

# Mối quan hệ giữa tỷ lệ đô thị hóa, tăng trưởng kinh tế, phát triển nông nghiệp và lượng khí thải CO<sub>2</sub> ở Việt Nam

BÙI HOÀNG NGỌC\*

PHAN THỊ LIỆU\*\*

NGUYỄN MINH HÀ\*\*\*

**Tóm tắt:** Nghiên cứu này được thực hiện để khám phá tác động riêng lẻ và tác động kiểm soát của tỷ lệ đô thị hóa trong mối quan hệ giữa phát triển nông nghiệp, tăng trưởng kinh tế và lượng khí thải CO<sub>2</sub> tại Việt Nam, giai đoạn 1986 - 2018. Kết quả ước lượng bằng phương pháp tự hồi quy phân phối trễ và phương pháp phân tích biến đổi lệch pha (Wavelet coherence analysis) cho thấy ba điểm nổi bật: 1) Phát triển nông nghiệp vẫn là một nguyên nhân làm tăng lượng khí thải CO<sub>2</sub>; 2) Tăng tỷ lệ đô thị hóa cũng góp phần làm gia tăng lượng phát thải khí nhà kính; 3) Nếu tỷ lệ đô thị hóa cao, mà thu nhập bình quân đầu người được cải thiện thì tác động của tăng trưởng kinh tế đến lượng khí thải CO<sub>2</sub> sẽ thay đổi theo chiều hướng có lợi cho chất lượng môi trường. Ngoài ra, nghiên cứu còn chỉ ra vai trò của biến dẫn hướng và biến theo sau ở các miền thời gian và miền tần số khác nhau. Do vậy, nghiên cứu góp phần làm phong phú thêm lý thuyết và cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho kinh tế Việt Nam.

**Từ khóa:** Tăng trưởng kinh tế, phát triển nông nghiệp, tỷ lệ đô thị hóa, phân tích Wavelet, Việt Nam.

## 1. Giới thiệu

Mặc dù khu vực công nghiệp và dịch vụ nổi lên như ngành chủ đạo của quá trình công nghiệp hóa, hiện đại hóa, thì nông nghiệp vẫn đóng vai trò vững chắc trong đảm bảo an ninh lương thực cho nhiều quốc gia. Nông nghiệp được công nhận là động lực chính thúc đẩy tăng trưởng kinh tế trong nhiều thế kỷ, thậm chí nghiên cứu và phát triển (R&D) trong khu vực nông nghiệp có tỷ suất sinh lợi rất cao (World Bank, 2008), hiệu quả giảm nghèo do tăng trưởng nông nghiệp lớn hơn tăng trưởng ở các lĩnh vực khác (Timmer, 2009). Tại Việt Nam, ngành nông nghiệp giữ vai trò là “trụ đỡ” của nền kinh tế, thông qua việc bảo đảm vững chắc an ninh lương thực quốc gia trong mọi tình

huống, tạo sinh kế, việc làm và thu nhập ổn định cho người dân nông thôn, góp phần quan trọng ổn định chính trị - xã hội và phát triển đất nước.

Cùng với quá trình tăng trưởng kinh tế, các khu công nghiệp hiện đại cũng như tỷ lệ dân cư đô thị không ngừng gia tăng. Nhìn ở góc độ kinh tế và xã hội, đô thị hóa mang lại cả những tác động tích cực lẫn tiêu cực (Ahmed và cộng sự, 2019). Quá trình đô thị hóa được kỳ vọng sẽ mang đến nhiều việc làm hơn, nhưng theo thời gian, xu hướng này có sự thay đổi. Đi kèm với đô thị hóa, các nhà hoạch định chính sách thường lo ngại những mặt tiêu cực kèm theo đó là sự quá tải về cơ sở hạ tầng, ô nhiễm môi trường sống, an ninh xã hội không đảm bảo, vấn nạn thất nghiệp ở các thành phố lớn đang ngày một gia tăng (Charfeddine, 2017). Do đó, việc xác định một tỷ lệ đô thị hóa phù hợp sẽ giúp thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và giảm áp lực lên môi trường sinh thái.

\*Trường Đại học Công nghiệp thực phẩm TP. Hồ Chí Minh

\*\* Trường Đại học Lao động Xã hội (Cơ sở 2)

\*\*\* Trường Đại học Mở TP. Hồ Chí Minh

Thực tế và các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy, tất cả các hoạt động phục vụ cho tăng trưởng kinh tế cũng như quá trình đô thị hóa đều ghi dấu ấn nhất định lên môi trường sinh thái thông qua các phát thải, đặc biệt là khí carbon dioxide (CO<sub>2</sub>) (Muhammad và cộng sự, 2020). Ủy ban liên chính phủ về biến đổi khí hậu (Inter-governmental panel on climate change - IPCC) tuyên bố rằng, kể từ giữa thế kỷ 20, lượng khí thải do các hoạt động kinh tế là nguyên nhân chính đằng sau sự gia tăng nhiệt độ của trái đất. Điều này đặt ra thách thức cho các quốc gia trong việc làm thế nào để có thể thực hiện đô thị hóa, tăng trưởng kinh tế với cơ cấu ngành phù hợp nhằm đạt được mức tăng trưởng tối ưu đi cùng với mục tiêu giảm thiểu lượng khí thải CO<sub>2</sub>. Đã có nhiều nhà quản lý và nhà nghiên cứu quan tâm về tác động của tăng trưởng kinh tế, đô thị hóa, phát triển nông nghiệp đến chất lượng môi trường (đo lường bằng lượng khí thải CO<sub>2</sub>), tuy nhiên kết luận của các nghiên cứu trước vẫn có những khác biệt nhất định ở từng quốc gia hay khu vực. Ngoài ra, thực tiễn làm cho bối cảnh nghiên cứu ở Việt Nam trở lên thú vị là vì: *i*) Việt Nam xuất phát điểm là một nước nông nghiệp, nên ngành này đóng vai trò quan trọng trong quá trình phát triển kinh tế; *ii*) Việt Nam là quốc gia đang phát triển “nóng”; *iii*) Tỷ lệ đô thị hóa chưa có dấu hiệu suy giảm. Do vậy, nếu xử lý tốt bài toán thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, phát triển nông nghiệp và tỷ lệ đô thị hóa phù hợp đi kèm với giảm thiểu lượng khí thải CO<sub>2</sub> sẽ không chỉ giúp người dân có chất lượng môi trường sống tốt hơn, mà còn là bài học kinh nghiệm quý báu cho các quốc gia phát triển sau, hoặc có các điều kiện tương đồng giống Việt Nam.

