



ISSN 1859-3666
E-ISSN 2815-5726

Tạp chí KHOA HỌC THƯƠNG MẠI

TẠP CHÍ CỦA TRƯỜNG ĐẠI HỌC THƯƠNG MẠI





khoa học thương mại

TẠP CHÍ CỦA TRƯỜNG ĐẠI HỌC THƯƠNG MẠI
ĐỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO

TỔNG BIÊN TẬP:

ĐINH VĂN SƠN

PHÓ TỔNG BIÊN TẬP:

THƯ KÝ TÒA SOẠN

TRƯỞNG BAN TRỊ SỰ

NGUYỄN THỊ QUỲNH TRANG

☐ Tòa soạn

Phòng 202 nhà T

Trường Đại học Thương mại

Số 79 đường Hồ Tùng Mậu

Mai Dịch, Cầu Giấy, Hà Nội

☐ Điện thoại: 024.37643219 máy lẻ 2102

☐ Fax: 024.37643228

☐ Email: tckhtm@tmu.edu.vn

☐ Website: tckhtm.tmu.edu.vn

☐ GP hoạt động báo chí:

Số 195/GP-BTTTT ngày 05/6/2023

☐ Chế bản tại: Tòa soạn

Tạp chí Khoa học Thương mại

☐ In tại: Cty TNHH In & TM Hải Nam

☐ Nộp lưu chiếu: 10/2025

HỘI ĐỒNG KHOA HỌC BIÊN TẬP

Đinh Văn Sơn - Đại học Thương mại (Chủ tịch)

Phạm Vũ Luận - Đại học Thương mại (Phó Chủ tịch)

Nguyễn Bách Khoa - Đại học Thương mại (Phó chủ tịch)

Phạm Minh Đạt - Đại học Thương mại (Ủy viên thư ký)

Các ủy viên

- **Vũ Thành Tự Anh** - ĐH Fulbright Việt Nam (Hoa Kỳ)

- **Lê Xuân Bá** - Viện QLKT TW

- **Hervé B. Boismery** - Đại học Reunion (Pháp)

- **H. Eric Boutin** - Đại học Toulon Var (Pháp)

- **Nguyễn Thị Doan** - Hội Khuyến học Việt Nam

- **Haasis Hans** - Đại học Bremenr (Đức)

- **Lê Quốc Hội** - Đại học Kinh tế quốc dân

- **Nguyễn Thị Bích Loan** - Đại học Thương mại

- **Nguyễn Hoàng Long** - Đại học Thương mại

- **Nguyễn Mai** - Chuyên gia kinh tế độc lập

- **Dương Thị Bình Minh** - ĐH Kinh tế Tp Hồ Chí Minh

- **Hee Cheon Moon** - Hội Nghiên cứu TM Hàn Quốc

- **Bùi Xuân Nhàn** - Đại học Thương mại

- **Lương Xuân Quỳ** - Hội Khoa học kinh tế Việt Nam

- **Nguyễn Văn Song** - Học viện Nông nghiệp Việt Nam

- **Nguyễn Thanh Tâm** - Đại học California (Hoa Kỳ)

- **Trương Bá Thanh** - ĐH Kinh tế - Đại học Đà Nẵng

- **Đinh Văn Thành** - Viện Nghiên cứu thương mại

- **Đỗ Minh Thành** - Đại học Thương mại

- **Lê Đình Thắng** - Đại học Québec (Canada)

- **Trần Đình Thiên** - Viện Kinh tế Việt Nam

- **Nguyễn Quang Thuấn** - Viện Hàn lâm KHXH Việt Nam

- **Washio Tomoharu** - ĐH Kwansey Gakuin (Nhật Bản)

- **Lê Như Tuyền** - Grenoble École de Managment (Pháp)

- **Zhang Yujie** - Đại học Tsinghua (Trung Quốc)

KINH TẾ VÀ QUẢN LÝ

- 1. Nguyễn Thị Ngọc Diễm và Đinh Văn Sơn** - Tích hợp Kế toán Quản trị và Tài chính thông qua Hệ thống ERP: Bằng chứng thực nghiệm về tác động đến Năng lực Ra quyết định tại HEIs và SMEs Việt Nam. *Mã số: 206.1Bacc.11* 3

Incorporating Management and Finance Accounting through ERP Systems: Empirical Evidence of the Influence on Decision-Making Capacity in HEIs and SMEs in Vietnam

- 2. Phạm Minh Đạt và Nguyễn Ngọc Minh** - Các yếu tố ảnh hưởng đến quản lý nhà nước về du lịch theo định hướng bền vững tại Thủ đô Hà Nội. *Mã số: 206.1TrEM.11* 18

Factors Affecting State Management of Tourism towards Sustainable Development in Hanoi Capital

- 3. Lê Phương Nam và Nguyễn Văn Song** - Phân tích phi tuyến tính mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế, công nghiệp chế biến và độ mở thị trường quốc gia với chất lượng môi trường tại Việt Nam: Bằng chứng thực nghiệm từ mô hình ARDL và hồi quy ngưỡng. *Mã số: 206.1OMIs.11* 29

A Nonlinear Analysis of the Relationship between Economic Growth, Manufacturing Industry and Trade Openness with Environmental Quality in Vietnam: Empirical Evidence from ARDL and Threshold Regression Models

QUẢN TRỊ KINH DOANH

- 4. Nguyễn Thị Bảo Châu, Nguyễn Minh Cảnh và Khuru Ngọc Huyền** - Công nghệ du lịch thông minh và hành vi du khách: Nghiên cứu về giá trị cảm nhận, sự hài lòng và ý định tái viếng thăm Cần Thơ. *Mã số: 206.2TRMg.21* 45

Smart Tourism Technology and Tourist Behavior: A Study on Perceived Value, Satisfaction, and Revisit Intention in Can Tho

- 5. Đào Minh Ngọc và Bùi Thị Hồng Việt** - Ảnh hưởng của các thuộc tính Hồi giáo tới ý định lựa chọn nhà hàng Halal tại Hà Nội của khách du lịch Hồi giáo. **Mã số: 206.2Badm.21** 57

The Impact of Islamic Attributes on Muslim Tourists' Behavioral Intention to Choose Halal Restaurants in Hanoi

- 6. Đặng Nguyễn Anh Thư, Đào Quốc Toàn và Đặng Vũ Thắng** - Tác động của ESG lên ý định mua hàng: Phân tích vai trò của sự khác biệt thế hệ. **Mã số: 206. 2BMkt.21** 69

The Impact of ESG on Purchase Intention: Generational Differences as a Moderator

- 7. Nguyễn Viết Lâm** - Marketing nội dung tại các doanh nghiệp Việt Nam: thực trạng và giải pháp. **Mã số: 206.2BMkt.21** 81

Content Marketing in Vietnamese Enterprises: Current Situation and Solutions.

Ý KIẾN TRAO ĐỔI

- 8. Lê Mạnh Hùng** - Tác động của chính sách công tới phát triển giảng viên đại học bền vững: Từ thực tiễn Thành phố Hà Nội. **Mã số: 206.3OMIs.31** 92

The Impact of Public Policy on the Sustainable Development of University Faculty: Empirical Evidence from Hanoi City

- 9. Phan Vĩnh An** - Phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến liên kết giữa cơ sở giáo dục và doanh nghiệp trong đào tạo nguồn nhân lực du lịch khu vực Nam Trung Bộ. **Mã số: 206.3HRMg.31** 103

Analysis of Factors Influencing the Linkages between Vocational Schools and Enterprises in Tourism Workforce Training in the South Central Coast of Vietnam

PHÂN TÍCH PHI TUYẾN TÍNH MỐI QUAN HỆ GIỮA TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ, CÔNG NGHIỆP CHẾ BIẾN VÀ ĐỘ MỞ THỊ TRƯỜNG QUỐC GIA VỚI CHẤT LƯỢNG MÔI TRƯỜNG TẠI VIỆT NAM: BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TỪ MÔ HÌNH ARDL VÀ HỒI QUY NGƯỠNG

Lê Phương Nam*

Email: lephuongnam87@gmail.com

Nguyễn Văn Song*

Email: nguyensonghua@gmail.com

*Học viện Nông nghiệp Việt Nam

Ngày nhận: 11/04/2025

Ngày nhận lại: 15/05/2025

Ngày duyệt đăng: 19/05/2025

Trong hơn ba thập kỷ qua, Việt Nam đạt tốc độ tăng trưởng kinh tế cao nhờ công nghiệp hóa và hội nhập quốc tế, song đồng thời đối mặt với suy giảm chất lượng môi trường, qua việc phát thải CO₂ ngày càng tăng lên, đặc biệt từ công nghiệp chế biến, chế tạo và độ mở thị trường quốc gia thông qua xuất nhập khẩu quốc tế. Nghiên cứu này kiểm định giả thuyết đường cong môi trường Kuznets tại Việt Nam bằng cách kết hợp mô hình ARDL và hồi quy ngưỡng, sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian từ năm 1987 đến 2023. Kết quả cho thấy mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và cường độ phát thải CO₂ có dạng phi tuyến tính, phù hợp với cấu trúc đường cong môi trường Kuznets: phát thải CO₂ gia tăng khi GDP bình quân đầu người dưới 3.300 Đô-la Mỹ (theo giá cố định 2015), nhưng bắt đầu giảm dần khi GDP đầu người vượt qua mức này. Công nghiệp chế biến, chế tạo làm gia tăng phát thải CO₂ trong cả ngắn và dài hạn. Đối với độ mở thị trường quốc gia giúp cải thiện chất lượng môi trường chỉ ghi nhận khi tổng kim ngạch thương mại dưới 75% của GDP, khi vượt trên tỉ lệ này, độ mở thị trường quốc gia làm giảm chất lượng môi trường. Những kết quả nghiên cứu xác nhận rằng tác động môi trường bởi tăng trưởng kinh tế, công nghiệp và độ mở thị trường phụ thuộc vào từng mức độ phát triển cụ thể. Nghiên cứu đề xuất các nhóm chính sách trọng điểm, nhấn mạnh vào vai trò của chuyển đổi công nghệ, lồng ghép tiêu chuẩn môi trường trong xuất nhập khẩu và kiểm soát phát thải trong sản xuất công nghiệp.

