PHÁT TRIỂN CÔNG NGHIỆP VÀ QUY MÔ KINH TẾ: BẰNG CHỨNG TỪ DỮ LIỆU CẤP TỈNH TẠI VIỆT NAM

Nguyễn Danh Khôi

Tóm tắt

Nghiên cứu phân tích mối liên hệ giữa phát triển công nghiệp và quy mô kinh tế cấp tỉnh tại Việt Nam, sử dụng dữ liệu bảng của 27 đơn vị cấp tỉnh giai đoạn 2009–2024. Mô hình hiệu ứng cố định với sai số chuẩn Driscoll–Kraay (FE-DKSE) được sử dụng làm mô hình chính, bổ sung bằng FE-DKSE động và System GMM. Kết quả cho thấy phát triển công nghiệp có mối liên hệ dương với quy mô kinh tế cấp tỉnh (β = 0,0035; p < 0,01). Tuy nhiên, hệ số đối dấu trong các mô hình động cho thấy kết quả chưa ổn định khi tính đến độ trễ của GRDP. Phân tích theo ba miền cho thấy các hệ số đều dương nhưng khác nhau về độ lớn; bằng chứng về khác biệt vùng còn mang tính gợi ý. Chất lượng thể chế, dịch vụ và du lịch cùng điều kiện sinh thái cũng có mối liên hệ dương với quy mô kinh tế trong mô hình chính. Kết quả phản ánh các mối liên hệ có điều kiện và không khẳng định quan hệ nhân quả.

Từ khóa: *Phát triển công nghiệp, quy mô kinh tế cấp tỉnh, khác biệt theo vùng, chất lượng thể chế, Việt Nam.*

INDUSTRIAL DEVELOPMENT AND ECONOMIC SCALE: EVIDENCE FROM PROVINCIAL DATA IN VIETNAM

Abstract

This study examines the relationship between industrial development and provincial economic scale in Vietnam using panel data for 27 provincial-level units over the period 2009–2024. A fixed-effects model with Driscoll–Kraay standard errors (FE-DKSE) is used as the main specification, supplemented by dynamic FE-DKSE and System GMM models. The results indicate a positive association between industrial development and provincial economic scale (β = 0.0035, p < 0.01). However, the coefficient changes sign in the dynamic models, indicating that the results are not robust to the inclusion of lagged GRDP. Regional analyses show positive coefficients across the Northern, Central, and Southern regions, although their magnitudes differ; evidence of regional differences remains suggestive. Institutional quality, services and tourism, and ecological conditions are also positively associated with provincial economic scale in the main model. These findings reflect conditional associations and do not establish causal relationships.

Keywords: *Industrial development, provincial economic scale, regional heterogeneity, institutional quality, Vietnam.*

JEL classification: O14, O47, R11.

DOI: 10.63767/TCKT.39.2026.133.139

1. Đặt vấn đề

Trong lý thuyết tăng trưởng và phát triển kinh tế, khu vực công nghiệp được xem là một trong những động lực quan trọng thúc đẩy tăng trưởng thông qua mở rộng năng lực sản xuất, nâng cao năng suất lao động và tạo ra các hiệu ứng lan tỏa trong nền kinh tế (Lewis, 1954; Krugman, 1991). Tại Việt Nam, khu vực công nghiệp tiếp tục giữ vai trò trung tâm, với tỷ trọng đóng góp vào GDP duy trì ở mức trên 30% và là khu vực chủ lực trong xuất khẩu và thu hút đầu tư (Cục Thống kê, 2024). Theo số liệu của Tổng cục Thống kê, giá trị tăng thêm toàn ngành công nghiệp năm 2025 ước tăng 8,80%, trong đó công nghiệp chế biến – chế tạo tăng 9,97% và tiếp tục là động lực chính sự thay đổi quy mô kinh tế; tỷ trọng công nghiệp chế biến – chế tạo trong GDP đạt khoảng 24,7% năm 2025 (Cục Thống kê, 2026). Tuy nhiên, mức độ lan tỏa và hiệu quả phát triển giữa các địa phương vẫn có sự khác biệt rõ rệt, phản ánh sự không đồng đều về điều kiện phát triển và liên kết kinh tế vùng (World Bank, 2023).

Bên cạnh đó, gắn với tái cấu trúc tổ chức không gian phát triển, Việt Nam đã thực hiện sắp xếp từ 63 tỉnh, thành phố xuống còn 34 đơn vị hành chính cấp tỉnh theo Nghị quyết số 202/2025/QH15 của Quốc hội, được thông qua và có hiệu lực từ ngày 12/6/2025; chính quyền địa phương của các đơn vị hành chính mới chính thức hoạt động từ ngày 01/7/2025 (Quốc hội, 2025). Việc sắp xếp này không chỉ mang ý nghĩa về quản lý hành chính mà còn ảnh hưởng đến phân bổ nguồn lực, cấu trúc không gian sản xuất và hình thành các cực tăng trưởng vùng. Trong bối cảnh đó, đặc biệt là phát triển công nghiệp, cần được xem xét lại trong mối liên hệ với liên kết vùng và hiệu quả kinh tế theo không gian, thay vì chỉ tiếp cận ở phạm vi từng địa phương riêng lẻ.

