
TÁC ĐỘNG CỦA VỐN CON NGƯỜI VÀ TỶ LỆ ĐÔ THỊ HÓA ĐẾN “TÀI SẢN SINH THÁI” Ở VIỆT NAM

Bùi Hoàng Ngọc

Nhóm nghiên cứu FEMRG, Trường Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh

Email: ngocbh.16ae@ou.edu.vn

Ngày nhận: 21/9/2020

Ngày nhận bản sửa: 11/11/2020

Ngày duyệt đăng: 10/3/2021

Tóm tắt

Thế giới tự nhiên là nơi cung cấp các yếu tố đầu vào cho hoạt động sản xuất và cũng là môi trường sống của con người. Do vậy câu hỏi đặt ra cho tất cả quốc gia là khai thác tự nhiên ở mức độ nào để đáp ứng tốt nhu cầu của người dân mà không phá vỡ sự cân bằng của các hệ sinh thái trong tự nhiên. Mục đích của nghiên cứu này là phân tích tác động của vốn con người, tăng trưởng kinh tế và tỷ lệ đô thị hóa đến sự phát triển bền vững ở Việt Nam (đo lường bằng bộ chỉ số dấu chân sinh thái), giai đoạn 1970-2016. Nghiên cứu sử dụng phương pháp tự hồi quy phân phối trễ phi tuyến NARDL để khám phá khả năng tồn tại tác động bất đối xứng của vốn con người đến sự phát triển bền vững. Do vậy, nghiên cứu có những đóng góp nhất định vào cơ sở lý thuyết và cung cấp bằng chứng thực nghiệm giúp các cơ quan quản lý Nhà nước trong việc hoạch định chính sách để phát triển bền vững.

Từ khóa: Vốn con người; Tăng trưởng kinh tế; Đô thị hóa; Dấu chân sinh thái; Việt Nam

Mã JEL: C24, F43, Q51, Q56, Q57.

Impact of human capital and urbanization on ecological footprint in Vietnam

Abstract:

Most economic activities and livelihoods of humans depend on nature. So, the question for all countries is how about to exploit nature without breaking the balance of natural ecosystems. The study aims to analyze the impact of human capital, economic growth, and urbanization on sustainable development in Vietnam (measured by the ecological footprint index) from 1970 to 2016. We employ the non-linear autoregressive distributed lag approach to discover the asymmetric impact of human capital on sustainable development. Therefore, the study contributes to the literature and provides evidence to help administrators in policymaking for sustainable development.

Keywords: Human capital; economic growth; urbanization; ecological footprint; Vietnam.

JEL Code: C24, F43, Q51, Q56, Q57.

1. Giới thiệu

Năm 2000, Hội nghị thượng đỉnh của Liên Hiệp quốc đã tuyên bố thực hiện các mục tiêu thiên niên kỷ về phát triển bền vững gồm 8 mục tiêu chung và 18 mục tiêu cụ thể. Với hai quan điểm giữ vai trò định hướng đó là: (i) Con người là trung tâm của hoạt động kinh tế và là đối tượng thụ hưởng thành quả của phát triển kinh tế; (ii) Phát triển bền vững là đáp ứng nhu cầu của thế hệ hiện tại mà không làm tổn hại đến việc đáp ứng nhu cầu đó của thế hệ tương lai. Xét ở góc độ tác động thì mọi hoạt động khai thác tự nhiên của loài người đều gây ra những thay đổi (phần lớn là thay đổi theo hướng tiêu cực) cho thế giới tự nhiên, thậm chí làm mất cân bằng hoặc phá vỡ các hệ sinh thái. Con người khai thác tự nhiên nhưng cũng dựa vào tự nhiên để tồn tại, do vậy việc khai thác phải nằm trong những giới hạn chấp nhận được. Vượt qua những ranh giới đó, nhân loại có thể phải nhận lại những tác động tiêu cực. Điển hình nhất đó chính là tình trạng ô nhiễm

môi trường, dịch bệnh, thoái hóa đất, cạn kiệt tài nguyên và biến đổi khí hậu.

Bộ chỉ số dấu chân sinh thái (*ecological footprint*) được xây dựng để đo lường hai mặt cầu và cung của thế giới tự nhiên đối với hoạt động sống của con người. Về phía cầu, bộ chỉ số này đo lường những “tài sản sinh thái” (*ecological assets*) mà một nhóm dân cư cần phải có để sản xuất và tiêu thụ (như thực phẩm từ nông nghiệp, vật nuôi, cá sống trong tự nhiên, gỗ và các sản phẩm khác từ rừng nguyên sinh, hay không gian sống tối thiểu ở đô thị), và để hấp thụ những phế thải do hoạt động chung của con người tạo ra (như rác thải công nghiệp, rác thải sinh hoạt, lượng khí thải CO₂). Về phía cung, bộ chỉ số này đo lường năng lực (*biocapacity*) cung ứng các “tài sản sinh thái” của Chính Phủ/địa phương trên sáu lĩnh vực gồm: Đất cho trồng trọt, đất chăn thả vật nuôi, đất rừng phòng hộ, đất trồng cây xanh hấp thụ CO₂, ngư trường đánh bắt cá và đất xây dựng nhà ở). Nếu năng lực cung ứng “tài sản sinh thái” lớn hơn nhu cầu thì người ta gọi những quốc gia/vùng đó đang có “dự trữ sinh thái” (*ecological reserve*). Nhưng thật không may, sau một quá trình phát triển thì hầu hết các quốc gia đều rơi vào tình trạng “thâm hụt sinh thái” (*ecological deficit*). Điều này chưa thể khắc phục khi mà cuộc đua vì sự thịnh vượng của các quốc gia, đặc biệt là ở những quốc gia mới nổi vẫn chưa có dấu hiệu dừng lại (Islam & cộng sự., 2013).

