

CÔNG NGHIỆP HÓA, ĐÔ THỊ HÓA VÀ TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ: PHÂN TÍCH MỐI QUAN HỆ ĐỘNG VÀ KHÔNG ĐỒNG NHẤT TỪ DỮ LIỆU BẢNG CẤP TỈNH CỦA MIỀN TRUNG

Nguyễn Danh Khôi^{1*}

Ngày nhận bài: 21/10/2025

Ngày nhận bản sửa: 15/11/2025

Ngày duyệt đăng: 30/12/2025

Tóm tắt. Nghiên cứu này phân tích tác động ngắn hạn và dài hạn của công nghiệp hóa (CNH) và đô thị hóa (ĐTH) đến tăng trưởng kinh tế tại 11 tỉnh miền Trung Việt Nam giai đoạn 2009–2024. Trên cơ sở lý thuyết tăng trưởng nội sinh và khung phân tích động, bài viết sử dụng mô hình ARDL cho dữ liệu bảng theo phương pháp Pooled Mean Group (PMG) nhằm làm rõ tính dị biệt ngắn hạn và xu hướng hội tụ dài hạn giữa các địa phương. Kết quả cho thấy: (1) CNH tác động tích cực và có ý nghĩa trong cả ngắn hạn và dài hạn; (2) ĐTH chủ yếu có tác động ngắn hạn, chưa tạo được hiệu ứng lan tỏa bền vững; (3) thể chế địa phương (PCI) và ổn định giá cả (CPI) đóng vai trò quan trọng trong duy trì tăng trưởng dài hạn; (4) tỷ lệ che phủ rừng thể hiện mối quan hệ đánh đổi giữa phát triển kinh tế và bảo tồn sinh thái. Nghiên cứu bổ sung bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ động giữa CNH, ĐTH và tăng trưởng kinh tế cấp tỉnh ở Việt Nam, đồng thời gợi ý chính sách thúc đẩy CNH gắn với cải cách thể chế, quy hoạch đô thị bền vững và cơ chế kinh tế sinh thái nhằm hướng tới tăng trưởng bền vững tại miền Trung.

Từ khóa: Công nghiệp hóa; Đô thị hóa; Tăng trưởng kinh tế; ARDL; PMG.

1. Giới thiệu

Trong tiến trình phát triển của các nền kinh tế đang chuyển đổi, công nghiệp hóa (CNH) và đô thị hóa (ĐTH) được xem là hai trụ cột chiến lược thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và hiện đại hóa cơ cấu sản xuất. Theo Lewis (1954) và Chenery & Syrquin (1975), CNH là quá trình tất yếu giúp chuyển dịch cơ cấu lao động từ khu vực nông nghiệp năng suất thấp sang công nghiệp và dịch vụ có giá trị gia tăng cao. Cùng lúc, Fujita & Thisse (2002) và Henderson (2003) chỉ ra rằng ĐTH thúc đẩy tích tụ kinh tế, mở rộng thị trường lao động, phát triển cơ sở hạ tầng và cải thiện hiệu quả phân bổ nguồn lực.

Mối quan hệ tương hỗ giữa CNH và ĐTH được xem là yếu tố trung gian lan tỏa tăng trưởng, đặc biệt ở cấp địa phương, nơi sự khác biệt về thể chế, nguồn lực và chính sách có thể tạo ra các quỹ đạo phát triển khác nhau (Rodrik, 2013; Acemoglu cộng sự, 2005). Tuy nhiên, trong bối cảnh các nền kinh tế đang phát triển như Việt Nam, câu hỏi quan trọng đặt ra là: liệu quá trình CNH và ĐTH có đóng góp bền vững cho tăng trưởng kinh tế dài hạn hay chỉ tạo ra những hiệu ứng ngắn hạn mang tính cục bộ?

¹ Trường Đại học Kinh tế - Đại học Đà Nẵng, *Tác giả liên hệ: khoind@due.edu.vn

Việt Nam với định hướng trở thành nước công nghiệp theo hướng hiện đại, là minh chứng rõ rệt cho quá trình chuyển đổi này. Dù đạt được tốc độ ĐTH và CNH ấn tượng, sự phát triển vẫn mang tính không đồng đều giữa các vùng; đặc biệt tại miền Trung, nơi điều kiện tự nhiên, hạ tầng và thể chế có tính dị biệt cao. Khu vực này có vị trí chiến lược với hệ thống cảng biển, hành lang kinh tế Đông Tây và tiềm năng phát triển công nghiệp – du lịch – dịch vụ, song quá trình CNH và ĐTH lại diễn ra chậm và phân hóa rõ giữa các địa phương: Đà Nẵng, Bình Định hay Thừa Thiên Huế nổi bật, trong khi nhiều tỉnh khác còn đối mặt với hạn chế về hạ tầng và chất lượng nguồn nhân lực.

Mặc dù đã có nhiều nghiên cứu trong và ngoài nước phân tích mối quan hệ giữa CNH, ĐTH và tăng trưởng kinh tế, phần lớn các nghiên cứu này vẫn tiếp cận theo hướng tĩnh, chưa phản ánh đầy đủ đặc điểm động và sự không đồng nhất giữa các đơn vị tỉnh. Bên cạnh đó, vai trò của thể chế và môi trường là những yếu tố then chốt trong lý thuyết tăng trưởng hiện đại vẫn chưa được kiểm định một cách hệ thống trong bối cảnh phát triển vùng ở Việt Nam. Đặc biệt, còn thiếu các bằng chứng định lượng sử dụng mô hình động để đồng thời xem xét tác động ngắn hạn và dài hạn của CNH và ĐTH đến tăng trưởng kinh tế cấp tỉnh, cũng như vai trò điều tiết của thể chế địa phương (PCI) và yếu tố môi trường như tỷ lệ che phủ rừng. Điều này cho thấy sự thiếu liên kết giữa các khung lý thuyết tăng trưởng hiện đại và bằng chứng thực nghiệm ở cấp địa phương.

Nghiên cứu này nhằm làm rõ mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn giữa CNH, ĐTH và tăng trưởng kinh tế tại 11 tỉnh miền Trung giai đoạn 2009–2024 thông qua mô hình ARDL cho dữ liệu bảng theo phương pháp Pooled Mean Group (PMG). Đồng thời, nghiên cứu xem xét tác động điều tiết của thể chế địa phương và yếu tố môi trường nhằm nhận diện đầy đủ các yếu tố ảnh hưởng đến tăng trưởng vùng. Qua đó, nghiên cứu kỳ vọng đóng góp bằng chứng thực nghiệm phục vụ hoạch định chính sách phát triển phù hợp với điều kiện đặc thù của miền Trung trong bối cảnh hiện nay.