## 2. Lược khảo các nghiên cứu thực nghiệm

Công trình thực nghiệm về các yếu tố tác động đến ô nhiễm môi trường (đo lường bằng lượng thải khí CO<sub>2</sub>) khá đa dạng, phong phú bởi sự hấp dẫn của chủ đề này đối với những nhà nghiên cứu. Đặc biệt, vấn đề liên quan đến đô thị hóa, tăng trưởng kinh tế và CO<sub>2</sub> được nhiều tác giả quan tâm tìm hiểu với nhiều kết luận khác nhau. Ahmed và cộng sự (đd.) thực nghiệm trường hợp ở Indonesia giai đoạn 1971 - 2014 và kết quả cho thấy rằng đô thị hóa làm

gia tăng khí thải CO<sub>2</sub> nhưng ở một mức độ nhất định, sau đó, sự gia tăng này sẽ làm giảm lượng khí thải. Cụ thể, trong giai đoạn đầu, đô thị hóa tăng 1% sẽ làm tăng lượng khí thải 5,81%. Sau khi đạt được mức ngưỡng, đô thị hóa sẽ làm giảm phát thải CO<sub>2</sub>, khi đó gia tăng 1% trong tỷ lệ đô thị hóa sẽ làm giảm 0,87% lượng khí CO<sub>2</sub>. Nguyên nhân là do gần đây Indonesia đã triển khai mô hình thành phố thông minh trên toàn quốc để đạt mục tiêu đô thị hóa bền vững. Có vẻ như các sáng kiến này sẽ giúp giảm phát thải sau một mức nhất định của quá trình đô thị hóa. Đối với tác động tiêu cực của tăng trưởng kinh tế lên môi trường, nghiên cứu này cho rằng nó xuất phát từ lối sống sử dụng nhiều năng lượng phục vụ cho tiêu dùng trong gia đình, công nghiệp, giao thông vận tải và các lĩnh vực khác. Hầu hết các nhu cầu năng lượng này là được tạo bởi dầu mỏ, than đá và khí đốt làm tăng lượng khí thải CO<sub>2</sub>. Hay như Mahmood và cộng sự (2020) tìm hiểu tại A-rập Xê-út giai đoạn 1968 - 2014, bằng phương pháp tự hồi quy phân phối trễ cho thấy quá trình đô thị hóa có tác động đàn hồi tích cực đối với lượng khí thải, và mức tăng 1% trong đô thị hóa làm cho lượng khí thải CO<sub>2</sub> tăng 2,66%.

Nghiên cứu trường hợp Trung Quốc, Xie và Liu (2019) phát hiện tác động phi tuyến của tăng trưởng kinh tế đối với lượng khí thải CO<sub>2</sub> theo mô hình chữ U ngược. Sự tồn tại của hiệu ứng chữ U ngược cho thấy rằng lượng khí thải CO<sub>2</sub> có xu hướng tăng trong giai đoạn đầu của quá trình mở rộng kinh tế và sau đó giảm khi nền kinh tế Trung Quốc phát triển. Lý do giải thích cho điều này bởi vì trong giai đoạn tăng trưởng thu nhập ban đầu, nhu cầu đối với các sản phẩm sắt thép tăng lên để tăng cường đầu tư tài sản cố định, điều này đã làm cạn kiệt năng lượng hóa thạch khổng lồ và tăng lượng khí thải CO<sub>2</sub>. Tuy nhiên, khi nền kinh tế tiếp tục phát triển, cơ cấu công nghiệp từng bước được tối ưu hóa, công nghệ tiết kiệm năng lượng đã được phát triển rộng rãi, có thể giảm đáng kể CO<sub>2</sub>.

Các công trình thực nghiệm về tác động ngành nông nghiệp với lượng khí thải CO<sub>2</sub> có phần khiếm tốn hơn, và nhiều kết quả nghiên cứu đều thống nhất rằng hoạt động nông nghiệp

gây ra tác động xấu đáng kể lên môi trường (Agboola & Bekun, 2019; Rehman và cộng sự, 2019). Một số nghiên cứu khác có bằng chứng tích cực hơn, khi tìm thấy mô hình chữ U ngược trong tác động của nông nghiệp đến khí thải CO<sub>2</sub>. Cụ thể, Appiah và cộng sự (2018) nghiên cứu cho các nước đang phát triển giai đoạn 1971-2013, kết quả thực nghiệm chỉ ra rằng tăng 1% trong tăng trưởng kinh tế, chỉ số sản xuất cây trồng và chỉ số sản xuất chăn nuôi sẽ làm tăng lượng phát thải CO<sub>2</sub> tương ứng 17%, và 28%.

Phân khảo lược trên không thể khái quát hết được số lượng các nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế, phát triển nông nghiệp, tỷ lệ đô thị hóa và ô nhiễm môi trường. Nhưng tổng kết lại, có thể nhận ra rằng hầu hết các nghiên cứu trước không sử dụng tỷ lệ đô thị hóa như vai trò của biến kiểm soát trong việc thay đổi tác động của tăng trưởng kinh tế, phát triển nông nghiệp đến ô nhiễm môi trường. Ngoài ra, chưa có nghiên cứu nào chia các biến thành các miền tần số và miền thời gian để phân tích vai trò làm biến dẫn hướng hay biến theo sau. Điều đó đã tự chứng minh cho “khoảng trống nghiên cứu” và sự cần thiết của bài nghiên cứu này. Tính mới của bài nghiên cứu sẽ được trình bày cụ thể hơn trong phần 3.

### 3. Mô hình, dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

#### 3.1. Mô hình nghiên cứu

Theo Zhang và cộng sự (2020), đô thị hóa có thể ảnh hưởng đến cấu trúc dân số, cơ cấu nghề

$$\ln CO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln AVA_t + \beta_2 \cdot \ln Urban_t + u_t \quad (\text{Mô hình 1})$$

$$\ln CO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln AVA_t + \beta_2 \cdot \ln Urban_t + \beta_3 \cdot (\ln AVA_t * \ln Urban_t) + u_t \quad (\text{Mô hình 2})$$

$$\ln CO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln GDP_t + \beta_2 \cdot \ln Urban_t + u_t \quad (\text{Mô hình 3})$$

$$\ln CO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln GDP_t + \beta_2 \cdot \ln Urban_t + \beta_3 \cdot (\ln GDP_t * \ln Urban_t) + u_t \quad (\text{Mô hình 4})$$

