

Tác động bất đối xứng và theo thời gian của các yếu tố kinh tế đến phát thải CO₂ tại Việt Nam

Phan Ngọc Yến Xuân

Trường Đại học Tài Chính - Marketing

Email: phanxuan@ufm.edu.vn

Tóm tắt: Nghiên cứu này nhằm đánh giá tác động của các yếu tố kinh tế gồm đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), độ mở thương mại, tăng trưởng kinh tế và đô thị hóa đến lượng phát thải CO₂ tại Việt Nam, sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian theo tháng giai đoạn 1990–2023. Để phản ánh đặc điểm phi tuyến và bất đối xứng trong mối quan hệ giữa các yếu tố kinh tế và phát thải, nghiên cứu áp dụng kiểm định Granger bán tham số theo phân vị và mô hình hồi quy phân vị có biến trễ (LQR). Kết quả cho thấy tác động của các biến giải thích không đồng nhất theo phân vị phát thải: FDI và đô thị hóa làm gia tăng phát thải đáng kể tại các phân vị cao; thương mại quốc tế có xu hướng góp phần giảm phát thải ở mức trung bình; trong khi tăng trưởng kinh tế không cho thấy mối liên hệ ổn định và có ý nghĩa thống kê. Nghiên cứu góp phần mở rộng bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam theo hướng tiếp cận động và bất đối xứng, từ đó gợi ý các chính sách giảm phát thải có trọng tâm, linh hoạt theo từng giai đoạn phát triển và mức độ ô nhiễm thực tế.

Từ khoá: Đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), Đô thị hoá, Độ mở thương mại, Phát thải CO₂, Tăng trưởng kinh tế.

Asymmetric and Time-Varying Impacts of Economic Factors on CO₂ Emissions in Vietnam

Abstract: This study evaluates the impacts of key economic factors—foreign direct investment (FDI), trade openness, economic growth, and urbanization—on CO₂ emissions in Vietnam, using monthly time-series data spanning 1990–2023. To capture the nonlinear and asymmetric characteristics of the relationships between these economic variables and emissions, the analysis employs a semiparametric quantile Granger causality test and a lagged quantile regression (LQR) model. The results reveal heterogeneous effects across the emission quantiles: FDI and urbanization significantly increase emissions at higher quantiles; international trade tends to reduce emissions at the median level; while economic growth shows no stable or statistically significant association. These findings extend the empirical evidence for Vietnam from a dynamic and asymmetric perspective, providing policy implications for targeted and flexible emission-reduction strategies tailored to different development stages and actual pollution levels.

Keywords: Foreign Direct Investment (FDI); Urbanization; Trade Openness; CO₂ Emissions; Economic Growth

Ngày nhận bài: 14/4/2025; **Ngày phản biện:** 26/5/2025; **Ngày duyệt đăng:** 10/11/2025;

1. Đặt vấn đề

Việt Nam hiện đang đối mặt với thách thức ngày càng lớn trong việc cân bằng giữa mục tiêu tăng trưởng kinh tế và yêu cầu bảo vệ môi trường. Trong bối cảnh toàn cầu hướng tới phát triển bền vững, Việt Nam đã cam kết đạt mức phát thải ròng bằng 0 vào năm 2050 tại Hội nghị COP26 và tiếp tục khẳng định mục tiêu này tại COP28. Tuy nhiên, để hiện thực hóa các cam kết quốc tế, việc thiết kế và thực thi các chính sách giảm phát thải vẫn còn gặp nhiều khó khăn, một phần do thiếu hụt căn cứ thực nghiệm chi tiết, đặc biệt là những bằng chứng có khả năng phản ánh rõ các đặc điểm bất đối xứng, phi tuyến và thay đổi theo thời gian trong mối quan hệ giữa các yếu tố kinh tế và môi trường.

Trong ba thập niên qua, phát thải CO₂ tại Việt Nam đã tăng với tốc độ đáng lo ngại, từ mức 19 triệu tấn năm 1990 lên hơn 112 triệu tấn vào năm 2020 (WorldBank, 2022). Cùng với quá trình công nghiệp hóa, đô thị hóa và hội nhập sâu rộng, các yếu tố như đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), mở rộng thương mại, tăng trưởng kinh tế và đô thị hóa không chỉ là động lực thúc đẩy phát triển mà còn là những nhân tố tiềm ẩn rủi ro gia tăng ô nhiễm nếu thiếu cơ chế điều tiết phù hợp.

Nhiều nghiên cứu đã tập trung làm rõ mối quan hệ giữa các yếu tố kinh tế và phát thải CO₂ tại các nước đang phát triển, bao gồm cả Việt Nam (Al-Mulali & Sab, 2012; Antweiler et al., 2001; Minh

Thuy Bui, 2023; Nguyễn et al., 2022). Các hướng lý thuyết như “thiên đường ô nhiễm”, “hào quang ô nhiễm” (Cole, 2004; Copeland, 2008) hay tác động qua các kênh quy mô, kỹ thuật, cơ cấu (Antweiler et al., 2001) đã cung cấp nền tảng phân tích quan trọng. Tuy vậy, phần lớn các nghiên cứu hiện hành vẫn sử dụng mô hình tuyến tính truyền thống với giả định mối quan hệ ổn định và đồng nhất theo thời gian. Điều này dẫn đến hạn chế trong việc phát hiện các tác động phi tuyến, hiệu ứng độ trễ hay sự khác biệt tại các mức phát thải khác nhau, những yếu tố có vai trò đặc biệt quan trọng trong bối cảnh biến động hiện nay. Để khắc phục khoảng trống trên, nghiên cứu này sử dụng hai phương pháp định lượng là kiểm định Granger phân vị bán tham số (Troster et al., 2018) và mô hình hồi quy phân vị có biến trễ (Lagged Quantile Regression, LQR). Cách tiếp cận này cho phép phát hiện các mối quan hệ nhân quả phi tuyến, không đồng nhất, đồng thời kiểm tra tính ổn định của các tác động trong không gian phân vị và thời gian. Nhờ đó, nghiên cứu mang lại cái nhìn sâu hơn về vai trò của FDI, thương mại, tăng trưởng kinh tế và đô thị hóa đối với phát thải CO₂ tại Việt Nam.

Bài viết đóng góp vào tài liệu học thuật theo ba hướng chính: (i) mở rộng bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam bằng dữ liệu chuỗi thời gian theo tháng trong hơn ba thập niên (1990-2023); (ii) ứng dụng kiểm định Granger phân vị bán tham số nhằm phát hiện các mối quan hệ nhân quả phi tuyến và phân vị; và (iii) sử dụng mô hình LQR để đánh giá độ trễ và tính ổn định trong tác động của các yếu tố kinh tế, từ đó cung cấp căn cứ khoa học cụ thể phục vụ việc thiết kế chính sách môi trường linh hoạt, thích ứng với từng giai đoạn phát triển và mục tiêu giảm phát thải CO₂ trong dài hạn.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan tài liệu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Trong kinh tế môi trường, việc phân tích mối liên hệ giữa phát triển kinh tế và phát thải khí nhà kính, đặc biệt là CO₂, luôn là chủ đề nhận được sự quan tâm sâu rộng. Một trong những khung lý thuyết nổi bật giải thích mối quan hệ này là giả thuyết đường cong Kuznets môi trường (Environmental Kuznets Curve, EKC). Theo giả thuyết này, ở giai đoạn đầu của tăng trưởng, ô nhiễm môi trường có xu hướng tăng do ưu tiên dành cho công nghiệp hóa và mở rộng sản xuất. Tuy nhiên, khi thu nhập bình quân đầu người đạt đến một ngưỡng nhất định, xã hội sẽ gia tăng yêu cầu về chất lượng sống, dẫn đến các hành động mạnh mẽ hơn trong kiểm soát môi trường, từ đó làm giảm phát thải (Grossman & Krueger, 1995).

Bên cạnh EKC, các lý thuyết liên quan đến toàn cầu hóa cũng giải thích các kênh tác động của đầu tư nước ngoài và thương mại quốc tế đến môi trường. Trong đó, giả thuyết “thiên đường ô nhiễm” (Pollution Haven Hypothesis, PHH) cho rằng các công ty đa quốc gia có xu hướng chuyển các ngành sản xuất gây ô nhiễm sang những quốc gia có tiêu chuẩn môi trường lỏng lẻo nhằm tối thiểu hóa chi phí (Copeland, 2008). Ở chiều ngược lại, giả thuyết “hào quang ô nhiễm” (Pollution Halo) cho rằng FDI có thể đóng vai trò tích cực, giúp nước tiếp nhận tiếp cận công nghệ tiên tiến và tiêu chuẩn quản lý hiện đại hơn, từ đó nâng cao hiệu quả sử dụng tài nguyên và giảm phát thải (Cole, 2004).

Đối với thương mại, nhiều nghiên cứu đề cập đến ba kênh tác động chính: hiệu ứng quy mô (scale effect), hiệu ứng kỹ thuật (technique effect) và hiệu ứng cơ cấu (composition effect) (Antweiler et al., 2001). Tùy thuộc vào mức độ chi phối của từng kênh, thương mại có thể làm tăng hoặc giảm phát thải. Ví dụ, nếu thương mại thúc đẩy chuyển giao công nghệ và cải thiện cơ cấu sản xuất theo hướng xanh hơn, hệ quả môi trường có thể tích cực; ngược lại, nếu chỉ mở rộng sản lượng mà không thay đổi công nghệ, thương mại có thể làm trầm trọng thêm vấn đề phát thải.

Về mặt đô thị hóa, các quan điểm hiện đại thừa nhận rằng đây là một tiến trình hai mặt. Ở chiều tích cực, đô thị hóa có thể tạo điều kiện cho việc quy hoạch không gian hiệu quả hơn, phát triển hạ tầng xanh và áp dụng công nghệ tiết kiệm năng lượng. Tuy nhiên, ở nhiều quốc gia đang phát triển, tốc độ đô thị hóa nhanh nhưng thiếu kiểm soát lại kéo theo tình trạng xây dựng ồ ạt, gia tăng tiêu thụ năng lượng và phát thải khí nhà kính (H. Liu et al., 2023; Zhang et al., 2022).

