

**ĐÁNH GIÁ LẠI TÁC ĐỘNG CỦA SẢN XUẤT ĐIỆN,
TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ VÀ ĐÔ THỊ HÓA ĐẾN
PHÁT TRIỂN BỀN VỮNG Ở VIỆT NAM**

Bùi Hoàng Ngọc¹

Trường Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh, TP Hồ Chí Minh, Việt Nam

Ngày nhận: 28/07/2021; **Ngày hoàn thành biên tập:** 17/11/2021; **Ngày duyệt đăng:** 28/11/2021

Tóm tắt: Nghiên cứu sử dụng chỉ số năng lực sinh thái để phân tích phát triển bền vững ở Việt Nam trong giai đoạn 1986-2019. Trải qua quy trình kiểm định nghiêm ngặt với kỹ thuật ước lượng tự hồi quy phân phối trễ, các kết luận trong nghiên cứu cho thấy (i) Tăng sản lượng điện và cải thiện thu nhập bình quân đầu người sẽ ảnh hưởng tiêu cực trong ngắn hạn, nhưng ảnh hưởng tích cực trong dài hạn đến phát triển bền vững; (ii) Tỷ lệ đô thị hóa có tương quan thuận chiều với năng lực sinh thái cả trong ngắn hạn và dài hạn; và (iii) Kết quả kiểm định nhân quả cho thấy chỉ có đô thị hóa là có tác động một chiều đến năng lực sinh thái. Những phát hiện của nghiên cứu này được kỳ vọng sẽ tăng cường niềm tin cho Chính phủ và các cơ quan quản lý trong quá trình kiên định theo đuổi các chiến lược phát triển kinh tế bền vững tại Việt Nam.

Từ khóa: Phát triển bền vững, Sản xuất điện, Tăng trưởng kinh tế, Phân tích ARDL, Việt Nam

**REVISITING THE IMPACT OF ELECTRICITY PRODUCTION,
ECONOMIC GROWTH, AND URBANIZATION ON
SUSTAINABLE DEVELOPMENT IN VIETNAM**

Abstract: This study used the biocapacity per capita index to denote sustainable development in Vietnam from 1986 to 2019. By adopting the autoregressive distributed lag (ARDL) approach, the empirical results show that (i) Both electricity production and income per capita have a negative impact in the short-term, but positively contribute to sustainable development in the long-term; (ii) An increase in urbanization rate leads to an increase in biocapacity in both short- and long-term; and (iii) The Granger causality test shows that there is uni-directional causality running from urbanization rate to biocapacity. The findings

¹ Tác giả liên hệ, Email: ngoc.bh@ou.edu.vn

of this study may strengthen the belief of the government and policymakers in promoting sustainable development policies in Vietnam.

Keywords: Sustainable Development, Electricity Production, Economic Growth, ARDL Analysis, Vietnam

1. Giới thiệu

Khái niệm phát triển bền vững được Ủy ban Môi trường và Phát triển thế giới giới thiệu vào năm 1987 (UNESCO, 1987). Theo đó, phát triển bền vững được hiểu là “sự phát triển có thể đáp ứng được những nhu cầu hiện tại mà không ảnh hưởng, tổn hại đến những khả năng đáp ứng nhu cầu của các thế hệ tương lai”. Nói cách khác, sự phát triển của nhân loại không thể chỉ tập trung vào phát triển kinh tế, chăm lo cho thế hệ hiện tại, mà còn phải tôn trọng những quy luật tất yếu của tự nhiên, phát triển xã hội và sự đa dạng sinh thái. Vận dụng khái niệm này vào trong các nghiên cứu, nhiều nhà kinh tế học thống nhất rằng phát triển bền vững sẽ được đo lường thông qua ba trụ cột gồm: (i) Tăng trưởng kinh tế; (ii) Phát triển con người; và (iii) Bảo vệ môi trường. Trong ba trụ cột này thì bảo vệ môi trường nhận được sự quan tâm nhiều nhất bởi ô nhiễm môi trường không chỉ kìm hãm phát triển kinh tế, mà còn là mầm mống của nhiều loại bệnh đe dọa đến sức khỏe và tính mạng của con người (Jerrett & cộng sự, 2003; Usman & cộng sự, 2019). Hiện nay, thậm chí tình hình thời tiết cực đoan được ghi nhận ở một số quốc gia trên thế giới như nắng nóng vượt ngưỡng 50°C ở Hoa Kỳ và Canada vào tháng 06/2021, hay mưa lớn kỷ lục ở Trung Quốc và Châu Âu vào tháng 07/2021 cũng được nhận định rằng có nguồn gốc từ biến đổi khí hậu, mà nguyên nhân chính đến từ việc môi trường sinh thái đang bị mất cân bằng nghiêm trọng (Ahmed & cộng sự, 2020b; Beckerman, 1992; Le & cộng sự, 2012).

Tăng trưởng kinh tế, tiêu thụ năng lượng và tăng tỉ lệ đô thị hóa được xem là những nguyên nhân gây ra các tác động tiêu cực đến môi trường (Dogan & cộng sự, 2020). Đối với tăng trưởng kinh tế, theo Udemba (2020), để có các nguyên liệu, nhiên liệu sản xuất ra của cải vật chất như ô tô, xây dựng nhà ở, làm đường giao thông đều phải dựa vào khai thác tự nhiên. Do vậy, thúc đẩy tăng trưởng kinh tế mà không gây ra tác động đến tài nguyên thiên nhiên hay các hệ sinh thái là bất khả thi (Islam & cộng sự, 2013). Tiêu thụ năng lượng để phục vụ cho các hoạt động kinh tế hay tiêu dùng của người dân cũng tiềm ẩn những nguy cơ hủy hoại chất lượng môi trường, bởi nó thải ra nhiều chất thải độc hại như các loại khí CO₂, SO₂, CH₄ hay các loại rác thải công nghiệp, rác thải sinh hoạt. Ở khía cạnh sản xuất năng lượng, việc phát triển các nhà máy thủy điện giúp khắc phục tình trạng thiếu hụt điện cho sản xuất và sinh hoạt. Tuy nhiên, việc này làm biến dạng sinh thái do xây dựng các nhà máy thủy điện gây ô nhiễm môi trường và ngăn dòng chảy, làm hạn chế khả năng di trú và sinh sản của nhiều loài thủy sản.

Tương tự như tăng trưởng kinh tế, đô thị hóa cũng được đánh giá là nguyên nhân gây ra sự suy giảm số lượng và chất lượng của nhiều hệ sinh thái. Người dân có xu hướng tập trung về các đô thị do ở đây cung cấp các điều kiện tốt hơn về việc làm, thu nhập, học tập và chăm sóc y tế (Pugh, 1995). Nhìn ở góc độ kinh tế - xã hội, đô thị hóa có cả những tác động tích cực lẫn tiêu cực đối với nền kinh tế. Theo lý thuyết về hiệu quả kinh tế do quần tụ (Agglomeration Economies Theory), đô thị hóa sẽ giúp tiết giảm chi phí vận chuyển, và khuyến khích lan tỏa tri thức. Tuy nhiên, đi kèm với đô thị hóa, nhà hoạch định chính sách thường lo ngại những hậu quả tiêu cực kéo theo như quá tải về cơ sở hạ tầng, ô nhiễm môi trường sống, an ninh xã hội không đảm bảo, vấn nạn thất nghiệp, dịch bệnh (Charfeddine, 2017). Bên cạnh đó, những đòi hỏi về phát triển hệ thống giao thông, cao ốc, tòa nhà văn phòng, chung cư cho mật độ dân số đông đúc... làm giảm đáng kể diện tích đất ở đô thị dành cho cây xanh, công viên hay khu vui chơi công cộng và khói bụi từ các phương tiện giao thông cũng gây ra những ảnh hưởng tiêu cực đến chất lượng môi trường sống.