Trong đó: mô hình (1) và (3) xem xét tác động riêng lẻ của tỷ lệ đô thị hóa, tăng trưởng kinh tế, phát triển nông nghiệp đến lượng khí thải CO<sub>2</sub>, trong khi mô hình (2) và (4) phân tích vai trò làm biến kiểm soát của tỷ lệ đô thị hóa. Biến  $(\ln AVA_t * \ln Urban_t)$  hay  $(\ln GDP_t * \ln Urban_t)$  được hiểu là biến tương tác. Tức là, nếu hệ số

ngành, tiêu dùng, cơ cấu kinh tế và các ngành công nghiệp hàng đầu của một quốc gia. Dựa trên lập luận đó, nhóm tác giả này thực hiện khám phá động lực phát triển năng lượng không hóa thạch của chính quyền Trung Quốc. Đồng thời tiến hành các kịch bản và phân tích xác suất về các quỹ đạo khác nhau của tiêu thụ năng lượng và phát thải CO<sub>2</sub> cho đến năm 2050. Kết quả nghiên cứu cho thấy quy mô kinh tế đóng vai trò quan trọng, cùng với đô thị hóa được xác định là yếu tố cần thiết trong việc thúc đẩy phát triển năng lượng không hóa thạch. Việc tiêu thụ nhiên liệu hóa thạch sẽ tiếp tục tăng với tốc độ đô thị hóa nhanh chóng, dẫn đến lượng khí thải CO<sub>2</sub> cao hơn. Churkina (2016) cho rằng các khu vực đô thị chiếm hơn 70% lượng khí thải CO<sub>2</sub> do đốt nhiên liệu hóa thạch. Việc mở rộng đô thị hóa gây nên sự gia tăng lượng phát thải CO<sub>2</sub> hàng năm do vấn đề thay đổi mục đích sử dụng đất. Do đó, trong nghiên cứu của mình, Churkina (2016) tiến hành định lượng sự đóng góp của đô thị hóa đến sự thay đổi của lượng phát thải CO<sub>2</sub>. Hay trong nghiên cứu của Ngọc (2020), tác giả thực hiện kiểm định khả năng tồn tại tác động bất đối xứng của tiêu thụ điện đến lượng khí thải CO<sub>2</sub> tại Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy tiêu thụ điện tác động đối xứng trong ngắn hạn nhưng lại bất đối xứng trong dài hạn đến khí thải CO<sub>2</sub>.

Dựa trên những lập luận và mô hình nghiên cứu trước của Churkina (2016), Zhang và cộng sự (2020), Ngọc (2020) bài viết đề xuất bốn mô hình nghiên cứu sau:

ước lượng thu được của  $\beta_3 \neq 0$ , và có ý nghĩa thống kê, điều này hàm ý ảnh hưởng của tăng trưởng kinh tế và phát triển nông nghiệp đến ô nhiễm môi trường sẽ bị thay đổi khi tỷ lệ đô thị hóa của Việt Nam tăng lên. Như vậy, mô hình (2) và (4) giúp phân tích vai trò biến kiểm soát của tỷ lệ đô thị hóa trong tác động của tăng

trường kinh tế và phát triển nông nghiệp đến ô nhiễm môi trường ở Việt Nam.

### 3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Biến AVA là đại diện cho phát triển nông nghiệp, được thu thập từ chỉ số tỷ trọng đóng góp của khu vực lâm nghiệp, săn bắn và đánh cá, trồng trọt, chăn nuôi vào GDP (đơn vị tính: %). Tương tự, biến GDP đại diện cho tăng trưởng kinh tế, được lấy từ chỉ tiêu thu nhập bình quân đầu người (đơn vị: USD, tính theo giá cố định năm 2010), còn biến tỷ lệ đô thị hóa (kí hiệu là Urban) là tỷ trọng dân số sống ở các đô thị trong tổng dân số (đơn vị tính: %). Cuối cùng, ô nhiễm môi trường (kí hiệu là CO<sub>2</sub>) trong nghiên cứu này được lấy từ chỉ số lượng khí thải CO<sub>2</sub> bình quân đầu người (đơn vị tính: metric tons). Cả bốn biến đều được thu thập theo năm từ dữ liệu của Ngân hàng thế giới (World Bank, WB) trong giai đoạn 1986 - 2018. Các biến được biến đổi từ dữ liệu gốc sang dạng logarit cơ số tự nhiên để giảm mức độ

chênh lệch, đồng nhất dữ liệu và thỏa mãn các điều kiện về kiểm tra tính dừng (stationary test).

### 3.3. Phương pháp nghiên cứu

Nhằm mục đích khắc phục các nhược điểm của phương pháp ước lượng bình phương nhỏ nhất (ordinary least square, OLS), trong nghiên cứu này bài viết ứng dụng hai phương pháp mới được giới thiệu trong giai đoạn gần đây gồm: Phương pháp tự hồi quy phân phối trễ (autoregressive distributed lag, ARDL) và phương pháp phân tích đồng liên kết (Wavelet coherence analysis). Ưu điểm của phương pháp ARDL là cho phép phân tích thành tác động ngắn hạn và tác động dài hạn (Pesaran & Shin, 1995), trong khi ưu điểm của phương pháp Wavelet là cho phép phân tích sự biến động của hai chuỗi dữ liệu trên các miền thời gian và miền tần số khác nhau (Grinsted và cộng sự, 2004). Biểu diễn tổng quan mô hình nghiên cứu dưới dạng phương pháp ARDL(p,q) như sau:

$$\Delta \ln CO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 \ln CO_{2t-1} + \beta_2 \ln X_{t-1} + \beta_3 \ln Urban_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \omega_{1,j} \Delta \ln CO_{2t-j} + \sum_{j=0}^q \omega_{2,j} \Delta \ln X_{t-j} + \sum_{j=0}^q \omega_{3,j} \Delta \ln Urban_{t-j} + \mu_t$$

(Mô hình 5)

$$\Delta \ln CO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 \ln CO_{2t-1} + \beta_2 \ln X_{t-1} + \beta_3 \ln Urban_{t-1} + \beta_4 (\ln X * \ln Urban)_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \omega_{1,j} \Delta \ln CO_{2t-j} + \sum_{j=0}^q \omega_{2,j} \Delta \ln X_{t-j} + \sum_{j=0}^q \omega_{3,j} \Delta \ln Urban_{t-j} + \sum_{j=0}^q \omega_{4,j} \Delta (\ln X * \ln Urban)_{t-j} + \varepsilon_t$$

(Mô hình 6)

Trong đó:  $\Delta$ : 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

$\mu_t$  và  $\varepsilon_t$  là sai số của mô hình

$p, q$  là độ trễ của từng biến trong mô hình.

Trong mô hình (5): X có thể nhận là biến lnAVA (để phân tích cho mô hình (1) bằng phương pháp ARDL) hoặc biến lnGDP (để phân tích cho mô hình (3) bằng phương pháp ARDL). Tương tự trong mô hình (6): X nhận giá trị là biến lnAVA để phân tích cho mô hình (2), hoặc nhận giá trị là biến lnGDP để phân tích cho mô hình (4) dưới dạng phương pháp ARDL.

