



Tác động của bất ổn năng lượng tới ô nhiễm không khí: Bằng chứng quốc tế và khuyến nghị cho Việt Nam

LÊ HẢI TRUNG *

Học Viện Ngân Hàng

THÔNG TIN	TÓM TẮT
Ngày nhận: 23/08/2025 Ngày nhận lại: 30/09/2025 Duyệt đăng: 03/10/2025 Mã phân loại JEL: Q43; Q54; C23; O44. Từ khóa: Ô nhiễm không khí; Bất ổn năng lượng; Phát thải CO₂. Keywords: Air pollution; Energy-related uncertainty; CO₂ emissions.	Nghiên cứu này đánh giá tác động của bất ổn năng lượng tới ô nhiễm không khí trong ngắn hạn và dài hạn. Sử dụng chỉ số bất ổn năng lượng (Energy-related Uncertainty Index – EUI) được phát triển bởi Dang và cộng sự (2023) để đánh giá chuyên biệt những bất ổn xuất phát từ thị trường năng lượng, nghiên cứu làm rõ tác động không đồng nhất theo thời gian của EUI tới phát thải CO₂. Sử dụng dữ liệu bảng của 27 quốc gia trong giai đoạn 2000–2023, kết quả định lượng cho thấy bất ổn năng lượng làm gia tăng phát thải CO₂ trong ngắn hạn, nhưng làm giảm trong dài hạn. Điều này có thể bắt nguồn từ sự thay đổi trong hành vi sử dụng năng lượng của dân cư, doanh nghiệp, hoặc từ hệ quả suy giảm tiêu dùng và đầu tư do lo ngại rủi ro năng lượng. Trên cơ sở đó, tác giả đưa ra một số khuyến nghị chính sách đối với ổn định thị trường năng lượng và cơ cấu năng lượng quốc gia. Abstract This study evaluates the impact of energy-related uncertainty on air pollution in both the short run and the long run. Utilizing the newly developed energy-related uncertainty index (EUI) of Dang et al. (2023), which specializes in capturing uncertainties arising from the energy market, this study explores the time-varying impacts of EUI on CO₂ emissions in the short and the long run. In particular, our empirical analysis with a panel dataset spanning 27 countries from 2000 to 2023 reveals that energy-related uncertainty exacerbates air pollution in the short run but mitigates CO₂ emissions in the long run. This pattern may arise from shifts in energy consumption behaviors among households

* Tác giả liên hệ.

Biên tập viên: Nguyễn Lương Tâm.

Email: trunglh@hvn.edu.vn (Lê Hải Trung).

Trích dẫn bài viết: Lê Hải Trung. (2025). Tác động của bất ổn năng lượng tới ô nhiễm không khí: Bằng chứng quốc tế và khuyến nghị cho Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 36(9), 20-35. <https://doi.org/10.24311/jabes/2025.36.9.02>

and firms, or represent an unintended consequence of reduced consumption and investment stemming from concerns over risks in the energy market. Building on these insights, the authors propose several policy recommendations aimed at stabilizing the energy market and enhancing the national energy structure.

1. Giới thiệu

Khí thải CO₂ đã và đang trở thành mối quan ngại toàn cầu, gây tác động tiêu cực tới biến đổi khí hậu và sức khỏe kinh tế quốc gia (Nazeer và cộng sự, 2016). Gia tăng tiêu thụ năng lượng cho các hoạt động công nghiệp và sinh hoạt là nguyên nhân chính làm tăng liên tục phát thải CO₂ (Rehman và cộng sự, 2022). Báo cáo của Ủy ban năng lượng thế giới (2024) đã chỉ ra rằng mức độ phát thải CO₂ từ khu vực năng lượng đạt kỷ lục năm 2024, đe dọa nghiêm trọng tới các mục tiêu của hiệp ước Paris. Bất ổn năng lượng, gồm biến động giá, hành vi tiêu thụ năng lượng của dân cư và doanh nghiệp, cùng những thay đổi chính sách năng lượng do rủi ro địa chính trị và biến đổi khí hậu, càng làm phức tạp thêm mối quan hệ giữa năng lượng và môi trường (Atsu & Adams, 2021; Kilian, 2008; Liu và cộng sự, 2021). Vấn đề này càng rõ nét ở các nước đang phát triển, nơi đang đóng góp ngày càng lớn vào mức phát thải CO₂ toàn cầu (Shahzad và cộng sự, 2021). Những quốc gia này có mô hình kinh tế phụ thuộc nhiều vào năng lượng hóa thạch, trong khi việc chuyển đổi xanh diễn ra chậm do rào cản tài chính và hạn chế quản trị (Barrero và cộng sự, 2017). Do đó, đánh giá tác động của bất ổn năng lượng tới phát thải CO₂ có vai trò quan trọng giúp các cơ quan quản lý thiết lập các chính sách giảm phát thải và chiến lược năng lượng bền vững.

Nghiên cứu này có hai đóng góp chính tới thảo luận về tác động của bất ổn năng lượng tới ô nhiễm không khí, thể hiện qua mức độ phát thải CO₂ quốc gia. Thứ nhất, trong khi nhiều nghiên cứu trước đây tập trung vào tác động của bất ổn chính sách kinh tế hoặc giá dầu đối với phát thải CO₂ (Kilian, 2008; Jiang và cộng sự, 2019), ít có nghiên cứu xem xét tác động của bất ổn chuyên biệt từ thị trường năng lượng. Nghiên cứu này sử dụng chỉ số bất ổn năng lượng (Energy-related Uncertainty Index – EUI) phát triển bởi Dang và cộng sự (2023) để đánh giá thực nghiệm tác động của bất ổn năng lượng tới ô nhiễm không khí. Chỉ số này phản ánh trực tiếp bất ổn từ thị trường năng lượng của mỗi quốc gia, thay vì chỉ số bất ổn chính sách kinh tế chung. Thứ hai, các kết quả thực nghiệm chưa đưa ra kết luận thống nhất trong tác động của bất ổn chính sách kinh tế và biến động năng lượng tới phát thải CO₂. Sử dụng dữ liệu bảng cho 27 quốc gia giai đoạn 2000–2023 và mô hình tự phân phối hồi quy trễ với dữ liệu dạng bảng chéo (Cross-sectional Autoregressive Distributed Lag – CS-ARDL), nghiên cứu chỉ ra tác động không nhất quán theo thời gian của bất ổn trên thị trường năng lượng. Cụ thể EUI làm gia tăng phát thải CO₂ trong ngắn hạn, nhưng làm giảm trong dài hạn.

Nghiên cứu bao gồm 5 phần. Ngoài phần 1 giới thiệu, phần 2 trình bày tổng quan nghiên cứu, phần 3 thể hiện phương pháp nghiên cứu, phần 4 báo cáo và thảo luận kết quả, phần 5 kết luận nghiên cứu và đưa ra khuyến nghị chính sách cho Việt Nam.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Bất ổn năng lượng

Năng lượng đóng vai trò then chốt ảnh hưởng mức đầu tư, niềm tin của cư dân và doanh nghiệp cũng như dòng vốn đầu tư nước ngoài, từ đó quyết định tăng trưởng kinh tế quốc gia. Do vậy, biến động trên thị trường năng lượng tác động trực tiếp tới an ninh năng lượng, kinh tế và xã hội quốc gia (He và cộng sự, 2014; Komarova và cộng sự, 2022).