Tựu chung lại, tác động của sản xuất điện, tăng trưởng kinh tế và đô thị hóa đến phát triển bền vững đã được nghiên cứu trong một số nghiên cứu trước đây. Bài nghiên cứu của tác giả có những đóng góp sau. *Thứ nhất*, các nghiên cứu trước thường sử dụng lượng khí thải CO₂ hay chỉ số dấu chân sinh thái làm đại diện cho phát triển bền vững, còn nghiên cứu này sử dụng chỉ số năng lực sinh thái. *Thứ hai*, các nghiên cứu trước thường phân tích tác động của tiêu thụ điện đến phát triển bền vững, còn nghiên cứu này phân tích tác động của sản xuất điện. Như vậy, bài viết tiếp cận trên góc độ tổng cung nhằm bổ sung cho những nghiên cứu đã khám phá ở góc độ tổng cầu, đây có thể được xem là điểm mới của nghiên cứu. *Thứ ba*, kiểm định điểm gãy cấu trúc (structural break) thường bị bỏ qua trong các bài báo trước đây, đặc biệt là những nghiên cứu cho bối cảnh Việt Nam. Theo Zivot & Andrews (2002), nếu dữ liệu xảy ra điểm gãy cấu trúc thì các kết quả thu được bằng các phương pháp ước lượng truyền thống như OLS, hay phương pháp VAR sẽ cung cấp các kết quả bị chệch. Để làm sáng tỏ điều này, bài viết áp dụng kiểm định của Lee & Strazicich (2003) nhằm thăm dò khả năng xuất hiện một hoặc hai điểm gãy cấu trúc trong dữ liệu của Việt Nam giai đoạn 1986-2019.

2. Cơ sở lý thuyết

Những công trình thực nghiệm về các yếu tố tác động đến phát triển bền vững khá đa dạng, phong phú bởi sự hấp dẫn của chủ đề này đối với cả các nhà nghiên cứu lẫn nhà quản lý. Ý tưởng của Kuznets về sự tồn tại một hình chữ U ngược trong mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và chất lượng môi trường được xem là nghiên cứu đặt nền móng cho việc phân tích mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và ô nhiễm môi trường. Nó tạo ra động lực cho những nghiên cứu thực nghiệm tiếp theo để kiểm chứng sự tồn tại của hiệu ứng chữ U ngược này có thực sự tồn tại trong các bối cảnh kinh tế cụ thể. Ở một hướng tiếp cận khác, Dietz & Rosa (1994) đề xuất mô hình tác động ngẫu nhiên bởi quy mô dân số, sự sung túc và công nghệ, đặt tên

là mô hình STIRPAT (Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence and Technology). Theo đó, tác động của các hoạt động kinh tế đến môi trường sinh thái sẽ thông qua ba yếu tố: quy mô dân số (population); sự sung túc hay tăng trưởng kinh tế (affluence); và tiến bộ công nghệ (technology). Mô hình STIRPAT cũng đã được nhiều nghiên cứu thực nghiệm sử dụng và xác nhận tính hợp lý.

Về thực nghiệm, nghiên cứu của Aşıcı & Acar (2016) ủng hộ cho giả thuyết “thiên đường ô nhiễm” và “cuộc đua xuống đáy”. Theo đó, chỉ có mối quan hệ đơn điệu thuận chiều giữa cải thiện thu nhập bình quân đầu người và nhu cầu về tài sản sinh thái. Nhóm tác giả sử dụng phương pháp ước lượng FEM và REM, từ đó phát hiện ra rằng các quy định về môi trường trong nước không hề có ảnh hưởng đến việc nhập khẩu các công nghệ có hại cho môi trường. Thực tế, nhiều quốc gia khan hiếm về tài nguyên đã triển khai nhập khẩu sinh thái như là giải pháp cứu cánh cho những hoạt động sản xuất trong nước. Wang & cộng sự (2013) sử dụng các kỹ thuật ước lượng hồi quy không gian đã khẳng định điều này và phát hiện ra hiệu ứng chữ U ngược không tồn tại trong bối cảnh nghiên cứu gồm 150 quốc gia. Wang & cộng sự (2013) chỉ ra tiêu dùng sinh thái trong nước rất nhạy cảm với thu nhập và năng lực sinh thái của các quốc gia láng giềng. Ngược lại, cung ứng sinh thái trong nước chỉ phụ thuộc vào năng lực sinh thái của chính quốc gia đó. Ahmed & cộng sự (2020a) sử dụng phương pháp tự hồi quy phân phối trễ ARDL cho nghiên cứu ở Trung Quốc, quốc gia được xếp vào danh sách những quốc gia thâm hụt nhiều nhất về sinh thái, đã cho thấy sự phong phú về tài nguyên sẽ kích thích nhu cầu tiêu thụ tài sản sinh thái, cả tăng trưởng kinh tế và đô thị hóa đều làm trầm trọng hơn tình trạng cạn kiệt, trong khi cải thiện chất lượng vốn con người sẽ làm giảm đi những tác động tiêu cực đến môi trường. Lý giải cho tác động của tăng trưởng kinh tế làm biến dạng sinh thái ở Trung Quốc, Ahmed & cộng sự (2020a) cho rằng có ba lý do: (i) Do hiệu ứng quy mô, tức là để sản xuất ra nhiều của cải vật chất thì lượng tài nguyên thiên nhiên phải sử dụng ngày càng nhiều; (ii) Do hiệu ứng về công nghệ, một số công nghệ tiên tiến có thể làm giảm tiêu hao nhiên liệu hoặc ít xả thải ra môi trường, nhưng nhìn chung kinh tế Trung Quốc vẫn đang phải gánh chịu khá nhiều công nghệ/dây chuyền sản xuất bị đánh giá là lạc hậu chuyển từ các nước phát triển sang (thông qua con đường đầu tư trực tiếp nước ngoài); (iii) Do hiệu ứng về thu nhập, khi thu nhập được cải thiện người dân có nhu cầu chính đáng là xây dựng nhà cửa, sắm thêm các đồ dùng trong gia đình, sử dụng các loại lương thực thực phẩm chất lượng cao hơn, đa dạng hơn. Mà đa số chúng đều có nguồn gốc từ thiên nhiên, do vậy khi thu nhập tăng lên thì việc tăng nhu cầu về tài sản sinh thái có thể quan sát được.

Điện năng là loại năng lượng không thể thiếu trong các dây chuyền sản xuất và tiêu dùng của hộ gia đình (Ngọc & Quân, 2018). Lý giải cho tác động của điện tới phát triển bền vững, Zhang & cộng sự (2021) chỉ ra hai dạng tác động: (i) Tác động trực tiếp, và (ii) Tác động phản hồi. Theo đó, hầu hết các loại máy móc để vận hành