Tuy nhiên, theo Goupillaud và cộng sự (1984), Torrence và Webster (1999) phương pháp ARDL không cung cấp thông tin về biến dẫn hướng (lead variable) và biến theo sau (lag variable). Tức là, nếu phân tích cho cặp biến lnCO<sub>2</sub> và lnGDP trong khoảng thời gian từ 1986 đến 2018, sẽ không thể trả lời được câu hỏi là biến lnGDP sẽ biến động sớm hơn hay trễ hơn biến lnCO<sub>2</sub>. Biến biến động sớm được coi là biến

dẫn hướng, biến chịu sự tác động của biến dẫn hướng và biến động trễ hơn được gọi là biến theo sau. Để lấp đầy được khoảng trống nghiên cứu này, bài viết ứng dụng thêm kỹ thuật phân tích Wavelet. Khác với phân tích một chuỗi thời gian thông thường, kỹ thuật phân tích Wavelet thực chất là phép biến đổi một chuỗi thời gian  $x(t)$  thành hai thành phần: (i) thành phần thời gian (time domain) và (ii) thành phần tần số (frequency domain). Theo cách này, giờ đây một chuỗi thời gian sẽ được biểu diễn theo dạng sóng

$$R_n^2(u, s) = \frac{|S(s^{-1}W_n^{xy}(u, s))|^2}{S(s^{-1}|W_x(u, s)|^2)S(s^{-1}|W_y(u, s)|^2)} \quad (\text{Công thức 1})$$

Trong đó, S là tham số phẳng (smoothing parameter) biểu diễn dao động của hai chuỗi tại một vị trí cụ thể.  $R^2(u, s)$  là hệ số tương quan, do vậy khoảng biến thiên sẽ là  $0 \leq R^2(u, s) \leq 1$ . Càng gần 0 thì chứng tỏ rằng sự tương quan giữa  $x(t)$  và  $y(t)$  là yếu, càng gần 1 thì biểu hiện cho mức độ tương quan mạnh. Mức độ tương quan yếu được biểu diễn dưới dạng màu xanh nhạt (theo cách biểu diễn phổ màu), ngược lại mức độ tương quan mạnh được biểu diễn dưới dạng màu vàng đậm.

Nói đơn giản hơn, kỹ thuật phân tích Wavelet thực chất là một phép biến đổi hai chuỗi thời gian thành dạng sóng (một dạng của đồ thị hình sin) trên cùng một không gian thời gian - tần số. Xét một miền thời gian cụ thể, hai chuỗi thời gian  $x(t)$  và  $y(t)$  sẽ cùng thay đổi (gọi là hiện tượng đồng dao động, co-movement). Nếu cả hai chuỗi cùng tăng hoặc cùng giảm được gọi là hiện tượng “cùng pha”, còn một chuỗi tăng và một chuỗi giảm được gọi là hiện tượng “ngược pha”. Sự giao thoa về pha giữa hai biến trong phân tích wavelet được minh họa bằng kí hiệu mũi tên. Mũi tên chỉ sang phải (right) biểu hiện cho tương quan dương, mũi tên chỉ sang trái (left) biểu hiện cho tương quan âm. Xét theo góc 90° độ, nếu mũi tên chỉ xuống (down) thì biến số đứng thứ hai sẽ đóng vai trò là biến dẫn hướng cho biến thứ nhất. Ngược lại, nếu mũi tên chỉ lên (up) thì biến thứ nhất sẽ dẫn hướng cho biến thứ hai.

trên một không gian ba chiều gồm cả thời gian và tần số (được gọi là không gian thời gian - tần số, time-frequency space). Như vậy, để phân tích tương quan giữa hai chuỗi thời gian  $x(t)$  và  $y(t)$  trên cùng một không gian thời gian - tần số, Torrence và Webster đề xuất kỹ thuật wavelet coherence dựa trên hai kỹ thuật phép biến đổi chéo Wavelet (cross-wavelet transform, CWT) và kỹ thuật phân tích phổ màu tự động (auto-wavelet power spectra), dựa trên công thức:

#### 4. Kết quả thực nghiệm

##### 4.1. Thống kê mô tả

Kể từ sau đường lối đổi mới phương thức quản lý nền kinh tế năm 1986, kinh tế Việt Nam đã ghi nhận sự thay đổi toàn diện cả về quy mô, cơ cấu lẫn chất lượng tăng trưởng kinh tế. Thu nhập bình quân đầu người tăng từ 385 USD năm 1986, lên 1.965 USD vào năm 2018. Đồng thời tỷ lệ đô thị hóa cũng luôn nằm trong xu hướng tăng. Nếu như tỷ lệ đô thị hóa năm 1986 là 19,63% thì năm 2018 đã đạt 35,92%. So với các nước trong khu vực như Singapore, Thái Lan hay Malaysia thì tỷ lệ đô thị hóa của Việt Nam vẫn chưa cao. Ngược với sự tăng lên của tỷ lệ đô thị hóa thì phát triển nông nghiệp lại có xu hướng giảm về tỷ trọng, năm 1988 tỷ trọng của khu vực nông lâm thủy sản trong GDP đạt cao nhất là 46,29% thì đến năm 2018 chỉ còn 14,57%. Những chỉ tiêu thống kê mô tả của các biến trong mô hình được trình bày chi tiết hơn ở Bảng 1.

**Bảng 1:** Thống kê các biến

Tên biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Sai số	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
CO <sub>2</sub>	33	0,791	0,089	0,263	1,819
AVA	33	25,35	1,522	46,29	14,57
GDP	33	961,85	83,14	1.964,48	384,82
Urban	33	26,28	0,899	35,92	19,63

*Nguồn:* Dữ liệu của Ngân hàng thế giới.

*Kết quả phân tích bằng phương pháp ARDL  
Kiểm định tính dừng*

Theo hướng dẫn của Pesaran và 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. Do vậy, đầu tiên bài viết ứng dụng phương pháp kiểm định tính dừng phổ biến nhất là phương pháp ADF do Dickey và Fuller (1981) giới thiệu. Bên cạnh đó, để tăng mức độ tin cậy bài viết còn áp dụng thêm phương pháp kiểm định PP do Phillips và Perron (1988) đề xuất. Kết quả kiểm định tính dừng các biến trong mô hình được trình bày trong Bảng 2.

**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	
lnCO <sub>2</sub>	-2,104	-4,267**	-1,908	-4,259**	3
lnAVA	-2,163	-5,090***	-2,321	-5,084***	1
lnGDP	-2,750	-3,341*	-3,118	-3,523*	2
lnUrban	-3,323*	-2,844	-7,981***	-3,769**	3

**Ghi chú:** \*, \*\*, \*\*\* tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê là 10%, 5% và 1%.

**Nguồn:** Tính toán của nhóm tác giả.

Kết quả trong Bảng 2 cho thấy chỉ có biến lnUrban là dừng ở bậc gốc, còn ba biến gồm lnCO<sub>2</sub>, lnGDP và lnAVA là dừng ở bậc sai phân. Biến phụ thuộc (biến lnCO<sub>2</sub>) dừng ở bậc sai phân đã cung cấp bằng chứng là nếu áp dụng phương pháp ước lượng OLS sẽ cung cấp các kết quả bị chệch. Ngoài ra, 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). Độ trễ tối ưu của các biến được mô hình ARDL tự tính toán dựa trên các tiêu chuẩn thông tin như AIC (Akaike information criterion), BIC (Schwarz information criterion), và R-square.