Do khai thác tự nhiên để phục vụ tăng trưởng kinh tế rất khó để dừng lại, nên việc tăng khả năng cung ứng “tài sản sinh thái” luôn gặp các hạn chế nhất định. Thay vào đó, các nhà quản lý và nghiên cứu kỳ vọng rằng cải thiện chất lượng vốn con người sẽ làm giảm nhu cầu “tài sản sinh thái”. Sự thay đổi trong nhận thức này sẽ giúp con người có những ứng xử hay chính sách thân thiện hơn với tự nhiên. Tuy nhiên, Kassouri và Altıntaş (2020) kết luận rằng tồn tại sự đánh đổi giữa vốn con người và “tài sản sinh thái”. Điều này hàm ý rằng việc cải thiện đồng thời cả hai yếu tố này trong cùng một chính sách của Chính Phủ là không khả thi. Ở Việt Nam, gần đây đã xảy ra một số “thảm họa” môi trường lớn, điều này “đánh thức” ý thức bảo vệ môi trường của cả cơ quan quản lý nhà nước, doanh nghiệp và người dân. Bên cạnh đó, việc đô thị hóa cũng tạo ra áp lực lớn đối với “tài sản sinh thái”, nó đòi hỏi phải giải quyết được “bài toán” đáp ứng khối lượng lớn các nhu cầu cơ bản của rất đông người dân trong một diện tích nhỏ hẹp. Theo sự hiểu biết của tác giả, phân tích tác động của vốn con người, tăng trưởng kinh tế và tỷ lệ đô thị hóa đến sự phát triển bền vững (đo lường bằng “tài sản sinh thái”) chưa từng được đề cập trong các nghiên cứu trước đây cho trường hợp Việt Nam.

2. Lược khảo các nghiên cứu thực nghiệm

2.1. Tăng trưởng kinh tế và “tài sản sinh thái”

Tác động của vốn con người, tăng trưởng kinh tế và tỷ lệ đô thị hóa đến “tài sản sinh thái” đã được nghiên cứu và xác nhận trong các nghiên cứu trước đây. Cụ thể, Charfeddine (2017) điều tra tác động của tăng trưởng kinh tế, tiêu thụ năng lượng và tỷ lệ đô thị hóa đến “tài sản sinh thái” của Qatar từ 1970 đến 2015. Kết quả thực nghiệm cho tỷ lệ đô thị hóa làm xấu đi chỉ số “tài sản sinh thái”, trong khi cả tiêu thụ điện và tăng trưởng kinh tế đều làm gia tăng chỉ số dấu chân carbon sinh thái (*Ecological Carbon Footprint*). Mrabet & Alsamara (2017) bổ sung thêm cho trường hợp của Qatar là hiệu ứng chữ U ngược theo dự đoán của Kuznets (1955) sẽ không tồn tại nếu chất lượng môi trường được đo lường bằng chỉ số lượng khí thải CO₂ bình quân, nhưng lại có tồn tại nếu được đo lường bằng chỉ số “tài sản sinh thái”.

Tương tự nghiên cứu cho trường hợp kinh tế Trung Quốc, Zhaohua & cộng sự (2018) phát hiện ra rằng trong giai đoạn từ 1978 đến 2013 nhu cầu về “tài sản sinh thái” của người dân Trung Quốc tăng gấp ba lần, trong khi khả năng cung ứng thì tăng không đáng kể. Cụ thể, cả hai chỉ số nhu cầu và khả năng cung cấp “tài sản sinh thái” đều đạt đỉnh vào năm 1990, sau đó xấu dần đi. Điều này chứng tỏ sự phối hợp của “tài sản sinh thái” với tăng trưởng kinh tế chỉ tối ưu trong giai đoạn 1990, sau đó khoảng cách ngày càng giãn rộng ra theo chiều hướng tiêu cực. Hassan & cộng sự (2019) điều tra tác động của tăng trưởng kinh tế, vốn con người tới nhu cầu và khả năng cung ứng các “tài sản sinh thái” cho Pakistan trong giai đoạn 1970-2014. Kết quả thực nghiệm thu được từ phương pháp ARDL cho thấy tăng trưởng kinh tế, đa dạng tài nguyên thiên nhiên làm tăng nhu cầu về “tài sản sinh thái”, và có mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa khả năng cung cấp và nhu cầu về “tài sản sinh thái”. Nghiên cứu khác của Aşıcı & Acar (2016) sử dụng dữ liệu bảng cho 116 quốc gia, từ 2004-2008 để điều tra việc phân phối lại “tài sản sinh thái” khi các quốc gia trở lên giàu có hơn đã phát hiện ra rằng việc nhập khẩu “tài sản sinh thái” có diễn ra nhưng chỉ mang tính chất đơn lẻ.

Lý giải cho tác động tăng trưởng kinh tế đối với “tài sản sinh thái”, nhiều nhà nghiên cứu thống nhất rằng hầu hết hoạt động sản xuất của con người đều dựa vào khai thác tự nhiên như: sử dụng các loại khoáng sản vào sản xuất công nghiệp (luyện kim, chế tạo máy móc thiết bị), đánh bắt ở đại dương, săn bắt động vật hoang dã, khai thác gỗ từ rừng để làm nhà cửa v.v... Bên cạnh đó việc tiêu thụ năng lượng như điện, xăng dầu, than đá cho hoạt động sản xuất, di chuyển và tiêu dùng hộ gia đình cũng là tác nhân tích cực làm giảm chất lượng môi trường. Thật không may, khi cuộc đua vì sự thịnh vượng luôn là ưu tiên hàng đầu trong các chính sách của Chính Phủ thì nhu cầu khai thác tự nhiên và phát thải các chất nguy hại vào tự nhiên vẫn luôn là “câu chuyện của tương lai” (Islam & cộng sự, 2013; Kazar & Kazar, 2019).

2.2. Vốn con người và “tài sản sinh thái”

Nhiều nhà quản lý và nghiên cứu kỳ vọng rằng khi chất lượng vốn con người được cải thiện thì nhận thức và hành động bảo vệ môi trường sống của con người cũng tốt lên. Verhofstadt & cộng sự (2016) phân tích toàn diện các thành phần của bộ chỉ số dấu chân sinh thái với cảm nhận về hạnh phúc của các hộ gia đình ở Bỉ. Những phát hiện của nghiên cứu là: (i) Không tìm thấy mối liên hệ giữa nhu cầu “tài sản sinh thái” với tình trạng sức khỏe; (ii) Việc chuyển đổi sang sử dụng các thực phẩm thân thiện với môi trường và không sử dụng điện để sưởi ấm trong các hộ gia đình giúp giảm nhu cầu “tài sản sinh thái” mà vẫn tăng được cảm nhận về hạnh phúc; (iii) Mối quan hệ xã hội tốt và môi trường sống ổn định làm gia tăng phúc lợi cho các hộ gia đình mà không hề tổn kém “tài sản sinh thái”.