được đều cần có điện. Do vậy, khi được cung cấp đủ điện thì các hoạt động sản xuất và tiêu dùng diễn ra sôi động, từ đó thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Nhưng máy móc vận hành cũng thải ra các chất độc hại gây nên ô nhiễm môi trường, đây được coi là dạng tác động trực tiếp. Ở khía cạnh khác, do giá các loại năng lượng luôn có xu hướng tăng, đồng thời với nhận thức về chất lượng môi trường sống của người dân tăng lên, điều này sẽ thúc đẩy hoạt động nghiên cứu và phát triển các loại năng lượng sạch, năng lượng tái tạo, đây được xem là dạng tác động phản hồi. Soytas & cộng sự (2007) sử dụng phương pháp ước lượng VAR, phát hiện tiêu thụ điện làm tăng lượng khí thải CO₂ tại Hoa Kỳ. Tương tự, Ozturk & Acaravcı (2010) cũng xác nhận mối quan hệ thuận chiều này trong trường hợp Thổ Nhĩ Kỳ. Shahbaz & cộng sự (2013) ứng dụng phương pháp ARDL và kiểm định nhân quả Granger tìm thấy tiêu thụ điện làm tăng ô nhiễm không khí ở Indonesia, và có mối quan hệ nhân quả Granger hai chiều giữa hai biến số này. Tuy nhiên, Wang & Dong (2019) lưu ý rằng không nên đánh đồng tiêu thụ các loại năng lượng là giống nhau, bởi tiêu thụ các loại năng lượng không tái tạo như than đá, xăng dầu, điện, gas thì hầu hết gây ra các hệ lụy xấu cho môi trường, trong khi đó tiêu thụ các loại năng lượng tái tạo như năng lượng gió, năng lượng mặt trời, năng lượng địa nhiệt, năng lượng sinh học thì không những ít ảnh hưởng đến môi trường, mà còn là cách nhân loại “chung sống hòa bình” với tự nhiên. Những nghiên cứu về tác động của sản xuất điện đến phát triển bền vững còn khiêm tốn, Ummalla & Samal (2018) sử dụng phương pháp ARDL để kiểm định tác động của phát triển thủy điện đến tăng trưởng kinh tế và ô nhiễm môi trường ở Trung Quốc. Kết quả của họ chỉ ra phát triển thủy điện sẽ thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, nhưng cũng kéo theo hậu quả là làm tăng lượng khí thải CO₂. Tương tự, Zhang & cộng sự (2021) sử dụng phương pháp ARDL cũng khẳng định phát triển thủy điện có mối quan hệ một chiều với tăng trưởng kinh tế, đồng thời phát triển thủy điện cũng khuyến khích thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài vào Trung Quốc trong giai đoạn 1990-2018.

Khác với tiêu thụ năng lượng, mối quan hệ giữa đô thị hóa và phát triển bền vững khá phức tạp. Nghiên cứu của Mahmood & cộng sự (2020), bằng phương pháp ARDL, tại Saudi Arabia trong giai đoạn 1968-2014 cho thấy quá trình đô thị hóa có tác động đàn hồi tích cực đối với lượng khí thải, cụ thể tăng 1% tỉ lệ đô thị hóa sẽ làm tăng lượng khí thải CO₂ là 2,66%. Trong khi đó, Xie & Liu (2019) sử dụng mô hình tác động có định phát hiện rằng tỉ lệ đô thị hóa tác động không đồng nhất đến ô nhiễm môi trường theo từng giai đoạn khác nhau ở Trung Quốc. Lý giải cho kết quả của mình, Xie & Liu (2019) cho rằng khi tỉ lệ dân số thành thị thấp, một số lượng lớn người di cư từ các vùng nông thôn đến thành phố, điều này dẫn đến mở rộng đô thị ngoài quy hoạch. Dân số đông cũng kích thích mong muốn tiêu thụ năng lượng hóa thạch, dẫn đến sự gia tăng lượng khí thải CO₂. Khi mà tỉ lệ đô thị hóa đạt mức nhất định, chất lượng giáo dục cao, điều kiện do đô thị hóa mang lại sẽ nâng cao vốn con người. Các hiệu ứng lan tỏa của vốn nhân lực có thể cải thiện hiệu quả năng lượng

và giảm lượng khí thải CO₂. Tuy nhiên, với sự tăng dần của dân số đô thị, nhu cầu về nhà ở và giao thông cơ sở hạ tầng bắt đầu tăng lên. Việc xây dựng nhà ở và cơ sở hạ tầng lại kích thích sự gia tăng trở lại của phát thải carbon. Đô thị hóa làm gia tăng đáng kể nhu cầu về tài sản sinh thái đã được xác nhận trong nhiều nghiên cứu. Thực nghiệm cho kinh tế Indonesia, Ahmed & cộng sự (2019) sử dụng phương pháp ARDL phi tuyến và kết luận rằng tăng tỉ lệ đô thị hóa 1% sẽ kéo theo tăng nhu cầu tài sản sinh thái là 0,378%. Luận giải cho kết quả nghiên cứu, Ahmed & cộng sự (2019) cho rằng đó là địa hình của Indonesia bị chia cắt thành nhiều đảo, cộng với quy mô dân số hơn 230 triệu người và lối sống sử dụng nhiều năng lượng phục vụ cho tiêu dùng trong gia đình đã gây áp lực đáng kể đến năng lực sinh thái của quốc gia này.

Bảng 1. Tổng hợp kết quả một số nghiên cứu trước

Tác giả	Thời gian	Quốc gia	Phương pháp	Kết luận
Danish & cộng sự (2019)	1971 - 2014	Pakistan	ARDL	EG → EF (+)
Zafar & cộng sự (2019)	1970 - 2015	Hoa Kỳ	ARDL	EG → EF (+)
Hassan & cộng sự (2019)	1970 - 2014	Pakistan	ARDL	EG → EF (+), sau đó EG → EF (-)
Dong & cộng sự (2018)	1993 - 2016	Trung Quốc	ADRL	NRE → EF (+); RE → EF (-)
Sharif & cộng sự (2020)	1965 - 2017	Thổ Nhĩ Kỳ	QARDL	NRE → EF (+); RE → EF (-)
Al-Mulali & cộng sự (2015)	1981 - 2011	Việt Nam	ARDL	RE → EF (*)
Wang & cộng sự (2012)	1994 - 2007	Đài Loan	VECM	UB → EF (+)
Ahmed & cộng sự (2020a)	1970 - 2016	Trung Quốc	ARDL	UB → EF (+)
Nathaniel & cộng sự (2019)	1965 - 2014	Nam Phi	ARDL	UB → EF (-)

*Ghi chú: EG là tăng trưởng kinh tế; RE là tiêu thụ năng lượng tái tạo; NRE là tiêu thụ năng lượng không tái tạo; UB là tỉ lệ đô thị hóa; EF là chỉ số dấu chân sinh thái. (+) là mối quan hệ thuận chiều; (-) là mối quan hệ ngược chiều; * là không có mối quan hệ.*

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Nghiên cứu cho Việt Nam, Dinh & Lin (2014) sử dụng mô hình sai số hiệu chỉnh và phân tích nhân quả Granger tìm thấy tác động tích cực của tăng trưởng kinh tế và tiêu thụ điện đến lượng khí thải CO₂. Nghiên cứu của Tang & Tan (2015) sử dụng phương pháp ARDL cũng khẳng định kết luận giống với Dinh & Lin (2014), nhưng bổ sung thêm rằng hiệu ứng chữ U ngược có tồn tại và đầu tư trực tiếp nước ngoài cũng là yếu tố gây ô nhiễm môi trường cho Việt Nam. Ngọc (2020) sử dụng phương pháp ARDL phi tuyến làm sâu sắc hơn mối quan hệ giữa tiêu thụ điện và phát triển bền vững (đo lường bằng lượng khí thải CO₂) ở Việt Nam khi phát hiện ra rằng tiêu

thụ điện làm tăng nguy cơ tổn hại đến chất lượng môi trường, nhưng trong ngắn hạn tác động này là tác động đối xứng, còn trong dài hạn là tác động bất đối xứng. Tất nhiên phần khảo lược trên cộng với Bảng 1 không thể khái quát hết được số lượng các nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa tiêu thụ năng lượng tăng trưởng kinh tế, tỉ lệ đô thị hóa và phát triển bền vững. Nhưng tổng kết lại, có thể nhận ra rằng hầu hết các nghiên cứu trước cho Việt Nam đều tiếp cận ở phía tổng cầu (phía tiêu thụ điện). Tức là phân tích tác động đến nhu cầu về tài sản sinh thái, hoặc các yếu tố để giảm bớt ảnh hưởng tiêu cực đến môi trường. Bên cạnh đó, cả ba nghiên cứu của Dinh & Lin (2014), Tang & Tan (2015) hay Ngọc (2020) đều bỏ qua kiểm định về điểm gãy cấu trúc có thể xuất hiện trong dữ liệu của Việt Nam. Cách tiếp cận từ phía tổng cung (sản xuất điện) chưa được xem xét, cộng thêm thiếu kiểm định điểm gãy cấu trúc đã minh chứng cho sự cần thiết của nghiên cứu này.