Bất ổn về năng lượng có thể xuất phát từ biến động trong giá, thay đổi hành vi tiêu thụ năng lượng của dân cư và doanh nghiệp hoặc bất định trong chính sách năng lượng quốc gia (Dang và cộng sự, 2023). Những biến động này làm thay đổi kỳ vọng và kế hoạch kinh doanh của các chủ thể kinh tế (Kilian, 2008). Giá năng lượng biến động tạo bất định chi phí tương lai, khiến doanh nghiệp trì hoãn đầu tư (Bernanke, 1983), trong khi người tiêu dùng giảm chi tiêu và mua sắm để dự phòng cho rủi ro về suy giảm thu nhập thực và lo ngại thất nghiệp trong tương lai (van de Ven & Fouquet, 2017). Ngoài ra, sự thay đổi không lường trước trong chính sách năng lượng quốc gia, đặc biệt là cơ cấu năng lượng quốc gia, làm giảm năng suất lao động và cản trở đầu tư dài hạn của doanh nghiệp (Sarker và cộng sự, 2023).

Nghiên cứu này sử dụng chỉ số bất ổn năng lượng (Energy-related Uncertainty Index – EUI) của Dang và cộng sự (2023) để đo lường mức độ bất ổn năng lượng của quốc gia. EUI được xây dựng bằng phương pháp khai thác văn bản (Text Mining) từ báo cáo nghiên cứu quốc gia của Economist Intelligence Unit (EIU), phản ánh biến động giá, bất định chính sách, và khủng hoảng năng lượng. Điều này cho phép EUI có thể phản ánh trực tiếp bất ổn từ thị trường năng lượng, bao gồm bất ổn về giá năng lượng, chính sách năng lượng cũng như tác động kinh tế của thị trường năng lượng (Li và cộng sự, 2024). Dang và cộng sự (2023) chỉ ra rằng EUI có tác động tiêu cực tới các hoạt động kinh tế ở cả cấp doanh nghiệp, cấp ngành lẫn cấp quốc gia.

Các nghiên cứu trước đây chỉ ra rằng biến động trên thị trường năng lượng ngắn hạn phụ thuộc vào sự thay đổi của các yếu tố kinh tế vĩ mô, trong khi sự thay đổi về chính sách quyết định xu hướng thay đổi trong dài hạn (Barrero và cộng sự, 2017). Do đó, bất ổn trên thị trường năng lượng có thể tác động tới ô nhiễm không khí trong cả ngắn hạn bởi những ảnh hưởng từ biến động giá năng lượng, và dài hạn từ sự bất định trong chính sách năng lượng. Các kết quả thực nghiệm chưa đưa ra được kết luận thống nhất. Nghiên cứu của Adedoyin và Zakari (2020) cho thấy bất ổn về chính sách năng lượng có tác động tới phát thải CO₂ tại Anh trong ngắn hạn, nhưng không đáng kể trong dài hạn. Ngược lại, Adams và cộng sự (2020) tìm thấy mối quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa bất định trong chính sách năng lượng, tiêu thụ năng lượng, và ô nhiễm không khí tại 10 quốc gia có mức độ tài nguyên cao trên thế giới. Trong nghiên cứu này, tác giả đánh giá tác động của EUI tới phát thải CO₂ của các quốc gia trong cả ngắn hạn và dài hạn. Điều này là phù hợp bởi chỉ số EUI bao trùm cả các bất ổn trong biến động giá năng lượng cũng như các chính sách liên quan tới thị trường năng lượng (Doan & Nguyen, 2025) thay vì các chỉ số bất ổn chính sách kinh tế nói chung (Kilian, 2008; Jiang và cộng sự, 2019). Đối với Việt Nam, đây cũng là nghiên cứu đầu tiên đánh giá tác động tới ô nhiễm không khí của Việt Nam từ góc độ của bất ổn năng lượng, bên cạnh các khía cạnh năng lượng khác trong các nghiên cứu trước đây như hiệu quả năng lượng (Bùi Hoàng Ngọc, 2025), mức độ tiêu thụ năng lượng (Bùi Hoàng

Ngọc, 2020; Hoàng Thị Xuân & Ngô Thái Hưng, 2024) hay biến động giá dầu (Nguyễn Huy Bá, 2023).

Trong ngắn hạn, bất ổn năng lượng làm tăng phát thải CO₂ do các doanh nghiệp và dân cư gia tăng sử dụng năng lượng hóa thạch thay vì năng lượng tái tạo, nhờ sự sẵn có và giá thành rẻ của loại nguyên liệu này để đối phó với sự không ổn định trên thị trường năng lượng (Ivanovski & Marinucci, 2021). Bên cạnh đó, các doanh nghiệp có thể trì hoãn các dự án năng lượng tái tạo và tiếp tục duy trì hoạt động trên các máy móc, công nghệ kém hiệu quả từ đó làm tăng ô nhiễm không khí (Cui và cộng sự, 2023). Do đó, tác giả đánh giá giả thuyết nghiên cứu thứ nhất như sau:

Giả thuyết H₁: Bất ổn năng lượng có tác động làm tăng phát thải CO₂ trong ngắn hạn.

Tác động của bất ổn năng lượng tới phát thải CO₂ có thể không đồng nhất trong ngắn hạn và trong dài hạn. Nghiên cứu của Syed và Bouri (2022) phát hiện rằng bất ổn chính sách kinh tế làm tăng ô nhiễm không khí ở Mỹ trong ngắn hạn, nhưng lại làm giảm phát thải CO₂ trong dài hạn. Bất định về chi phí và chính sách khiến nhu cầu năng lượng giảm, doanh nghiệp hoãn đầu tư và thu hẹp sản xuất, làm giảm phát thải CO₂ (Adams và cộng sự, 2020; Atsu & Adams, 2021; Jiang và cộng sự, 2019). Thứ hai, bất ổn trên thị trường năng lượng cũng có thể thúc đẩy doanh nghiệp phải tối ưu hiệu suất năng lượng thông qua cải tiến quy trình, từ đó làm giảm phát thải CO₂ trong dài hạn (Tissaoui & Zaghdoudi, 2025). Do đó, giả thuyết nghiên cứu thứ hai được phát biểu như sau:

Giả thuyết H₂: Bất ổn năng lượng có tác động làm giảm phát thải CO₂ trong dài hạn.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình hồi quy

Tác giả đánh giá tác động của EUI tới phát thải CO₂ như sau:

$$CO2_{it} = \alpha_t + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó $CO2_{it}$ là phát thải CO₂ bình quân đầu người của mỗi quốc gia; β' là các hệ số hồi quy, α_t là biến hiệu ứng cố định theo quốc gia và ε_{it} là phần dư của mô hình; X_{it} là vector các biến giải thích.