2.2. Tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm

2.2.1. Tác động của đầu tư nước ngoài đến phát thải CO₂

Tác động môi trường của đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) là một chủ đề trung tâm trong kinh tế học môi trường, với nhiều kết quả thực nghiệm còn chưa thống nhất. Theo giả thuyết “thiên đường ô nhiễm” (Pollution Haven Hypothesis), FDI có xu hướng dịch chuyển vào các quốc gia đang phát triển với tiêu chuẩn môi trường lỏng lẻo, từ đó làm gia tăng phát thải khí nhà kính

(Cole, 2004). Các nghiên cứu tại Trung Đông, Thổ Nhĩ Kỳ và một số nước châu Á đã ghi nhận mối liên hệ dương giữa FDI và lượng phát thải CO₂, đặc biệt trong các ngành công nghiệp thâm dụng năng lượng (Al-Mulali & Sab, 2012; Seker et al., 2015).

Tuy nhiên, hướng tiếp cận đối lập “hào quang ô nhiễm” (Pollution Halo Hypothesis) cho rằng FDI có thể mang theo công nghệ hiện đại, quy trình sản xuất sạch và các chuẩn mực quản trị tiên tiến, từ đó góp phần cải thiện chất lượng môi trường (Zhang & Zhou, 2016; Zhu et al., 2016). Lin et al. (2022) thậm chí chỉ ra rằng cả hai hiệu ứng có thể cùng tồn tại: FDI có thể làm tăng phát thải tại khu vực tiếp nhận trực tiếp nhưng đồng thời tạo hiệu ứng lan tỏa công nghệ tới các vùng lân cận, góp phần giảm thiểu ô nhiễm một cách gián tiếp.

Tại Việt Nam, tác động của FDI đến môi trường cũng đang là vấn đề được quan tâm. Minh Thuy Bui (2023) phát hiện mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa FDI và phát thải CO₂, cho thấy sự đan xen giữa lợi ích tăng trưởng và rủi ro môi trường. Nghiên cứu của Hoa et al. (2023) ước lượng rằng khi FDI tăng 1%, lượng phát thải CO₂ có thể tăng tới 1,39%, củng cố giả thuyết “thiên đường ô nhiễm” trong bối cảnh thu hút đầu tư chưa được kiểm soát chặt chẽ về tiêu chí môi trường. Do đó, tác động của FDI không chỉ phụ thuộc vào quy mô dòng vốn mà còn bị chi phối bởi chất lượng công nghệ, năng lực tiếp nhận của nền kinh tế và khung thể chế liên quan đến kiểm soát môi trường.

2.2.2. Tác động của độ mở thương mại đến phát thải CO₂

Tác động môi trường của thương mại quốc tế là chủ đề được tranh luận sôi nổi trong nhiều năm qua. Một số nghiên cứu cho rằng thương mại có thể làm gia tăng phát thải do chuyển dịch sản xuất sang các nước đang phát triển với quy chuẩn môi trường thấp (Derindag et al., 2023; Zeeshan et al., 2021). Trong khi đó, nhiều nghiên cứu lại nhấn mạnh vai trò tích cực của thương mại thông qua chuyển giao công nghệ sạch và nâng cao hiệu quả sản xuất (Antweiler et al., 2001; Kongbuamai et al., 2021).

Đáng chú ý, ngày càng nhiều bằng chứng cho thấy mối quan hệ này có tính phi tuyến và thay đổi theo từng mức độ phát thải. Ví dụ, Khan et al. (2020) và Kitila (2024) chỉ ra rằng thương mại có thể giảm phát thải ở các phân vị thấp nhưng làm tăng phát thải ở mức cao, đặc biệt trong điều kiện thiếu chính sách môi trường hiệu quả.

Tại Việt Nam, nghiên cứu của Nguyễn et al. (2022) cho thấy, thương mại có tương quan dương với phát thải CO₂, trong khi Hoàng and Ngô (2024) cảnh báo rằng hội nhập sâu rộng có thể làm suy giảm khả năng chịu tải sinh thái nếu không đi kèm điều tiết phù hợp. Những phát hiện này nhấn mạnh sự cần thiết của chiến lược thương mại bền vững, gắn với chuyển dịch cơ cấu xuất khẩu và nâng cao tiêu chuẩn môi trường.

2.2.3. Tác động của tăng trưởng kinh tế đến phát thải CO₂

Nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã chỉ ra rằng tăng trưởng kinh tế có thể làm gia tăng phát thải CO₂, đặc biệt tại các nước đang phát triển – nơi quá trình công nghiệp hóa thường đi kèm tiêu thụ năng lượng hóa thạch và mở rộng sản xuất quy mô lớn. Soytas et al. (2007) cho rằng GDP làm tăng nhu cầu năng lượng, từ đó gây áp lực lên môi trường. Tác động này cũng được ghi nhận rõ hơn tại các phân vị phát thải cao (Khan et al., 2020), cho thấy mối quan hệ giữa GDP và CO₂ có thể không đồng nhất và mang tính phi tuyến.

Tại Việt Nam, các nghiên cứu như Linh and Lin (2014), Hoa et al. (2023) và Minh Thuy Bui (2023) đều phát hiện mối quan hệ dương rõ rệt giữa tăng trưởng kinh tế và phát thải CO₂, phản ánh mô hình tăng trưởng vẫn dựa nhiều vào công nghiệp nặng và khai thác tài nguyên. Kết quả này cũng phù hợp với nghiên cứu của Al-Mulali and Tang (2013), cho thấy Việt Nam chưa đạt ngưỡng chuyển đổi xanh theo kỳ vọng.

2.2.4. Tác động của đô thị hóa đến phát thải CO₂

Mối liên hệ giữa đô thị hóa và phát thải CO₂ đã được ghi nhận trong nhiều nghiên cứu, nhưng kết quả không hoàn toàn thống nhất. Một số nghiên cứu cho rằng sự mở rộng đô thị thường đi kèm với gia tăng tiêu thụ năng lượng, giao thông cá nhân và phát triển xây dựng không kiểm soát, qua đó làm gia tăng phát thải (Luqman et al., 2023; Muntean et al., 2018). Tuy nhiên, cũng có bằng chứng cho thấy mật độ dân cư cao và hạ tầng giao thông công cộng hiệu quả, đặc trưng của các thành phố nén, có thể làm giảm cường độ phát thải nhờ tiết kiệm không gian và năng lượng (J. Liu et al., 2023).

Tại Việt Nam, quá trình đô thị hóa diễn ra nhanh chóng trong ba thập kỷ qua, đặc biệt tại các đô thị lớn như TP.HCM và Hà Nội. Nghiên cứu của Nguyen et al. (2021) chỉ ra rằng giao thông

chiếm phần lớn lượng phát thải CO₂ tại TP.HCM, trong khi Salgado et al. (2022) cảnh báo về nồng độ CO₂ cao tại các khu vực đô thị hóa mạnh ở đồng bằng sông Hồng. Những phát hiện này gợi ý rằng quy mô và tốc độ đô thị hóa có thể ảnh hưởng khác nhau đến phát thải, phụ thuộc vào chính sách quy hoạch, cơ cấu hạ tầng và mức độ kiểm soát môi trường tại từng giai đoạn.

Nhìn chung, hầu hết các nghiên cứu hiện tại mới chỉ sử dụng mô hình tuyến tính và chưa phản ánh được sự thay đổi theo thời gian hoặc theo từng mức độ phát thải. Nghiên cứu này tiếp cận theo hướng mới, sử dụng kiểm định Granger bán tham số và hồi quy phân vị có biến trễ, nhằm nhận diện rõ hơn đặc điểm phi tuyến và bất đối xứng trong mối quan hệ giữa các yếu tố trên và phát thải CO₂ tại Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô tả các biến nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng một tập hợp biến nhằm phân tích mối liên hệ giữa các yếu tố kinh tế vĩ mô và phát thải CO₂ bình quân đầu người đại diện cho mức độ ô nhiễm môi trường. Biến phụ thuộc là CO₂e, trong khi các biến độc lập bao gồm: đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), độ mở thương mại (Trade), tăng trưởng kinh tế (gGDP, GDPcapita), và đô thị hóa (Urban, gUrban).

Ngoại trừ hai biến gGDP và gUrban (ở dạng tỷ lệ phần trăm), các biến còn lại được chuyển sang logarit tự nhiên nhằm: (i) giảm phương sai thay đổi, (ii) giúp giải thích trực quan hơn thông qua hệ số phần trăm thay đổi, và (iii) đồng bộ với các nghiên cứu trước (Shahbaz et al., 2018; Zubair et al., 2020).

Bảng 1: Danh sách biến nghiên cứu, đơn vị đo lường và nguồn dữ liệu

Tên biến	Diễn giải	Đơn vị	Nguồn tham khảo	Dữ liệu từ
CO ₂ e	Phát thải CO ₂ bình quân đầu người	Tấn/người	Hoffmann et al. (2005)	WB
FDI	Đầu tư trực tiếp nước ngoài	Triệu USD	Zubair et al. (2020); Dhrifi et al. (2020); Zhang and Zhou (2016)	WDI
Trade	Độ mở thương mại	% GDP	Shahbaz et al. (2018); Essandoh et al. (2020)	WDI
gGDP	Tăng trưởng GDP hàng năm	%	Richmond and Kaufmann (2006); Fodha and Zaghoud (2010)	WB
GDPcapita	GDP bình quân đầu người	USD/người	Richmond and Kaufmann (2006)	WB
Urban	Tỷ lệ dân số thành thị	% dân số	Wan et al. (2022); Xu et al. (2023); Sikder et al. (2022)	WB
gUrban	Tăng dân số đô thị hàng năm	%	Wan et al. (2022); Sikder et al. (2022)	WB

Nguồn: Tổng hợp và đề xuất của tác giả

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian theo tháng, từ tháng 1 năm 1990 đến tháng 12 năm 2023, với tổng cộng 408 quan sát. Giai đoạn này phản ánh toàn diện các biến động kinh tế lớn tại Việt Nam, bao gồm tiến trình công nghiệp hóa, hội nhập quốc tế, đô thị hóa nhanh chóng, cũng như các sự kiện chính sách quan trọng như gia nhập WTO (2007) và tham gia Thỏa thuận Paris về biến đổi khí hậu.