Từ khóa: Hồi quy ngưỡng, đường cong môi trường Kuznet, độ mở nền kinh tế, phát thải CO₂, ARDL.

JEL Classifications: B23.

DOI: 10.54404/JTS.2025.206V.03

Tác giả liên hệ: nguyensonghua@gmail.com

1. Đặt vấn đề

Trong ba thập kỷ qua, Việt Nam đã đạt được những thành tựu kinh tế đáng kể nhờ vào quá trình công nghiệp hóa và hội nhập sâu rộng vào nền kinh tế toàn cầu. Tốc độ tăng trưởng tổng sản phẩm quốc nội (GDP) duy trì ổn định, với mức tăng 7,09% trong năm 2024, tăng từ 5,05% của năm 2023, đưa quy mô nền kinh tế đạt khoảng 476,3 tỷ USD. Năm 2024, động lực tăng trưởng của Việt Nam đến từ xuất khẩu tăng 14,3% lên 405,53 tỷ USD, nhập khẩu tăng 16,7% lên 380,76 tỷ USD, dẫn đến thặng dư thương mại đạt 24,77 tỷ USD. Đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) cũng tăng 9,4% lên 25,35 tỷ USD (Vu Nguyen Hanh, 2025).

Ngành công nghiệp chế biến, chế tạo ngày càng đóng vai trò trụ cột trong cơ cấu kinh tế, trong khi tỷ lệ kim ngạch xuất nhập khẩu so với GDP liên tục duy trì trên mức 100%. Tuy nhiên, tốc độ tăng trưởng nhanh chóng cũng kéo theo hệ lụy về môi trường. Theo (World Bank, 2024) trong giai đoạn 1990-2021, lượng phát thải CO₂ từ ngành công nghiệp chế biến, chế tạo tại Việt Nam tăng nhanh gấp ba lần so với tốc độ tăng trưởng GDP. Đáng chú ý, riêng hoạt động xuất khẩu đóng góp tới 36% tổng lượng phát thải CO₂ vào năm 2021 mức cao nhất trong số các nước Đông Á.

Nghiên cứu của Le Thi Thanh Mai & cs. (2018) cho thấy trong giai đoạn 1986 - 2014, tốc độ tăng trưởng kim ngạch xuất nhập khẩu của Việt Nam đạt 16,11% mỗi năm, trong khi phát thải CO₂ tăng 7,26% mỗi năm, cho thấy mối liên hệ giữa mở thị trường quốc gia và gia tăng phát thải. Ngoài ra, nghiên cứu của Bhayana and Nag (2024) chỉ ra rằng sự tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu của các nền kinh tế mới nổi, bao gồm Việt Nam, có liên quan đến sự gia tăng phát thải CO₂ trong xuất khẩu, xác nhận giả thuyết “thiên đường ô nhiễm”.

Việt Nam đã cam kết đạt mức phát thải ròng bằng 0 vào năm 2050 tại Hội nghị COP26, đặt ra yêu cầu cấp thiết trong việc nhận diện và kiểm soát các yếu tố kinh tế ảnh hưởng tiêu cực đến môi trường, đặc biệt là xuất nhập khẩu quốc tế và công nghiệp hóa. Mặc dù độ mở thị trường quốc gia có thể thúc

đẩy tăng trưởng và chuyển giao công nghệ, nhưng nếu không có các quy định môi trường đủ mạnh, việc mở rộng xuất nhập khẩu có thể dẫn đến hiện tượng “ô nhiễm theo đơn đặt hàng”, khi các quốc gia có tiêu chuẩn môi trường thấp trở thành điểm đến cho các ngành công nghiệp gây ô nhiễm (Antweiler W. & cs., 2001).

Về chất lượng môi trường, chỉ tiêu cường độ phát thải CO₂ - được đo bằng lượng phát thải CO₂ trên mỗi USD của GDP, chỉ tiêu này ở Việt Nam vẫn đang ở mức đáng lo ngại. Năm 2021, Việt Nam ghi nhận mức 1,1 kg CO₂/USD, cao hơn đáng kể so với Trung Quốc (0,7 kg CO₂/USD) và Philippines (0,4 kg CO₂/USD), cho thấy tăng trưởng hiện tại vẫn phát thải CO₂ ở cường độ cao (World Bank, 2022). Ngoài ra, theo báo cáo của (Climate Transparency, 2020) phát thải khí nhà kính của Việt Nam đã tăng 335% từ năm 1990 đến 2017, với ngành công nghiệp đóng góp 29% tổng lượng phát thải CO₂. Điều này phản ánh sự gia tăng nhanh chóng của các ngành công nghiệp sử dụng nhiều năng lượng và phát thải cao.

Quá trình công nghiệp hóa, đặc biệt trong các quốc gia đang phát triển, thường bắt đầu với các ngành sử dụng nhiều nhiên liệu hóa thạch, dẫn đến phát thải lớn và tiêu tốn tài nguyên. (Kurniawan & cs., 2024) cho thấy việc sử dụng nhiên liệu hóa thạch trong công nghiệp làm tăng dấu chân sinh thái, nhấn mạnh tầm quan trọng của việc kiểm soát tiêu thụ năng lượng trong quá trình công nghiệp hóa. Tương tự, nghiên cứu của (Oteng-Abayie & cs., 2023) chỉ ra rằng các quốc gia công nghiệp hóa mới (ở châu Phi cận Sahara) có mức tăng phát thải CO₂ đáng kể so với các quốc gia công nghiệp hóa, phản ánh tác động của công nghiệp đến môi trường. Ngoài ra, nghiên cứu của (Karedla & cs., 2021) tại Ấn Độ sử dụng mô hình ARDL để phân tích tác động của tăng trưởng kinh tế, mở cửa thị trường quốc gia và công nghiệp hóa đến phát thải CO₂ cho thấy rằng mở cửa thị trường có tác động giảm phát thải, trong khi tăng trưởng kinh tế và công nghiệp hóa làm gia tăng phát thải trong dài hạn.

Nghiên cứu này dựa trên nền tảng của giả thuyết đường cong môi trường Kuznets (EKC) do (Grossman & Krueger, 1995) đề xuất, cho rằng mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và ô nhiễm môi trường có dạng chữ U ngược: phát thải tăng ở giai đoạn đầu phát triển kinh tế, sau đó giảm khi đạt đến một mức thu nhập nhất định nhờ vào cải tiến công nghệ và chính sách môi trường hiệu quả. Giả thuyết này thường được kiểm định bằng cách đưa cả biến GDP và GDP bình phương (GDP^2) vào mô hình hồi quy. (Dinda, 2004) mở rộng mô hình EKC bằng cách nhấn mạnh vai trò của các yếu tố trung gian như cơ cấu công nghiệp, đầu tư nước ngoài và hoạt động xuất nhập khẩu, cho thấy rằng mối quan hệ giữa tăng trưởng và môi trường không mang tính phổ quát mà phụ thuộc vào bối cảnh cụ thể của từng quốc gia. (Dogan & Seker, 2016) cung cấp bằng chứng rằng trong bối cảnh các nước phát triển, cường độ phát thải CO_2 có mối quan hệ chặt chẽ với cơ cấu sử dụng loại năng lượng và mức độ công nghiệp hóa. Do đó, tỷ trọng ngành công nghiệp chế biến, chế tạo trong GDP, được sử dụng để đại diện cho mức độ công nghiệp hóa, yếu tố cấu trúc có thể làm gia tăng phát thải trong dài hạn. (Lau & cs., 2014) cho thấy rằng mức độ mở thị trường quốc gia đều có ảnh hưởng trực tiếp đến phát thải CO_2 cũng như tăng trưởng kinh tế. Do đó, tỷ lệ tổng kim ngạch xuất nhập khẩu trên GDP, được sử dụng để phản ánh độ mở thị trường quốc gia và tác động của nó đến phát thải CO_2 .

Mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế, công nghiệp hóa và độ mở thị trường quốc gia với chất lượng môi trường tại các quốc gia đang phát triển đang dần bộc lộ tính chất phi tuyến tính và phụ thuộc mạnh vào mức độ hội nhập quốc tế. Việt Nam, với độ mở thị trường thuộc nhóm cao nhất thế giới và ngành công nghiệp chế biến, chế tạo ngày càng chiếm tỷ trọng lớn trong GDP, đang phải đối mặt với thách thức lớn trong việc cân bằng giữa tăng trưởng và bền vững môi trường (Le Thi Thanh Mai & cs., 2018).