Bên cạnh chỉ số bất ổn năng lượng quốc gia hàng năm từ Dang và cộng sự (2023), nghiên cứu này sử dụng một nhóm các biến kiểm soát. Thứ nhất là GDP thực bình quân đầu người (GDP). Mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và phát thải CO₂ đã được nghiên cứu rộng rãi, cho thấy tăng trưởng kinh tế đi kèm với phát thải CO₂ do mở rộng sản xuất công nghiệp, tiêu thụ năng lượng quốc gia cũng như tiến trình đô thị hóa xã hội (Chang và cộng sự, 2015; Tissaoui & Zaghdoudi, 2025). Thứ hai là mức độ phát triển tài chính quốc gia (Financial Development – FD), thể hiện qua tỷ lệ tín dụng cho khu vực tư nhân. Hệ thống tài chính phát triển có thể thúc đẩy huy động vốn cho các hoạt động kinh tế bền vững (Rehman và cộng sự, 2022), hỗ trợ phát triển công nghệ (Kim & Park, 2016) và khuyến khích tiêu thụ năng lượng tái tạo, góp phần giảm phát thải CO₂ (Naqvi và cộng sự, 2023). Ngược lại, phát triển tài chính cũng có thể làm tăng phát thải CO₂ do mở rộng đầu tư và sản xuất công nghiệp (Ito, 2017). Thứ ba là mức độ mở cửa kinh tế (Trade Openness – TO), thể hiện qua tỷ lệ xuất nhập khẩu trên GDP. Độ mở thương mại tác động tiêu cực tới môi trường không khí do mở rộng sản xuất và nhu cầu năng lượng cho vận tải quốc tế (Shahzad và cộng sự, 2017). Ngược lại, thương mại quốc

tế cũng thúc đẩy chuyển giao công nghệ và sử dụng năng lượng sạch, góp phần giảm phát thải CO₂ (Wang và cộng sự, 2024). Cuối cùng là mức độ sẵn sàng năng lượng tái tạo (RENEW), thể hiện qua tỷ lệ sản xuất năng lượng tái tạo trên tổng sản lượng tiêu thụ. Năng lượng tái tạo được xem là giải pháp then chốt để ứng phó với những thách thức từ biến đổi khí hậu (Usman và cộng sự, 2022), gia tăng an ninh năng lượng và phát triển bền vững (Shang và cộng sự, 2022). Đồng thời, RENEW giúp giảm phụ thuộc vào năng lượng hóa thạch, qua đó hạn chế rủi ro và thúc đẩy chuyển đổi xanh quốc gia (Yasmeen & Shah, 2024).

3.2. Kiểm định sự phụ thuộc chéo

Trước hết, tác giả tiến hành kiểm định sự phụ thuộc chéo giữa các đơn vị trong dữ liệu dạng bảng để phát hiện khả năng các biến bị ảnh hưởng chéo bởi các yếu tố không xác định. Cụ thể, nghiên cứu sử dụng kiểm định phụ thuộc chéo của Pesaran (2015) được xây dựng dựa trên trung bình của các hệ số tương quan cặp giữa phần dư OLS, thu được từ hồi quy Dickey-Fuller mở rộng (Augmented Dickey-Fuller Test – ADF) ước lượng riêng cho từng đơn vị. Giá trị thống kê kiểm định sự phụ thuộc chéo, CD, được xác định như sau:

$$CD = \frac{\sqrt{2T}}{N(N-1)} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \rightarrow N(0,1) \# \quad (2)$$

trong đó $\hat{\rho}_{ij}$ là ước lượng tương quan cặp của các hệ số hồi quy của phần dư, T và N lần lượt là chiều thời gian và không gian của bảng dữ liệu.

3.3. Kiểm định tính dừng của dữ liệu bảng

Tiếp theo, tác giả kiểm định tính dừng của các biến thông qua kiểm định CIPS (Cross-sectionally Augmented IPS) của Pesaran (2007). Đây là kiểm định tính dừng thể hệ thứ hai đối với dữ liệu dạng bảng, có ưu điểm vững với hiện tượng phụ thuộc chéo. Kiểm định này dựa trên hồi quy CADF (Cross-sectionally Augmented Dickey-Fuller), trong đó sử dụng giá trị trung bình của các biến trễ và sai phân bậc nhất của các biến trong dữ liệu:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it-1} + \beta_i y_{t-1} + \sum_{j=0}^k \gamma_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^k \delta_{ij} y_{it-j} + \varepsilon_{it} \# \quad (3)$$

Giá trị thống kê CIPS được tính bằng trung bình của các thống kê CADF riêng lẻ:

$$\widehat{CIPS} = N^{-1} \sum_{i=1}^N CDF_i \# \quad (4)$$

Kiểm định tính đồng liên kết của dữ liệu bảng

Để đánh giá mối quan hệ dài hạn giữa các biến, tác giả sử dụng kiểm định đồng liên kết dựa trên mô hình hiệu chỉnh sai số của Westerlund và Edgerton (2007). Kiểm định này có ưu điểm chính là đảm bảo tính vững đối với sự tồn tại của sự phụ thuộc chéo trong chuỗi dữ liệu bảng (Jalil, 2014). Giá sử chuỗi dữ liệu dạng bảng có dạng như sau:

$$\Delta Y_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i (Y_{it-1} - \beta'_i x_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + e_{it} \quad (5)$$

trong đó vector $d_t = (1, t)'$ chứa các thành phần xác định theo thời gian, và α_i đo lường tốc độ điều chỉnh tới dài hạn. Westerlund và Edgerton (2007) xây dựng bốn thống kê kê: hai thống kê trung bình nhóm (G_τ ; G_α) và hai thống kê trung bình toàn bảng (P_τ ; P_α) dựa trên ước lượng bình phương tối thiểu của $\hat{\alpha}_i$ và sai số chuẩn của các ước lượng này để kiểm định tính đồng liên kết tồn tại trong thành phần cũng như trong toàn bộ bảng dữ liệu.