Dữ liệu được thu thập từ cơ sở dữ liệu của Ngân hàng Thế giới (World Bank), bao gồm bảy biến số: phát thải CO₂ bình quân đầu người (CO₂e), đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), độ mở thương mại (Trade), tốc độ tăng trưởng GDP (gGDP), GDP bình quân đầu người (GDPcapita), tỷ lệ dân số thành thị (Urban), và tốc độ tăng dân số đô thị (gUrban). Các biến ban đầu có tần suất hàng năm.

Do cả kiểm định Granger bán tham số theo phân vị (Troster et al., 2018) và mô hình hồi quy phân vị có biến trễ (LQR) đều yêu cầu số lượng quan sát đủ lớn để đảm bảo tính ổn định và độ tin cậy của ước lượng, các chuỗi dữ liệu đã được nội suy sang tần suất tháng bằng phương pháp nội suy bậc hai (quadratic interpolation). Phương pháp này dựa trên đề xuất của Chow and Lin (1971), Denton (1971), và được sử dụng rộng rãi trong các nghiên cứu kinh tế lượng gần đây nhằm chuyển đổi dữ liệu từ tần suất thấp sang cao mà vẫn đảm bảo duy trì động thái của chuỗi (Bloem et al., 2001; Cepni et al., 2023).

Việc chuyển đổi dữ liệu sang tần suất cao giúp nhận diện tốt hơn các thay đổi ngắn hạn và đặc trưng theo thời gian trong quan hệ giữa các yếu tố kinh tế vĩ mô và phát thải CO₂, đặc biệt

quan trọng khi phân tích các mối quan hệ phi tuyến, không đồng nhất theo phân vị, và có độ trễ như trong mô hình nghiên cứu này.

3.3. Phương pháp nghiên cứu

Trong bối cảnh mối quan hệ giữa các yếu tố kinh tế và phát thải CO₂ tại các nước đang phát triển thường mang tính phi tuyến, bất đối xứng và có độ trễ, các mô hình tuyến tính truyền thống tỏ ra hạn chế trong việc phản ánh đầy đủ bản chất của vấn đề. Do đó, nghiên cứu này sử dụng hai phương pháp hiện đại là kiểm định Granger bán tham số theo phân vị và mô hình hồi quy phân vị có biến trễ (LQR). Hai phương pháp này cho phép phân tích sâu các mối quan hệ nhân quả theo từng mức phát thải cụ thể và đánh giá hiệu ứng độ trễ trong tác động, từ đó mang lại góc nhìn linh hoạt và phù hợp hơn với thực tiễn tại Việt Nam.

3.3.1. Kiểm định Granger bán tham số theo phân vị (Semi-parametric Quantile Granger Causality)

Để kiểm định mối quan hệ nhân quả từ các yếu tố kinh tế vĩ mô đến phát thải CO₂ theo từng mức phân vị, nghiên cứu sử dụng phương pháp kiểm định Granger bán tham số theo phân vị được đề xuất bởi Troster et al. (2018). Phương pháp này không giả định mối quan hệ tuyến tính và cho phép kiểm tra tác động nhân quả tại từng phân vị cụ thể, từ đó nhận diện các hiệu ứng bất đối xứng mà các kiểm định truyền thống dễ bỏ sót.

Về mặt kỹ thuật, kiểm định dựa trên mô hình hồi quy phân vị bán tham số. Với một biến phụ thuộc y_t (CO₂e) và một biến giải thích x_t (ví dụ: FDI), mô hình kiểm định nhân quả được xây dựng như sau:

Mô hình rút gọn (không có nhân quả Granger):

$$Q_{\tau}(y_t | \mathcal{F}_{t-1}^y) = f_{\tau}(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})$$

Mô hình đầy đủ (có thể có nhân quả Granger):

$$Q_{\tau}(y_t | \mathcal{F}_{t-1}^{y,x}) = f_{\tau}(y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, x_{t-1}, \dots, x_{t-p})$$

Trong đó:

$Q_{\tau}(y_t | \cdot)$: là phân vị điều kiện bậc τ của y_t

$\mathcal{F}_{t-1}^y$: là tập thông tin gồm các giá trị trễ của y_t

$\mathcal{F}_{t-1}^{y,x}$: là tập thông tin mở rộng bao gồm cả y_t và x_t

$f_{\tau}(\cdot)$: là một hàm không xác định, được ước lượng bán tham số bằng phương pháp hạt nhân

Giá trị thống kê kiểm định được xây dựng dựa trên sự khác biệt về phương sai phần dư giữa hai mô hình trên. P-value được ước lượng thông qua phương pháp bootstrap, cho phép đưa ra kết luận về sự tồn tại hay không của quan hệ nhân quả tại từng phân vị.

Phương pháp này phù hợp với mục tiêu nghiên cứu vì cho phép phân tích mối quan hệ không tuyến tính giữa các yếu tố kinh tế và phát thải CO₂, nhận diện hiệu ứng mạnh tại các mức phát thải thấp, trung bình hay cao, tối ưu hóa việc sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian dài với cấu trúc động học phức tạp.

3.3.2. Mô hình hồi quy phân vị có biến trễ (Lagged Quantile Regression)

Bên cạnh kiểm định Granger bán tham số, nghiên cứu sử dụng thêm mô hình hồi quy phân vị có biến trễ (LQR) nhằm kiểm tra tính bền vững và chi tiết hơn về tác động của từng biến độc lập đến phát thải CO₂. Mô hình này cho phép phân tích ảnh hưởng của các biến giải thích tại từng mức phân vị, đồng thời kiểm soát độ trễ của biến độc lập điều mà các mô hình QR truyền thống không thực hiện được (Galvao Jr, 2011).

Cấu trúc tổng quát của mô hình như sau:

$$Q_{\tau}(y_t | x_{t-k}) = \alpha_{\tau} + \beta_{\tau} x_{t-k}$$

Trong đó:

$Q_{\tau}(y_t | x_{t-k})$: là phân vị thứ τ của biến phụ thuộc y_t (lượng phát thải CO₂) điều kiện theo giá trị trễ k của biến giải thích x

α_{τ} : là hệ số chặn tại phân vị τ

β_{τ} : là hệ số hồi quy tại phân vị τ , phản ánh mức độ ảnh hưởng của biến x đến y tại phân vị đó.

Việc sử dụng biến trễ x_{t-k} giúp làm rõ tác động theo thời gian, phản ánh độ trễ trong truyền dẫn chính sách hoặc điều chỉnh hành vi kinh tế. Đây là đặc điểm phù hợp với bản chất của các yếu tố như FDI, thương mại, tăng trưởng hay đô thị hóa, vốn không ảnh hưởng tức thì đến phát thải CO₂.

Mô hình được ước lượng cho các phân vị đại diện như $\tau = 0,25; 0,5; 0,75$ nhằm đối chiếu kết quả giữa các mức phát thải thấp, trung bình và cao.

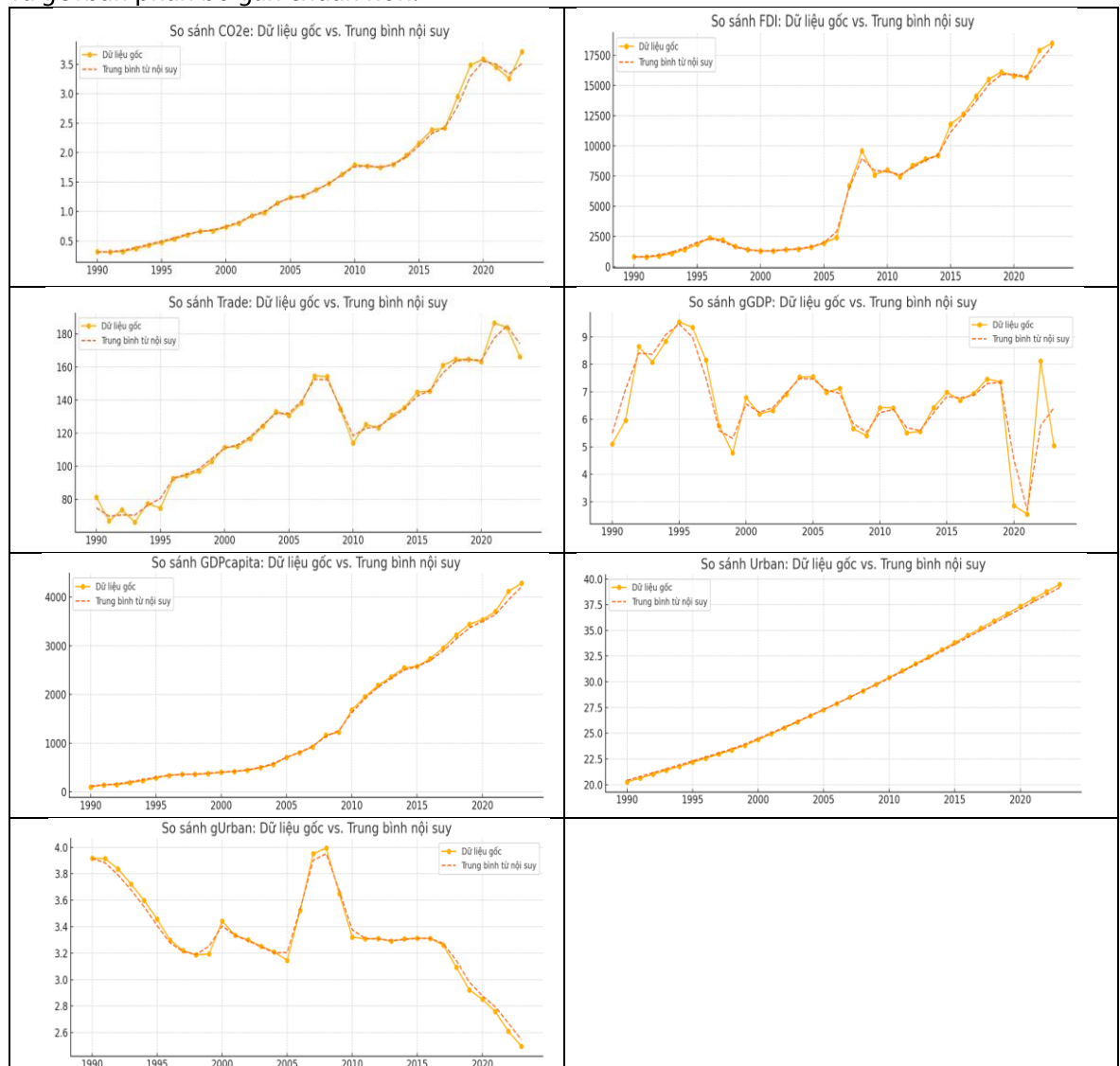
So với mô hình hồi quy tuyến tính (OLS) và hồi quy phân vị thông thường (QR), LQR có ưu điểm vượt trội trong việc nhận diện các hiệu ứng bất đối xứng theo mức độ phát thải và độ trễ. Điều này giúp kiểm chứng độ ổn định của kết quả và làm rõ cơ chế tác động của các yếu tố kinh tế đến môi trường.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kiểm định độ tin cậy của chuỗi nội suy, thống kê mô tả, kiểm định tính dừng và tương quan

