thuế và môi trường phụ thuộc đáng kể vào chất lượng thể chế, được đo lường qua chỉ số pháp quyền, những quốc gia có hệ thống pháp lý minh bạch và năng lực thực thi tốt thường đạt mức tuân thủ cao hơn và giảm tổn thất nguồn lực (Kaufmann & cộng sự, 2011). Từ những luận điểm này, nghiên cứu xây dựng mô hình phân tích động nhằm làm rõ cách các yếu tố thuế, thể chế, phát triển kinh tế và môi trường tác động lẫn nhau trong quá trình chuyển đổi năng lượng của Việt Nam.

2.2. Các nghiên cứu thuế, chất lượng thể chế hướng tới tăng trưởng kinh tế và bảo vệ môi trường

Các nghiên cứu gần đây cho thấy hiệu quả của thuế hướng tới bảo vệ môi trường không chỉ phụ thuộc vào mức thuế, mà còn gắn chặt với chất lượng quản trị công. Nghiên cứu của Williams (2016) cho thấy rằng cải cách thuế tại các quốc gia châu Âu có thể giúp giảm phát thải một cách hiệu quả mà không làm suy giảm tăng trưởng. Tương tự, Cavalli & cộng sự (2024) nhấn mạnh rằng nếu được thiết kế cẩn trọng, thuế vừa góp phần bảo vệ môi trường vừa có thể đóng vai trò như một công cụ ổn định kinh tế vĩ mô.

Tuy nhiên, hiệu quả của thuế không phải luôn đồng nhất. Theo Thanasas & cộng sự (2023), thuế chỉ thực sự hỗ trợ cải thiện hiệu suất môi trường khi đi kèm với đầu tư vào năng lượng tái tạo, cơ cấu thuế khuyến khích đổi mới công nghệ và các công cụ hỗ trợ chuyển đổi xanh. Domguia (2023) nhấn mạnh thêm khía cạnh bất bình đẳng khi cho rằng phản ứng xã hội với thuế có thể dẫn tới tác động phân phối ngoài mong muốn, đặc biệt đối với nhóm thu nhập thấp, do vậy yêu cầu chính sách phải tính đến chi phí điều chỉnh và yếu tố công bằng.

Các nghiên cứu khác ghi nhận tác động tích cực của thuế đối với chuyển dịch năng lượng và bảo vệ môi trường. Gafsi & Bakari (2025), Lin & Ma (2022) đều khẳng định rằng thuế cần thực thi theo chiều hướng kết hợp khuyến khích sử dụng năng lượng thân thiện môi trường giúp doanh nghiệp chuyển đổi sang công nghệ sạch và sử dụng năng lượng tái tạo. Ngoài ra, Degirmenci & Aydin (2023), Mporu (2022) còn chỉ ra rằng thuế hướng tới bảo vệ môi trường được phối hợp với đầu tư công hiệu quả, nó không chỉ giảm phát thải mà còn tạo động lực tăng trưởng kinh tế mới.

2.3. Các nghiên cứu thuế và chuyển đổi năng lượng hướng tới phát triển bền vững

Hệ thống thuế được thiết kế kết hợp với quá trình chuyển đổi năng lượng hướng tới mục tiêu cải thiện môi trường và tăng trưởng kinh tế. Mutezo & Mulopo (2021) cho rằng quá trình loại bỏ nhiên liệu hóa thạch nên diễn ra dần dần, dựa trên tình trạng của nền kinh tế và khả năng tài chính công của từng quốc gia. Mughal & cộng sự (2021) cho rằng doanh nghiệp áp dụng chính sách kinh doanh thân thiện với môi trường thường đạt hiệu quả kinh doanh cao hơn. Các nghiên cứu của Mporu (2022) và Rahman (2023) cho rằng thuế hướng tới bảo vệ môi trường có thể định hướng tiêu dùng lành mạnh hơn trong cộng đồng. Đồng thời, Halkos & Tsirovivis (2023) nhấn mạnh vai trò của giá điện có tính đến yếu tố cấu thành thuế nhằm hướng đến thúc đẩy tiêu dùng hiệu quả năng lượng và đạt được các mục tiêu phát triển bền vững.

Một điểm đặc biệt quan trọng là vai trò của thể chế pháp lý và tính minh bạch trong thực thi thu thuế hướng tới bảo vệ môi trường. Theo Barra & Falcone (2024), các yếu tố như chất lượng thể chế, khả năng giải trình và năng lực quản lý có ảnh hưởng đáng kể đến hiệu quả thực thi chính sách. Nghiên cứu điển hình của Tu & cộng sự (2022) cho rằng áp dụng thuế khuyến khích phát triển các nguồn năng lượng có thể giúp giảm lượng khí thải carbon tại các quốc gia. Tuy nhiên, hiệu quả của thu thuế và chuyển đổi năng lượng đối với kinh tế và bảo vệ môi trường phụ thuộc rất lớn vào chất lượng thể chế của từng quốc gia.

Tổng hợp các hướng nghiên cứu trên cho thấy thuế, chất lượng thể chế và năng lượng tái tạo có tiềm năng to lớn trong việc thúc đẩy quá trình chuyển đổi từ nền kinh tế truyền thống sang nền kinh tế thân thiện với môi trường. Tuy nhiên, vẫn còn tồn tại một số khoảng trống rõ rệt trong nghiên cứu: (i) Thiếu các nghiên cứu tích hợp giữa khung thể chế pháp lý và năng lực quản trị thuế với hiệu quả của nền kinh tế tăng trưởng nhưng không làm tổn hại môi trường, một khía cạnh mang tính quyết định trong thực tiễn triển khai tại các nước có năng lực thể chế còn hạn chế như Việt Nam; (ii) Mối liên hệ giữa thu thuế, chuyển đổi năng lượng và mục tiêu môi trường vẫn chưa được mô hình hóa rõ ràng. Những kết quả này khẳng định rằng việc phân tích tác động của thuế và chất lượng thể chế trong bối cảnh chuyển dịch năng lượng cần phải được xem xét trong mô hình động, có tính đến sự tương tác hai chiều giữa tăng trưởng kinh tế, môi trường và chuyển đổi

năng lượng. Điều này đặc biệt quan trọng đối với Việt Nam, một quốc gia đang chịu áp lực về tài khóa, đẩy mạnh quá trình công nghiệp hóa và đồng thời theo đuổi mục tiêu phát triển xanh.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình hồi quy VECM

Mô hình tổng quát

$$A_t = f(B_t, C_t, D_t, E_t) \quad (1)$$

Trong đó:

A: GDP

B: Lượng phát thải CO₂ trên đầu người

C: Tổng thu thuế của nhà nước

D: Chỉ số pháp quyền

E: Tỷ lệ năng lượng tái tạo trong tổng mức tiêu thụ năng lượng cuối cùng

Mô hình dạng tuyến tính

$$GDP_t = \alpha_0 + \alpha_{CDE} CDE_t + \alpha_{TAXES} TAXES_t + \alpha_{ROLI} ROLI_t + \alpha_{REEN} REEN_t + \mu_t \quad (2)$$

Sau khi kiểm tra tính dừng của các chuỗi, dừng cùng bậc sai phân và kiểm tra có đồng liên kết:

Mô hình VECM tổng quát

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \lambda EC_{t-1} + \alpha_1 \Delta X_{t-1} + \alpha_2 \Delta Y_{t-1} + \alpha_3 Z_{t-1} + \alpha_4 R_{t-1} + \alpha_5 Q_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Trong đó:

Δ : toán tử sai phân

EC: sai số hiệu chỉnh

α_i : hệ số ngắn hạn

λ : tốc độ điều chỉnh

Cụ thể, các phương trình đồng liên kết điều chỉnh theo các thay đổi trong ngắn hạn và dài hạn của mô hình VECM đối với từng biến cho nghiên cứu này bao gồm:

VECM cho GDP

$$\Delta GDP_t = \alpha_0 + \phi_1 EC_{t-1} + \alpha_1 \Delta \ln GDP_{t-1} + \alpha_2 \Delta CDE_{t-1} + \alpha_3 \Delta TAXES_{t-1} + \alpha_4 \Delta ROLI_{t-1} + \alpha_5 \Delta REEN_{t-1} + \varepsilon_{t1} \quad (4)$$

VECM cho CDE

$$\Delta CDE_t = \alpha_0 + \phi_2 EC_{t-1} + \alpha_1 \Delta GDP_{t-1} + \alpha_2 \Delta CDE_{t-1} + \alpha_3 \Delta TAXES_{t-1} + \alpha_4 \Delta ROLI_{t-1} + \alpha_5 \Delta REEN_{t-1} + \varepsilon_{t2} \quad (5)$$

VECM cho TAXES

$$\Delta TAXES_t = \alpha_0 + \phi_3 EC_{t-1} + \alpha_1 \Delta GDP_{t-1} + \alpha_2 \Delta CDE_{t-1} + \alpha_3 \Delta TAXES_{t-1} + \alpha_4 \Delta ROLI_{t-1} + \alpha_5 \Delta REEN_{t-1} + \varepsilon_{t3} \quad (6)$$

VECM cho ROLI

$$\Delta ROLI_t = \alpha_0 + \phi_4 EC_{t-1} + \alpha_1 \Delta GDP_{t-1} + \alpha_2 \Delta CDE_{t-1} + \alpha_3 \Delta TAXES_{t-1} + \alpha_4 \Delta ROLI_{t-1} + \alpha_5 \Delta REEN_{t-1} + \varepsilon_{t4} \quad (7)$$

VECM cho REEN

$$\Delta REEN_t = \alpha_0 + \phi_5 EC_{t-1} + \alpha_1 \Delta GDP_{t-1} + \alpha_2 \Delta CDE_{t-1} + \alpha_3 \Delta TAXES_{t-1} + \alpha_4 \Delta ROLI_{t-1} + \alpha_5 \Delta REEN_{t-1} + \varepsilon_{t5} \quad (8)$$

3.2. Mô tả biến của mô hình

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu thứ cấp được thu thập từ Ngân hàng Thế giới. Dữ liệu nghiên cứu được lấy theo tần suất năm trong giai đoạn 1996 -2023. Việc lựa chọn khung thời gian này gắn liền với quá trình hình thành và phát triển các chính sách pháp lý và thuế, cũng như chuyển dịch năng lượng tại Việt Nam. Cụ thể, giai đoạn từ năm 1996 được chọn làm điểm khởi đầu vì đây là thời kỳ Việt Nam bắt đầu hội nhập mạnh mẽ vào nền kinh tế toàn cầu, kéo theo nhu cầu điều chỉnh khung pháp lý và chính sách tài khóa để thích ứng với yêu cầu phát triển bền vững và môi trường. Các năm gần đây ghi nhận các bước chuyển mình mạnh mẽ trong cả gia tăng nguồn thu thuế và bảo vệ môi trường theo định hướng phát triển kinh tế xanh. Đặc biệt, các

năm từ 2020 đến 2023 là giai đoạn Việt Nam bắt đầu triển khai các chương trình chuyển dịch năng lượng, tái cấu trúc hệ thống thu ngân sách theo hướng xanh hóa và bền vững.

Trong bối cảnh nhiều quốc gia đang dịch chuyển từ mô hình tăng trưởng dựa vào nhiên liệu hóa thạch sang mô hình kinh tế xanh, hệ thống thuế được thiết kế gắn với cải cách năng lượng trở thành một công cụ quan trọng để vừa duy trì tăng trưởng (GDP), vừa giảm thiểu tác động môi trường (CDE). Các nghiên cứu quốc tế gần đây ngày càng chú trọng phân tích tính tương tác giữa thuế, thể chế và tiến trình chuyển đổi năng lượng, qua đó làm rõ vai trò của các biến như tỷ trọng năng lượng tái tạo (REEN), chỉ số pháp quyền (ROLI) và tổng thu thuế (TAXES) trong phát triển bền vững.

Các chuỗi dữ liệu của mô hình nghiên cứu bao gồm: (i) Tổng thu thuế nhà nước đại diện cho tính ổn định tài khóa, để đảm bảo dữ liệu đầu vào có phân phối chuẩn phù hợp với yêu cầu dữ liệu đầu vào của mô hình, tổng nguồn thu thuế sẽ được lấy ln; (ii) Chỉ số đo lường chất lượng thể chế như chỉ số pháp quyền; (iii) Tốc độ tăng trưởng GDP đại diện cho hiệu suất kinh tế; (iv) Lượng phát thải CO₂ trên đầu người phản ánh áp lực môi trường của nền kinh tế; và (v) năng lượng tái tạo sử dụng trong nền kinh tế đại diện cho bối cảnh chuyển đổi năng lượng tại Việt Nam theo Bảng 1.

Bảng 1. Mô tả các biến của mô hình

Biến	Mô tả	Đơn vị	Ghi chú
GDP	Tốc độ tăng trưởng kinh tế	%	Biến đại diện cho hiệu suất kinh tế
CDE	Lượng phát thải CO ₂ trên đầu người	tấn CO ₂ /người/năm	Biến phản ánh áp lực môi trường của nền kinh tế
TAXES	Tổng thu thuế của nhà nước	đồng	Biến đại diện cho tính ổn định tài khóa
ROLI	Chỉ số pháp quyền	Index: -2,5-2,5	Biến đại diện đo lường chất lượng thể chế
REEN	Tỷ lệ năng lượng tái tạo trong tổng mức tiêu thụ năng lượng cuối cùng	%	Biến đại diện cho bối cảnh chuyển đổi năng lượng tại Việt Nam

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

Trong phạm vi nghiên cứu này, biến tổng thu thuế (TAXES) được lựa chọn làm đại diện cho một công cụ quan trọng của chính sách tài khóa, trên cơ sở cân nhắc đến những giới hạn về dữ liệu thống kê. Cụ thể, trong giai đoạn dài từ 1996 đến 2023, chưa thể tiếp cận đầy đủ các số liệu định lượng chi tiết liên quan đến từng sắc thuế gắn với môi trường như thuế carbon, thuế tài nguyên hay các công cụ thuế xanh. Vì vậy, việc sử dụng tổng thu thuế cho phép phản ánh tương đối xu hướng điều tiết vĩ mô và khả năng huy động nguồn lực tài khóa phục vụ cho các mục tiêu phát triển bền vững và ứng phó với biến đổi khí hậu.

Về mặt định hướng chính sách, trong bối cảnh kinh tế xanh và chuyển dịch năng lượng ngày càng trở thành ưu tiên, hệ thống thuế hiện hành cần được tái cấu trúc theo hướng tăng trưởng kinh tế thân thiện với môi trường. Điều này bao gồm việc thiết kế các công cụ thuế có khả năng điều chỉnh hành vi phát thải; bảo đảm tính bền vững trong huy động và phân bổ nguồn lực tài khóa cho các dự án năng lượng tái tạo, hạ tầng xanh; đồng thời, nâng cao mức độ minh bạch và hiệu quả trong quản lý, sử dụng nguồn thu liên quan đến môi trường. Bên cạnh đó, sự phối hợp đồng bộ giữa thuế và hệ thống pháp luật cũng là yếu tố then chốt nhằm đảm bảo hiệu lực thực thi và ổn định dài hạn.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Các kiểm định của mô hình

4.1.1. Tính dừng của các chuỗi dữ liệu

Ở mức ý nghĩa $\alpha = 0,05$ cho thấy các biến cùng dừng ở sai phân bậc 2: $d = 2$.

4.1.2. Kiểm định đồng liên kết

Kiểm định nghiệm đơn vị cho kết quả các chuỗi GDP, CDE, TAXES, ROLI, REEN cùng dừng ở sai phân bậc 2: $I(2)$. Nghiên cứu tiếp tục kiểm định đồng liên kết của các chuỗi GDP, CDE, TAXES, ROLI, REEN.

Kết quả kiểm định đồng liên kết cho thấy tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các biến GDP, CDE, TAXES,

Bảng 2. Kiểm định nghiệm đơn vị ở sai phân bậc 2 (d=2)

Kiểm định nghiệm đơn vị	t-Statistic	Prob.*
GDP dừng ở sai phân bậc 2	-5,227	0,000
CDE dừng ở sai phân bậc 2	-4,741	0,001
TAXES dừng ở sai phân bậc 2	-6,803	0,000
ROLI dừng ở sai phân bậc 2	-6,164	0,000
REEN dừng ở sai phân bậc 2	-2,852	0,035

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy.

Bảng 3. Kiểm định đồng liên kết

Giả thuyết mức liên kết	Giá trị riêng	Giá trị thống kê	0,05 mức ý nghĩa	Giá trị P
Không	0,944	170,723	69,818	0,000
Ít nhất 1	0,828	101,373	47,856	0,000
Ít nhất 2	0,782	59,012	29,797	0,000
Ít nhất 3	0,551	22,447	15,494	0,003
Ít nhất 4	0,124	3,186	3,841	0,074

Chú thích: Kiểm định đồng liên kết ở mức ý nghĩa $\alpha = 0,05$.

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy.

ROLI và REEN. Cụ thể, với mức ý nghĩa 5%, khi $k = 3$, giá trị p là $0,003 < 0,05$, cho thấy tồn tại ba quan hệ đồng liên kết. Như vậy, các chuỗi biến có mối liên hệ ổn định trong dài hạn, và mô hình hiệu chỉnh sai số VECM là phù hợp để tiếp tục phân tích.

4.1.3. Kiểm định lựa chọn độ trễ tối ưu cho mô hình

Để xây dựng mô hình hiệu chỉnh sai số (VECM), trước tiên cần xác định độ trễ tối ưu của mô hình vector tự hồi quy (VAR). Việc lựa chọn độ trễ phù hợp cho mô hình thường dựa trên các tiêu chí thống kê như LogL, LR, FPE, AIC, SC và HQ.

Bảng 4. Kiểm định lựa chọn độ trễ tối ưu cho mô hình

Lựa chọn độ trễ tối ưu VAR						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-80,743	NA	0,001	7,455	7,702	7,518
1	-50,613	44,539	0,000	7,009	8,490	7,382
2	-7,995	44,471	0,000	5,477	8,193	6,160
3	88,749	58,888*	0,000*	-0,760*	3,188*	0,232*

Chú thích: * cho biết độ trễ tối ưu được lựa chọn theo từng tiêu chí

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy.

Nghiên cứu này áp dụng các tiêu chí LR, FPE, AIC, SC và HQ để lựa chọn độ trễ thích hợp. Kết quả cho thấy, mô hình VAR phù hợp nhất với độ trễ $p = 3$. Theo nguyên tắc xây dựng mô hình VECM, độ trễ trong VECM sẽ thấp hơn một đơn vị so với VAR, do đó độ trễ được lựa chọn cho VECM là $p = 2$.

4.1.4. Kiểm định tính ổn định của mô hình

Kết quả kiểm định trong nghiên cứu này cho thấy tất cả các giá trị riêng đều không lớn hơn 1, do đó có thể khẳng định mô hình VECM thỏa mãn điều kiện ổn định.

4.1.5. Kiểm định tính nhiễu trắng của phần dư

Quan sát kết quả cho thấy các hệ số tự tương quan đều nằm trong giới hạn khoảng tin cậy. Điều này cho thấy không có bằng chứng để bác bỏ giả thiết phần dư là nhiễu trắng. Như vậy, mô hình VECM không vi phạm giả định về phân phối ngẫu nhiên của phần dư và được xem là phù hợp về mặt thống kê.

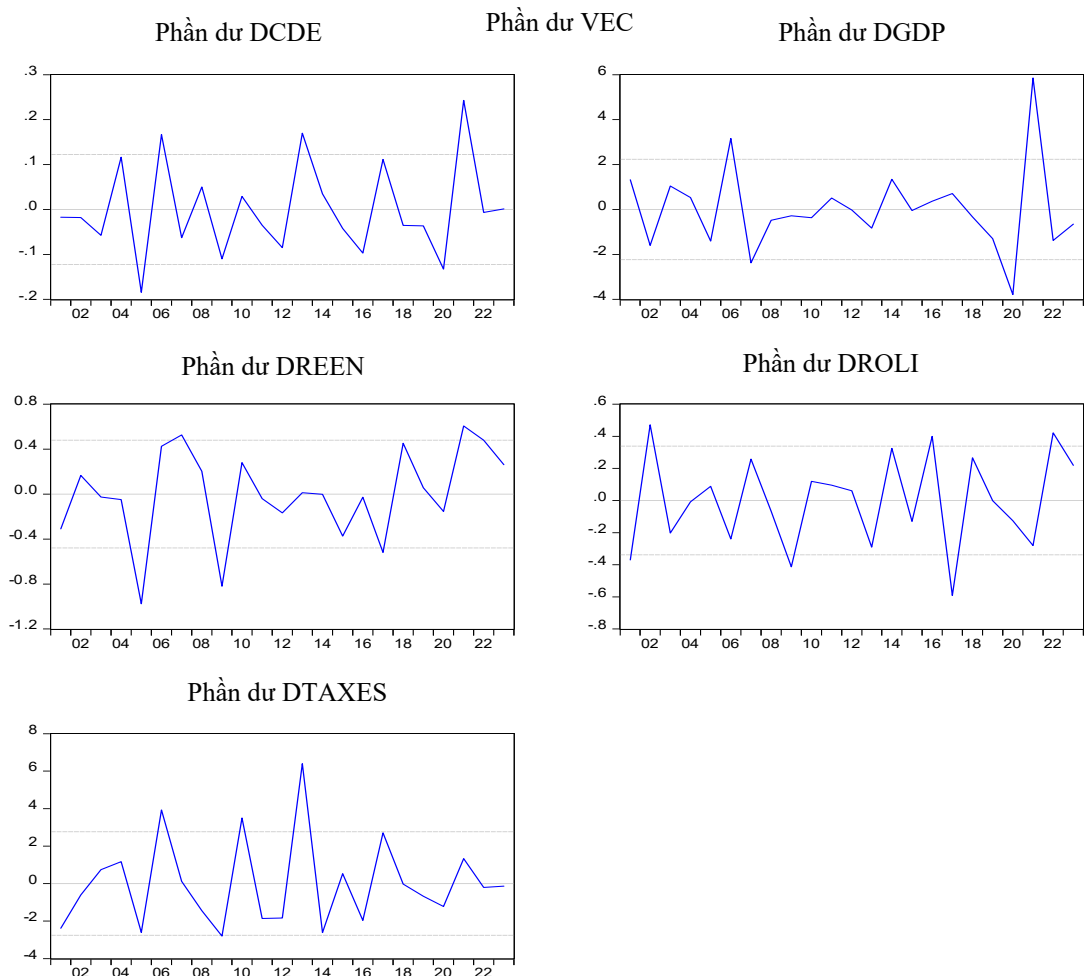
4.2. Kết quả của mô hình và thảo luận

Bảng 5. Kiểm định tính ổn định của mô hình

Nghiệm gốc	Mô đun
1,000000 - 0,000000	1,000000
1,000000 - 0,000000	1,000000
1,000000 - 0,000000	1,000000
1,000000 + 0,000000	1,000000
1,000000	1,000000
1,000000	1,000000
0,172441 - 0,647721	0,670282
0,172441 + 0,647721	0,670282
-0,228117 - 0,607899	0,649291
-0,228117 + 0,607899	0,649291
-0,496955 - 0,178288	0,527969
-0,496955 + 0,178288	0,527969
0,81355 - 0,192597	0,518456
0,481355 + 0,192597	0,518456
0,469112	0,469112
Mô hình VECM đạt tính ổn định	

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy

Hình 1. Kiểm định tính nhiễu trắng của phần dư



Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy

4.2.1. Kết quả mô hình VECM

Sau khi thực hiện đầy đủ các bước kiểm định cần thiết đối với mô hình VECM, kết quả hồi quy cho thấy mối quan hệ dài hạn giữa các biến có thể được biểu diễn thông qua phương trình đồng liên kết với dạng sau:

$$D(DCDE)_t = -0,002522 + 0,128415CointEq1_{t-1} - 0,313756D(DCDE)_{t-2} + 0,006089D(DGDP)_{t-2} + 0,027337D(DREEN)_{t-2} - 0,064189D(DROLI)_{t-2} - 0,001131D(DTAXES)_{t-2} + \varepsilon_{1t}$$

CointEq1 là phương trình đồng liên kết được xác định từ mối quan hệ dài hạn giữa các biến (GDP, REEN, ROLI, TAXES, CDE):

$$CointEq1_{t-1} = DCDE_{t-1} - 0,168934DGDP_{t-1} + 0,832437DREEN_{t-1} - 1,218397DROLI_{t-1} - 0,136344DTAXES_{t-1} + 0,039319$$

Bảng 6. Mô hình hồi quy VECM

Vector Error Correction Estimates					
Cointegrating Eq:	CointEq1				
DCDE(-1)	1,000000				
DGDP(-1)	-0,168934				
DREEN(-1)	0,832437				
DROLI(-1)	-1,218397				
DTAXES(-1)	-0,136344				
C	0,039319				
Error Correction:	D(DCDE)	D(DGDP)	D(DREEN)	D(DROLI)	D(DTAXES)
CointEq1	0,128415	3,223281	-0,835393	0,525922	1,301588
D(DCDE(-2))	-0,313756	-3,163960	2,162562	0,051874	11,05047
D(DGDP(-2))	0,006089	-1,175246	0,200916	0,025567	-0,044061
D(DREEN(-2))	0,027337	-0,233530	0,329297	-0,013632	2,953597
D(DROLI(-2))	-0,064189	-0,995971	0,235891	-0,028372	-1,524852
D(DTAXES(-2))	-0,001131	0,035395	-0,034841	-0,041126	-0,150491
C	-0,002522	-0,110472	0,094030	-0,008211	-0,153035

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy.