Các nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam vẫn còn những giới hạn nhất định về phạm vi và cách tiếp cận. Phần lớn các nghiên cứu tập trung ở cấp quốc gia hoặc theo từng vùng riêng lẻ. Trong khi đó, các nghiên cứu định lượng sử dụng dữ liệu bảng dài hạn ở cấp tỉnh còn hạn chế và thường giả định tác động của phát triển công nghiệp là đồng nhất giữa các địa phương, chưa phản ánh đầy đủ sự khác biệt về liên kết và vị trí trong không gian kinh tế. Bên cạnh đó, các yếu tố thể chế chủ yếu được xem xét như biến kiểm soát, chưa được tích hợp trong một khung phân tích gắn với không gian phát triển vùng.

Trên cơ sở đó, bài báo này phân tích mối quan hệ giữa phát triển công nghiệp và quy mô kinh tế ở cấp tỉnh tại Việt Nam, sử dụng dữ liệu bảng giai đoạn 2009–2024. Nghiên cứu đồng thời xem xét sự khác biệt trong mối liên hệ giữa phát triển công nghiệp và quy mô kinh tế ở các nhóm địa phương thuộc ba vùng kinh tế, qua đó làm rõ tính không đồng nhất không gian của quy mô kinh tế trong bối cảnh Việt Nam đang tái cấu trúc tổ chức không gian phát triển. Trong nghiên cứu này, quy mô kinh tế cấp tỉnh được tiếp cận thông qua GRDP theo giá so sánh, phù hợp với thông lệ trong các nghiên cứu thực nghiệm ở cấp địa phương tại Việt Nam.

2. Tổng quan lý thuyết và các nghiên cứu liên quan

2.1. Cơ sở lý thuyết

Trong lý thuyết kinh tế học, mối quan hệ giữa phát triển công nghiệp và quy mô kinh tế được tiếp cận từ các khung phân tích tăng trưởng và kinh tế vùng. Các mô hình tăng trưởng tân cổ điển nhấn mạnh vai trò của tích lũy vốn và tiến bộ công nghệ trong tăng trưởng dài hạn (Solow, 1956), trong khi các lý thuyết tăng trưởng nội sinh cho rằng đổi mới công nghệ, học hỏi và mở rộng sản xuất công nghiệp có thể tạo ra tăng trưởng bền vững thông qua hiệu ứng lan tỏa và lợi thế quy mô (Romer, 1990; Barro và Sala-i-Martin, 2004).

Bổ sung cho cách tiếp cận tăng trưởng, kinh tế học không gian và kinh tế vùng nhấn mạnh vai trò của vị trí địa lý, sự tập trung công nghiệp và liên kết không gian trong việc hình thành các trung tâm kinh tế. Theo hướng tiếp cận này, sự tập trung các hoạt động công nghiệp có thể tạo ra lợi thế tích tụ, thúc đẩy năng suất và quy mô kinh tế vùng thông qua các hiệu ứng lan tỏa (Krugman, 1991; Fujita và Thisse, 2002), qua đó lý giải sự khác biệt về hiệu quả kinh tế giữa các khu vực và địa phương.

Một nhánh nghiên cứu quan trọng nhấn mạnh vai trò của thể chế và môi trường kinh tế trong việc định hình mối quan hệ giữa phát triển công nghiệp và quy mô kinh tế. Chất lượng thể chế được cho là ảnh hưởng đến khả năng phân bổ nguồn lực và tạo môi trường thuận lợi cho đầu tư, qua đó tác động đến hiệu quả đóng góp của khu vực công nghiệp vào quy mô kinh tế (North, 1990; Acemoglu và Robinson, 2012). Điều này gợi ý rằng tác động của phát triển công nghiệp không mang tính đồng nhất, mà phụ thuộc vào điều kiện thể chế và bối cảnh vùng.

2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm

Trên phạm vi quốc tế, nhiều nghiên cứu thực nghiệm chỉ ra rằng mở rộng khu vực công nghiệp, đặc biệt là công nghiệp chế biến – chế tạo, đóng vai trò quan trọng trong tăng trưởng và chuyển dịch cơ cấu của các nền kinh tế đang phát triển (Lewis, 1954; Chenery và Syrquin, 1975; Szirmai và Verspagen, 2015). Tuy nhiên, hiệu quả của phát triển công nghiệp có sự khác biệt đáng kể giữa các quốc gia và phụ thuộc vào bối cảnh thể chế và mức độ liên kết kinh tế (Rodrik, 2016). Đáng chú ý, Rodrik (2016) chỉ ra hiện tượng "phi công nghiệp hóa sớm" ở nhiều nền kinh tế đang phát triển, đặt ra câu hỏi về tính bền vững của mô hình tăng trưởng dựa vào công nghiệp khi chưa đạt ngưỡng thu nhập trung bình cao.