Trong bối cảnh Việt Nam đối mặt với mức phát thải ngày càng gia tăng do công nghiệp

hóa và hội nhập sâu rộng, việc đánh giá mối quan hệ giữa tăng trưởng, độ mở thị trường, công nghiệp và môi trường trở nên cấp thiết. Nghiên cứu này kiểm định lý thuyết Kuznets thông qua mô hình ARDL kết hợp biến GDP^2 , đồng thời phân tích vai trò của độ mở thị trường quốc gia và công nghiệp chế biến trong phát thải CO_2 . Việc sử dụng thêm mô hình hồi quy ngưỡng giúp xác định ngưỡng giá trị tác động, qua đó cung cấp bằng chứng thực nghiệm và gợi ý chính sách thiết thực cho mục tiêu phát thải ròng bằng 0 đến năm 2050.

2. Phương pháp nghiên cứu

2.1. Mô hình phân phối độ trễ tự hồi quy

2.1.1. Mô hình kinh tế lượng

Mô hình phân phối độ trễ tự hồi quy (Autoregressive Distributed Lag - ARDL) trong phân tích chuỗi thời gian bao gồm hai thành phần cơ bản: (i) Phần tự hồi quy (autoregressive) - trong đó biến phụ thuộc được giải thích bởi chính các giá trị trễ của nó, và (ii) Phần phân phối trễ (distributed lag) - thể hiện ảnh hưởng của các biến giải thích đến biến phụ thuộc thông qua các độ trễ khác nhau theo thời gian.

Mô hình ARDL được đề xuất bởi (Pesaran & Shin, 1999), tại phương trình Eq. 2.1:

$$ARDL(q, p)\Delta Y_t = \beta_0 + \underbrace{\sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j}}_{\text{Ngắn hạn}} + \underbrace{\sum_{i=0}^q \delta_{1,i} \Delta X_{t-i}}_{\text{Dài hạn}} + \underbrace{\varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 X_{t-1}}_{\text{Dài hạn}} + \varepsilon_t \quad (\text{Eq. 2.1})$$

Trong đó, các hệ số ngắn hạn: β_0 ; β_j ; $\delta_{1,i}$; các hệ số dài hạn: φ_1 ; φ_2 ; Sai số: ε_t

Mô hình ARDL được đánh giá là phù hợp với mẫu dữ liệu có kích thước nhỏ, cho phép bao gồm cả biến dừng ở bậc gốc và dừng sau khi lấy sai phân bậc nhất trong mô hình. Ưu điểm nổi bật của mô hình này là khả năng sử dụng độ trễ khác nhau cho từng biến và đồng thời ước lượng mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn trong một hệ phương trình duy nhất.

Trong nghiên cứu này, cấu trúc của mô hình ARDL được trình bày tại phương trình (Eq.2.2).

$$\begin{aligned}
 \text{ARDL: } \Delta \ln \text{CO2}_t &= \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln \text{CO2}_{t-j} + \sum_{i=0}^q \delta_{1,i} \ln \text{GDP}_{t-i} + \underbrace{\sum_{i=0}^q \delta_{2,i} \ln \text{GDP}_{t-i}^2}_{\text{Ngắn hạn}} + \sum_{i=0}^q \delta_{3,i} \text{MFT}_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_{4,i} \text{TO}_{t-i} \\
 &+ \underbrace{\varphi_1 \ln \text{CO2}_{t-1} + \varphi_2 \ln \text{GDP}_{t-1} + \varphi_3 \ln \text{GDP}_{t-1}^2 + \varphi_4 \text{MFT}_{t-1} + \varphi_5 \text{TO}_{t-1}}_{\text{Dài hạn}} + \varepsilon_t \quad (\text{Eq. 2.2})
 \end{aligned}$$

Trong đó, các biến trong nghiên cứu bao gồm: CO_{2i} là cường độ phát thải CO₂ trên mỗi đơn vị GDP; (ii) GDP bình quân đầu người theo giá cố định năm 2015; (iii) MFT - Tỷ trọng giá trị gia tăng của ngành công nghiệp chế biến, chế tạo trong GDP và (iv) TO - Độ mở thị trường quốc gia.

Mô hình được ước lượng bằng kỹ thuật bình phương tối thiểu (ordinary least squares-OLS), với độ trễ p áp dụng cho biến phụ thuộc và q cho các biến giải thích. Việc lựa chọn số độ trễ tối ưu được thực hiện dựa trên các tiêu chí thông tin như AIC (tiêu chí Thông tin Akaike) hoặc SIC (tiêu chí Thông tin Schwarz). Trong nghiên cứu này, phần mềm EViews hỗ trợ lựa chọn tự động độ trễ tối ưu, tuân theo khuyến nghị từ Nsor-Amabala and Amewu (2023). Sai số có kỳ vọng bằng 0 và phương sai sai số là hằng số.

2.1.2. Kiểm định nghiệm đơn vị và kiểm định đồng liên kết

a. Kiểm định nghiệm đơn vị

Trước khi tiến hành ước lượng mô hình ARDL, điều kiện tiên quyết là xác định tính dừng của các chuỗi dữ liệu, cụ thể là các biến lnCO_{2i}, lnGDP, MFT và TO. Nghiên cứu này áp dụng hai phương pháp kiểm định phổ biến trong kinh tế lượng chuỗi thời gian kiểm định Augmented Dickey-Fuller (ADF) (Dickey & Fuller, 1979) và Phillips-Perron (PP) (Phillips & Perron, 1988) nhằm đánh giá xem các chuỗi dừng ở cấp độ gốc (I(0)) hay dừng sau khi lấy sai phân bậc nhất (I(1)).

b. Kiểm định đồng liên kết

Trong phân tích chuỗi thời gian, các phương pháp kiểm định đồng liên kết truyền thống như (Engle & Granger, 1987), (Johansen, 1988), (Phillips & Ouliaris, 1990) yêu cầu tất cả biến trong mô hình phải cùng bậc dừng, thường là I(1), điều này tạo ra hạn

chê khi mô hình bao gồm cả các biến dừng ở I(0) và I(1). Để khắc phục vấn đề này, Pesaran and Shin (1999) đã phát triển phương pháp kiểm định Bounds nhằm đánh giá sự tồn tại của mối quan hệ đồng liên kết mà không yêu cầu các biến phải dừng cùng bậc. Phương pháp này sử dụng thống kê F trong khuôn khổ hồi quy OLS, với giả thuyết gốc H₀: không tồn tại quan hệ đồng liên kết, các hệ số

$$\varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = \varphi_4 = \varphi_5^+ = \varphi_5^- = 0$$

và đối lập với giả thuyết thay thế H₁: tồn tại đồng liên kết khi ít nhất một trong các hệ số khác 0. Kết luận phụ thuộc vào giá trị tính toán F; nếu vượt ngưỡng giá trị trên, bác bỏ H₀; nếu nhỏ hơn ngưỡng giá trị dưới, chấp nhận H₀; còn nếu nằm trong khoảng giữa hai ngưỡng giá trị, kết quả không được xác định.

2.1.3. Mối quan hệ ngắn hạn

Trong mô hình ARDL với dữ liệu chuỗi thời gian hằng năm, mỗi độ trễ tương ứng với một năm. Mối quan hệ ngắn hạn thể hiện tác động giữa các yếu tố trong những năm đầu, được phản ánh qua các biến sai phân và giá trị độ trễ tối ưu của mô hình. Khi các biến có mối liên hệ ngắn hạn nhưng chưa ở trạng thái ổn định (steady state), mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) được sử dụng để mô tả tốc độ điều chỉnh sai lệch hiện tại, tiến tới trạng thái ổn định (Ericsson & MacKinnon, 2002; Kremers & cs., 1992). Trong nghiên cứu này, mô hình ECM được trình bày trong phương trình Eq.2.3:

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln \text{CO2}_t &= \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta \ln \text{CO2}_{t-j} + \sum_{i=0}^q \delta_{1,i} \Delta \ln \text{GDP}_{t-i} \\
 &+ \sum_{i=0}^q \delta_{2,i} \Delta \ln \text{GDP}_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^q \delta_{3,i} \Delta \text{MFT}_{t-i} \\
 &+ \sum_{i=0}^q \delta_{3,i} \Delta \text{TO}_{t-i} + \theta \text{ECT}_{t-1} + v_t \quad (\text{Eq. 2.3})
 \end{aligned}$$

Thành phần θECT_{t-1} đại diện cho tốc độ điều chỉnh sai lệch về lại trạng thái ổn định, và được ước lượng bằng phương pháp bình phương tối thiểu (OLS), do các chuỗi trong mô hình đều đã đạt trạng thái dừng.

2.1.4. Mối quan hệ dài hạn

Trong mô hình ARDL, các tham số φ_i phản ánh mối quan hệ dài hạn.

$$\Delta \ln CO2_t = \varphi_1 \ln CO2_{t-1} + \varphi_2 \ln GDP_{t-1} + \varphi_3 \ln GDP_{t-1}^2 + \varphi_4 MFT_{t-1} + \varphi_5 TO_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{Eq. 2.4})$$

Mối quan hệ dài hạn phản ánh xu hướng tiến tới trạng thái ổn định giữa các biến số sau những biến động ngắn hạn. Các ảnh hưởng trong dài hạn chỉ xuất hiện sau khi vượt qua khoảng thời gian trễ tối ưu được xác định trong mô hình. Mối quan hệ này hàm ý rằng, dù các biến có thể dao động trong ngắn hạn, nhưng về lâu dài chúng có xu hướng hội tụ về trạng thái bằng ổn định của hệ thống kinh tế - môi trường. Phương trình (Eq. 2.4) được sử dụng để lượng hóa tác động lâu dài của tăng trưởng kinh tế, công nghiệp chế biến, chế tạo và độ mở thị trường quốc gia đến chất lượng môi trường (thông qua chỉ số cường độ phát thải CO_2).

