



Original Article

Does the Shadow Economy Promote the Exploitation of Natural Resources and Cause Environmental Pollution in Vietnam?

Bui Hoang Ngoc¹, Nguyen Huynh Mai Tram^{2,*}, Phan Thi Lieu³

¹*Ho Chi Minh City University of Food Industry,
140 Le Trong Tan, Tan Phu District, Ho Chi Minh City, Vietnam*

²*Ho Chi Minh City Open University, 35-37 Ho Hao Hon, District 1, Ho Chi Minh City, Vietnam*

³*University of Labour and Social Affairs (Campus II),
No. 1018 To Ky, District 12, Ho Chi Minh City, Vietnam*

Received: December 27, 2022

Revised: April 5, 2023; Accepted: June 25, 2023

Abstract: This study was conducted to answer the question of whether the existence of the shadow economy promotes the exploitation of natural resources and causes environmental pollution in Vietnam. The evidence from the autoregressive distributed lag approach shows that the shadow economy: (i) increases the demand for natural resources in the long run; (ii) increases CO₂ emissions in the short term, but improves environmental pollution in the long term. In addition, economic growth positively promotes consumption of natural resources and environmental pollution, while human development helps limit environmental degradation. Based on the findings of the study, the authors suggest some policies to help enhance sustainable development in Vietnam

Keywords: Shadow economy, natural resources, environmental pollution, sustainable development, Vietnam.

* Corresponding author

E-mail address: tramnhm.20ae@ou.edu.vn

<https://doi.org/10.57110/jebvn.v3i1.224>

Copyright © 2023 The author(s)

Licensing: This article is published under a CC BY-NC 4.0 license

Kinh tế ngầm có thúc đẩy cạn kiệt tài nguyên và gây ô nhiễm môi trường ở Việt Nam?

Bùi Hoàng Ngọc¹, Nguyễn Huỳnh Mai Trâm^{2,*}, Phan Thị Liễu³

¹Trường Đại học Công nghiệp Thực phẩm Thành phố Hồ Chí Minh,
140 Lê Trọng Tấn, Quận Tân Phú, Thành phố Hồ Chí Minh, Việt Nam

²Trường Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh,
35-37 Hồ Hảo Hớn, Quận 1, Thành phố Hồ Chí Minh, Việt Nam

³Trường Đại học Lao động - Xã hội (Cơ sở 2), 1018 Tô Ký, Quận 12, Thành phố Hồ Chí Minh, Việt Nam

Nhận ngày 27 tháng 12 năm 2022

Chỉnh sửa ngày 5 tháng 4 năm 2023; Chấp nhận đăng ngày 25 tháng 6 năm 2023

Tóm tắt: Nghiên cứu được thực hiện nhằm trả lời cho câu hỏi liệu sự tồn tại của kinh tế ngầm có thúc đẩy khai thác tài nguyên thiên nhiên và gây ô nhiễm môi trường ở Việt Nam hay không. Bằng chứng thu được từ kỹ thuật ước lượng tự hồi quy phân phối trễ cho thấy kinh tế ngầm: (i) Làm tăng nhu cầu sử dụng tài nguyên thiên nhiên trong dài hạn; (ii) Làm tăng lượng khí thải CO₂ trong ngắn hạn, nhưng lại cải thiện tình trạng ô nhiễm môi trường trong dài hạn. Ngoài ra, với vai trò là biến kiểm soát, tăng trưởng kinh tế có tác động tích cực đến thúc đẩy tiêu thụ tài nguyên thiên nhiên lẫn ô nhiễm môi trường, trong khi phát triển con người sẽ giúp hạn chế sự suy thoái môi trường. Trên cơ sở các phát hiện, nghiên cứu gợi mở một số chính sách giúp thúc đẩy phát triển bền vững ở Việt Nam.

Từ khóa: Kinh tế ngầm, tài nguyên thiên nhiên, ô nhiễm môi trường, phát triển bền vững, Việt Nam.

1. Giới thiệu

Những hoạt động kinh tế bị che giấu khỏi các cơ quan chính thức vì mục đích quản lý, thuế chế và tài chính được gọi là “kinh tế ngầm” và gần như tồn tại ở tất cả các quốc gia trên thế giới. Trên thực tế, có sự tồn tại của cấu trúc nền kinh tế kép gồm các các hoạt động kinh tế được ghi nhận thông qua hệ thống kế toán quốc gia (NAS) và các hoạt động kinh tế ngoài tầm kiểm soát của các cơ quan quản lý quốc gia. Ngoài ra, có rất nhiều khái niệm về kinh tế ngầm và các phương pháp đo lường chưa được thống nhất (Caridi và Passerini, 2001; Schneider và Enste, 2000).