Mô hình CS-ARDL

Để đánh tác động của EUI tới phát thải CO₂ trong cả ngắn hạn và dài hạn, tác giả sử dụng mô hình tự phân phối hồi quy trễ với dữ liệu dạng bảng chéo, CS-ARDL, của Chudik và Pesaran (2015). Phương pháp này đảm bảo tính vững trong trường hợp các biến trong mô hình có tính dừng ở các mức độ khác nhau cũng như tồn tại vấn đề liên quan tới sự phụ thuộc chéo của dữ liệu và tiềm tàng yếu tố nội sinh trong mô hình (Tissaoui & Zaghdoudi, 2025). Phương pháp này sử dụng trung bình chéo của các biến phụ thuộc và độc lập để khắc phục phụ thuộc chéo, với dạng động của mô hình tự phân phối hồi quy trễ như sau:

$$\Delta CO2_{i,t} = \alpha_t + \lambda_t (CO2_{i,t-1} - \omega_t X_{i,t-1} + \lambda_t^{-1} \nu_t CO2_t^* + \lambda_t^{-1} \zeta_t X_t) + \sum_{k=1}^{p-1} \phi_{t,k} \Delta CO2_{i,t-k} + \sum_{k=1}^{q-1} \beta_{t,k} \Delta X_{i,t-k} + \sum_{k=1}^{p-1} \eta_{t,k} \Delta CO2_{i,t-k}^* + \sum_{k=1}^{q-1} \tau_{t,k} \Delta X_{i,t-k}^* \mu_{i,t} \quad (6)$$

trong đó $CO2_t^*$ và X_t^* là giá trị bình quân chéo của $CO2_{i,t}$ và các biến phụ thuộc $X_{i,t}$, ω_t là ước lượng của các hệ số hồi quy dài hạn, trong khi đó λ_t thể hiện tốc độ hiệu chỉnh từ ngắn hạn sang dài hạn của mô hình.

4. Kết quả và thảo luận kết quả

4.1. Dữ liệu

Trong nghiên cứu này, tác giả đánh giá tác động của bất ổn năng lượng tới ô nhiễm không khí của 27 quốc gia giai đoạn 2000–2023. Các quốc gia được lựa chọn dựa trên tính khả dụng của trong dữ liệu về chỉ số bất ổn năng lượng của Dang và cộng sự (2023).¹ Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng giá trị trung bình theo tháng của từng năm để tính toán chỉ số EUI hàng năm.²

Mức độ ô nhiễm không khí được đo lường bằng phát thải CO₂ bình quân đầu người từ cơ sở dữ liệu WorldBank. Các biến kiểm soát bao gồm thu nhập thực GDP trên đầu người (GDP), tỷ lệ tín dụng cho khu vực tư nhân, đại diện cho mức độ phát triển tài chính quốc gia (FD), tỷ lệ xuất nhập khẩu trên GDP, đại diện cho mức độ mở cửa của nền kinh tế (TO) và tỷ lệ năng lượng tái tạo trên tổng mức năng lượng quốc gia (RENEW) được thu thập từ bộ dữ liệu phát triển thế giới World Development Indicators (WDI).

Bảng 1 thể hiện thông kê mô tả của các biến nghiên cứu. Ngoại trừ EUI, các biến còn lại được lấy giá trị logarithm tự nhiên để giảm sự khác biệt trong đơn vị đo lường. Phát thải CO₂ bình quân ở mức 1,797 và có sự khác biệt tương đối lớn giữa các quốc gia khi giá trị nhỏ nhất là -0,724 và giá trị lớn nhất là 3,061. Giá trị bình quân của EUI là 1,186 cũng có mức độ phân tán cao giữa các quốc gia với độ lệch chuẩn 0,703. Giá trị bình quân của các biến kiểm soát, GDP, FD, TO và RENEW lần lượt là

¹ 27 quốc gia trong bộ dữ liệu bao gồm Australia, Belgium, Brazil, Canada, Chile, China, Colombia, Denmark, France, Germany, Greece, India, Ireland, Italy, Japan, Mexico, Netherlands, New Zealand, Pakistan, Russia, Singapore, South Korea, Spain, Sweden, United Kingdom, United States, Vietnam. Dữ liệu về EUI được thu thập từ https://www.policyuncertainty.com/energy_uncertainty.html

² Do dữ liệu hiện tại cập nhật tới tháng 11/2023, giá trị EUI của tháng 12 được ước lượng bằng phương pháp ngoại suy tuyến tính, dựa trên xu hướng biến động trước đó nhằm duy trì tính liên tục của chuỗi thời gian. Kết quả hồi quy với giá trị bình quân được xác định khi không có giá trị tháng 12 cho thấy sai lệch không đáng kể trong hệ số ước lượng.

10,358; 4,375; 4,151; và 2,948. Giá trị độ lệch và độ nhọn trong phân phối cho thấy các biến trong mô hình đều không có phân phối chuẩn, trong đó EUI và TO có phân phối lệch phải.

Bảng 1.

Thống kê mô tả

Biến	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Độ lệch	Độ nhọn
CO ₂	1,797	0,829	-0,724	3,061	-1,003	3,326
EUI	1,186	0,703	0,225	5,164	2,237	9,861
GDP	10,358	0,844	7,894	11,794	-1,230	3,688
FD	4,375	0,665	2,380	5,395	-0,921	3,109
TO	4,151	0,633	2,750	6,081	0,684	3,499
RENEW	2,948	1,077	-0,294	4,539	-0,792	3,293

Bảng 2 thể hiện mức độ tương quan giữa các cặp biến trong mô hình. CO₂ có tương quan dương với GDP, FD và TO, trong khi đó có tương quan âm với EUI và RENEW. Giá trị tương quan của các biến giải thích ở mức thấp, cao nhất là giữa GDP với FD và TO, ở mức lần lượt là 0,581 và 0,425, nhưng đều nhỏ hơn 0,8. Điều này cho thấy mô hình không tồn tại lo ngại về đa cộng tuyến.

Bảng 2.

Ma trận tương quan

Variables	CO ₂	EUI	GDP	FD	TO	RENEW
CO ₂	1,000					
EUI	-0,142*	1,000				
GDP	0,830*	-0,227*	1,000			
FD	0,605*	-0,417*	0,581*	1,000		
TO	0,229*	-0,190*	0,425*	0,161*	1,000	
RENEW	-0,432*	0,126*	-0,253*	-0,163*	-0,288*	1,000

Ghi chú: ***, **, và * thể hiện mức ý nghĩa thống kê lần lượt 1%, 5%, và 10%.

5. Kết quả mô hình

Bảng 3 thể hiện kết quả kiểm định phụ thuộc chéo theo kiểm định của Pesaran (2015). Giả thuyết H_0 bị bác bỏ ở tất cả các biến ở mức tin cậy 1%, cho thấy tồn tại sự phụ thuộc chéo trong dữ liệu. Điều này cho thấy sự cần thiết phải sử dụng kiểm định tính dừng thể hệ thứ hai của Pesaran (2007). Kết quả cho thấy EUI và RENEW là chuỗi dừng ở giá trị cơ sở, $I(0)$, trong khi đó CO₂, GDP, FD, và TO đều dừng ở mức sai phân $I(1)$.

Bảng 3.

Kiểm định phụ thuộc chéo và tính dừng của dữ liệu

Variable	Cross-sectional Dependence Test	CIPS Unit-root Test		
		Level	First Difference	Inference
CO ₂	11,890***	-0,609	-4,646***	I(1)
EUI	39,570***	-2,307**	-5,429***	I(0)
GDP	80,640***	-2,066	-3,408***	I(1)
FD	25,090***	-1,432	-3,753***	I(1)
TO	33,630***	-1,736	-4,083***	I(1)
RENEW	35,930***	-2,460**	-5,370 ***	I (0)

Ghi chú: CD là giá trị kiểm định phụ thuộc chéo của kiểm định (Pesaran, 2015); CIPS là giá trị của kiểm định tính dừng thể hệ thứ hai của (Pesaran, 2007). ***, **, và * thể hiện mức ý nghĩa thống kê lần lượt 1%, 5%, và 10%.