*Kiểm định đồng liên kết*

Do các biến dừng không đồng nhất (có cả bậc gốc và bậc sai phân), nên bước tiếp theo bài

viết đi kiểm định hiện tượng đồng liên kết trong dài hạn cho cả bốn mô hình (1), (2), (3), (4). Có một số kỹ thuật kiểm định đồng liên kết, nhưng để đồng nhất với phương pháp ước lượng ARDL bài viết áp dụng kỹ thuật kiểm định đường bao (Bound-testing) do Pesaran và cộng sự (2001) đề xuất. Theo kết quả kiểm định trong bảng 3, giá trị của thống kê F trong mô hình (1) và (4) đều lớn hơn giá trị của đường bao trên tại mức ý nghĩa 1%, còn trong mô hình (2) và (3) thì lớn hơn ở mức ý nghĩa 5%. Theo Pesaran và cộng sự, Nkoro và Uko (2016) kết quả như vậy hàm ý rằng giữa các biến số trong cả bốn mô hình đều xảy ra hiện tượng đồng liên kết. Đây cũng là điều kiện để áp dụng phương pháp ước lượng ARDL.

*Kết quả phân tích tác động trong ngắn hạn và dài hạn bằng phương pháp ARDL*

**Bảng 3: Kết quả kiểm định đồng liên kết**

	Giá trị	Mức ý nghĩa (%)	Giá trị đường bao dưới	Giá trị đường bao trên
Mô hình 1				
Giá trị thống kê F	6,642	10	2,63	3,35
Số biến độc lập	2	5	3,10	3,87
		1	4,13	5,00
Mô hình 2				
Giá trị thống kê F	4,631	10	2,37	3,22
Số biến độc lập	3	5	2,79	3,67
		1	3,65	4,66
Mô hình 3				
Giá trị thống kê F	4,886	10	2,63	3,35
Số biến độc lập	2	5	3,10	3,87
		1	4,13	5,00
Mô hình 4				
Giá trị thống kê F	5,495	10	2,37	3,22
Số biến độc lập	3	5	2,79	3,67
		1	3,65	4,66

**Nguồn:** Tính toán của nhóm 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 phát triển nông nghiệp, tăng trưởng kinh tế, đô thị hóa và vai trò kiểm soát của tỷ lệ đô thị hóa đến tình trạng ô nhiễm môi trường ở Việt Nam. Kết quả thực nghiệm được trình bày trong Bảng 4.

**Bảng 4: Kết quả phân tích tác động trong ngắn hạn và dài hạn**

Biến phụ thuộc: $\Delta \ln \text{CO}_2$			
Tên biến	Hệ số beta	Sai số	Thống kê t [Prob]
Tác động trong ngắn hạn của mô hình 1			
$\Delta \ln \text{CO}_2(-1)$	0,283	0,143	1,97 [0,060]
$\Delta \ln \text{CO}_2(-2)$	-0,265	0,148	-1,78 [0,086]
CoinEq(-1)	-0,439	0,080	-5,47 [0,000]
Tác động trong dài hạn của mô hình 1			
lnAVA	0,645	0,143	4,52 [0,000]
lnUrban	2,463	0,225	10,93 [0,000]
Hệ số chặn	-9,486	1,162	-8,16 [0,000]
$\chi^2_{SC}$	1,516 [0,468]	$\chi^2_{FF}$	2,618 [0,119]
$\chi^2_{NORM}$	0,484 [0,784]	$\chi^2_{HET}$	6,739 [0,241]
Kiểm định CUSUM	Ổn định	Kiểm định CUSUMSQ	Ổn định
Tác động trong ngắn hạn của mô hình 2			
$\Delta \ln \text{CO}_2(-1)$	0,315	0,128	2,46 [0,021]
CoinEq(-1)	-0,496	0,095	-5,18 [0,000]
Tác động trong dài hạn của mô hình 2			
lnAVA	1,836	1,041	1,76 [0,090]
lnUrban	3,419	0,925	3,69 [0,001]
(lnAVA*lnUrban)	-0,462	0,365	-1,27 [0,216]
Hệ số chặn	-11,65	2,667	-4,37 [0,000]
$\chi^2_{SC}$	1,855 [0,396]	$\chi^2_{FF}$	1,184 [0,287]
$\chi^2_{NORM}$	0,351 [0,839]	$\chi^2_{HET}$	5,594 [0,347]
Kiểm định CUSUM	Ổn định	Kiểm định CUSUMSQ	Ổn định
Tác động trong ngắn hạn của mô hình 3			
$\Delta \ln \text{CO}_2(-1)$	0,415	0,153	2,71 [0,012]
$\Delta \text{Urban}$	-1,012	2,242	-0,45 [0,656]
$\Delta \text{Urban}(-1)$	3,037	3,532	0,86 [0,399]
$\Delta \text{Urban}(-2)$	-6,937	2,517	-2,76 [0,012]
CoinEq(-1)	-0,570	0,121	-4,71 [0,000]
Tác động trong dài hạn của mô hình 3			
lnGDP	-0,734	0,540	-1,36 [0,187]
lnUrban	3,546	1,298	2,73 [0,012]
Hệ số chặn	-5,806	0,669	-8,67 [0,000]

$\chi_{SC}^2$	1,308 [0,520]	$\chi_{FF}^2$	8,430 [0,008]
$\chi_{NORM}^2$	2,189 [0,334]	$\chi_{HET}^2$	5,776 [0,566]
Kiểm định CUSUM	Ổn định	Kiểm định CUSUMSQ	Ổn định
Tác động trong ngắn hạn của mô hình 4			
$\Delta \ln CO_2(-1)$	0,355	0,134	2,64 [0,015]
$\Delta Urban$	0,429	1,987	0,22 [0,831]
$\Delta Urban(-1)$	2,304	3,181	0,72 [0,476]
$\Delta Urban(-2)$	-8,656	2,380	-3,64 [0,001]
CoinEq(-1)	-0,667	0,116	-5,72 [0,000]
Tác động trong dài hạn của mô hình 4			
$\ln GDP$	0,558	0,927	0,60 [0,553]
$\ln Urban$	11,20	3,481	3,22 [0,004]
$(\ln GDP * \ln Urban)$	-0,713	0,357	-1,99 [0,059]
Hệ số chặn	-23,55	8,689	-2,71 [0,013]
$\chi_{SC}^2$	0,748 [0,688]	$\chi_{FF}^2$	2,641 [0,119]
$\chi_{NORM}^2$	2,065 [0,356]	$\chi_{HET}^2$	6,319 [0,612]
Kiểm định CUSUM	Ổn định	Kiểm định CUSUMSQ	Ổn định

**Nguồn:** Tính toán của nhóm tác giả.

**Ghi chú:**  $\chi_{SC}^2$ ,  $\chi_{FF}^2$ ,  $\chi_{NORM}^2$ ,  $\chi_{HET}^2$  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. CUSUM là kiểm định tổng sai số tích lũy, CUSUMSQ là kiểm định tổng sai số tích lũy có hiệu chỉnh. Giá trị trong ngoặc vuông biểu thị cho p-value.