Nghiên cứu cho các quốc gia G7 từ 1971 đến 2014, Zahoor & cộng sự. (2020) muốn khám phá tác động của tỷ lệ đô thị hóa và vốn con người đến nhu cầu “tài sản sinh thái”. Kết quả thực nghiệm cho thấy tỷ lệ đô thị hóa làm tăng nhu cầu “tài sản sinh thái” trong khi vốn con người lại làm giảm nhu cầu này. Kiểm định nhân quả cung cấp bằng chứng về tác động một chiều từ tỷ lệ đô thị hóa và vốn con người đến nhu cầu “tài sản sinh thái”. Sử dụng chỉ số phát triển con người HDI (*human development index*) cho 13 quốc gia thuộc Trung Đông và Bắc Phi làm đại diện cho biến vốn con người, Kassouri & Altintas (2020) kết luận rằng tồn tại sự đánh đổi giữa vốn con người và “tài sản sinh thái”. Tương tự, Zafar & cộng sự. (2019) điều tra mối quan hệ giữa tài nguyên thiên nhiên, vốn con người và đầu tư trực tiếp nước ngoài đến “tài sản sinh thái” cho kinh tế Mỹ từ 1970 đến 2015. Kết quả thực nghiệm từ phương pháp ARDL có xét đến khả năng tồn tại điểm gãy cấu trúc (*structural breaks*) cho thấy tăng trưởng kinh tế và tiêu thụ năng lượng có tác động tiêu cực đến “tài sản sinh thái” trong dài hạn, trong khi đó cả tài nguyên thiên nhiên, đầu tư trực tiếp nước ngoài và vốn con người đều hữu ích trong việc giảm loại nhu cầu này.

2.3. Đô thị hóa và “tài sản sinh thái”

Đô thị hóa có tương quan mạnh với nhu cầu “tài sản sinh thái” bởi việc tăng mật độ dân số làm phát sinh một lượng rất lớn nhu cầu thực phẩm, diện tích nhà ở, dịch vụ y tế, giáo dục và không gian xanh công cộng như công viên, quảng trường. Về tác động của tỷ lệ đô thị hóa đến ô nhiễm môi trường, Hossain (2011) nhấn mạnh rằng điều này là khác nhau giữa các quốc gia, có một số quốc gia tăng tỷ lệ đô thị hóa sẽ làm tăng lượng khí thải CO₂, nhưng ở một số quốc gia thì lại làm giảm. Cụ thể, nghiên cứu của Zahoor & cộng sự. (2020) tìm được bằng chứng là tỷ lệ đô thị hóa làm tăng nhu cầu “tài sản sinh thái” ở các nước G7, trong khi nghiên cứu của Nathaniel & Khan (2020) lại không tìm được mối liên hệ giữa tỷ lệ đô thị hóa và “tài sản sinh thái” cho cả nhóm gồm 6 nước ASEAN hay từng quốc gia riêng biệt gồm: Indonesia, Malaysia, Philippines, Thailand, Việt Nam, ngoại trừ Singapore.

Nghiên cứu mối liên hệ giữa nhu cầu “tài sản sinh thái” với việc phát triển đô thị hóa, lấy thành phố Tây An của Trung Quốc làm điển cứu, Yang & Li (2019) phát hiện ra rằng trong giai đoạn từ 2005 đến 2016 thì biến CDI (được tính toán bằng chỉ số đô thị hóa chia cho nhu cầu “tài sản sinh thái” bình quân đầu người) thỏa mãn được quy luật hữu dụng biên giảm dần. Tức là tỷ lệ đô thị hóa sẽ tăng lên, sau đó giảm dần khi nhu cầu về “tài sản sinh thái” tăng. Đồng quan điểm với nghiên cứu của Yang & Li (2019), nghiên cứu của Su & cộng sự. (2018) cũng cho rằng đô thị hóa gia tăng áp lực lớn đối việc cung cấp nước sạch tại các thành phố của Trung Quốc. Cụ thể, năm 2015 năng lực cung cấp nước sạch của chính quyền địa phương chỉ đạt 54,46% ở Bắc Kinh; 82,61% ở Thượng Hải; 75,04% ở Thiên Tân và 80,03% ở Trùng Khánh. Bên cạnh đó, giao thông đông đúc, vấn đề xử lý rác thải sinh hoạt của các chung cư, rác thải y tế ở các bệnh viện hay nhu

cầu về các tiện ích phục vụ cho đời sống hàng ngày đòi hỏi nguồn cung ứng lớn từ các loại gỗ trong tự nhiên, cả ở đại dương, đất ở tại đô thị hay không gian xanh để hấp thụ các chất độc hại.

Theo tìm hiểu của nhóm tác giả, những nghiên cứu sử dụng chỉ số nhu cầu “tài sản sinh thái” cho trường hợp Việt Nam là “vắng bóng”. Tuy nhiên, mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và ô nhiễm môi trường ở Việt Nam cũng đã được khám phá. Dinh & Lin (2014) không tìm thấy hiệu ứng chữ U ngược, trong khi nghiên cứu của Tang & Tan (2015) kết luận có tồn tại hiệu ứng chữ U ngược và tiêu thụ năng lượng, FDI và tăng trưởng kinh tế là 3 trụ cột chính làm gia tăng tình trạng ô nhiễm môi trường ở Việt Nam. Gần đây, Ngọc (2020) bổ sung thêm rằng tác động của tiêu thụ điện đến lượng khí thải CO₂ ở Việt Nam là đối xứng trong ngắn hạn, nhưng bất đối xứng trong dài hạn. Tuy nhiên, mối liên hệ giữa tỷ lệ đô thị hóa với lượng khí thải CO₂ là không thực sự rõ ràng.