2. Tổng quan tài liệu và cơ sở lý thuyết

Mối quan hệ giữa CNH, ĐTH và tăng trưởng kinh tế đã được nghiên cứu rộng rãi trong các lý thuyết phát triển cũng như thực nghiệm. Tuy nhiên, các cách tiếp cận trước đây còn nhiều điểm khác biệt, thậm chí mâu thuẫn, dẫn đến nhu cầu đánh giá lại trong bối cảnh các nền kinh tế chuyển đổi như Việt Nam.

Ở bình diện lý thuyết, mô hình chuyển dịch cơ cấu của Lewis (1954) và Chenery & Syrquin (1975) nhấn mạnh vai trò tất yếu của CNH trong nâng cao năng suất, song những mô hình này mang tính tuyến tính và không xét đến yếu tố thể chế hay môi trường. Barro & Sala-i-Martin (1995) mở rộng sang khung tân cổ điển, giải thích quá trình hội tụ, nhưng vẫn bị phê phán vì coi nhẹ sự khác biệt cấu trúc giữa các quốc gia. Lý thuyết tăng trưởng nội sinh (Romer, 1990; Lucas, 1988) đã khắc phục hạn chế trên khi đưa vốn con người và đổi mới công nghệ vào phân tích, song phần lớn vẫn chưa tính đến sự phức tạp của quá trình ĐTH và vai trò điều tiết của thể chế. Trong khi đó, “*kinh tế đô thị mới*” (Fujita

& Thisse, 2002) chứng minh ĐTH có thể tạo cực tăng trưởng qua hiệu ứng tích tụ, nhưng cũng hàm chứa rủi ro quá tải hạ tầng nếu quy hoạch kém (Henderson, 2003). Ngoài ra, Tacoli (2003) nhấn mạnh mối liên kết hai chiều giữa phát triển đô thị và nông thôn, qua đó cho thấy ĐTH không chỉ là quá trình tập trung dân cư mà còn đóng vai trò như một cơ chế lan tỏa phát triển vùng. Như vậy, các lý thuyết kinh điển tạo nền tảng quan trọng nhưng chưa giải quyết được đầy đủ sự tương tác đa chiều giữa CNH, ĐTH, thể chế và môi trường trong tăng trưởng dài hạn.

Về thực nghiệm, nhiều nghiên cứu cho kết quả khác biệt. Szirmai (2012) và Rodrik (2013) khẳng định CNH là động lực chủ chốt cho các nền kinh tế đang phát triển, song Samargandi và cộng sự (2015) lại chỉ ra tác động này phụ thuộc vào chất lượng thể chế. Ở khía cạnh đô thị, Glaeser và cộng sự (1992) phát hiện ĐTH thúc đẩy đổi mới và năng suất, nhưng Zhang & Fan (2004) cho rằng hiệu quả của ĐTH chỉ phát huy khi gắn với cải cách thể chế và nâng cao nhân lực. Điều này phản ánh mâu thuẫn: ĐTH có thể là động lực hoặc trở thành lực cản, tùy thuộc vào điều kiện kinh tế - xã hội. Một số công trình gần đây còn chỉ ra tính phi tuyến, tức là vượt ngưỡng tối ưu, ĐTH sẽ gây tác động tiêu cực như bất bình đẳng hay suy thoái môi trường. Pesaran, Shin và Smith (1999) giới thiệu phương pháp PMG cho phép phân tích quan hệ động và đồng liên kết trong dữ liệu bảng. Eberhardt và Presbitero (2015) chứng minh tính không đồng nhất giữa các địa phương là yếu tố cần chú trọng trong phân tích.

Trong bối cảnh Việt Nam, nghiên cứu thực nghiệm vẫn hạn chế về phương pháp và phạm vi. Trần và cộng sự (2016) sử dụng ARDL để phân tích đầu tư công nhưng chưa xét đến CNH và ĐTH. Phạm & Lê (2022) đưa PCI vào mô hình tăng trưởng GRDP cấp tỉnh, nhưng thiếu cách tiếp cận động và chưa kiểm định tác động đồng thời của CNH và ĐTH. Nhìn chung, các nghiên cứu trong nước còn thiên về mô hình tuyến tính tĩnh, thiếu sự kết hợp giữa các yếu tố thể chế, môi trường và chưa khai thác đầy đủ khung dữ liệu bảng động.

Kết quả tổng hợp, có thể nhận thấy khoảng trống nghiên cứu chính nằm ở: (i) thiếu các bằng chứng định lượng động về tác động phân biệt ngắn hạn và dài hạn của CNH và ĐTH; (ii) chưa xem xét tính không đồng nhất giữa các địa phương – yếu tố đặc biệt quan trọng trong bối cảnh phân hóa phát triển vùng; và (iii) chưa tích hợp vai trò của thể chế và môi trường trong khung phân tích tổng thể. Chính khoảng trống này là động lực để nghiên cứu hiện tại lựa chọn mô hình ARDL và phương pháp PMG nhằm kiểm định mối quan hệ động giữa CNH, ĐTH, PCI, yếu tố môi trường và tăng trưởng kinh tế tại các tỉnh miền Trung Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng phương pháp định lượng với dữ liệu bảng động của 11 tỉnh miền Trung giai đoạn 2009–2024 ($T = 16$) nhằm phân tích tác động ngắn hạn và dài hạn của CNH và ĐTH đến tăng trưởng kinh tế cấp tỉnh. Dữ liệu được khai thác từ Niên giám

thống kê hàng năm (Tổng cục Thống kê, 2009–2024) và báo cáo PCI, sau đó chuẩn hóa và kiểm định độ tin cậy.