Phân tích trong ngắn hạn, kết quả ước lượng thu được trong bảng 4 cho thấy biến  $\Delta \ln CO_2(-1)$  ở cả bốn mô hình đều có ý nghĩa thống kê. Điều này hàm ý rằng có sự tương quan dương giữa lượng khí thải  $CO_2$  ở giai đoạn trước với giai đoạn hiện nay. Tức là nếu không có các biện pháp quản lý chặt chẽ hoặc chế tài xử phạt thích đáng đối với các hoạt động xả thải chất độc hại ra môi trường thì tình trạng ô nhiễm môi trường không thể tự giảm xuống. Tương tự, trong mô hình (3) và (4) thì biến  $\Delta Urban$  đều không có ý nghĩa thống kê, kết quả này ngụ ý là trong ngắn hạn tác động của việc tăng tỷ lệ đô thị hóa đến tình trạng ô nhiễm môi trường là không rõ ràng.

Phân tích trong dài hạn, giá trị của biến  $\ln AVA$  trong cả mô hình (1) = 0,644 và mô hình (2) = 1,836, đều dương và có ý nghĩa thống kê ở

mức 10%. Điều này hàm ý rằng không phải phát triển nông nghiệp ở Việt Nam sẽ hạn chế ô nhiễm môi trường, mà thực tế vẫn làm lượng khí thải  $CO_2$  tăng lên trong dài hạn. Cả bốn mô hình đều cho thấy kết quả đồng nhất của biến  $\ln Urban$  là dương và có ý nghĩa thống kê, như vậy có thể kết luận chắc chắn rằng tỷ lệ đô thị hóa cao sẽ gây ra các hệ quả tiêu cực đối với môi trường (cụ thể là làm tăng tình trạng xả thải khí  $CO_2$ ). Cuối cùng là biến  $\ln GDP$ , kết quả ước lượng của mô hình (3) và (4) đều cung cấp thông tin là tăng trưởng kinh tế tác động đến lượng khí thải  $CO_2$  là chưa thực sự rõ ràng (vì p-value > 0,1).

Về vai trò biến kiểm soát của tỷ lệ đô thị hóa, trong mô hình (2) biến  $(\ln AVA * \ln Urban)$  = -0,462 nhưng không có ý nghĩa thống kê. Điều này ngụ ý, khi tỷ lệ đô thị hóa càng cao thì



việc phát triển nông nghiệp cũng không có ảnh hưởng đến lượng khí thải CO<sub>2</sub> ra môi trường. Tuy nhiên điều khá thú vị là trong mô hình (4), biên (lnGDP\*lnUrban) = -0,713 (p-value = 0,059), như vậy khi tỷ lệ đô thị hóa cao, thì việc người dân có thu nhập bình quân đầu người cao hơn sẽ làm giảm tình trạng ô nhiễm môi trường. Bài viết sẽ lý giải cụ thể hơn phát hiện này ở phần thảo luận kết quả nghiên cứu. Tất cả các kiểm định liên quan đều thỏa mãn, do vậy bài viết có cơ sở để khẳng định các kết quả trong ngắn hạn và dài hạn là đủ mức độ tin cậy, có thể áp dụng cho việc dự báo hoặc đề xuất hàm ý chính sách.

#### 4.2. Kết quả phân tích bằng phương pháp đồng liên kết

Theo gợi ý của Torrence và Webster (1999), trước tiên bài viết chia dữ liệu gốc trong khoảng thời gian từ 1986-2018 thành bốn bước sóng, tương ứng với từng tần số khác nhau, kí hiệu là D<sub>1</sub>, D<sub>2</sub>, D<sub>3</sub> và D<sub>4</sub>. Cụ thể, D<sub>1</sub> là tương ứng với bước sóng từ 2-4 năm, được gọi là miền tần số cao (high-frequency domains) biểu hiện cho những dao động trong ngắn hạn. Tương tự, D<sub>2</sub> là bước sóng từ 4-8 năm, được gọi là dao động trong trung hạn, còn D<sub>3</sub> là từ 8-16 năm, D<sub>4</sub> là từ 16-32 năm, biểu hiện cho các miền tần số thấp (low-frequency domains) hay dao động trong dài hạn. Minh họa miền thời gian và các bước sóng được thể hiện trong bảng 5.

**Bảng 5: Tần số của các bước sóng**

Ký hiệu	Bước sóng	Tần số
D <sub>1</sub>	2	2 - 4 năm
D <sub>2</sub>	4	4 - 8 năm
D <sub>3</sub>	8	8 - 16 năm
D <sub>4</sub>	16	16 - 32 năm

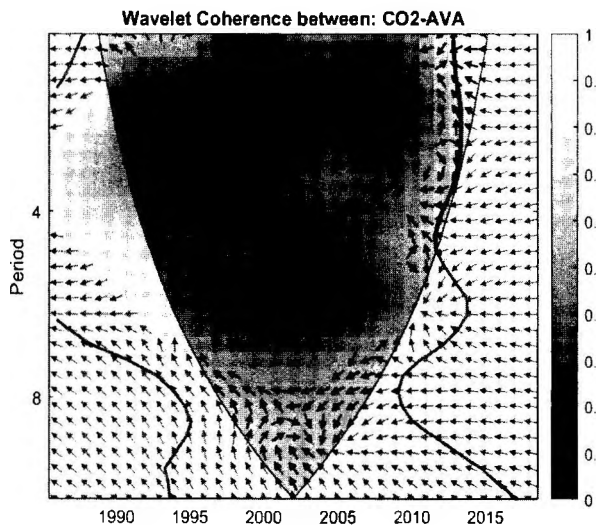
Cuối cùng, bài viết áp dụng phép biến đổi Wavelet coherence để khám phá hiện tượng đồng dao động cho hai biến số trên cùng các miền thời gian và miền tần số. Kết quả phân tích Wavelet coherence được minh họa trong Hình 1a, 1b, 1c. Về mối quan hệ giữa phát triển nông

NGHIỆP và ô nhiễm môi trường, Hình 1a cho thấy trong phần diện tích hình nón chủ yếu là màu xanh nhạt, không có hình mũi tên ở các tần số cao, chỉ có mũi tên chỉ sang trái và hỗn loạn ở các tần số thấp. Điều này chứng tỏ giữa phát triển nông nghiệp và ô nhiễm môi trường có tương quan rất yếu. Tình trạng tương quan yếu kéo dài từ năm 1986 đến năm 2010. Tuy nhiên, phần diện tích bên ngoài hình nón lại có màu vàng đậm và mũi tên đa số chỉ sang trái. Điều này chứng tỏ rằng từ năm 2010 đến nay mức độ tương quan giữa phát triển nông nghiệp và ô nhiễm môi trường đã tăng lên, nhưng vai trò là biến dẫn hướng hay biến theo sau không rõ nét (do các mũi tên không biểu thị cho chỉ lên hoặc chỉ xuống).

