
KINH TẾ SỐ, ĐỔI MỚI XANH VÀ PHÁT THẢI CO₂ Ở VIỆT NAM: BẰNG CHỨNG TỪ KHUNG STIRPAT MỞ RỘNG VÀ MÔ HÌNH NARDL BẤT ĐỐI XỨNG

Phạm Đức Huy

Khoa Tài chính - Ngân hàng, Trường Đại học Tài chính - Marketing

Email: huypham@ufm.edu.vn

Mã bài báo: JED-3041

Ngày nhận: 01/04/2026

Ngày nhận bản sửa: 20/06/2026

Ngày duyệt đăng: 28/06/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.3041

Tóm tắt

Trong bối cảnh Việt Nam đẩy mạnh chuyển đổi số, đổi mới xanh và giảm phát thải, nghiên cứu phân tích mối quan hệ giữa kinh tế số, đổi mới xanh và phát thải CO₂ trong khung STIRPAT mở rộng. Dữ liệu giai đoạn 2001-2023 được ước lượng bằng mô hình NARDL để xem xét tác động ngắn hạn, dài hạn và tính bất đối xứng của đổi mới xanh. Kết quả cho thấy chỉ số ICT có quan hệ âm với phát thải CO₂ trong dài hạn. Đổi mới xanh có tác động bất đối xứng: cú sốc dương làm giảm phát thải, còn cú sốc âm hàm ý sự suy giảm đổi mới xanh làm gia tăng phát thải. Quy mô hoạt động kinh tế và tiêu thụ năng lượng làm tăng phát thải dài hạn. Đô thị hóa làm tăng phát thải ngắn hạn nhưng có quan hệ âm trong dài hạn. Kết quả gợi ý thúc đẩy chuyển đổi số xanh, thương mại hóa công nghệ môi trường, nâng cao hiệu quả năng lượng và cải thiện chất lượng đô thị hóa để hỗ trợ mục tiêu giảm phát thải.

Từ khóa: Tác động bất đối xứng, phát thải CO₂, kinh tế số, đổi mới xanh, NARDL, Việt Nam.

Mã JEL: C22; O33; O31; Q53; Q56

Digital economy, green innovation and CO₂ emissions in Vietnam: Evidence from an extended STIRPAT–NARDL analysis

Abstract

In the context of Vietnam's efforts to advance digital transformation, green innovation, and emissions reduction, this study examines the relationships among the digital economy, green innovation, and CO₂ emissions within an extended STIRPAT framework. Annual data for the period 2001–2023 are analyzed using the NARDL model to investigate short- and long-run relationships and the asymmetric effects of green innovation. The results reveal that the ICT index is negatively associated with CO₂ emissions in the long run. Green innovation exhibits asymmetric effects: positive shocks reduce emissions, whereas negative shocks indicate that a decline in green innovation increases emissions. The scale of economic activity and energy consumption increase emissions in the long run. Urbanization raises emissions in the short run but has a negative relationship with emissions in the long run. The findings suggest promoting green digital transformation, strengthening the commercialization of environmental technologies, improving energy efficiency, and enhancing the quality of urbanization to support Vietnam's emission reduction goals.

Keywords: Asymmetric effects, CO₂ emissions, digital economy, green innovation, NARDL, Vietnam.

JEL codes: C22, O33, O31, Q53, Q56.

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh chuyển đổi số ngày càng sâu rộng, kinh tế số trở thành động lực của tăng trưởng và tái cơ cấu nền kinh tế. Kinh tế số bao gồm các hoạt động dựa trên hạ tầng số, công nghệ thông tin và truyền thông, dữ liệu, nền tảng và ứng dụng công nghệ số trong sản xuất, phân phối và tiêu dùng (Litvinenko, 2020; Wang & cộng sự, 2022). Tác động của kinh tế số đến phát thải CO₂ chưa có sự thống nhất. Số hóa có thể nâng cao hiệu quả năng lượng, tối ưu hóa hoạt động và hỗ trợ đổi mới công nghệ, qua đó giảm phát thải (Aneja & cộng sự, 2024; Ren & cộng sự, 2023; Wang & cộng sự, 2022; Wen & cộng sự, 2025). Ngược lại, mở rộng hạ tầng và thiết bị số có thể làm tăng tiêu thụ năng lượng, phát thải từ ICT và chất thải điện tử (Litvinenko, 2020; Robinson, 2009). Vì vậy, tác động này phụ thuộc vào cơ cấu năng lượng, trình độ phát triển và năng lực hấp thụ công nghệ. Bên cạnh kinh tế số, đổi mới xanh được xem là kênh quan trọng giúp chuyển hóa tiến bộ công nghệ thành cải thiện môi trường. Đổi mới xanh bao gồm việc phát triển, ứng dụng hoặc cải tiến sản phẩm, quy trình, công nghệ và phương thức quản trị nhằm nâng cao hiệu quả sử dụng năng lượng, tiết kiệm tài nguyên, hạn chế ô nhiễm và cắt giảm phát thải (Hojnik & Ruzzier, 2016). Li & cộng sự (2022) và Sun & cộng sự (2022) cho thấy cú sốc tăng và cú sốc giảm của đổi mới xanh có thể tạo ra tác động khác nhau đến phát thải CO₂, hàm ý rằng cách tiếp cận tuyến tính có thể bỏ qua tính bất đối xứng của đổi mới xanh.