Chỉ số CNH (*ind_index*) được xây dựng từ 11 chỉ tiêu phản ánh quy mô và hiệu quả công nghiệp, cơ cấu lao động, phát triển nguồn nhân lực và năng lực tích lũy, dựa trên cơ sở lý thuyết của Chenery & Syrquin (1975), Kuznets (1973) và Szirmai (2012). Các chỉ tiêu được chuẩn hóa theo phương pháp Min-Max (Booyesen, 2002) để đưa về cùng thang đo [0,1], sau đó tổng hợp thành chỉ số chung theo công thức tuyến tính:

$$X'_{it} = \frac{X_{ij} - \min(X_j)}{\max(X_j) - \min(X_j)}$$

Một số chỉ tiêu có chuẩn CNH được tỷ lệ hóa trực tiếp. Xác định trọng số theo ba cách: (i) phân bổ bằng nhau; (ii) chuyên gia (*Delphi/AHP*); hoặc (iii) thực nghiệm thông qua *PCA/FA* (Filmer & Pritchett, 2001). Tính toán chỉ số tổng hợp:

$$IND_i = \sum (w_j \times X'_{ij})$$

Nghiên cứu xây dựng chỉ số ĐTH có trọng số (*urban_index_w*) nhằm phản ánh toàn diện mức độ phát triển đô thị của các tỉnh, dựa trên bốn thành phần: (i) tỷ lệ dân số đô thị (*dsdt*), (ii) tỷ lệ lực lượng lao động đô thị (*lddt*), (iii) tỷ lệ việc làm trong khu vực đô thị (*vldt*), và (iv) tỷ lệ lao động đô thị qua đào tạo (*hdt*). Dựa trên cơ sở lý luận của UN-Habitat (2007) và OECD (2012), nghiên cứu gán trọng số 0,35 cho dân số và lao động đô thị, 0,15 cho việc làm và đào tạo. Các chỉ tiêu được chuẩn hóa theo min-max normalization và tổng hợp thành chỉ số chung. Kết quả Cronbach's Alpha = 0,732, cho thấy độ tin cậy chấp nhận được (Nunnally & Bernstein, 1994). Việc chuẩn hóa trong phạm vi từng tỉnh phản ánh mức độ cải thiện nội tại của mỗi địa phương theo thời gian, giảm sai lệch do khác biệt quy mô dân số và kinh tế giữa các tỉnh (Booyesen, 2002; Nunnally & Bernstein, 1994). Chỉ số ĐTH có trọng số được tính theo:

$$urban_index_w_{it} = 0,35dsdt_{it}^* + 0,35lddt_{it}^* + 0,15vldt_{it}^* + 0,15hdt_{it}^*$$

Ngoài ra, mối quan hệ giữa ĐTH và tăng trưởng kinh tế có thể mang tính hai chiều, trong đó ĐTH vừa là kết quả, vừa là động lực của phát triển kinh tế. Tuy nhiên, dựa trên cơ sở lý thuyết tăng trưởng nội sinh và kinh tế đô thị (Fujita & Thisse, 2002; Henderson, 2003), nghiên cứu này giả định ĐTH là yếu tố thúc đẩy tăng trưởng thông qua cơ chế tích tụ và lan tỏa kinh tế. Tác động ngược chiều được xem xét bổ sung trong phần kiểm định nhân quả Dumitrescu–Hurlin ở các mục sau.

Về phương pháp, nghiên cứu sử dụng mô hình ARDL cho dữ liệu bảng được ước lượng bằng phương pháp PMG, phù hợp với dữ liệu bảng có N nhỏ, T trung bình. PMG mở rộng ARDL bằng cách cho phép hệ số ngắn hạn khác nhau giữa các tỉnh, nhưng áp đặt đồng nhất hệ số dài hạn, phù hợp trong bối cảnh các tỉnh miền Trung phản ứng khác biệt ngắn hạn nhưng có xu hướng hội tụ dài hạn. Ngoài ra, nghiên cứu tiến hành kiểm định đồng liên kết (Bounds Test), nhân quả (Dumitrescu & Hurlin, 2012), và ổn định động học (CUSUM, CUSUMSQ). Các kiểm định về tự tương quan, phương sai thay đổi và

tính dừng (ADF, IPS) cũng được áp dụng để bảo đảm tính hợp lệ. Tổng hợp lại, mô hình nghiên cứu tổng quát được đề xuất như sau:

$$\lnpergrdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 ind_index_{it} + \beta_2 urban_index_w_{it} + \beta_3 pci_{it} + \beta_4 cpi_{it} + \beta_5 forcov_{it} + \varepsilon_{it}$$

Biến phụ thuộc là GRDP bình quân đầu người theo giá so sánh 2010, lấy logarit tự nhiên nhằm ổn định phương sai và diễn giải theo tỷ lệ phần trăm. Năm biến độc lập chính gồm: (i) *ind_index*, chỉ số CNH (%) phản ánh mức độ chuyển dịch cơ cấu sang khu vực sản xuất hiện đại; (ii) *urban_index_w* phản ánh chỉ số ĐTH; (iii) *PCI* chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh, phản ánh chất lượng thể chế và môi trường kinh doanh; (iv) *CPI* chỉ số giá tiêu dùng (%), thể hiện tác động của lạm phát; (v) *forcov* tỷ lệ che phủ rừng (%), đại diện cho mức độ ưu tiên phát triển bền vững và cân bằng sinh thái.

Quy trình phân tích được thực hiện theo hai bước: (i) xây dựng các chỉ số CNH và ĐTH từ các biến cấu thành; (ii) sử dụng các chỉ số này trong mô hình tăng trưởng để ước lượng tác động ngắn hạn và dài hạn. Dạng tổng quát của mô hình ARDL được xác định như sau:

$$\Delta \lnpergrdp_{it} = \alpha_0 + \sum_{p=1}^m \phi_p \Delta \lnpergrdp_{i,t-p} + \sum_{j=1}^5 \sum_{q=0}^{n_j} \beta_{jq} \Delta X_{j,i,t-q} + p_i ECM_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

Với:

$$ECM_{i,t-1} = \lnpergrdp_{i,t-1} - (\theta_1 ind_index_{i,t-1} + \theta_2 urban_index_w_{i,t-1} + \theta_3 PCI_{i,t-1} + \theta_4 CPI_{i,t-1} + \theta_5 FORCOV_{i,t-1})$$

Trong đó, $X_{j,i,t-q}$ đại diện cho các biến độc lập trong mô hình. Hệ số p_i biểu thị tốc độ điều chỉnh sai số, phản ánh mức độ quay về trạng thái cân bằng dài hạn sau mỗi cú sốc ngắn hạn. Hệ số hiệu chỉnh sai số ECM được ước lượng từ phần dư của mối quan hệ dài hạn, cho phép đánh giá tốc độ phục hồi của hệ thống khi xảy ra các biến động ngắn hạn.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả và kiểm định tính dừng

Bảng 1 cho thấy sự phân hóa rõ rệt giữa các tỉnh về phát triển kinh tế và các yếu tố liên quan. Biến phụ thuộc GRDP bình quân đầu người theo logarit tự nhiên (*lnpergrdp*) đạt trung bình 3,36, dao động từ 2,67 đến 4,03, phản ánh chênh lệch thu nhập đáng kể. Chỉ số CNH (*ind_index*) và ĐTH có trọng số (*urban_index_w*) lần lượt có giá trị trung bình 0,444 và 0,487, với mức dao động gần 0 đến xấp xỉ 1, cho thấy sự khác biệt lớn trong quá trình chuyển đổi cơ cấu và phân bố dân cư.