3. Mô hình, nguồn dữ liệu và phương pháp phân tích dữ liệu

Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu này nhằm đánh giá lại các yếu tố tác động đến phát triển bền vững (đo lường bằng chỉ số năng lực sinh thái) cho kinh tế Việt Nam trong giai đoạn 1986-2019. Kế thừa mô hình nghiên cứu trước của Danish & cộng sự (2019), Danish & cộng sự (2020), Ahmed & cộng sự (2020a), mô hình nghiên cứu ban đầu của bài viết được đề xuất như sau:

$$\log BIO_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log EP_t + \beta_2 \cdot \log GDP_t + \beta_3 \cdot \log UB_t + u_t \quad (\text{Mô hình 1})$$

Bảng 2. Cách đo lường và nguồn dữ liệu của từng biến

Tên biến	Cách đo lường	Đơn vị	Nguồn dữ liệu
logBIO	Chỉ số năng lực sinh thái bình quân đầu người	gha	Global Footprint Network
logGDP	Thu nhập bình quân đầu người theo giá cố định 2010	USD	World Bank
logEP	Tổng sản lượng điện sản xuất	Tỉ KW	IEA
logUB	Tỉ lệ đô thị hóa (Số dân sống ở thành thị/Tổng dân số)	%	World Bank

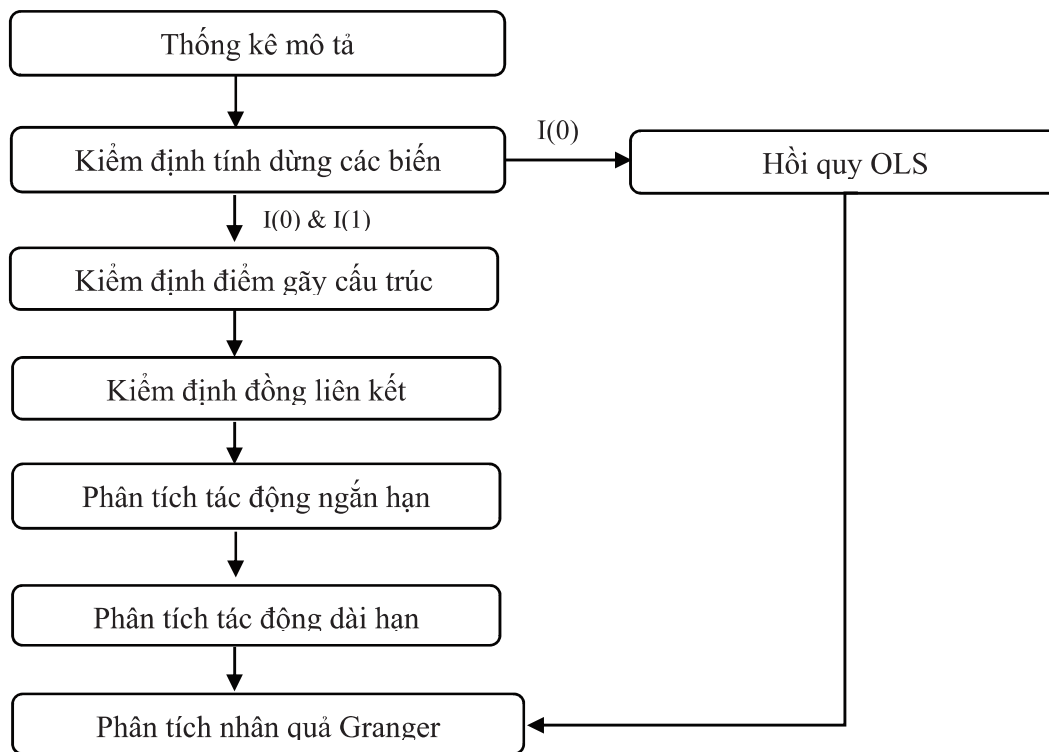
Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Nội dung và nguồn dữ liệu của từng biến được trình bày trong Bảng 2. Dữ liệu được thu thập theo năm từ 1986 đến 2019. Các biến trong mô hình được chuyển sang dạng logarit để làm mịn dữ liệu và thỏa mãn các điều kiện về kiểm định tính dừng.

Phương pháp phân tích dữ liệu

Bài viết sử dụng phương pháp nghiên cứu định lượng để đạt được mục tiêu nghiên cứu, do vậy quy trình phân tích dữ liệu mà bài viết áp dụng được minh họa trong Hình 1. Theo đó, sau phần thống kê mô tả bài viết sẽ kiểm định tính dừng

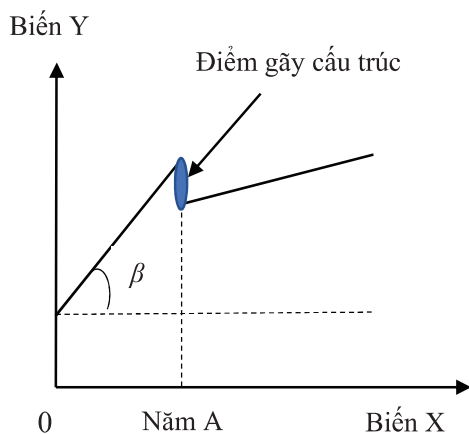
(stationary test) cho tất cả các biến. Để hoàn thành việc này, nghiên cứu sử dụng hai kiểm định phổ biến hiện nay gồm: kiểm định ADF (Dickey & Fuller, 1981), và kiểm định PP (Phillips & Perron, 1988).



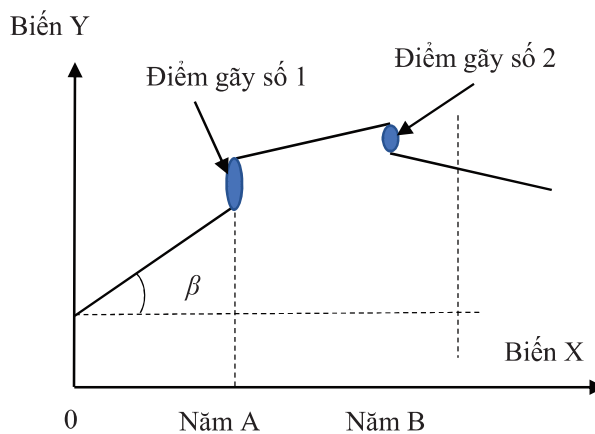
Hình 1. Trình tự phân tích dữ liệu

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Tiếp theo, bài viết sử dụng kiểm định của Lee & Strazicich (2003) để thăm dò khả năng xuất hiện các điểm gãy cấu trúc trong bộ dữ liệu của Việt Nam.