Ở cấp độ toàn cầu, năm 2023 có khoảng 5,3 tỷ người sử dụng Internet; số bằng sáng chế công nghệ xanh đạt khoảng 412.300, chiếm 18,2% tổng số bằng sáng chế, trong khi phát thải CO₂ liên quan đến năng lượng đạt mức kỷ lục 37,4 tỷ tấn (IEA, 2024; ITU, 2024; WIPO, 2026). Tại Việt Nam, tỷ lệ cá nhân sử dụng Internet tăng từ khoảng 1,27% năm 2001 lên 78,08% năm 2023; phát thải CO₂ bình quân đầu người từ nhiên liệu hóa thạch và các quá trình công nghiệp tăng từ khoảng 0,78 lên 3,46 tấn/người. Trong cùng giai đoạn, tỷ trọng sáng chế công nghệ liên quan đến môi trường của Việt Nam trong tổng số sáng chế công nghệ môi trường toàn cầu biến động và giảm từ khoảng 0,3443% xuống 0,1700%. Những xu hướng này cho thấy sự cần thiết phải đánh giá thực nghiệm mối quan hệ giữa số hóa, đổi mới xanh và phát thải CO₂ tại Việt Nam. Vì vậy, cần đánh giá rõ hơn liệu số hóa và đổi mới xanh có hỗ trợ giảm phát thải CO₂ trong bối cảnh Việt Nam hay không. Các nghiên cứu về phát thải CO₂ tại Việt Nam đã xem xét vai trò của tăng trưởng kinh tế, tiêu thụ năng lượng, FDI, thương mại, đô thị hóa và một số yếu tố vĩ mô khác (Dinh & Lin, 2014; Đoàn Ngọc Phúc, 2024; Minh & cộng sự, 2023). Tuy nhiên, bằng chứng về tác động của kinh tế số và đổi mới xanh đến phát thải CO₂ vẫn còn hạn chế, đặc biệt trong khuôn khổ tiếp cận bất đối xứng. Đối với Việt Nam, tiến bộ công nghệ không chỉ phụ thuộc vào hoạt động nghiên cứu và sáng tạo trong nước mà còn gắn với khả năng tiếp nhận, chuyển giao và ứng dụng công nghệ từ bên ngoài. Khả năng khai thác các lợi ích từ công nghệ nước ngoài phụ thuộc đáng kể vào năng lực hấp thụ của doanh nghiệp trong nước (OECD, 2025).

Trên cơ sở đó, nghiên cứu đánh giá tác động của kinh tế số và tính bất đối xứng của đổi mới xanh đến phát thải CO₂ tại Việt Nam trong khung STIRPAT mở rộng, với các biến kiểm soát gồm quy mô hoạt động kinh tế, tiêu thụ năng lượng và đô thị hóa. Mô hình NARDL được sử dụng để ước lượng tác động ngắn hạn, dài hạn và sự khác biệt giữa các cú sốc tăng và giảm của đổi mới xanh (Shin & cộng sự, 2014). Về lý luận, nghiên cứu bổ sung góc nhìn bất đối xứng vào phân tích đồng thời kinh tế số và đổi mới xanh trong khung STIRPAT, một khía cạnh mà các mô hình tuyến tính có thể chưa phản ánh đầy đủ. Về thực tiễn, nghiên cứu cung cấp bằng chứng cho Việt Nam về mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn giữa các yếu tố này với phát thải CO₂. Kết quả qua đó gợi mở chính sách về chuyển đổi số xanh, duy trì hoạt động đổi mới xanh, nâng cao hiệu quả sử dụng năng lượng và cải thiện chất lượng đô thị hóa trong quá trình thực hiện mục tiêu giảm phát thải.

2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

Kinh tế số ngày càng được xem là một nhân tố quan trọng trong mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và phát thải CO₂. Kinh tế số phản ánh các hoạt động kinh tế dựa trên hạ tầng số, công nghệ thông tin và truyền thông, dữ liệu, nền tảng số và mức độ ứng dụng công nghệ số (Litvinenko, 2020; Wang & cộng sự, 2022). Xét theo các phương diện cấu thành, kinh tế số bao gồm hạ tầng số; đổi mới và ứng dụng công nghệ số; đóng góp đối với tăng trưởng và việc làm; cùng tác động xã hội của số hóa (Wang & cộng sự, 2022). Do có tính đa chiều, kinh tế số có thể được đo lường bằng các chỉ tiêu riêng lẻ như tỷ lệ người sử dụng Internet, thuê

bao di động và thuê bao điện thoại cố định, hoặc bằng chỉ số tổng hợp từ nhiều thành phần (Alataş, 2021; Wang & cộng sự, 2022). Về mặt lý thuyết, tác động của kinh tế số đến phát thải CO₂ có thể được giải thích thông qua hiệu ứng quy mô, hiệu ứng cấu trúc và hiệu ứng kỹ thuật (Grossman & Krueger, 1991; Wang & cộng sự, 2022). Hiệu ứng quy mô cho rằng số hóa có thể mở rộng sản xuất, tiêu dùng và lưu thông, qua đó làm tăng nhu cầu năng lượng và phát thải. Ngược lại, hiệu ứng cấu trúc và hiệu ứng kỹ thuật cho thấy kinh tế số có thể thúc đẩy dịch chuyển sang các ngành ít phát thải hơn, nâng cao hiệu quả sử dụng tài nguyên, tối ưu hóa quy trình sản xuất và hỗ trợ cắt giảm phát thải trong dài hạn (Grossman & Krueger, 1991, 1995; Panayotou, 1993).

Một số nghiên cứu cho thấy phát triển Internet, ICT hoặc kinh tế số có thể cải thiện chất lượng môi trường thông qua nâng cao hiệu quả phân bổ nguồn lực, thúc đẩy chuyển dịch cơ cấu và khuyến khích đổi mới công nghệ xanh. Wang & cộng sự (2022) cho thấy kinh tế số làm giảm phát thải CO₂ ở Trung Quốc thông qua mở rộng khu vực dịch vụ, giảm tỷ trọng tiêu thụ than và thúc đẩy đổi mới công nghệ xanh. Tuy nhiên, mở rộng hạ tầng số, gia tăng tiêu thụ điện và chất thải điện tử có thể làm tăng áp lực môi trường, nhất là tại các nền kinh tế đang phát triển (Alataş, 2021; Bhujabal & cộng sự, 2021; Robinson, 2009). Do đó, tác động của kinh tế số đến phát thải CO₂ không thể được giả định là đồng nhất trong mọi bối cảnh. Trên cơ sở kỳ vọng rằng ICT có thể nâng cao hiệu quả sử dụng nguồn lực và hỗ trợ giảm phát thải trong dài hạn, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

Giả thuyết H1: Kinh tế số có tác động âm đến phát thải CO₂ tại Việt Nam.