Mô hình EKC cho rằng tăng trưởng kinh tế và ô nhiễm môi trường có mối quan hệ phi tuyến dạng bình phương (Lê Thông Tiên & Võ Thị Thủy Kiều, 2019). Tính phi tuyến tính đề cập đến việc mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và phát thải CO_2 không tuân theo một đường thẳng đơn giản, mà thay đổi theo từng giai đoạn phát triển của nền kinh tế. Trong mô hình ARDL, điều này được kiểm định thông qua việc đưa đồng thời cả biến $\ln GDP$ và bình phương $\ln GDP$ vào phương trình hồi quy. Nếu hệ số của GDP dương và hệ số của GDP^2 âm, mô hình cho thấy sự tồn tại của

mối quan hệ phi tuyến tính dạng chữ U ngược, phù hợp với giả thuyết đường cong môi trường Kuznets.

2.2. Phương pháp hồi quy ngưỡng

Hồi quy ngưỡng theo (Hansen, 2000) được xây dựng dựa trên giả định rằng mối quan hệ giữa biến phụ thuộc và các biến giải thích thay đổi tùy theo mức độ của một biến ngưỡng. Trong mô hình hồi quy ngưỡng, “ngưỡng” là mức phân chia giá trị của một biến giải thích (gọi là biến ngưỡng), trong nghiên cứu này, sử dụng ngưỡng thu nhập bình quân đầu người (qua biến $\ln GDP$) và ngưỡng độ mở thị trường quốc tế (biến TO).

Mô hình kinh tế lượng của phương pháp hồi quy ngưỡng có dạng:

$$y_t = \begin{cases} \alpha_1 + \beta'_1 x_t + \varepsilon_t, & \text{nếu } q_t \leq \gamma \\ \alpha_2 + \beta'_2 x_t + \varepsilon_t, & \text{nếu } q_t > \gamma \end{cases}$$

Trong đó: y_t : là biến phụ thuộc; x_t : là biến độc lập; q_t : biến ngưỡng; γ : giá trị ngưỡng

Mô hình thực nghiệm trong nghiên cứu này: Biến ngưỡng là biến GDP :

$$\ln CO_{2i} = \begin{cases} \alpha_1 + \beta_{11} \ln GDP_t + \beta_{12} \ln GDP_t^2 + \beta_{13} TO_t + \varepsilon_t, & \text{nếu } \ln GDP_t \leq \gamma_1 \\ \alpha_2 + \beta_{21} \ln GDP_t + \beta_{22} \ln GDP_t^2 + \beta_{23} TO_t + \varepsilon_t, & \text{nếu } \gamma_1 < \ln GDP_t \leq \gamma_2 \\ \alpha_3 + \beta_{31} \ln GDP_t + \beta_{32} \ln GDP_t^2 + \beta_{33} TO_t + \varepsilon_t, & \text{nếu } \ln GDP_t > \gamma_2 \end{cases}$$

Biến ngưỡng là biến TO :

$$\ln CO_{2i} = \begin{cases} \alpha_1 + \beta_{11} \ln GDP_t + \beta_{12} \ln GDP_t^2 + \beta_{13} TO_t + \varepsilon_t, & \text{nếu } TO_t \leq \gamma_1 \\ \alpha_2 + \beta_{21} \ln GDP_t + \beta_{22} \ln GDP_t^2 + \beta_{23} TO_t + \varepsilon_t, & \text{nếu } \gamma_1 < TO_t \leq \gamma_2 \\ \alpha_3 + \beta_{31} \ln GDP_t + \beta_{32} \ln GDP_t^2 + \beta_{33} TO_t + \varepsilon_t, & \text{nếu } TO_t > \gamma_2 \end{cases}$$

Trong mô hình hồi quy ngưỡng, giá trị ngưỡng là các điểm chia giá trị của biến ngưỡng, không được xác định trước, mà được ước lượng từ dữ liệu, Hansen (2000) đề xuất phương pháp xác định giá trị ngưỡng bằng cách tìm giá trị γ sao cho tổng bình phương phần dư của mô hình là nhỏ nhất. Cụ thể, giá trị ngưỡng tối ưu $\hat{\gamma}$ được xác định theo công thức:

$$\hat{\gamma} = \operatorname{argmin}_n S_n(\gamma), \gamma \in [\underline{\gamma}, \bar{\gamma}]$$

2.3. Dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian hàng năm từ bộ dữ liệu World Development Indicators (WDI) của Ngân hàng Thế giới, giai đoạn 1987-2023 với tổng số 37 quan sát. Số lượng năm quan sát đáp ứng yêu cầu tối thiểu cho phân tích hồi quy theo khuyến nghị của (Tabachnick & cs., 2013) và (Manh Hong Pham & cs., 2022). Các biến trong nghiên cứu bao gồm: (i) CO_{2i} - Cường độ phát thải CO₂ trên mỗi đơn vị GDP, được sử dụng làm chỉ báo cho chất lượng môi trường; (ii) GDP bình quân đầu người theo giá cơ định năm 2015, phản ánh mức độ tăng trưởng kinh tế; và (iii) MFT - Tỷ trọng giá trị gia tăng của ngành chế biến, chế tạo trong GDP, thể hiện mức độ công nghiệp hóa của nền kinh tế, (iv) TO - Độ mở cửa thị trường quốc gia thông qua tỷ lệ tổng kim ngạch xuất nhập khẩu so với GDP.

Bảng 2.1: Thống kê mô tả các biến số

Chỉ tiêu	CO _{2i} (kg CO ₂ e/USD)	GDP (USD/người)	MFT (% GDP)	TO (% GDP)
Trung bình	0,72	1.790,71	20,03	117,41
Trung vị	0,76	1.609,96	20,34	124,33
Độ lệch chuẩn	0,19	948,69	3,95	41,63
Độ nhọn	-0,85	-0,85	-1,19	-0,09
Độ lệch	0,13	0,56	-0,11	-0,54
Giá trị nhỏ nhất	0,42	616,72	13,54	18,95
Giá trị lớn nhất	1,09	3.760,4	26,13	186,68
Số quan sát	37	37	37	37

(Nguồn: Tính toán từ dữ liệu WDI (Ngân hàng thế giới, 2025))

3. Kết quả và thảo luận

3.1. Kiểm định nghiệm đơn vị và kiểm định đồng liên kết

Nghiên cứu sử dụng hai phương pháp kiểm định phổ biến là Augmented Dickey-Fuller (ADF) và Phillips-Perron (PP) để kiểm tra tính dừng của các biến. Kết quả trong Bảng 3.1 cho thấy biến lnGDP đạt trạng thái dừng tại mức gốc, trong khi các biến lnCO_{2i}, MFT và TO chỉ trở nên dừng sau khi lấy sai phân bậc nhất (I(1)). Như vậy, tất cả các biến đều đáp ứng điều kiện dừng ở bậc I(0) hoặc I(1), thỏa mãn yêu cầu cơ bản để triển khai mô hình ARDL.

Kiểm định nghiệm đơn vị Augmented Dickey-Fuller (ADF) và Phillips-Perron (PP).

Bảng 3.2 trình bày kết quả kiểm định Bounds trong mô hình ARDL, với giá trị thống kê F tính toán đạt 5,7792, cao hơn giá trị ngưỡng giới hạn phía trên là 4,774 tại mức ý nghĩa 5%. Điều này cho phép bác bỏ giả thuyết H₀ về việc không tồn tại quan hệ đồng liên kết. Do đó, có thể khẳng định rằng giữa cường độ phát thải CO₂ và các biến như tăng trưởng kinh tế, công nghiệp chế biến và độ mở thị trường quốc gia tồn tại mối quan hệ đồng liên kết dài hạn tại Việt Nam. Kết quả kiểm định này cũng có bằng chứng cho thấy các yếu tố nghiên cứu có tác động dài hạn đến chất lượng môi trường.

3.2. Mối quan hệ ngắn hạn và mối quan hệ dài hạn

Phân tích kết quả từ mô hình ARDL (Bảng 3.3) cho thấy tồn tại đồng thời mối liên hệ

ngắn hạn và dài hạn giữa cường độ phát thải CO₂ và các yếu tố gồm GDP, GDP bình phương, tỷ trọng công nghiệp chế biến (MFT) và độ mở thị trường quốc gia (TO) tại Việt Nam. Hệ số hiệu chỉnh sai số (ECM) bằng -0,8320 và đạt ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy mối quan hệ này có khả năng điều chỉnh nhanh chóng tới trạng thái ổn định sau sự sai lệch ngắn hạn.