Tổng kết lại, hầu hết các nghiên cứu trước đều dựa trên giả định là tác động của việc tăng chất lượng vốn con người và việc giảm chất lượng vốn con người đến nhu cầu “tài sản sinh thái” là như nhau. Tuy nhiên, gần đây một số các nghiên cứu đã phát hiện nhiều biến số kinh tế có tác động bất đối xứng (asymmetric effect) như: Lạm phát (Ngọc, 2020); tiêu thụ năng lượng (Baz & cộng sự, 2020; Chukwunonso Bosah & cộng sự, 2020); hay tỷ giá hối đoái (Bahmani-Oskooee & Baek, 2016; Rajput & cộng sự, 2019). Điều này hàm ý rằng cách tiếp cận theo tác động tuyến tính có thể không giải thích được đầy đủ các tác động của vốn con người và tỷ lệ đô thị hóa đến nhu cầu “tài sản sinh thái”. Do vậy, đây là “khoảng trống nghiên cứu” cho Việt Nam mà bài viết muốn lấp đầy.

3. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

Mục đích của nghiên cứu này là phân tích tác động của vốn con người, tăng trưởng kinh tế và tỷ lệ đô thị hóa đến nhu cầu “tài sản sinh thái” cho Việt Nam trong giai đoạn 1970-2016. Do vậy kế thừa các nghiên cứu trước của Su & cộng sự (2018); Wang & cộng sự (2012); Zafar & cộng sự (2019); Zahoor & cộng sự (2020) mô hình nghiên cứu tổng quát được đề xuất như sau:

$$EF_t = \beta_1 + \beta_2.HC_t + \beta_3.GDP_t + \beta_4.UB_t + u_t \quad (\text{Mô hình 1})$$

Trong đó: $\beta_2, \beta_3, \beta_4$ là các tác động trong dài hạn, u_t là sai số của mô hình, t là thời gian nghiên cứu. Dữ liệu phục vụ cho nghiên cứu này được thu thập theo năm từ 1970 đến 2016, từ Cục Dữ trữ liên bang Hoa Kỳ FRED (đối với chỉ số vốn con người, kí hiệu biến là HC), Global Footprint Network (chỉ số nhu cầu “tài sản sinh thái”, biến EF), diễn đàn phát triển thương mại và đầu tư của Liên hiệp quốc UNCTAD, và ngân hàng thế giới WB (*World Bank*) (đối với chỉ số tăng trưởng kinh tế và tỷ lệ đô thị hóa, biến GDP và UB). Nhu cầu “tài sản sinh thái” được tính toán bằng cách theo dõi diện tích sinh học cần có để cung cấp cho tất cả các nhu cầu cạnh tranh của con người. Những nhu cầu này bao gồm không gian để trồng lương thực, sản xuất sợi, tái tạo gỗ, hấp thụ khí thải CO₂ từ việc đốt nhiên liệu hóa thạch và cung cấp cơ sở hạ tầng được xây dựng. Mức tiêu thụ của một quốc gia được tính bằng cách cộng nhập khẩu và trừ xuất khẩu khỏi sản xuất quốc gia đó.

Để phân tích các tác động trong ngắn hạn, bài viết dựa theo đề xuất của Pesaran và Shin (1995); Pesaran & cộng sự (2001) biểu diễn mô hình 1 dưới dạng mô hình tự hồi quy phân phối trễ (ARDL) như sau:

$$\begin{aligned} \Delta EF_t = & \alpha_0 + \beta_1.EF_{t-1} + \beta_2.HC_{t-1} + \beta_3.GDP_{t-1} + \beta_4.UB_{t-1} + \\ & + \alpha_1 \cdot \sum_{j=1}^{m_1} \Delta EF_{t-j} + \alpha_2 \cdot \sum_{j=0}^{m_2} \Delta HC_{t-j} + \alpha_3 \cdot \sum_{j=0}^{m_3} \Delta GDP_{t-j} + \alpha_4 \cdot \sum_{j=0}^{m_4} \Delta UB_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (\text{Mô hình 2})$$

Trong đó: $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ là các tác động trong ngắn hạn, còn m_1, m_2, m_3, m_4 là độ trễ tối ưu của các biến trong mô hình.

Theo Shin & cộng sự (2014) tác động bất đối xứng là tác động khác nhau giữa việc tăng và việc giảm biến độc lập đến biến phụ thuộc. Do vậy, để phân tích tác động bất đối xứng của vốn con người đến “tài sản sinh thái” bài viết kế thừa phương pháp phân tách do Shin & cộng sự. (2014) đề xuất. Theo đó, biến HC sẽ được tách thành ba thành phần: HC₀ (hàm ý là vốn con người tối thiểu); thành phần tăng (kí hiệu là HC⁺); và thành phần giảm (kí hiệu là HC⁻). Biểu diễn dưới dạng công thức là: $HC_t = HC_0 + HC^+ + HC^-$ với HC⁺ và HC⁻ được xác định như sau:

$$HC_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta HC_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta HC_j, 0)$$

$$HC_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta HC_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta HC_j, 0)$$

Thay HC^+ và HC^- vào mô hình 1, khi đó có thể viết lại mô hình 1 như sau:

$$EF_t = \beta_1 + \beta_2^+ . HC_t^+ + \beta_2^- . HC_t^- + \beta_3 . GDP_t + \beta_4 . UB_t + u_t \quad (\text{Mô hình 3})$$

Thay HC^+ và HC^- vào mô hình 2, khi đó có thể viết lại mô hình 2 dưới dạng mô hình tự hồi quy phân phối trễ phi tuyến (Non-linear Autoregressive Distributed Lag - NARDL) như sau:

$$\begin{aligned} \Delta EF_t = & \alpha_0 + \beta_1 . EF_{t-1} + \beta_2^+ . HC_{t-1}^+ + \beta_2^- . HC_{t-1}^- + \beta_3 . GDP_{t-1} + \beta_4 . UB_{t-1} + \\ & + \alpha_1 . \sum_{j=1}^{m_1} \Delta EF_{t-j} + \alpha_2^+ . \sum_{j=0}^{m_2} \Delta HC_{t-j}^+ + \alpha_2^- . \sum_{j=0}^{m_2} \Delta HC_{t-j}^- + \alpha_3 . \sum_{j=0}^{m_3} \Delta GDP_{t-j} + \alpha_4 . \sum_{j=0}^{m_4} \Delta UB_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (\text{Mô hình 4})$$