Đổi mới xanh được xem là một nhân tố quan trọng giúp giảm phát thải và cải thiện kết quả môi trường. Trong nghiên cứu này, đổi mới xanh được hiểu là quá trình phát triển, cải tiến và ứng dụng các công nghệ, sản phẩm và quy trình sản xuất thân thiện với môi trường nhằm nâng cao hiệu quả sử dụng năng lượng, tiết kiệm tài nguyên và giảm ô nhiễm môi trường (Hojnik & Ruzzier, 2016). Trong nghiên cứu thực nghiệm, đổi mới xanh thường được đo lường bằng các chỉ báo khác nhau, trong đó phổ biến là số lượng bằng sáng chế xanh, bằng sáng chế công nghệ môi trường và các chỉ số đổi mới liên quan đến môi trường (Hojnik & Ruzzier, 2016; Haščić & Migotto, 2015). Tuy nhiên, các thước đo dựa trên bằng sáng chế chủ yếu phản ánh hoạt động phát triển công nghệ, không phản ánh đầy đủ tầm quan trọng, tác động thực tế, mức độ thương mại hóa và ứng dụng của công nghệ (Haščić & Migotto, 2015). Về mặt lý thuyết, đổi mới xanh có thể góp phần giảm phát thải CO₂ thông qua phát triển và ứng dụng công nghệ sạch, nâng cao hiệu quả sử dụng năng lượng và thúc đẩy các quy trình sản xuất ít phát thải hơn (Hojnik & Ruzzier, 2016; Li & cộng sự, 2022; Sun & cộng sự, 2022).

Theo cách tiếp cận bất đối xứng, tác động của đổi mới xanh đến phát thải CO₂ có thể khác nhau giữa cú sốc dương và cú sốc âm. Li & cộng sự (2022) cho thấy tại Trung Quốc, sự gia tăng đổi mới xanh góp phần làm giảm phát thải CO₂, trong khi suy giảm đổi mới xanh làm gia tăng phát thải CO₂ trong dài hạn. Tương tự, Sun & cộng sự (2022) cho thấy các cú sốc dương của đổi mới xanh làm giảm phát thải carbon, còn các cú sốc âm làm phát thải gia tăng. Ngoài ra, Wang & cộng sự (2022) cho thấy kinh tế số có thể gián tiếp làm giảm phát thải CO₂ thông qua thúc đẩy đổi mới công nghệ xanh. Các kết quả này hàm ý rằng lợi ích môi trường của đổi mới xanh không chỉ phụ thuộc vào mức độ gia tăng của công nghệ xanh, mà còn phụ thuộc vào khả năng duy trì, hấp thụ và ứng dụng công nghệ đó trong thực tiễn. Trên cơ sở đó, nghiên cứu này đề xuất:

Giả thuyết H2: Đổi mới xanh có tác động bất đối xứng đến phát thải CO₂ tại Việt Nam.

Giả thuyết H2a: Sự gia tăng của đổi mới xanh làm giảm phát thải CO₂ tại Việt Nam.

Giả thuyết H2b: Sự suy giảm của đổi mới xanh làm gia tăng phát thải CO₂ tại Việt Nam.

Quy mô hoạt động kinh tế, tiêu thụ năng lượng và đô thị hóa được đưa vào mô hình như các biến kiểm soát trong khung STIRPAT mở rộng. Các yếu tố này có thể làm tăng phát thải thông qua mở rộng sản xuất, gia tăng nhu cầu năng lượng, xây dựng hạ tầng và tiêu dùng năng lượng, nhưng cũng có thể hỗ trợ giảm phát thải nếu đi kèm chuyển giao công nghệ sạch, tiêu chuẩn môi trường cao hơn và hạ tầng đô thị hiệu quả hơn. Tại Việt Nam, các nghiên cứu trước chủ yếu xem xét vai trò của tăng trưởng, năng lượng, FDI, thương mại và đô thị hóa đối với phát thải CO₂ (Dinh & Lin, 2014; Minh & cộng sự, 2023; Đoàn Ngọc Phúc, 2024). Vì

vậy, bằng chứng về kinh tế số và đổi mới xanh, đặc biệt dưới góc nhìn bất đối xứng, vẫn cần được bổ sung.

3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu kế thừa và mở rộng khung phân tích STIRPAT của Dietz & Rosa (1994) nhằm đánh giá tác động của kinh tế số, đổi mới xanh và một số yếu tố kinh tế - xã hội đến phát thải CO₂ tại Việt Nam. STIRPAT được phát triển từ mô hình IPAT, trong đó tác động môi trường được xem là kết quả của dân số, mức độ phát triển và công nghệ. Khác với mô hình IPAT, STIRPAT cho phép lượng hóa linh hoạt tác động của từng yếu tố đến áp lực môi trường và có thể mở rộng thêm các biến phù hợp với bối cảnh nghiên cứu. Trên cơ sở đó, mô hình STIRPAT mở rộng được xác định như sau:

$$\log CO2_t = \beta_0 + \beta_1 ICT_t + \beta_2 GIN_t + \beta_3 \log GDP_t + \beta_4 \log EPC_t + \beta_5 \log UBZ_t + \mu_t \quad (1)$$

Trong đó, $\log CO2_t$ là logarit tự nhiên của phát thải CO₂ bình quân đầu người tại thời điểm t ; ICT_t đại diện cho kinh tế số; GIN_t phản ánh đổi mới xanh; $\log GDP_t$ đại diện cho quy mô hoạt động kinh tế; $\log EPC_t$ phản ánh mức tiêu thụ năng lượng; $\log UBZ_t$ thể hiện mức độ đô thị hóa; và μ_t là sai số ngẫu nhiên.