Ở lĩnh vực nghiên cứu này, có hai xu hướng rất rõ nét. Thứ nhất, phần lớn các tài liệu kinh tế điều tra bản chất và quy mô của kinh tế ngầm (Bajada và Schneider, 2005; Kiani và cộng sự, 2015) cũng như khám phá hậu quả và tác động của nó đối với các chỉ số kinh tế vĩ mô khác nhau (Canh và Thanh, 2020; Goel và Saunoris, 2014;

Torgler và Schneider, 2009). Thứ hai, hầu hết các nghiên cứu hiện có trong lĩnh vực này đều thực hiện ở bối cảnh của các nước phát triển và chỉ có một số ít nghiên cứu xem xét sâu các hoạt động phi chính thức ở các nước đang phát triển (Bajada và Schneider, 2005; Din và cộng sự, 2016). Trong khi đó, trái ngược với tỷ trọng tương đối thấp của các nước thu nhập cao (20%), các hoạt động “bóng tối” ở các nước thu nhập thấp như châu Phi cận Sahara, châu Mỹ Latin và Caribe, hay các nước đang phát triển, mới nổi ở châu Á đều có quy mô gần gấp đôi (xấp xỉ 36%).

Phần lớn cho rằng nền kinh tế ngầm đại diện cho khoảng 1/3 sản lượng thế giới, do đó tạo ra những thách thức nghiêm trọng đối với việc đạt được sự bền vững về môi trường (Alvarado và cộng sự, 2022). Nhưng các kết quả thực nghiệm vẫn chưa có sự nhất quán và đòi hỏi những nghiên cứu đa chiều hơn. Chẳng hạn, Canh và cộng sự (2019) xác định mối quan hệ giữa ô nhiễm môi trường và kinh tế ngầm là tích cực ở

* Tác giả liên hệ

Địa chỉ email: tramnhm.20ae@ou.edu.vn

<https://doi.org/10.57110/jebvn.v3i1.224>

Bản quyền © 2023 (Các) tác giả

Bài báo này được xuất bản theo CC BY-NC 4.0 license.

các nền kinh tế có thu nhập cao, trong khi nó có tác động tiêu cực ở các nước có thu nhập thấp và trung bình. Trong khi đó, Baloch và cộng sự (2022), Biswas và cộng sự (2012) lại cho rằng mức độ cao hơn của nền kinh tế “bóng tối” dẫn đến suy thoái môi trường ở các nước đang phát triển như Pakistan. Trong các nghiên cứu thực nghiệm, việc điều tra tác động của nó đối với các vấn đề môi trường vẫn còn tương đối mới và hạn chế, đặc biệt ở các nước đang phát triển (Baloch và cộng sự, 2022). Từ đó, nền kinh tế phi chính thức nên nhận được sự quan tâm từ các ban ngành vì nó có mối liên hệ trực tiếp với sự suy thoái môi trường.

Mặc dù Việt Nam thuộc các nước đang phát triển nhưng tỷ trọng các hoạt động kinh tế ngầm thấp hơn rất nhiều so với các quốc gia trong khu vực. Các năm gần đây, Medina và Schneider (2019) ghi nhận giá trị trung bình của nền kinh tế ngầm trên GDP của Việt Nam đều dưới 15%. Thậm chí, các nghiên cứu về sự tương tác giữa các hoạt động kinh tế ngầm và các ảnh hưởng môi trường ở Việt Nam gần như khan hiếm. Vì thế, mục đích của nghiên cứu này là tiến hành xem xét mối quan hệ giữa sự phát triển của kinh tế ngầm, việc khai thác nguồn tài nguyên thiên nhiên và tình trạng ô nhiễm môi trường ở Việt Nam trong giai đoạn 1990-2018 thông qua sử dụng kỹ thuật ước lượng tự hồi quy phân phối trễ.

2. Lược khảo cơ sở lý thuyết

Hầu hết các nghiên cứu thực nghiệm sử dụng giả thuyết đường cong môi trường Kuznets (EKC) được phát triển từ Kuznets (1955) để làm cơ sở lý thuyết cho các nghiên cứu về mối quan hệ giữa các biến số kinh tế và các chỉ số môi trường (Dada và cộng sự, 2021; Ulucak và Bilgili, 2018). EKC cho thấy rằng ở mức độ phát triển ban đầu, chất lượng của môi trường giảm dần. Sau đó, chất lượng môi trường được cải thiện khi nền kinh tế phát triển. Chaudhuri và Mukhopadhyay (2006) đã trình bày một khung cân bằng chung ba khu vực bằng cách tính đến khu vực phi chính thức, với điều kiện là nó cung cấp đầu vào trung gian cho khu vực chính thức để có những tác động đáng kể đến các chính sách môi trường khác nhau. Nghiên cứu này quan niệm rằng khu vực chính thức phải chịu thuế phát thải ô nhiễm khi vượt qua mức ô nhiễm giới hạn cho phép theo xác định của cơ quan quản lý liên

quan. Do đó, nhằm thoát khỏi những hạn chế đó, việc sử dụng sản lượng từ khu vực phi chính thức trong khu vực chính thức ngày càng gia tăng tạo ra mức tổng ô nhiễm và mở rộng sự không nhất quán giữa giới hạn ô nhiễm thực tế và cho phép.