Xét trong ngắn hạn, với khoảng thời gian từ 1 đến 4 năm, tương ứng với độ trễ tối ưu được lựa chọn trong mô hình ARDL, biến GDP trễ một kỳ có tác động dương với ý nghĩa thống kê 5%, trong khi GDP² trễ một

Bảng 3.1: Kiểm định nghiệm đơn vị

Biến	Mô hình	Kiểm định ADF		Kiểm định PP		Bậc dừng của biến số
		Tại mức gốc	Tại sai phân bậc nhất	Tại mức gốc	Tại sai phân bậc nhất	
lnCO ₂ i	Có hằng số	-0,2849 ^{ns}	-4,2505 ^{***}	-0,4564 ^{ns}	-4,0425 ^{***}	I(1)
	Có xu thế	-3,6744 ^{**}	-4,2404 ^{**}	-3,6624 ^{**}	-4,0582 ^{**}	
	Không hằng số	-0,9998 ^{ns}	-4,1567 ^{***}	-1,0049 ^{ns}	-4,0778 ^{***}	
lnGDP	Có hằng số	-3,7420 ^{***}	-3,1656 ^{**}	-0,7640 ^{ns}	-4,2488 ^{***}	I(0), I(1)
	Có xu thế	-1,9446 ^{ns}	-5,5837 ^{***}	-1,5997 ^{ns}	-4,3615 ^{***}	
	Không hằng số	19,8819 ^{ns}	-0,3102 ^{ns}	14,9934 ^{ns}	-0,4858 ^{ns}	
MFT	Có hằng số	-0,7696 ^{ns}	-4,7856 ^{***}	-0,7696 ^{ns}	-4,7763 ^{***}	I(1)
	Có xu thế	-2,3982 ^{ns}	-4,7767 ^{***}	-2,5154 ^{ns}	-4,7787 ^{***}	
	Không hằng số	0,5850 ^{ns}	-4,8012 ^{***}	0,5850 ^{ns}	-4,8158 ^{***}	
TO	Có hằng số	-2,1788 ^{ns}	-5,4448 ^{***}	-2,3542 ^{ns}	-5,4094 ^{***}	I(1)
	Có xu thế	-3,0139 ^{ns}	-5,6392 ^{***}	-2,9337 ^{ns}	-5,6996 ^{***}	
	Không hằng số	1,1698 ^{ns}	-4,9518 ^{***}	1,3091 ^{ns}	-4,9113 ^{***}	

Giả thuyết gốc H₀: Biến có đơn vị gốc (không dừng)

(Nguồn: Kết quả phân tích từ dữ liệu WDI)

Bảng 3.2: Ước lượng kiểm định Bounds trong mô hình ARDL

Thông kê F	Giá trị tới hạn của kiểm định Bounds		
	Mức ý nghĩa	I(0)	I(1)
5,7792	10%	2,752	3,994
	5%	3,354	4,774
	1%	4,768	6,67

Giả thuyết H₀: Không tồn tại mối quan hệ đồng liên kết

(Nguồn: Kết quả ước lượng mô hình ARDL)

kỳ mang dấu âm với mức ý nghĩa thông kê 5%, cho thấy tồn tại mối quan hệ phi tuyến tính tỉ lệ nghịch giữa tăng trưởng kinh tế và phát thải CO₂, phù hợp với giả thuyết đường cong môi trường Kuznets. Biến MFT(-1) có ảnh hưởng âm, ý nghĩa thống kê 5%, gợi ý rằng tỷ trọng công nghiệp hóa cao có thể góp phần làm suy giảm chất lượng môi trường. Ngược lại, biến TO(-1) tác động dương và có ý nghĩa ở mức 5%, cho thấy độ mở thị trường quốc gia hiện tại đang đi kèm với việc gây ô nhiễm môi trường. Ngoài ra, một số sai phân của các biến GDP², MFT và TO cũng đạt ý nghĩa thống kê ở các mức từ 5% đến 10%, phản ánh có sự khác nhau của từng yếu tố trong tác động ngắn hạn tới chất lượng môi trường.

Trong mối quan hệ dài hạn (Bảng 3.3), hệ số hiệu chỉnh sai số (ECM) có giá trị -0,8320, cho thấy tốc độ điều chỉnh về trạng thái cân bằng là tương đối nhanh. Cụ thể, khoảng 83% độ lệch khỏi cân bằng được điều chỉnh trong vòng một năm. Kết hợp với độ trễ tối đa trong mô hình ARDL, kết quả này hàm ý rằng hệ thống có xu hướng hội tụ và đạt được trạng thái cân bằng dài hạn sau khoảng 6 năm. GDP có ảnh hưởng tỉ lệ thuận đến cường độ phát thải CO₂ với ý nghĩa thống kê 1%, trong khi GDP bình phương mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê 1%. Mô hình vì thế tiếp tục củng cố bằng chứng về sự tồn tại của đường cong môi trường Kuznets tại Việt Nam. Đáng chú ý, biến MFT, đại diện

Bảng 3.3: Kết quả mô hình ARDL

Biến	Hệ số	Sai số chuẩn	Giá trị p
Mối quan hệ trong ngắn hạn			
CO _{2i} (-1)*	-0,8320	0,1828	0,0007
GDP(-1)	2,3164	0,9563	0,0322
GDP ² (-1)	-0,1597	0,0621	0,0245
MFT(-1)	-0,0405	0,0157	0,0238
TO(-1)	0,0100	0,0034	0,0133
D(GDP)	16,6038	9,9329	0,1205
D(GDP(-1))	-9,7111	9,0636	0,3050
D(GDP(-2))	-20,4743	8,8109	0,0385
D(GDP(-3))	-0,8756	0,7863	0,2827
D(GDP ²)	-1,0334	0,6433	0,1341
D(GDP ² (-1))	0,6627	0,5896	0,2830
D(GDP ² (-2))	1,6265	0,5941	0,0180
D(MFT)	-0,0274	0,0126	0,0383
D(MFT(-1))	-0,0033	0,0074	0,6603
D(MFT(-2))	0,0111	0,0063	0,1025
D(MFT(-3))	-0,0060	0,0054	0,2746
D(TO)	-0,0030	0,0014	0,8350
D(TO(-1))	-0,0035	0,0014	0,0217
D(TO(-2))	-0,0022	0,0011	0,0557
D(TO(-3))	-0,0017	0,0009	0,0620
C	-9,1958	3,8106	0,0327
Mối quan hệ dài hạn			
GDP(-1)	2,7842	0,9994	0,0093
GDP ² (-1)	-0,1919	0,0658	0,0067
MFT(-1)	-0,0487	0,0188	0,0148
TO(-1)	0,0120	0,0037	0,0030
Kiểm định		Thống kê F	Giá trị p
Kiểm định tự tương quan Breusch-Godfrey		1,0775	0,3769
Kiểm định phương sai sai số thay đổi Breusch-Pagan-Godfrey		0,3260	0,9870

(Nguồn: Kết quả ước lượng từ mô hình ARDL)

Ghi chú: Cấu trúc độ trễ của mô hình là (1,4,3,4,4); D là ký hiệu sai phân,

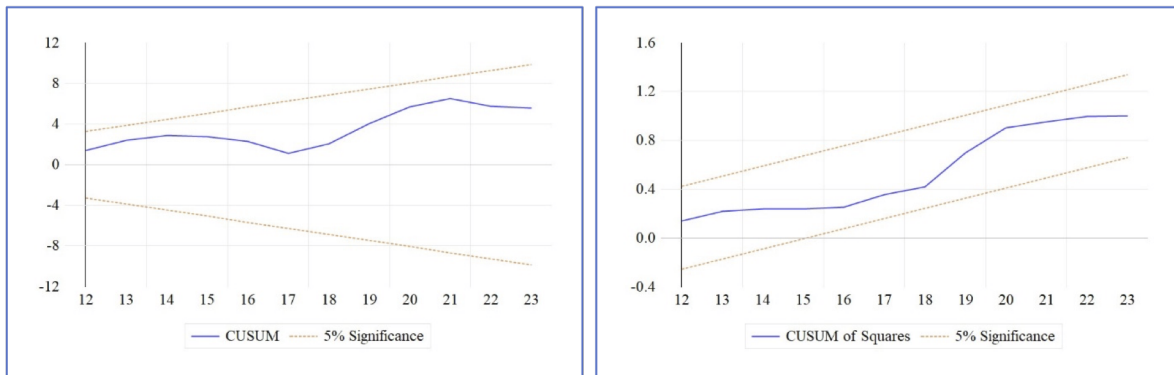
cho mức độ công nghiệp hóa, có ảnh hưởng tiêu cực đến sự gia tăng tỷ trọng công nghiệp
tỉ lệ nghịch, với ý nghĩa thống kê đạt 5%, cho thấy rằng sự gia tăng tỷ trọng công nghiệp
chế biến, chế tạo đi kèm với suy giảm chất

lượng môi trường. Ở chiều ngược lại, biến TO cho kết quả dương với mức ý nghĩa cao, 1%, gợi ý rằng hội nhập quốc tế, độ mở thị trường có thể thúc đẩy cải thiện môi trường, thông qua chuyển giao công nghệ hoặc gia tăng hiệu quả sử dụng tài nguyên.

Bên cạnh đó, các kiểm định chẩn đoán cho thấy mô hình ARDL không gặp phải vấn đề tự tương quan thông qua kiểm định Breusch - Godfrey, cũng như không xuất hiện hiện tượng phương sai sai số thay đổi từ kết quả kiểm định Breusch - Pagan - Godfrey. Nghiên cứu cũng kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập thông qua hệ số phóng đại phương sai (Variance Inflation Factor - VIF). Kết quả cho thấy các biến GDP, TO và MFT có giá trị VIF lần lượt là 8,9; 8,7 và 3,4, đều thấp hơn ngưỡng 10, cho thấy mô hình không gặp phải hiện tượng đa cộng tuyến. Hơn nữa, một ưu điểm nổi bật của mô hình ARDL là ít bị ảnh hưởng bởi đa cộng tuyến

trường quốc gia và cường độ phát thải CO₂. Ở mức giá trị lnGDP dưới 6,96 và trên 8,08, dấu của biến GDP dương và GDP² âm là phù hợp với giả thuyết đường cong môi trường Kuznets; trong khi lnGDP có giá trị lớn hơn 6,96 và dưới 8,08, giả thuyết EKC không còn tồn tại, xu hướng phát thải CO₂ tăng trở lại. Biến TO có tác động tỉ lệ nghịch với phát thải CO₂ với ý nghĩa thống kê 1% khi lnGDP có giá trị ngưỡng dưới 6,69 và trên 8,08. Mô hình có độ phù hợp cao ($R^2 = 0.9856$) và không gặp vấn đề tự tương quan ($DW = 2,23$).