Để kiểm định tính bất đối xứng, nghiên cứu áp dụng mô hình NARDL của Shin & cộng sự (2014). Mô hình này cho phép phân tích tác động ngắn hạn, dài hạn và sự khác biệt giữa các cú sốc dương và âm của biến giải thích. GIN được phân tách thành hai thành phần tích lũy dương và âm như sau:

$$GIN_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta GIN_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta GIN_j, 0) \quad (2)$$

$$GIN_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta GIN_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta GIN_j, 0) \quad (3)$$

Mô hình NARDL có dạng:

$$\begin{aligned} \Delta \log CO2_t = & \alpha_0 + \rho \log CO2_{t-1} + \gamma ICT_{t-1} + \theta^+ GIN_{t-1}^+ + \theta^- GIN_{t-1}^- + \theta_3 \log GDP_{t-1} + \theta_4 \log EPC_{t-1} \\ & + \theta_5 \log UBZ_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta \log CO2_{t-i} + \sum_{j=0}^{r-1} (\vartheta_j^+ \Delta GIN_{t-j}^+ + \vartheta_j^- \Delta GIN_{t-j}^-) \\ & + \sum_{j=0}^{r-1} \varphi_j \Delta ICT_{t-j} + \sum_{j=0}^{s-1} \lambda_j \Delta \log GDP_{t-j} + \sum_{j=0}^{m-1} \kappa_j \Delta \log EPC_{t-j} + \sum_{j=0}^{n-1} \eta_j \Delta \log UBZ_{t-j} \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

Trong đó, ρ là hệ số điều chỉnh về cân bằng dài hạn; θ^+ , θ^- phản ánh tác động dài hạn của các cú sốc dương và âm của đổi mới xanh. Các hệ số dài hạn được xác định như sau:

$$\beta_{GIN}^+ = -\frac{\theta^+}{\rho}, \beta_{GIN}^- = -\frac{\theta^-}{\rho} \quad (5)$$

Tác động bất đối xứng dài hạn của đổi mới xanh được xác nhận khi $\beta_{GIN^+} \neq \beta_{GIN^-}$. Ở góc độ ngắn hạn, bất đối xứng được xem xét thông qua kiểm định sự khác biệt giữa tổng các hệ số của các thay đổi dương và âm đối với GIN .

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian hằng năm của Việt Nam giai đoạn 2001-2023. Dữ liệu được thu thập từ ba nguồn chính gồm World Development Indicators (WDI) của Ngân hàng Thế giới, Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) và Our World in Data (OWID).

Biến phụ thuộc là phát thải CO₂ bình quân đầu người (CO₂), được thu thập từ WDI và chuyển sang logarit tự nhiên (logCO₂). Kinh tế số được đại diện bởi chỉ số ICT do nghiên cứu xây dựng bằng phương pháp phân tích thành phần chính (PCA) từ ba chỉ tiêu của WDI, gồm số thuê bao di động trên 100 dân, số thuê bao băng rộng cố định trên 100 dân và tỷ lệ cá nhân sử dụng Internet trong tổng dân số. Ba thành phần này lần lượt phản ánh mức độ phổ cập kết nối di động, sự phát triển của hạ tầng băng rộng và khả năng tiếp cận, sử dụng công nghệ số của người dân. Do đó, chỉ số ICT chủ yếu phản ánh các điều kiện nền tảng của kinh tế số tại Việt Nam.

Đổi mới xanh (GIN) được đo lường bằng chỉ số phát triển công nghệ liên quan đến môi trường của OECD, được xây dựng trên cơ sở dữ liệu sáng chế thuộc các lĩnh vực công nghệ hướng tới bảo vệ môi trường. Chỉ số này phản ánh vị thế tương đối của Việt Nam trong hoạt động phát triển công nghệ môi trường trên phạm vi quốc tế. Tuy nhiên, GIN chủ yếu phản ánh hoạt động sáng chế và phát triển công nghệ, chưa trực tiếp đo lường mức độ thương mại hóa hoặc ứng dụng công nghệ xanh trong thực tiễn (Haščić & Migotto, 2015).

Các biến kiểm soát gồm quy mô kinh tế, tiêu thụ năng lượng và đô thị hóa. Quy mô kinh tế được đo bằng GDP thực tế theo giá cố định năm 2015, lấy từ WDI và chuyển sang logarit tự nhiên (logGDP). Tiêu thụ năng lượng được đo bằng mức tiêu thụ năng lượng bình quân đầu người, lấy từ OWID và chuyển sang logarit tự nhiên (logEPC). Mức độ đô thị hóa được đo bằng tỷ lệ dân số đô thị trong tổng dân số, lấy từ WDI và chuyển sang logarit tự nhiên (logUBZ).

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Phần này trình bày kết quả phân tích thực nghiệm theo trình tự gồm các kiểm định, ước lượng tác động dài hạn và ngắn hạn, cùng các kiểm định chẩn đoán và ổn định mô hình. Trước hết, kiểm định nghiệm đơn vị được thực hiện để xác định bậc tích hợp của các biến tại Bảng 1.