Trước khi phân tích mô hình, nghiên cứu kiểm tra độ tin cậy của chuỗi nội suy theo tháng bằng cách so sánh giá trị trung bình năm từ chuỗi nội suy với dữ liệu gốc theo năm. Kết quả cho thấy các chuỗi nội suy có hệ số tương quan rất cao với chuỗi gốc (từ 0,918 đến 0,999), sai số RMSE thấp, và biểu đồ thể hiện xu hướng nhất quán giữa hai chuỗi. Điều này xác nhận rằng nội suy không làm sai lệch động thái dữ liệu, đảm bảo độ tin cậy cho các phân tích tiếp theo.

Kết quả thống kê mô tả cho thấy sự biến động đáng kể giữa các biến, phản ánh đặc trưng của một nền kinh tế đang chuyển đổi mạnh mẽ như Việt Nam. Hình 1 minh họa phân phối tần suất của các biến bằng biểu đồ histogram, cho thấy mức độ phân tán và độ bất đối xứng khác nhau giữa các biến. Các biến như FDI và GDPcapita có phân phối lệch phải rõ rệt, trong khi gUrban phân bố gần chuẩn hơn.

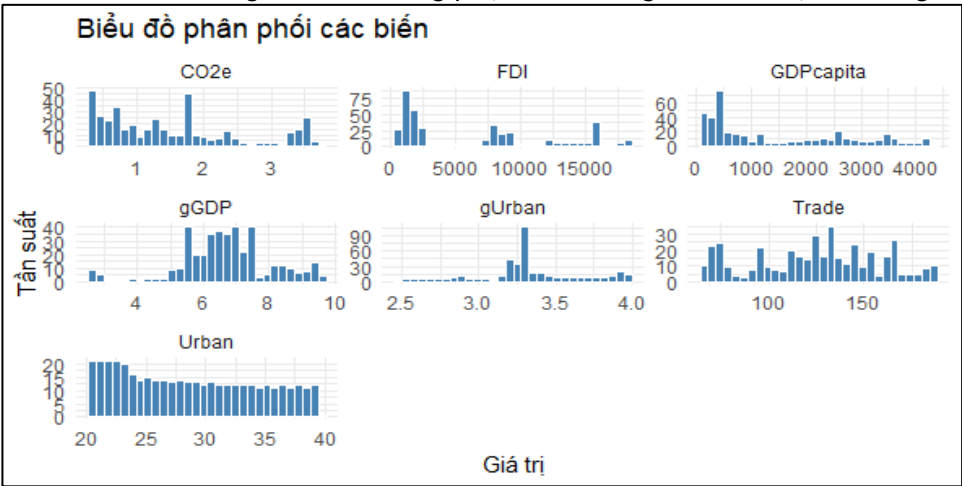


Hình 1: Sự tương đồng giữa chuỗi nội suy và chuỗi gốc của các biến nghiên cứu

(Nguồn: Tác giả tính toán)

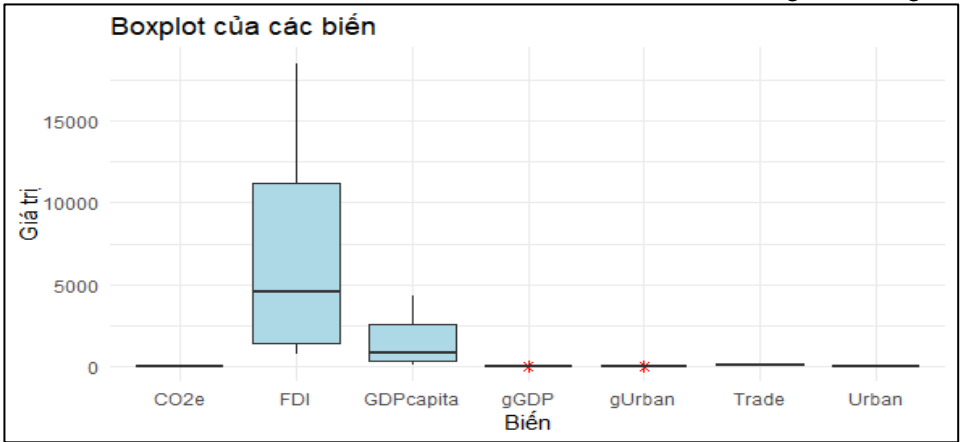
Tiếp theo, biểu đồ boxplot (Hình 2) giúp nhận diện các giá trị ngoại biên cũng như độ phân tán của dữ liệu. Có thể thấy, FDI và GDPcapita có mức độ biến động cao, phản ánh sự biến thiên

trong dòng vốn và thu nhập qua thời gian. Một số điểm dữ liệu ở gGDP và gUrban được xác định là ngoại biên (outliers), nhưng vẫn nằm trong phạm vi có thể giải thích được theo logic kinh tế.



Hình 2: Biểu đồ Histogram mô tả phân phối các biến nghiên cứu

(Nguồn: Tác giả tính toán)



Hình 3: Biểu đồ Boxplot thể hiện phân phối và các ngoại biên của các biến

(Nguồn: Tác giả tính toán)

Để kiểm định tính dừng, một điều kiện quan trọng trong phân tích chuỗi thời gian, bài nghiên cứu sử dụng kiểm định Augmented Dickey-Fuller (ADF) với độ trễ tối ưu chọn theo tiêu chí AIC. Kết quả được thể hiện bằng biểu đồ Heatmap (Hình 3), cho thấy rõ trạng thái dừng hoặc không dừng của từng biến ở cả dạng gốc và sai phân bậc nhất. Cụ thể, hầu hết các biến đều không dừng ở dạng gốc nhưng trở nên dừng sau khi lấy sai phân, ngoại trừ gGDP dừng ngay từ bậc gốc. Biến Urban và D_gUrban cho thấy trạng thái gần dừng, cần được xem xét thận trọng khi đưa vào mô hình.

Bảng 2: Ma trận tương quan Pearson giữa các biến sai phân bậc nhất

	D_CO2e	D_FDI	D_Trade	D_GDPcap	D_gUrban
D_CO2e	1,000	0,109	-0,279	0,104	-0,190
D_FDI		1,000	0,264	0,332	0,432
D_Trade			1,000	-0,214	0,459
D_GDPcap				1,000	-0,229
D_gUrban					1,000

(Nguồn: Tác giả tính toán)

Sau khi chuyển các biến về cùng một cấp độ dừng, hệ số tương quan Pearson được tính toán cho các biến sai phân bậc nhất để kiểm tra mối liên hệ tuyến tính giữa chúng (Bảng 2). Kết quả cho thấy D_CO2e có tương quan âm trung bình với D_Trade (-0,279), và tương quan yếu với các biến còn lại. Mối quan hệ giữa D_gUrban với D_Trade (0,459) và D_FDI (0,432) tương đối đáng kể, cho thấy sự liên kết giữa tốc độ đô thị hóa và dòng thương mại đầu tư.

Nhìn chung, các kết quả cho thấy dữ liệu không có hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng và đảm bảo điều kiện cần thiết để tiến hành các phân tích nâng cao với kiểm định Granger bán tham số theo phân vị và mô hình hồi quy phân vị có biến trễ (LQR) trong các phần tiếp theo.

4.2. Kết quả kiểm định Granger bán tham số theo phân vị và phân tích mô hình hồi quy phân vị với biến trễ

4.2.1. Tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài đến phát thải CO₂

Kết quả kiểm định Granger bán tham số theo phân vị cho thấy đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) có mối quan hệ nhân quả với phát thải CO₂, nhưng mức độ ảnh hưởng thay đổi tùy theo phân vị, có nghĩa là tùy vào trạng thái phát thải của nền kinh tế. Đặc biệt, tại phân vị 0.75 (giai đoạn có mức phát thải cao), thống kê kiểm định đạt giá trị 3.26×10^{-6} với p-value = 0.04, cho thấy FDI là nhân tố dẫn dắt phát thải với ý nghĩa thống kê ở mức 5% (Bảng 3).