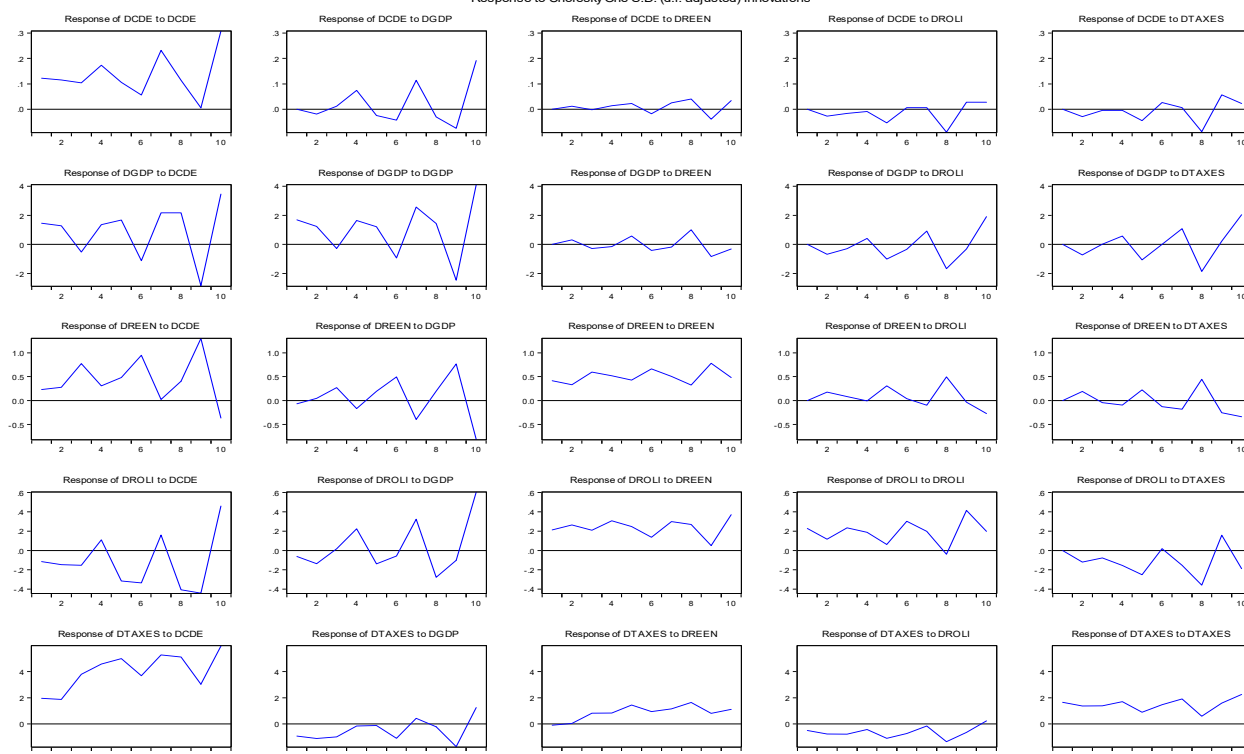
Kết quả ước lượng từ phương trình đồng liên kết trong mô hình VECM cho thấy các yếu tố thể chế và thuế có ảnh hưởng đáng kể đến phát thải CO₂, một chỉ báo quan trọng của kinh tế gắn liền với bảo vệ môi trường. Cụ thể, hệ số của ROLI (chỉ số pháp quyền) là -1,218397, cho thấy rằng khi chất lượng thể chế được cải thiện thì phát thải CO₂ trên đầu người có xu hướng giảm mạnh trong dài hạn. Bên cạnh đó, thuế cũng có tác động tích cực lên phát thải, với hệ số -0,136344. Điều này cho thấy việc tăng cường thu ngân sách từ thuế có thể tạo nguồn lực tài chính để đầu tư vào các chương trình môi trường, hỗ trợ doanh nghiệp áp dụng công nghệ sạch hoặc thúc đẩy tiêu dùng xanh. Kết quả cho thấy biến GDP đại diện cho tốc độ tăng trưởng kinh tế có hệ số âm (-0,168934). Điều này hàm ý rằng tăng trưởng kinh tế không nhất thiết kéo theo mức phát thải cao hơn nếu đi kèm với các biện pháp điều tiết phù hợp. Nói cách khác, trong bối cảnh Việt Nam hiện nay, hoàn toàn có thể duy trì đà tăng trưởng mà vẫn giảm phát thải, với điều kiện cơ cấu sản xuất được chuyển đổi theo hướng tiết kiệm năng lượng và thân thiện môi trường hơn. Ngược lại, biến REEN đại diện cho tỷ trọng năng lượng tái tạo có hệ số +0,832437, cho thấy trong ngắn hạn, việc mở rộng năng lượng tái tạo lại làm gia tăng phát thải CO₂. Đây có thể là hệ quả của giai đoạn chuyển dịch ban đầu, khi các nguồn năng lượng mới chưa đạt được hiệu quả tối ưu, hoặc hệ thống vẫn dựa phần lớn vào các công nghệ lai (tích hợp năng lượng tái tạo với nguồn nhiên liệu truyền thống). Kết quả này hàm ý rằng để năng lượng tái tạo thực sự góp phần giảm phát thải, Việt Nam cần đầu tư mạnh hơn vào công nghệ, xây dựng cơ chế hỗ trợ rõ ràng và nâng cấp hạ tầng năng lượng.

4.2.2. Hàm phản ứng đẩy

Trong mô hình VECM, hàm phản ứng đẩy được sử dụng nhằm mô phỏng tác động động học của một cú sốc đơn vị (một thay đổi đột ngột) từ một biến lên các biến còn lại trong hệ thống. Điều này giúp làm rõ mỗi

Hình 2. Hàm phản ứng đẩy

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations



Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy

liên hệ nhân quả ngắn hạn và sự lan tỏa của các cú sốc nguồn thu thuế hoặc thể chế tới phát thải CO₂ và các yếu tố liên quan đến tăng trưởng kinh tế.

Các biểu đồ IRF cho thấy khi có một cú sốc tích cực đến từ ROLI (đại diện cho chất lượng thể chế), biến CDE (lượng phát thải CO₂ trên đầu người) phản ứng theo chiều giảm dần sau cú sốc. Điều này củng cố kết quả từ phương trình đồng liên kết trước đó, khẳng định rằng thể chế pháp lý minh bạch, thực thi tốt sẽ góp phần kiểm soát phát thải trong dài hạn. Đồng thời, ROLI cũng có tác động gián tiếp tích cực đến GDP thông qua cải thiện môi trường đầu tư và niềm tin thị trường. Một thay đổi đột ngột của TAXES đại diện cho mức độ huy động tài khóa có phản ứng tiêu cực ngắn hạn đến GDP, song CDE lại giảm nhẹ sau cú sốc. Điều này ngụ ý rằng thu thuế nhiều hơn không ngay lập tức thúc đẩy tăng trưởng, nhưng có thể hỗ trợ quá trình giảm phát thải ra môi trường.

Mặt khác, mô hình VECM cho phép xem xét tác động nhân quả giữa các biến. Cú sốc từ GDP tạo ra phản ứng giảm nhẹ ở biến CDE, cho thấy tăng trưởng không nhất thiết đi kèm với tăng phát thải. Đây là dấu hiệu đáng mừng cho thấy Việt Nam đang từng bước hướng đến mô hình tăng trưởng gắn liền với bảo vệ môi trường, đặc biệt khi tăng trưởng được dẫn dắt bởi đổi mới công nghệ và công cụ thuế. Cú sốc tỷ trọng năng lượng tái tạo tăng ban đầu gây ra phản ứng tăng nhẹ ở biến CDE, phản ánh giai đoạn đầu của chuyển dịch năng lượng, khi hạ tầng tái tạo chưa hoàn chỉnh và vẫn có phụ thuộc vào nhiên liệu truyền thống. Tuy nhiên, hiệu ứng này không kéo dài, cho thấy nếu được hỗ trợ đồng bộ, năng lượng tái tạo sẽ dần thay thế được năng lượng hóa thạch, góp phần giảm phát thải về dài hạn.

4.2.3. Phân rã phương sai

Tăng trưởng kinh tế đóng góp khoảng 7-18,8% ở các kỳ 5 đến 10, cho thấy rằng tăng trưởng kinh tế bắt đầu tác động ngày càng rõ nét đến phát thải. Điều này phù hợp với kết quả của hàm phản ứng xung, cho thấy tăng trưởng có thể đi đôi với kiểm soát phát thải, đặc biệt khi gắn với chính sách công nghệ và năng lượng sạch (Li & Qamruzzaman, 2023). DROLI (Chất lượng thể chế) và DTAXES (Tổng thu thuế) lần lượt đóng

Bảng 7. Phân rã phương sai

Phân rã phương sai DCDE:						
Kỳ	S.E.	DCDE	DGDP	DREEN	DROLI	DTAXES
1	0,122478	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,174118	93,16319	1,107136	0,515796	2,435561	2,778321
3	0,203821	94,00055	1,157561	0,381223	2,396276	2,064389
4	0,278441	89,22243	7,811242	0,450133	1,390794	1,125401
5	0,307689	84,93421	7,007540	0,900474	4,126778	3,030995
6	0,317412	82,93077	8,419373	1,155314	3,916022	3,578520
7	0,410409	81,59798	12,81301	1,057046	2,365724	2,166241
8	0,447091	75,32024	11,24099	1,701365	6,011081	5,726318
9	0,459356	71,36729	13,30181	2,344026	6,053319	6,933559
10	0,586701	71,09824	18,79925	1,774644	3,926635	4,401231

Phân rã phương sai DGDP:						
Kỳ	S.E.	DCDE	DGDP	DREEN	DROLI	DTAXES
1	2,234768	42,88261	57,11739	0,000000	0,000000	0,000000
2	3,038389	40,88248	47,26281	1,067182	5,039176	5,748345
3	3,124119	41,50927	45,52917	1,877042	5,646755	5,437768
4	3,853440	39,82748	48,14448	1,390414	4,844503	5,793118
5	4,648963	40,35002	39,92443	2,479912	7,990379	9,255259
6	4,903076	41,50216	39,58771	2,935500	7,653853	8,320775
7	6,110650	39,33116	43,04534	1,979869	7,225952	8,417677
8	7,165764	37,76439	35,27997	3,406261	10,67227	12,87711
9	8,143910	41,42224	36,44017	3,687991	8,405104	10,04450
10	10,14099	38,29223	39,74972	2,476843	8,972736	10,50847

Phân rã phương sai DREEN						
Kỳ	S.E.	DCDE	DGDP	DREEN	DROLI	DTAXES
1	0,478792	22,99039	2,172949	74,83667	0,000000	0,000000
2	0,697428	26,69053	1,509807	58,04673	6,424410	7,328526
3	1,234586	47,65768	5,329876	42,03616	2,507731	2,468559
4	1,387885	42,60646	5,655431	47,34062	1,987241	2,410245
5	1,589215	41,71414	5,828274	43,38444	5,233364	3,839787
6	2,035477	47,37212	9,478988	37,17797	3,223269	2,747654
7	2,144501	42,69012	11,95140	39,03715	3,113593	3,207739
8	2,314402	39,74913	11,00280	35,48419	7,291395	6,472477
9	2,883697	45,92970	14,18987	30,22206	4,711094	4,947270
10	3,089213	41,45089	19,32859	28,80680	4,890791	5,522937

Nguồn: Tổng hợp từ các kết quả hồi quy

góp 4–6% và 3–7% vào biến động của DCDE từ kỳ thứ 6 trở đi. Điều này củng cố bằng chứng thực nghiệm về vai trò then chốt của thể chế và thuế trong quản lý môi trường và thúc đẩy chuyển dịch kinh tế thân thiện với môi trường, nhất là khi các chính sách môi trường căn cơ chế pháp lý thực thi và tài chính hỗ trợ rõ ràng (World Bank, 2020; Acemoglu & cộng sự, 2012). Năng lượng tái tạo có ảnh hưởng tương đối nhỏ (dưới 3%), song xu hướng tăng dần thể hiện rằng chuyển dịch năng lượng sạch sẽ ngày càng đóng vai trò lớn hơn trong kiểm soát phát thải, nếu được đầu tư bài bản và đồng bộ.

DCDE chiếm tỷ trọng dao động 38–42%, cho thấy mức độ phát thải có ảnh hưởng ngược trở lại đến tăng trưởng. Kết quả này hàm ý rằng nếu không kiểm soát tốt phát thải, hiệu ứng tiêu cực đến tăng trưởng sẽ xuất hiện trong dài hạn, do chi phí môi trường và ảnh hưởng đến hiệu quả đầu tư. ROLI và TAXES đóng vai trò ngày càng quan trọng, với tổng tỷ trọng giải thích lên đến 18–22% từ kỳ thứ 6 trở đi. Điều này phản ánh rằng chất lượng thể chế và khả năng điều tiết tài khóa là nền tảng đảm bảo tăng trưởng bền vững, đặc biệt trong bối cảnh nền kinh tế chuyển dịch theo hướng thân thiện môi trường (Barro, 1991; Kaufmann & cộng sự, 2010).

Tỷ trọng giải thích của DCDE cho biến động DREEN tăng dần qua các kỳ, từ 22,9% (kỳ 1) lên đến 45,9% (kỳ 9). Điều này phản ánh mối liên hệ tương hỗ: khi phát thải tăng lên, nhu cầu chuyển sang năng lượng tái tạo cũng tăng, tạo ra một cơ chế phản hồi chính sách môi trường tự điều chỉnh. Vai trò của TAXES và ROLI trong giải thích biến động DREEN tuy không quá lớn (từ 3-7%), nhưng mang ý nghĩa chính sách rõ nét. Điều này hàm ý rằng thuế và thể chế hỗ trợ là cần thiết để thúc đẩy năng lượng tái tạo phát triển bền vững, phù hợp với kinh nghiệm từ các quốc gia như Đức hay Đan Mạch (Halim & Rahman, 2022).

5. Kết luận

Nghiên cứu này cho thấy mối quan hệ chặt chẽ giữa tăng trưởng kinh tế, phát thải CO₂, năng lượng tái tạo, chất lượng thể chế và thuế. Kết quả từ mô hình VECM, đặc biệt là các hàm phản ứng xung và phân rã phương sai, đã chỉ ra rằng cải thiện thể chế và thiết kế thuế phù hợp là các yếu tố có ảnh hưởng đáng kể trong việc giảm phát thải mà vẫn duy trì tăng trưởng. Tác động của năng lượng tái tạo đến giảm ô nhiễm tuy chưa mạnh trong ngắn hạn, nhưng cho thấy tiềm năng lớn nếu được hỗ trợ đúng mức về mặt chính sách và đầu tư công nghệ. Nhà nước cần thực hiện các chính sách trọng tâm: hoàn thiện thể chế pháp lý để hỗ trợ quá trình chuyển đổi kinh tế thân thiện môi trường, cải cách hệ thống thuế theo hướng khuyến khích đầu tư vào công nghệ sạch, tiêu dùng bền vững và đẩy mạnh hỗ trợ năng lượng tái tạo cả về tài chính, hạ tầng và công nghệ. Ngoài ra, cần bảo đảm sự phối hợp chính sách liên ngành để tránh tình trạng phân mảnh trong hoạch định và thực thi. Những định hướng này không chỉ góp phần hiện thực hóa mục tiêu kinh tế tăng trưởng và bảo vệ môi trường mà còn củng cố năng lực cạnh tranh dài hạn của nền kinh tế Việt Nam.

Lời thừa nhận/cảm ơn: Nghiên cứu này được tài trợ bởi Trường Đại học Tài chính - Marketing.

Tài liệu tham khảo

- Acemoglu, D., Aghion, P., Bursztyn, L., & Hemous, D. (2012). The environment and directed technical change. *American Economic Review*, 102(1), 131–166. <https://doi.org/10.1257/aer.102.1.131>.
- Barra, C., & Falcone, P. M. (2024). Cross country comparisons of environmental efficiency under institutional quality. Evidence from European economies. *Journal of Economic Studies*, 51(9), 75–111. <https://doi.org/10.1108/jes-05-2023-0264>.
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407–443. <https://doi.org/10.2307/2937943>.
- Bashir, M. F., Ma, B., Bashir, M. A., Radulescu, M., & Shahzad, U. (2022). Investigating the role of environmental taxes and regulations for renewable energy consumption: evidence from developed economies. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 35(1), 1262–1284. <https://doi.org/10.1080/1331677x.2021.1962383>.
- Bộ Tài chính. (2023). *Báo cáo đánh giá ngân sách nhà nước năm 2022 và định hướng chính sách tài khóa năm 2023*. NXB Tài chính.
- Bongardt, A., & Torres, F. (2022). The European green deal: More than an exit strategy to the pandemic crisis, a

-
- building block of a sustainable European economic model. *JCMS: Journal of Common Market Studies*, 60(1), 170-185. <https://doi.org/10.1111/jcms.13264>.
- Cavalli, F., Mainini, A., & Visetti, D. (2024). The role of taxation in an integrated economic-environmental model: a dynamical analysis. *Decisions in Economics and Finance*, 47(2), 597-626. <https://doi.org/10.1007/s10203-024-00449-x>.
- Degirmenci, T., & Aydin, M. (2023). The effects of environmental taxes on environmental pollution and unemployment: A panel co-integration analysis on the validity of double dividend hypothesis for selected African countries. *International Journal of Finance & Economics*, 28(3), 2231-2238. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2505>.
- Domguia, E. N. (2023). Taxing for a better life? The impact of environmental taxes on income distribution and inclusive education. *Heliyon*, 9(11). <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e21443>.
- Gafsi, N., & Bakari, S. (2025). Unveiling the Influence of Green Taxes, Renewable Energy Adoption, and Digitalization on Environmental Sustainability in G7 Countries. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 15(3), 735. <https://doi.org/10.32479/ijeep.18676>.
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1995). Economic growth and the environment. *The quarterly journal of economics*, 110(2), 353-377. <https://doi.org/10.2307/2118443>.
- Halim, M. A., & Rahman, M. M. (2022). The effect of taxation on sustainable development goals: evidence from emerging countries. *Heliyon*, 8(9). <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e10512>.
- Halkos, G. E., & Tsirivis, A. S. (2023). Sustainable development of the European electricity sector: Investigating the impact of electricity price, market liberalization and energy taxation on RES deployment. *Energies*, 16(14), 5567. <https://doi.org/10.3390/en16145567>.
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2010). *The worldwide governance indicators: Methodology and analytical issues*. World Bank Policy Research Working Paper No. 5430. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-5430>.
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2011). The worldwide governance indicators: Methodology and analytical issues. *Hague journal on the rule of law*, 3(2), 220-246. <https://doi.org/10.1017/s1876404511200046>.
- Li, Q., & Qamruzzaman, M. (2023). Innovation-led environmental sustainability in Vietnam—Towards a green future. *Sustainability*, 15(16), 12109. <https://doi.org/10.3390/su151612109>.
- Lin, B., & Ma, R. (2022). Green technology innovations, urban innovation environment and CO2 emission reduction in China: Fresh evidence from a partially linear functional-coefficient panel model. *Technological forecasting and social change*, 176, 121434. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.121434>.
- Mpofu, F. Y. (2022). Green Taxes in Africa: opportunities and challenges for environmental protection, sustainability, and the attainment of sustainable development goals. *Sustainability*, 14(16), 10239. <https://doi.org/10.3390/su141610239>.
- Mughal, Y. H., Jehangir, M., Khan, M., & Saeed, M. (2021). Nexus between corporate social responsibility and firm's performance: A panel data approach. *International Journal of Finance & Economics*, 26(2), 3173-3188. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1956>.
- Mutezo, G., & Mulopo, J. (2021). A review of Africa's transition from fossil fuels to renewable energy using circular economy principles. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 137, 110609. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2020.110609>.
- Pigou, A. C. (1920). *The Economics of Welfare* Macmillan. New York.
- Rahman, M. M. (2023). Impact of taxes on the 2030 agenda for sustainable development: evidence from organization for economic co-operation and development (OECD) countries. *Regional Sustainability*, 4(3), 235-248.
- Solarin, S. A. (2022). The impact of fossil fuel subsidies on income inequality: accounting for the interactive roles of
-

corruption and economic uncertainty. *International Journal of Social Economics*, 49(12), 1752-1769. <https://doi.org/10.1108/ijse-11-2021-0675>.