Bảng 1. Kiểm định tính dừng các biến

Biến	ADF bậc gốc	ADF sai phân bậc 1	Kết luận
logCO ₂	0,7520	0,0002	I(1)
ICT	0,9372	0,0033	I(1)
GIN	0,0138	0,0000	I(0)
logGDP	0,6252	0,0006	I(1)
logEPC	0,5668	0,0080	I(1)
logUBZ	0,6164	0,0055	I(1)

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

Kết quả Bảng 1 đều cho thấy các biến không cùng bậc tích hợp, nhưng không có biến nào tích hợp bậc hai. Do đó, mô hình NARDL là phù hợp để kiểm định quan hệ ngắn hạn, dài hạn và tác động bất đối xứng của đổi mới xanh đến phát thải CO₂ (Pesaran & cộng sự, 2001; Shin & cộng sự, 2014). Đồng thời, kiểm định Bounds xác nhận sự tồn tại của quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa các biến, với F-statistic = 9,0776, cao hơn giá trị tới hạn của biên trên I(1) là 5,691 ở mức ý nghĩa 1%. Đối với tính bất đối xứng, kiểm định Wald cho thấy bằng chứng về bất đối xứng dài hạn ở mức ý nghĩa 10% (F = 1,8975; p = 0,0984), bất đối xứng ngắn hạn ở mức 5% (F = 9,2564; p = 0,0124) và bất đối xứng chung ở mức 5% (F = 4,8593; p = 0,0335). Kết quả

Bảng 2. Kết quả ước lượng dài hạn

Biến trong mô hình	Hệ số hồi quy	Sai số chuẩn	Thống kê t	Ý nghĩa thống kê
ICT	-0,316694	0,124622	-2,541237	0,0235
logEPC	3,510129	1,361324	2,578467	0,0219
logGDP	1,102222	0,616643	1,787455	0,0955
logUBZ(-1)	-3,140866	1,658812	-1,893443	0,0792
@CUMDP(GIN(-1))	-0,147213	0,068495	-2,149252	0,0496
@CUMDN(GIN(-1))	-0,236767	0,079251	-2,987556	0,0098
C	-31,22226	1,063831	-2,934889	0,0109

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

này cho thấy tác động của các cú sốc tăng và giảm trong đổi mới xanh đối với phát thải CO₂ không hoàn toàn đối xứng, trong đó bằng chứng về bất đối xứng thể hiện rõ hơn trong ngắn hạn.

Kết quả Bảng 2 cho thấy kinh tế số có tác động âm và có ý nghĩa thống kê đến phát thải CO₂ tại Việt Nam. Cụ thể, hệ số của ICT mang dấu âm và có ý nghĩa ở mức 5%, cho mức độ phát triển kinh tế số cao hơn có liên hệ với mức phát thải CO₂ thấp hơn trong dài hạn. Kết quả này ủng hộ giả thuyết H1. Về mặt lý thuyết, kết quả này cho thấy hiệu ứng kỹ thuật và hiệu ứng cấu trúc của số hóa có thể đang phát huy vai trò tích cực trong bối cảnh Việt Nam. Phát triển hạ tầng ICT và gia tăng mức độ sử dụng công nghệ số có thể góp phần tối ưu hóa sản xuất và tiêu dùng, nâng cao hiệu quả sử dụng nguồn lực, giảm chi phí thông tin và hỗ trợ quản trị môi trường. Kết quả này phù hợp với Wang & cộng sự (2022), cũng như các nghiên cứu nhấn mạnh vai trò số hóa trong nâng cao hiệu quả sử dụng nguồn lực và hỗ trợ cải thiện môi trường (Aneja & cộng sự, 2024; Mondejar & cộng sự, 2021; Ren & cộng sự, 2023). Tuy nhiên, do phát triển ICT vẫn có thể đi kèm tiêu thụ điện, mở rộng hạ tầng số, trung tâm dữ liệu, thiết bị điện tử và chất thải điện tử, chuyển đổi số tại Việt Nam cần gắn với hạ tầng số tiết kiệm năng lượng, sử dụng điện sạch và quản trị phát thải trong lĩnh vực ICT.

Kết quả dài hạn cũng xác nhận vai trò của đổi mới xanh đối với phát thải CO₂. Hệ số của GIN⁺ mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, cho thấy sự gia tăng công nghệ liên quan đến môi trường góp phần làm giảm phát thải CO₂ trong dài hạn (Li & cộng sự, 2022; Sun & cộng sự, 2022). Trong bối cảnh Việt Nam, tác động này có thể được lý giải bởi vai trò của công nghệ môi trường trong cải thiện hiệu quả năng lượng, đổi mới quy trình sản xuất, thay thế thiết bị lạc hậu và hỗ trợ sản xuất ít phát thải hơn. Bên cạnh đó, hệ số của GIN⁻ cũng mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Do GIN⁻ phản ánh tổng tích lũy các thay đổi âm của đổi mới xanh, hệ số âm này hàm ý rằng sự suy giảm đổi mới xanh làm gia tăng phát thải CO₂ trong dài hạn. Kết quả này ủng hộ giả thuyết H2b, đồng thời cho thấy đổi mới xanh cần được duy trì liên tục và gắn với tài chính xanh, năng lực hấp thụ công nghệ của doanh nghiệp, liên kết nghiên cứu, sản xuất và thương mại hóa công nghệ sạch.

Đối với các biến kiểm soát, quy mô hoạt động kinh tế có tác động dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 10% đối với phát thải CO₂, phù hợp với hiệu ứng quy mô trong khung STIRPAT và các nghiên cứu về Việt Nam như Dinh & Lin (2014), Minh & cộng sự (2023) và Đoàn Ngọc Phúc (2024). Điều này phản ánh thực tế tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam vẫn gắn với sản xuất công nghiệp, xây dựng, giao thông và các hoạt động tiêu thụ nhiều năng lượng. Tiêu thụ năng lượng bình quân đầu người có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, cho thấy năng lượng là kênh quan trọng làm gia tăng phát thải CO₂. Vì vậy, mục tiêu giảm phát thải cần gắn với cải thiện hiệu quả sử dụng năng lượng và chuyển dịch sang các nguồn năng lượng sạch hơn. Trong khi đó, đô thị hóa có hệ số âm và có ý nghĩa ở mức 10%, gợi ý rằng trong dài hạn, đô thị hóa có thể đi kèm hiệu quả hạ tầng, phát triển dịch vụ và sử dụng nguồn lực hiệu quả hơn. Tuy nhiên, do mức ý nghĩa thống kê chưa cao, kết quả này cần được diễn giải thận trọng và chỉ nên xem như bằng chứng gợi ý rằng đô thị hóa có thể hỗ trợ giảm phát thải khi đi kèm quy hoạch hiệu quả, giao thông công cộng và hạ tầng tiết kiệm năng lượng.