Hình 2a. Trường hợp có 1 điểm gãy



Hình 2b: Trường hợp có 2 điểm gãy

Nguồn: Lee & Strazicich (2003)

Theo Zivot & Andrews (2002), nếu dữ liệu xuất hiện điểm gãy cấu trúc thì mối quan hệ giữa hai biến số không phải là đường thẳng tuyến tính, mà sẽ là các đường thẳng gãy khúc. Minh họa điểm gãy cấu trúc bằng đồ thị được thể hiện ở Hình 2a (trường hợp dữ liệu có 1 điểm gãy) và Hình 2b (trường hợp dữ liệu có 2 điểm gãy). Sau đó, bài viết xác định hiện tượng đồng liên kết trong dài hạn giữa các biến số. Nếu các biến không đồng thời dừng ở bậc gốc mà xuất hiện đồng liên kết trong dài hạn thì Mô hình 1 khi đó phải được ước lượng bằng phương pháp tự hồi quy phân phối trễ (autoregressive distributed lag, ARDL) do Pesaran & Shin (1995) đề xuất. Biểu diễn mô Hình 1 dưới dạng phương pháp ARDL(p,q) như sau:

$$\Delta \log BIO_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log BIO_{t-1} + \beta_2 \cdot \log EP_{t-1} + \beta_3 \cdot \log GDP_{t-1} + \beta_4 \cdot \log UB_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \omega_{1j} \cdot \Delta \log BIO_{t-j} + \sum_{j=0}^q \omega_{2j} \cdot \Delta \log EP_{t-j} + \sum_{j=0}^q \omega_{3j} \cdot \Delta \log GDP_{t-j} + \sum_{j=0}^q \omega_{4j} \cdot \Delta \log UB_{t-j} + \varepsilon_t$$

(Mô hình 2)

trong đó, Δ là sai phân; $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ là các hệ số hồi quy biểu hiện cho các tác động trong dài hạn; $\omega_1, \omega_2, \omega_3, \omega_4$ biểu diễn cho các tác động trong ngắn hạn; ε_t là sai số của mô hình; p, q là độ trễ của từng biến trong mô hình.

Ngoài ra, để khẳng định tính chính xác của kết quả ước lượng thu được, bài viết áp dụng thêm 5 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 độ ổn định của mô hình. Cuối cùng, để cung cấp góc nhìn tổng quan hơn nữa về mối quan hệ giữa các biến số, nghiên cứu ứng dụng thủ tục kiểm định nhân quả do Toda & Yamamoto (1995) đề xuất.

4. Kết quả thực nghiệm

Kể từ sau đổi mới nền kinh tế năm 1986, kinh tế Việt Nam đã ghi nhận sự thay đổi toàn diện cả về quy mô, cơ cấu và chất lượng tăng trưởng kinh tế. Theo số liệu của Ngân hàng Thế giới (World Bank) thì thu nhập bình quân đầu người của Việt Nam tăng từ 385 USD năm 1986, lên 1.965 USD vào năm 2018. Đồng thời, tỉ lệ đô thị hóa cũng luôn nằm trong xu hướng tăng. Nếu như tỉ lệ đô thị hóa năm 1986 là 19,63% thì năm 2018 đã đạt 35,92% (World Bank, 2021). So với các nước trong khu vực như Singapore, Thái Lan hay Malaysia thì tỉ lệ đô thị hóa của Việt Nam vẫn chưa cao. Tuy nhiên, chất lượng cuộc sống của người dân ở các đô thị của Việt Nam vẫn còn nhiều bất cập. Một số chỉ tiêu về môi trường sống như: ô nhiễm không khí (các loại bụi mịn và khí độc hại như CO₂, SO₂, CH₄), ô nhiễm tiếng ồn, thiếu cây xanh, thiếu khu vui chơi công cộng, tình trạng béo phì của trẻ em ... đã tiệm cận ngưỡng tối đa theo khuyến cáo của Tổ chức Y tế Thế giới.

Điều đáng mừng là sản lượng điện của Việt Nam cũng không ngừng tăng trong suốt giai đoạn 1986-2019. Đặc biệt, việc đưa đường dây điện quốc gia 500 kV vào khai thác từ năm 1995 đã hạn chế được tình trạng thiếu điện ở các tỉnh miền Trung

và miền Nam vào giai đoạn mùa khô, đảm bảo đủ điện phục vụ cho sản xuất kinh doanh. Những chỉ tiêu thống kê mô tả của các biến trong mô hình được trình bày ở Bảng 3.

Bảng 3. Thống kê mô tả

Tên biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Sai số	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
BIO	34	0,870	0,123	0,709	1,051
EP	34	65,13	65,65	5,527	227,40
GDP	34	994,80	508,06	384,82	2.082,24
UB	34	26,58	5,389	19,62	36,63

Nguồn: Tính toán của tác giả

Kiểm định tính dừng

Theo Pesaran & Shin (1995), để áp dụng được phương pháp tự hồi quy phân phối trễ ARDL thì phải kiểm định tính dừng của các biến để đảm bảo không có biến nào dừng ở bậc 2. Với hai phương pháp ADF và PP, kết quả trong Bảng 4 cho thấy chỉ có biến logUB là dừng ở bậc gốc, còn ba biến gồm logBIO, logGDP, logEP đều dừng ở bậc sai phân. Biến phụ thuộc (biến logBIO) dừng ở bậc sai phân đã cung cấp bằng chứng là nếu áp dụng phương pháp ước lượng OLS sẽ cung cấp kết quả ước lượng bị chệch. Kết quả kiểm định tính dừng cũng chỉ ra không có biến nào dừng ở bậc 2, nên các điều kiện để áp dụng phương pháp ước lượng ARDL được thỏa mãn (Pesaran & Shin, 1995).

Bảng 4. Kết quả kiểm định tính dừng và lựa chọn độ trễ tối ưu

Tên biến	Kiểm định ADF		Kiểm định KPSS		Độ trễ tối ưu
	Bậc gốc	Bậc sai phân	Bậc gốc	Bậc sai phân	
logBIO	-2,588	-6,097***	-1,934	-6,022***	1
logGDP	1,741	-1,681	-3,167	-3,570**	2
logEP	2,677	-1,655	-1,593	-2,853*	2
logUB	-4,740***	-1,324	-8,0111***	-3,865**	1

*Chú thích: *, **, *** tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê là 10%, 5% và 1%.*

Nguồn: Tính toán của tác giả

Ưu điểm của phương pháp ARDL là nó tự lựa chọn độ trễ tối ưu của các biến dựa trên các tiêu chuẩn thông tin như AIC (Akaike Information Criterion), BIC (Bayesian Information Criterion hay Schwarz Criterion), và R-square. Bảng 4 cho thấy độ trễ tối ưu của biến logBIO, logUB là 1 (tương ứng giá trị của $p = 1$ trong

mô hình 2), của biến logGDP và log EP là 2 (tương ứng với $q = 2$). Tức là mô hình tối ưu do bài viết đề xuất sẽ là ARDL(1,2,2,1).

Kiểm định điểm gãy cấu trúc

Như đã phân tích ở Phần 3, điểm gãy cấu trúc ảnh hưởng rất lớn tới mức độ tin cậy của kết quả ước lượng, điều hay bị bỏ qua trong các nghiên cứu. Để tránh phạm phải sai lầm này, bài viết ứng dụng kiểm định của Lee & Strazicich (2003) để khám phá khả năng tồn tại một hay hai điểm gãy cấu trúc trong bộ dữ liệu. Trong giai đoạn 1986-2019, trong bối cảnh phát triển kinh tế Việt Nam với những biến động như bình thường hóa quan hệ kinh tế đối ngoại với Hoa Kỳ năm 1995, khủng hoảng kinh tế Châu Á năm 1997, gia nhập Tổ chức Thương mại Thế giới năm 2007, khủng hoảng kinh tế toàn cầu giai đoạn 2008-2013... đều hàm ý có khả năng xảy ra các điểm gãy cấu trúc (Zivot & Andrews, 2002). Theo Lee & Strazicich (2003) các điểm gãy cấu trúc xuất hiện cùng một năm trên nhiều bộ dữ liệu là điểm gãy cấu trúc đáng tin cậy. Kết quả kiểm định điểm gãy cấu trúc được thể hiện trong Bảng 5.