Mặc dù có một cuộc chạy đua quyết liệt nhằm nghiên cứu về kinh tế ngầm nhưng vẫn có ít nghiên cứu thực nghiệm cung cấp kết quả về mối liên hệ ba bên giữa kinh tế ngầm, dấu chân sinh thái (EF) và ô nhiễm môi trường. Trong nghiên cứu này, EF được sử dụng như một chỉ số về mức độ nhu cầu khai thác và sử dụng các nguồn tài nguyên thiên nhiên. Nghiên cứu của Qayyum và cộng sự (2021) đã xem xét tác động của kinh tế ngầm đến EF của một số quốc gia Nam Á và nhấn mạnh rằng kinh tế ngầm tại Pakistan, Sri Lanka, Nepal và Ấn Độ làm tăng nhanh quá trình suy thoái môi trường. Hay ở Thổ Nhĩ Kỳ, Köksal và cộng sự (2020) đã điều tra vai trò của kinh tế ngầm trong mức độ EF từ năm 1961-2014, cứ 1% thay đổi trong các hoạt động kinh tế ngầm dẫn đến thay đổi 1,008% trong EF. Còn với tập dữ liệu bảng của 95 quốc gia trong khoảng thời gian 1990-2018, Alvarado và cộng sự (2022) nhìn nhận rằng các tác động tiêu cực của nền kinh tế phi chính thức đối với EF là tích lũy theo thời gian, do đó gây rủi ro cho tính bền vững của môi trường. Từ đó, ta thấy rằng sự hiện diện của kinh tế ngầm là một trong những nguyên nhân của ô nhiễm môi trường, bắt nguồn từ việc khai thác và sử dụng các tài nguyên thiên nhiên kém hiệu quả của các tác nhân trên thị trường phi chính thức (Chen và cộng sự, 2018).

Bên cạnh đó, khoảng trống nghiên cứu về mối liên hệ trực tiếp giữa kinh tế ngầm và ô nhiễm môi trường ở các khu vực trên thế giới vẫn còn tồn tại bởi những kết quả không đồng nhất, gây tranh cãi. Một mặt, Imamoglu (2018) đã nhận định nền kinh tế phi chính thức như một yếu tố quyết định chất lượng môi trường ở Thổ Nhĩ Kỳ. Tương tự đối với Mexico, việc kiểm soát quy mô của nền kinh tế phi chính thức là một bước quan trọng để cắt giảm mức độ ô nhiễm không khí (Blackman và cộng sự, 2006). Tại châu Á, Minh (2020) sử dụng mẫu gồm 22 nước đang phát triển để điều tra tác động của kinh tế ngầm đến ô nhiễm không khí thông qua áp dụng phương pháp GMM và hiệu ứng cố định; kết quả cho thấy ô nhiễm không khí có liên quan tích cực đến các hoạt động phi chính thức của các doanh nghiệp. Hay tại Trung Quốc, nghiên cứu của Pang và cộng sự (2020) cho thấy điều tương tự

khi sử dụng ước tính dữ liệu bảng trong khoảng thời gian từ năm 2000-2016.

Mặt khác, nghiên cứu của Elgin và Oztunali (2014) điều tra giai đoạn 1999-2009 cho thấy mối quan hệ hình chữ U ngược giữa nền kinh tế phi chính thức và ô nhiễm môi trường ở 152 quốc gia. Điều này thể hiện các hoạt động phi chính thức diễn ra ở mức thấp và cao có liên quan đến mức độ ô nhiễm môi trường thấp, trong khi mức độ phi chính thức trung bình có liên quan đến mức độ ô nhiễm môi trường cao hơn. Nkengfack và cộng sự (2021) cũng kiểm tra thực nghiệm quy mô của nền kinh tế bóng tối ảnh hưởng như thế nào đến chất lượng môi trường ở 22 quốc gia châu Phi cận Sahara trong giai đoạn 1991-2015, khẳng định có mối quan hệ tiêu cực giữa quy mô của nền kinh tế ngầm và phát thải CO₂ cả trong dài hạn và ngắn hạn, nhưng tác động này chỉ có ý nghĩa thống kê trong phạm vi phân khúc của các quốc gia có thu nhập trung bình thấp. Đặc biệt, không có bằng chứng cho thấy nền kinh tế bóng tối làm tăng suy thoái môi trường trong khu vực này. Sự thiếu nhất quán trong kết quả của các bối cảnh khác nhau là nguồn động lực để nghiên cứu này tiến hành xem xét các mối quan hệ này trong bối cảnh Việt Nam.

2. Mô hình, dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

2.1. Mô hình và nguồn dữ liệu

Mục đích của nghiên cứu này là khám phá sự thay đổi quy mô khu vực kinh tế ngầm sẽ ảnh hưởng như thế nào đến tiêu thụ tài nguyên thiên nhiên và chất lượng môi trường ở Việt Nam. Để đạt được mục đích nghiên cứu, bài viết còn phân tích sự tác động này trong bối cảnh của tăng trưởng kinh tế và phát triển con người đóng vai trò làm biến kiểm soát. Do vậy, mô hình nghiên cứu ban đầu được đề xuất như sau:

$$EF_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot SE_t + \beta_2 \cdot \ln GDP_t + \beta_3 \cdot HDI_t + u_t$$

(Mô hình 1)

$$\ln CO_2_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot SE_t + \beta_2 \cdot \ln GDP_t + \beta_3 \cdot HDI_t + u_t$$

(Mô hình 2)

Trong đó, t phản ánh thời gian nghiên cứu từ 1990-2018, u là sai số. Nguồn dữ liệu và bảng mô tả chi tiết các biến được thể hiện trong Bảng 1. Hai biến số (GDP và CO₂) được chuyển sang dạng logarit để làm phẳng dữ liệu và đồng nhất về mặt ý nghĩa khi giải thích kết quả ước lượng.