Bảng 3. Kết quả ước lượng ngắn hạn

Biến trong mô hình	Hệ số hồi quy	Sai số chuẩn	Thống kê t	Ý nghĩa thống kê
COINTEQ	-0,767680	0,069092	-11,11105	0,0000
D(logUBZ)	5,289827	0,661561	7,995978	0,0000
D(CUMDP(GIN))	-0,032859	0,017775	-1,848602	0,0820
D(CUMDN(GIN))	-0,179060	0,020802	-8,607866	0,0000

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

Kết quả Bảng 3 cho thấy hệ số hiệu chỉnh sai số COINTEQ mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Cụ thể, hệ số COINTEQ bằng -0,7677 cho thấy khoảng 76,77% sai lệch khỏi trạng thái cân bằng dài hạn của phát thải CO₂ được điều chỉnh sau một năm. Điều này xác nhận sự tồn tại của cơ chế hiệu chỉnh sai số trong mô hình NARDL và cho thấy tốc độ điều chỉnh về cân bằng dài hạn là tương đối nhanh.

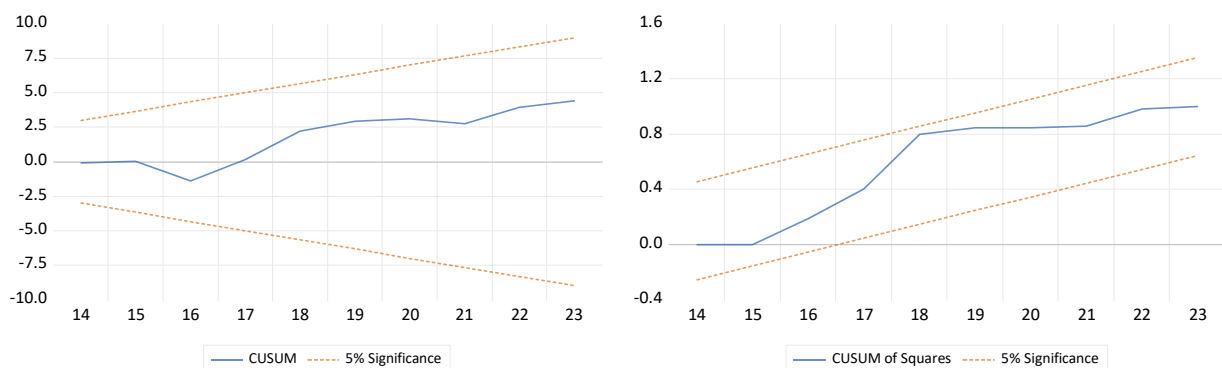
Trong ngắn hạn, đô thị hóa có tác động dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy sự gia tăng đô

thị hóa làm tăng phát thải CO₂. Kết quả này phù hợp với thực tiễn của các nền kinh tế đang phát triển, nơi đô thị hóa thường đi kèm mở rộng hạ tầng, xây dựng, giao thông và nhu cầu năng lượng. Phát hiện này tương đồng với Nguyen & Thieu (2023), cho thấy đô thị hóa làm gia tăng phát thải CO₂ ở Việt Nam. Kết quả này cũng phù hợp với Khoshnevis Yazdi & Dariani (2019) đối với các quốc gia châu Á. Tuy nhiên, tác động này chủ yếu phản ánh áp lực ngắn hạn của quá trình mở rộng đô thị. Khi đô thị hóa ổn định hơn, hiệu quả hạ tầng, mật độ đô thị, dịch vụ công và quy hoạch không gian có thể được cải thiện, qua đó góp phần làm giảm phát thải bình quân (Luqman & cộng sự, 2023).

Đối với đổi mới xanh, kết quả cho thấy tác động bất đối xứng trong ngắn hạn. Cú sốc dương của GIN góp phần làm giảm phát thải CO₂, dù chỉ có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Kết quả này phù hợp với kỳ vọng của hiệu ứng kỹ thuật, theo đó đổi mới xanh có thể hỗ trợ giảm phát thải thông qua công nghệ sạch, cải thiện hiệu quả sử dụng năng lượng và đổi mới quy trình sản xuất (Li & cộng sự, 2022; Sun & cộng sự, 2022). Trong khi đó, cú sốc âm của GIN có hệ số âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Do GIN- phản ánh tổng tích lũy các thay đổi âm của đổi mới xanh, hệ số âm của biến này hàm ý rằng sự suy giảm đổi mới xanh làm gia tăng phát thải CO₂ trong ngắn hạn. Kết quả này tiếp tục củng cố bằng chứng về tính bất đối xứng của đổi mới xanh (Li & cộng sự, 2022; Sun & cộng sự, 2022). Về mặt cơ chế, sự suy giảm đổi mới xanh có thể làm chậm quá trình ứng dụng công nghệ sạch, cải thiện hiệu quả năng lượng và đổi mới quy trình sản xuất, qua đó làm gia tăng áp lực phát thải (Aneja & cộng sự, 2024; Haščić & Migotto, 2015; Hojnik & Ruzzier, 2016).

Các kiểm định chẩn đoán cho thấy mô hình không có dấu hiệu vi phạm các giả định cơ bản, kiểm định phân phối chuẩn của phần dư (JB = 2,3609; p = 0,3071), kiểm định tự tương quan (F = 0,2834; p = 0,6074), kiểm định phương sai sai số thay đổi (F = 1,4452; p = 0,2856), kiểm định dạng hàm (F = 0,2088; p = 0,6586). Nhìn chung, các kết quả chẩn đoán không phát hiện những vi phạm đáng kể đối với các giả định được kiểm định, qua đó hỗ trợ tính phù hợp của mô hình NARDL được ước lượng.