Bảng 3: Kết quả kiểm định Granger phân vị (bootstrap)

τ	Test statistic	p-value
0,25	$2,72 \times 10^{-6}$	0,08
0,50	$2,72 \times 10^{-6}$	0,12
0,75	$3,26 \times 10^{-6}$	0,04

(Nguồn: Tác giả tính toán)

Điều này mang hàm ý rằng trong các giai đoạn phát triển nóng, điển hình là sau khi Việt Nam gia nhập WTO năm 2007 và dòng vốn FDI đổ mạnh vào các ngành công nghiệp chế biến, sản xuất, áp lực môi trường gia tăng trở nên rõ rệt hơn, kết quả này tương đồng với các nghiên cứu như của Minh Thuy Bui (2023) hay Hoa et al. (2023). Ngược lại, tại phân vị thấp và trung vị ($\tau = 0,25$ và $0,50$), mối quan hệ nhân quả chưa đạt ý nghĩa thống kê rõ ràng, cho thấy trong giai đoạn phát thải thấp, vai trò gây ô nhiễm của FDI không đáng kể.

Kết quả hồi quy phân vị có biến trễ (LQR) tiếp tục khẳng định tác động đồng biến của FDI đến phát thải CO₂. Tại cả ba phân vị ($\tau = 0,25$; $0,5$ và $0,75$), hệ số hồi quy đều dương và có ý nghĩa thống kê mạnh tại $\tau = 0,25$ và $0,5$ (p-value < 0,01), trong khi tại phân vị cao ($\tau = 0,75$), p-value = 0,057 sát ngưỡng 5% (Bảng 4). Điều này hàm ý rằng tác động tích lũy từ các dòng vốn FDI trong quá khứ tiếp tục ảnh hưởng đến hiện tại, đặc biệt tại các giai đoạn phát thải cao.

Bảng 4: Kết quả hồi quy phân vị có biến trễ (LQR)

τ	Estimate	p-value
0,25	$2,27 \times 10^{-5}$	0,0009
0,50	$1,10 \times 10^{-5}$	<0,0001
0,75	$2,67 \times 10^{-5}$	0,057

(Nguồn: Tác giả tính toán)

So với nghiên cứu quốc tế như Zhang and Zhou (2016) vốn khẳng định rằng FDI có thể cải thiện chất lượng môi trường nếu đi kèm công nghệ sạch, thì kết quả tại Việt Nam gợi ý điều ngược lại, tác động đồng biến của FDI đến phát thải CO₂ vẫn tồn tại và rõ rệt nhất tại phân vị cao. Điều này phần nào xác thực giả thuyết “thiên đường ô nhiễm” (Pollution Haven Hypothesis), trong đó các doanh nghiệp ngoại quốc có xu hướng di chuyển đến các quốc gia có tiêu chuẩn môi trường lỏng lẻo để giảm chi phí sản xuất.

Từ góc độ chính sách, kết quả này đặt ra yêu cầu cấp thiết phải nâng chuẩn môi trường trong thu hút FDI, đặc biệt trong bối cảnh sau EVFTA (2020) khi cam kết phát triển bền vững được lồng ghép vào các hiệp định thương mại. Chính sách cần hướng đến sàng lọc nhà đầu tư theo tiêu chuẩn môi trường, ưu tiên FDI xanh và kiểm soát chặt đầu tư vào ngành có nguy cơ ô nhiễm cao, nhất là tại các vùng công nghiệp trọng điểm. Bên cạnh đó, mức độ tác động của FDI đến phát thải CO₂ tuy có ý nghĩa thống kê nhưng vẫn khá nhỏ về mặt lượng. Điều này có thể được lý giải bởi xu hướng dịch chuyển gần đây của FDI tại Việt Nam sang các ngành công nghệ cao, dịch vụ số hoặc năng lượng tái tạo, đặc biệt sau giai đoạn ảnh hưởng bởi đại dịch COVID-19, khi các dòng vốn tái cơ cấu theo hướng bền vững hơn.

Tóm lại, kết quả nghiên cứu không chỉ chỉ ra rằng FDI ảnh hưởng đến phát thải CO₂, mà còn cho thấy mức độ và thời điểm ảnh hưởng là không đồng nhất. Những bằng chứng này là cơ sở

thực nghiệm quan trọng trong việc tái thiết kế chính sách thu hút FDI gắn với mục tiêu trung hòa carbon đến năm 2050 theo cam kết COP26 và COP28.

4.2.2. Tác động của độ mở thương mại đến phát thải CO₂

Kết quả kiểm định Granger bán tham số theo phân vị cho thấy mối quan hệ nhân quả giữa độ mở thương mại (Trade) và phát thải CO₂ có tính không đồng nhất rõ rệt theo từng mức độ phát thải. Tại phân vị trung vị ($\tau = 0,50$), kiểm định đạt giá trị $3,28 \times 10^{-6}$ với $p\text{-value} = 0,02$ đủ ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Ngược lại, tại phân vị thấp ($\tau = 0,25$) và cao ($\tau = 0,75$), $p\text{-value}$ đều không có ý nghĩa thống kê, lần lượt là 0,75 và 0,64 (Bảng 5). Điều này chỉ ra rằng tác động nhân quả của thương mại đến phát thải chỉ thực sự xuất hiện trong giai đoạn phát thải ở mức trung bình.

Bảng 5: Kết quả kiểm định Granger phân vị (bootstrap)

τ	Test statistic	p-value
0,25	$1,10 \times 10^{-12}$	0,75
0,50	$3,28 \times 10^{-6}$	0,02
0,75	$1,80 \times 10^{-8}$	0,64

(Nguồn: Tác giả tính toán)

Từ góc nhìn chính sách, kết quả này phản ánh rõ vai trò của thương mại trong giai đoạn hội nhập sâu rộng, đặc biệt sau khi Việt Nam gia nhập WTO (2007) và ký kết các hiệp định thương mại thế hệ mới như EVFTA (2020). Trong giai đoạn này, Việt Nam không chỉ đẩy mạnh xuất khẩu mà còn chịu áp lực cải thiện tiêu chuẩn kỹ thuật và môi trường để đáp ứng yêu cầu từ thị trường quốc tế, qua đó tạo điều kiện lan tỏa công nghệ sạch và thúc đẩy chuyển dịch cơ cấu sản xuất. Chính vì vậy, hiệu ứng "giảm phát thải nhờ hội nhập" trở nên rõ rệt ở phân vị trung vị.

Kết quả này được củng cố thêm từ mô hình hồi quy phân vị có biến trễ (LQR), khi hệ số tại $\tau = 0,50$ đạt -0,00338 với $p\text{-value} < 0,001$, khẳng định tác động âm có ý nghĩa thống kê cao (Bảng 6). Điều này cho thấy, ở giai đoạn nền kinh tế đạt quy mô phát thải trung bình, tương ứng với thời kỳ chuyển đổi công nghệ và tăng trưởng xuất khẩu bền vững, thương mại có tác động làm giảm phát thải. Kết quả phù hợp với hiệu ứng kỹ thuật trong lý thuyết của Antweiler et al. (2001), đồng thời tương đồng với Kongbuamai et al. (2021) khi cho rằng thương mại đóng vai trò thúc đẩy chuyển dịch cơ cấu tại các nước đang phát triển.

Bảng 6: Kết quả hồi quy phân vị có biến trễ (LQR)

τ	Estimate	p-value
0,25	-0,00213	0,158
0,50	-0,00338	<0,001
0,75	-0,00173	0,301

(Nguồn: Tác giả tính toán)

Tuy nhiên, tại phân vị thấp ($\tau = 0,25$) và cao ($\tau = 0,75$), hệ số LQR tuy vẫn âm nhưng không có ý nghĩa thống kê. Điều này cho thấy, trong các giai đoạn nền kinh tế ở mức phát thải thấp (thường rơi vào đầu thập niên 1990 hoặc thời kỳ gián đoạn do COVID-19), hoặc mức phát thải quá cao (giai đoạn hậu WTO, 2010-2015), thương mại không còn là yếu tố chi phối rõ ràng. Đặc biệt, tại phân vị cao, giai đoạn tăng trưởng nhanh và sản xuất mở rộng mạnh, hiệu ứng công nghệ tích cực từ thương mại có thể bị "triệt tiêu" bởi việc mở rộng sản xuất ồ ạt mà thiếu kiểm soát môi trường. Tình trạng này thường xảy ra tại các khu công nghiệp tập trung, khi cả doanh nghiệp FDI và trong nước tận dụng chi phí thấp để đẩy mạnh sản xuất nhưng chưa đầu tư tương xứng vào công nghệ xanh.

Từ góc độ chính sách, điều này cho thấy thương mại chỉ mang lại lợi ích môi trường khi đi kèm với những điều kiện hỗ trợ như chuẩn hóa kỹ thuật, cơ chế kiểm soát phát thải và đầu tư xanh. Việc khai thác hiệu quả các cam kết trong EVFTA, CPTPP cần song hành với các công cụ điều tiết như thuế môi trường, cấp phép phát thải, hoặc ưu đãi cho doanh nghiệp chuyển đổi công nghệ, đặc biệt trong bối cảnh Việt Nam đã cam kết đạt mức phát thải ròng bằng 0 vào năm 2050 tại COP26 và tái khẳng định điều này tại COP28.

Tóm lại, kết quả nghiên cứu cho thấy tác động của thương mại đến phát thải CO₂ là không đồng nhất theo từng phân vị và thời kỳ. Điều này đặt ra yêu cầu về thiết kế chính sách thương mại môi trường theo hướng linh hoạt, không chỉ dựa vào tăng trưởng xuất khẩu, mà cần tích hợp yếu tố bền vững theo từng chu kỳ phát triển.

4.2.3. Tác động của tăng trưởng kinh tế đến phát thải CO₂

Tăng trưởng kinh tế là yếu tố có ảnh hưởng đa chiều đến môi trường, đặc biệt trong bối cảnh Việt Nam đang trong quá trình công nghiệp hóa, hiện đại hóa với tốc độ nhanh và cấu trúc ngành còn phụ thuộc nhiều vào năng lượng hóa thạch. Để đo lường hiệu ứng này, nghiên cứu sử dụng hai chỉ tiêu: gGDP (tốc độ tăng trưởng kinh tế hàng năm) và GDPcapita (thu nhập bình quân đầu người).