Bảng 4 thể hiện kết quả của kiểm định đồng liên kết với dữ liệu dạng bảng của Westerlund và Edgerton (2007), phù hợp với bảng dữ liệu có tồn tại sự phụ thuộc chéo của các chuỗi dữ liệu. Giá trị p-value của các thống kê G_t và P_t cho thấy giả thuyết về việc không tồn tại đồng liên kết trong chuỗi dữ liệu tại một số bảng bị bác bỏ, cho thấy các biến trong bộ dữ liệu có tồn tại mối quan hệ trong dài hạn.

Bảng 4.

Kết quả kiểm định đồng liên kết của dữ liệu bảng

Kiểm định đồng liên kết ECM của Westerlund và Edgerton (2007)				
Giá trị	$CO_2 = f(EUI, GDP, FD, TO)$			
	Giá trị kiểm định nhóm		Giá trị kiểm định bảng	
	G_t	G_a	P_t	P_a
Giá trị	-3,101	-9,016	-16,301	-8,879
Z-value	-0,486	5,777	-1,833	3,918
Robust P-value	0,050	0,330	0,030	0,230

Ghi chú: G_t và G_a là giá trị kiểm định bình quân nhóm, P_t và P_a là giá trị bình quân bảng. Z-values là giá trị kiểm định chuẩn hóa. Robust P-value là giá trị p-value được tính toán bằng phương pháp bootstrapping cho giả thuyết về không tồn tại đồng liên kết trong dữ liệu được đánh giá. ***, **, và * thể hiện mức ý nghĩa thống kê lần lượt 1%, 5%, và 10%.

Bảng 5 thể hiện kết quả của mô hình CS-ARDL đánh giá tác động của bất ổn năng lượng tới phát thải CO₂ trong ngắn và dài hạn. Phần A thể hiện hệ số hồi quy ngắn hạn, trong khi phần B thể hiện hệ số dài hạn. Kết quả cho thấy EUI có tác động đáng kể tới phát thải CO₂ trong cả ngắn hạn và dài hạn, với mức độ ý nghĩa thống kê cao và xác nhận giả thuyết H₀. Thứ vị là tác động của EUI tới CO₂ là khác nhau trong ngắn hạn và dài hạn khi EUI làm gia tăng phát thải CO₂ trong ngắn hạn, nhưng làm giảm phát thải CO₂ trong dài hạn, phù hợp với giả thuyết H₁.

Đối với các biến kiểm soát, mở rộng của kinh tế làm tăng phát thải CO₂ trong cả ngắn và dài hạn, phù hợp với kết quả của Chang và cộng sự (2015) và Tissaoui và Zaghdoudi (2025). FD và TO có hệ số hồi quy dương trong cả ngắn hạn và dài hạn, nhưng không có ý nghĩa thống kê, cho thấy phát triển tài chính và độ mở thương mại có thể làm tăng ô nhiễm môi trường song tác động chưa rõ ràng. RENEW làm giảm phát thải CO₂ trong cả ngắn và dài hạn. Tuy nhiên, tác động này chỉ có ý nghĩa thống kê trong dài hạn. Điều này cho thấy quốc gia có mức độ sẵn sàng cao về năng lượng tái tạo sẽ giảm phụ thuộc vào nhiên liệu hóa thạch, cải thiện chất lượng không khí dài hạn (Yasmeen & Shah, 2024)

Bảng 5.

Kết quả hồi quy mô hình CS-ARDL

Mô hình CS-ARDL: $CO_2 = f(EUI, GDP, FD, TO)$		
Biến phụ thuộc: CO ₂		
Biến	Hệ số hồi quy	Sai số chuẩn
Bảng A: Phương trình hồi quy ngắn hạn		
Δ EUI	0,011**	0,006
Δ GDP	0,455***	0,132
Δ FD	0,062	0,061
Δ TO	0,029	0,034
Δ RENEW	-0,014	0,032
Bảng B: Phương trình hồi quy dài hạn		
Hệ số hiệu chỉnh dài hạn	-1,775***	0,086
EUI	-0,015***	0,005
GDP	0,347***	0,104
FD	0,031	0,035
TO	0,035	0,035
RENEW	-0,106***	0,021

Ghi chú: Bảng thể hiện kết quả mô hình hồi quy CS-ARDL. Bảng A thể hiện các hệ số hồi quy cho tác động ngắn hạn, trong khi bảng B thể hiện các hệ số hồi quy của tác động dài hạn tới biến phụ thuộc. ***, **, và * thể hiện mức ý nghĩa thống kê lần lượt 1%, 5%, và 10%.

Để đảm bảo tính vững của kết quả nghiên cứu, bảng 6 thể hiện kết quả mô hình đánh giá tác động của EUI tới phát thải CO₂ sử dụng phương pháp ước lượng Pooled Mean Group (PMG) của Pesaran và cộng sự (1999) để kiểm tra độ nhạy của kết quả với các giả định mô hình hóa khác nhau. So với mô hình CS-ARDL thì mô hình PMG kém linh hoạt hơn khi không hiệu chỉnh phụ thuộc chéo trong dữ liệu dạng bảng cũng như chỉ cho phép hệ số ngắn hạn không đồng nhất, nhưng bắt buộc các hệ số dài hạn phải đồng nhất giữa các quốc gia. Tuy nhiên, mô hình PMG vẫn cho phép đánh giá tính vững trong phát hiện về tác động khác nhau trong ngắn hạn và dài hạn của EUI tới phát thải CO₂. Bảng 6 trình bày kết quả ước lượng từ phương pháp PMG. Các kết quả từ mô hình PMG cho thấy ước lượng

tương đồng với các phát hiện chính từ mô hình cơ sở với mô hình CS-ARDL. Tuy nhiên, một phát hiện đáng chú ý là mặc dù cả hai mô hình đều nhất quán về tác động tiêu cực của EUI tới phát thải CO₂ trong dài hạn, có sự khác biệt về độ lớn của hệ số EUI trong dài hạn (-0.015 với CS-ARDL so với -0.829 với PMG), cho thấy sự tồn tại của tính không đồng nhất đáng kể trong phản ứng dài hạn của các quốc gia giữa nền kinh tế và bất ổn năng lượng. Điều này có thể lý giải bởi phản ứng giảm phát thải trước biến động năng lượng có thể mạnh và nhanh hơn ở các nước phát triển hoặc có cơ cấu năng lượng ổn định hơn, trong khi ở các nước đang phát triển, độ co giãn này nhỏ hơn đáng kể. Bên cạnh đó, kết quả này cũng ủng hộ lựa chọn mô hình CS-ARDL như mô hình chính bởi tính linh hoạt trong xử lý cả tác động của phụ thuộc chéo và tính không đồng nhất dữ liệu.