Kết quả hồi quy ngưỡng với biến ngưỡng là độ mở thị trường quốc gia (biến TO) (Bảng 3.5) cho thấy mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế, độ mở thị trường và phát thải CO₂ có sự thay đổi theo cấp độ mở thị trường. Ở mức độ mở thị trường với tỷ lệ kim ngạch xuất nhập khẩu dưới 74,72%, biến TO có giá trị âm với ý nghĩa thống kê 1%, trong khi biến lnGDP và lnGDP² không có ý nghĩa. Trong



(Nguồn: Kết quả tính toán từ mô hình ARDL)

Hình 3.1: Đồ thị CUSUM và CUSUMSQ của mô hình ARDL

giữa các biến giải thích, nhờ khả năng linh hoạt trong lựa chọn độ trễ riêng cho từng biến. Điều này khẳng định tính ổn định và độ phù hợp của mô hình trong phân tích ở nghiên cứu này.

3.3. Kết quả hồi quy ngưỡng

Kết quả mô hình hồi quy ngưỡng theo biến GDP (Bảng 3.4) cho thấy mối quan hệ phi tuyến tính giữa tăng trưởng kinh tế, độ mở thị

trường quốc gia và cường độ phát thải CO₂. Ở mức giá trị lnGDP dưới 6,96 và trên 8,08, dấu của biến GDP dương và GDP² âm là phù hợp với giả thuyết đường cong môi trường Kuznets; trong khi lnGDP có giá trị lớn hơn 6,96 và dưới 8,08, giả thuyết EKC không còn tồn tại, xu hướng phát thải CO₂ tăng trở lại. Biến TO có tác động tỉ lệ nghịch với phát thải CO₂ với ý nghĩa thống kê 1% khi lnGDP có giá trị ngưỡng dưới 6,69 và trên 8,08. Mô hình có độ phù hợp cao ($R^2 = 0.9856$) và không gặp vấn đề tự tương quan ($DW = 2,23$).

Bảng 3.4: Kết quả hồi quy ngưỡng theo biến số $\ln GDP$

R bình phương	0,9856
R bình phương hiệu chỉnh	0,9792
Log-likelihood	74,8228
Tiêu chí Akaike	-3,3958
Thống kê Durbin-Watson	2,2283

Giá trị ngưỡng	Biến	Hệ số	Sai số chuẩn	Giá trị p
$\ln GDP < 6,6916$	$\ln GDP$	0,9280	0,3980	0,0281
	$\ln GDP^2$	-0,1545	0,0622	0,0201
	TO	-0,0035	0,0012	0,0070
$6,6916 \leq \ln GDP < 7,7071$	$\ln GDP$	-0,7470	0,0439	0,0000
	$\ln GDP^2$	0,0940	0,0073	0,0000
	TO	0,0007	0,0007	0,3817
$7,7071 \leq \ln GDP < 8,0837$	$\ln GDP$	-1,4664	0,5911	0,0202
	$\ln GDP^2$	0,2036	0,0890	0,0308
	TO	-0,0085	0,0060	0,1715
$\ln GDP \geq 8,0837$	$\ln GDP$	0,9434	0,3095	0,0054
	$\ln GDP^2$	-0,1070	0,0379	0,0092
	TO	-0,0033	0,0017	0,0696

(Nguồn: Kết quả ước lượng mô hình hồi quy ngưỡng theo biến số GDP)

Bảng 3.5: Kết quả hồi quy ngưỡng theo biến số độ mở thị trường quốc gia

R bình phương	0.9825
R bình phương hiệu chỉnh	0.9748
Log-likelihood	71.2129
Chỉ số Akaike	-3.2007
Thống kê Durbin-Watson	1.8377

Giá trị ngưỡng	Biến	Hệ số	Sai số chuẩn	Giá trị p
$TO < 74,7213$	$\ln GDP$	-0,1358	0,3317	0,6857
	$\ln GDP^2$	0,0127	0,0521	0,8091
	TO	-0,0071	0,0015	0,0001
$74,7213 \leq TO < 116,6968$	$\ln GDP$	-0,7733	0,0546	0,0000
	$\ln GDP^2$	0,0991	0,0097	0,0000
	TO	0,0000	0,0017	0,9900
$116,6968 \leq TO < 163,2458$	$\ln GDP$	-0,3202	0,0489	0,0000
	$\ln GDP^2$	0,0362	0,0064	0,0000
	TO	0,0007	0,0010	0,4761
$TO \geq 163,2458$	$\ln GDP$	0,3267	0,2543	0,2106
	$\ln GDP^2$	-0,0335	0,0312	0,2952
	TO	-0,0026	0,0020	0,1890

(Nguồn: Kết quả ước lượng mô hình hồi quy ngưỡng)

quan (với thống kê DW tính toán bằng 1,84 nhỏ hơn giá trị DW tra bảng là 2), cho thấy độ phù hợp của mô hình.

Dù mô hình với biến $\ln GDP$ làm ngưỡng có độ phù hợp cao hơn, nhưng mô hình sử dụng biến TO cho thấy độ mở thị trường quốc gia có ảnh hưởng đáng kể đến cường độ phát thải CO_2 ở cả hai đầu của quá trình hội nhập. Cụ thể, tại mức độ mở thị trường dưới 74,72%, xuất nhập khẩu quốc gia có tác động tỉ lệ nghịch với ý nghĩa thống kê 1%, cho thấy hội nhập ban đầu giúp giảm phát thải CO_2 . Đồng thời, ở mức mở thị trường hơn 163,25%, hệ số TO vẫn âm, dù chưa đạt mức ý nghĩa thống kê, tuy nhiên thể hiện vai trò tích cực của xuất nhập khẩu xanh trong giai đoạn hội nhập sâu. Điều này cho thấy tác động của độ mở thị trường quốc gia mang tính phi tuyến tính và nhạy theo cấp độ mở của kinh tế tới phát thải CO_2 .

4. Thảo luận

4.1. Về tăng trưởng kinh tế và chất lượng môi trường

Theo kết quả nghiên cứu này xác nhận sự tồn tại của đường cong Kuznets môi trường tại Việt Nam, với bằng chứng nhất quán từ cả mô hình ARDL và hồi quy ngưỡng. Trong mô hình ARDL, biến $\ln GDP$ có tác động tỉ lệ thuận và $\ln GDP$ bình phương có tác động tỉ lệ nghịch đến cường độ phát thải CO_2 , phản ánh mối quan hệ phi tuyến tính theo giả thuyết của EKC. Hồi quy ngưỡng theo $\ln GDP$ tiếp tục củng cố kết quả này khi cho thấy cấu trúc EKC rõ ràng tại vùng $\ln GDP$ có giá trị thấp hơn 6,7 và cao hơn 8,1, trong khi EKC không còn tồn tại (phát thải tăng trở lại theo tăng trưởng kinh tế) ở khoảng $\ln GDP$ từ 6,7 đến 8,1. Điều này phản ánh nguy cơ ô nhiễm gia tăng nếu thiếu điều chỉnh về công nghệ hoặc chính sách môi trường phù hợp. Như vậy, hai mô hình bổ sung cho nhau trong việc làm rõ sự phi tuyến tính và tính có điều kiện của chất lượng môi trường theo từng mức độ tăng trưởng kinh tế.

Kết quả này phù hợp với Bui Minh & cs. (2023), cho thấy phát thải CO_2 tại Việt Nam tăng đến một ngưỡng rồi giảm, đồng thời nhấn mạnh vai trò điều tiết của FDI và năng lượng tái tạo. Tương tự, (Tung & Thang, 2024) xác nhận sự hiện diện của EKC trong bối cảnh các nước đang phát triển, trong đó Việt Nam là ví dụ điển hình. Tuy nhiên, Bui Ha Manh & cs. (2023) không tìm thấy quan hệ EKC với khí N_2O , cho thấy sự khác biệt theo loại phát thải và ngành kinh tế. Trong bối cảnh công nghiệp hóa hiện đại, (Xuan, 2025) ghi nhận xu hướng giảm phát thải nhờ tăng trưởng gắn với đổi mới công nghệ, tương ứng với vùng GDP rất cao trong hồi quy ngưỡng. Ở cấp độ khu vực, (Butt & cs., 2024) và (Javeed & cs., 2023) lưu ý rằng EKC có thể chỉ là hiện tượng tạm thời nếu thiếu cải cách năng lượng hoặc thể chế hiệu quả. Như vậy, nghiên cứu này cung cấp bằng chứng định lượng vững chắc, cho thấy EKC tại Việt Nam không phải là cấu trúc cố định, mà mang tính điều kiện, phụ thuộc vào ngưỡng tăng trưởng kinh tế và mức độ chuyển đổi công nghệ.