Kết quả kiểm định Granger bán tham số theo phân vị (Bảng 7) cho thấy không tồn tại mối quan hệ nhân quả có ý nghĩa thống kê giữa gGDP và phát thải CO₂ tại cả ba mức phân vị (p-value > 0.90). Điều này hàm ý rằng trong ngắn hạn, tăng trưởng kinh tế hàng năm không gây ra thay đổi đáng kể về phát thải CO₂. Nguyên nhân có thể do sự trễ trong tác động, ví dụ như các dự án công nghiệp lớn hoặc đầu tư hạ tầng thường mất thời gian mới phát sinh phát thải đáng kể hoặc do tác động bị trung hòa bởi các chính sách môi trường. Đặc biệt, sau khi gia nhập WTO (2007), Việt Nam từng bước tăng cường khung pháp lý và tiêu chuẩn phát thải, điều này có thể làm nén ảnh hưởng trực tiếp của tăng trưởng đến môi trường.

Bảng 7: Kết quả kiểm định Granger phân vị (bootstrap)

Biến độc lập	τ	Test statistic	p-value
gGDP	0,25	$7,79 \times 10^{-8}$	0,94
	0,50	$7,79 \times 10^{-8}$	0,92
	0,75	$7,79 \times 10^{-8}$	0,96
GDPcapita	0,25	$3,99 \times 10^{-7}$	0,48
	0,50	$3,99 \times 10^{-7}$	0,45
	0,75	$3,99 \times 10^{-7}$	0,46

(Nguồn: Tác giả tính toán)

Đối với biến GDPcapita, kết quả kiểm định cũng cho thấy p-value dao động quanh mức 0,45-0,48, phản ánh mối liên kết yếu giữa mức sống và phát thải ở góc độ nhân quả thuần túy, kết quả này tương đồng với nghiên cứu của Hoa et al. (2023). Tuy nhiên, để khám phá sâu hơn, mô hình hồi quy phân vị có biến trễ (LQR) đã được sử dụng nhằm đánh giá ảnh hưởng tại từng trạng thái phát thải khác nhau.

Bảng 8: Kết quả hồi quy phân vị có biến trễ (LQR)

Biến độc lập	τ	Estimate	p-value
gGDP	0,25	0,00144	0,0003
	0,50	0,00005	0,856
	0,75	-0,00031	0,820
GDPcapita	0,25	-0,00031	<0,001
	0,50	0,00022	<0,001
	0,75	0,00037	0,331

(Nguồn: Tác giả tính toán)

Kết quả từ mô hình LQR (Bảng 8) cho thấy mối quan hệ giữa gGDP và phát thải CO₂ là không đồng nhất theo phân vị. Cụ thể, tại phân vị thấp ($\tau = 0,25$), hệ số hồi quy dương và có ý nghĩa thống kê cao (0,00144; p = 0,0003), hàm ý rằng trong giai đoạn nền kinh tế ở mức phát thải thấp thường tương ứng với thời kỳ trước WTO (trước 2007) và giai đoạn đầu phục hồi sau COVID-19 (2021-2022), tăng trưởng kinh tế đóng vai trò thúc đẩy phát thải, chủ yếu do quá trình mở rộng sản xuất, phát triển cơ sở hạ tầng và gia tăng tiêu thụ năng lượng truyền thống, điều này tương đồng với nhận định từ nghiên cứu của Al-Mulali and Tang (2013) và Khan et al. (2020).

Ngược lại, tại các phân vị cao hơn ($\tau = 0,50$ và $0,75$), hệ số của gGDP không còn ý nghĩa thống kê. Điều này cho thấy, khi nền kinh tế đã đạt mức phát thải cao như giai đoạn tăng trưởng nóng 2008-2015 hoặc sau hội nhập sâu rộng, tăng trưởng không còn là yếu tố quyết định hàng đầu. Có thể do các chính sách quản lý môi trường đã được tăng cường, hoặc nền kinh tế đã đạt mức hiệu quả năng lượng nhất định, khiến tác động trực tiếp của tăng trưởng bị suy yếu.

Với biến GDPcapita, tác động thể hiện tính chất phi tuyến và thay đổi theo từng giai đoạn phát triển. Tại phân vị thấp ($\tau = 0,25$), hệ số âm (-0,00031; p < 0,001) cho thấy khi thu nhập còn thấp tương ứng với giai đoạn trước 2010, sự gia tăng thu nhập có thể đi kèm với chuyển dịch

hành vi tiêu dùng và sản xuất sang hướng tiết kiệm hơn, như sử dụng năng lượng ít phát thải hoặc ưu tiên các sản phẩm thân thiện môi trường. Đây là bằng chứng hỗ trợ giả thuyết đường cong Kuznets môi trường (EKC), theo đó ô nhiễm ban đầu tăng rồi giảm theo mức sống, kết quả này đồng thuận với nghiên cứu trước đây của Pao and Tsai (2011).

Tại phân vị trung bình ($\tau = 0,50$), hệ số chuyển sang dương ($0,00022$; $p < 0,001$), phản ánh rằng khi mức sống đạt ngưỡng trung bình như giai đoạn 2012-2020, sau khi Việt Nam thoát khỏi nhóm thu nhập thấp, nhu cầu về điện, giao thông, nhà ở tăng mạnh, làm phát thải gia tăng, kết quả này đồng thuận với nghiên cứu trước đây của Pao and Tsai (2011). Tuy nhiên, ở phân vị cao ($\tau = 0,75$), hệ số dương nhưng không còn ý nghĩa thống kê, cho thấy tại các giai đoạn phát thải cao (điển hình như 2015-2019), mối quan hệ giữa thu nhập và phát thải trở nên bão hòa hoặc chịu chi phối bởi các yếu tố khác như chính sách chuyển dịch cơ cấu, cải tiến công nghệ hoặc áp lực giảm phát thải từ các hiệp định thương mại quốc tế (như EVFTA).

Tóm lại, kết quả nghiên cứu khẳng định mối quan hệ phi tuyến và không đồng nhất giữa tăng trưởng kinh tế, thu nhập và phát thải CO₂ tại Việt Nam. Từ góc độ chính sách, những phát hiện trên cho thấy Việt Nam không thể áp dụng một chính sách môi trường đồng nhất cho mọi giai đoạn. Khi nền kinh tế còn ở mức phát thải thấp, cần kiểm soát chặt chẽ các tác động của tăng trưởng và thu nhập để tránh phát triển đi kèm ô nhiễm. Khi nền kinh tế đạt mức phát thải cao hơn, trọng tâm chính sách nên chuyển sang hỗ trợ cải cách công nghệ, nâng cao hiệu quả năng lượng và tăng cường công cụ thị trường trong quản lý môi trường. Các chương trình nâng cao nhận thức và tiêu dùng xanh cũng cần triển khai sớm trước khi thu nhập trung bình kéo theo bùng nổ nhu cầu tiêu dùng gây phát thải.

4.2.4. Tác động của đô thị hoá đến phát thải CO₂

Đô thị hóa là một trong những động lực phát triển chính tại Việt Nam giai đoạn 1990-2023, với tỷ lệ dân số đô thị tăng từ 19% lên gần 39% (World Bank, 2023). Quá trình này kéo theo sự mở rộng mạnh mẽ về công nghiệp, giao thông và xây dựng, các yếu tố tiềm ẩn nguy cơ gia tăng phát thải CO₂.

Kết quả kiểm định Granger bán tham số theo phân vị (Bảng 9) cho thấy cả hai biến Urban và gUrban đều không có mối quan hệ nhân quả ngắn hạn đáng kể với phát thải CO₂ (p-value của Urban: từ 0.45 đến 0.58; gUrban: từ 0.88 đến 0.92), kết quả này tương đồng với nhận định của Salgado et al. (2022). Điều này phản ánh rằng đô thị hóa tác động đến môi trường chủ yếu theo hướng gián tiếp và tích lũy, đặc biệt trong giai đoạn trước WTO và trước EVFTA, khi mức độ phát thải còn tương đối thấp và quy mô đô thị hóa chưa đủ lớn để tạo ra thay đổi đột biến.

Bảng 9: Kết quả kiểm định Granger theo phân vị (bootstrap)

Biến	τ	Test statistic	p-value
Urban	0,25	$3,92 \times 10^{-6}$	0,45
	0,50	$4,02 \times 10^{-6}$	0,58
	0,75	$3,92 \times 10^{-6}$	0,52
gUrban	0,25	$-6,41 \times 10^{-8}$	0,88
	0,50	$-6,40 \times 10^{-8}$	0,88
	0,75	$-6,45 \times 10^{-8}$	0,92

(Nguồn: Tác giả tính toán)

Tuy nhiên, kết quả mô hình LQR (Bảng 10) cho thấy rõ tác động phân hóa theo từng mức phát thải. Với biến Urban, hệ số hồi quy dương và có ý nghĩa thống kê tại $\tau = 0,50$ và $0,75$, cho thấy tại các giai đoạn phát thải trung bình đến cao (từ sau WTO và đặc biệt sau EVFTA), mở rộng đô thị kéo theo gia tăng tiêu dùng năng lượng, giao thông cá nhân và xây dựng, qua đó làm tăng phát thải CO₂. Chính sách tại các đô thị lớn vì vậy cần tập trung vào giao thông công cộng, quy hoạch xanh và tiết kiệm năng lượng, kết quả này củng cố thêm quan điểm của Nguyen et al. (2021).

Ngược lại, biến gUrban thể hiện tác động âm đáng kể tại $\tau = 0,75$ (hệ số $-0,0694$, $p < 0,001$), hàm ý rằng tại các vùng đang đô thị hóa nhanh và đã phát thải cao, nếu có quy hoạch ban đầu hợp lý, việc đô thị hóa có thể đi kèm giảm phát thải nhờ áp dụng công nghệ xanh, xây dựng bền vững và kiểm soát môi trường hiệu quả. Đây là tín hiệu tích cực sau COVID-19, khi nhiều khu vực đô thị vệ tinh đang phát triển mạnh, kết quả phù hợp với nghiên cứu của Luqman et al. (2023).