Bảng 1. Thống kê mô tả

Biến	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
ln(pergrdp)	3.3572	0.3182	2.6744	4.0277
ind_index	0.4439	0.1649	0.0298	0.8480
urban_index_w	0.4871	0.2827	0	1

pci	63.0019	4.3266	52.3800	71.8900
cpi	91.4483	3.0361	84.0700	97.8900
forcov	49.3947	11.4246	9.1093	64.4750

(Nguồn: Xử lý từ số liệu từ Niên giám thống kê (NGTK) các tỉnh miền Trung và Bộ Thông tin và Truyền thông (TT&TT))

Chỉ số PCI trung bình 63,0, trải rộng từ 52,38 đến 71,89, phản ánh sự không đồng đều về chất lượng điều hành. Trong khi đó, CPI khá ổn định (trung bình 91,45). Biến che phủ rừng (forcov) trung bình 49,4% nhưng dao động rộng, thể hiện khác biệt trong ưu tiên môi trường. Sự đa dạng này tạo nền tảng phù hợp để kiểm định tác động của các yếu tố đến tăng trưởng GRDP.

Ngoài sự khác biệt về giá trị trung bình giữa các tỉnh, các biến trong bộ dữ liệu cũng thể hiện xu hướng biến động rõ rệt theo thời gian (2009–2024). GRDP bình quân đầu người và chỉ số CNH (ind_index) đều có xu hướng tăng ổn định, đặc biệt trong giai đoạn 2015–2022, phản ánh quá trình chuyển dịch cơ cấu kinh tế vùng miền Trung. Ngược lại, tốc độ ĐTH (urban_index_w) tăng nhanh giai đoạn 2010–2018 nhưng chững lại sau đại dịch COVID-19, cho thấy sự phụ thuộc vào đầu tư hạ tầng và khu vực dịch vụ.

Chỉ số PCI cải thiện đáng kể từ sau năm 2016 nhờ các chương trình cải cách hành chính địa phương; trong khi CPI duy trì tương đối ổn định, thể hiện môi trường vĩ mô ít biến động. Riêng tỷ lệ che phủ rừng (forcov) có xu hướng giảm nhẹ trong những năm gần đây, phản ánh thách thức giữa phát triển kinh tế và cân bằng sinh thái.

Trước khi ước lượng mô hình, nghiên cứu tiến hành kiểm định nghiệm đơn vị bằng phương pháp Augmented Dickey-Fuller (ADF) nhằm xác định tính dừng của các chuỗi dữ liệu. Kết quả tại Bảng 2 cho thấy tất cả các biến đều dừng ở mức gốc (I(0)) với ý nghĩa thống kê tại các mức 1%, 5% và 10%. Cụ thể, giá trị thống kê ADF của các biến đều nhỏ hơn giá trị tới hạn ở các mức trên, đồng nghĩa với việc bác bỏ giả thuyết H_0 về sự tồn tại của đơn vị gốc. Như vậy, toàn bộ các biến đều không mang nghiệm đơn vị, đảm bảo điều kiện cần thiết để triển khai các mô hình hồi quy như ARDL hay phương pháp PMG mà không gây sai lệch do hồi quy giả tạo.

Bảng 2. Kết quả kiểm định tính dừng các biến của mô hình

Biến	Kết quả kiểm định ADF (Test Statistic ADF)	Giá trị thống kê t (Interpolated Dickey-Fuller) ở mức			Mức ý nghĩa (p-value)
		1% Critical	5% Critical	10% Critical	
ln(pergrdp)	-5.311	-4.015	-3.440	-3.140	0.0001
ind_index	-6.315	-4.015	-3.440	-3.140	0.0000
urban_index_w	-5.751	-4.015	-3.440	-3.140	0.0000
pci	-4.573	-4.015	-3.440	-3.140	0.0011
cpi	-4.734	-4.015	-3.440	-3.140	0.0006

forcov	-3.698	-4.015	-3.440	-3.140	0.0225
--------	--------	--------	--------	--------	--------

(Nguồn: Xử lý từ số liệu từ NGTK các tỉnh miền Trung và Bộ TT&TT)

4.2. Kiểm định đồng liên kết: Bounds Test

Kiểm định Bounds Test cho thấy tồn tại mối quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa GRDP và các biến giải thích. Giá trị F-test đạt 5.102 và t-test là -5.325, vượt xa các giá trị tới hạn ở mức ý nghĩa 1%. Điều này xác nhận rằng tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa GRDP đầu người và các biến như ind_index, urban_index_w, PCI, CPI và forcov – từ đó làm nền tảng cho việc ước lượng thành phần tác động dài hạn và ngắn hạn.

4.3. Mô hình ARDL: Ước lượng tác động ngắn hạn và dài hạn

Kết quả ước lượng của mô hình ARDL với độ trễ tối ưu (1,1,1,3,1,0) được trình bày tại Bảng 3. Hệ số xác định điều chỉnh (Adjusted R-squared) đạt 0,8308, cho thấy mô hình giải thích được hơn 83% biến thiên của GRDP bình quân đầu người, phản ánh mức độ phù hợp tương đối cao của mô hình. Hệ số hiệu chỉnh sai số (ECM) là -0.1774, có ý nghĩa thống kê, cho thấy sau mỗi cú sốc ngắn hạn, hệ thống cần khoảng 5–6 năm để quay về trạng thái cân bằng.