Bảng 6.

Kết quả hồi quy từ mô hình Pooled Mean Group (PMG)

Mô hình PMG: $CO_2 = f(EUI, GDP, FD, TO)$		
Biến phụ thuộc: CO ₂		
Biến	Hệ số hồi quy	Sai số chuẩn
Bảng A: Phương trình hồi quy ngắn hạn		
ΔEUI	0,009**	0,004
ΔGDP	0,916***	0,089
ΔFD	0,064*	0,039
ΔTO	0,011	0,028
$\Delta RENEW$	-0,177***	0,030
Bảng B: Phương trình hồi quy dài hạn		
Error Correction Coef,	-0,027***	0,004
EUI	-0,829***	0,129
GDP	0,456***	0,093
FD	0,166	0,135
TO	-0,545***	0,109
RENEW	-0,475***	0,056

Ghi chú: Bảng thể hiện kết quả mô hình hồi quy PMG. Bảng A thể hiện các hệ số hồi quy cho tác động ngắn hạn, trong khi bảng B thể hiện các hệ số hồi quy của tác động dài hạn tới biến phụ thuộc. ***, **, và * thể hiện mức ý nghĩa thống kê lần lượt 1%, 5%, và 10%.

6. Thảo luận kết quả

Kết quả cho thấy tác động của EUI tới phát thải CO₂ thay đổi theo thời gian. Trong ngắn hạn, tác động tiêu cực của EUI có thể được lý giải bởi sự thay đổi hành vi của dân cư và doanh nghiệp trước biến động giá và bất định chính sách năng lượng. Khi chi phí sinh hoạt và sản xuất tăng, các chủ thể có xu hướng sử dụng năng lượng hóa thạch rẻ và sẵn có, thay vì năng lượng tái tạo có giá biến động

cao (Ivanovski & Marinucci, 2021; Yuan và cộng sự, 2010). Cui và cộng sự (2023) cũng chỉ ra rằng cũng chỉ ra rằng doanh nghiệp thường hoãn đầu tư công nghệ mới, tiếp tục dùng thiết bị cũ kém thân thiện môi trường do lo ngại chi phí vốn và rủi ro sử dụng tương lai. Bất ổn trên thị trường năng lượng cũng có thể dẫn đến gián đoạn chuỗi cung ứng năng lượng cũng như giảm đầu tư FDI vào các dự án năng lượng xanh (Khan và cộng sự, 2022).

Trong dài hạn, tác động đảo chiều của EUI tới phát thải CO₂ có thể được lý giải trên hai hướng. Thứ nhất, EUI có thể thúc đẩy doanh nghiệp tối ưu hóa sản xuất, vận chuyển và sử dụng năng lượng, qua đó nâng cao hiệu quả năng lượng quốc gia và cải thiện chất lượng không khí (Tissaoui & Zaghdoudi, 2025). Gao và cộng sự (2024) cho rằng bất định trên thị trường năng lượng có thể khuyến khích doanh nghiệp gia tăng đầu tư vào các công nghệ năng lượng đa dạng hơn, bao gồm cả năng lượng tái tạo và tối ưu hóa năng lượng, để giảm thiểu rủi ro. Thứ hai, sự suy giảm phát thải CO₂ có thể phản ánh hiệu ứng không mong muốn của việc thu hẹp sản xuất, tiêu dùng và đầu tư do bất ổn năng lượng, khi doanh nghiệp và hộ gia đình cắt giảm hoạt động để giảm rủi ro (Ahmed và cộng sự, 2021). Đồng thời, các doanh nghiệp có thể trì hoãn đầu tư vào dự án mới, đặc biệt là năng lượng tái tạo, do rủi ro chính sách và giá cả tăng cao (Jiang và cộng sự, 2019). Hệ quả là tiêu thụ năng lượng và sản xuất công nghiệp giảm, kéo theo phát thải CO₂ giảm ngoài mong muốn.

7. Kết luận

Nghiên cứu này đánh giá tác động của bất ổn năng lượng tới ô nhiễm môi trường, trong phạm vi nghiên cứu này, được đại diện bởi phát thải CO₂ – chỉ tiêu phản ánh trực tiếp mức độ ô nhiễm không khí do hoạt động tiêu thụ năng lượng. Sử dụng mô hình CS-ARDL, nghiên cứu đánh giá tác động của bất ổn năng lượng tới CO₂ trong ngắn và dài hạn. Kết quả cho thấy EUI làm tăng lượng phát thải CO₂ trong ngắn hạn, hàm ý xu hướng chuyển đổi sang các loại nhiên liệu hóa thạch thiếu thân thiện với môi trường, nhưng rẻ và sẵn có, để đối phó với bất định trong giá và chính sách năng lượng. Tuy nhiên, trong dài hạn, EUI lại làm giảm ô nhiễm không khí, có thể do sự chuyển đổi chủ động sang năng lượng tái tạo hoặc tối ưu hóa hoạt động của các doanh nghiệp và dân cư để phòng ngừa với rủi ro gia tăng. Tác động giảm phát thải này cũng có thể là hệ quả không mong muốn của suy giảm tiêu dùng và đầu tư khi doanh nghiệp và dân cư lo ngại bất ổn tương lai. Nghiên cứu cũng cho thấy tăng trưởng kinh tế thường đi kèm với mức độ gia tăng của phát thải carbon trong dài hạn. Tuy nhiên, nếu quốc gia có mức độ sẵn sàng cao từ các nguồn năng lượng tái tạo thì có thể giúp làm cải thiện vấn đề ô nhiễm không khí trong dài hạn.

Những kết quả này mang lại một số khuyến nghị chính sách quan trọng, đặc biệt đối với Việt Nam. Thứ nhất, bất ổn năng lượng có tác động đáng kể tới phát thải CO₂ trong cả ngắn và dài hạn. Do vậy, chính phủ cần xây dựng khung ổn định thị trường năng lượng, minh bạch hóa cơ chế điều hành giá, hạn chế biến động nhiên liệu đầu vào, đa dạng hóa nguồn cung, và khuyến khích đầu tư tư nhân vào hạ tầng năng lượng. Sự rõ ràng về lộ trình, cơ chế quản trị năng lượng hướng tới mục tiêu giảm phát thải và ổn định năng lượng trong các chiến lược dài hạn quốc gia như Quy hoạch điện VIII (PDP8, Quyết định 500/QĐ-TTg và các điều chỉnh 2025) và Chiến lược Tăng trưởng xanh (thể hiện qua QĐ 1658/2021/QĐ-TTg và Kế hoạch hành động QĐ 882/QĐ-TTg), cùng lộ trình thị trường carbon (Nghị định 119/2025/NĐ-CP sửa đổi, bổ sung một số điều của Nghị định 06/2022/NĐ-CP) sẽ làm giảm sự bất ổn trong chính sách vĩ mô, từ đó giúp doanh nghiệp và người dân giảm thiểu các

hành vi tiêu cực và tự tin đưa ra các quyết định đầu tư dài hạn vào công nghệ sạch, đồng thời giảm rủi ro lan tỏa của các cú sốc năng lượng và ổn định tâm lý thị trường.