Thanasas, G. L., Slimistinou, A., Kontogeorga, G., & Lampropoulos, S. (2023). ENVIRONMENTAL TAXATION AS A BOOST MECHANISM FOR EUROPEAN UNION GREEN GROWTH: THE GREEK RESPONSE. *Risk Governance & Control: Financial Markets & Institutions*, 13(1). <https://doi.org/10.22495/rgcv13i1p1>.

Tổng cục Thống kê. (2024). *Niên giám thống kê Việt Nam năm 2023*. NXB Thống kê.

Tu, Z., Liu, B., Jin, D., Wei, W., & Kong, J. (2022). The effect of carbon emission taxes on environmental and economic systems. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(6), 3706. <https://doi.org/10.3390/ijerph19063706>.

Williams III, R. C. (2016). *Environmental taxation* (No. w22303). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w22303>.

World Bank. (2020). *Vietnam: Climate risk country profile*. World Bank Group and Asian Development Bank.

LAN TỎA PHI TUYẾN CỦA CÚ SỐC BITCOIN ĐẾN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM: BẢNG CHỨNG TỪ LOCAL PROJECTION THEO CHẾ ĐỘ BIẾN ĐỘNG

Trần Sơn Tùng

Khoa Quản trị kinh doanh và du lịch, Trường Đại học Hà Nội

Email: tungts@hanu.edu.vn

Mã bài: JED-2750

Ngày nhận: 01/12/2025

Ngày nhận bản sửa: 19/12/2025

Ngày duyệt đăng: 22/12/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2750

Tóm tắt:

Nghiên cứu này đánh giá mức độ lan tỏa phi tuyến của các cú sốc tiêu cực từ Bitcoin đến thị trường chứng khoán Việt Nam thông qua khung Local Projections theo chế độ biến động. Khác với các nghiên cứu tuyến tính truyền thống, phương pháp này cho phép đo lường trực tiếp phản ứng động của VN-Index tại nhiều chân trời thời gian và kiểm định sự phụ thuộc theo trạng thái thị trường. Dữ liệu được phân loại theo ba điều kiện: (i) cú sốc Bitcoin thuần túy, (ii) các pha biến động cao và rủi ro đuôi trên thị trường chứng khoán Việt Nam, và (iii) bối cảnh bất định chính sách gia tăng. Kết quả cho thấy cú sốc Bitcoin nhỏ không tạo phản ứng có ý nghĩa lên VN-Index, trong khi các cú sốc lớn ($\geq 1,5$ độ lệch chuẩn) chỉ gây tác động tiêu cực trong chế độ biến động cao. Khi bất định chính sách xuất hiện cùng lúc với cú sốc Bitcoin, hiệu ứng giảm điểm của VN-Index được khuếch đại đáng kể. Nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm về truyền dẫn rủi ro phụ thuộc trạng thái tại Việt Nam, đồng thời đóng góp cho thảo luận về vai trò của tài sản số trong cấu trúc tài chính các thị trường mới nổi.

Từ khóa: Bitcoin, lan tỏa rủi ro, Local Projections, phụ thuộc chế độ, thị trường chứng khoán Việt Nam.

Mã JEL: C32, G15, G14, E44.

Nonlinear spillovers of Bitcoin shocks to Vietnam's stock market: Evidence from regime-dependent local projections

Abstract

This research investigates the nonlinear spillovers of adverse Bitcoin shocks to Vietnam's stock market using a state-dependent local projections framework. Unlike conventional linear approaches, local projections allow the dynamic response of the VN-Index to be traced across multiple horizons and across distinct market regimes. We examine three conditions of (i) pure Bitcoin shocks, (ii) high-volatility and tail-risk regimes in the Vietnamese equity market, and (iii) episodes of elevated domestic policy uncertainty. The results reveal that small Bitcoin shocks generate no meaningful response in the VN-Index, whereas large shocks (≥ 1.5 standard deviations) exert significant negative effects only when the market is in a high-volatility regime. When Bitcoin shocks coincide with heightened policy uncertainty, the adverse impact on Vietnamese equities becomes substantially amplified. The findings provide novel evidence of regime-dependent risk transmission in an emerging market setting, contributing to ongoing discussions on the role of digital assets within the financial structure of emerging economies.

Keywords: Bitcoin, risk transmission, Local Projections, regime dependence, Vietnam stock market.

JEL Codes: C32, G15, G14, E44.

1. Mở đầu

Sự gia tăng mạnh mẽ của bất ổn vĩ mô, rủi ro địa chính trị và những cú sốc toàn cầu trong thập kỷ vừa qua đã làm thay đổi đáng kể cấu trúc liên kết giữa các loại tài sản tài chính. Nhiều bằng chứng gần đây cho thấy thị trường tiền mã hóa, vốn trước đây được xem là tách biệt với hệ thống tài chính truyền thống, hiện đã trở thành một kênh lan truyền rủi ro quan trọng. Các nghiên cứu quốc tế đã ghi nhận mức độ kết nối ngày càng gia tăng giữa Bitcoin và các thị trường tài chính lớn, bao gồm cổ phiếu, hàng hóa và chỉ số rủi ro toàn cầu (Vuković & cộng sự, 2025). Sự phụ thuộc này đặc biệt rõ rệt trong các giai đoạn biến động mạnh của thị trường, khi thị trường tiền mã hóa trở thành bộ khuếch đại biến động thay vì đóng vai trò phòng hộ.

Song song đó, rủi ro chính sách và bất định kinh tế (economic policy uncertainty – EPU) được xác định là một trong những nguồn gốc chủ đạo làm gia tăng mức độ kết nối giữa tiền mã hóa và các thị trường tài chính. Nghiên cứu của Zhang & cộng sự (2024) cho thấy EPU toàn cầu tác động mạnh đến tính ổn định của lợi suất tiền mã hóa, và vai trò của Bitcoin như một “nơi trú ẩn an toàn” chỉ được duy trì trong điều kiện thanh khoản thuận lợi; khi biến động thanh khoản tăng, Bitcoin mất đặc tính phòng hộ. Tương tự, bằng chứng tại nhiều quốc gia cho thấy EPU và Bitcoin có quan hệ phụ thuộc theo cả chiều ngắn hạn và dài hạn, với sự phụ thuộc đặc biệt mạnh khi thị trường rơi vào trạng thái hoảng loạn hoặc tâm lý bầy đàn (Yen & cộng sự, 2023; Simran & Sharma, 2023). Những kết quả này củng cố luận điểm rằng bất ổn chính sách đóng vai trò như một cơ chế khuếch đại (amplifier) của truyền dẫn rủi ro.

Ngoài ra, các nghiên cứu về miền thời gian – tần số chỉ ra rằng sự lan truyền giữa Bitcoin và các tài sản tài chính mang tính phụ thuộc theo chu kỳ và biến đổi theo thời gian. Các phân tích wavelet và wavelet coherence cho thấy sự đồng biến mạnh trong các giai đoạn khủng hoảng, đặc biệt ở các tần số cao (tức là ngắn hạn), phản ánh cơ chế lan truyền mang tính tức thời, do tâm lý nhà đầu tư và dòng tin tức (Singh & cộng sự, 2022; Soltani & cộng sự, 2025). Điều này hàm ý rằng các phương pháp truyền thống dựa trên trung bình toàn kỳ có thể bỏ sót các động lực phi tuyến và phụ thuộc tần số quan trọng trong mối quan hệ giữa tiền mã hóa và các thị trường tài chính.

Mặc dù dòng nghiên cứu về lan truyền rủi ro giữa tiền mã hóa và cổ phiếu ngày càng phát triển, bằng chứng cho các thị trường đang phát triển, đặc biệt là Việt Nam vẫn còn rất hạn chế. Việt Nam là một thị trường có mức độ chi phối bởi nhà đầu tư cá nhân cao, độ nhạy mạnh với tin tức, và chính sách điều hành vĩ mô mang tính can thiệp. Do vậy, tác động của các cú sốc từ thị trường tiền mã hóa đến vàng, tỷ giá VND/USD và thị trường chứng khoán trong bối cảnh Việt Nam có thể mang tính đặc thù và khác biệt đáng kể so với các thị trường phát triển. Đồng thời, các nghiên cứu hiện tại chủ yếu xem xét truyền dẫn tuyến tính, trong khi nhiều bằng chứng cho thấy tác động của crypto mang tính phi tuyến và phụ thuộc trạng thái thị trường (Hanif & cộng sự, 2022).

Xuất phát từ những khoảng trống nêu trên, nghiên cứu này triển khai khung Local Projections (Jordà, 2005) để phân tích mức độ lan truyền của các cú sốc tiêu cực từ Bitcoin sang thị trường chứng khoán Việt Nam dưới các trạng thái thị trường khác nhau. Cách tiếp cận này cho phép mô hình hóa trực tiếp phản ứng động của VN-Index theo từng chân trời dự báo, đồng thời kiểm định sự phụ thuộc theo chế độ (state dependence) khi thị trường rơi vào các pha biến động cao, điều kiện rủi ro đuôi (tail-risk) hoặc bối cảnh bất định chính sách gia tăng. Bằng cách tập trung vào cú sốc (shock-based) thay vì quan hệ tương quan đồng thời, nghiên cứu không áp đặt tính tuyến tính hay tính ổn định theo thời gian, mà truy vết mức độ khuếch đại hoặc suy giảm tác động của Bitcoin trong các giai đoạn căng thẳng tài chính, vốn là đặc trưng của thị trường mới nổi như Việt Nam, nơi cấu trúc nhà đầu tư chịu ảnh hưởng mạnh từ tâm lý và điều kiện thanh khoản.

Trên cơ sở đó, nghiên cứu đóng góp theo ba hướng. Thứ nhất, nghiên cứu là một trong những phân tích đầu tiên sử dụng Local Projections để xác định điều kiện mà cú sốc tiêu cực từ Bitcoin chuyển hóa thành tác động có ý nghĩa lên VN-Index, thay vì giả định hiệu ứng lan tỏa tồn tại một cách thường trực. Thứ hai, nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tính phi tuyến và trạng thái phụ thuộc trong truyền dẫn rủi ro tại Việt Nam – một thị trường mới nổi có mức độ nhạy cảm cao với biến động toàn cầu. Thứ ba, kết quả bổ sung bằng chứng cho tranh luận về vai trò của tài sản số trong cấu trúc tài chính của các nền kinh tế mới nổi, đặc biệt liên quan đến cách mà cú sốc crypto được hấp thụ hoặc bị khuếch đại khi bất định chính sách gia tăng.

Nghiên cứu được trình bày theo bố cục 5 phần. Phần 2 trình bày tổng quan tài liệu và khung nghiên cứu. Phần 3 giới thiệu dữ liệu và phương pháp nghiên cứu. Phần 4 trình bày kết quả thực nghiệm và thảo luận. Cuối cùng, phần 5 kết luận nghiên cứu và hàm ý chính sách.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Vai trò trú ẩn, phòng hộ và tính phụ thuộc bởi cảnh của Bitcoin

Nhiều nghiên cứu quốc tế đã đánh giá khả năng của Bitcoin trở thành tài sản trú ẩn, công cụ phòng hộ và phương tiện đa dạng hóa danh mục đầu tư. Bouri & cộng sự (2017) ghi nhận rằng Bitcoin trong một số giai đoạn có thể đóng đồng thời ba vai trò này đối với thị trường chứng khoán châu Á-Thái Bình Dương. Tuy nhiên, hiệu ứng này không ổn định trên phạm vi quốc tế. Li & cộng sự (2019) cho thấy Bitcoin chỉ đóng vai trò trú ẩn trong bối cảnh siêu lạm phát Venezuela, còn tại các thị trường lớn như Nhật Bản và Trung Quốc, Bitcoin chủ yếu mang ý nghĩa đa dạng hóa. Các nghiên cứu sau đó, như Wang & cộng sự (2019) và Umar & cộng sự (2021) tiếp tục khẳng định rằng khả năng phòng hộ của Bitcoin phụ thuộc mạnh vào điều kiện vĩ mô đặc thù của từng quốc gia. Các bằng chứng mới hơn cũng cho thấy mức độ phòng hộ của Bitcoin rất khác nhau theo chu kỳ và trạng thái thị trường (Singh & cộng sự, 2022; Simran & Sharma, 2023). Gần đây, Conlon & cộng sự (2024) kết luận rằng hiệu ứng phòng hộ của Bitcoin chỉ có ý nghĩa ở các chân dục báo ngắn và không bền vững như vàng, đặc biệt khi thị trường rơi vào các pha bất ổn (Yen & cộng sự, 2023).

Các kết quả trên cho thấy Bitcoin không phải tài sản trú ẩn ổn định, mà chỉ phản ứng có lợi trong những bối cảnh vĩ mô nhất định. Điều này đặc biệt quan trọng đối với Việt Nam – một thị trường mới nổi, nơi hành vi nhà đầu tư cá nhân chiếm ưu thế, kỳ vọng chính sách mang tính dẫn dắt, và mức độ neo tâm lý vào vàng và USD còn rất mạnh (Zhang & cộng sự, 2024). Trong cấu trúc này, các cú sốc Bitcoin “thuần túy”, không gắn với thông tin chính sách hoặc biến động vĩ mô, nhiều khả năng không đủ lớn để tạo ra phản ứng hệ thống trên VN-Index.

H1. Cú sốc Bitcoin thuần túy không gây ra phản ứng có ý nghĩa đối với VN-Index trong bất kỳ chế độ biến động nào.

2.2. Lan tỏa rủi ro phi tuyến, phụ thuộc phân vị và cấu trúc truyền dẫn của thị trường Việt Nam

Nhiều bằng chứng gần đây cho thấy liên kết giữa thị trường crypto và các tài sản truyền thống mang tính phi tuyến và phụ thuộc phân vị, đặc biệt trong các giai đoạn biến động cực trị. Mensi & cộng sự (2023), sử dụng phương pháp cross-quantilogram, phát hiện rằng mức kết nối giữa crypto và vàng, dầu, chứng khoán chỉ ở mức thấp khi thị trường ổn định nhưng tăng mạnh tại các phân vị cực trị (giảm sâu hoặc tăng nóng). Crypto cũng có xu hướng dẫn dắt biến động các tài sản này trong các phân vị thấp và cao. Fang & cộng sự (2024) cho thấy Bitcoin không phản ứng với rủi ro địa chính trị trong điều kiện bình thường nhưng trở nên rất nhạy khi mức độ rủi ro tăng mạnh, với hành vi gần giống tài sản đầu cơ hơn là tài sản trú ẩn. Musholombo (2023) bổ sung bằng chứng rằng crypto có thể khuếch đại biến động cổ phiếu trong giai đoạn dòng vốn rủi ro hoạt động mạnh. Các nghiên cứu tương tự như Akyildirim & cộng sự (2025) và Vuković & cộng sự (2025) cũng ghi nhận tính bất đối xứng mạnh trong lan tỏa giữa crypto và các thị trường truyền thống tại các nền kinh tế mới nổi.

Các kết quả này phù hợp với bối cảnh Việt Nam. Thị trường chứng khoán trong nước có độ nhạy cao với dòng tiền ngắn hạn, tâm lý bầy đàn và tỷ lệ đòn bẩy lớn của nhà đầu tư cá nhân (Just & Echaust, 2024). Đồng thời, hai tài sản thay thế quan trọng là vàng miếng SJC và USD đều đóng vai trò “mỏ neo tâm lý” trong các giai đoạn thị trường bất ổn. Khi biến động crypto đủ lớn, nhà đầu tư Việt Nam có thể điều chỉnh danh mục theo hướng giảm tỷ trọng cổ phiếu và tăng nắm giữ vàng hoặc USD, từ đó tạo lan tỏa tiêu cực lên VN-Index. Tuy nhiên, các cú sốc nhỏ của crypto thường không đủ để thay đổi cấu trúc dòng vốn (Singh & cộng sự, 2022).

H2. Chỉ các cú sốc Bitcoin cực lớn ($\geq 1,5\sigma$) trong chế độ biến động cao mới gây phản ứng tiêu cực có ý nghĩa lên VN-Index; các cú sốc nhỏ bị thị trường hấp thụ nhanh.

2.3. Bất định chính sách, cơ chế tìm nơi trú ẩn và truyền dẫn theo chế độ thị trường tại Việt Nam

Lý thuyết phụ thuộc trạng thái (state-dependent economics) cho rằng phản ứng của thị trường trước cú sốc tài chính thay đổi theo chu kỳ và mức độ bất ổn. Phương pháp Local Projection (LP) của Jordà (2005)

cho phép ước lượng trực tiếp phản ứng xung dưới các chế độ khác nhau và phù hợp với thị trường có tính phi tuyến, nơi khó xác định cấu trúc như các nền kinh tế mới nổi. Các nghiên cứu của Gonçalves & cộng sự (2024) và Inoue & cộng sự (2025) khẳng định rằng LP vượt trội so với mô hình tự hồi quy vector (Vector Autoregression – VAR) truyền thống khi trạng thái biến động được xác định độc lập và khi hệ số thay đổi theo thời gian. Sheikh & Suleman (2025) cho thấy bất định chính sách toàn cầu làm gia tăng hành vi “sợ hãi và tham lam” trong thị trường crypto, khiến Bitcoin nhạy cảm hơn trước các cú sốc bên ngoài. Soltani & cộng sự (2025) cũng ghi nhận rằng lan tỏa giữa chứng khoán – crypto – tâm lý thị trường mạnh nhất tại tần số cao trong các giai đoạn bất ổn như COVID-19, củng cố lập luận rằng trạng thái thị trường quyết định mức độ truyền dẫn rủi ro.

Liên hệ với Việt Nam, chính sách điều hành (lãi suất, tỷ giá, quản lý vàng, hạn mức tín dụng) mang tính can thiệp cao và ảnh hưởng mạnh tới kỳ vọng nhà đầu tư (Hodula, 2025). Khi bất định chính sách gia tăng – chẳng hạn trong giai đoạn điều chỉnh tỷ giá hoặc thay đổi định hướng điều hành – nhà đầu tư nội địa có xu hướng chuyển sang vàng, ngoại tệ hoặc giữ tiền mặt như một phản ứng phòng vệ (Di Casola & cộng sự, 2025). Nếu cú sốc Bitcoin xuất hiện đồng thời khi thị trường đang ở chế độ biến động cao, cơ chế “tìm nơi trú ẩn an toàn” sẽ khuếch đại phản ứng, dẫn đến áp lực giảm mạnh hơn lên VN-Index.

H3. Khi cú sốc Bitcoin xảy ra trong ngày có bất định chính sách cao và thị trường đang ở chế độ biến động mạnh, VN-Index sẽ sụt giảm rõ rệt; ngược lại, tác động yếu hơn trong bối cảnh vắng bất định chính sách.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu ngày theo ngày giao dịch thực cho các thị trường: VN-Index (chứng khoán Việt Nam), BTC (đại diện thị trường tiền mã hóa), SPX (chỉ số S&P 500), DXY (chỉ số USD), VIX (kỳ vọng biến động), XAUUSD (vàng quốc tế) và chỉ số bất định chính sách kinh tế toàn cầu (EPU). Tập dữ liệu được ghép bằng giao cắt ngày giữa VN-Index và BTC với 2.569 ngày giao dịch từ 05/01/2015 đến 02/09/2025.

Tỷ suất sinh lợi log được tính trực tiếp trên mức giá/điểm: $r_{i,t} = \Delta \ln P_{i,t}$; VIX được dùng dưới dạng $\Delta \ln VIX_t$. Các biến kiểm soát X_t bao gồm các biến toàn cầu và trong nước nói trên cùng biến trễ nội sinh của VN-Index $\{r_{VN,t-p}, \dots, r_{VN,t-j}\}$ với J tối đa là 5. EPU được chuẩn hóa động và lấy sai phân để nhận biết các sự kiện liên quan đến chính sách theo quy tắc được thực hiện trong nghiên cứu của Hodula (2025).

3.1. Xác định cú sốc Bitcoin và chế độ biến động

Các cú sốc BTC được chuẩn hóa theo 2 bước: (1) Trên chuỗi r_t^{BTC} chọn mô hình ARMA($p,0,q$) bằng AIC thu được phần dư $\hat{\varepsilon}_t$; (2) Ước lượng mô hình GJR-GARCH($1,1,1$) trên $\hat{\varepsilon}_t$ để thu được phương sai có điều kiện σ_t^2 và phần dư chuẩn hóa $u_t = \hat{\varepsilon}_t / \sigma_t$; sau đó chuẩn hóa bằng z-score thu được $z_{BTC,t} = (u_t - \bar{u}) / s_u$ giúp so sánh các cú sốc BTC theo thời gian (Just & Echaust, 2024):

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \gamma 1\{\hat{\varepsilon}_{t-1} < 0\} \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

Sự kiện sốc BTC được tính toán theo mức $c \in \{1.0, 1.5\} \sigma$:

$$s_t = \begin{cases} z_{BTC,t}, & |z_{BTC,t}| \geq c, \\ 0, & |z_{BTC,t}| < c \end{cases}$$

Trạng thái biến động xác định bằng dao động thực thi (Realized Volatility) $RV_t = (r_{VN})^2$ với cửa sổ trượt $R = 90$ ngày, bách phân vị $q = 0.8$ và dùng $D_{t,q}$ trong hồi quy.

Sự kiện sốc chính sách được xác định với z-score động của EPU_t và ΔEPU_t trên cửa sổ $L=180$ và đánh dấu ngày sự kiện khi cả 2 vượt phân vị 0.90. Từ đó xác định được kênh truyền dẫn:

$$s_t^{pol} = s_t \cdot 1\{Policy_t = 1\} \text{ và } s_t^{cry} = s_t \cdot 1\{Policy_t = 0\}$$

Hình 1 thể hiện biểu đồ giá của VN-Index và BTC trong giai đoạn 10 năm nghiên cứu, các cú sốc BTC đã chuẩn hóa có độ lệch chuẩn $\geq 1,5$ được thể hiện bằng vạch đứt mờ, với tổng cộng 97 cú sốc. Các cú sốc

Hình 1. Biểu đồ giá của VN-Index, BTC và các cú sốc



Nguồn: Tính toán của tác giả

chính sách gắn liền với bất ổn toàn cầu EPU được thể hiện bằng vạch đậm với tổng cộng 6 cú sốc.