Bảng 5. Kết quả kiểm định điểm gãy cấu trúc

Tên biến	Thống kê F	Giá trị giới hạn			Năm xuất hiện gãy
		10%	5%	1%	
logBIO	-5,431	-5,893	-6,312	-7,196	1996 & 2005
logGDP	-9,246	-5,893	-6,312	-7,196	1999 & 2004
logEP	-5,803	-5,798	-6,152	-6,691	1999 & 2012
logUB	-5,740	-5,779	-6,108	-6,750	1998 & 2003

Nguồn: Tính toán của tác giả

Bảng 5 cho thấy biến logGDP xuất hiện điểm gãy cấu trúc vào năm 1999 và 2004 ở mức ý nghĩa 1%, trong khi biến logEP lại cung cấp thông tin về điểm gãy cấu trúc vào năm 1999 và 2012 ở mức ý nghĩa 10%. Mặc dù có một năm chung, tuy nhiên đối chiếu với thực tiễn của Việt Nam vào năm 1999 không xảy ra bất kỳ một sự kiện kinh tế chính trị nào nổi bật. Đồng thời, cả hai biến logBIO và logUB đều không cho thấy có điểm gãy, do vậy để đồng nhất dữ liệu, nghiên cứu không xét đến sự xuất hiện điểm gãy trong các bước phân tích tiếp theo.

Kiểm định đồng liên kết

Theo Pesaran & cộng sự (2001), Nkoro & Uko (2016), điều kiện tiếp theo để áp dụng được phương pháp ARDL là các biến phải có đồng liên kết trong dài hạn. Theo gợi ý này, bài viết ứng dụng phương pháp kiểm định đường bao (Bounds test) do Pesaran & cộng sự (2001) giới thiệu, với giả thuyết trống $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ và giả thuyết đối $H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0$. Nhưng các tiêu chuẩn về đường bao, nghiên cứu kế thừa giá trị do Narayan (2005) xây dựng, bởi những giá trị này còn cao hơn

giá trị do Pesaran & cộng sự (2001) đề xuất. Kết quả trong Bảng 6 cho thấy giá trị thống kê F = 4,923 lớn hơn giá trị đường bao trên = 4,23 ở mức ý nghĩa 5%. Đây là bằng chứng để bác bỏ giả thuyết tổng H0 và chấp nhận giả thuyết đối H1, hàm ý rằng giữa các biến trong mô hình 2 có xảy ra hiện tượng đồng liên kết trong dài hạn (Pesaran & cộng sự, 2001).

Bảng 6. Kết quả kiểm định đồng liên kết

Tiêu chí	Giá trị	Mức ý nghĩa	Giá trị đường bao dưới	Giá trị đường bao trên
Giá trị thống kê F	4,923	10%	2,97	3,74
Số biến độc lập	3	5%	3,38	4,23
		1%	4,30	5,23

Nguồn: Tính toán của tác giả

Kết quả phân tích tác động trong ngắn hạn và dài hạn

Bảng 7. Kết quả phân tích tác động trong ngắn hạn và dài hạn

Biến phụ thuộc: $\Delta \log \text{BIO}$			
Tên biến	Hệ số beta	Sai số	Thống kê t [Prob]
<i>Tác động trong ngắn hạn</i>			
$\Delta \log \text{GDP}$	0,406	0,133	3,05 [0,006]
$\Delta \log \text{GDP}(-1)$	-0,285	0,127	-2,23 [0,036]
$\Delta \log \text{EP}$	0,144	0,054	2,70 [0,013]
$\Delta \log \text{EP}(-1)$	-0,152	0,063	-2,40 [0,026]
$\Delta \log \text{UB}$	1,831	0,364	5,03 [0,000]
$\text{CoinEq}(-1)$	-0,837	0,155	-5,41 [0,000]
<i>Tác động trong dài hạn</i>			
$\log \text{GDP}$	0,268	0,149	1,78 [0,089]
$\log \text{EP}$	0,225	0,083	2,72 [0,013]
$\log \text{UB}$	1,005	0,467	2,15 [0,044]
@Trend	-0,055	0,009	-5,58 [0,000]
Hệ số chặn	-3,688	0,676	-5,45 [0,000]
χ^2_{SC}	10,55 [0,412]	χ^2_{FF}	0,118 [0,734]
χ^2_{NORM}	0,754 [0,685]	χ^2_{HET}	9,906 [0,448]

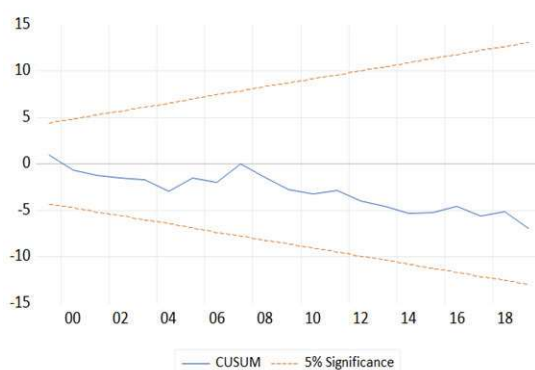
Chú thích: χ^2_{SC} , χ^2_{FF} , χ^2_{NORM} , χ^2_{HET} minh họa cho các kiểm định tự tương quan, kiểm định dạng hàm, kiểm định phân phối chuẩn và kiểm định phương sai thay đổi. Giá trị trong ngoặc vuông biểu thị cho p-value.

Nguồn: Tính toán của tác giả

Sau khi tất cả các điều kiện thỏa mãn, bài viết áp dụng phương pháp ước lượng ARDL để khám phá tác động trong ngắn hạn và dài hạn của sản xuất điện, tăng trưởng kinh tế, và tỉ lệ đô thị hóa đến phát triển bền vững ở Việt Nam. Phân tích trong ngắn hạn, kết quả ước lượng thu được trong Bảng 7 cho thấy biến $\Delta \log GDP(-1) = -0,285$, biến $\Delta \log EP(-1) = -0,152$ cùng có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Điều này hàm ý rằng việc thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và tăng sản xuất điện làm giảm năng lực sinh thái trong ngắn hạn. Biến $\Delta \log UB = 1,831$ có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, chứng tỏ rằng tăng tỉ lệ đô thị hóa lại cải thiện năng lực sinh thái. Biến $CoinEq(-1) = -0,837$ có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, hàm ý rằng cho dù có xảy ra các cú sốc trong sản xuất điện, tăng trưởng kinh tế hay đô thị hóa thì năng lực sinh thái vẫn có khả năng tự điều chỉnh về trạng thái cân bằng trong dài hạn. Trong phương pháp ARDL, khái niệm ngắn hạn được hiểu là thời gian cần thiết để nền kinh tế “hấp thụ” được hết các cú sốc kinh tế, và được xác định bằng công thức ($= -1/CoinEq(-1)$). Áp dụng vào kết quả thực nghiệm của nghiên cứu này, thời gian cần thiết để trung hòa được các cú sốc đến từ tăng trưởng kinh tế, sản xuất điện và tỉ lệ đô thị hóa của nền kinh tế Việt Nam là một năm.