Trình tự ước lượng của bài nghiên cứu được thực hiện thông qua bốn bước. *Bước 1*, bài viết ước lượng mô hình 4 bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất OLS. *Bước 2*, bài viết kiểm định tính dừng và độ trễ tối ưu cho từng biến. Sau đó bài viết sử dụng phương pháp kiểm định đường bao (*Bounds testing*) do Pesaran & cộng sự. (2001) đề xuất với giả thuyết trống $H_0: \hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_2 = \hat{\beta}_3 = \hat{\beta}_4 = 0$ và giả thuyết đối $H_1: \hat{\beta}_1 \neq \hat{\beta}_2 \neq \hat{\beta}_3 \neq \hat{\beta}_4 \neq 0$. Nếu giá trị F-statistic của tiêu chuẩn kiểm định lớn hơn giá trị của đường bao trên (*Upper Bounds*), thì đây là bằng chứng để bác bỏ giả thuyết H_0 . Hàm ý giữa các biến trong mô hình 4 xuất hiện hiện tượng đồng liên kết trong dài hạn. *Bước 3*, bài viết sử dụng kiểm định Wald để kiểm tra tác động bất đối xứng trong dài hạn với giả thuyết trống $H_{0,LR}: \hat{\beta}_2^+ = \hat{\beta}_2^-$ và giả thuyết đối $H_{1,LR}: \hat{\beta}_2^+ \neq \hat{\beta}_2^-$. Tác động bất đối xứng trong ngắn hạn được kiểm định với giả thuyết trống là:

$$H_{0,SR}: \sum_{j=0}^{m_2} \hat{\alpha}_{2,j}^+ = \sum_{j=0}^{m_2} \hat{\alpha}_{2,j}^-, \text{ và giả thuyết đối } H_{1,SR}: \sum_{j=0}^{m_2} \hat{\alpha}_{2,j}^+ \neq \sum_{j=0}^{m_2} \hat{\alpha}_{2,j}^-$$

Bước 4, bài viết theo đề xuất của Banerjee & cộng sự. (1996) để tính các thành phần tích lũy tăng (HC^+) và thành phần tích lũy giảm (HC^-) dựa trên công thức:

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial EF_{t+j}}{\partial HC_t^+}; m_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial EF_{t+j}}{\partial HC_t^-} \quad \text{với } h = 0, 1, 2, \dots$$

Khi $h \rightarrow \infty$ thì $m_h^+ \rightarrow \beta_2^+, m_h^- \rightarrow \beta_2^-$. Hệ số của β_2^+, β_2^- phản ánh tác động bất đối xứng của vốn con

Bảng 1. Thống kê các biến trong mô hình

| Tên biến | Số quan sát | Giá trị trung bình | Sai số | Giá trị nhỏ nhất | Giá trị lớn nhất |
|----------|-------------|--------------------|--------|------------------|------------------|
| EF | 47 | 1,013 | 0,411 | 0,661 | 2,122 |
| HC | 47 | 1,942 | 0,342 | 1,494 | 2,716 |
| GDP | 47 | 870,6 | 557,6 | 323,9 | 2.191,8 |
| UB | 47 | 23,40 | 4,992 | 18,3 | 34,51 |

Bảng 2. Kết quả kiểm định tính dừng và lựa chọn độ trễ tối ưu

| Tên biến | Kiểm định ADF | | Kiểm định PP | | Độ trễ tối ưu |
|----------|---------------|--------------|--------------|--------------|---------------|
| | Bậc gốc | Bậc sai phân | Bậc gốc | Bậc sai phân | |
| EF | 0,439 | -3,706** | 0,571 | -6,670*** | 2 |
| HC | -1,373 | -1,992 | 0,555 | -1,983* | 1 |
| GDP | 1,312 | -3,295* | 2,059 | -4,083*** | 1 |
| UB | -0,962 | -2,398 | 0,641 | -2,271* | 2 |

*Ghi chú: Cả hai kiểm định được thực hiện với giả định các biến có hệ số chặn (intercept), có xu hướng (trend) và không có điểm gãy cấu trúc (break). *, **, *** tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê là 10%, 5% và 1%.*

người đến nhu cầu “tài sản sinh thái” trong dài hạn.

4. Kết quả thực nghiệm

Theo báo cáo của Bộ Tài Nguyên và Môi trường (2017) tính đến cuối năm 2016, trên cả nước có: 283 khu công nghiệp, 615 cụm công nghiệp, với hơn 500.000 cơ sở sản xuất đang sử dụng công nghệ lạc hậu gây ảnh hưởng xấu đến chất lượng môi trường nước, môi trường đất và ô nhiễm không khí. Điều này cho thấy nếu không được giải quyết triệt để thì tình trạng ô nhiễm môi trường ở Việt Nam ngày càng đáng báo động. Thống kê mô tả các biến trong mô hình được thể hiện trong Bảng 1.

4.1. Kiểm định tính dừng

Để tránh kết quả hồi quy là giả mạo, bài viết ứng dụng hai kiểm định ADF test của Dickey và Fuller

Bảng 3. Kiểm định hiện tượng đồng liên kết giữa các biến trong mô hình 4

| Loại kiểm định | Giá trị | Mức ý nghĩa | Bậc gốc | Bậc sai phân |
|-------------------|---------|-------------|---------|--------------|
| Thống kê F | 6,931 | 10% | 2,873 | 3,973 |
| Số biến độc lập k | 3 | 5% | 3,500 | 4,700 |
| | | 1% | 4,865 | 6,360 |

(1981) và kiểm định PP test của Phillips & Perron (1988) để xác định tính dừng cho các biến trong mô hình. Theo kết quả kiểm định tính dừng ở bảng 2, thì tất cả các biến trong mô hình 1 đều dừng ở bậc 1 (bậc sai phân). Không có biến nào dừng ở bậc 2, như vậy theo Pesaran & Shin (1995), Nkoro & Uko (2016) thì các biến đều thỏa mãn điều kiện để áp dụng mô hình NARDL. Độ trễ tối ưu của các biến được lựa chọn dựa theo tiêu chí thống kê AIC và R-square.