3.2. Mô hình nghiên cứu

Phản ứng của VN-Index được lượng hoá bằng LP theo Jordà (2005) cho các chân trời $h \in \{1, 3, 5, 10, 15, 20\}$ với các cú sốc $s_t \in \{s_t^{pol}, s_t^{cry}, s_t\}$, mô hình cuối cùng được viết:

$$r_{VN,t+h} = \alpha_h + \beta_h^L s_t (1 - D_{t-1}) + \beta_h^H s_t D_{t-1} + \delta_h D_{t-1} + \gamma_h X_t + u_{t+h}^{(h)}$$

trong đó, β_h^L và β_h^H là hàm phản ứng xung (impulse response function – IRF) có điều kiện theo chế độ thấp/cao ở thời điểm $t-1$. Nghiên cứu cũng báo cáo thêm chênh lệch theo chế độ $\Delta_h = \beta_h^H - \beta_h^L$, phản ứng tích lũy $CUM_h^{L/H} = \sum_{j \leq h} \beta_j^{L/H}$ và số bước thời gian cần thiết để tác động của một cú sốc giảm còn một nửa so với mức ban đầu (half-life) xác định tại chân trời nhỏ nhất sau đỉnh $\max_h |\beta_h^H|$ sao cho $|\beta_h^H| \leq 0.5 \max_h |\beta_h^H|$. Việc lựa chọn LP thay vì VAR giúp IRF bền với sai đặc trưng, linh hoạt thiết lập chế độ tương tác và ước lượng trực tiếp theo từng h (Jordà, 2005).

Các biến kiểm soát được sử dụng $X_t = \{\Delta \ln VIX, r_t^{SPX}, r_t^{DXY}, r_t^{USDVND}, r_t^{XAUUSD}\}$ để nhận diện tác động trực tiếp của BTC lên VN-Index.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 1 trình bày thống kê mô tả của các biến trong giai đoạn nghiên cứu 2015-2025. Lợi suất VN-Index (R_{VN}) có độ lệch chuẩn thấp (1,15%), phản ánh đặc điểm biến động vừa phải của thị trường Việt Nam. Ngược lại, lợi suất Bitcoin (R_{BTC}) có độ lệch chuẩn rất cao (4,30%), phù hợp với đặc tính tài sản rủi ro và dao động mạnh. Biến “Shock BTC” được chuẩn hóa với trung bình 0 và độ lệch chuẩn 1, phản ánh cấu trúc cú sốc phân vị đúng như kỳ vọng từ mô hình ARMA–GJR–GARCH. Tỷ lệ ngày thuộc chế độ biến động cao (D_{t-1}) chiếm khoảng 20%, phù hợp với đặc tính phân cụm dao động trong các thị trường mới nổi. Các biến toàn cầu (SPX, DXY, VIX) và vàng quốc tế (XAUUSD) cũng cho thấy phân phối rộng và xuất hiện các sự kiện đuôi lớn, phản ánh giai đoạn có nhiều biến động vĩ mô.

Phân tích tương quan trong Bảng 2 cho thấy mối liên hệ giữa VN-Index và Bitcoin là rất yếu (0,062 với R_{BTC} ; 0,068 với Shock BTC). Điều này khẳng định rằng các phương pháp tuyến tính truyền thống không đủ để bắt mối quan hệ giữa hai thị trường. Đồng thời, R_{BTC} và Shock BTC có tương quan rất cao (0,945), đúng với kỳ vọng khi Shock BTC được xây dựng từ chuỗi lợi suất. VN-Index có tương quan âm với VIX (-0,118), phù hợp với cơ chế truyền dẫn rủi ro toàn cầu.

4.2. Kết quả thực nghiệm

Bảng 1. Thống kê mô tả biến								
Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	p10	p50	p90	Lớn nhất
R _{VN} (%)	2662	0,042	1,153	-6,914	-1,133	0,123	1,204	6,543
R _{BTC} (%)	2661	0,226	4,305	-46,473	-3,959	0,191	4,594	22,512
Shock BTC (σ)	2661	0	1	-10,4	-0,966	-0,012	1,038	6,903
Chế độ dao động cao (D_{t-1})	2661	0,203	0,403	0	0	0	1	1
R _{SPX} (%)	2576	0,009	17,524	-107,498	-15,469	-0,336	15,821	106,968
R _{DXY} (%)	2578	0,003	0,451	-2,399	-0,533	0	0,533	2,032
R _{USDVND} (%)	2657	0,008	0,484	-3,476	-0,295	0	0,313	3,594
R _{XAUUSD} (%)	2576	0,042	0,957	-5,107	-1,044	0,046	1,132	5,778
$\Delta \ln(\text{VIX})$ (%)	2577	-0,006	8,228	-44,245	-8,46	-0,732	8,783	76,825
EPU (điểm)	2662	138,421	114,651	3,32	48,406	100,93	280,289	1026,38
ΔEPU	2662	0,137	78,285	-952,78	-74,648	-0,885	74,79	872,82

Nguồn: Tính toán của tác giả

Bảng 2. Ma trận tương quan Pearson								
	R _{VN} (%)	R _{BTC} (%)	Shock BTC (σ)	R _{SPX} (%)	R _{DXY} (%)	R _{USDVND} (%)	R _{XAUUSD} (%)	$\Delta \ln(\text{VIX})$ (%)
R _{VN} (%)	1	0,062***	0,068***	-0,047**	0,024	-0,013	-0,037*	-0,118***
R _{BTC} (%)	0,062***	1	0,945***	-0,014	-0,077***	0,040**	0,090***	-0,190***
Shock BTC (σ)	0,068***	0,945***	1	-0,02	-0,096***	0,041**	0,095***	-0,188***
R _{SPX} (%)	-0,047**	-0,014	-0,02	1	0,03	0,043**	-0,001	0,163***
R _{DXY} (%)	0,024	-0,077***	-0,096***	0,03	1	0,079***	-0,395***	0,026
R _{USDVND} (%)	-0,013	0,040**	0,041**	0,043**	0,079***	1	-0,021	-0,028
R _{XAUUSD} (%)	-0,037*	0,090***	0,095***	-0,001	-0,395***	-0,021	1	0,047**
$\Delta \ln(\text{VIX})$ (%)	-0,118***	-0,190***	-0,188***	0,163***	0,026	-0,028	0,047**	1

Chú thích: ***, **, * lần lượt thể hiện mức ý nghĩa thống kê ở 1%, 5% và 10%

Nguồn: Tính toán của tác giả

4.2.1. Cú sốc Bitcoin thuần túy và phản ứng của VN-Index (H1)

Bảng 3. Phản ứng của VN-Index trước cú sốc Bitcoin thuần túy ($\pm 1,5\sigma$)						
Tham số	h=1	h=3	h=5	h=10	h=15	h=20
β_h^L	2,60 (3,64)	4,78* (2,53)	1,60 (3,69)	-0,77 (2,89)	4,17 (3,42)	-1,59 (3,85)
β_h^H	6,27 (7,68)	1,30 (8,68)	12,34* (6,50)	1,19 (5,36)	-12,06** (5,34)	5,26 (5,35)
$\Delta_h = \beta_h^H - \beta_h^L$	3,67 (9,00)	-3,47 (8,94)	10,74 (7,85)	1,96 (5,81)	-16,23*** (5,85)	6,85 (5,91)

Chú thích: (đơn vị: basis points; sai số chuẩn Newey-West trong ngoặc đơn); ***, **, * lần lượt thể hiện mức ý nghĩa thống kê ở 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của tác giả

Bảng 3 báo cáo phản ứng xung động có điều kiện của VN-Index trước cú sốc Bitcoin thuần túy ở ngưỡng 1.5σ . Hai hệ số chính là β_h^L (phản ứng trong chế độ biến động thấp) và β_h^H (phản ứng trong chế độ biến động cao) không hình thành một mẫu hình rõ ràng theo thời gian. Trong chế độ thấp, chỉ có một giá trị duy nhất tại chân trời $h = 3$ có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Trong chế độ cao, hai giá trị tại $h = 5$ (dương) và $h = 15$ (âm) có ý nghĩa lần lượt ở mức 10% và 5%, nhưng không thể hiện một quỹ đạo IRF nhất quán. Chênh lệch giữa hai chế độ $\Delta_h = \beta_h^H - \beta_h^L$ ngoại trừ Δ_{15} đều không đáng kể.

Điều này cho thấy VN-Index hầu như không phản ứng có hệ thống với các cú sốc Bitcoin thuần túy, bất kể chế độ biến động. Kết quả phù hợp với kỳ vọng lý thuyết nêu trong H1: cú sốc Bitcoin không gắn với bất định chính sách bị thị trường Việt Nam hấp thụ nhanh và không tạo ra lan tỏa đáng kể.

4.2.2. Tính phi tuyến, phụ thuộc chế độ và cú sốc âm từ thị trường Bitcoin (H2)

Kết quả trong Bảng 4 cho thấy sự bất đối xứng rõ rệt giữa hai chế độ biến động. Khi thị trường Việt Nam

Bảng 4. Tính phi tuyến, phụ thuộc chế độ và cú sốc âm từ Bitcoin (-1,5 σ)

Tham số	h=1	h=3	h=5	h=10	h=15	h=20
β_h^L	2,78 (6,28)	6,86 (6,63)	8,25 (7,42)	7,98 (8,96)	14,45** (7,30)	-0,66 (8,19)
β_h^H	2,63 (10,79)	4,52 (13,72)	7,71 (10,27)	4,66 (9,31)	-9,75 (6,27)	4,68 (9,18)
$\Delta_h = \beta_h^H - \beta_h^L$	-0,15 (12,64)	-2,34 (14,94)	-0,53 (12,83)	-3,32 (13,13)	-24,20** (9,41)	5,34 (12,49)

Chú thích: (đơn vị: basis points; sai số chuẩn Newey-West trong ngoặc đơn); ***, **, * lần lượt thể hiện mức ý nghĩa thống kê ở 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

trong trạng thái ổn định, các hệ số β_h^L nhìn chung mang dấu dương và có ý nghĩa tại một số chân như $h = 15$, hàm ý rằng các cú giảm mạnh của Bitcoin có thể đi kèm với sự dịch chuyển dòng tiền theo hướng hỗ trợ VN-Index. Tuy nhiên, trong chế độ biến động cao, các hệ số β_h^H chuyển sang âm ở các chân trung hạn, đặc biệt β_{15}^H âm và có ý nghĩa thống kê, cho thấy áp lực giảm gia tăng đáng kể khi thị trường vốn đã nhạy cảm với rủi ro. Chênh lệch giữa hai chế độ Δ_h cũng đặc biệt lớn và có ý nghĩa tại $h = 15$, phản ánh cơ chế lan tỏa tiêu cực chỉ xuất hiện khi cú sốc Bitcoin đủ lớn và thị trường nội địa trong trạng thái căng thẳng. Các kết quả này xác nhận giả thuyết H2: cú sốc âm cực trị của Bitcoin chỉ gây tác động tiêu cực có ý nghĩa đối với VN-Index trong chế độ biến động cao, trong khi chế độ ổn định có khả năng hấp thụ hoặc trung hòa tín hiệu từ thị trường crypto.

4.2.3. Bất định chính sách, cú sốc chính sách và cơ chế khuếch đại (H3)

Khi cú sốc Bitcoin âm trùng với thời điểm bất định chính sách toàn cầu tăng cao, tác động lan tỏa sang

Bảng 5. Phản ứng của VN-Index trước cú sốc âm Bitcoin gắn với bất định chính sách

Tham số	h=1	h=3	h=5	h=10	h=15	h=20
β_h^L	-8,73 (9,57)	78,61* (42,34)	6,65 (37,96)	87,71 (54,12)	81,12* (45,82)	-17,96 (16,25)
β_h^H	-25,05 (33,50)	65,22 (88,36)	32,25 (24,05)	-71,03** (30,31)	-37,32** (18,36)	-33,12 (51,48)
$\Delta_h = \beta_h^H - \beta_h^L$	-16,32 (34,95)	-13,39 (99,22)	25,60 (45,49)	-158,74** (63,30)	-118,44** (49,88)	-15,15 (54,14)

Chú thích: (đơn vị: basis points; sai số chuẩn Newey-West trong ngoặc đơn); ***, **, * lần lượt thể hiện mức ý nghĩa thống kê ở 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của tác giả

VN-Index trở nên mạnh hơn và phụ thuộc rõ rệt vào chế độ biến động. Trong chế độ biến động thấp, các hệ số β_h^L đôi khi mang dấu dương và có độ lớn đáng kể, cho thấy thị trường trong nước có thể phản ứng theo hướng phòng thủ hoặc tái phân bổ dòng vốn. Ngược lại, trong chế độ biến động cao, các hệ số β_h^H đều âm mạnh và có ý nghĩa ở các chân $h = 10$ và $h = 15$, phản ánh tác động tiêu cực kéo dài khi thị trường đồng thời đối mặt với cú sốc crypto và bất định chính sách. Đặc biệt, các giá trị chênh lệch Δ_{10} và Δ_{15} đều rất lớn và có ý nghĩa thống kê, cho thấy mức độ khuếch đại đáng kể của kênh lan tỏa trong môi trường rủi ro kép. Điều này xác nhận giả thuyết H3: bất định chính sách đóng vai trò bộ khuếch đại tác động tiêu cực của cú sốc Bitcoin, đặc biệt khi VN-Index đang trong chế độ biến động cao.

4.3. Thảo luận kết quả

Kết quả thực nghiệm từ mô hình Local Projection cho thấy phản ứng của VN-Index trước cú sốc Bitcoin mang tính có điều kiện rất rõ, phản ánh bản chất phi tuyến, bất đối xứng và phụ thuộc chế độ như lý thuyết truyền dẫn rủi ro theo trạng thái đã nhấn mạnh. Với cú sốc Bitcoin thuần túy ($\pm 1,5\sigma$), các hệ số β^L và β^H đều nhỏ, thiếu ổn định về dấu và phần lớn không có ý nghĩa thống kê; phản ứng tích lũy dao động quanh t_0 thay

vì tạo xu hướng giảm kéo dài. Điều này hàm ý rằng biến động thuần của Bitcoin không đủ để truyền dẫn đáng kể sang VN-Index trong điều kiện vĩ mô bình thường. Kết quả phù hợp với Mensi & cộng sự (2023), Just & Echaust (2024) và Akyildirim & cộng sự (2025) khi đều cho thấy liên thông crypto-chứng khoán chủ yếu tăng mạnh trong giai đoạn căng thẳng. Tại bối cảnh Việt Nam, nơi thị trường chịu ảnh hưởng lớn từ yếu tố nội địa và mức độ gắn kết với crypto còn hạn chế cũng giải thích việc VN-Index hấp thụ nhanh cú sốc thuần Bitcoin.

Ngược lại, khi xét các cú sốc âm lớn ($\geq -1,5\sigma$), động học lan tỏa thay đổi đáng kể. Trong chế độ dao động thấp, β^L không mang dấu âm có hệ thống, nhưng ở chế độ biến động cao, β^H mang dấu âm rõ rệt và đạt ý nghĩa thống kê ở nhiều chân trời, khiến hiệu số $\Delta = \beta^H - \beta^L$ âm và có ý nghĩa. Điều này cho thấy tính bất đối xứng và phụ thuộc chế độ rất rõ ràng: chỉ khi VN-Index đang ở trạng thái rủi ro cao thì cú sốc âm từ Bitcoin mới gây sụt giảm đáng kể. Kết quả phù hợp với lập luận về rủi ro đuôi và phản ứng mạnh trước thông tin tiêu cực trong các thị trường nhạy cảm (Mensi & cộng sự, 2023; Vuković & cộng sự, 2025). Trong bối cảnh Việt Nam, Bitcoin vì thế đóng vai trò “tín hiệu rủi ro” hơn là kênh truyền dẫn cơ bản, khác biệt với các thị trường phát triển nơi nhà đầu tư tổ chức nắm vai trò chủ đạo.

Tác động tiêu cực càng rõ hơn khi cú sốc âm Bitcoin xuất hiện đồng thời với mức bất định chính sách toàn cầu cao. Trong bối cảnh này, β^H có dấu âm lớn kèm ý nghĩa thống kê mạnh, phản ứng tích lũy duy trì âm xuyên suốt các chân trời, và Δ tiếp tục âm với độ mạnh đáng kể. Điều này cho thấy sự khuếch đại của truyền dẫn rủi ro khi cú sốc crypto xảy ra trong thời điểm thị trường nội địa đã nhạy cảm và EPU gia tăng. Kết quả phù hợp với Yen & cộng sự (2023), Simran & Sharma (2023) và Soltani & cộng sự (2025), vốn nhấn mạnh vai trò của bất định chính sách trong việc gia tăng liên thông giữa các thị trường. Tuy nhiên, nghiên cứu này bổ sung bằng chứng mới khi chỉ ra rằng EPU không chỉ khuếch đại lan tỏa giữa các tài sản truyền thống mà còn làm tăng tác động từ crypto trong bối cảnh một thị trường mới nổi như Việt Nam.

Việc sử dụng Local Projections theo chế độ giúp làm rõ cấu trúc phi tuyến của truyền dẫn rủi ro mà các mô hình VAR truyền thống khó phát hiện, đặc biệt nhờ khả năng tách riêng β^H và β^L và theo dõi phản ứng tích lũy qua thời gian. Kết quả nhất quán với khuyến nghị của Jordà (2005), Fang & cộng sự (2024) và Inoue & cộng sự (2025) về tính phù hợp của LP trong phân tích rủi ro đa chế độ. Nhìn chung, lan tỏa từ Bitcoin sang VN-Index không phải hiện tượng thường trực mà chỉ xuất hiện khi ba điều kiện đồng thời thỏa mãn: cú sốc âm đủ lớn ($\geq 1,5\sigma$), thị trường đang trong chế độ biến động cao, và bất định chính sách toàn cầu tăng mạnh. Điều này cho thấy thị trường Việt Nam phản ứng mạnh với tổ hợp tín hiệu rủi ro toàn cầu hơn là với biến động nội tại của crypto, đồng thời góp phần làm rõ vai trò thực sự của tài sản số trong hệ thống tài chính hiện đại.

5. Kết luận và khuyến nghị

Kết quả nghiên cứu cho thấy mối quan hệ giữa Bitcoin và VN-Index không mang tính tuyến tính hay ổn định, mà chỉ phát sinh khi đồng thời hội tụ ba điều kiện: cú sốc âm đủ lớn từ thị trường crypto, thị trường chứng khoán Việt Nam đang trong trạng thái biến động cao và mức bất định chính sách toàn cầu gia tăng. Trong điều kiện bình thường, biến động của Bitcoin hầu như không tạo ra phản ứng có ý nghĩa đối với VN-Index, qua đó củng cố nhận định rằng Bitcoin không phải là nguồn rủi ro gốc rễ của thị trường Việt Nam, mà chủ yếu đóng vai trò như một “tín hiệu” phản ánh tâm lý rủi ro và hành vi bán tháo toàn cầu. Về phương diện học thuật, nghiên cứu bổ sung cho lý thuyết truyền dẫn rủi ro phụ thuộc trạng thái bằng cách chỉ ra rằng lan tỏa từ Bitcoin mang tính phụ thuộc bối cảnh và không thể được giải thích đầy đủ bằng các mô hình tuyến tính truyền thống. Việc áp dụng Local Projections theo chế độ cho phép nhận diện rõ sự khác biệt giữa các trạng thái thị trường và truy vết phản ứng động theo từng chân trời dự báo, phù hợp với cấu trúc phi tuyến của dữ liệu tài chính.

Về mặt thực tiễn và chính sách, kết quả nghiên cứu đề xuất các gợi ý sau: đối với cơ quan quản lý, rủi ro từ crypto không nằm ở biến động giá đơn lẻ mà ở khả năng khuếch đại tâm lý trong các giai đoạn thị trường căng thẳng; do đó, việc giám sát tài sản số cần được tích hợp vào khung ổn định tài chính tổng thể, kết hợp theo dõi biến động crypto với các chỉ báo bất định chính sách và rủi ro địa chính trị nhằm phát hiện sớm các pha lan tỏa tiêu cực sang thị trường chứng khoán. Đối với các tổ chức trung gian và công ty chứng khoán, kết quả hàm ý rằng quản trị rủi ro nên chuyển từ cách tiếp cận dựa trên biến động giá sang cách tiếp cận theo

trạng thái thị trường, đặc biệt trong các giai đoạn biến động cao. Đối với nhà đầu tư, Bitcoin trong bối cảnh Việt Nam chủ yếu đóng vai trò tín hiệu rủi ro hơn là công cụ phòng hộ, do đó việc điều chỉnh danh mục cần dựa trên đánh giá bối cảnh vĩ mô và trạng thái tâm lý thị trường thay vì phản ứng ngắn hạn theo biến động giá crypto.

Nghiên cứu cũng thừa nhận một số hạn chế. Thứ nhất, cú sốc Bitcoin được xây dựng từ phân dư ARMA-GJR-GARCH có thể còn nhiều. Thứ hai, phạm vi phân tích mới tập trung vào Bitcoin mà chưa xét đến các đồng tiền số khác. Thứ ba, chỉ số EPU được sử dụng mang tính tổng hợp và chưa phản ánh đầy đủ sự khác biệt giữa các nguồn bất định, đặc biệt là các cú sốc địa chính trị ngày càng gia tăng trong bối cảnh toàn cầu hiện nay. Cuối cùng, việc phân loại chế độ thị trường mới dựa trên biến động VN-Index mà chưa kết hợp trực tiếp các chỉ báo về dịch chuyển dòng vốn và hành vi tái phân bổ tài sản trong nước. Trên cơ sở đó, các nghiên cứu tương lai có thể mở rộng theo hướng phân tích đồng thời nhiều tài sản crypto để nhận diện rủi ro hệ thống, cải thiện cơ chế nhận diện chế độ bằng các phương pháp linh hoạt hơn, và tích hợp dữ liệu vi mô nhằm làm rõ hơn cơ chế truyền dẫn rủi ro tại thị trường Việt Nam.