Thứ hai, chính phủ cần tiếp tục các giải pháp đồng bộ hướng tới phát triển năng lượng tái tạo quốc gia. Kết quả cho thấy mức độ sẵn có của năng lượng tái tạo giúp giảm phát thải CO₂ trong dài hạn. Zhou và cộng sự (2023) chỉ ra rằng khi năng lượng tái tạo sẵn có, dân cư và doanh nghiệp có xu hướng sử dụng nhiều hơn để ứng phó bất ổn trong chính sách năng lượng và môi trường. Điều này đặc biệt quan trọng với Việt Nam khi mô hình tăng trưởng kinh tế quốc gia phụ thuộc nhiều vào sản xuất thâm dụng năng lượng hóa thạch, trong khi lại dễ bị tổn thương nhất do biến đổi khí hậu. Tuy nhiên, việc phát triển nhanh điện gió và điện mặt trời, vốn có tính không liên tục, có thể gây áp lực lên sự ổn định của lưới điện quốc gia. Do đó, Việt Nam cần tiếp tục đầu tư vào các công nghệ lưu trữ năng lượng như pin lưu trữ quy mô lớn hoặc thủy điện tích năng, đồng thời, cần phát triển lưới điện thông minh và cơ chế điều tiết phụ tải linh hoạt, cho phép tích hợp hiệu quả hơn các nguồn năng lượng biến thiên. Bên cạnh đó, phát triển năng lượng tái tạo đòi hỏi đánh giá đầy đủ cả chi phí – lợi ích và năng lực tài chính quốc gia. Dù có vai trò giảm phát thải CO₂, song chi phí đầu tư lớn, yêu cầu công nghệ cao và chi phí duy trì ổn định lưới điện là những yếu tố cần được tính đến. Vì vậy, Việt Nam cần thiết kế cơ chế tài chính xanh, khuyến khích phát hành trái phiếu xanh, tín dụng xanh và hợp tác công tư (Public-Private Partnership – PPP) trong lĩnh vực năng lượng tái tạo và lưu trữ điện. Tóm lại, việc có sẵn nguồn năng lượng tái tạo thay thế cũng hạn chế tác động không mong muốn của EUI tới suy giảm các hoạt động kinh tế bởi chi phí chuyển đổi xanh để đối phó với bất ổn trên thị trường năng lượng của dân cư và doanh nghiệp được hạn chế đáng kể. Tuy nhiên, chiến lược phát triển năng lượng tái tạo cần phải đi kèm với đầu tư đồng bộ vào hạ tầng lưới điện và các giải pháp lưu trữ năng lượng nhằm đảm bảo an toàn hệ thống, song song với tăng cường năng lực thể chế, cơ chế tài chính khả thi và quy hoạch dài hạn cho chuyển đổi năng lượng.

Tài liệu tham khảo

- Adams, S., Adedoyin, F., Olaniran, E., & Bekun, F. V. (2020). Energy consumption, economic policy uncertainty and carbon emissions; causality evidence from resource rich economies. *Economic Analysis and Policy*, 68, 179-190. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2020.09.012>
- Adedoyin, F. F., & Zakari, A. (2020). Energy consumption, economic expansion, and CO₂ emission in the UK: The role of economic policy uncertainty. *Science of the Total Environment*, 738, 140014. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.140014>
- Ahmed, Z., Cary, M., Shahbaz, M., & Vo, X. V. (2021). Asymmetric nexus between economic policy uncertainty, renewable energy technology budgets, and environmental sustainability: Evidence from the United States. *Journal of Cleaner Production*, 313, 127723. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.127723>
- Atsu, F., & Adams, S. (2021). Energy consumption, finance, and climate change: Does policy uncertainty matter?. *Economic Analysis and Policy*, 70, 490-501.
- Barrero, J. M., Bloom, N., & Wright, I. J. (2017). *Short and Long Run Uncertainty*. NBER Working Paper, w23676. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3027828
- Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85-106.

- Bùi Hoàng Ngọc. (2020). Tác động của tiêu thụ điện đến lượng khí thải CO₂ ở Việt Nam: Đối xứng hay bất đối xứng?. *Tạp Chí Nghiên Cứu Kinh Tế và Kinh Doanh Châu Á*, 31(2), 45-60.
- Bùi Hoàng Ngọc. (2025). Tác động của hiệu quả sử dụng năng lượng đến lượng khí thải CO₂ ở Việt Nam. *Tạp Chí Kinh Tế - Luật và Ngân Hàng*, 273+274, 65-78. 10.59276/JELB.2025.1.2.2794
- Chang, T., Gupta, R., Inglesi-Lotz, R., Simo-Kengne, B., Smithers, D., & Trembling, A. (2015). Renewable energy and growth: Evidence from heterogeneous panel of G7 countries using Granger causality. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 52, 1405-1412. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.08.022>
- Chính phủ nước Cộng hòa xã hội chủ nghĩa Việt Nam. (2021). *Quyết định số 1658/QĐ-TTg ngày 01/10/2021 phê duyệt Chiến lược quốc gia về tăng trưởng xanh giai đoạn 2021–2030, tầm nhìn 2050*. Hà Nội.
- Chính phủ nước Cộng hòa xã hội chủ nghĩa Việt Nam. (2022). *Quyết định số 882/QĐ-TTg ngày 23/7/2022 ban hành Kế hoạch hành động quốc gia về tăng trưởng xanh giai đoạn 2021–2030*. Hà Nội.
- Chính phủ nước Cộng hòa xã hội chủ nghĩa Việt Nam. (2023). *Quyết định số 500/QĐ-TTg ngày 15/5/2023 phê duyệt Quy hoạch điện VIII*. Hà Nội.
- Chudik, A., & Pesaran, M. H. (2015). Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors. *Journal of Econometrics*, 188(2), 393-420. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2015.03.007>
- Cui, X., Wang, C., Sensoy, A., Liao, J., & Xie, X. (2023). Economic policy uncertainty and green innovation: Evidence from China. *Economic Modelling*, 118, 106104. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.106104>
- Dang, T. H. N., Nguyen, C. P., Lee, G. S., Nguyen, B. Q., & Le, T. T. (2023). Measuring the energy-related uncertainty index. *Energy Economics*, 124, 106817. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106817>
- Doan, T. N., & Nguyen, T. T. (2025). Energy uncertainty and energy trade: International evidence. *Energy*, 319, 134978. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2025.134978>
- Gao, D., Zhou, X., & Liu, X. (2024). The bright side of uncertainty: The impact of climate policy uncertainty on urban green total factor energy efficiency. *Energies*, 17(12), 2899. <https://doi.org/10.3390/en17122899>
- He, J., Zhuang, T., & Xie, X. (2014). Energy consumption, economic development and environmental improvement in China. *Energy & Environment*, 25(8), 1345-1357.
- Hoàng Thị Xuân, & Ngô Thái Hưng. (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. <https://doi.org/10.33301/JED.VI.1439>
- Ito, K. (2017). CO₂ emissions, renewable and non-renewable energy consumption, and economic growth: Evidence from panel data for developing countries. *International Economics*, 151, 1-6. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2017.02.001>