Bảng 3. Kết quả ước lượng mô hình ARDL (Ngắn hạn và dài hạn)

Biến	Hệ số (Coefficient)	Sai số chuẩn (Std. Error)	Thống kê t (t-Statistic)	Giá trị p (P> t)
ECM				
Inpergrdp(-1)	-0.1774	0.0443	-4.00	0.000
Tác động dài hạn (Long-run Relationship)				
ind_index	0.1762	0.5513	0.32	0.750
urban_index_w	0.1590	0.2646	0.60	0.548
pci	0.0534	0.0173	3.08	0.002
cpi	0.0116	0.0177	0.65	0.514
forcov	0.0003	0.0042	0.07	0.944
Tác động ngắn hạn (Short-run Relationship)				
ind_index	0.5347	0.1199	4.46	0.000
urban_index_w	0.2581	0.0649	3.98	0.000
pci	0.0087	0.0034	2.59	0.010
pci(-1)	0.0043	0.0026	1.64	0.102
pci(-2)	-0.0055	0.0024	-2.35	0.020
cpi	0.0199	0.0046	4.33	0.000
Constant	-0.2196	0.2975	-0.74	0.462
R-squared	0.8426			
Adj. R-squared	0.8308			
Root MSE	0.0926			
Number	173			

(Nguồn: Xử lý từ số liệu từ NGTK các tỉnh miền Trung và Bộ TT&TT)

Trong dài hạn, chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI) là biến duy nhất có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê đến GRDP bình quân đầu người (hệ số 0,0534; $p < 0,01$), qua đó khẳng định vai trò trung tâm của cải cách thể chế và chất lượng điều hành trong duy trì tăng trưởng bền vững. Ngược lại, các biến CNH, ĐTH, CPI và forcov không đạt ý nghĩa thống kê, cho thấy các yếu tố này chủ yếu phát huy tác động trong ngắn hạn hoặc cần độ trễ dài hơn để chuyển hóa thành động lực tăng trưởng bền vững.

Xét trong ngắn hạn, kết quả cho thấy hầu hết các biến đều tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê đến tăng trưởng kinh tế, phản ánh sự thúc đẩy tăng trưởng tức thời. Đáng chú ý, PCI xuất hiện độ trễ bậc hai mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê, cho thấy cải cách thể chế nếu thiếu tính liên tục và nhất quán có thể làm suy giảm hiệu quả trong trung hạn. Điều này nhấn mạnh rằng tác động tích cực của thể chế chỉ được duy trì khi cải cách đi kèm với cam kết dài hạn và nâng cao chất lượng quản trị công.

Nhìn chung, các kết quả từ mô hình ARDL cho thấy tăng trưởng kinh tế ngắn hạn tại miền Trung chịu ảnh hưởng chủ yếu từ chính sách điều hành và năng lực quản trị địa phương, trong khi tăng trưởng dài hạn phụ thuộc nhiều hơn vào chất lượng thể chế. Phát hiện này phù hợp với các lập luận của Henderson (2003) và Rodrik (2013) về vai trò trung gian của thể chế trong mối quan hệ giữa CNH, ĐTH và tăng trưởng kinh tế. Bên cạnh đó, mức độ tác động của CNH đến tăng trưởng trong mẫu nghiên cứu mạnh hơn so với kết quả toàn quốc của Trần và cộng sự (2016), phản ánh đặc trưng khu vực miền Trung, nơi đang trong giai đoạn chuyển dịch cơ cấu công nghiệp và mở rộng đầu tư sản xuất. Ngược lại, tác động của ĐTH có xu hướng kém ổn định hơn, phụ thuộc vào năng lực hạ tầng và dòng vốn đầu tư, tương tự kết luận của Fujita & Thisse (2002) về các nền kinh tế đang chuyển đổi.

4.4. Ước lượng mô hình ARDL cho dữ liệu bảng bằng phương pháp PMG

Để kiểm định tính ổn định và củng cố các kết quả dài hạn thu được từ mô hình ARDL, nghiên cứu tiếp tục ước lượng mô hình ARDL cho dữ liệu bảng bằng phương pháp PMG, cho phép giả định các hệ số dài hạn là đồng nhất giữa các tỉnh, trong khi các động thái ngắn hạn và tốc độ điều chỉnh về trạng thái cân bằng có thể khác nhau, qua đó phản ánh đặc điểm không đồng nhất trong quá trình phát triển của các địa phương miền Trung.

Bảng 4 trình bày kết quả ước lượng PMG, phản ánh tác động dài hạn và ngắn hạn giữa các biến trong mô hình tăng trưởng. Kết quả kiểm định Log-likelihood cho thấy mô hình phù hợp và có ý nghĩa thống kê. Từ đó, CNH có tác động tích cực và mạnh nhất đến tăng trưởng GRDP bình quân đầu người (hệ số 0,9652; $p < 0,01$), khẳng định vai trò trung tâm của CNH trong quá trình phát triển vùng. Phát hiện này tương đồng với Chenery & Syrquin (1975) và Szirmai (2012), nhấn mạnh CNH là động lực chủ đạo của tăng trưởng tại các nền kinh tế đang chuyển đổi.

Bên cạnh đó, thể chế (PCI) và kiểm soát lạm phát (CPI) cũng có ảnh hưởng dương và có ý nghĩa thống kê, phù hợp với Rodrik (2013) và Henderson (2003) về vai trò của thể chế hiệu quả và ổn định kinh tế vĩ mô trong duy trì tăng trưởng bền vững. Ngược lại, *urban_index_w* tuy có tác động dương (0,1590) nhưng chỉ đạt ngưỡng ý nghĩa 10% ($p = 0,094$), phản ánh tác động tích cực nhưng chưa ổn định do chênh lệch thể chế và hạ tầng giữa các tỉnh miền Trung. Tỷ lệ che phủ rừng (*forcov*) có hệ số âm (-0,0076; $p = 0,003$), cho thấy sự đánh đổi giữa bảo tồn sinh thái và mở rộng sản xuất, phù hợp với lập luận về con đường phát triển bền vững trong Dasgupta và cộng sự (2000), đồng thời tương đồng với Fujita và Thisse (2002) về mối quan hệ giữa tăng trưởng và khai thác tài nguyên.