Bảng 1: Nguồn dữ liệu và nội dung các biến số

Tên biến	Cách đo lường	Đơn vị tính	Nguồn dữ liệu
SE	Đại diện cho quy mô kinh tế ngầm; được đo lường bằng tỷ lệ quy mô khu vực kinh tế ngầm so với khu vực kinh tế chính thức	%	Quỹ Tiền tệ Thế giới
EF	Đại diện cho nhu cầu sử dụng tài nguyên thiên nhiên; được đo lường bằng chỉ số EF	gha per capita	Global Footprint Network
CO ₂	Đại diện cho ô nhiễm môi trường; được đo lường bằng tổng lượng khí thải CO ₂	tỷ metric ton	Ngân hàng Thế giới
GDP	Đại diện cho tăng trưởng kinh tế; được đo lường bằng GDP bình quân đầu người (theo giá cố định năm 2010)	USD	Ngân hàng Thế giới
HDI	Đại diện cho phát triển con người; được đo lường bằng chỉ số human development index	điểm số	Liên Hợp Quốc

Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả.

2.1. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu này ứng dụng phương pháp ước lượng tự hồi quy phân phối trễ (ARDL) do

$$\Delta EF_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot SE_{t-1} + \beta_2 \cdot \ln GDP_{t-1} + \beta_3 \cdot HDI_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{1j} \cdot \Delta EF_{t-j} + \sum_{j=0}^q \alpha_{2j} \cdot \Delta SE_{t-j} + \sum_{j=0}^q \alpha_{3j} \cdot \Delta \ln GDP_{t-j} + \sum_{j=0}^q \alpha_{4j} \cdot \Delta HDI_{t-j} + \varepsilon_t$$

(Mô hình 3)

Trong đó: $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ là hệ số tác động trong dài hạn của từng biến độc lập; $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ là hệ số tác động trong ngắn hạn của từng biến độc lập; p, q là độ trễ tối ưu của từng biến trong mô hình.

Pesaran và Shin (1995) đề xuất. Minh họa khái quát mô hình 1 dưới dạng mô hình ARDL(p,q) như sau:

Theo đó, trong bước đầu tiên, nghiên cứu sẽ kiểm định tính dừng của các biến bằng 2 phương pháp phổ biến hiện nay gồm phương pháp ADF do Dickey và Fuller (1981) đề xuất, và phương

pháp PP do Phillips và Perron (1988) đề xuất. Sau đó, nghiên cứu sẽ kiểm định hiện tượng đồng liên kết giữa các biến số bằng phương pháp kiểm định đường bao (bound testing) do Pesaran và cộng sự (2001) giới thiệu. Trong trường hợp kết quả kiểm định tính dừng cung cấp thông tin là các biến không dừng đồng thời ở cùng một bậc

$$\Delta EF_t = \beta_0 + \phi_t \cdot ECT + \beta_1 \cdot SE_{t-1} + \beta_2 \cdot \ln GDP_{t-1} + \beta_3 \cdot HDI_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{1j} \cdot \Delta SE_{t-j} + \sum_{j=0}^q \alpha_{2j} \cdot \Delta \ln GDP_{t-j} + \sum_{j=0}^q \alpha_{3j} \cdot \Delta HDI_{t-j} + \varepsilon_t \quad (\text{Mô hình 4})$$

Theo Pesaran và Shin (1995), nếu giá trị ước lượng của tham số ϕ_t mang dấu âm, nhỏ hơn 1 và có ý nghĩa thống kê thì nó biểu diễn cho khả năng tự điều chỉnh của biến EF về trạng thái cân bằng trong dài hạn sau những “ cú sốc ” có thể xảy ra trong ngắn hạn của các biến độc lập. Ngược lại, nếu tham số này dương hoặc không có ý nghĩa

$$EF_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \cdot EF_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{\max}} \alpha_{2j} \cdot EF_{t-j} + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} \cdot SE_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{\max}} \delta_{2j} \cdot SE_{t-j} + \gamma_{1t} \quad (\text{Mô hình 5})$$

$$SE_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \cdot SE_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{\max}} \beta_{2j} \cdot SE_{t-j} + \sum_{i=1}^k \theta_{1i} \cdot EF_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{\max}} \theta_{2j} \cdot EF_{t-j} + \gamma_{2t} \quad (\text{Mô hình 6})$$

Trong đó, k là độ trễ tối ưu của các biến trong mô hình VAR, $d_{\max} = k + h$, với h là số lượng đồng liên kết. Biến SE được xem là có mối quan hệ nhân quả một chiều với biến EF khi $\delta_{1i} \neq 0$ với mọi i . Nếu đồng thời cả $\delta_{1i} \neq 0$ và $\theta_{1i} \neq 0$ với mọi i , khi đó ta có thể nói giữa SE và EF có mối quan hệ nhân quả Granger hai chiều. Trình tự và cách làm để phân tích tác động của kinh tế ngầm đến ô nhiễm môi trường cho mô hình 2 cũng được nghiên cứu lập luận tương tự như mô hình 1.

3. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

3.1. Kết quả nghiên cứu

Thống kê mô tả

Nhìn chung, sau đường lối đổi mới quản lý nền kinh tế năm 1986, kinh tế Việt Nam đã có sự

(tức là cùng ở chuỗi dữ liệu gốc, hoặc cùng chuỗi dữ liệu sai phân), đồng thời kết quả kiểm định đường bao cung cấp bằng chứng có xuất hiện hiện tượng đồng liên kết giữa các biến số, khi đó mô hình 3 sẽ được ước lượng dưới dạng mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM), minh họa như sau:

thống kê thì kết quả ước lượng thu được từ kỹ thuật ARDL đều không đủ độ tin cậy.

Cuối cùng, nghiên cứu áp dụng trình tự kiểm định nhân quả Granger do Toda và Yamamoto (1995) đề xuất để khám phá mối quan hệ nhân quả giữa các cặp biến số trong mô hình, được minh họa như sau:

thay đổi căn bản, từng bước thoát khỏi tình trạng trì trệ, chuyển từ phát triển nông nghiệp sang phát triển công nghiệp, tiến lên hiện đại. Thu nhập bình quân đầu người đã tăng gấp 5 lần từ 433,28 lên 1.964,48 USD năm 2018. Cùng lúc đó, việc quản lý khu vực kinh tế ngầm cũng ngày càng hiệu quả, đã giảm từ 22,98% năm 1990 xuống 11,59% năm 2018. Sự phát triển nhanh của nền kinh tế cũng đặt ra những vấn đề mới cho Việt Nam, điển hình là tình trạng ô nhiễm môi trường ngày càng trầm trọng và sự cạn kiệt của nhiều nguồn tài nguyên thiên nhiên. Năm 1990, tổng lượng khí thải CO₂ chỉ ở mức 21,20 đã tăng lên 206,66 tỷ metric ton năm 2018. Tương tự, Việt Nam cũng đã bước vào giai đoạn thâm hụt sinh thái, khi mà nhu cầu cho tài sản sinh thái đã lớn hơn năng lực sinh học của tự nhiên. Thống kê mô tả các biến số được minh họa trong Bảng 2.

Bảng 2: Thống kê mô tả

Tên biến	Giá trị trung bình	Sai số	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
SE	16,30	3,56	11,59	22,98
EF	1,29	0,47	0,71	2,27
CO ₂	91,73	58,09	21,19	206,66
GDP	1.039,46	457,40	433,28	1.964,47
HDI	0,602	0,069	0,475	0,698

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Kiểm định tính dừng

Bảng 3: Kết quả kiểm định tính dừng các biến trong mô hình

Tên biến	Kiểm định ADF		Kiểm định PP	
	Bậc gốc	Bậc sai phân	Bậc gốc	Bậc sai phân
SE	-0,023	-5,172***	-0,182	-4,894***
EF	-1,604	-5,816***	-1,421	-5,997***
lnCO ₂	-1,137	-7,056***	-1,544	-6,644***
lnGDP	-3,524*	-2,821	-1,260	-3,526*
HDI	-0,271	-9,338***	-0,182	-17,61***

Ghi chú: Cả hai kiểm định được thực hiện với giả định các biến có hệ số chặn (intercept), có xu hướng (trend). ***, * tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê là 1%, 10%.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Chuỗi dữ liệu về kinh tế thường là những chuỗi dữ liệu không dừng (Nelson và Plosser, 1982). Do vậy, khi phân tích các biến số theo chuỗi thời gian, cần phải kiểm định tính dừng để tránh kết quả ước lượng bị thiên lệch. Áp dụng hai kỹ thuật kiểm định tính dừng phổ biến nhất hiện nay, Bảng 3 cung cấp kết quả đồng nhất cho tất cả các biến trong mô hình. Theo đó, 4 biến số gồm SE, EF, lnCO₂ và HDI đều dừng ở chuỗi sai phân (bậc 1), riêng biến lnGDP dừng ở chuỗi gốc (bậc 0). Theo Pesaran và Shin (1995), khi trong mô hình không có biến số nào dừng ở chuỗi sai phân bậc 2 thì điều kiện áp dụng được phương pháp ước lượng ARDL là thỏa mãn.