Hình 1. Kết quả kiểm định CUSUM và CUSUMSQ



Nguồn: Kết quả ước lượng của tác giả.

Hình 1 cho thấy đường thống kê đều nằm trong dải giới hạn ở mức ý nghĩa 5%. Điều này cho thấy các hệ số ước lượng của mô hình tương đối ổn định trong giai đoạn nghiên cứu, không có bằng chứng về sự mất ổn định cấu trúc.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu này phân tích tác động của kinh tế số và đổi mới xanh đến phát thải CO₂ tại Việt Nam trong khuôn khổ mô hình STIRPAT mở rộng và phương pháp NARDL. Kết quả kiểm định cho thấy các biến có bậc tích hợp hỗn hợp I(0) và I(1), phù hợp với điều kiện áp dụng mô hình NARDL. Kiểm định Bounds test xác nhận sự tồn tại của quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa các biến, trong khi kiểm định Wald cho thấy đổi mới xanh có tác động bất đối xứng đến phát thải CO₂. Kết quả cho thấy hệ số COINTEQ mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê, cho thấy mô hình có cơ chế điều chỉnh về cân bằng dài hạn với tốc độ tương đối nhanh. Kết quả ước lượng cho thấy kinh tế số có mối quan hệ âm với phát thải CO₂ trong dài hạn. Đối với đổi mới

xanh, cú sốc dương của GIN gắn với mức phát thải CO₂ thấp, trong khi cú sốc âm của GIN hàm ý rằng sự suy giảm đổi mới xanh làm gia tăng phát thải. Trong ngắn hạn, cú sốc dương của GIN cũng góp phần làm giảm phát thải CO₂, còn cú sốc âm làm gia tăng phát thải CO₂. Ngoài ra, quy mô hoạt động kinh tế và tiêu thụ năng lượng bình quân đầu người làm gia tăng phát thải CO₂ trong dài hạn. Đô thị hóa làm tăng phát thải trong ngắn hạn, nhưng mang dấu âm trong dài hạn. Điều này hàm ý rằng đô thị hóa ban đầu có thể làm tăng phát thải do mở rộng hạ tầng, xây dựng và giao thông; tuy nhiên, khi đô thị hóa ổn định hơn, hiệu quả hạ tầng, mật độ đô thị và tổ chức không gian có thể góp phần làm giảm phát thải bình quân. Từ kết quả trên, nghiên cứu đề xuất một số hàm ý chính sách.

Thứ nhất, Việt Nam cần thúc đẩy chuyển đổi số theo hướng xanh. Chính sách phát triển kinh tế số cần lồng ghép yêu cầu tiết kiệm năng lượng và giảm phát thải vào hạ tầng số, trung tâm dữ liệu, điện toán đám mây, dịch vụ công số và hoạt động sản xuất dựa trên nền tảng số. Đồng thời, cần khuyến khích doanh nghiệp công nghệ sử dụng năng lượng tái tạo, kiểm kê phát thải và quản lý rác thải điện tử.

Thứ hai, chính sách đổi mới xanh cần chuyển từ trọng tâm tạo ra công nghệ sang ứng dụng và thương mại hóa công nghệ xanh. Kết quả bất đối xứng của GIN cho thấy suy giảm đổi mới xanh có thể làm gia tăng phát thải, trong khi gia tăng đổi mới xanh góp phần làm giảm phát thải CO₂. Vì vậy, cần hỗ trợ doanh nghiệp tiếp cận tài chính xanh, đổi mới dây chuyền sản xuất, thay thế công nghệ lạc hậu, tăng cường liên kết giữa viện nghiên cứu, trường đại học và doanh nghiệp, đồng thời nâng cao năng lực hấp thụ công nghệ sạch trong khu vực sản xuất.

Thứ ba, chính sách giảm phát thải cần gắn với chuyển đổi năng lượng và nâng cao hiệu quả sử dụng năng lượng. Do tiêu thụ năng lượng bình quân đầu người làm tăng phát thải CO₂, Việt Nam cần đẩy nhanh phát triển năng lượng tái tạo, cải thiện hiệu suất năng lượng trong công nghiệp, giao thông và hộ gia đình, đồng thời kiểm soát các ngành có cường độ phát thải cao. Tăng trưởng kinh tế cần được định hướng theo mô hình tăng trưởng xanh, kinh tế tuần hoàn và sản xuất sạch hơn.

Thứ tư, cần nâng cao chất lượng đô thị hóa thay vì chỉ mở rộng quy mô đô thị. Trong ngắn hạn, đô thị hóa làm tăng phát thải, do đó cần kiểm soát phát thải từ xây dựng, giao thông và tiêu thụ năng lượng đô thị. Trong dài hạn, cần phát triển đô thị xanh, đô thị thông minh, giao thông công cộng, không gian xanh và hạ tầng tiết kiệm năng lượng để biến đô thị hóa thành động lực giảm phát thải.

Nghiên cứu còn một số hạn chế về độ dài chuỗi thời gian hằng năm do có số quan sát còn hạn chế, chỉ số đổi mới xanh phản ánh công nghệ liên quan đến môi trường, nhưng chưa đo trực tiếp mức độ thương mại hóa và ứng dụng công nghệ xanh trong doanh nghiệp hoặc phân tích theo ngành và địa phương để làm rõ hơn cơ chế tác động đến phát thải CO₂.