4.2. Kiểm định đồng liên kết

Tiếp theo bài viết ứng dụng phương pháp kiểm định đường bao để kiểm định hiện tượng đồng liên kết trong dài hạn của các biến trong mô hình 4 với số biến độc lập là $k = 3$, và giá trị F-statistics thu được trong kết quả ước lượng bằng phương pháp OLS.

Kết quả kiểm định đồng liên kết trong bảng 3 cho thấy giá trị của F-statistic = 6,931 > Giá trị của đường bao trên $I(1) = 6,360$ tại mức ý nghĩa thống kê 1%. Theo Nkoro và Uko (2016); Shin & cộng sự. (2014) kết quả như vậy là có bằng chứng thống kê để bác bỏ giả thuyết H_0 . Hàm ý rằng, các biến trong mô hình 4 có xảy ra hiện tượng đồng liên kết. Do vậy, mô hình 4 cần được ước lượng theo phương pháp tự hồi quy phân phối trễ phi tuyến NARDL.

4.3. Kết quả ước lượng tác động bất đối xứng bằng phương pháp NARDL

Bảng 4. Kết quả phân tích tác động bất đối xứng trong ngắn hạn và dài hạn

| Biến phụ thuộc: ΔEF | | | |
|---|-----------------------|--------------------------------|-----------------------|
| Tên biến | Hệ số beta | Sai số | T-ratio [Prob] |
| EF(-1) | -0,714 | 0,164 | -4,35 [0,000] |
| HC ⁺ (-1) | -0,789 | 0,263 | -3,00 [0,005] |
| HC ⁻ (-1) | 1,757 | 0,609 | 2,89 [0,007] |
| $\Delta EF(-1)$ | 0,187 | 0,155 | 1,21 [0,234] |
| ΔHC^+ | -2,270 | 1,661 | -1,37 [0,181] |
| $\Delta HC^+(-1)$ | 0,015 | 1,614 | 0,01 [0,993] |
| ΔHC^- | 2,143 | 2,498 | 0,86 [0,397] |
| $\Delta HC^-(-1)$ | -1,954 | 2,831 | -0,69 [0,495] |
| GDP | 0,0007 | 0,0004 | 1,96 [0,058] |
| UB | 0,051 | 0,047 | 1,09 [0,285] |
| Hệ số chặn | -0,560 | 0,716 | -0,78 [0,439] |
| HC⁺ tích lũy | -1,105 [0,001] | HC⁻ tích lũy | -2,461 [0,000] |
| R ² | 0,65 | R ² -adj | 0,55 |
| χ^2_{SC} | 19,34 [0,500] | χ^2_{FF} | 0,357 [0,784] |
| χ^2_{NORM} | 0,751 [0,687] | χ^2_{HET} | 11,87 [0,001] |
| CUSUM test | Ổn định | CUSUMSQ test | Ổn định |
| W_{LR} | 30,56 [0,000] | W_{SR} | 0,601 [0,444] |

Ghi chú: Dấu “+” và dấu “-” minh họa cho thành phần tích lũy tăng và giảm. 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.

Kết quả kiểm định tính dừng thu được trong bảng 2 cho thấy các biến dừng tối đa ở độ trễ 2, do vậy bài viết thiết lập độ trễ tối đa ban đầu cho các biến trong mô hình NARDL là 2. Kết quả phân tích tác động bất đối xứng của vốn con người, tăng trưởng kinh tế và tỷ lệ đô thị hóa đến “tài sản sinh thái” ở Việt Nam được minh họa chi tiết trong bảng 4.

Theo đó, trong dài hạn biến $HC^+(-1) = -0,789$ ($p_value = 0,005$), biến $HC^-(-1) = 1,757$ ($p_value = 0,007$). Tuy nhiên, cả hai biến $\Delta HC^+ = -2,270$ ($p_value = 0,181$) và $\Delta HC^- = 0,373$ ($p_value = 0,397$) đều không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này hàm ý rằng vốn con người có mối quan hệ với nhu cầu “tài sản sinh thái” trong dài hạn, nhưng không đủ bằng chứng thống kê để kết luận có mối quan hệ giữa hai biến số này trong ngắn hạn. Cụ thể, giảm vốn con người sẽ làm tăng, còn tăng vốn con người sẽ làm giảm nhu cầu “tài sản sinh thái” trong dài hạn.

Kết quả này hàm ý tác động bất đối xứng có tồn tại, tuy nhiên sự khác biệt này có ý nghĩa thống kê hay không thì cần thêm kiểm định bổ sung. Kết quả kiểm định Wald ở cuối bảng 4 cho thấy kiểm định trong dài hạn $W_{LR} = 30,56$ ($p_value = 0,000$), như vậy là bác bỏ giả thuyết $H_{0,LR}$. Kiểm định trong ngắn hạn $W_{SR} = 0,601$ ($p_value = 0,444$), như vậy là chấp nhận giả thuyết $H_{0,SR}$. Như vậy, có bằng chứng thống kê để kết luận rằng tác động của vốn con người đến nhu cầu “tài sản sinh thái” là tác động bất đối xứng trong dài hạn, nhưng đối xứng trong ngắn hạn. Chi tiết hơn nữa, hệ số HC^+ tích lũy $= -1,105$ ($p_value = 0,001$), điều này hàm ý với giả định các điều kiện khác không thay đổi thì khi vốn con người tăng lên một điểm số thì nhu cầu về “tài sản sinh thái” sẽ giảm 1,105 điểm số.