Ở cấp độ vùng, các nghiên cứu về Trung Quốc và các nền kinh tế châu Á cho thấy phát triển công nghiệp thường gắn với phân hóa không gian rõ rệt, trong đó các khu vực có lợi thế hạ tầng và liên kết kinh tế đạt tốc độ tăng trưởng cao hơn (Hill, 1996; Fan và cộng sự, 2010). Fan et al. (2010) tổng quan diễn biến chênh lệch vùng tại Trung Quốc và cho thấy khoảng cách giữa vùng ven biển và nội địa gia tăng nhanh từ khi cải cách, mở cửa và chỉ có dấu hiệu chững lại từ giữa những năm 2000; nghiên cứu đồng thời nhấn mạnh vai trò của đầu tư hạ tầng, phát triển cụm ngành tại các vùng chậm phát triển và cải cách quản trị trong chính sách vùng. Kinh nghiệm này có hàm ý tham khảo cho bối cảnh Việt Nam trong giai đoạn tái cấu trúc không gian phát triển hiện nay.

Tại Việt Nam, các nghiên cứu hiện có về chủ đề này có thể phân thành hai nhóm chính. Nhóm thứ nhất gồm các nghiên cứu ở cấp quốc gia hoặc vùng kinh tế, đánh giá vai trò tổng thể của công nghiệp đối với tăng trưởng. World Bank (2024) cung cấp bức tranh vĩ mô toàn diện và khuyến nghị Việt Nam cần chuyển từ tăng trưởng dựa vào mở rộng quy mô sang nâng cao năng suất và giá trị gia tăng thông qua nâng cấp thương mại và sản xuất. Điểm mạnh của nhóm này là tầm nhìn vĩ mô và bao quát; hạn chế là chưa phân tích được tính không đồng nhất nội vùng và sự phân hóa giữa các địa phương trong cùng một vùng kinh tế.

Nhóm thứ hai gồm các nghiên cứu định lượng sử dụng dữ liệu bảng cấp tỉnh, cung cấp bằng chứng thực nghiệm chi tiết hơn. Các nghiên cứu thuộc nhóm này thường xem chất lượng thể chế là yếu tố gắn với hiệu quả đầu tư và tăng trưởng kinh tế địa phương. Tuy nhiên, phần lớn các nghiên cứu này giả định tác động đồng nhất giữa các địa phương và chưa gắn với bối cảnh tái cấu trúc không gian phát triển vùng. Dù có lợi thế về độ chi tiết cấp tỉnh, các nghiên cứu chưa xem xét mối liên hệ giữa vị trí không gian, liên kết vùng; mối liên hệ giữa phát triển công nghiệp và quy mô kinh tế.

2.3. Khoảng trống nghiên cứu

Tổng hợp từ tổng quan cho thấy, mặc dù đã có nền tảng lý thuyết vững và một số bằng chứng thực nghiệm, các nghiên cứu hiện có tại Việt Nam vẫn còn các khoảng trống chính. Thứ nhất, hiện còn rất ít nghiên cứu định lượng cấp tỉnh kiểm định trực tiếp tính không đồng nhất không gian trong mối quan hệ giữa phát triển công nghiệp giữa các nhóm địa phương thuộc các vùng kinh tế khác nhau, điều này có thể dẫn đến sai lệch trong thiết kế chính sách công nghiệp theo vùng. Thứ hai, các nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng cấp tỉnh còn hạn chế về độ dài chuỗi thời gian (phần lớn kết thúc trước năm 2020). Thứ ba, còn ít nghiên cứu đặt phân tích này trong bối cảnh sắp xếp từ 63 xuống 34 đơn vị hành chính cấp tỉnh (chính quyền các đơn vị mới vận hành từ ngày 01/7/2025); một thay đổi cấu trúc lớn tác động trực tiếp đến tổ chức không gian sản xuất, liên kết vùng và phân bổ nguồn lực.

Những hạn chế này có ý nghĩa chính sách rõ ràng: khi các đơn vị hành chính mới được hình thành trên cơ sở sáp nhập các tỉnh có đặc điểm công nghiệp, thể chế và liên kết kinh tế khác nhau, giả định về tác động đồng nhất của phát triển công nghiệp sẽ không còn phù hợp. Các chính sách công nghiệp thiết kế trên cơ sở giả định đó có nguy cơ bỏ qua sự phân hóa nội vùng và không khai thác hiệu quả lợi thế liên kết trong không gian kinh tế mới.