Kiểm định đồng liên kết trong dài hạn

Ngoài điều kiện về tính dừng, để áp dụng phương pháp ARDL đòi hỏi các biến số phải có

mối quan hệ đồng liên kết trong dài hạn. Pesaran và cộng sự (2001) giới thiệu phương pháp kiểm định đường bao để kiểm tra hiện tượng này. Nghiên cứu ứng dụng phương pháp này và kết quả kiểm định được trình bày trong Bảng 4. Theo đó, trong mô hình 1, giá trị của thống kê $F = 4,142$ lớn hơn giá trị tới hạn của đường bao trên ($= 3,77$) ở mức ý nghĩa 10%. Kết quả này hàm ý bác bỏ giả thuyết trống (H_0 : Các biến số không có quan hệ đồng liên kết), chấp nhận giả thuyết đối (H_1 : Các biến số có quan hệ đồng liên kết). Tương tự, trong mô hình 2, cả hai loại kiểm định sử dụng thống kê F và thống kê t đều ủng hộ cho kết luận bác bỏ giả thuyết H_0 ở mức ý nghĩa 5%. Như vậy, cả mô hình 1 và 2 đều xảy ra hiện tượng đồng liên kết giữa các biến số.

Bảng 4: Kiểm định hiện tượng đồng liên kết giữa các biến

Mô hình	Loại kiểm định	Mức ý nghĩa	Trị tới hạn đường bao dưới	Trị tới hạn đường bao trên
Mô hình 1	Thống kê $F = 4,142$	10%	2,72	3,77
		5%	3,23	4,35
		1%	4,29	5,61
	Thống kê $t = -3,112$	10%	-2,57	-3,46
		5%	-2,85	-3,78
		1%	-3,43	-4,37
Mô hình 2	Thống kê $F = 4,843$	10%	2,72	3,77
		5%	3,23	4,35
		1%	4,29	5,61
	Thống kê $t = -4,371$	10%	-2,57	-3,46
		5%	-2,85	-3,78
		1%	-3,43	-4,37

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Bảng 5: Kết quả ước lượng tác động trong ngắn hạn và dài hạn

Tên biến	Mô hình 1		Mô hình 2	
	Hệ số β	p-value	Hệ số β	p-value
Tác động trong dài hạn				
SE	0,144	0,018	-0,109	0,000
lnGDP	6,031	0,000	0,975	0,009
HDI	-2,996	0,525	-4,208	0,021
Tác động trong ngắn hạn				
ECT(-1)	-0,618	0,000	-0,238	0,000
Hệ số chặn	-10,61	0,000	4,097	0,000
$\Delta \ln \text{CO}_2(-1)$			0,873	0,000
ΔSE			0,103	0,034
$\Delta \text{SE}(-1)$			0,182	0,016
$\Delta \text{SE}(-2)$			0,108	0,051
$\Delta \ln \text{GDP}$			3,576	0,006
$\Delta \ln \text{GDP}(-1)$			0,027	0,982
$\Delta \ln \text{GDP}(-2)$			1,649	0,125
ΔHDI			-2,862	0,004
$\Delta \text{HDI}(-1)$			2,894	0,033
$\Delta \text{HDI}(-2)$			2,498	0,016
Kiểm định phương sai đồng nhất	9,705	0,055	0,617	0,807
Kiểm định tự tương quan	0,089	0,914	2,598	0,135
Kiểm định phân phối chuẩn	0,445	0,799	1,253	0,534
Kiểm định sự phù hợp của mô hình	0,862	0,363	1,809	0,212
Kiểm định tính ổn định CUSUM		Ổn định		Ổn định
Kiểm định tính ổn định CUSUMSQ		Không ổn định		Ổn định

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Ước lượng tác động trong ngắn hạn và dài hạn

Khi hai điều kiện để áp dụng phương pháp ARDL được thỏa mãn, theo gợi ý của Pesaran và Shin (1995), nghiên cứu sử dụng kỹ thuật ECM để ước lượng các tác động trong ngắn hạn và dài hạn. Kết quả ước lượng cho mô hình 1 được trình bày trong cột thứ nhất, mô hình 2 được thể hiện trong cột thứ 2 ở Bảng 5.

Phân tích tác động của kinh tế ngầm đến sử dụng tài nguyên thiên nhiên ở Việt Nam, kết quả thực nghiệm thu được từ mô hình 1 cho thấy biến $\text{ECT}(-1) = -0,618$ và có ý nghĩa thống kê, hàm ý rằng biến EF có khả năng tự điều chỉnh về trạng thái cân bằng trong dài hạn. Phân tích chi tiết hơn, trong dài hạn biến SE mang dấu dương ($= 0,144$) và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, đây là bằng chứng cho thấy sự tồn tại của khu vực kinh tế ngầm sẽ làm tăng nhu cầu khai thác và sử dụng tài nguyên thiên nhiên. Tương tự, tăng trưởng kinh tế cũng được xem là yếu tố chính thúc đẩy khai thác tự nhiên khi hệ số ước lượng thu được là dương ($= 6,031$) và có ý nghĩa thống kê. Tuy nhiên, việc phát triển tốt vốn con người có thể

đóng góp làm chậm quá trình khai thác tự nhiên khi nghiên cứu tìm thấy hệ số ước lượng mang dấu âm (mặc dù không có ý nghĩa thống kê). Những kết luận này đảm bảo được độ tin cậy khi 5/6 kiểm định bổ sung gồm kiểm định phương sai thay đổi, kiểm định tự tương quan, kiểm định phân phối chuẩn, kiểm định sự phù hợp của mô hình và kiểm định tính ổn định cho kết quả tốt ($p\text{-value} > 0,05$).