Tài liệu tham khảo

- Akyildirim, E., Corbet, S., Coskun, A., & Ercan, M. (2025). Connectedness of cryptocurrency-related stocks and the cryptocurrency market: Evidence from the United States. *The North American Journal of Economics and Finance*, 76, Article 102344. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2024.102344>.
- Bouri, E., Molnár, P., Azzi, G., Roubaud, D., & Hagfors, L. I. (2017). On the hedge and safe haven properties of Bitcoin: Is it really more than a diversifier? *Finance Research Letters*, 20, 192–198. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2016.09.025>.
- Conlon, T., Corbet, S., & McGee, R. (2024). Enduring relief or fleeting respite? Bitcoin as a hedge and safe haven for the US dollar. *Annals of Operations Research*, 337(1), 45–73. <https://doi.org/10.1007/s10479-024-05884-y>.
- Di Casola, P., Habib, M. M., & Tercero-Lucas, D. (2025). Global and local drivers of Bitcoin trading vis-à-vis fiat currencies. *Journal of International Money and Finance*, 158, Article 103405. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2025.103405>.
- Fang, Y., Tang, Q., & Wang, Y. (2024). Geopolitical Risk and Cryptocurrency Market Volatility. *Emerging Markets Finance & Trade*, 60(14), 3254–3270. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2024.2343948>.
- Gonçalves, S., Herrera, A. M., Kilian, L., & Pesavento, E. (2024). State-dependent local projections. *Journal of Econometrics*, 244(2), Article 105702. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2024.105702>.
- Hanif, W., Areola Hernandez, J., Troster, V., Kang, S. H., & Yoon, S.-M. (2022). Nonlinear dependence and spillovers between cryptocurrency and global/regional equity markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 74, Article 101822. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2022.101822>.
- Hodula, M. (2025). Retail crypto investors when facing financial constraints: Evidence from energy shocks and the use and downloads of crypto trading apps. *Energy Economics*, 144, Article 108338. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2025.108338>.
- Inoue, A., Jordà, Ò., & Kuersteiner, G. M. (2025). Inference for local projections. *The Econometrics Journal*. <https://doi.org/10.1093/ectj/utaf004>.
- Jordà, Ò. (2005). Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *The American Economic Review*, 95(1), 161–182. <https://doi.org/10.1257/0002828053828518>.
- Just, M., & Echaust, K. (2024). Cryptocurrencies against stock market risk: New insights into hedging effectiveness. *Research in International Business and Finance*, 67, Article 102134. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2023.102134>.

-
- Li, Z.-Z., Tao, R., Su, C.-W., & Lobont, O.-R. (2019). Does Bitcoin bubble burst? *Quality & Quantity*, 53(1), 91–105. <https://doi.org/10.1007/s11135-018-0728-3>.
- Mensi, W., Gubareva, M., Ko, H.-U., Vo, X. V., & Kang, S. H. (2023). Tail spillover effects between cryptocurrencies and uncertainty in the gold, oil, and stock markets. *Financial Innovation (Heidelberg)*, 9(1), Article 92. <https://doi.org/10.1186/s40854-023-00498-y>.
- Musholombo, B. (2023). Cryptocurrencies and stock market fluctuations. *Economics Letters*, 233, Article 111427. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2023.111427>.
- Sheikh, U. A., & Suleman, M. T. (2025). Do US sectoral contagion and news-based economic policy uncertainty cause fear or greed behavior in Bitcoin investors? *The North American Journal of Economics and Finance*, 78, Article 102429. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2025.102429>.
- Simran, & Sharma, A. K. (2023). Asymmetric impact of economic policy uncertainty on cryptocurrency market: Evidence from NARDL approach. *Journal of Economic Asymmetries*, 27, Article e00298. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2023.e00298>.
- Singh, S., Bansal, P., & Bhardwaj, N. (2022). Correlation between geopolitical risk, economic policy uncertainty, and Bitcoin using partial and multiple wavelet coherence in P5 + 1 nations. *Research in International Business and Finance*, 63, Article 101756. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2022.101756>.
- Soltani, H., Taleb, J., & Boujelbène Abbes, M. (2025). The directional spillover effects and time-frequency nexus between stock markets, cryptocurrency, and investor sentiment during the COVID-19 pandemic. *European Journal of Management and Business Economics*, 34(1), 23–46. <https://doi.org/10.1108/EJMBE-09-2022-0305>.
- Umar, M., Su, C.-W., Rizvi, S. K. A., & Shao, X.-F. (2021). Bitcoin: A safe haven asset and a winner amid political and economic uncertainties in the US? *Technological Forecasting & Social Change*, 167, Article 120680. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.120680>.
- Vuković, D. B., Frömmel, M., Vigne, S. A., & Zinovev, V. (2025). Spillovers between cryptocurrencies and financial markets in a global framework. *Journal of International Money and Finance*, 150, Article 103235. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2024.103235>.
- Wang, G., Tang, Y., Xie, C., & Chen, S. (2019). Is bitcoin a safe haven or a hedging asset? Evidence from China. *Journal of Management Science and Engineering (Online)*, 4(3), 173–188. <https://doi.org/10.1016/j.jmse.2019.09.001>.
- Yen, K.-C., Nie, W.-Y., Chang, H.-L., & Chang, L.-H. (2023). Cryptocurrency return dependency and economic policy uncertainty. *Finance Research Letters*, 56, Article 104182. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104182>.
- Zhang, P., Kong, D., Xu, K., & Qi, J. (2024). Global economic policy uncertainty and the stability of cryptocurrency returns: The role of liquidity volatility. *Research in International Business and Finance*, 67, Article 102165. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2023.102165>.

TÁC ĐỘNG LAN TRUYỀN CỦA A.I VÀ SỰ BẤT ỔN TRÊN THỊ TRƯỜNG NĂNG LƯỢNG: MỘT PHÂN TÍCH BẰNG MÔ HÌNH VECTƠ TỰ HỒI QUY PHÂN VỊ (QVAR)

Bùi Thị Minh Anh

Khoa Kinh tế học, Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: minhanhneu0508@gmail.com

Lê Thanh Hà*

Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: halethanh.kt@gmail.com

Mã bài báo: JED-2672

Ngày nhận: 20/09/2025

Ngày nhận bản sửa: 26/12/2025

Ngày duyệt đăng: 30/12/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2672

Tóm tắt:

Nghiên cứu sử dụng mô hình QVAR để đánh giá mức độ lan truyền rủi ro giữa bất ổn năng lượng và các chỉ số AI với dữ liệu theo tháng từ tháng 6/2018 tới tháng 10/2022. Nghiên cứu chứng minh sự thay đổi theo thời gian của mức độ lan truyền rủi ro khi bùng phát COVID-19 và khủng hoảng Nga-Ukraine. Bất ổn trên thị trường năng lượng chủ yếu nhận cú sốc rỗng trong năm 2020 ở tất cả phân vị và ở phân vị dưới 20% và trên 80% trong năm 2022. Kết nối theo cặp cho thấy bất ổn năng lượng đa phần bị chi phối bởi các chỉ số AI như BOTZ, IRBO, ROBT từ 2020 tới đầu năm 2021 và từ cuối 2021 tới cuối 2022. Nói cách khác, AI đóng vai trò quan trọng trong việc ổn định biến động năng lượng trong cả ngắn hạn và dài hạn. Sự mở rộng của AI yêu cầu các chính sách thúc đẩy việc ứng dụng AI một cách có đạo đức, cũng như các can thiệp thị trường dựa trên AI nhằm tăng cường an ninh năng lượng.

Từ khóa: Trí tuệ nhân tạo, biến động thị trường năng lượng tái tạo, biến động toàn cầu, QVAR.

Mã JEL: C22, H1.

The spillover effects of Artificial Intelligence on energy market instability: Evidence from a QVAR model

Abstract:

This study employs a Quantile Vector Autoregressive (QVAR) model to assess the degree of risk spillover between energy uncertainty and Artificial Intelligence (AI) indices, using monthly data from June 2018 to October 2022. The research demonstrates the time-varying nature of risk spillovers, particularly during the onset of the COVID-19 pandemic and the Russia-Ukraine crisis. The results indicate that the energy market was primarily a net recipient of shocks in 2020 across all quantiles, and again in 2022 at the extreme lower (below 20%) and upper (above 80%) quantiles. Meanwhile, energy uncertainty acted as a net transmitter of shocks across all quantiles in 2019 and was a strong net transmitter in 2021 in the upper quantiles (above 60%). Pairwise connectedness analysis reveals that during the crisis periods—from 2020 to early 2021 and from late 2021 to late 2022—energy uncertainty was predominantly influenced by AI indices such as BOTZ, IRBO, and ROBT. AI played a significant role in stabilizing energy market volatility, resource optimization, and price forecasting in both the short and long term. The expansion of AI necessitates policies promoting ethical AI adoption and AI-driven market interventions to enhance energy security.

Keywords: Artificial Intelligence, energy market instability, global uncertainty, QVAR.

JEL code: C22, H1.

1. Giới thiệu

Khi các công nghệ mới, đặc biệt là trí tuệ nhân tạo (AI), ngày càng mở rộng ảnh hưởng và làm thay đổi sâu sắc cấu trúc của nhiều ngành, trong đó có thị trường năng lượng, việc xem xét lại các mô hình tăng trưởng truyền thống và cách thức vận hành của hệ thống năng lượng trở nên cần thiết hơn bao giờ hết. Mô hình tăng trưởng kinh tế truyền thống chủ yếu dựa vào gia tăng tiêu thụ năng lượng có nhiều vấn đề về tính bền vững và công bằng xã hội (Adebayo & cộng sự, 2022). Việc tiếp tục mở rộng tiêu thụ năng lượng không phải giải pháp lâu dài, còn cách quản lý hệ thống năng lượng hiện nay lại thiếu linh hoạt. Trước tình hình đó, AI và học máy (ML) nổi lên không chỉ hỗ trợ tối ưu hóa mà còn là tác nhân có thể tái cấu trúc thị trường năng lượng. Thay vì chỉ cải thiện hiệu suất của từng thiết bị, AI giúp tối ưu hóa toàn bộ hệ thống. Từ góc độ kinh tế và tài chính, AI mang đến một phương thức tiếp cận mới, giúp hóa giải thế lưỡng nan năng lượng - giữa an ninh năng lượng, chi phí hợp lý và tính bền vững - từ đó định hình lại cấu trúc kinh tế năng lượng trong tương lai.

Từ đó, nghiên cứu đánh giá tác động hai chiều giữa AI và năng lượng khi chuyển đổi kép gồm số hóa và xanh hóa. AI thúc đẩy mạnh mẽ chuyển đổi năng lượng bằng cách nâng cao hiệu quả tích hợp. Tuy nhiên, AI cũng đặt ra thách thức đáng kể khi quá trình đào tạo các mô hình đòi hỏi lượng năng lượng rất lớn, qua đó làm gia tăng nguy cơ phát thải carbon nếu nguồn điện vẫn phụ thuộc vào nhiên liệu hóa thạch (Abakah & cộng sự, 2024; Qing & cộng sự, 2024; Chang & cộng sự, 2024; Xiong & cộng sự, 2023). Nghịch lý này yêu cầu các phân tích thực chứng cho việc thiết kế chính sách, hướng đến việc hình thành một nền tảng tương hỗ, bảo đảm AI và năng lượng tái tạo có thể cùng tiến bộ một cách bền vững (Xiong & cộng sự, 2023).

Những nghiên cứu mới đây đã phân tích mức độ tác động của AI và ML lên lĩnh vực môi trường và thị trường năng lượng. Đáng chú ý, Tiwari & cộng sự (2024) đã phân tích mối quan hệ hai chiều giữa thị trường AI và thị trường năng lượng bằng các phương pháp Cross-Quantilogram và Wavelet Local Multiple Correlations. Mặc dù vậy, bằng chứng thực nghiệm về cách mức độ ứng dụng AI hỗ trợ các nền kinh tế vượt qua bất ổn năng lượng vẫn còn rất hạn chế. Đặc biệt, phần lớn tài liệu hiện hành chỉ mới mô tả mối quan hệ tổng quát, mà chưa phân tách được tác động ngắn hạn và dài hạn. Đồng thời, cơ chế truyền dẫn thông qua đó AI có thể làm giảm, khuếch đại hoặc chuyển hướng các cú sốc năng lượng cũng chưa được phân tích một cách hệ thống. Khoảng trống này cho thấy nhu cầu cấp thiết giải thích đầy đủ và toàn diện động lực tương tác giữa AI và các cuộc khủng hoảng năng lượng.

Từ những khoảng trống trên, nghiên cứu của chúng tôi có ít nhất ba đóng góp đáng kể. Thứ nhất, nghiên cứu tiên phong khám phá mối quan hệ hai chiều giữa AI và sự bất ổn phát sinh trên thị trường năng lượng. Thứ hai, nghiên cứu ứng dụng phương pháp hiệu quả để đánh giá khả năng truyền sốc giữa các chỉ số với mô hình tự hồi quy phân vị (QVAR) làm rõ mối liên hệ giữa sự bất ổn của thị trường năng lượng và AI. Thứ ba, nghiên cứu tiên phong trong việc phân tích ảnh hưởng của các sự kiện bất ngờ đến mối tương quan giữa biến động do AI gây ra và sự bất định trong lĩnh vực năng lượng. Mô hình QVAR cung cấp cái nhìn đa chiều về mối quan hệ giữa AI và sự bất định trên thị trường năng lượng bằng cách xác định các con đường mà các cú sốc của AI và khủng hoảng năng lượng được truyền tải. Cách tiếp cận này đồng thời phân tích được cả tác động ngắn hạn lẫn dài hạn, từ đó mang lại cơ sở phục vụ quá trình hoạch định chính sách.

Các phần còn lại trong nghiên cứu được sắp xếp theo thứ tự sau: Phần 2 thảo luận về các nghiên cứu trước. Phần 3 chứa thông tin về dữ liệu, nguồn lực và phương pháp luận. Phần 4 chứa số liệu thống kê và nhận xét. Phần 5 tóm tắt kết luận và đưa ra các đề xuất chính sách.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Nền tảng lý thuyết về ứng dụng AI trong lĩnh vực năng lượng

Liao & cộng sự (2024) khẳng định rằng học máy (ML) và AI thúc đẩy giám sát, quản lý và vận hành hiện tại; tích hợp năng lượng tái tạo, quản lý sự không chắc chắn, bất ổn, điều chỉnh hoàn cảnh và giám sát các khía cạnh mới của lưới điện thông minh đều phụ thuộc vào hệ thống điện. Mặc dù vậy, khi áp dụng ML nhằm mục đích linh hoạt và tối ưu hóa, các chiến lược mới cũng cần được hợp nhất vào cơ sở hạ tầng sẵn có. Điều này đòi hỏi việc nâng cấp đồng bộ cả phần cứng lẫn phần mềm để đảm bảo tính tương thích và hiệu quả

vận hành. Hơn nữa, năng lực quản trị dữ liệu và an ninh mạng cũng phải được tăng cường nhằm hỗ trợ triển khai ML và AI một cách an toàn và bền vững trong toàn bộ hệ thống năng lượng (Wang & cộng sự, 2024).

Trong bối cảnh thế giới ngày càng dựa vào các công nghệ số để xử lý những thách thức ngày càng phức tạp, việc triển khai AI đặc biệt trong ngành năng lượng phụ thuộc nhiều vào tác động bên ngoài. Vì vậy, cần hiểu rõ các điều kiện để áp dụng AI vừa đạt được hiệu quả và bền vững (Wang & cộng sự, 2024). Cùng với đó, việc tích hợp AI với cơ sở hạ tầng hiện có, thường đòi hỏi tính khả dụng của dữ liệu cao và các tiêu chuẩn mới là rào cản khi vừa duy trì kiến thức của con người vừa tận dụng tối đa AI. Hơn nữa, việc quản lý hệ thống năng lượng đòi hỏi mức độ linh hoạt trung bình, có thể bao gồm việc bổ sung nguồn cung cấp năng lượng mới hoặc điều chỉnh theo nhu cầu thay đổi (Knöttner & Hofmann, 2024). Dù các yếu tố như đánh giá hiệu suất và năng lực tương tác với người dùng chưa được quan tâm đầy đủ trong nhiều nghiên cứu, đây vẫn là những thành tố then chốt để xây dựng các hệ thống AI hoạt động tin cậy, an toàn và có tính bền vững trong dài hạn.

2.2. Ứng dụng AI hướng tới tăng cường sử dụng hiệu quả năng lượng

Câu chuyện về an ninh và bền vững năng lượng đã trở thành tâm điểm lo ngại ở quy mô toàn cầu (Gajdzik & cộng sự, 2024). Việc gia tăng dân số thế giới và kinh tế toàn cầu liên tục mở rộng đã tạo áp lực lớn lên nhu cầu tiêu thụ năng lượng (Gajdzik & cộng sự, 2024). Song song với đó, nhiều nước ngày càng coi trọng mục tiêu phát triển xanh và tối ưu hóa hiệu quả sử dụng năng lượng như những ưu tiên mang tính chiến lược và cấp bách. Việc thúc đẩy tăng trưởng kinh tế đi đôi với giảm phát thải, sử dụng năng lượng tiết kiệm và bền vững được xem là điều kiện then chốt để đảm bảo an ninh năng lượng, bảo vệ môi trường và đáp ứng các cam kết quốc tế về khí hậu (Chen & cộng sự, 2023). Đồng thời, việc thực hiện đồng bộ các mục tiêu này còn góp phần nâng cao chất lượng tăng trưởng, giảm chi phí môi trường và tạo nền tảng cho sự phát triển kinh tế – xã hội hài hòa trong dài hạn (Gajdzik & cộng sự, 2024).

Trước những thách thức này, AI dần khẳng định vị thế như một công cụ then chốt trong lĩnh vực năng lượng, giúp loại bỏ những rào cản cản trở hiệu quả vận hành, qua đó hỗ trợ tiến trình tăng trưởng dài hạn (Farghali & cộng sự, 2023). Một tác động tích cực khác của AI là khả năng nâng cao chất lượng ra quyết định chiến lược trong quản lý năng lượng thông qua phân tích dữ liệu quy mô lớn theo thời gian thực. Bằng việc phát hiện sớm các điểm bất thường, dự báo chính xác rủi ro và mô phỏng nhiều kịch bản thị trường khác nhau, AI hỗ trợ các nhà quản lý đưa ra các quyết định kịp thời và hiệu quả hơn (Gajdzik & cộng sự, 2024). AI mang đến một cách tiếp cận đa chiều, từ dự báo nhu cầu, tối ưu hóa sản xuất và tiêu thụ, đến triển khai các hệ thống điều khiển thông minh (Danish & Senjyu, 2023). Những đổi mới này mang lại nhiều lợi ích cụ thể, từ việc cắt giảm chi phí năng lượng đến giảm thiểu ảnh hưởng môi trường, qua đó thúc đẩy phát triển bền vững và tiến bộ xã hội (Danish & Senjyu, 2023). Mối liên hệ giữa AI và hiệu quả năng lượng ngày càng nổi bật và được chú ý rộng rãi bởi cả cộng đồng nghiên cứu và các doanh nghiệp trong ngành (Kumari & Devi, 2022). Tuy nhiên, như Ouadah & cộng sự (2022) và Arumugam & cộng sự (2022) nhấn mạnh việc triển khai AI hiệu quả trong lĩnh vực năng lượng đòi hỏi dữ liệu đầu vào chính xác và lựa chọn đúng thuật toán. Điều này phản ánh rằng việc ứng dụng AI nhằm nâng cao hiệu quả năng lượng vẫn đang chịu nhiều áp lực và thách thức đáng kể.

2.3. Khoảng trống nghiên cứu và đóng góp của nghiên cứu

Mặc dù các nghiên cứu gần đây đã bước đầu làm rõ vai trò của AI trong lĩnh vực môi trường và thị trường năng lượng, bằng chứng thực nghiệm về khả năng AI giúp các nền kinh tế ứng phó với bất ổn năng lượng vẫn còn hạn chế. Đặc biệt, tài liệu hiện nay chưa phân tách rõ tác động ngắn hạn – dài hạn cũng như các cơ chế truyền dẫn cú sốc năng lượng liên quan đến AI. Khoảng trống này cho thấy nhu cầu nghiên cứu sâu hơn về động lực tương tác giữa AI và các cuộc khủng hoảng năng lượng.

Xuất phát từ các khoảng trống nghiên cứu đã được chỉ ra, nghiên cứu này đóng góp ít nhất ba điểm mới quan trọng. Thứ nhất, nghiên cứu tiên phong xem xét mối quan hệ hai chiều giữa AI và mức độ bất ổn trên thị trường năng lượng. Thứ hai, nghiên cứu áp dụng mô hình tự hồi quy phân vị (QVAR) như một công cụ hiệu quả để đánh giá cơ chế truyền dẫn cú sốc giữa các chỉ số, qua đó làm rõ mối liên hệ giữa sự bất định của thị trường năng lượng và AI. Thứ ba, nghiên cứu là một trong những công trình đầu tiên phân tích tác

động của các sự kiện bất ngờ đối với mối tương quan giữa biến động do AI gây ra và mức độ bất định trong lĩnh vực năng lượng.

Thông qua mô hình QVAR, nghiên cứu cung cấp một góc nhìn đa chiều về mối quan hệ giữa AI và sự bất định trên thị trường năng lượng bằng cách xác định các kênh truyền dẫn của cú sốc AI và các cuộc khủng hoảng năng lượng. Cách tiếp cận này cho phép phân tích đồng thời cả tác động ngắn hạn và dài hạn, từ đó tạo nền tảng khoa học hữu ích cho quá trình hoạch định chính sách.

Do đó, nhóm nghiên cứu đề xuất giả thuyết sau:

H1: Việc triển khai AI trong lĩnh vực năng lượng làm giảm khủng hoảng năng lượng và sự bất ổn trên thị trường năng lượng.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Nghiên cứu này sử dụng các chỉ số Bất ổn về năng lượng (EUI) của các quốc gia theo tháng kết hợp giữa bất ổn kinh tế và các chỉ báo liên quan đến năng lượng (Dang & cộng sự, 2023). Lĩnh vực trí tuệ nhân tạo gồm các chỉ số như Global X Robotics & Artificial Intelligence (BOTZ), iShares Robotics and Artificial Intelligence Multisector (IRBO) và First Trust Nasdaq Artificial Intelligence and Robotics (ROBT) để phân tích biến động liên quan đến AI và robot. Các chỉ số BOTZ, IRBO và ROBT đầu tư vào các công ty ứng dụng hiệu quả công nghệ robot và AI. Thời gian nghiên cứu kéo dài từ tháng 6 năm 2018 đến tháng 10 năm 2022.