Tóm lại, tác động của đô thị hóa đến phát thải CO₂ tại Việt Nam là phi tuyến và phụ thuộc vào trạng thái phát thải từng thời kỳ. Trong khi các đô thị trung tâm cần kiểm soát chặt để tránh

gia tăng phát thải, thì các khu vực mới nổi nên được hỗ trợ xây dựng mô hình đô thị hóa xanh ngay từ đầu. Kết quả này nhấn mạnh vai trò của chính sách đô thị phân vùng và phù hợp với từng giai đoạn phát triển, góp phần hiện thực hóa mục tiêu phát thải ròng bằng 0 vào năm 2050.

Bảng 10: Kết quả hồi quy phân vị với biến trễ (LQR)

Biến	τ	Estimate	p-value
Urban	0,25	$-8,57 \times 10^{-5}$	0,710
	0,50	0,00073	<0,001
	0,75	0,00114	<0,001
gUrban	0,25	-0,0645	0,177
	0,50	-0,00191	0,972
	0,75	-0,0694	0,0001

(Nguồn: Tác giả tính toán)

4.3. Kiểm định độ bền mô hình: So sánh kết quả OLS, QR và LQR

Nhằm kiểm tra độ ổn định (robustness check) của mô hình hồi quy phân vị có biến trễ (LQR), nghiên cứu tiến hành so sánh kết quả ước lượng tại phân vị trung vị ($\tau = 0,5$) với hai mô hình tham chiếu phổ biến là hồi quy tuyến tính thông thường (OLS) và hồi quy phân vị không có biến trễ (QR). Việc đối chiếu này không chỉ giúp kiểm định tính bền vững của mô hình LQR mà còn làm rõ sự khác biệt giữa các phương pháp trong việc phản ánh đặc điểm phi tuyến và hiệu ứng độ trễ của dữ liệu chuỗi thời gian.

Bảng 11: Kết quả so sánh ba mô hình tại phân vị $\tau = 0,5$

Biến độc lập	Mô hình	Hệ số ước lượng (β)	p-value	Nhận xét chính
FDI	OLS	0,0000147	0,0300	Ý nghĩa thống kê ở mức 5%
	QR	0,0000100	0,0000	Ý nghĩa thống kê rất cao
	LQR	0,0000110	$\sim 0,0000$	Ổn định, phù hợp với QR
Trade	OLS	-0,00432	$\sim 0,0000$	Ý nghĩa thống kê rất cao
	QR	-0,00338	$\sim 0,0000$	Kết quả nhất quán với OLS
	LQR	-0,00338	$\sim 0,0000$	Khớp hoàn toàn với QR
gGDP	OLS	0,00197	$\sim 0,0000$	Ý nghĩa thống kê cao
	QR	$\approx 0,00000$	1,0000	Không có ý nghĩa thống kê
	LQR	$\approx 0,00005$	0,8561	Không có ý nghĩa thống kê
GDPcapita	OLS	0,0001388	0,0386	Ý nghĩa thống kê ở mức 5%
	QR	0,00022	0,0028	Ý nghĩa thống kê cao
	LQR	0,00022	0,0003	Kết quả nhất quán, ổn định
Urban	OLS	0,000714	$\sim 0,0000$	Ý nghĩa thống kê rất cao
	QR	0,00073	$\sim 0,0000$	Kết quả đồng nhất
	LQR	0,00073	$\sim 0,0000$	Hoàn toàn phù hợp với QR
gUrban	OLS	-0,1896	$\sim 0,0001$	Ý nghĩa thống kê rất cao
	QR	-0,00191	0,9721	Không có ý nghĩa thống kê
	LQR	-0,00191	0,9724	Kết quả đồng nhất với QR

(Nguồn: Tác giả tính toán)

Kết quả tổng hợp tại Bảng X cho thấy, với các biến FDI, Trade, GDPcapita và Urban, hệ số ước lượng và mức ý nghĩa thống kê từ mô hình QR và LQR đều rất tương đồng, đồng thời cùng cho kết quả phù hợp với kỳ vọng lý thuyết. Điều này củng cố độ tin cậy của mô hình LQR và khẳng định rằng việc đưa biến trễ vào phân tích không làm thay đổi bản chất mối quan hệ giữa các biến mà còn giúp nắm bắt tốt hơn đặc tính động học của dữ liệu.

Ngược lại, với các biến như gGDP và gUrban, cả hai mô hình QR và LQR đều cho kết quả không có ý nghĩa thống kê, trong khi OLS lại thể hiện hệ số ước lượng có ý nghĩa. Sự khác biệt này cho thấy mô hình tuyến tính truyền thống có thể dẫn đến kết luận sai lệch khi bỏ qua đặc tính phân vị và độ trễ trong dữ liệu.

Tổng thể, phân tích đối chiếu giữa ba mô hình khẳng định rằng LQR là công cụ phù hợp để phân tích các mối quan hệ bất đối xứng và có độ trễ trong lĩnh vực kinh tế môi trường, đồng thời kết quả ổn định so với mô hình QR càng củng cố độ tin cậy của các kết luận nghiên cứu.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

5.1. Kết luận

Nghiên cứu đã đánh giá tác động của FDI, độ mở thương mại, tăng trưởng kinh tế và đô thị hóa đến phát thải CO₂ tại Việt Nam giai đoạn 1990-2023, sử dụng kiểm định Granger bán tham số theo phân vị và hồi quy phân vị có biến trễ (LQR). Kết quả nhấn mạnh tính phi tuyến và bất đối xứng trong mối quan hệ giữa các yếu tố kinh tế và môi trường, từ đó làm rõ thêm các luận điểm lý thuyết hiện hành.

Thứ nhất, nghiên cứu góp phần mở rộng lý thuyết về tác động môi trường của FDI khi cho thấy mối liên hệ này không cố định mà phụ thuộc vào trạng thái phát thải. Tác động mạnh hơn tại các phân vị cao phản ánh hiệu ứng quy mô lẫn át hiệu ứng kỹ thuật trong giai đoạn phát triển nhanh, bổ sung cho các tranh luận lý thuyết hiện nay.

Thứ hai, tác động âm của thương mại chỉ rõ tại phân vị trung bình nơi hội nhập sâu đi kèm cải tiến công nghệ và tiêu chuẩn sản xuất. Điều này tinh chỉnh thêm lý thuyết về “hiệu ứng kỹ thuật” của thương mại, vốn trước đây ít đề cập đến tính điều kiện theo mức phát thải.

Thứ ba, kết quả từ GDPcapita củng cố giả thuyết Đường cong Kuznets môi trường (EKC) theo hướng mở rộng, khi thu nhập tăng, phát thải không tăng đều mà phụ thuộc vào mức phát thải nền. Mối quan hệ đảo chiều giữa các phân vị phản ánh rõ ràng hơn tính phi tuyến vốn bị che khuất trong các mô hình tuyến tính.

Thứ tư, phân tích hai biến đô thị hóa cho thấy sự khác biệt đáng kể giữa mức độ và tốc độ đô thị hóa trong tác động đến môi trường. Điều này gợi ý cần hoàn thiện thêm lý thuyết đô thị hóa bền vững trong điều kiện nước đang phát triển.

Tóm lại, nghiên cứu không chỉ cung cấp bằng chứng thực nghiệm mới cho Việt Nam, mà còn góp phần mở rộng các lý thuyết kinh tế môi trường theo hướng linh hoạt hơn, có điều kiện theo phân vị, chu kỳ phát triển và trạng thái phát thải.

5.2. Hàm ý chính sách

Từ những kết quả trên, nghiên cứu đề xuất các hàm ý chính sách sau:

Đối với FDI, cần phân loại và kiểm soát theo đặc điểm ngành và giai đoạn chu kỳ phát triển. Giai đoạn phát thải cao (sau khi gia nhập WTO và đẩy mạnh công nghiệp hóa) là lúc FDI có tác động tiêu cực rõ rệt đến môi trường, do đó cần siết chặt các tiêu chuẩn môi trường trong cấp phép và hậu kiểm. Đồng thời, nên ưu tiên thu hút FDI vào các ngành sử dụng công nghệ sạch, nhất là trong giai đoạn hậu EVFTA khi yêu cầu về phát triển bền vững ngày càng được quốc tế hóa thông qua các cam kết thương mại.

Đối với thương mại quốc tế, kết quả cho thấy hiệu quả giảm phát thải chỉ xuất hiện rõ khi nền kinh tế ở mức phát thải trung bình tương ứng với giai đoạn hội nhập sâu (sau WTO và các FTA thế hệ mới). Do đó, chính sách thương mại nên gắn liền với chuẩn hóa công nghệ và tiêu chuẩn môi trường nội địa, qua đó nâng cao năng lực cạnh tranh xanh cho doanh nghiệp. Ngoài ra, cần giảm phụ thuộc vào xuất khẩu các ngành thâm dụng năng lượng trong bối cảnh hậu COVID-19, khi các chuỗi cung ứng đang tái cấu trúc theo hướng xanh hơn.

Với tăng trưởng kinh tế cần được định hướng theo chiều sâu và gắn với quá trình chuyển đổi năng lượng. Tác động tích cực chỉ xuất hiện ở phân vị thấp, trong khi phân vị cao không còn hiệu quả, cho thấy dư địa cho tăng trưởng nâu đã dần cạn. Vì vậy, cần đầu tư vào năng lượng tái tạo, nâng cấp công nghệ sản xuất và khuyến khích tiêu dùng tiết kiệm năng lượng, đặc biệt trong bối cảnh phục hồi sau COVID-19 khi các gói kích thích kinh tế cần gắn liền với cải thiện môi trường.