Phân tích trong dài hạn, giá trị của biến $@Trend = -0,055$ ngụ ý rằng năng lực sinh thái có xu hướng bị giảm dần theo thời gian. Trong khi cả ba biến sản xuất điện, tăng trưởng kinh tế và đô thị hóa đều có tác động cùng chiều với năng lực sinh thái. Cụ thể, với điều kiện các yếu tố khác không đổi, khi thu nhập bình quân đầu người, sản xuất điện, tỉ lệ đô thị hóa tăng 1% thì năng lực sinh thái trung bình sẽ tăng 0,26%; 0,22% và 1% tương ứng. Hàm hồi quy được viết lại dưới dạng đầy đủ là:

$$CoinEq(-1) = \log BIO - (0,2678 * \log GDP + 0,2246 * \log EP + 1,0046 * \log UB - 0,055 * @Trend)$$



Hình 3a. Kiểm định CUSUM



Hình 3b. Kiểm định CUSUMSQ

Nguồn: Tính toán của tác giả

Kết quả này được khẳng định là đủ độ tin cậy, bởi các kiểm định phương sai thay đổi, kiểm định tự tương quan, kiểm định phân phối chuẩn và kiểm định sự phù hợp của mô hình (Bảng 7) đều có p-value > 0,05. Đây là minh chứng để kết luận

rằng mô hình đề xuất không vi phạm các giả định trong ước lượng. Bên cạnh đó, kiểm định tổng phần dư tích lũy CUSUM, và tổng phần dư tích lũy có hiệu chỉnh CUSUMSQ thể hiện trong Hình 3a và 3b đều cho thấy đường biến động của biến logBIO (đường màu xanh, nét liền) dao động trong giới hạn đường bao (hai đường màu đỏ, nét đứt) ở mức ý nghĩa 5%, hàm ý rằng mô hình có tính ổn định. Kết quả thu được từ những kiểm định bổ sung cho phép bài viết kết luận rằng các hệ số ước lượng trong ngắn hạn và dài hạn là đảm bảo độ tin cậy, có thể sử dụng để dự báo hoặc đề xuất chính sách (Nkoro & Uko, 2016).

Kiểm định nhân quả Granger

Cuối cùng, nghiên cứu ứng dụng thủ tục kiểm định do Toda & Yamamoto (1995) đề xuất để xác định mối quan hệ nhân quả giữa các biến. Theo kết quả trong Bảng 8, có mối quan hệ nhân quả một chiều chạy từ đô thị hóa đến năng lực sinh thái (do p-value < 0,05). Tương tự, có mối quan hệ nhân quả một chiều từ tăng trưởng kinh tế đến sản xuất điện và từ tỉ lệ đô thị hóa đến tăng trưởng kinh tế.

Bảng 8. Kiểm định nhân quả theo phương pháp của Toda và Yamamoto

Giả thuyết	Giá trị thống kê F	Prob
logGDP => logBIO	0,485	0,214
logBIO => logGDP	1,337	0,720
logEP => logBIO	3,672	0,299
logBIO => logEP	3,336	0,343
logUB => logBIO	17,71	0,001
logBIO => logUB	0,561	0,905
logGDP => logEP	8,764	0,033
logEP => logGDP	2,225	0,527
logGDP => logUB	1,650	0,648
logUB => logGDP	12,81	0,005
logEP => logUB	2,961	0,398
logUB => logEP	5,499	0,139

Nguồn: Tính toán của tác giả

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Có nhiều yếu tố tác động đến phát triển bền vững của một quốc gia, tuy nhiên bối cảnh kinh tế - xã hội của Việt Nam làm nổi bật vai trò của sản xuất điện, tăng trưởng kinh tế và đô thị hóa. Thông qua quy trình kiểm định nghiêm ngặt, bằng phương pháp ước lượng ARDL và phân tích nhân quả, nghiên cứu này rút ra được một số kết luận sau cho kinh tế Việt Nam trong giai đoạn 1986-2019:

Thứ nhất, cả sản xuất điện và tăng trưởng kinh tế đều có ảnh hưởng tiêu cực trong ngắn hạn, nhưng lại hỗ trợ năng lực sinh thái trong dài hạn, tức là đóng góp tốt vào phát triển bền vững.

Thứ hai, sự gia tăng tỉ lệ đô thị hóa sẽ dẫn đến sự gia tăng năng lực sinh thái cả trong ngắn hạn và dài hạn. Và có mối quan hệ nhân quả một chiều chạy từ đô thị hóa đến năng lực sinh thái.

Từ kết quả thực nghiệm, tác giả đề xuất một số hàm ý chính sách như sau:

Hàm ý thứ nhất, cải thiện thu nhập bình quân đầu người là yếu tố đầu tiên phải được cân nhắc trong phát triển bền vững, bởi vì theo Ahmed & cộng sự (2020b) khi thu nhập được cải thiện mọi người sẽ được học tập và nhận ra tầm quan trọng của môi trường sống. Chỉ khi nào ý thức thay đổi thì mới biến thành các hành động cụ thể, thực tế này đã được kiểm chứng trong trường hợp các nước thuộc nhóm G7.

Hàm ý thứ hai, đô thị hóa làm tăng năng lực sinh thái, điều đó không đồng nghĩa với việc nghiên cứu này khuyến khích tăng tỉ lệ đô thị hóa ở Việt Nam liên tục. Chính phủ cần tính toán tỉ lệ đô thị hóa phù hợp với năng lực sinh học của vùng đất quy hoạch làm khu đô thị. Thực tiễn ở các quốc gia phát triển cho thấy, quá trình đô thị hóa chỉ thực sự thành công khi nó không làm thay đổi hoặc tăng thêm các tiêu chuẩn sống của người dân về không gian xanh, hạ tầng giao thông, chất lượng không khí hay sự phát triển của hệ thống chăm sóc y tế, trường học, bên cạnh các điều kiện tối thiểu khác như cung cấp nước sạch, lương thực và an ninh.

Tài liệu tham khảo

- Ahmed, Z., Asghar, M.M., Malik, M.N. & Nawaz, K. (2020a), "Moving towards a sustainable environment: the dynamic linkage between natural resources, human capital, urbanization, economic growth, and ecological footprint in China", *Resources Policy*, Vol. 67, 101677.
- Ahmed, Z., Wang, Z. & Ali, S. (2019), "Investigating the non-linear relationship between urbanization and CO₂ emissions: an empirical analysis", *Air Quality, Atmosphere & Health*, Vol. 12 No. 8, pp. 945 - 953.
- Ahmed, Z., Zafar, M.W., Ali, S. & Danish (2020b), "Linking urbanization, human capital, and the ecological footprint in G7 countries: an empirical analysis", *Sustainable Cities and Society*, Vol. 55, 102064.
- Al-Mulali, U., Saboori, B. & Ozturk, I. (2015), "Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis in Vietnam", *Energy Policy*, Vol. 76, pp. 123 - 131.
- Aşıcı, A.A. & Acar, S. (2016), "Does income growth relocate ecological footprint?", *Ecological Indicators*, Vol. 61, pp. 707 - 714.
- Beckerman, W. (1992), "Economic growth and the environment: whose growth? whose environment?", *World Development*, Vol. 20 No. 4, pp. 481 - 496.
- Charfeddine, L. (2017), "The impact of energy consumption and economic development on Ecological Footprint and CO₂ emissions: evidence from a Markov Switching Equilibrium Correction Model", *Energy Economics*, Vol. 65, pp. 355 - 374.