3.2. Phương pháp mô hình tự hồi quy theo phân vị (QVAR)

Theo Antonakakis & cộng sự (2020) và Chatziantoniou & cộng sự (2021), nhóm tác giả trước tiên tính toán kết nối cặp rỗng bằng cách sử dụng mô hình QVAR (p).

$$\mathbf{z}_t = \boldsymbol{\mu}_t(\tau) + \mathbf{d}_1(\tau)\mathbf{z}_{t-1} + \mathbf{d}_2(\tau)\mathbf{z}_{t-2} + \cdots + \mathbf{d}_p(\tau)\mathbf{z}_{t-p} + \mathbf{u}_t(\tau). \quad (1)$$

Chúng mô tả các vector thứ sinh biến đổi nội sinh, theo phân vị của một chỉ báo, độ dài độ trễ trong các mô hình QVAR, vector thứ sinh lỗi với ma trận phương sai - hiệp phương sai và vector trung bình có điều kiện. Chiến lược của Thế giới được sử dụng để chuyển mô hình QVAR(p) sang QVMA():

$$\mathbf{z}_t = \boldsymbol{\mu}(\tau) + \sum_{j=1}^p \mathbf{d}_j(\tau)\mathbf{z}_{t-j} + \mathbf{u}_t(\tau) = \boldsymbol{\mu}(\tau) + \sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{3}_i(\tau)\mathbf{u}_{t-i}. \quad (2)$$

Do đó, nghiên cứu ước tính sự phân tách của phương sai lỗi dự báo tổng quát (GFEVD) (Pesaran & Shin, 1998; Koop & cộng sự, 1996), là tâm điểm của kỹ thuật kết nối. Vì GFEVD có cấu trúc chung, ta có thể áp dụng nó để cho thấy ảnh hưởng của một cú sốc từ chuỗi j lên biến i , liên quan đến phương sai lỗi dự báo của biến i :

$$\gamma_{ij}(\check{U}) = \frac{(\Sigma(\tau))_{jj}^{-1} \sum_{\check{u}=0}^{\check{U}-1} \left((\mathbf{3}_h(\tau)\Sigma(\tau))_{ij} \right)^2}{\sum_{\check{u}=0}^{\check{U}} (\mathbf{3}_h(\tau)\Sigma(\tau)\mathbf{3}_h'(\tau))_{ii}} \quad (3)$$

$$\tilde{\gamma}_{ij}(H) = \frac{\gamma_{ij}(\check{U})}{\sum_{k=1}^N \gamma_{ij}(\check{U})} \quad (4)$$

trong đó làm rõ tác động của chuỗi j^{th} đối với phương sai của sự không chính xác dự đoán của chuỗi thứ i tại chân trời $\check{U}$. Các hàng sau đó chuẩn hóa tổng của chúng thậm chí không bằng một mà là $\tilde{\gamma}_{ij}$. Tiếp theo, danh tính bằng cách tiêu chuẩn hóa sau đó được chuẩn hóa:

$$\sum_{i=1}^N \tilde{Y}_{ij}(\check{U}) = 1 \text{ và } \sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^N \tilde{Y}_{ij}(H) = N \sum_{i=1}^N \tilde{Y}_{ij}(\check{U}) = 1 \text{ và } \sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^N \tilde{Y}_{ij}(H) = N$$

Trong giai đoạn sau, tất cả các biện pháp kết nối có thể được tính toán. Đầu tiên, nhóm tác giả tính toán kết nối cặp mạng như sau:

$$NPDC_{ij}(\check{U}) = \tilde{Y}_{ij}(\check{U}) - \tilde{Y}_{ji}(\check{U}) \quad (5)$$

Nếu $NPDC_{ij}(\check{U}) > 0$ ($NPDC_{ij}(\check{U}) < 0$) thì chuỗi j có ảnh hưởng lớn hơn (ít hơn) đến chuỗi i so với biến khác.

Tùy thuộc vào kết nối định hướng của chúng, cú sốc đối với một chỉ báo sẽ có tác động đến tất cả các chỉ báo khác như sau:

$$TO_i(\check{U}) = \sum_{i=1, i \neq j}^N \tilde{Y}_{ji}(\check{U}) \quad (6)$$

Khi một chỉ báo a nhận được một cú sốc, tổng kết nối định hướng FROM các chỉ số khác được mô tả như sau:

$$FROM_i(\check{U}) = \sum_{i=1, i \neq j}^N \tilde{Y}_{ij}(\check{U}) \quad (7)$$

Vì đó là sự khác biệt giữa TO và FROM các hệ thống khác, tổng kết nối định hướng ròng có thể được coi là chuỗi ảnh hưởng có trên hệ thống đang được xem xét.

$$NET_i(\check{U}) = TO_i(\check{U}) - FROM_i(\check{U}) \quad (8)$$

Nếu $NET_i > 0$ ($NET_i < 0$), mọi biến có ảnh hưởng đáng kể hơn (ít hơn) đến tất cả các biến khác. Do đó, biến đó là biến truyền sốc ròng (biến nhận sốc ròng). Tổng chỉ số kết nối (TCI) đo lường mức độ kết nối trong hệ thống như sau:

$$TCI(\check{U}) = N^{-1} \sum_{i=1}^N TO_i(\check{U}) = N^{-1} \sum_{i=1}^N FROM_i(\check{U}) \quad (9)$$

Do đó, số liệu cho thấy một cú sốc trong một chuỗi ảnh hưởng đến tất cả các chuỗi khác như thế nào - rủi ro của thị trường tăng theo giá trị của nó và ngược lại. Trọng tâm của nghiên cứu này là đánh giá kết nối miền thời gian. Vùng tần số cũng đang được đánh giá về tính kết nối. Nghiên cứu có thể nghiên cứu kết nối trong dải tần số thông qua phương pháp phân hủy quang phổ được phát triển bởi Stiasny (1996). Hàm được khám phá theo cách sau: $\mathfrak{Z}(e^{-i\omega}) = \sum_{\check{u}=0}^{\infty} e^{-i\omega h} \mathfrak{Z}_{\check{u}}$, trong đó $i = \sqrt{-1}$ và ω là tần số tương ứng với mật độ quang phổ x_t của tần số ω . Điều này được thể hiện bằng phép biến đổi Fourier của QVMA(∞):

$$S_{\mathbb{Z}}(\omega) = \sum_{\check{u}=-\infty}^{\infty} E(\mathbb{Z}_t \mathbb{Z}'_{t-h}) e^{-i\omega h} = \mathfrak{Z}(e^{-i\omega h}) \sum_t \mathfrak{Z}(e^{+i\omega h}) \quad (10)$$

Tần số GFEVD được tính bằng cách kết hợp mật độ quang phổ và GFEVD. GFEVD cần được chuẩn hóa trong miền tần số giống như trong miền thời gian. Công thức sau đây có thể được sử dụng để thực hiện điều này:

$$Y_{ij}(\omega) = \frac{(\Sigma(\tau))_{jj}^{-1} \left| \sum_{\tilde{u}=0}^{\infty} (\mathbf{3}(\tau)(e^{-i\omega h})\Sigma(\tau))_{ij} \right|^2}{\sum_{\tilde{u}=0}^{\infty} (\mathbf{3}(e^{-i\omega h})\Sigma(\tau)\mathbf{3}(\tau)(e^{i\omega h}))_{ii}} \quad (11)$$

$$\tilde{Y}_{ij}(\omega) = \frac{Y_{ij}(\omega)}{\sum_{k=1}^N Y_{ij}(\omega)} \quad (12)$$

Trong đó $\tilde{Y}_{ij}(\omega)$ ở các tần số nhất định trong phổ của biến thứ i, một cú sốc trong chuỗi thứ j có thể được gán cho phân phối đó.

Nhóm tác giả tính kết nối ngắn và dài hạn bằng cách kết hợp tất cả các tần số trong một phạm vi nhất định thay vì sử dụng một tần số duy nhất, $d=(a,b); a,b \in (-\pi,\pi); a < b$:

$$\tilde{Y}_{ij}(d) = \int_a^b \tilde{Y}_{ij}(\omega) d\omega \quad (13)$$

Các phương trình cuối cùng của nhóm tác giả dựa trên Baruník & Křehlík (2018) về các phép đo miền tần số và ước tính miền thời gian của Diebold & Ylmaz (2012, 2014):

$$NPDC_{ij}(\tilde{U}) = \sum_d NPDC_{ij}(d) \quad (14)$$

$$TO_i(\tilde{U}) = \sum_d TO_i(d) \quad (15)$$

$$FROM_i(\tilde{U}) = \sum_d FROM_i(d) \quad (16)$$

$$NET_i(\tilde{U}) = \sum_d NET_i(d) \quad (17)$$

$$TCI(\tilde{U}) = \sum_d TCI(d) \quad (18)$$

Khác với các mô hình VAR truyền thống chỉ phản ánh tác động trung bình, mô hình QVAR cho phép phân tích mối quan hệ động giữa AI và bất ổn thị trường năng lượng dưới các trạng thái rủi ro khác nhau của thị trường. Mỗi phân vị được diễn giải như một trạng thái riêng biệt, từ điều kiện ổn định (các phân vị thấp) đến các giai đoạn căng thẳng hoặc khủng hoảng (các phân vị cao). Cách tiếp cận này đặc biệt phù hợp trong bối cảnh thị trường năng lượng chịu các cú sốc bất đối xứng, nơi phản ứng của thị trường đối với AI thay đổi theo mức độ bất ổn. Do đó, QVAR giúp làm rõ cách các cú sốc công nghệ lan truyền khác nhau giữa các trạng thái thị trường.

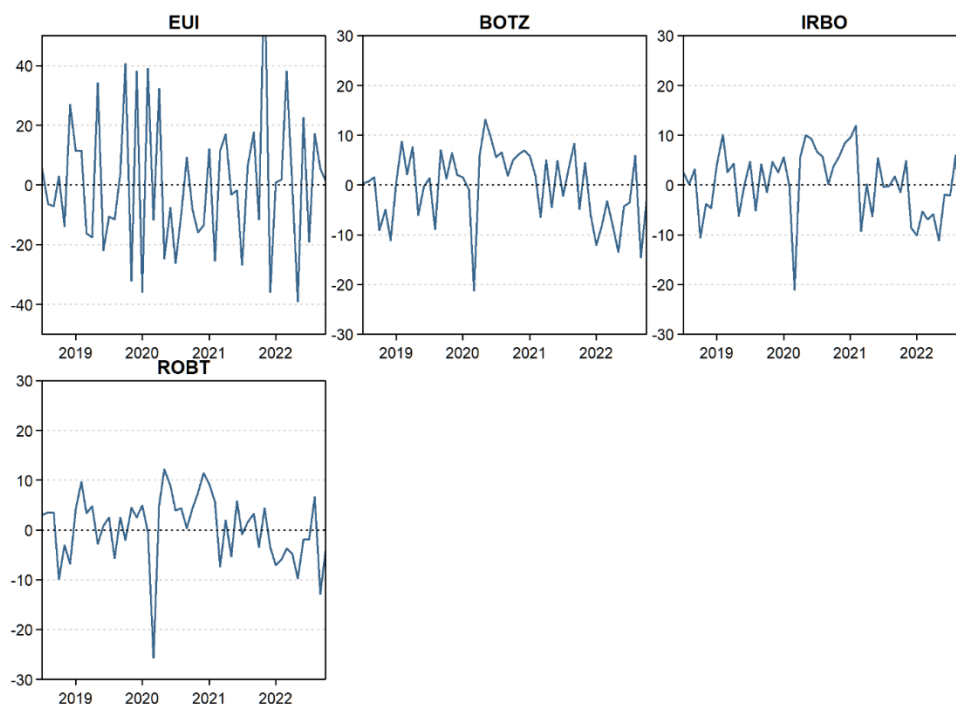
Trong nghiên cứu này, mô hình QVAR được sử dụng để nhận diện cơ chế truyền dẫn cú sốc hai chiều giữa các chỉ số AI và bất ổn năng lượng thông qua phân rã phương sai sai số dự báo tổng quát theo phân vị (GFEVD). Việc kết hợp QVAR với khung phân tích kết nối cho phép xác định vai trò truyền sốc rỗng hoặc nhận sốc rỗng của AI dưới các điều kiện thị trường khác nhau. Nhờ đó, mô hình làm rõ tính bất đối xứng và phụ thuộc trạng thái của mối quan hệ AI–thị trường năng lượng, vượt ra ngoài các kết quả trung bình của các nghiên cứu trước.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Hình 1 minh họa lợi nhuận của các chỉ số, trong đó bất ổn về năng lượng biến động cao nhất. Tốc độ tăng của chỉ số này gia tăng ổn định cho đến khoảng năm 2020, kèm theo các giao động đáng kể, trước khi đạt đỉnh vào cuối năm 2022 và sau đó suy giảm. Xu hướng này được cho là do các cuộc khủng hoảng như đại

Hình 1. Tốc độ tăng trưởng



dịch COVID-19 và căng thẳng giữa Nga và Ukraine. Ngược lại, BOTZ, IRBO và ROBT cho thấy mức biến động tương đối ổn định trong khoảng từ -20 đến 20, với biến động đáng kể trong nửa cuối năm 2019 đến đầu năm 2020.

Bảng 1 cho thấy tất cả các chuỗi có tăng trưởng trung bình dương, ngoại trừ BOTZ. Đồng thời, EUI và ROBT phân phối phi chuẩn (non-normal distribution) theo xác định của Jarque & Bera (1980). Việc áp

Bảng 1. Thống kê mô tả

	EUI	BOTZ	IRBO	ROBT
Mean	0,574 (0,860)	-0,306 (0,759)	0,029 (0,976)	0,324 (0,731)
Variance	541,821	50,942	46,569	45,655
Skewness	0,726** (0,028)	-0,659** (0,043)	-0,613* (0,058)	-1,111*** (0,002)
Ex.Kurtosis	0,736 (0,163)	0,079 (0,586)	0,210 (0,458)	2,597*** (0,006)
JB	5,744* (0,057)	3,780 (0,151)	3,349 (0,187)	25,307*** (0,000)
ERS	-2,853*** (0,007)	-2,156** (0,037)	-1,986* (0,054)	-2,251** (0,030)
Q(20)	25,762*** (0,001)	11,190 (0,383)	12,591 (0,262)	8,237 (0,700)
Q2(20)	5,539 (0,930)	4,537 (0,972)	5,724 (0,920)	2,887 (0,998)

dụng kiểm định nghiệm đơn vị ERS (Elliott & cộng sự, 1996) tiếp tục xác nhận tính dừng (stationarity) của tất cả các chỉ số. Tuy nhiên, kết quả trở nên phức tạp hơn khi kiểm định portmanteau có trọng số (Fisher & Gallagher, 2012) cho thấy hiện tượng tự tương quan (autocorrelation) chỉ ảnh hưởng đến lợi nhuận trong Chỉ số Bất ổn về Năng lượng (EUI). Những phát hiện này cung cấp bằng chứng thuyết phục về việc áp dụng Mô hình tự hồi quy phân vị (QVAR) để đánh giá mối quan hệ giữa bất ổn về năng lượng và AI.

4.2. Kết quả mô hình

Bảng 2 trình bày trung bình kết nối chung. Phần đường chéo trong bảng này đo lường biến động của một biến theo sốc của chính biến đó, còn các thành phần khác có hai ý nghĩa. Thứ nhất là tác động của biến số này đối với thay đổi của các biến số khác (FROM). Thứ hai là tác động của các biến số khác tới biến động của biến số đang xét (TO). Cụ thể, trong Bảng 2, các hàng biểu thị tác động của từng chỉ số riêng lẻ đối với phương sai sai số dự đoán của một chỉ số, còn các cột thể hiện ảnh hưởng của chỉ số đó đối với tất cả các chỉ số khác.

Trong Phần A của Bảng 2, giá trị trung bình của TCI là 68,28% chỉ ra sự lan truyền biến động giữa thị trường năng lượng và AI giải thích 68,28% sự biến động của thị trường. Như vậy, khoảng hơn 30% sự thay

Hình 2. Trung bình kết nối chung

Phần A: Toàn bộ mẫu

	EUI	BOTZ	IRBO	ROBT	FROM
EUI	38,83	24,95	17,20	19,03	61,17
BOTZ	17,68	33,80	22,66	25,87	66,20
IRBO	18,43	30,04	26,94	24,59	73,06
ROBT	18,03	30,52	24,13	27,32	72,68
TO	54,15	85,50	63,98	69,48	TCI
NET	-7,02	19,30	-9,07	-3,20	68,28

Phần B: 1-5

	EUI	BOTZ	IRBO	ROBT	FROM
EUI	36,21	20,12	15,21	15,86	51,20
BOTZ	13,94	21,42	16,26	17,07	47,27
IRBO	14,11	19,37	19,30	16,27	49,75
ROBT	12,52	17,43	14,73	15,74	44,68
TO	40,57	56,92	46,21	49,20	TCI
NET	-10,63	9,65	-3,54	4,52	48,23

Phần C: 5-inf

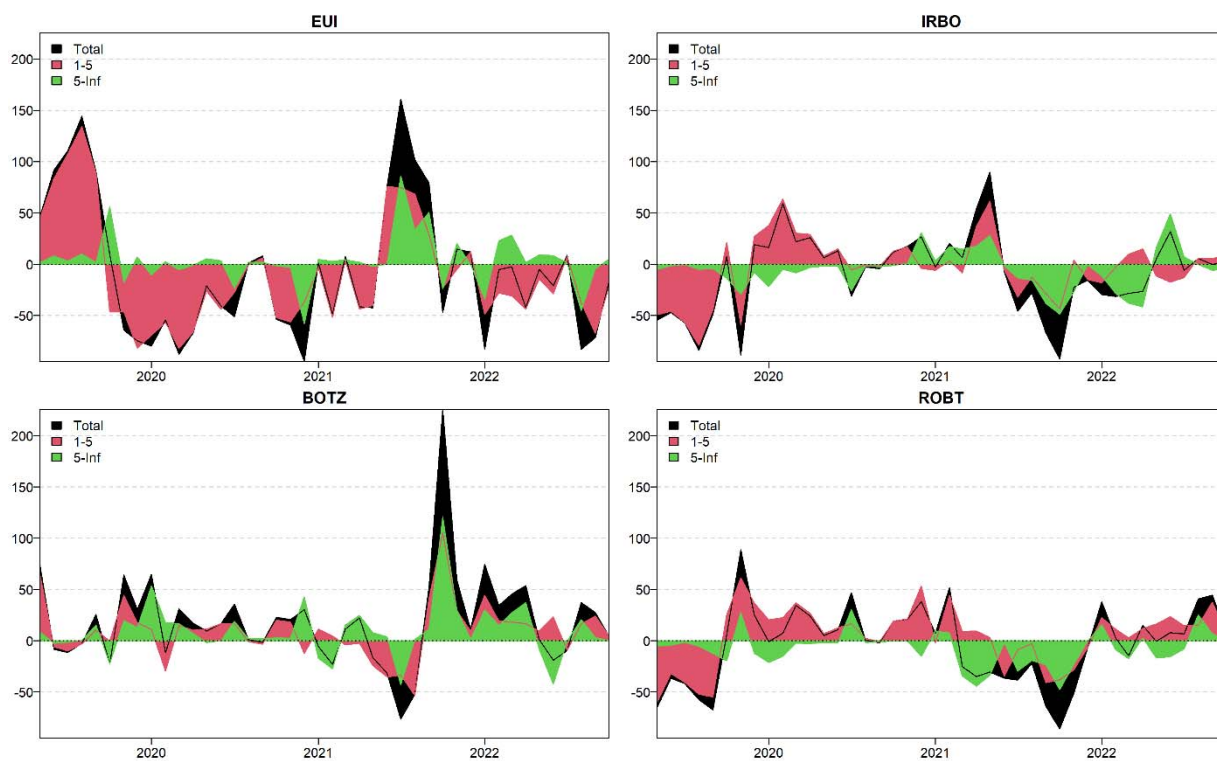
	EUI	BOTZ	IRBO	ROBT	FROM
EUI	2,62	4,82	1,98	3,17	9,98
BOTZ	3,74	12,38	6,39	8,80	18,93
IRBO	4,32	10,67	7,64	8,32	23,31
ROBT	5,52	13,09	9,40	11,58	28,00
TO	13,58	28,58	17,77	20,28	TCI
NET	3,60	9,65	-5,53	-7,72	20,05

đổi phương sai là do sự biến động của chính biến đó. BOTZ là chỉ số AI truyền sốc ròng chính trên thị trường. Trong khi đó, IRBO, sự bất ổn của thị trường năng lượng và ROBT đóng vai trò nhận sốc ròng theo mức độ giảm dần.

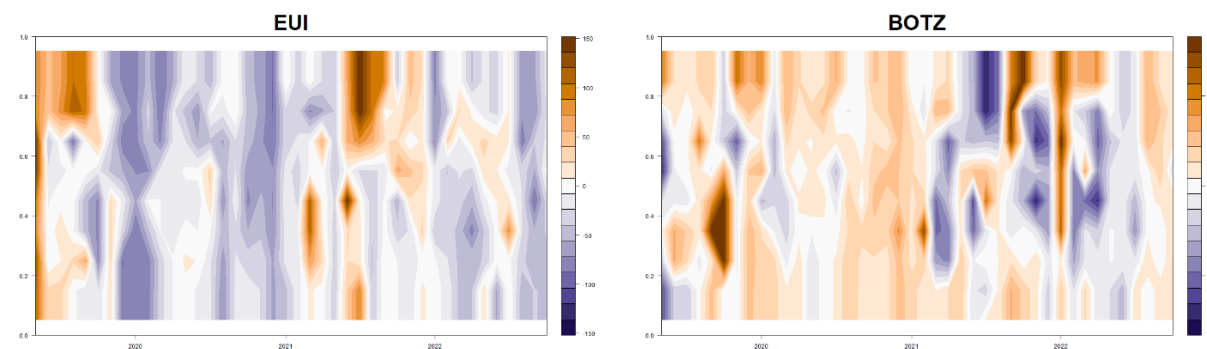
Mỗi chỉ số có vai trò khác nhau trong ngắn hạn và dài hạn. Tổng kết nối trung bình (TCI) trong ngắn hạn cho thấy sự lan truyền sốc giữa các chỉ số giải thích 48,23% sự biến động chung. Tuy nhiên, trong dài hạn, chỉ số này giảm đột biến còn 20,05%. Kết quả này chứng tỏ rằng sự lan truyền sốc giữa bất ổn năng lượng và AI trong ngắn hạn thường lớn hơn so với dài hạn. BOTZ giữ nguyên vai trò truyền sốc ròng và IRBO vẫn nhận sốc ròng trong cả hai thời kì. Bên cạnh đó, sự bất ổn của thị trường năng lượng lại chuyển từ nhận sốc ròng sang truyền sốc ròng trong dài hạn. Trong khi ROBT có vai trò đối lập EUI.