Đô thị hóa cần phân hóa chính sách giữa các vùng. Tại các thành phố lớn đã phát thải cao, đô thị hóa mở rộng cần đi kèm với quy hoạch thông minh, phát triển hạ tầng xanh, giao thông công cộng và cơ chế kiểm soát tiêu thụ năng lượng. Trong khi đó, tại các khu đô thị mới nổi có tốc độ tăng dân số nhanh, cần tận dụng thời điểm chuyển tiếp để định hình mô hình phát triển đô thị xanh ngay từ đầu thông qua quy hoạch tích hợp và các cơ chế khuyến khích đầu tư vào công nghệ xanh.

Tài liệu tham khảo

Al-Mulali, U., & Sab, C. N. B. C. (2012). The impact of energy consumption and CO₂ emission on the economic growth and financial development in the Sub Saharan African countries. *Energy*, 39(1), 180–186.

- Al-Mulali, U., & Tang, C. F. (2013). Investigating the validity of pollution haven hypothesis in the Gulf Cooperation Council (GCC) countries. *Energy Policy*, 60, 813–819.
- Antweiler, W., Copeland, B. R., & Taylor, M. S. (2001). Is free trade good for the environment? *American Economic Review*, 91(4), 877–908.
- Bloem, M. A. M., Dippelsman, M. R., & Mæhle, M. N. Ø. (2001). *Quarterly national accounts manual: Concepts, data sources, and compilation*. International Monetary Fund.
- Cepni, O., Dogru, T., & Ozdemir, O. (2023). The contagion effect of COVID-19-induced uncertainty on US tourism sector: Evidence from time-varying Granger causality test. *Tourism Economics*, 29(4), 906–928.
- Chow, G. C., & Lin, A.-L. (1971). Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series. *The Review of Economics and Statistics*, 53(4), 372–375.
- Cole, M. A. (2004). Trade, the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve: Examining the linkages. *Ecological Economics*, 48(1), 71–81.
- Copeland, B. R. (2008). The pollution haven hypothesis. In J. E. Bhagwati (Ed.), *Handbook on Trade and the Environment* (Vol. 2, pp. 60–70).
- Denton, F. T. (1971). Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: An approach based on quadratic minimization. *Journal of the American Statistical Association*, 66(333), 99–102.
- Derindag, O. F., Maydybura, A., Kalra, A., Wong, W.-K., & Chang, B. H. (2023). Carbon emissions and the rising effect of trade openness and foreign direct investment: Evidence from a threshold regression model. *Heliyon*, 9(7), e19165.
- Dhrifi, A., Jaziri, R., & Alnahdi, S. (2020). Does foreign direct investment and environmental degradation matter for poverty? Evidence from developing countries. *Structural Change and Economic Dynamics*, 52, 13–21.
- Essandoh, O. K., Islam, M., & Kakinaka, M. (2020). Linking international trade and foreign direct investment to CO₂ emissions: Any differences between developed and developing countries? *Science of the Total Environment*, 712, 136437.
- Fodha, M., & Zaghdoud, O. (2010). Economic growth and pollutant emissions in Tunisia: An empirical analysis of the environmental Kuznets curve. *Energy Policy*, 38(2), 1150–1156.
- Galvao Jr, A. F. (2011). Quantile regression for dynamic panel data with fixed effects. *Journal of Econometrics*, 164(1), 142–157.
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1995). Economic growth and the environment. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 353–377.
- Hoà, P. X., Xuan, V. N., & Thu, N. T. P. (2023). Nexus of innovation, renewable consumption, FDI, growth and CO₂ emissions: The case of Vietnam. *Journal of Open Innovation: Technology, Market, and Complexity*, 9(3), 100100.
- Hoàng, T. X., & Ngô, T. H. (2024). Mối quan hệ giữa tiêu thụ năng lượng, độ mở thương mại, phát triển tài chính và chất lượng môi trường tại Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*(320), 2–12.
- Hoffmann, R., Lee, C. G., Ramasamy, B., & Yeung, M. (2005). FDI and pollution: A Granger causality test using panel data. *Journal of International Development*, 17(3), 311–317.
- Khan, M. K., Khan, M. I., & Rehan, M. (2020). The relationship between energy consumption, economic growth and carbon dioxide emissions in Pakistan. *Financial Innovation*, 6(1), 1.
- Kitila, G. M. (2024). Deciphering the complex interplay: Heterogeneous, threshold, and mediation effects of trade openness on CO₂ emissions in Africa. *PLOS ONE*, 19(10), e0309736.
- Kongbuamai, N., Bui, Q., & Nimsai, S. (2021). The effects of renewable and nonrenewable energy consumption on the ecological footprint: The role of environmental policy in BRICS countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 28, 27885–27899.
- Lin, H., Wang, X., Bao, G., & Xiao, H. (2022). Heterogeneous spatial effects of FDI on CO₂ emissions in China. *Earth's Future*, 10(1), e2021EF002331.
- Linh, D. H., & Lin, S.-M. (2014). CO₂ emissions, energy consumption, economic growth and FDI in Vietnam. *Managing Global Transitions: International Research Journal*, 12(3), 243–261.
- Liu, H., Wong, W.-K., Cong, P. T., Nassani, A. A., Haffar, M., & Abu-Rumman, A. (2023). Linkage among urbanization, energy consumption, economic growth and carbon emissions: Panel data analysis for China using ARDL model. *Fuel*, 332, 126122.

- Liu, J., Li, J., Chen, Y., Lian, S., Zeng, J., Geng, M., ... Huang, P. (2023). Multi-scale urban passenger transportation CO₂ emission calculation platform for smart mobility management. *Applied Energy*, 331, 120407.
- Luqman, M., Rayner, P. J., & Gurney, K. R. (2023). On the impact of urbanisation on CO₂ emissions. *NPJ Urban Sustainability*, 3(1), 6.
- Minh Thuy Bui, T. N. N., & Huyen Bui Van. (2023). Relationship between carbon emissions, economic growth, renewable energy consumption, foreign direct investment, and urban population in Vietnam. *Heliyon*, 9(6), e17401.
- Muntean, M., Guizzardi, D., Schaaf, E., Crippa, M., Solazzo, E., Olivier, J., & Vignati, E. (2018). *Fossil CO₂ emissions of all world countries*. Publications Office of the European Union.
- Nguyễn, M. H., Minh, H. T. T., & Dao, T. T. K. (2022). The impact of economic restructuring on CO₂ emissions in Vietnam. *Science & Technology Development Journal: Economics-Law & Management*, 6(3), 2910–2921.
- Nguyen, T. T. Q., Takeuchi, W., Misra, P., & Hayashida, S. (2021). Emission mapping of key sectors in Ho Chi Minh City, Vietnam, using satellite-derived urban land use data. *Atmospheric Chemistry and Physics*, 21(4), 2795–2818.
- Pao, H.-T., & Tsai, C.-M. (2011). Multivariate Granger causality between CO₂ emissions, energy consumption, FDI and GDP: Evidence from a panel of BRIC countries. *Energy*, 36(1), 685–693.
- Richmond, A. K., & Kaufmann, R. K. (2006). Is there a turning point in the relationship between income and energy use and/or carbon emissions? *Ecological Economics*, 56(2), 176–189.
- Salgado, J., Duc, T. A., Panizzo, V. N., Bass, A. M., Zheng, Y., Taylor, S., ... McGowan, S. (2022). Urbanization and seasonality strengthens the CO₂ capacity of the Red River Delta, Vietnam. *Environmental Research Letters*, 17(10), 104052.
- Seker, F., Ertugrul, H. M., & Cetin, M. (2015). The impact of foreign direct investment on environmental quality: A bounds testing and causality analysis for Turkey. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 52, 347–356.
- Shahbaz, M., Nasir, M. A., & Roubaud, D. (2018). Environmental degradation in France: The effects of FDI, financial development, and energy innovations. *Energy Economics*, 74, 843–857.
- Sikder, M., Wang, C., Yao, X., Huai, X., Wu, L., KwameYeboah, F., ... Dou, X. (2022). The integrated impact of GDP growth, industrialization, energy use, and urbanization on CO₂ emissions in developing countries: Evidence from the panel ARDL approach. *Science of the Total Environment*, 837, 155795.
- Soytas, U., Sari, R., & Ewing, B. T. (2007). Energy consumption, income, and carbon emissions in the United States. *Ecological Economics*, 62(3–4), 482–489.
- Troster, V., Shahbaz, M., & Uddin, G. S. (2018). Renewable energy, oil prices, and economic activity: A Granger-causality in quantiles analysis. *Energy Economics*, 70, 440–452.
- Wan, G., Zhang, X., & Zhao, M. (2022). Urbanization can help reduce income inequality. *NPJ Urban Sustainability*, 2(1), 1.
- World Bank. (2022). *Vietnam Country Climate and Development Report*. World Bank Group.
- Xu, J., Wang, J., Li, R., & Yang, X. (2023). Spatio-temporal effects of urbanization on CO₂ emissions: Evidences from 268 Chinese cities. *Energy Policy*, 177, 113569.
- Zeeshan, M., Han, J., Rehman, A., Bilal, H., Farooq, N., Waseem, M., ... Ahmad, I. (2021). Nexus between foreign direct investment, energy consumption, natural resource, and economic growth in Latin American countries. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 11(1), 407–416.
- Zhang, C., & Zhou, X. (2016). Does foreign direct investment lead to lower CO₂ emissions? Evidence from a regional analysis in China. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 58, 943–951.
- Zhang, X., Han, L., Wei, H., Tan, X., Zhou, W., Li, W., & Qian, Y. (2022). Linking urbanization and air quality together: A review and a perspective on the future sustainable urban development. *Journal of Cleaner Production*, 346, 130988.
- Zhu, H., Duan, L., Guo, Y., & Yu, K. (2016). The effects of FDI, economic growth and energy consumption on carbon emissions in ASEAN-5: Evidence from panel quantile regression. *Economic Modelling*, 58, 237–248.
- Zubair, A. O., Samad, A.-R. A., & Dankumo, A. M. (2020). Does gross domestic income, trade integration, FDI inflows, GDP, and capital reduce CO₂ emissions? An empirical evidence from Nigeria. *Current Research in Environmental Sustainability*, 2, 100009.