Tương tự đối với mô hình 2, biến $\text{ECT}(-1) = -0,148$ và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, điều này hàm ý việc áp dụng phương pháp ARDL là phù hợp. Chi tiết hơn, trong ngắn hạn tham số của biến $\Delta \ln \text{CO}_2(-1)$ mang dấu dương ($= 0,947$, $p\text{-value} = 0,000$), tức là lượng khí thải CO_2 ở kỳ hiện tại có tương quan cùng chiều với lượng khí thải của một kỳ trước đó. Theo Ngọc (2020), điều này có thể do cả yếu tố công nghệ và sự lỏng lẻo trong quản lý của các cơ quan chức năng. Ngoài ra, Bảng 5 cũng cho thấy cả kinh tế ngầm (biến SE $= 0,103$) và kinh tế chính thức (biến $\ln \text{GDP} = 3,576$) đều có tác động làm tăng nguy cơ ô nhiễm không khí, trong khi phát triển vốn

con người (biến HDI = -2,862) có tác động cải thiện các nguy cơ gây suy thoái môi trường. Trong dài hạn, nghiên cứu tìm thấy tác động ngược chiều của kinh tế ngầm (biến SE = -0,109) và phát triển vốn con người (biến HDI = -4,208) với ô nhiễm môi trường, nhưng tăng trưởng kinh tế (biến lnGDP = 0,975) vẫn làm suy thoái chất lượng sống của người dân. Cả 6 kiểm định bổ sung đều có p-value > 0,05, chứng tỏ mô hình 2 không vi phạm các giả thuyết của phương pháp ước lượng tuyến tính không chệch, hiệu quả nhất.

Cuối cùng, để tăng mức độ tin cậy, nghiên cứu ứng dụng thủ tục kiểm định do Toda và Yamamoto (1995) đề xuất để kiểm định mối quan hệ nhân quả Granger giữa hai cặp biến (SE và EF), và (SE và lnCO₂). Kết quả Bảng 6 cho thấy chỉ có mối quan hệ nhân quả Granger một chiều từ kinh tế ngầm đến ô nhiễm môi trường (khi p-value = 0,046 < 0,05).

Bảng 6: Kết quả kiểm định nhân quả Granger

Giả thuyết	Giá trị Chi-square	p-value
SE không có nhân quả Granger với EF	3,374	0,337
EF không có nhân quả Granger với SE	3,879	0,275
SE không có nhân quả Granger với lnCO ₂	9,206	0,046
lnCO ₂ không có nhân quả Granger với SE	3,453	0,485

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

4. Kết luận và hàm ý chính sách

Khu vực kinh tế ngầm thường bị gán ghép với yếu tố tiêu cực, trong đó có ô nhiễm môi trường và gây cạn kiệt tài nguyên thiên nhiên. Áp dụng kỹ thuật ước lượng tự hồi quy phân phối trễ ARDL cho bối cảnh kinh tế Việt Nam giai đoạn 1990-2018, kết quả thực nghiệm cho thấy: (i) Khu vực kinh tế ngầm làm tăng cạn kiệt tài nguyên thiên nhiên trong ngắn hạn là chưa rõ ràng, nhưng điều này được xác nhận trong dài hạn; (ii) Khu vực kinh tế ngầm làm tăng lượng khí thải CO₂ trong ngắn hạn, nhưng tác động tiêu cực này trong dài hạn chuyển biến theo hướng bảo vệ tốt hơn môi trường; (iii) Tăng trưởng kinh tế làm tăng đồng thời cả nguy cơ cạn kiệt tài nguyên và ô nhiễm môi trường, trong khi phát triển

vốn con người được chứng minh có thể đóng góp tốt hơn cho việc bảo vệ môi trường sống.

Từ kết quả trên, nghiên cứu gợi ý một số hàm ý chính sách:

Thứ nhất, tăng cường giám sát và chủ động kiểm soát quy mô của kinh tế ngầm do tác động tiêu cực của nó đến môi trường. Chính phủ không chỉ trừng phạt các hành vi kinh tế phi chính thức của doanh nghiệp thông qua các biện pháp hành chính và pháp lý mà còn phải giảm bớt gánh nặng thuế cho doanh nghiệp và tạo môi trường hoạt động thuận lợi, bình đẳng cho doanh nghiệp.

Thứ hai, các cơ quan ban ngành nên quan tâm nhiều hơn đến hiệu quả của các quy định về môi trường. Sẽ hợp lý hơn nếu Chính phủ xây dựng điều tiết môi trường một cách phân biệt, theo đặc điểm thực tế của từng khu vực và ngành, đồng thời điều chỉnh các quy định môi trường kịp thời ở các mức thích hợp nhằm giúp doanh nghiệp dễ dàng áp dụng các phương pháp kinh tế hơn cũng như đáp ứng được các yêu cầu về quy định môi trường.

Cuối cùng, việc nâng cao kiến thức và nhận thức cho các cá nhân, doanh nghiệp và các bộ phận khác của một xã hội nên được chú trọng. Điều đó giúp cải thiện các khía cạnh của vấn đề môi trường và làm giảm thiểu các hoạt động phi chính thức trong nền kinh tế.