Hình 2 trình bày tổng kết nổi theo phân vị. Màu sắc đậm hơn trên biểu đồ cho thấy mức độ kết nối lớn hơn. Ngoài ra, mức phân vị 50% có tổng kết nổi ổn định trong toàn bộ mẫu. Dải màu trên trục tung thể hiện thời điểm rủi ro khác nhau giữa các phân vị, điều này có thể cho thấy khủng hoảng kinh tế tổng quát.

Hình 3. Kết nối rỗng thay đổi theo thời gian: QVAR

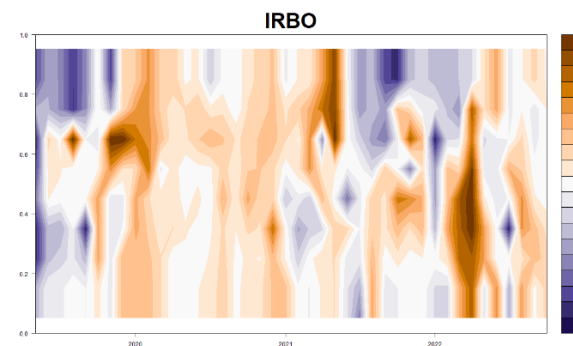


Hình 4. Kết nối rỗng theo phân vị: QVAR

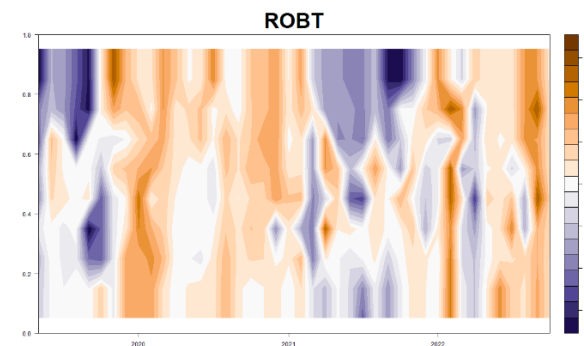


a. EUI

b. BOTZ



c. IRBO



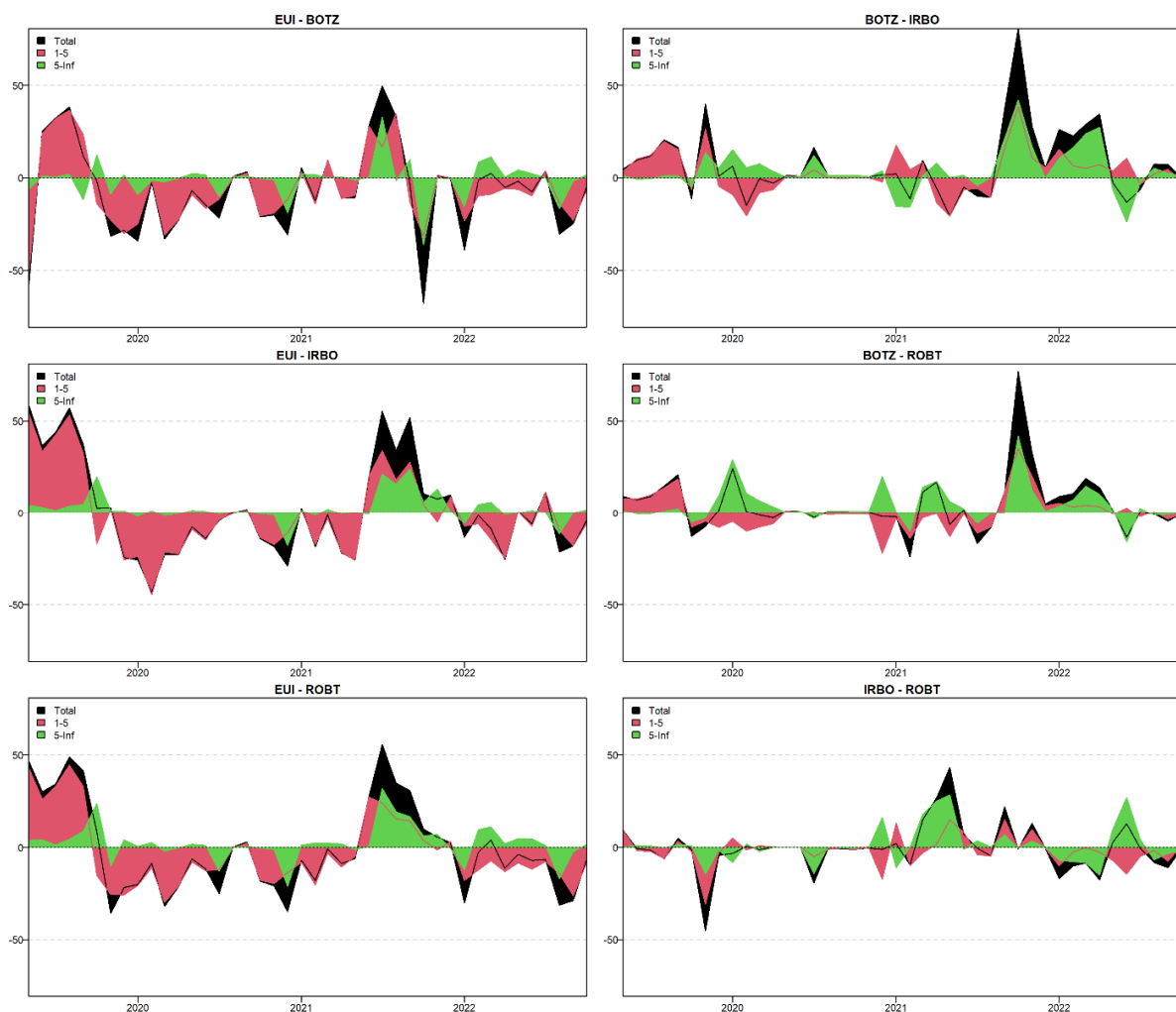
d. ROBT

thời điểm nổi bật như dịch COVID-19 bắt đầu từ năm 2020 và cuộc chiến Ukraine-Nga bùng phát vào ngày 24 tháng 2 năm 2022 có màu cam đậm hơn ở tất cả phân vị. Tính liên kết xung quanh giá trị trung bình của trực y đối xứng cho thấy mức độ lan truyền sốc giữa thị trường năng lượng và AI trở nên mạnh mẽ trong cả điều kiện thị trường bình ổn lẫn khi xảy ra khủng hoảng.

Trong nghiên cứu về tính kết nối, vai trò truyền sốc ròng của các biến rất quan trọng với nhà quản lý rủi ro và nhà đầu tư. Kết nối ròng trong ngắn hạn cho thấy một chỉ số đóng vai trò truyền sốc ròng hoặc nhận sốc ròng. Ngược lại, cơ chế lan truyền trong dài hạn cung cấp cái nhìn tổng quan. Nghiên cứu phân tích tổng kết nối ròng trong cả hai thời kì. Các chỉ số đóng vai trò khác nhau trong những thời điểm khác nhau trong Hình 3. Vai trò của sự bất ổn trên thị trường năng lượng trong ngắn hạn vượt trội trong dài hạn. Sự biến động năng lượng chủ yếu nhận sốc ròng từ 2020 tới 2022 trừ một thời gian ngắn truyền sốc ròng vào năm 2019 và giữa năm 2021. Trong khi đó, BOTZ chủ yếu đóng vai trò truyền sốc ròng đối lập với EUI trong cả ngắn hạn và dài hạn. IRBO và ROBT chủ yếu đóng vai trò nhận sốc ròng trong dài hạn từ 2019 tới đầu 2022. Ngược lại, trong ngắn hạn, IRBO và ROBT nhận sốc ròng trước năm 2020 và nửa cuối năm 2021 và chuyển sang truyền sốc ròng trong giai đoạn 2020 - giữa 2021. Từ năm 2022, IRBO chuyển sang nhận sốc ròng còn ROBT đóng vai trò ngược lại.

Tiếp theo, kết nối ròng theo phân vị được trình bày trong Hình 5. Trên các biểu đồ này, các màu ám hơn cho thấy vai trò truyền sốc ròng và ngược lại. Các chỉ số gia tăng nhận và truyền sốc ròng ở phân vị trên 80%. Các cuộc khủng hoảng trong giai đoạn 2020-2021 (sau COVID-19) và 2022 (Khủng hoảng Nga -

Hình 5. Kết nối theo cặp ròng thay đổi theo thời gian



Ukraine) có tác động đáng kể. Đầu tiên, bất ổn trên thị trường năng lượng chủ yếu nhận sốc ròng trong năm 2020 ở tất cả phân vị và ở phân vị dưới 20% và trên 80% vào năm 2022. Trong khi đó, bất ổn năng lượng truyền sốc ròng trên tất cả phân vị năm 2019 và truyền sốc ròng mạnh mẽ năm 2021 ở phân vị trên 60%. BOTZ, IRBO, ROBT chủ yếu truyền sốc ròng trên tất cả các phân vị trong năm 2020 và 2022. Trong khi đó, các chỉ số này nhận sốc ròng ở các phân vị dưới 20% và trên 80% trong năm 2021.

Cuối cùng, kết nối theo cặp làm rõ vai trò của từng chỉ số đối với các chỉ số khác. Đặc biệt, đối với bất ổn năng lượng, kết nối theo cặp trong dài hạn đa phần trùng với xu hướng trong ngắn hạn. Bất ổn năng lượng đa phần bị chi phối bởi các chỉ số AI như BOTZ, IRBO, ROBT từ 2020 tới đầu năm 2021 và từ cuối 2021 tới cuối 2022. Trong khi đó, vào giữa năm 2019 và giữa năm 2021, bất ổn năng lượng chi phối ngược lại các chỉ số AI. Nói cách khác, AI đóng vai trò quan trọng trong việc ổn định biến động năng lượng trong cả ngắn hạn và dài hạn. Kết quả nghiên cứu này đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm ủng hộ giả thuyết H1 được xây dựng trước đó. Tác động của AI đối với bất ổn năng lượng bao gồm cả hai chiều. Về mặt tiêu cực, theo World Economic Forum (2025), tình thế nan giải về năng lượng liên quan đến các công nghệ AI đã làm dấy lên mối lo ngại ngày càng tăng, do các hoạt động của trung tâm AI - như huấn luyện các mô hình AI lớn và duy trì các tương tác AI - đặc biệt tiêu tốn năng lượng, tạo ra những lo ngại đồng thời về tiêu tốn năng lượng và tài nguyên. Dự báo đến năm 2028, mức tiêu thụ điện liên quan đến AI có thể tăng lên từ 14 đến 18,7 GW đặt ra thách thức đối với hệ thống điện (Statista, 2023).

Mặt khác, AI cũng giúp các công ty sản xuất tối ưu hóa năng lượng và nâng cao hiệu quả hoạt động (Liu & cộng sự, 2022). Giá trị thị trường của AI trong lĩnh vực năng lượng có thể đạt tới 13 tỷ USD, nhấn mạnh tốc độ được áp dụng nhanh chóng trong toàn bộ chuỗi cung ứng, quản lý tài nguyên và vận hành (Chapman & cộng sự, 2025). Ủy ban Châu Âu đã xác định “chuyển đổi kép” (twin transition), coi tiến trình hướng tới năng lượng sạch và AI là song song và mang tính bổ trợ lẫn nhau (Tabares & cộng sự, 2025).

Bên cạnh đó, có mối quan ngại lớn liên quan đến sự bất cân xứng trong tốc độ phát triển AI giữa nhóm các quốc gia và làm trầm trọng thêm khoảng cách công nghệ toàn cầu. Hiện nay, các nước phát triển giữ vị thế tiên phong trong cuộc đua AI, nhiều quốc gia đang phát triển có nguy cơ tụt lại phía sau và bị phụ thuộc công nghệ, thậm chí bị xem như những “vùng ngoại vi công nghệ” trong trật tự kinh tế số mới (Alonso & cộng sự, 2020; Fan & Quiang, 2024).

5. Kết luận và giải pháp

Nghiên cứu sử dụng mô hình QVAR để đánh giá mức độ lan truyền rủi ro giữa bất ổn năng lượng và các chỉ số AI từ tháng 6/2018 tới tháng 10/2022. Nghiên cứu chứng minh sự thay đổi theo thời gian của mức độ lan truyền rủi ro khi bùng phát COVID-19 và khủng hoảng Nga-Ukraine, bất ổn trên thị trường năng lượng chủ yếu nhận sốc ròng trong năm 2020 ở tất cả phân vị và ở phân vị dưới 20% và trên 80% vào năm 2022. Trong khi đó, bất ổn năng lượng truyền sốc ròng trên tất cả phân vị năm 2019 và truyền sốc ròng mạnh mẽ năm 2021 ở phân vị trên 60%. Kết nối theo cặp cho thấy bất ổn năng lượng đa phần bị chi phối bởi các chỉ số AI như BOTZ, IRBO, ROBT từ 2020 tới đầu năm 2021 và từ cuối 2021 tới cuối 2022. Trong khi đó, vào giữa năm 2019 và giữa năm 2021, bất ổn năng lượng chi phối ngược lại các chỉ số AI. Nói cách khác, AI có trách nhiệm đã đóng vai trò quan trọng trong việc ổn định biến động năng lượng trong cả ngắn hạn và dài hạn. AI sẽ đóng vai trò then chốt trong việc tối ưu hóa tài nguyên và dự báo giá cả. Sự mở rộng của AI đòi hỏi sự giám sát quy định chặt chẽ hơn, các chính sách thúc đẩy việc ứng dụng AI một cách có đạo đức, cũng như các can thiệp thị trường dựa trên AI nhằm tăng cường an ninh năng lượng.

Nghiên cứu này có đóng góp quan trọng cả về mặt lý thuyết lẫn thực tiễn đối với liên kết động giữa AI và an ninh năng lượng. Về mặt lý thuyết, bằng việc tiên phong ứng dụng mô hình QVAR, nghiên cứu đã làm sáng tỏ đặc tính phi tuyến, bất đối xứng theo bối cảnh thị trường của cơ chế lan truyền rủi ro. Thay vì chỉ tập trung vào tác động trung bình, nghiên cứu chỉ ra rằng vai trò của bất ổn năng lượng có thể thay đổi

linh hoạt từ nhận sốc sang truyền sốc tùy theo các điều kiện thị trường ở những phân vị cực đoan khi xảy ra khủng hoảng.

Về mặt thực tiễn, nghiên cứu gợi ý cho nhà đầu tư đặc biệt trong việc thiết kế các chiến lược đa dạng hóa danh mục và quản trị rủi ro theo hướng hiệu quả và thích ứng hơn với biến động. Đối với giới hoạch định chính sách, kết quả làm nổi bật nhu cầu xây dựng một cơ chế giám sát và điều hành, vừa tạo điều kiện cho AI phát huy vai trò ổn định hệ thống, vừa giảm thiểu nguy cơ rủi ro mang tính lan truyền do sự gắn kết ngày càng sâu giữa công nghệ và thị trường năng lượng.

Dựa trên các kết quả về kết nối động giữa AI và thị trường năng lượng đặc biệt trong các cuộc khủng hoảng, một số hàm ý chính sách được đề xuất như sau. Trước hết, cần xây dựng một khuôn khổ giám sát rủi ro hệ thống mang tính linh hoạt, trong đó áp dụng các chỉ số cảnh báo sớm dựa trên phân vị nhằm nhận diện kịp thời nguy cơ lan truyền rủi ro. Ngoài ra, để tận dụng vai trò ổn định của công nghệ, chính sách cần chủ động thúc đẩy đổi mới AI có trách nhiệm thông qua các cơ chế hỗ trợ nghiên cứu - phát triển (R&D) và mô hình thử nghiệm pháp lý (sandbox), đặc biệt ưu tiên các giải pháp góp phần giảm thiểu biến động trong lĩnh vực năng lượng.

Lời thừa nhận/cảm ơn: Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ Phát triển khoa học và công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong đề tài mã số 502.01-2023.25.

Tài liệu tham khảo:

- Abakah, E.J.A., Tiwari, A.K., Lee, C.C. & Ntow-Gyamfi, M. (2024). Quantile price convergence and spillover effects among Bitcoin, Fintech, and artificial intelligence stocks. *International Review of Finance*, <https://doi.org/10.1111/irfi.12393>
- Adebayo, T.S., Oladipupo, S.D., Adeshola, I. & Rjoub, H. (2022). Wavelet analysis of impact of renewable energy consumption and technological innovation on CO2 emissions: Evidence from Portugal. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(16), 23887-23904. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-17708-8>
- Alonso, C., Kothari, S. & Rehman, S. (2020). *How Artificial Intelligence Could Widen the Gap Between Rich and Poor Nations*. IMF. <https://www.imf.org/en/Blogs/Articles/2020/12/02/blog-how-artificial-intelligence-could-widen-the-gap-between-rich-and-poor-nations>
- Antonakakis, N., Chatziantoniou, I. & Gabauer, D. (2020). Refined Measures of Dynamic Connectedness based on Time-Varying Parameter Vector Autoregressions. *Journal of Risk and Financial Management*, 13(4), 4. <https://doi.org/10.3390/jrfm13040084>
- Arumugam, S.K., Mohammed, A.S., Nagarajan, K., Ramasubramanian, K., Goyal, S.B., Verma, C., Mihaltan, T.C. & Safirescu, C.O. (2022). A novel energy-efficient threshold-based algorithm for wireless body sensor network. *Energies*, 15(16), 6095. <https://doi.org/10.3390/en15166095>
- Baruník, J. & Křehlík, T. (2018). Measuring the Frequency Dynamics of Financial Connectedness and Systemic Risk. *Journal of Financial Econometrics*, 16(2), 271-296. <https://doi.org/10.1093/jjfinec/nby001>
- Chang, K., Luo, D., Dong, Y. & Xiong, C. (2024). The impact of green finance policy on green innovation performance: Evidence from Chinese heavily polluting enterprises. *Journal of Environmental Management*, 352, 119961. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2023.119961>
- Chapman, M., Gazula, Y. & Drukarch, H. (2025). *Harnessing Responsible AI in Energy: Practical Considerations for Key Use Cases*. Responsible AI. <https://www.responsible.ai/harnessing-responsible-ai-in-energy-practical-considerations-for-key-use-cases/>

-
- Chatziantoniou, I., Gabauer, D. & Stenfors, A. (2021). Interest rate swaps and the transmission mechanism of monetary policy: A quantile connectedness approach. *Economics Letters*, 204, 109891. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2021.109891>
- Chen, G., Yang, J., Huang, B., Ma, C., Tian, F., Ge, L., Xia, L. & Li, J. (2023). Toward digital twin of the ocean: From digitalization to cloning. *Intelligent Marine Technology and Systems*, 1(1), 3. <https://doi.org/10.1007/s44295-023-00003-2>
- Dang, T.H., Nguyen, C.P., Lee, G.S., Nguyen, B.Q. & Le, T.T. (2023). Measuring the energy-related uncertainty index. *Energy Economics*, 124, 106817. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106817>
- Danish, M.S.S. & Senjyu, T. (2023). Shaping the future of sustainable energy through AI-enabled circular economy policies. *Circular Economy*, 2(2), 100040. <https://doi.org/10.1016/j.cec.2023.100040>
- Diebold, F.X. & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57-66. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2011.02.006>
- Diebold, F.X. & Yilmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of Econometrics*, 182(1), 119-134. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.04.012>
- Elliott, G., Rothenberg, T.J. & Stock, J.H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64(4), 813-836. <https://doi.org/10.2307/2171846>
- Fan, Q. & Quiang, C.Z. (2024). *Tipping the scales: AI's dual impact on developing nations*. World Bank Blogs. <https://blogs.worldbank.org/en/digital-development/tipping-the-scales--ai-s-dual-impact-on-developing-nations>
- Farghali, M., Osman, A.I., Mohamed, I.M.A., Chen, Z., Chen, L., Ihara, I., Yap, P.S. & Rooney, D.W. (2023). Strategies to save energy in the context of the energy crisis: A review. *Environmental Chemistry Letters*, 21(4), 2003-2039. <https://doi.org/10.1007/s10311-023-01591-5>
- Fisher, T.J. & Gallagher, C.M. (2012). New Weighted Portmanteau Statistics for Time Series Goodness of Fit Testing. *Journal of the American Statistical Association*, 107(498), 777-787. <https://doi.org/10.1080/01621459.2012.688465>
- Gajdzik, B., Wolniak, R., Nagaj, R., Żuromskaitė-Nagaj, B. & Grebski, W.W. (2024). The Influence of the Global Energy Crisis on Energy Efficiency: A Comprehensive Analysis. *Energies*, 17(4), 4. <https://doi.org/10.3390/en17040947>
- Jarque, C.M. & Bera, A.K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255-259. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)
- Knöttner, S. & Hofmann, R. (2024). Assessment and conceptualization of industrial energy flexibility supply in mathematical optimization in a competitive and changing environment. *Energy Conversion and Management*, 304, 118205. <https://doi.org/10.1016/j.enconman.2024.118205>
- Koop, G., Pesaran, M.H. & Potter, S.M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 119-147. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01753-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4)
- Kumari, A. & Devi, C. (2022). The Impact of FinTech and Blockchain Technologies on Banking and Financial Services. *Technology Innovation Management Review*, 12(1/2), 22010204. <https://doi.org/10.22215/timreview/1481>
- Liao, Z., Kally, J. & Ru, S. (2024). *Probabilistic modeling of renewable energy sources in smart grids: A stochastic optimization perspective*. Susta.
- Liu, J., Qian, Y., Yang, Y. & Yang, Z. (2022). Can artificial intelligence improve the energy efficiency of manufacturing companies? Evidence from China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(4), 2091. <https://www.mdpi.com/1660-4601/19/4/2091>
- Ouadah, A., Zemmouchi-Ghomari, L. & Salhi, N. (2022). Selecting an appropriate supervised machine learning algorithm for predictive maintenance. *The International Journal of Advanced Manufacturing Technology*, 119(7-8), 4277-4301. <https://doi.org/10.1007/s00170-021-08551-9>
- Pesaran, H.H. & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17-29. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)00214-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0)
-

-
- Qing, L., Abbas, J., Najam, H., Ma, X. & Dagestani, A.A. (2024). Investment in renewable energy and green financing and their role in achieving carbon-neutrality and economic sustainability: Insights from Asian region. *Renewable Energy*, 224, 119830. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2023.119830>
- Statista (2023). *AI global power consumption forecast 2028*. <https://www.statista.com/statistics/1536969/ai-electricity-consumption-worldwide/>
- Stiassny, A. (1996). A spectral decomposition for structural VAR models. *Empirical Economics*, 21(4), 535-555. <https://doi.org/10.1007/BF01180700>
- Tabares, S., Parida, V. & Chirumalla, K. (2025). Twin transition in industrial organizations: Conceptualization, implementation framework, and research agenda. *Technological Forecasting and Social Change*, 213, 123995. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2025.123995>
- Tiwari, S., Khan, S., Mohammed, K.S. & Bilan, Y. (2024). Connectedness between artificial intelligence, clean energy, and conventional energy markets: Fresh findings from CQ and WLMC techniques. *Gondwana Research*, 136, 92-103. <https://doi.org/10.1016/j.gr.2024.08.013>
- Wang, B., Wang, J., Dong, K. & Nepal, R. (2024). How does artificial intelligence affect high-quality energy development? Achieving a clean energy transition society. *Energy Policy*, 186, 114010. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2024.114010>
- World Economic Forum. (2025). *AI's energy dilemma: Challenges, opportunities, and a path forward*. World Economic Forum. <https://www.weforum.org/stories/2025/01/ai-energy-dilemma-challenges-opportunities-and-path-forward/>
- Xiong, X., Masron, T.A. & Gondo, T.W. (2023). Can the green credit policy stimulate green innovation of heavily polluting enterprises in China?. *Frontiers in Environmental Science*, 10. <https://doi.org/10.3389/fenvs.2022.1076103>.