4.2. Về độ mở thị trường quốc gia và chất lượng môi trường

Kết quả mô hình ARDL cho thấy độ mở thị trường quốc gia có tác động tỉ lệ thuận và có ý nghĩa đến cường độ phát thải CO_2 trong cả ngắn hạn và dài hạn, cho thấy hội nhập kinh tế hiện tại vẫn đi kèm ô nhiễm môi trường. Tuy nhiên, hồi quy ngưỡng theo độ mở thị trường cho thấy quan hệ này là phi tuyến tính. Ở mức độ mở thị trường với tỷ lệ kim ngạch xuất nhập khẩu dưới 74,72% của GDP, giúp giảm phát thải đáng kể, nhưng tác động không còn ý nghĩa thống kê ở tỉ lệ cao hơn. Điều này cho thấy hiệu quả môi trường của hoạt động xuất nhập khẩu quốc tế chỉ rõ nét ở giai đoạn đầu hội nhập và dễ mất hiệu lực nếu thiếu công nghệ xanh và quy định xuất nhập khẩu phù hợp.

Kết quả này tương đồng với (Papadas, 2024), đã chỉ ra rằng xuất nhập khẩu quốc tế

làm suy giảm chất lượng môi trường tại các quốc gia N11 (bao gồm Việt Nam), trong các giai đoạn tiêu thụ tài nguyên vượt ngưỡng, nơi chất lượng môi trường suy giảm dần theo tốc độ hội nhập. Tính phi tuyến tính trong tác động của độ mở thị trường cũng phù hợp với phát hiện của (Rafiq & cs., 2016), khi chỉ các mô hình phi tuyến tính mới cho thấy mở cửa thị trường quốc tế có thể hỗ trợ giảm phát thải nếu đồng thời thực hiện tái cấu trúc công nghiệp hướng xanh. Ở góc độ khu vực, (Lu, 2020) xác nhận mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa độ mở thị trường quốc gia và dấu chân sinh thái tại các nước châu Á, phản ánh vai trò trung gian của năng lượng và thể chế trong định hình chất lượng môi trường. Nghiên cứu của (Kongbuamai & cs., 2020) nhấn mạnh rằng tại Thái Lan, một quốc gia có cơ cấu hội nhập tương tự Việt Nam, kim ngạch xuất nhập khẩu quốc gia làm tăng dấu chân sinh thái trong dài hạn nếu không có kiểm soát thể chế và tiêu chuẩn môi trường tương xứng.

Như vậy, phát hiện của nghiên cứu này vừa xác nhận tính phức tạp trong mối quan hệ giữa độ mở thị trường quốc gia và phát thải CO₂, vừa bổ sung bằng chứng thực nghiệm cho lập luận rằng hiệu quả môi trường của xuất nhập khẩu không tuyến tính, mà phụ thuộc vào cấp độ hội nhập quốc tế, hướng chuyển giao công nghệ và khả năng thích ứng quy định, tiêu chuẩn môi trường trong từng giai đoạn phát triển kinh tế.

4.3. Về công nghiệp chế biến, chế tạo với chất lượng môi trường

Kết quả nghiên cứu cho thấy công nghiệp chế biến, chế tạo có tác động tỉ lệ nghịch đến cường độ phát thải CO₂ trong dài hạn trong mô hình ARDL, cho thấy công nghiệp hóa đang làm giảm chất lượng môi trường tại Việt Nam. Kết quả này cũng được củng cố bởi sai phân MFT ở các độ trễ trong mô hình ngắn hạn, phản ánh rõ tác động tiêu cực trong quá trình tăng trưởng công nghiệp tới chất lượng môi trường hiện nay.

Phát hiện này tương đồng với nghiên cứu của (Vo & cs., 2024) khi cho thấy công nghiệp hóa làm suy giảm môi trường ở cả ngắn và dài hạn tại Việt Nam, đồng thời xác nhận EKC chỉ xuất hiện nếu công nghiệp hóa đi kèm cải cách công nghệ và kiểm soát môi trường. Tương tự, (Shahbaz & cs., 2019) phát hiện quan hệ dạng hình chữ “N” giữa thu nhập và phát thải CO₂, trong đó phát thải có thể tăng trở lại sau một giai đoạn suy giảm, đặc biệt khi công nghiệp hóa tiếp tục mở rộng ở giai đoạn thu nhập cao. Ngoài ra, nghiên cứu của (Liao & Huang, 2025) nhấn mạnh rằng chỉ khi kết hợp công nghiệp hóa với công nghệ xanh và quy định môi trường nghiêm ngặt, các nền kinh tế Đông Nam Á - trong đó có Việt Nam - mới có thể vừa duy trì tăng trưởng công nghiệp vừa cải thiện hiệu quả tài nguyên và giảm phát thải. Tổng thể, kết quả nghiên cứu này làm rõ rằng trong bối cảnh hiện nay, tỷ trọng công nghiệp chế biến, chế tạo tại Việt Nam vẫn là yếu tố gây áp lực lên môi trường và chỉ có thể chuyển sang xu hướng bền vững nếu được tái cấu trúc đi kèm với công nghệ sạch và cải cách thể chế.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm rõ ràng cho thấy mối quan hệ phi tuyến tính giữa tăng trưởng kinh tế, công nghiệp chế biến, độ mở thị trường quốc gia và chất lượng môi trường, khẳng định sự tồn tại có điều kiện của đường cong môi trường Kuznets tại Việt Nam. Mô hình ARDL và hồi quy ngưỡng cho thấy phát thải CO₂ ban đầu tăng theo tăng trưởng kinh tế, sau đó giảm ở ngưỡng thu nhập cao. Công nghiệp chế biến, chế tạo được xác định là yếu tố làm gia tăng phát thải rõ rệt, trong khi độ mở thị trường quốc gia chỉ giúp cải thiện môi trường ở giai đoạn có tỉ lệ tổng kim ngạch xuất nhập khẩu dưới 75% GDP.

Từ những kết quả này, một số hàm ý chính sách thiết thực được đề xuất như sau:

Thứ nhất, cần điều chỉnh lại chiến lược công nghiệp hóa theo hướng xanh hơn. Mặc dù ngành công nghiệp chế biến, chế tạo đang là trụ cột trong cơ cấu kinh tế, nhưng tốc độ tăng phát thải từ khu vực này gấp ba lần tốc độ tăng trưởng GDP (World Bank, 2024). Chính phủ cần đẩy nhanh thực hiện Chiến lược quốc gia về tăng trưởng xanh giai đoạn 2021-2030, tầm nhìn 2050 (theo Quyết định số 1658/QĐ-TTg) (Chính phủ, 2021) bằng cách thúc đẩy chuyển đổi công nghệ trong sản xuất, khuyến khích các ngành ít phát thải, nâng cấp hiệu suất năng lượng và thực hiện cơ chế định giá carbon.

Thứ hai, độ mở thị trường quốc tế cần được gắn chặt với tiêu chuẩn môi trường. Tác động giảm phát thải chỉ xuất hiện tại mức độ mở thị trường dưới 75% của GDP và mất hiệu lực khi độ mở cao hơn tỉ lệ này. Trong bối cảnh Việt Nam tham gia sâu vào các hiệp định thương mại thế hệ mới như EVFTA và RCEP, cần tích hợp các yêu cầu tiêu chuẩn môi trường bắt buộc vào chuỗi cung ứng xuất nhập khẩu.

Thứ ba, cần tăng cường kiểm soát phát thải trong khu vực công nghiệp thông qua quy hoạch không gian phát triển và đầu tư hạ tầng môi trường. Việc thực hiện đồng bộ Luật Bảo vệ môi trường 2020 là thiết yếu, trong đó yêu cầu các khu công nghiệp phải có đánh giá môi trường chiến lược (Strategic Environmental Assessment - SEA), hệ thống quan trắc tự động và công khai dữ liệu phát thải (Chính phủ, 2020).

Thứ tư, chính sách cần hướng tới xác định và theo dõi ngưỡng thu nhập môi trường - mức GDP đầu người mà tại đó phát thải có thể giảm nhờ cải tiến công nghệ. Kết quả nghiên cứu cho thấy EKC giữ ổn định ở vùng giá lnGDP lớn hơn 8.08 (tương đương lớn hơn 3.300 Đô-la Mỹ/người (theo giá cố định năm 2015), trong khi mức GDP/người tại năm 2023 của Việt Nam đã đạt khoảng 3.760 USD (World Bank, 2024). Điều này yêu cầu đầu tư mạnh vào nghiên cứu và phát triển (R&D),

chuyển đổi số và công nghiệp 4.0 để duy trì xu hướng đang giảm phát CO₂ (Xuan, 2025).

Thứ năm, cần tiếp tục triển khai hiệu quả Kế hoạch hành động thực hiện cam kết tại COP26 (theo Quyết định 888/QĐ-TTg năm 2022) (Chính phủ, 2022), bảo đảm lộ trình phát thải ròng bằng 0 đến năm 2050. Các ngành xuất khẩu chủ lực cần xác lập mục tiêu giảm phát thải riêng, gắn với trách nhiệm chất thải phát sinh từ sản phẩm của nhà sản xuất (Extended Producer Responsibility - EPR), định giá các-bon và ưu đãi đầu tư trực tiếp nước ngoài xanh.