Tài liệu tham khảo

- Alvarado, R. et al. (2022). Impact of the Informal Economy on the Ecological Footprint: The Role of Urban Concentration and Globalization. *Economic Analysis and Policy*, 75, 750-767.
- Bajada, C., & Schneider, F. (2005). The Shadow Economies of the Asia-Pacific. *Pacific Economic Review*, 10(3), 379-401.
- Baloch, A. et al. (2022). The Impact of Shadow Economy on Environmental Degradation: Empirical Evidence from Pakistan. *GeoJournal*, 87(3), 1887-1912.
- Biswas, A.K. et al. (2012). Pollution, Shadow Economy and Corruption: Theory and Evidence. *Ecological Economics*, 75, 114-125.
- Blackman, A. et al. (2006). The Benefits and Costs of Informal Sector Pollution Control: Mexican Brick Kilns. *Environment and Development Economics*, 11(5), 603-627.
- Canh, N.P., & Thanh, S.D. (2020). Financial Development and the Shadow Economy: A Multi-Dimensional Analysis. *Economic Analysis and Policy*, 67, 37-54.

- Canh, N.P. et al. (2019). Global Emissions: A New Contribution from the Shadow Economy. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 9(3), 320-337.
- Caridi, P., & Passerini, P. (2001). The Underground Economy, the Demand for Currency Approach and the Analysis of Discrepancies: Some Recent European Experience. *Review of Income and Wealth*, 47(2), 239-250.
- Chaudhuri, S., & Mukhopadhyay, U. (2006). Pollution and Informal Sector: A Theoretical Analysis. *Journal of Economic Integration*, 21(2), 363-378.
- Chen, H. et al. (2018). The Impact of Environmental Regulation, Shadow Economy, and Corruption on Environmental Quality: Theory and Empirical Evidence from China. *Journal of Cleaner Production*, 195, 200-214.
- Dada, J.T. et al. (2021). Shadow Economy, Institutions and Environmental Pollution: Insights from Africa. *World Journal of Science, Technology and Sustainable Development*, 18(2), 153-171.
- Dickey, D.A., & Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Din, B.H. et al. (2016). Are Shadow Economy and Tourism Related? International Evidence. *Procedia Economics and Finance*, 35, 173-178.
- Elgin, C., & Oztunali, O. (2014). Pollution and Informal Economy. *Economic Systems*, 38(3), 333-349.
- Goel, R.K., & Saunoris, J.W. (2014). Global Corruption and the Shadow Economy: Spatial Aspects. *Public Choice*, 161(1), 119-139.
- Imamoglu, H. (2018). Is the Informal Economic Activity a Determinant of Environmental Quality? *Environmental Science and Pollution Research*, 25(29), 29078-29088.
- Kiani, M. et al. (2015). Combining Qualitative and Quantitative Approaches for Measuring Underground Economy of Pakistan. *Quality and Quantity*, 49(1), 295-317.
- Köksal, C. et al. (2020). The Role of Shadow Economies in Ecological Footprint Quality: Empirical Evidence from Turkey. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(12), 13457-13466.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Distribution. *The American Economic Review*, 45(1), 3-28.
- Medina, L., & Schneider, F. (2019). Shedding Light on the Shadow Economy: A Global Database and the Interaction with the Official One. *CESifo Working Paper No. 7981*
- Minh, H.C. (2020). Shadow Economy and Air Pollution in Developing Asia: What is the Role of Fiscal Policy? *Environmental Economics and Policy Studies*, 22(3), 357-381.
- Nelson, C.R., & Plosser, C.I. (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. *Journal of Monetary Economics*, 10(2), 139-162.
- Nkengfack, H. et al. (2021). How Does the Shadow Economy Affect Environmental Quality in Sub-Saharan Africa? Evidence from Heterogeneous Panel Estimations. *Journal of the Knowledge Economy*, 12(4), 1635-1651.
- Ngoc, B.H. (2020). Impact of Electricity Consumption on CO2 Emissions in Vietnam: Symmetrical or Asymmetrical? *JABES*, 31(2), 45-60.
- Pang, J. et al. (2020). Interaction between Shadow Economy and Pollution: Empirical Analysis Based on Panel Data of Northeast China. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(17), 21353-21363.
- Pesaran, M.H., & Shin, Y. (1995). *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*. Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M.H. et al. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P.C.B., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Qayyum, U. et al. (2021). Urbanization, Informal Economy, and Ecological Footprint Quality in South Asia. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(47), 67011-67021.
- Schneider, F., & Enste, D.H. (2000). Shadow Economies: Size, Causes, and Consequences. *Journal of Economic Literature*, 38(1), 77-114.
- Toda, H.Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Torgler, B., & Schneider, F. (2009). The Impact of Tax Morale and Institutional Quality on the Shadow Economy. *Journal of Economic Psychology*, 30(2), 228-245.
- Ulucak, R., & Bilgili, F. (2018). A Reinvestigation of EKC Model by Ecological Footprint Measurement for High, Middle and Low Income Countries. *Journal of Cleaner Production*, 188, 144-157.