***Tác giả liên hệ: Lê Thanh Hà. Email: halethanh.kt@gmail.com**

TỔNG MỤC LỤC NĂM 2025

Số 331, tháng 01/2025

Quản lý rủi ro biến đổi khí hậu trong hoạt động tín dụng tại các ngân hàng thương mại Việt Nam

Phạm Thị Tuyết Trinh, Nguyễn Thị Hồng Vinh 2

Hành vi rủi ro đạo đức tại các ngân hàng thương mại Việt Nam – tiếp cận theo mô hình tam giác gian lận

Nguyễn Khoa Đức Anh, Đỗ Hoài Linh, Khúc Thế Anh 12

Các nhân tố ảnh hưởng tới nợ xấu tại các ngân hàng thương mại Việt Nam

Nguyễn Minh Phương, Tạ Thị Chinh, Trần Bình Minh, Đinh Phương Hà 23

Tác động của mức nắm giữ tiền mặt đến chi phí nghiên cứu và phát triển: Bằng chứng thực nghiệm từ các doanh nghiệp toàn cầu

Lê Quỳnh Liên 32

Tác động của quản trị công ty đến tính thận trọng trong kế toán tại các công ty niêm yết: Bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam

Ngô Nhật Phương Diễm 42

Ảnh hưởng của đổi mới sáng tạo dịch vụ đến sự hài lòng và ý định mua lại của khách hàng thế hệ Z

Đỗ Anh Đức 53

Ảnh hưởng của ứng dụng công nghệ du lịch thông minh đến ý định quay lại của du khách tại thành phố Cần Thơ

Huỳnh Diệp Trâm Anh, Hà Nam Khánh Giao, Hồ Thị Hương Lan 62

Ảnh hưởng của lãnh đạo số đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp thông qua chuyển đổi số: Nghiên cứu tại các doanh nghiệp nhỏ và vừa tỉnh Thanh Hoá

Đỗ Thị Mẫn 73

Phân phối lợi ích trong chuỗi giá trị sản phẩm cá bẹ vầu nuôi lồng nổi trên biển tại khu vực Nam Trung Bộ

Nguyễn Thị Nga 83

Số 332, tháng 02/2025

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

Mạc Thị Hải Yến 2

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

Phạm Hữu Hà 12

Tác động của chuyển đổi số tới tăng trưởng kinh tế địa phương tại Việt Nam	<i>Lê Hải Trung, Trần Trung Dũng, Lương Minh Hương, Lê Minh Thúy</i>	22
Ảnh hưởng của Blockchain và trí tuệ nhân tạo đến chất lượng kiểm toán độc lập tại Việt Nam	<i>Lại Thị Thu Thủy, Trần Bình Minh</i>	32
Tác động của bất định chính sách kinh tế toàn cầu đến chi phí vay ngân hàng tại Việt Nam	<i>Nguyễn Thị Ngọc Phượng, Nguyễn Xuân Thắng</i>	42
Lan tỏa rủi ro đuôi của thị trường tiền điện tử	<i>Ngô Thái Hưng, Nguyễn Khánh An</i>	52
Tác động của phong cách lãnh đạo số đến hành vi đổi mới sáng tạo trong công việc của nhân viên tại các doanh nghiệp Việt Nam: Vai trò trung gian của văn hóa số	<i>Lê Thị Mỹ Linh, Nguyễn Huy Độ, Trương Ngọc Minh, Nguyễn Hà Chi, Phạm Thảo Linh</i>	64
Hạnh phúc trong công việc đóng vai trò trung gian giữa công bằng tổ chức và sự cam kết của nhân viên	<i>Nguyễn Thành Long, Lê Trần Bảo Hân</i>	75
Đánh giá hiệu quả kỹ thuật với đầu ra không mong muốn trong chăn nuôi lợn thịt trên địa bàn thành phố Hà Nội	<i>Lê Thị Thu Hương</i>	85

Số 333, tháng 03/2025

Đóng góp vào tăng trưởng TFP gộp của doanh nghiệp xuất khẩu ngành công nghiệp chế biến chế tạo Việt Nam	<i>Nguyễn Thị Phương</i>	2
Ảnh hưởng của chuyển đổi số đến hành vi tránh thuế của các doanh nghiệp tại Việt Nam	<i>Lê Thanh Tâm, Lê Đức Hoàng, Phan Khánh Huyền, Trần Nguyễn Đức Trung, Nguyễn Thị Linh Giang, Phạm Thu Trang, Phạm Linh Chi</i>	11
Fintech, dân trí tài chính và thịnh vượng tài chính của người Việt Nam đi làm việc tại nước ngoài	<i>Trần Tuấn Vinh, Nguyễn Ngọc Sơn, Khúc Thế Anh, Nguyễn Đức Dương</i>	22
Mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và hiệu quả tài chính tại doanh nghiệp chế biến thức ăn chăn nuôi ở Việt Nam	<i>Nguyễn Thị Xuân</i>	33
Khác biệt về tiền lương, cơ hội việc làm, phúc lợi và điều kiện sống của lao động nhập cư và lao động bản địa: Trường hợp lao động tại các doanh nghiệp nhỏ và vừa ở Việt Nam	<i>Vũ Ngọc Thảo Vy, Phạm Tiến Thành</i>	43

Ảnh hưởng của hội chứng sợ bỏ lỡ tới quyết định đầu tư vàng tại Việt Nam	
<i>Nguyễn Xuân Hưng, Bùi Diệu Anh, Lê Nam Anh,</i> <i>Nguyễn Quỳnh Trang, Phạm Thị Hạnh, Nguyễn Minh Thảo</i>	53
Vai trò của nguồn lực và năng lực đối với lợi thế cạnh tranh của trường đại học tư thục trên địa bàn thành phố Hồ Chí Minh	
<i>Nguyễn Hải Quang, Mai Thiện</i>	64
Ảnh hưởng của giá trị cảm nhận và nhận thức rủi ro đến ý định tham gia du lịch mạo hiểm của thế hệ Z tại thành phố Cần Thơ	
<i>Nguyễn Hoài Phong, Nguyễn Minh Cảnh, Thái Phước Nghĩa</i>	74
Đánh giá tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài đến lượng kiều hối tại các nước Châu Á bằng mô hình hồi quy phân vị	
<i>Nguyễn Thị Hồng, Bùi Thu Trang, Nguyễn Thị Huyền Trang</i>	85

Số 334, tháng 04/2025

Mối quan hệ quản lý chuỗi cung ứng ngược và hiệu suất nông nghiệp thông minh tại Việt Nam	
<i>Lê Thanh Tiệp</i>	2
Ảnh hưởng của đặc điểm hội đồng quản trị đến mức độ làm tròn cổ tức của doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam	
<i>Trần Quốc Trung, Trần Hoài An</i>	14
Các nhân tố ảnh hưởng đến việc áp dụng phân tích dữ liệu lớn: Nghiên cứu tại Việt Nam	
<i>Trần Bình Minh, Nguyễn Thị Quế, Trương Thanh Hằng</i>	23
Phân rã tăng trưởng năng suất lao động của các nước đang phát triển giai đoạn từ năm 2000 – 2019 theo góc độ so sánh	
<i>Bùi Thùy Linh, Hồ Đình Bảo</i>	33
Tác động của nguồn vốn hỗ trợ phát triển chính thức đến lượng khí thải CO2 tại các quốc gia Châu Á: Tiếp cận theo ngưỡng đô thị hóa	
<i>Trần Ngọc Minh, Lê Phương Anh, Hoàng Yến Chi</i>	43
Mối liên kết giữa phát triển công nghiệp và tính bền vững môi trường: Bằng chứng từ các nước ASEAN	
<i>Đỗ Thị Hoa Liên</i>	53
Tác động của tài chính xanh lên chất lượng môi trường tại các quốc gia châu Á: Vai trò điều tiết của quy định môi trường theo hội nghị COP29	
<i>Đỗ Hồng Nhung, Nguyễn Quế Anh, Lương Thu Trang,</i> <i>Nguyễn Ngọc Thảo, Chung Minh Thắng, Đào Anh Tuấn</i>	63

Tiêu dùng năng lượng tái tạo, tham nhũng và tăng trưởng kinh tế ở các quốc gia Châu Á	<i>Lê Quang Cảnh</i>	74
Hành vi đối xử bất công của khách hàng và việc kiểm soát cảm xúc của nhân viên	<i>Phạm Văn Hạnh</i>	84
Ảnh hưởng của phát triển nông nghiệp đô thị đến thu nhập hộ dân tại tỉnh Thái Nguyên	<i>Đinh Hồng Linh, Vũ Bạch Diệp</i>	93
Số 335, tháng 05/2025		
Ảnh hưởng của tích tụ nhân tài đến tăng trưởng toàn diện tại Việt Nam	<i>Hoàng Thị Huệ, Nguyễn Phương Anh</i>	2
Áp lực của các bên liên quan và đổi mới sáng tạo sinh thái của doanh nghiệp dệt may Việt Nam: Vai trò của danh tiếng doanh nghiệp và áp lực từ thị trường quốc tế	<i>Trần Xuân Phúc, Đỗ Anh Đức, Hoàng Vũ Hiệp</i>	12
Đóng góp của quá trình tái phân bổ lao động đến tăng trưởng năng suất của các doanh nghiệp ngành công nghiệp chế biến chế tạo Việt Nam	<i>Lê Phương Thảo, Vũ Thành Hương, Phùng Mai Lan</i>	23
Khám phá tác động của phát triển bền vững đến hiệu suất tài chính: nghiên cứu thực nghiệm trên các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam - Góc nhìn từ bộ chỉ số CSI	<i>Đinh Phương Hà, Nguyễn Minh Phương, Bùi Huy Quang</i>	33
Tác động của tư duy kinh doanh và vai trò điều tiết của quản lý rủi ro đối với tính bền vững của đổi mới sáng tạo trong doanh nghiệp: Nghiên cứu trường hợp các doanh nghiệp công nghệ xanh tại Việt Nam	<i>Nguyễn Thị Thanh Nhàn</i>	43
Ý định mua thực phẩm xanh của người tiêu dùng Việt Nam: Góc nhìn từ lý thuyết giá trị tiêu dùng	<i>Đỗ Thị Hồng Vân</i>	52
Quản trị doanh nghiệp và khả năng sinh lời của các ngân hàng trên toàn cầu	<i>Nguyễn Xuân Thắng, Nguyễn Văn Hà</i>	62
Tác động của thể chế và phát triển tài chính tới đầu tư tư nhân tại các nước đang phát triển	<i>Đặng Ngọc Biên, Lê Hồng Quý</i>	72
Ảnh hưởng của mức độ nghiêm ngặt về các biện pháp ứng phó của chính phủ tới thương mại quốc tế trong đại dịch COVID-19: Bằng chứng từ châu Á - Thái Bình Dương	<i>Phạm Đức Anh, Nguyễn Nhật Minh</i>	82
Đo lường vốn trí tuệ: Tổng quan tài liệu có hệ thống	<i>Tô Thị Nhật Minh, Phan Đình Nguyên, Tô Văn Thanh Hoàng</i>	92

Số 336, tháng 06/2025

Tác động của chính sách tiền tệ Mỹ đến các yếu tố vĩ mô ở Việt Nam và hàm ý chính sách	<i>Ngô Hoàng Thảo Trang, Ngô An</i>	2
Tác động không đồng nhất của đa dạng hóa kinh tế đến chất lượng môi trường ở Việt Nam	<i>Bùi Hoàng Ngọc, Nguyễn Huỳnh Mai Trâm, Nguyễn Minh Hà</i>	14
Tác động bất đối xứng của lãi suất đến nợ xấu tại ngân hàng thương mại Việt Nam: Tiếp cận hồi quy phân vị	<i>Nguyễn Thị Liên, Bùi Quốc Hoàn</i>	24
Khám phá mối quan hệ nhân quả giữa hiệu quả thực hiện ESG và chất lượng tín dụng của ngân hàng tại các thị trường mới nổi	<i>Nguyễn Bích Ngân</i>	34
Văn hóa hợp tác và đổi mới thanh đạm: Vai trò trung gian của quản trị tri thức trong SMEs Việt Nam	<i>Lê Ba Phong</i>	44
Tác động của trải nghiệm đa chiều và nhận diện thương hiệu đến hành vi truyền bá điểm đến: Vai trò trung gian của trải nghiệm điểm đến của du khách	<i>Nguyễn Hải Ninh</i>	54
Tác động độ tin cậy của nội dung do người dùng tạo trên Facebook đến hình ảnh điểm đến và ý định du lịch đến thành phố Hồ Chí Minh	<i>Lý Quốc Huy, Nguyễn Thị Minh Nghĩa, Trần Hữu Tuấn</i>	64
Đánh giá tác động môi trường sử dụng phương pháp đánh giá vòng đời (LCA) của hoạt động chăn nuôi bò thịt: Nghiên cứu trường hợp chăn nuôi bò Blanc Blue Belgium tại Ba Vì, Việt Nam	<i>Nguyễn Thị Thanh Huyền, Nguyễn Thị Thùy Linh</i>	74
Đỉnh chính bài báo: “Tác động của hoạt động tiếp thị truyền thông xã hội (SMMAS) đến sự sẵn lòng trả giá cao hơn của người dùng phương tiện truyền thông xã hội Việt Nam”	<i>Nguyễn Thị Huyền, Nguyễn Minh Ngọc, Cao Anh Thảo</i>	86

Số 337, tháng 07/2025

Tác động phi tuyến của tín dụng ngân hàng đến sản lượng kinh tế Việt Nam: Bằng chứng thực nghiệm từ góc độ doanh nghiệp	<i>Phạm Duy Tính</i>	2
Vai trò của nhận thức bấy công việc kỹ năng thấp trong việc thúc đẩy sự chuẩn bị nghề nghiệp và tăng cường tự tin vào năng lực bản thân của sinh viên	<i>Ngô Quỳnh An, Trần Huy Phương</i>	12

Hành vi mua hàng ngẫu hứng trong thương mại phát trực tiếp: Vai trò của thiết kế giao diện, chất lượng tương tác và gắn kết khách hàng

Võ Thanh Trúc, Trương Thị Hoàng Oanh,

Cao Quốc Việt, Nguyễn Trung Tiến 24

Trách nhiệm xã hội doanh nghiệp, giá trị chung và phát triển bền vững: Nghiên cứu tổng hợp lý thuyết và thảo luận khoảng trống nghiên cứu

Nguyễn Phạm Hải Hà, Nguyễn Thị Phương Thảo, Trương Quang Dũng 36

Các yếu tố ảnh hưởng đến hành vi bảo vệ môi trường của nông hộ trong sản xuất nông nghiệp tại một số tỉnh phía Bắc Việt Nam

Nguyễn Thị Thùy Linh, Phan Thế Công,

Trần Thị Mai Khanh, Tô Thế Nguyên, Nguyễn Thị Lan Hương 48

Số 338, tháng 08/2025

Tác động phi tuyến của tín dụng thương mại đến tăng trưởng tài sản doanh nghiệp: Vai trò của ràng buộc tài chính

Vương Thị Hương Giang 2

Quản trị lợi nhuận qua dự phòng rủi ro tín dụng – Bằng chứng thực nghiệm tại các ngân hàng thương mại Việt Nam

Nguyễn Văn Thọ, Nguyễn Ngọc Linh 13

Tác động của chất lượng kiểm toán nội bộ đến hiệu quả quản lý rủi ro trong doanh nghiệp Logistics tại Việt Nam

Lại Thị Thu Thủy, Nguyễn Thị Nga 24

Đề xuất hệ thống chỉ số đánh giá năng lực kết nối vào hệ sinh thái khởi nghiệp đổi mới sáng tạo của các tổ chức sáng tạo, quản lý và chuyển giao tri thức tại Việt Nam

Bùi Huy Nhượng, Nguyễn Minh Ngọc 36

Ảnh hưởng của không gian dịch vụ thư viện đại học đến phản ứng tâm sinh lý của sinh viên

Trần Thị Bích Hằng 46

Số 339, tháng 09/2025

Biến đổi khí hậu và lao động phi chính thức: Bằng chứng thực nghiệm từ Việt Nam	
<i>Huỳnh Công Minh</i>	2
ESG và giá trị doanh nghiệp: Vai trò điều tiết của sở hữu nước ngoài và thể chế ngành	
<i>Hoàng Vũ Hiệp</i>	13
Tác động của hiệu quả vốn nhân lực và vai trò điều tiết của năng lực thể chế cấp tỉnh đến hiệu quả tài chính của các doanh nghiệp sản xuất niêm yết ở Việt Nam	
<i>Nguyễn Kiều Hoa, Phạm Huy Hùng</i>	24
Tỷ lệ nắm giữ tiền mặt và giá trị doanh nghiệp trong bối cảnh hạn chế tài chính	
<i>Dương Thị Thùy An</i>	33
Ảnh hưởng của công nghệ blockchain tới chất lượng kiểm toán độc lập: Bằng chứng từ Việt Nam	
<i>Nguyễn Thanh Hiếu</i>	44
Các nhân tố nội tại ảnh hưởng tới hiệu quả tài chính trong các ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam	
<i>Nguyễn Thị Thúy Nga, Trần Trung Tuấn</i>	54

Số 340, tháng 10/2025

Biến đổi khí hậu và lao động phi chính thức: Bằng chứng thực nghiệm từ Việt Nam	
<i>Huỳnh Công Minh</i>	2
ESG và giá trị doanh nghiệp: Vai trò điều tiết của sở hữu nước ngoài và thể chế ngành	
<i>Hoàng Vũ Hiệp</i>	13
Tác động của hiệu quả vốn nhân lực và vai trò điều tiết của năng lực thể chế cấp tỉnh đến hiệu quả tài chính của các doanh nghiệp sản xuất niêm yết ở Việt Nam	
<i>Nguyễn Kiều Hoa, Phạm Huy Hùng</i>	24
Tỷ lệ nắm giữ tiền mặt và giá trị doanh nghiệp trong bối cảnh hạn chế tài chính	
<i>Dương Thị Thùy An</i>	33
Ảnh hưởng của công nghệ blockchain tới chất lượng kiểm toán độc lập: Bằng chứng từ Việt Nam	
<i>Nguyễn Thanh Hiếu</i>	44
Các nhân tố nội tại ảnh hưởng tới hiệu quả tài chính trong các ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam	
<i>Nguyễn Thị Thúy Nga, Trần Trung Tuấn</i>	54

Số 341, tháng 11/2025

- Tác động của phong cách lãnh đạo và môi trường làm việc đến sự nhiệt huyết và hiệu suất công việc của nhân viên ngành ngân hàng
Nguyễn Hải Quang, Đặng Ngọc Đại 2
- Cơ chế tác động của trò chơi hóa đến đồng tạo giá trị của người dùng ví điện tử Momo: Mở rộng mô hình S-O-R với vai trò điều tiết của niềm tin thương hiệu
Trịnh Thị Hồng Minh, Cao Minh Trí, Bảo Trung 13
- Nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến hành vi tham gia đồng tạo giá trị và sự viên mãn trong cuộc sống của khách hàng - tiếp cận theo khung lý thuyết MOA
Tăng Thị Bích Hiền, Lê Nhật Hạnh 24
- Nghiên cứu tổng quan hệ thống về đổi mới sáng tạo xanh giai đoạn 2020-2025
Trịnh Thị Quyên, Nguyễn Thị Liên Hương, Nguyễn Thành Độ 35
- Phân tích tác động cơ chế một cửa ASEAN đến cải thiện chỉ số năng lực quốc gia về Logistics: nghiên cứu các nước ASEAN và gợi mở giải pháp cho Việt Nam
Vũ Duy Nguyên, Lê Thị Trang 46

Số 342, tháng 12/2025

- Mối liên hệ giữa ngành dịch vụ và phát thải khí CO₂: Bằng chứng thực nghiệm về đường cong môi trường Kuznets ở các quốc gia đang phát triển châu Á
Đỗ Thị Hoa Liên 2
- Tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế tại các thị trường mới nổi châu Á
Trần Văn Trung 11
- Vượt qua rào cản xanh: vai trò của Logistics đối với xuất khẩu của Việt Nam
Hoàng Thanh Hiền, Hoàng Thị Hà Vi, Huỳnh Hồng Giang, Nguyễn Thị Khánh Hà, Nguyễn Ngân Ngân, Huỳnh Thị Diệu Linh 22
- Mối quan hệ giữa thuế, chất lượng thể chế, phát triển kinh tế và môi trường tại Việt Nam trong bối cảnh chuyển dịch năng lượng
Lê Thị Thuý Hằng 32
- Lan tỏa phi tuyến của cú sốc Bitcoin đến thị trường chứng khoán Việt Nam: Bằng chứng từ Local Projection theo chế độ biến động
Trần Sơn Tùng 45
- Tác động lan truyền của A.I và sự bất ổn trên thị trường năng lượng: Một phân tích bằng mô hình vector tự hồi quy phân vị (QVAR)
Bùi Thị Minh Anh, Lê Thanh Hà 55