Bảng 4. Kết quả ước lượng mô hình ARDL cho dữ liệu bảng bằng phương pháp PMG (Tác động ngắn hạn và xác nhận mối quan hệ dài hạn)

Biến	Hệ số (Coefficient)	Sai số chuẩn (Std. Error)	Giá trị z	Giá trị p ($P > z $)
Tác động dài hạn (Long-run Relationship)				
<i>ind_index</i> (L1)	0.9652	0.1481	6.52	0.000
<i>urban_index_w</i> (L1)	0.1400	0.0837	1.67	0.094
<i>pci</i> (L1)	0.0138	0.0029	4.77	0.000
<i>cpi</i> (L1)	0.0138	0.0036	3.88	0.000
<i>forcov</i> (L1)	-0.0076	0.0026	-3.00	0.003
Tác động ngắn hạn (Short-run Relationship)				
<i>ec_pmg</i>	-0.1975	0.0694	-2.85	0.004
<i>ind_index</i>	0.1482	0.0481	3.08	0.002
<i>urban_index_w</i>	0.0195	0.0336	0.58	0.561
<i>pci</i>	0.0045	0.0024	1.90	0.058
<i>cpi</i>	0.0077	0.0032	2.44	0.015
<i>forcov</i>	-0.0013	0.0028	-0.48	0.632
Constant	0.2781	0.0767	3.63	0.000

(Nguồn: Xử lý từ số liệu NGTK các tỉnh miền Trung và Bộ TT&TT)

Trong ngắn hạn, hệ số điều chỉnh sai số ($ECM = -0,1975$; $p = 0,004$) xác nhận tồn tại mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến, với tốc độ điều chỉnh về cân bằng khoảng 19,8% mỗi năm. Các yếu tố CNH, PCI và CPI tiếp tục có tác động dương, trong khi ĐTH và *forcov* không có ý nghĩa thống kê, phù hợp với bản chất dài hạn của các biến cấu trúc này.

Kết quả cho thấy tăng trưởng kinh tế miền Trung trong dài hạn chủ yếu được thúc đẩy bởi CNH, chất lượng thể chế và ổn định vĩ mô, còn ĐTH và yếu tố môi trường đóng vai trò hỗ trợ. Phát hiện này củng cố lập luận của Acemoglu và cộng sự (2005) rằng thể chế hiệu quả và đầu tư hạ tầng chọn lọc là nền tảng của tăng trưởng bền vững tại các nền kinh tế đang phát triển. Do đó, các địa phương cần thúc đẩy CNH gắn với cải thiện thể

chế, duy trì ổn định vĩ mô và quy hoạch đô thị bền vững, hướng tới tăng trưởng bao trùm và thân thiện với môi trường.

4.5. Kiểm định nhân quả Dumitrescu–Hurlin

Kết quả kiểm định tại Bảng 5 chỉ ra không tồn tại quan hệ nhân quả hai chiều có ý nghĩa thống kê giữa CNH, ĐTH và GRDP bình quân đầu người ở mức ý nghĩa thống kê thông thường ($p > 0,1$). Điều này củng cố giả định lý thuyết rằng ĐTH và CNH là các yếu tố thúc đẩy tăng trưởng kinh tế trong dài hạn, thay vì kết quả của quá trình tăng trưởng. Đồng thời, kết quả cũng nhất quán với các kiểm định hồi quy động trước đó, cho thấy các cú sốc tăng trưởng ngắn hạn chưa đủ tạo ra thay đổi đáng kể trong mức độ ĐTH ở các tỉnh miền Trung.

Bảng 5. Kết quả nhân quả Dumitrescu–Hurlin

Biến phụ thuộc	Biến nguyên nhân	Độ trễ	Thống kê W-bar	Thống kê Z-bar	Giá trị p (p-value Z-bar)	Thống kê Z-bar hiệu chỉnh	Giá trị p (p-value Z-bar tilde)	Quan hệ nhân quả (Granger Causality)
Inpergrdp	ind_index	1	1.1596	0.3744	0.7081	-0.0673	0.9464	No
Inpergrdp	urban_index_w	1	1.799	1.8739	0.0609	0.9984	0.3181	No

(Nguồn: Xử lý từ số liệu từ NGTK các tỉnh miền Trung và Bộ TT&TT)

Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu trước như Fujita & Thisse (2002) và Rodrik (2013), khi cho rằng CNH và ĐTH có thể thúc đẩy tăng trưởng trong dài hạn, nhưng phản hồi ngược lại chỉ xuất hiện khi nền kinh tế đạt đến mức độ tích tụ vốn và thể chế nhất định. Đồng thời, kết quả cũng nhất quán với phân tích trước đó, khi CNH và ĐTH có tác động dương trong dài hạn nhưng không có ảnh hưởng tức thời trong ngắn hạn. Như vậy, kiểm định nhân quả D–H củng cố bằng chứng về quan hệ tác động một chiều từ CNH và ĐTH đến tăng trưởng kinh tế, làm rõ bản chất của quá trình chuyển đổi cơ cấu tại miền Trung Việt Nam.

4.6. Kiểm định kỹ thuật và độ ổn định mô hình

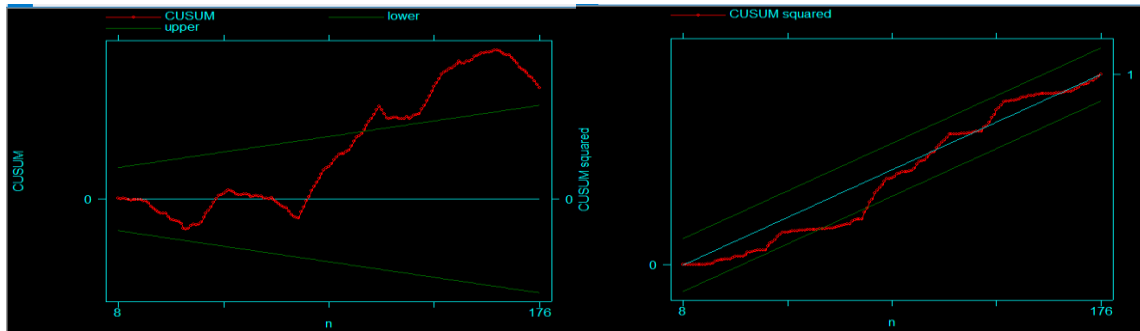
Bảng 6 cho thấy mô hình ARDL không gặp vấn đề tự tương quan chuỗi theo kiểm định Durbin–Watson ($DW = 2.093$) và kiểm định Breusch–Godfrey ($p = 0.4466$). Giá trị DW xấp xỉ 2 cho thấy mô hình không có hiện tượng tự tương quan bậc nhất, phù hợp với giả định của mô hình hồi quy động. Tuy nhiên, kiểm định White ($p = 0.0022$) chỉ ra sự tồn tại phương sai sai số thay đổi, do đó các sai số chuẩn đã được hiệu chỉnh nhằm đảm bảo tính vững cho ước lượng. Kiểm định Durbin–Watson không có giá trị p-value; việc đánh giá dựa trên thống kê DW, với DW là 2 thể hiện mô hình không có tự tương quan.