- Ivanovski, K., & Marinucci, N. (2021). Policy uncertainty and renewable energy: Exploring the implications for global energy transitions, energy security, and environmental risk management. *Energy Research & Social Science*, 82, 102415. <https://doi.org/10.1016/j.erss.2021.102415>
- Jalil, A. (2014). Energy–growth conundrum in energy exporting and importing countries: Evidence from heterogeneous panel methods robust to cross-sectional dependence. *Energy Economics*, 44, 314-324.
- Jiang, Y., Zhou, Z., & Liu, C. (2019). Does economic policy uncertainty matter for carbon emission? Evidence from US sector level data. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(24), 24380-24394. <https://doi.org/10.1007/s11356-019-05627-8>
- Khan, Y., Hassan, T., Kirikkaleli, D., Xiuqin, Z., & Shukai, C. (2022). The impact of economic policy uncertainty on carbon emissions: Evaluating the role of foreign capital investment and renewable energy in East Asian economies. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(13), 18527-18545. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-17000-9>
- Kilian, L. (2008). The economic effects of energy price shocks. *Journal of Economic Literature*, 46(4), 871-909.
- Kim, J., & Park, K. (2016). Financial development and deployment of renewable energy technologies. *Energy Economics*, 59, 238-250.
- Komarova, A. V., Filimonova, I. V., & Kartashevich, A. A. (2022). Energy consumption of the countries in the context of economic development and energy transition. *Energy Reports*, 8, 683-690. <https://doi.org/10.1016/j.egyr.2022.07.072>
- Li, H., Pei, X., Yang, Y., & Zhang, H. (2024). Assessing the impact of energy-related uncertainty on G20 stock market returns: A decomposed contemporaneous and lagged R2 connectedness approach. *Energy Economics*, 132, 107475. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2024.107475>
- Liu, Y., Han, L., & Xu, Y. (2021). The impact of geopolitical uncertainty on energy volatility. *International Review of Financial Analysis*, 75, 101743. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2021.101743>
- Naqvi, B., Rizvi, S. K. A., Mirza, N., & Umar, M. (2023). Financial market development: A potentiating policy choice for the green transition in G7 economies. *International Review of Financial Analysis*, 87, 102577. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102577>
- Nazeer, M., Tabassum, U., & Alam, S. (2016). Environmental Pollution and Sustainable Development in Developing Countries. *The Pakistan Development Review*, 55(4), 589-604. <https://www.jstor.org/stable/44986005>
- Chính phủ nước Cộng hòa xã hội chủ nghĩa Việt Nam. (2025). *Nghị định số 119/2025/NĐ-CP sửa đổi, bổ sung một số điều của Nghị định số 06/2022/NĐ-CP về giảm phát thải khí nhà kính và bảo vệ tầng ô-dôn*. Hà Nội.
- Nguyễn Huy Bá. (2023). Tác động của giá dầu lên lượng khí thải CO₂ tại Việt Nam: Liệu có tồn tại hiệu ứng bất đối xứng?. *Tạp Chí Nghiên Cứu Kinh Tế và Kinh Doanh Châu Á*, 34(12), 85-100. <https://doi.org/10.24311/jabes/2023.34.12.1>
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>

- Pesaran, M. H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews*, 34(6-10), 1089-1117. <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634. <https://doi.org/10.1080/01621459.1999.10474156>
- Rehman, M. A., Fareed, Z., & Shahzad, F. (2022). When would the dark clouds of financial inclusion be over, and the environment becomes clean? The role of national governance. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(19), 27651-27663. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-17683-0>
- Sarker, P. K., Bouri, E., & Marco, C. K. L. (2023). Asymmetric effects of climate policy uncertainty, geopolitical risk, and crude oil prices on clean energy prices. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(6), 15797-15807. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-23020-w>
- Shahzad, S. J. H., Kumar, R. R., Zakaria, M., & Hurr, M. (2017). Carbon emission, energy consumption, trade openness and financial development in Pakistan: A revisit. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 70, 185-192. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2016.11.042>
- Shahzad, U., Lv, Y., Doğan, B., & Xia, W. (2021). Unveiling the heterogeneous impacts of export product diversification on renewable energy consumption: New evidence from G-7 and E-7 countries. *Renewable Energy*, 164, 1457-1470. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2020.10.143>
- Shang, Y., Han, D., Gozgor, G., Mahalik, M. K., & Sahoo, B. K. (2022). The impact of climate policy uncertainty on renewable and non-renewable energy demand in the United States. *Renewable Energy*, 197, 654-667. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2022.07.159>
- Syed, Q. R., & Bouri, E. (2022). Impact of economic policy uncertainty on CO₂ emissions in the US: Evidence from bootstrap ARDL approach. *Journal of Public Affairs*, 22(3), e2595. <https://doi.org/10.1002/pa.2595>
- Tissaoui, K., & Zaghdoudi, T. (2025). Against a background of energy uncertainty and climate change, is there a substitution effect between fossil fuels in OECD countries? *Energy*, 320, 135271. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2025.135271>
- Usman, M., Balsalobre-Lorente, D., Jahanger, A., & Ahmad, P. (2022). Pollution concern during globalization mode in financially resource-rich countries: Do financial development, natural resources, and renewable energy consumption matter?. *Renewable Energy*, 183, 90-102. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2021.10.067>
- Ủy ban năng lượng thế giới. (2024). *World Energy Outlook 2024*. International Energy Agency. <https://www.iea.org/reports/world-energy-outlook-2024>
- van de Ven, D. J., & Fouquet, R. (2017). Historical energy price shocks and their changing effects on the economy. *Energy Economics*, 62, 204-216. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.12.009>
- Wang, Q., Zhang, F., Li, R., & Sun, J. (2024). Does artificial intelligence promote energy transition and curb carbon emissions? The role of trade openness. *Journal of Cleaner Production*, 447, 141298. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2024.141298>
- Westerlund, J., & Edgerton, D. L. (2007). A panel bootstrap cointegration test. *Economics Letters*, 97(3), 185-190. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2007.03.003>

- Yasmeen, R., & Shah, W. U. H. (2024). Energy uncertainty, geopolitical conflict, and militarization matters for Renewable and non-renewable energy development: Perspectives from G7 economies. *Energy*, 306, 132480.
- Yuan, C., Liu, S., & Wu, J. (2010). The relationship among energy prices and energy consumption in China. *Energy Policy*, 38(1), 197-207.
- Zhou, D., Siddik, A. B., Guo, L., & Li, H. (2023). Dynamic relationship among climate policy uncertainty, oil price and renewable energy consumption—Findings from TVP-SV-VAR approach. *Renewable Energy*, 204, 722-732.