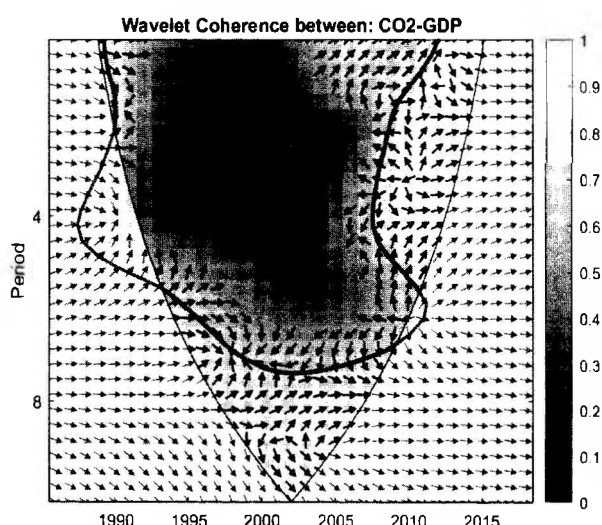
Phân tích cho cặp biến tăng trưởng kinh tế (lnGDP) và ô nhiễm môi trường (lnCO<sub>2</sub>), Hình 1b cho thấy giai đoạn 1991 - 2007 sự tương quan giữa tăng trưởng kinh tế và ô nhiễm môi trường là yếu (màu xanh nhạt) ở các tần số cao, nhưng mạnh hơn ở các tần số thấp (màu vàng đậm). Từ năm 2008 đến nay, cả diện tích trong hình nón và ngoài hình nón cũng đều có màu vàng ở cả miền tần số cao và miền tần số thấp, chứng tỏ rằng sau năm 2008 tương quan giữa ô nhiễm môi trường với tăng trưởng kinh tế là tương quan mạnh và dương (do mũi tên chỉ sang phải). Bên cạnh đó, ở các miền tần số cao, phần lớn mũi tên hướng lên trên, chứng tỏ rằng trong ngắn hạn nếu chấp nhận tăng ô nhiễm môi trường sẽ thúc đẩy tăng trưởng kinh tế.

Tức là biến lnCO<sub>2</sub> là biến dẫn hướng, còn biến lnGDP là biến theo sau trong ngắn hạn. Tuy nhiên, ở các miền tần số thấp hơn, mũi tên lại chỉ xuống, điều này chứng tỏ rằng trong dài hạn tăng trưởng kinh tế sẽ làm tăng ô nhiễm môi trường, và khi đó biến lnGDP sẽ là biến dẫn hướng, còn biến lnCO<sub>2</sub> sẽ đổi vai trò làm biến theo sau. Về mối quan hệ giữa tỷ lệ đô thị hóa và ô nhiễm môi trường, Hình 1c khá đồng dạng với Hình 1b, nên cũng có thể suy luận tương tự. Tỷ lệ đô thị hóa chỉ có tương quan mạnh với ô nhiễm môi trường ở các tần số thấp, tức là chỉ tác động trong dài hạn. Kết luận này tương đồng với kết quả của phương pháp ARDL bên trên.

Hình 1a: Wavelet coherence giữa CO<sub>2</sub> & AVA

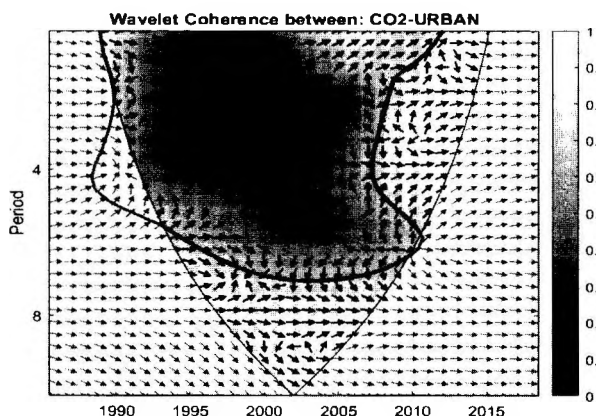


Hình 1b: Wavelet coherence giữa CO<sub>2</sub> & GDP



Ghi chú: Trục Y biểu diễn cho miền tần số, trục X biểu diễn cho miền thời gian.

Hình 1c: Wavelet coherence giữa CO<sub>2</sub> và tỷ lệ đô thị hóa



Và điều đáng lưu ý nữa, là từ năm 2008 đến nay mức tương quan này có xu hướng mạnh lên, chứng tỏ rằng Chính phủ Việt Nam cần phải giải quyết cả hai bài toán là: (1) Tính toán tỷ lệ đô thị hóa hợp lý, và (2) kiểm soát tốt tình trạng ô nhiễm môi trường.

4.3. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Nghiên cứu này kết luận phát triển nông nghiệp vẫn gây ra các hệ lụy tiêu cực cho chất lượng môi trường. Kết luận này tương đồng với nghiên cứu của Mushtaq và cộng sự (2007), Agboola và Bekun (2019) bởi theo số liệu của

Tổ chức Nông lương Liên hợp quốc (FAO) năm 2017 thì đến 20% sự đóng góp của phát triển nông nghiệp vào sự gia tăng khí nhà kính đến từ quá trình phân hủy các chất thải trong chăn nuôi, thức ăn thừa, và lượng phân bón mà đất hoặc cây trồng không hấp thụ được. Tương tự, kết luận tỷ lệ đô thị hóa tăng sẽ ảnh hưởng xấu đến chất lượng môi trường tương đồng với nhiều nghiên cứu trước đây như nghiên cứu của Yang và Li (2019), Su và cộng sự (2018). Đối chiếu với thực tiễn kinh tế xã hội của Việt Nam, nhóm tác giả cho rằng kết luận này là hợp lý. Bởi vì, việc đô thị hóa ở Việt Nam chủ yếu là đô thị hóa dạng cơ học (tức là người dân sống ở nông thôn sẽ dịch chuyển vào các đô thị được quy hoạch sẵn, chứ không phải là vùng nông thôn đó tự phát triển thành đô thị). Hệ quả là việc di dân cơ học gây ra những áp lực rất lớn đối với cơ sở hạ tầng (đường giao thông, trường học, bệnh viện, chung cư cao tầng, tòa nhà văn phòng...), điều này làm giảm diện tích đất dành cho cây xanh, khu vui chơi công cộng, công viên... lâu dần làm giảm chất lượng môi trường sống. Bên cạnh, việc xử lý rác thải, tình trạng quá tải của các phương tiện giao thông ở đô thị cũng góp phần làm xấu hơn chất lượng của môi trường.