Bảng 6. Kết quả kiểm định kỹ thuật mô hình

Kiểm định	Mục đích kiểm định	Thống kê kiểm định	Giá trị p (Prob > chi2)	Kết luận
Durbin-Watson	Phát hiện tự tương quan bậc 1	DW = 2.093	—	Không có tự tương quan bậc 1 (DW gần 2)
Breusch-Godfrey (LM test)	Kiểm tra tự tương quan bậc cao hơn	chi2(1) = 0.579	0.4466	Không có tự tương quan (không bác H0)
White (Heteroskedasticity)	Kiểm định phương sai sai số thay đổi	chi2(119) = 167.57	0.0022	Có hiện tượng phương sai sai số thay đổi (bác H0)

(Nguồn: Xử lý từ số liệu từ NGTK các tỉnh miền Trung và Bộ TT&TT)

Đồng thời, kiểm định CUSUM và CUSUMSQ cho thấy các tham số của mô hình ARDL ổn định trong toàn bộ giai đoạn nghiên cứu 2009–2024, khẳng định tính ổn định động học và độ tin cậy của kết quả ước lượng.



Hình 1. Độ ổn định của mô hình ARDL

(Nguồn: Kết quả ước lượng của tác giả)

5. Kết luận và hàm ý chính sách

5.1. Kết luận

Nghiên cứu này cung cấp bằng chứng định lượng mới về mối quan hệ động giữa CNH, ĐTH và tăng trưởng kinh tế ở cấp tỉnh tại 11 tỉnh miền Trung Việt Nam giai đoạn 2009–2024. Bằng việc sử dụng mô hình ARDL trong khuôn khổ PMG trên dữ liệu bảng cấp tỉnh, nghiên cứu cho thấy: (1) CNH có tác động tích cực và bền vững trong cả ngắn hạn và dài hạn; (2) ĐTH chủ yếu ảnh hưởng trong ngắn hạn, chưa tạo hiệu ứng lan tỏa dài hạn; (3) chất lượng thể chế (PCI) là yếu tố quyết định tăng trưởng bền vững; và (4) tỷ lệ che phủ rừng thể hiện mối quan hệ đánh đổi giữa phát triển và bảo tồn.

Nghiên cứu đóng góp ba điểm mới: (1) phân tích đồng thời tác động ngắn hạn và dài hạn bằng mô hình động trong bối cảnh dữ liệu bảng cấp tỉnh; (2) kiểm định vai trò điều tiết của thể chế và môi trường trong tăng trưởng vùng; (3) làm rõ tính dị biệt địa

phương trong quá trình CNH và ĐTH ở miền Trung. Kết quả khẳng định tầm quan trọng của cải cách thể chế và quy hoạch không gian trong việc chuyển hóa CNH và ĐTH thành tăng trưởng bền vững.

Tuy nhiên, do giới hạn của dữ liệu, nghiên cứu chưa thể đưa vào mô hình các biến nhằm phản ánh chất lượng vốn con người và đầu tư tư nhân; đây là hai yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến tăng trưởng. Bên cạnh đó, phạm vi phân tích chỉ tập trung vào khu vực miền Trung nên chưa phản ánh được các tác động lan tỏa không gian giữa các vùng. Trong tương lai, các nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng sang phân tích không gian, kiểm định tính phi tuyến của mối quan hệ CNH, ĐTH và tăng trưởng trong bối cảnh chuyển đổi xanh, chuyển đổi số cũng như so sánh đặc trưng phát triển của miền Trung với các vùng khác của Việt Nam.

5.2. Hàm ý chính sách

Dựa trên các kết quả thực nghiệm, nghiên cứu rút ra một số hàm ý chính sách quan trọng nhằm thúc đẩy tăng trưởng kinh tế bền vững cho khu vực miền Trung Việt Nam.

Đầu tiên, cần ưu tiên đẩy mạnh CNH theo chiều sâu và tăng cường liên kết vùng. Kết quả ước lượng cho thấy CNH là động lực dài hạn quan trọng nhất đối với tăng trưởng. Do đó, các địa phương nên tập trung phát triển các khu kinh tế ven biển trọng điểm như Chu Lai, Dung Quất và Nghi Sơn thành hạt nhân, thúc đẩy công nghiệp hỗ trợ và nâng cao mức độ tham gia vào chuỗi giá trị liên vùng, thay vì mở rộng sản xuất theo chiều rộng.

Thứ hai, nâng cao chất lượng thể chế địa phương là điều kiện tiên quyết để duy trì tăng trưởng. Vai trò tích cực và ổn định của chỉ số PCI hàm ý rằng các chính sách cần tập trung vào cải cách thủ tục hành chính, nâng cao tính minh bạch và củng cố niềm tin của khu vực tư nhân, qua đó tạo dựng môi trường đầu tư ổn định trong dài hạn.

Thứ ba, chiến lược ĐTH cần chuyển hướng từ mở rộng không gian sang phát triển đô thị thông minh và có chọn lọc. Thay vì phát triển dàn trải, cần ưu tiên kết nối các trục đô thị biển quan trọng như Đà Nẵng – Quy Nhơn – Nha Trang với vùng hậu phương phía Tây, hình thành chuỗi đô thị – công nghiệp – dịch vụ liên kết. Đồng thời, việc tích hợp quy hoạch đô thị với phát triển công nghiệp công nghệ cao và bảo tồn các đô thị di sản, du lịch bền vững sẽ tối ưu hóa không gian và nâng cao năng lực thu hút đầu tư.