Kết quả trong bảng 4 cũng cho thấy tăng trưởng kinh tế và tỷ lệ đô thị hóa đều làm tăng nhu cầu về “tài sản sinh thái”, tuy nhiên chỉ có biến GDP là có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Ngoài ra, để tăng tính chính xác cho các kết quả ước lượng, bài viết tiến hành các kiểm định bổ sung như kiểm định tự tương quan, kiểm định dạng hàm, kiểm định phân phối chuẩn, kiểm định phương sai thay đổi và kiểm định tính ổn định của mô hình. Kết quả các kiểm định bổ sung cho thấy mô hình không gặp phải “*khuyết tật*” sai dạng hàm và phần dư có phân phối chuẩn. Kiểm định độ ổn định của mô hình cho thấy cả 2 đường CUSUM và CUSUMSQ của mô hình 4 đều nằm trong dải tiêu chuẩn tại mức ý nghĩa 5%. Với tất cả các kết quả kiểm định bổ sung trên, cho phép bài viết kết luận mô hình nghiên cứu mà nghiên cứu này đề xuất có tính ổn định, kết quả ước lượng thu được đủ tin cậy để đưa vào phân tích hoặc dự báo.

5. Thảo luận kết quả

Kết quả thực nghiệm của nghiên cứu cho thấy vốn con người làm giảm nhu cầu về “tài sản sinh thái” trong khi tăng trưởng kinh tế lại làm tăng nhu cầu đó ở Việt Nam. Như vậy, kết luận này tương đồng với lý thuyết và trùng với kết luận của (Ahmed & cộng sự, 2020; Danish & cộng sự, 2019; Feng & Wu, 2011; Kassouri & Altintas, 2020; Verhofstadt & cộng sự, 2016; Zafar & cộng sự, 2019). Đối chiếu với thực tiễn phát triển kinh tế - xã hội của Việt Nam có thể tin rằng kết luận này là hợp lý bởi một số lý do sau:

Thứ nhất: Có thể dễ dàng nhận ra rằng ý thức bảo vệ môi trường ở các nước phát triển là tốt hơn các nước đang phát triển (Verhofstadt & cộng sự, 2016). Do vậy, cùng với việc cải thiện thu nhập thì ý thức bảo vệ môi trường của cả Chính Phủ, doanh nghiệp và người dân Việt Nam đang được nâng lên.

Thứ hai: Việc hội nhập sâu và rộng với kinh tế khu vực và thế giới buộc Chính Phủ Việt Nam phải ban hành và thực thi nhiều tiêu chuẩn về môi trường tương đương với các nước phát triển trong khu vực. Điều này giúp khắc phục và có tính răn đe mạnh đối với các hành vi phá hoại chất lượng môi trường (Rudolph & Figge, 2017).

Thứ ba: Bảo vệ môi trường và lối sống tối giản (chỉ mua sắm những thiết bị, vật dụng cần thiết cho đời sống hàng ngày) đã được giảng dạy trong các trường học cho thế hệ trẻ cũng góp phần thay đổi cách ứng xử với môi trường và tiết giảm các nhu cầu về “tài sản sinh thái”.

6. Kết luận và hàm ý chính sách

Tác động của vốn con người, tăng trưởng kinh tế và tỷ lệ đô thị hóa đến nhu cầu về “tài sản sinh thái” đã được phân tích, nhưng chủ yếu là ở các nước phát triển và dựa trên khung phân tích tuyến tính. Số lượng các nghiên cứu cho những nước đang phát triển như Việt Nam và sử dụng khung phân tích phi tuyến còn khiêm tốn. Bằng phương pháp tự hồi quy phân phối trễ phi tuyến NARDL do Shin & cộng sự (2014) đề xuất, nghiên cứu cho kinh tế Việt nam trong giai đoạn 1970-2016, bài viết khẳng định được một số điểm sau đây:

Thứ nhất: Có bằng chứng thống kê để kết luận tác động của vốn con người đến nhu cầu “tài sản sinh thái” là tác động bất đối xứng trong dài hạn, nhưng đối xứng trong ngắn hạn.

Thứ hai: Tăng trưởng kinh tế làm gia tăng nhu cầu “tài sản sinh thái”, không chỉ nhằm tăng các tiện ích của cuộc sống mà còn để hấp thụ những phế thải do quá trình sản xuất và tiêu dùng tạo ra.

Thứ ba: Chưa đủ bằng chứng thống kê để kết luận giữa tỷ lệ đô thị hóa có mối quan hệ với loại nhu cầu này.

Việc tìm được tác động bất đối xứng trong nghiên cứu này góp phần hoàn thiện cơ sở lý thuyết về các yếu tố ảnh hưởng đến ô nhiễm môi trường và “tài sản sinh thái”. Hàm ý rằng sự thay đổi “vốn con người” sẽ tác

động đến nhu cầu “tài sản sinh thái” là không giống nhau theo thời gian, và mức độ mạnh yếu trong dài hạn cũng khác nhau khi xuất hiện sự thay đổi tăng hoặc thay đổi giảm trong ngắn hạn.

Từ kết quả thực nghiệm, tác giả xin lưu ý một số điểm sau khi vận dụng kết quả vào thực tiễn như sau:

Lưu ý 1: Vốn con người giúp giảm nhu cầu về “tài sản sinh thái”, do vậy việc nâng cao chất lượng vốn con người là hết sức cần thiết. Bên cạnh việc đưa vào các chương trình giảng dạy thì Chính Phủ cũng cần tăng cường cho các hoạt động truyền thông về bảo vệ môi trường. Bởi vì, để biến sự thay đổi trong nhận thức thành các hành động cụ thể luôn cần thời gian.