Đề cập đến vai trò biến kiểm soát của tỷ lệ đô thị hóa trong tác động của tăng trưởng kinh tế đến ô nhiễm môi trường, bài viết tìm được bằng chứng thống kê là nếu tỷ lệ đô thị hóa cao, mà thu nhập bình quân đầu người nâng lên góp phần giảm sự ô nhiễm môi trường. Đây là phát hiện thú vị, nhưng có thể giải thích được, bởi theo Apergis và cộng sự (2018) sự thay đổi trong nhận thức của con người đối với chất lượng cuộc sống sẽ thay đổi theo quá trình phát triển kinh tế. Khi thu nhập càng cao thì con người càng nhận ra vai trò quan trọng của chất lượng môi trường sống. Thậm chí ở các nước phát triển, người dân không chấp nhận đánh đổi chất lượng môi trường lấy tăng trưởng kinh tế (Zahoor và cộng sự, 2020). Do vậy, điều đáng mừng là quy luật này đúng ở các nước phát triển và cũng được tìm thấy trong trường hợp của Việt Nam.

### 5. Kết luận và hàm ý chính sách

Trong tiến trình phát triển, việc đô thị hóa là nhu cầu tất yếu bởi nó cung cấp nhiều cơ hội về việc làm, điều kiện về y tế, giáo dục. Đồng thời, lý thuyết quản trị doanh nghiệp cũng cho thấy việc tăng tỷ lệ đô thị hóa còn giúp giảm chi phí sản xuất và khuyến khích chia sẻ tri thức. Tuy nhiên, để làm được những điều đó cần phải tính toán hợp lý giữa tỷ lệ đô thị hóa với việc quản lý chất lượng môi trường. Thông qua ứng dụng hai phương pháp ước lượng mới được công bố gần đây, gồm phương pháp tự hồi quy phân phối trễ ARDL, và phương pháp Wavelet coherence, bài viết này rút ra được một số kết luận sau cho kinh tế Việt Nam trong giai đoạn 1986 - 2018:

*Thứ nhất:* Phát triển nông nghiệp vẫn gây ra các hệ lụy tiêu cực cho chất lượng môi trường. Và vai trò làm biến đổi hướng hoặc biến theo sau là không thực sự rõ ràng.

*Thứ hai:* Tương quan giữa tăng trưởng kinh tế và ô nhiễm môi trường là yếu trong giai đoạn 1991 - 2007 ở các miền tần số cao, nhưng mạnh hơn ở các miền tần số thấp. Sau

năm 2008, mức độ tương quan mạnh lên, và tăng trưởng kinh tế sẽ đóng vai trò làm biến đổi hướng trong dài hạn.

*Thứ ba:* Việc gia tăng tỷ lệ đô thị hóa sẽ làm trầm trọng hơn tình trạng ô nhiễm môi trường trong dài hạn. Tuy nhiên, khi tỷ lệ đô thị hóa cao, mà thu nhập bình quân đầu người của người dân Việt Nam được cải thiện thì tình trạng ô nhiễm môi trường sẽ được giảm bớt.

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

*Một là,* việc phát triển nông nghiệp để tăng xuất khẩu hoặc đảm bảo an ninh lương thực trong nước cũng cần có quy hoạch trước. Đặc biệt, Chính phủ cần ban hành và giám sát chặt chẽ hơn nữa tình trạng gây ô nhiễm môi trường của các dự án nông nghiệp hoặc phát triển trang trại. Yêu cầu các doanh nghiệp nông nghiệp phải có các giải pháp thỏa đáng để xử lý chất thải: Như tình trạng thoái hóa đất do thuốc trừ sâu, thuốc bảo vệ thực vật, hay tình trạng bón phân quá khả năng hấp thụ của cây trồng gây ảnh hưởng đến chất lượng đất.

*Hai là,* Chính phủ cần tính toán tỷ 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.

Hạn chế của bài viết là chưa làm rõ được tác động của từng yếu tố cấu thành trong biến nông nghiệp như lâm nghiệp, săn bắn và đánh cá, trồng trọt, chăn nuôi tác động ra sao đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> ở Việt Nam. Điều này mở ra hướng mới cho những nghiên cứu có liên quan trong tương lai♦

**Tài liệu tham khảo:**

1. Agboola, M. O., & Bekun, F. V. (2019): *Does agricultural value added induce environmental degradation? Empirical evidence from an agrarian country*. Environmental Science and Pollution Research, 26(27), 27660-27676.
2. Ahmed, Z., Wang, Z., & Ali, S. (2019): *Investigating the non-linear relationship between urbanization and CO<sub>2</sub> emissions: An empirical analysis*, Air Quality, Atmosphere & Health, 12(8), 945-953.
3. Ali, R., Bakhsh, K., & Yasin, M. A. (2019): *Impact of urbanization on CO<sub>2</sub> emissions in emerging economy: Evidence from Pakistan*. Sustainable Cities and Society, 48, 101553.
4. Appiah, K., Du, J., & Poku, J. (2018): *Causal relationship between agricultural production and carbon dioxide emissions in selected emerging economies*, Environmental Science and Pollution Research, 25(25), 24764-24777.
5. Balsalobre-Lorente, D., Driha, O. M., Bekun, F. V., & Osundina, O. A. (2019): *Do agricultural activities induce carbon emissions? The BRICS experience*. Environmental Science and Pollution Research, 26(24), 25218-25234.
6. Grinsted, A., Moore, J. C., & Jevrejeva, S. (2004): *Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series*. Nonlinear Processes in Geophysics, 11(5/6), 561-566.
7. Mahmood, H., Alkhateeb, T. T. Y., & Furqan, M. (2020): *Industrialization, urbanization and CO<sub>2</sub> emissions in Saudi Arabia: Asymmetry analysis*, Energy Reports, 6, 1553-1560.
8. Ngọc, B. H. (2020): *Tác động của tiêu thụ điện đến lượng khí thải CO<sub>2</sub> ở Việt Nam: Đối xứng hay bất đối xứng?* Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh châu Á, 31(2), 45-60.
9. Ngọc, B. H., & Hoàng, C. C. (2021): *Hội nhập kinh tế có thực sự làm giảm ô nhiễm không khí ở Việt Nam?* Tạp chí Nghiên cứu kinh tế, 520(9), 51-64.
10. 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.
11. Xie, Q., & Liu, J. (2019): *Combined nonlinear effects of economic growth and urbanization on CO<sub>2</sub> emissions in China: Evidence from a panel data partially linear additive model*. Energy, 186, 115868.
12. Zhang, X., Geng, Y., Shao, S., Wilson, J., Song, X., & You, W. (2020): *China's non-fossil energy development and its 2030 CO<sub>2</sub> reduction targets: The role of urbanization*. Applied Energy, 261, 114353.

**TS. BÙI HOÀNG NGỌC** Trường Đại học Công nghiệp Thực phẩm Thành phố Hồ Chí Minh  
**Th.S. PHAN THỊ LIỆU** Trường Đại học Lao động Xã hội (CS2)  
**GS. TS. NGUYỄN MINH HÀ** Trường Đại học Mở TP. Hồ Chí Minh  
**Email:** [ngocbh@hufi.edu.vn](mailto:ngocbh@hufi.edu.vn)