Thứ tư, cần chuyển hóa mối đánh đổi giữa bảo tồn môi trường và tăng trưởng kinh tế thành lợi ích dài hạn. Kết quả phản ánh áp lực chuyển đổi đất rừng sang sản xuất, đây cũng là cơ hội để phát triển kinh tế xanh. Các tỉnh phía Tây miền Trung với độ che phủ rừng cao như Quảng Nam, Quảng Ngãi cần phát triển các mô hình kinh tế sinh thái và du lịch xanh, kết hợp cơ chế chi trả dịch vụ môi trường rừng và tín chỉ carbon. Điều này không chỉ giúp bảo vệ tài nguyên rừng mà còn tạo nguồn thu bền vững, góp phần duy trì GRDP trong dài hạn.

Cuối cùng, việc thúc đẩy liên kết vùng miền Trung theo hướng hợp tác công nghiệp, đô thị và dịch vụ dựa trên hành lang kinh tế Đông – Tây cùng trục ven biển là giải pháp chiến lược. Cách tiếp cận này không chỉ giúp giảm bất bình đẳng vùng, nâng cao hiệu quả phân bổ nguồn lực mà còn củng cố năng lực phục hồi và thích ứng kinh tế vùng trước các cú sốc vĩ mô và biến đổi khí hậu. Những định hướng này không chỉ có ý nghĩa đối với miền Trung Việt Nam mà còn cung cấp bằng chứng thực nghiệm hữu ích cho việc hoạch định chính sách phát triển vùng trong các nền kinh tế đang chuyển đổi.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2005). Institutions as a fundamental cause of long-run growth. In P. Aghion & S. Durlauf (Eds.), *Handbook of economic growth* (Vol. 1, pp. 385–472). Elsevier.
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic growth*. McGraw-Hill.
- Booyesen, F. (2002). An overview and evaluation of composite indices of development. *Social Indicators Research*, 59(2), 115–151.
- Chenery, H. B., & Syrquin, M. (1975). *Patterns of development, 1950–1970*. Oxford University Press.
- Dasgupta, P., Levin, S., & Lubchenco, J. (2000). Economic pathways to ecological sustainability. *BioScience*, 50(4), 339–345. [https://doi.org/10.1641/0006-3568\(2000\)050\[0339:EPTOES\]2.3.CO;2](https://doi.org/10.1641/0006-3568(2000)050[0339:EPTOES]2.3.CO;2)
- Dumitrescu, E.-I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450–1460. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>
- Eberhardt, M., & Presbitero, A. F. (2015). Public debt and growth: Heterogeneity and non-linearity. *Journal of International Economics*, 97(1), 45–58. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2015.04.005>
- Filmer, D., & Pritchett, L. H. (2001). Estimating wealth effects without expenditure data—or tears: An application to educational enrollments in states of India. *Demography*, 38(1), 115–132.
- Fujita, M., & Thisse, J. F. (2002). *Economics of agglomeration: Cities, industrial location, and regional growth*. Cambridge University Press.
- Glaeser, E. L., Kallal, H. D., Scheinkman, J. A., & Shleifer, A. (1992). Growth in cities. *Journal of Political Economy*, 100(6), 1126–1152.
- Henderson, J. V. (2003). The urbanization process and economic growth: The so-what question. *Journal of Economic Growth*, 8(1), 47–71.
- Kuznets, S. (1973). Modern economic growth: Findings and reflections. *American Economic Review*, 63(3), 247–258.

- Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School*, 22(2), 139–191.
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3–42.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw-Hill.
- OECD. (2012). *Redefining urban: A new way to measure metropolitan areas*. OECD Publishing.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621–634.
- Phạm, Q. H., & Lê, V. T. (2022). Provincial competitiveness and regional growth in Vietnam: Panel evidence. *Journal of Economic Development*, 29(2), 45–62.
- Rodrik, D. (2013). Unconditional convergence in manufacturing. *Quarterly Journal of Economics*, 128(1), 165–204.
- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2), S71–S102.
- Samargandi, N., Fidrmuc, J., & Ghosh, S. (2015). Is the relationship between financial development and economic growth monotonic? Evidence from a sample of middle-income countries. *World Development*, 68, 66–81.
- Szirmai, A. (2012). Industrialisation as an engine of growth in developing countries, 1950–2005. *Structural Change and Economic Dynamics*, 23(4), 406–420.
- Tacoli, C. (2003). The links between urban and rural development. *Environment and Urbanization*, 15(1), 3–12.
- Tổng cục Thống kê. (2009–2024). *Niên giám thống kê các tỉnh miền Trung*. Nhà xuất bản Thống kê.
- Trần, Q. H., Nguyễn, V. A., & Lê, T. T. (2016). Public investment and economic growth at the provincial level in Vietnam: An ARDL approach. *Journal of Asian Economics*, 45, 1–15.
- UN-Habitat. (2007). *State of the world's cities 2006/7*. UN-Habitat.
- VCCI & USAID. (2009–2024). *Báo cáo thường niên Chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI)*. Hà Nội: Nhà xuất bản Lao động – Xã hội.
- Zhang, X., & Fan, S. (2004). How productive is infrastructure? A new approach and evidence from rural India. *American Journal of Agricultural Economics*, 86(2), 492–501.

**INDUSTRIALIZATION, URBANIZATION, AND ECONOMIC GROWTH:
DYNAMIC AND HETEROGENEOUS RELATIONSHIP ANALYSIS FROM
PROVINCIAL PANEL DATA IN CENTRAL VIETNAM**

Nguyen Danh Khoi

Abstract. This study examines the short- and long-run effects of industrialization and urbanization on economic growth in 11 provinces of Central Vietnam during 2009–2024. Grounded in endogenous growth theory and a dynamic panel framework, the study applies the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model under the Pooled Mean Group (PMG) estimation approach to capture short-run heterogeneity and long-run convergence among provinces. The findings reveal that: (1) industrialization exerts a consistently positive and significant impact in both the short and long run; (2) urbanization contributes only in the short run, with limited evidence of long-term spillover effects; (3) institutional quality (PCI) and price stability (CPI) are critical for sustaining long-term growth; and (4) forest coverage exhibits a trade-off between economic development and ecological preservation. This study contributes novel panel-based evidence on the dynamic relationship between industrialization, urbanization, and provincial growth in Vietnam, and provides policy implications emphasizing industrial upgrading, institutional reform, sustainable urban planning, and eco-economic mechanisms to foster inclusive and sustainable regional development in Central Vietnam.

Keywords: Industrialization; Urbanization; Economic growth; ARDL; PMG.