Tổng thể, để hiện thực hóa mục tiêu phát triển bền vững, Việt Nam cần chuyển trọng tâm từ tăng trưởng dựa vào công nghiệp và xuất nhập khẩu thuần túy sang mô hình kinh tế xanh, lấy công nghệ, quy định tiêu chuẩn môi trường làm trung tâm. Các khuyến nghị từ nghiên cứu này có thể góp phần định hướng chính sách theo từng mức độ tăng trưởng kinh tế mà vẫn đảm bảo kiểm soát chất lượng môi trường dài hạn. ♦

Tài liệu tham khảo:

- Antweiler W., Copeland B. R., & Taylor M. S. (2001). Is free trade good for the environment? *American Economic Review*, 91(4), 877-908. <https://doi.org/10.1257/aer.91.4.877>
- Bhayana, S., & Nag, B. (2024). *Global Value Chain Linkages and Carbon Emissions embodied in trade, An Evidence from Emerging Economies: Uncovering Connections*. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2411.02963>
- Bui Ha Manh, Van Nguyen, S., Huynh, A. T., Bui, H. N., Nguyen, H. T. T., Perng, Y. S., Bui, X.-T., & Nguyen, H. T. (2023). Correlation between nitrous oxide emissions and economic growth in Vietnam: An autoregressive distributed lag analysis. *Environmental Technology & Innovation*, 29, 102989. <https://doi.org/10.1016/j.eti.2022.102989>

- Bui Minh, T., Nguyen Ngoc, T., & Bui Van, H. (2023). Relationship between carbon emissions, economic growth, renewable energy consumption, foreign direct investment, and urban population in Vietnam. *Heliyon*, 9(6), e17544. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e17544>
- Butt, S., Faisal, F., Chohan, M. A., Ali, A., & Ramakrishnan, S. (2024). Do Shadow Economy and Institutions Lessen the Environmental Pollution? Evidence from Panel of ASEAN-9 Economies. *Journal of the Knowledge Economy*, 15(1), 4800-4828. <https://doi.org/10.1007/s13132-023-01217-9>
- Chính phủ (2020). Luật Bảo vệ môi trường số 72/2020/QH14.
- Chính phủ (2021). Quyết định số 1658/QĐ-TTg về Chiến lược quốc gia về Tăng trưởng xanh giai đoạn 2021–2030, tầm nhìn 2050.
- Chính phủ (2022). Quyết định số 888/QĐ-TTg về Kế hoạch thực hiện cam kết tại COP26.
- Climate Transparency. (2020). *Vietnam Country Profile 2020*. <https://www.climate-transparency.org/wp-content/uploads/2021/11/Vietnam-CP2020.pdf>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Dinda, S. (2004). Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey. *Ecological Economics*, 49(4), 431-455. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2004.02.011>
- Dogan, E., & Seker, F. (2016). Determinants of CO2 emissions in the European Union: The role of renewable and non-renewable energy. *Renewable Energy*, 94, 429-439. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2016.03.078>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Ericsson, N. R., & MacKinnon, J. G. (2002). Distributions of error correction tests for cointegration. *The Econometrics Journal*, 5(2), 285-318. <http://www.jstor.org/stable/23114896>
- 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>
- Hansen, B. E. (2000). Sample Splitting and Threshold Estimation. *Econometrica*, 68(3), 575-603. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00124>
- Javeed, S., Siddique, H. M. A., & Javed, F. (2023). Ecological footprint, globalization, and economic growth: evidence from Asia. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(31), 77006-77021. <https://doi.org/10.1007/s11356-023-27754-z>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Karedla, Y., Mishra, R., & Patel, N. (2021). The impact of economic growth, trade openness and manufacturing on CO2 emissions in India: an autoregressive distributive lag (ARDL) bounds test approach. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 26(52), 376-389. <https://doi.org/10.1108/JEFAS-05-2021-0057>
- Kongbuamai, N., Zafar, M. W., Zaidi, S. A. H., & Liu, Y. (2020). Determinants of the ecological footprint in Thailand: the influences of tourism, trade openness, and population density. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(32), 40171-40186. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-09977-6>

- Kremers, J. J. M., Ericsson, N. R., & Dolado, J. J. (1992). THE POWER OF COINTEGRATION TESTS. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 325-348. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1992.tb00005.x>
- Kurniawan, R., Nugroho, N. A. A., Fudholi, A., Purwanto, A., Sumargo, B., Gio, P. U., & Wongsonadi, S. K. (2024). The ecological footprint of industrial value added and energy consumption in Indonesia. *International Journal of Energy Sector Management*, 18(5), 1127-1153. <https://doi.org/10.1108/IJESM-05-2023-0006>
- Lau, L.-S., Choong, C.-K., & Eng, Y.-K. (2014). Investigation of the environmental Kuznets curve for carbon emissions in Malaysia: Do foreign direct investment and trade matter? *Energy Policy*, 68, 490-497. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2014.01.002>
- Le Thi Thanh Mai, Le Hoang Anh, & Kim Taegi. (2018). *The effects of trade openness on CO₂ emission in Vietnam*. arXiv preprint. <https://arxiv.org/abs/2504.17260>
- Lê Thông Tiên, & Võ Thị Thúy Kiều. (2019). Tác động của FDI lên môi trường trong điều kiện tồn tại đường cong môi trường Kuznets (EKC). *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 30(8). <http://digital.lib.ueh.edu.vn/handle/UEH/60048>
- Liao, L., & Huang, X.-C. (2025). Driving Natural Resource Efficiency through environmental regulation, industry 4.0, international trade and FDI. *Energy Strategy Reviews*, 58, 101655. <https://doi.org/10.1016/j.esr.2025.101655>
- Lu, W.-C. (2020). The interplay among ecological footprint, real income, energy consumption, and trade openness in 13 Asian countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(36), 45148-45160. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-10399-7>
- Manh Hong Pham, Nguyen Anh Tuan, & Thanh, L. P. (2022). The relationship between ghg emissions and economic growth in Vietnam. *VNUHCM Journal of Economics, Law and Management*, 6(1), 2334-2347. <https://doi.org/10.32508/stdjelm.v6i1.802>
- Nsor-Ambala, R., & Amewu, G. (2023). Linear and non-linear ARDL estimation of financial innovation and economic growth in Ghana. *Journal of Business and Socio-economic Development*, 3(1), 36-49. <https://doi.org/10.1108/JBSED-09-2021-0128>
- Oteng-Abayie, E. F., Emmanuel, D., Seth, O., & Tawiah Baidoo, S. (2023). Greening the future: Unveiling the link between industrial structure upgrading and pollution emission in sub-Saharan Africa. *Cogent Economics & Finance*, 11(2), 2257069. <https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2257069>
- Papadas, D. (2024). Exploring the nexus of economic growth, energy mix, services, trade openness, and environmental quality: Evidence from N11 countries. *Development and Sustainability in Economics and Finance*, 2-4, 100028. <https://doi.org/10.1016/j.dsef.2024.100028>
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In S. Strøm (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (pp. 371-413). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011>
- Phillips, P. C. B., & Ouliaris, S. (1990). Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. *Econometrica*, 58(1), 165-193. <https://doi.org/10.2307/2938339>
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Rafiq, S., Salim, R., & Apergis, N. (2016). Agriculture, trade openness and emissions: an empirical analysis and policy options. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 60(3), 348-365. <https://doi.org/10.1111/1467-8489.12131>
- Shahbaz, M., Haouas, I., & Hoang, T. H. V. (2019). Economic growth and environmental degradation in Vietnam: Is the environmental Kuznets curve a complete picture? *Emerging Markets Review*, 38, 197-218. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2018.12.006>

Tabachnick, Barbara Fidell, & Linda. (2013). *Using Multivariate Statistics*. Pearson Deutschland.

Tung, L. T., & Thang, P. N. (2024, 2024//). Effects of Environmental Pollution and Trade Development on Economic Growth. Economic and Political Aspects of EU-Asian Relations, Singapore.

Vo, D. H., Ho, C. M., & Vo, A. T. (2024). Do Urbanization and Industrialization Deteriorate Environmental Quality? Empirical Evidence from Vietnam. *SAGE Open*, 14(2), 21582440241258285. <https://doi.org/10.1177/21582440241258285>

Vu Nguyen Hanh. (2025). Vietnam's Economic Report Card for 2024: GDP, Trade, FDI. <https://www.vietnam-briefing.com/news/vietnam-economy-2024-gdp-trade-fdi.html/>

World Bank. (2022). *Vietnam Country Climate and Development Report*. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/37718>

World Bank. (2024). *Viet Nam 2045: Trading Up in a Changing World – Pathways to a High-Income Future*. https://documents1.worldbank.org/curated/en/099111424204523679/pdf/P1787841e077190d919b24181b4dc_b14765.pdf

Xuan, V. N. (2025). Determinants of carbon dioxide emissions in technology revolution 5.0: New insights in Vietnam. *Environmental and Sustainability Indicators*, 26, 100636. <https://doi.org/10.1016/j.indic.2025.100636>

environmental quality, as CO₂ emissions have steadily increased - especially from the manufacturing industry and the rising openness of the national market through international trade.

This study tests the Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis for Vietnam by combining the ARDL model with threshold regression, using time series data from 1987 to 2023. The results show a non-linear relationship between economic growth and CO₂ emission intensity, consistent with the EKC structure: CO₂ emissions increase when per capita GDP is below 3,300 USD (in 2015 constant prices), but start to decline as income surpasses this level. The manufacturing sector contributes to higher CO₂ emissions in both the short and long run. As for market openness, its positive effect on environmental quality is only observed when total trade remains below 75% of GDP; beyond this threshold, increased openness leads to environmental deterioration. These findings confirm that the environmental impacts of economic growth, industrialization, and market openness depend on specific stages of development. The study proposes several key policy recommendations, emphasizing the importance of technological transformation, integrating environmental standards into trade, and strengthening emission control in industrial production.

Summary

Over the past three decades, Vietnam has achieved high economic growth through industrialization and international integration. However, this has also come with a decline in