Tài liệu tham khảo

- Alataş, S. (2021). The role of information and communication technologies for environmental sustainability: Evidence from a large panel data analysis. *Journal of Environmental Management*, 293, 112889. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.112889>
- Aneja, R., Yadav, M. & Gupta, S. (2024). The dynamic impact assessment of clean energy and green innovation in realizing environmental sustainability of G-20. *Sustainable Development*, 32(3), 2454-2473. <https://doi.org/10.1002/sd.2797>
- Bhujabal, P., Sethi, N. & Padhan, P.C. (2021). ICT, foreign direct investment and environmental pollution in major Asia Pacific countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(31), 42649-42669. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-13619-w>
- Dietz, T. & Rosa, E.A. (1994). Rethinking the environmental impacts of population, affluence and technology. *Human Ecology Review*, 1(2), 277-300. <https://www.jstor.org/stable/24706840>
- Dinh, L.H. & Lin, S.M. (2014). CO₂ Emissions, Energy Consumption, Economic Growth and FDI in Vietnam.

- Managing Global Transitions*, 12(3), 219-232. http://www.fm-kp.si/zalozba/ISSN/1581-6311/12_219-232.pdf
- Đoàn Ngọc Phúc (2024). Tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại, tăng trưởng kinh tế và đô thị hóa đến lượng phát thải CO₂ ở Việt Nam: Tiếp cận bằng mô hình ARDL. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển, Số đặc biệt*, 67-76. <https://doi.org/10.33301/JED.VI.1787>
- Grossman, G.M. & Krueger, A.B. (1991). *Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement* (NBER Working Paper No. 3914). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w3914>
- 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>
- Haščič, I. & Migotto, M. (2015). *Measuring environmental innovation using patent data* (OECD Environment Working Papers No. 89). OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/5js009kf48xw-en>.
- Hojnik, J. & Ruzzier, M. (2016). What drives eco-innovation? A review of an emerging literature. *Environmental Innovation and Societal Transitions*, 19, 31-41. <https://doi.org/10.1016/j.eist.2015.09.006>
- IEA (2024). *CO₂ emissions in 2023*. Paris, France. <https://www.iea.org/reports/co2-emissions-in-2023>
- ITU (2024). *Measuring digital development: Facts and figures 2024*. Geneva, Switzerland. <http://handle.itu.int/11.1002/pub/824af8b4-en>
- Khoshnevis Yazdi, S. & Dariani, A.G. (2019). CO₂ emissions, urbanisation and economic growth: Evidence from Asian countries. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 32(1), 510-530. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2018.1556107>
- Li, Y., Zhang, C., Li, S. & Usman, A. (2022). Energy efficiency and green innovation and its asymmetric impact on CO₂ emission in China: A new perspective. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(31), 47810-47817. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-19161-7>
- Litvinenko, V.S. (2020). Digital economy as a factor in the technological development of the mineral sector. *Natural Resources Research*, 29(3), 1521-1541. <https://doi.org/10.1007/s11053-019-09568-4>
- Luqman, M., Rayner, P.J. & Gurney, K.R. (2023). On the impact of urbanisation on CO₂ emissions. *NPJ Urban Sustainability*, 3, 6. doi.org/10.1038/s42949-023-00084-2
- Minh, T.B., Ngoc, T.N. & Van, H.B. (2023). Relationship between carbon emissions, economic growth, renewable energy consumption, foreign direct investment, and urban population in Vietnam. *Heliyon*, 9(6), e17544. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e17544>
- Mondejar, M.E., Avatar, R., Diaz, H.L.B., Dubey, R.K., Esteban, J., Gómez-Morales, A., Hallam, B., Mbungu, N.T., Okolo, C.C., Prasad, K.A., She, Q. & Garcia-Segura, S. (2021). Digitalization to achieve sustainable development goals: Steps towards a Smart Green Planet. *Science of the Total Environment*, 794, 148539. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2021.148539>
- Nguyen, Q.T. & Thieu, D.H.T. (2023). The effect of urbanization on CO₂ emissions in Vietnam-Approached by the autoregressive distributed lag model (ARDL). *VNUHCM Journal of Economics-Law and Management*, 7(4), 4969-4980. doi.org/10.32508/stdjelm.v7i4.1273
- OECD (2025). *OECD economic surveys: Viet Nam 2025*. OECD Publishing, Paris, France. <https://doi.org/10.1787/fb37254b-en>
- Panayotou, T. (1993). *Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development* (Working Paper WP238). International Labour Office. https://www.ilo.org/public/libdoc/ilo/1993/93B09_31_engl.pdf
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Ren, S., Hao, Y. & Wu, H. (2023). Digitalization and environment governance: Does internet development reduce environmental pollution?. *Journal of Environmental Planning and Management*, 66(7), 1533-1562. <https://doi.org/10.1080/09640568.2022.2033959>
- Robinson, B.H. (2009). E-waste: An assessment of global production and environmental impacts. *Science of the Total Environment*, 417(1-3), 1-10. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2009.05.010>

- Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In Sickles, R.C. & Horrace, W.C. (Eds.), *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications* (281-314). Springer, New York. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9
- Sun, Y., Razzaq, A., Sun, H. & Irfan, M. (2022). The asymmetric influence of renewable energy and green innovation on carbon neutrality in China: Analysis from non-linear ARDL model. *Renewable Energy*, 193, 334-343. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2022.04.159>
- Wang, J., Dong, K., Dong, X. & Taghizadeh-Hesary, F. (2022). Assessing the digital economy and its carbon-mitigation effects: The case of China. *Energy Economics*, 113, 106198. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.106198>
- Wen, J., Khalid, S., Mahmood, H., Alam, K. & Zakaria, M. (2025). Examining the influence of ICT on carbon emissions in emerging economies. *Structural Change and Economic Dynamics*, 74, 353-360. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2025.03.015>
- WIPO (2026). *Mapping green innovation: An overview of the new WIPO IPC–Green Technology Concordance*. Geneva, Switzerland. <https://www.wipo.int/web-publications/mapping-green-innovation-an-overview-of-the-new-wipo-ipc-green-technology-concordance/en/index.html>