Lưu ý 2: Không đủ bằng chứng thống kê để kết luận tỷ lệ đô thị hóa có mối quan hệ với nhu cầu “tài sản sinh thái”, điều này không đồng nghĩa với việc bài viết ủng hộ cho quan điểm nên đẩy nhanh quá trình đô thị hóa ở Việt Nam. 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. (2020), ‘Moving towards a sustainable environment: The dynamic linkage between natural resources, human capital, urbanization, economic growth, and ecological footprint in China’, *Resources Policy*, 67, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101677>.
- Aşıcı, A.A. & Acar, S. (2016), ‘Does income growth relocate ecological footprint?’, *Ecological Indicators*, 61, 707-714.
- Bahmani-Oskooee, M. & Baek, J. (2016), ‘Do exchange rate changes have symmetric or asymmetric effects on the trade balance? Evidence from U.S.–Korea commodity trade’, *Journal of Asian Economics*, 45, 15-30.
- Banerjee, A., Dolado, J.J. & Mestre, R. (1996), ‘Error-correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-equation Framework’, *Journal of time series analysis*, 19(3), 267-283.
- Baz, K., Xu, D., Ali, H., Ali, I., Khan, I., Khan, M.M. & Cheng, J. (2020), ‘Asymmetric impact of energy consumption and economic growth on ecological footprint: Using asymmetric and nonlinear approach’, *Science of the Total Environment*, 718, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.137364>
- Bộ Tài nguyên và Môi trường (2017), *Báo cáo chất lượng môi trường quốc gia năm 2016*, truy cập lần cuối ngày 30 tháng 11 năm 2020, từ <<http://dwrn.gov.vn/index.php?language=vi&nv=news&op=Hoat-dong-cua-Cuc-Tin-lien-quan/Cong-bo-Bao-cao-hien-trang-moi-truong-quoc-gia-nam-2016-6049>>.
- 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*, 65, 355-374.
- Chukwunonso Bosah, P., Li, S., Kwaku Minua Ampofo, G., Akwasi Asante, D. & Wang, Z. (2020), ‘The Nexus Between Electricity Consumption, Economic Growth, and CO₂ Emission: An Asymmetric Analysis Using Nonlinear ARDL and Nonparametric Causality Approach’, *Energies*, 13(5), DOI: <https://doi.org/10.3390/en13051258>.
- 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*, 47, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.scs.2019.101516>.
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1981), ‘Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root’, *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Dinh, H.L. & Lin, S.M. (2014), ‘CO₂ emissions, energy consumption, economic growth and FDI in Vietnam’, *Managing Global Transitions*, 12(3), 219-232.
- Feng, Z. & Wu, J. (2011), ‘Relationship between the ecological footprint and the economic growth in China’, Paper presented at the 2011 International Conference on Remote Sensing, Environment and Transportation Engineering, Beijing, China.
- 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*, 26(3), 2929-2938.
- Hossain, S.M. (2011), ‘Panel estimation for CO₂ emissions, energy consumption, economic growth, trade openness and urbanization of newly industrialized countries’, *Energy Policy*, 39(11), 6991-6999.

- 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*, 30, 435-441.
- Kassouri, Y. & Altintas, H. (2020), 'Human well-being versus ecological footprint in MENA countries: A trade-off?', *Journal of Environmental Management*, 263, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2020.110405>.
- Kazar, G. & Kazar, A. (2019), 'Ecological Footprint- Economic Growth Nexus', In *A New Perspective in Social Sciences*: Frontpage Publications.
- Kuznets, S. (1955), 'Economic Growth and Income Inequality', *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Mrabet, Z. & Alsamara, M. (2017), 'Testing the Kuznets Curve hypothesis for Qatar: A comparison between carbon dioxide and ecological footprint', *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 70, 1366-1375.
- Nathaniel, S. & Khan, S.A.R. (2020), 'The nexus between urbanization, renewable energy, trade, and ecological footprint in ASEAN countries', *Journal of Cleaner Production*, 272, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.122709>.
- Ngoc, B.H. (2020), 'The Asymmetric Effect of Inflation on Economic Growth in Vietnam: Evidence by Nonlinear ARDL Approach', *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(2), 143-149.
- Ngoc, 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*, 31(2), 20-32.
- Nkoro, E. & Uko, A.K. (2016), 'Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: Application and Interpretation', *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), 63-91.
- 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*, 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.
- Rajput, S.K.O., Ghumro, N.H. & Anjum, N. (2019), 'Do Exchange Rate Changes Have Symmetric or Asymmetric Effects on International Trade Integration?', *Annals of Financial Economics*, 14(03), 1950013.
- Rudolph, A. & Figge, L. (2017), 'Determinants of Ecological Footprints: What is the role of globalization?', *Ecological Indicators*, 81, 348-361.
- Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014), 'Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework', In Sickles, R.C. & Horrace, W.C. (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt, Econometric Methods and Applications* (pp. 281-314), New York, NY: Springer.
- Su, Y., Gao, W., Guan, D. & Su, W. (2018), 'Dynamic assessment and forecast of urban water ecological footprint based on exponential smoothing analysis', *Journal of Cleaner Production*, 195, 354-364.
- Tang, C.F. & Tan, B.W. (2015), 'The impact of energy consumption, income and foreign direct investment on carbon dioxide emissions in Vietnam', *Energy*, 79, 447-454.
- Verhofstadt, E., Van Ootegem, L., Defloor, B. & Bleys, B. (2016), 'Linking individuals' ecological footprint to their subjective well-being', *Ecological Economics*, 127, 80-89.
- VOER (không năm xuất bản), *Mục tiêu phát triển thiên niên kỷ của Liên Hiệp Quốc*, truy cập lần cuối ngày 20 tháng 6 năm 2020, từ <<https://voer.edu.vn/m/muc-tieu-phat-trien-thien-nien-ky/fa2778bb>>.
- 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*, 36(4), 342-349.
- Yang, Y. & Li, W. (2019), 'The evolution of the ecological footprint and its relationship with the urban development of megacities in Western China: The case of Xi'an', *Journal of Environmental Management*, 243, 463-471.
- 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*, 63, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101428>.
- Zahoor, A., Wasif, Z. M., Sajid, A. & Danish. (2020), 'Linking urbanization, human capital, and the ecological footprint in G7 countries: An empirical analysis', *Sustainable Cities and Society*, 55, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.scs.2020.102064>.
- Zhaohua, W., Lin, Y., Jianhua, Y. & Bin, Z. (2018), 'Assessment and prediction of environmental sustainability in China based on a modified ecological footprint model', *Resources, Conservation and Recycling*, 132, 301-313.