- Danish, Hassan, S.T., Baloch, M.A., Mahmood, N. & Zhang, J. (2019), "Linking economic growth and ecological footprint through human capital and biocapacity", *Sustainable Cities and Society*, Vol. 47, pp. 178 - 187.
- Danish, Ulucak, R. & Khan, S.U.D. (2020), "Determinants of the ecological footprint: role of renewable energy, natural resources, and urbanization", *Sustainable Cities and Society*, Vol. 54, 101996.
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, Vol. 49 No. 4, pp. 1057 - 1072.
- Dietz, T. & Rosa, E.A. (1994), "Rethinking the environmental impacts of population, affluence and technology", *Human Ecology Review*, Vol. 1, pp. 277 - 300.
- Dinh, H.L. & Lin, S.M. (2014), "CO₂ emissions, energy consumption, economic growth and FDI in Vietnam", *Managing Global Transitions*, Vol. 12 No. 3, pp. 219 - 232.
- Dogan, E., Ulucak, R., Kocak, E. & Isik, C. (2020), "The use of ecological footprint in estimating the Environmental Kuznets Curve hypothesis for BRICST by considering cross-section dependence and heterogeneity", *Science of the Total Environment*, Vol. 723, 138063.
- Dong, K., Sun, R., Jiang, H. & Zeng, X. (2018), "CO₂ emissions, economic growth, and the environmental Kuznets curve in China: what roles can nuclear energy and renewable energy play?", *Journal of Cleaner Production*, Vol. 196, pp. 51 - 63.
- Hassan, S.T., Xia, E., Khan, N.H. & Shah, S.M.A. (2019), "Economic growth, natural resources, and ecological footprints: evidence from Pakistan", *Environmental Science and Pollution Research*, Vol. 26 No. 3, pp. 2929 - 2938.
- Islam, F., Shahbaz, M., Ahmed, A.U. & Alam, M.M. (2013), "Financial development and energy consumption nexus in Malaysia: a multivariate time series analysis", *Economic Modelling*, Vol. 30, pp. 435 - 441.
- Jerrett, M., Eyles, J., Dufournaud, C. & Birch, S. (2003), "Environmental influences on healthcare expenditures: an exploratory analysis from Ontario, Canada", *Journal of Epidemiology & Community Health*, Vol. 57 No. 5, pp. 334 - 338.
- Le, Q.C., Andres, R.J., Boden, T., Conway, T., Houghton, R.A. & House, J.I. (2012), "The global climate change 1950-2011", *Earth System Science Data*, Vol. 5 No. 2, pp. 1107 - 1157.
- Lee, J. & Strazicich, M.C. (2003), "Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 85 No. 4, pp. 1082 - 1089.
- Mahmood, H., Alkhateeb, T.T.Y. & Furqan, M. (2020), "Industrialization, urbanization and CO₂ emissions in Saudi Arabia: asymmetry analysis", *Energy Reports*, Vol. 6, pp. 1553 - 1560.
- Narayan, P.K. (2005), "The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests", *Applied Economics*, Vol. 37 No. 17, pp. 1979 - 1990.
- Nathaniel, S., Nwodo, O., Adediran, A., Sharma, G., Shah, M. & Adeleye, N. (2019), "Ecological footprint, urbanization, and energy consumption in South Africa: including the excluded", *Environmental Science Pollution Research*, Vol. 26 No. 26, pp. 27168 - 27179.
- Ngọc, B.H. (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*, Vol. 31 No. 2, pp. 45 - 60.
- Ngọc, B.H. & Quân, V.Đ.H. (2018), "Mối quan hệ giữa tiêu thụ điện và tăng trưởng kinh tế của Việt Nam", *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, Vol. 248 No. 2, pp. 12 - 22.

- Nkoro, E. & Uko, A.K. (2016), “Autoregressive distributed lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation”, *Journal of Statistical and Econometric Methods*, Vol. 5 No. 4, pp. 63 - 91.
- Ozturk, I. & Acaravci, A. (2010), “CO₂ emissions, energy consumption and economic growth in Turkey”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, Vol. 14 No. 9, pp. 3220 - 3225.
- 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., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001), “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16 No. 3, pp. 289 - 326.
- Phillips, P.C.B. & Perron, P. (1988), “Testing for a unit root in time series regression”, *Biomètrika*, Vol. 75 No. 2, pp. 335 - 346.
- Pugh, C. (1995), “Urbanization in developing countries: an overview of the economic and policy issues in the 1990s”, *Cities*, Vol. 12 No. 6, pp. 381 - 398.
- Shahbaz, M., Hye, Q.M.A., Tiwari, A.K. & Leitão, N.C. (2013), “Economic growth, energy consumption, financial development, international trade and CO₂ emissions in Indonesia”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, Vol. 25, pp. 109 - 121.
- Sharif, A., Baris-Tuzemen, O., Uzuner, G., Ozturk, I. & Sinha, A. (2020), “Revisiting the role of renewable and non-renewable energy consumption on Turkey’s ecological footprint: evidence from Quantile ARDL approach”, *Sustainable Cities and Society*, Vol. 57, pp. 345 - 357.
- Soytas, U., Sari, R. & Ewing, B. (2007), “Energy consumption, income, and carbon emissions in the United States”, *Ecological Economics*, Vol. 62 No. 3-4, pp. 482 - 489.
- UNESCO. (1987). “Sustainable Development”, <https://en.unesco.org/themes/education-sustainable-development/what-is-esd/sd>, truy cập ngày 20/07/2021.
- Tang, C.F. & Tan, B.W. (2015), “The impact of energy consumption, income and foreign direct investment on carbon dioxide emissions in Vietnam”, *Energy*, Vol. 79, pp. 447 - 454.
- Toda, H.Y. & Yamamoto, T. (1995), “Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes”, *Journal of Econometrics*, Vol. 66 No. 1-2, pp. 225 - 250.
- Udemba, E.N. (2020), “A sustainable study of economic growth and development amidst ecological footprint: new insight from Nigerian perspective”, *Science of The Total Environment*, Vol. 732, 139270.
- Ummalla, M. & Samal, A. (2019), “The impact of natural gas and renewable energy consumption on CO₂ emissions and economic growth in two major emerging market economies”, *Environmental Science Pollution Research*, Vol. 26 No. 20, pp. 20893 - 20907.
- Usman, M., Ma, Z., Wasif Zafar, M., Haseeb, A. & Ashraf, R.U. (2019), “Are air pollution, economic and non-economic factors associated with per capita health expenditures? Evidence from emerging economies”, *International Journal of Environmental Research Public Health*, Vol. 16 No. 11, pp. 19 - 37.
- Wang, B.C., Chou, F. Y. & Lee, Y. J. (2012), “Ecological footprint of Taiwan: a discussion of its implications for urban and rural sustainable development”, *Computers, Environment and Urban Systems*, Vol. 36 No. 4, pp. 342 - 349.

- Wang, J. & Dong, K. (2019), "What drives environmental degradation? Evidence from 14 Sub-Saharan African countries", *Science of The Total Environment*, Vol. 656, pp. 165 - 173.
- Wang, Y., Kang, L., Wu, X. & Xiao, Y. (2013), "Estimating the environmental Kuznets curve for ecological footprint at the global level: a spatial econometric approach", *Ecological Indicators*, Vol. 34, pp. 15 - 21.
- World Bank. (2021), "Vietnam", <https://data.worldbank.org/country/VN>, truy cập ngày 20/07/2021.
- Xie, Q. & Liu, J. (2019), "Combined nonlinear effects of economic growth and urbanization on CO₂ emissions in China: evidence from a panel data partially linear additive model", *Energy*, Vol. 186, 115868.
- Zafar, M.W., Zaidi, S.A.H., Khan, N.R., Mirza, F.M., Hou, F. & Kirmani, S.A.A. (2019), "The impact of natural resources, human capital, and foreign direct investment on the ecological footprint: the case of the United States", *Resources Policy*, Vol. 63, pp. 234 - 246.
- Zhang, X., Jiang, Q., Khattak, S.I., Ahmad, M. & Rahman, Z.U. (2021), "Achieving sustainability and energy efficiency goals: assessing the impact of hydroelectric and renewable electricity generation on carbon dioxide emission in China", *Energy Policy*, Vol. 55 No. 8, 112332.
- Zivot, E. & Andrews, D.W.K. (2002), "Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 20 No. 1, pp. 25 - 44.