Để khắc phục các khoảng trống nghiên cứu nêu trên, nghiên cứu này khắc phục bằng cách: (i) sử dụng dữ liệu bảng cấp tỉnh giai đoạn 2009–2024 được tổ chức theo địa giới hành chính cấp tỉnh sau sắp xếp; (ii) đánh giá mức độ ổn định của kết quả trước các đặc tả động; và (iii) xem xét tính không đồng nhất không gian trong mối liên hệ giữa phát triển công nghiệp và quy mô kinh tế thông qua ước lượng riêng cho các nhóm địa phương thuộc ba vùng kinh tế.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Khung phân tích và giả thuyết nghiên cứu

Nghiên cứu được xây dựng trên cơ sở lý thuyết tăng trưởng và kinh tế vùng, trong đó phát triển công

nghiệp được xem là một trong những động lực quan trọng gia tăng quy mô kinh tế ở cấp địa phương. Khung phân tích của nghiên cứu được trình bày như sau: Phát triển công nghiệp (ptcn_index) là biến độc lập chính, có liên hệ trực tiếp với quy mô kinh tế cấp tỉnh (lnGRDP). Các biến PCI, lndulich, forcov, lnllv, ICT đóng vai trò biến kiểm soát theo lý thuyết, phản ánh môi trường thể chế, dịch vụ, sinh thái và lao động của địa phương; các biến này không đóng vai trò trung gian hay điều tiết. Khung phân tích cho phép đánh giá mối quan hệ tổng thể giữa phát triển công nghiệp và quy mô kinh tế cấp tỉnh trong bối cảnh không gian vùng đang được tái cấu trúc.

Biến phụ thuộc là logarit tự nhiên của GRDP theo giá cố định năm 2010 (lnGRDP), phản ánh quy mô kinh tế cấp tỉnh và cho phép so sánh xuyên thời gian sau khi loại bỏ ảnh hưởng của lạm phát. Biến này đo mức sản lượng thực, không trực tiếp đo tốc độ tăng trưởng; tuy nhiên, do mô hình sử dụng hiệu ứng cố định theo tỉnh, các hệ số được ước lượng từ biến động của lnGRDP trong nội bộ từng tỉnh theo thời gian. Vì vậy, các hệ số được diễn giải theo mức GRDP thực hằng năm. Mức độ phát triển công nghiệp được đo bằng chỉ số phát triển công nghiệp cấp tỉnh (ptcn_index). Từ đó, hai giả thuyết nghiên cứu được đề xuất:

H1: *Phát triển công nghiệp có liên hệ dương với quy mô kinh tế cấp tỉnh ở Việt Nam.*

H2: *Mối liên hệ giữa phát triển công nghiệp và quy mô kinh tế cấp tỉnh có sự khác biệt giữa các nhóm địa phương thuộc ba vùng Bắc, Trung, Nam.*

3.2. Mô hình hồi quy

Để kiểm định các giả thuyết trên, mô hình hồi quy tổng quát được thiết lập theo phương trình (1), trong đó i (i = 1, …, 27) và t (t = 2009, …, 2024) lần lượt là chỉ số tỉnh và năm; α_i là hiệu ứng cố định theo tỉnh, phản ánh các đặc trưng không đổi theo thời gian của từng tỉnh; ε_{it} là sai số ngẫu nhiên:

$$\ln GRDP_{it} = \alpha_i + \beta_1 ptcn_index_{it} + \beta_2 PCI_{it} + \beta_3 ICT_{it} + \beta_4 lndulich_{it} + \beta_5 forcov_{it} + \beta_6 lnllv_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong mô hình này, ptcn_index là biến giải thích chính đại diện cho phát triển công nghiệp, trong khi các biến còn lại được đưa vào nhằm kiểm soát sự khác biệt về điều kiện phát triển giữa các địa phương. Tất cả biến trong mô hình có dấu kỳ vọng dương (+), nhằm phản ánh giả định các yếu tố này có liên hệ dương với quy mô kinh tế cấp tỉnh.

Bảng 1: *Các biến được sử dụng trong mô hình*

Nhóm biến	Ký hiệu	Cách đo lường	Ý nghĩa
Biến phụ thuộc	lnGRDP	Logarit tự nhiên của GRDP theo giá cố định năm 2010	Đại diện cho quy mô kinh tế tỉnh
Biến giải thích chính	ptcn_index	Chỉ số tổng hợp phát triển công nghiệp cấp tỉnh	Phản ánh mức độ phát triển của khu vực công nghiệp ở cấp tỉnh
Các biến kiểm soát theo lý thuyết	PCI	Chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (VCCI)	Phản ánh chất lượng thể chế và môi trường kinh doanh ở cấp địa phương
	lndulich	Logarit tự nhiên doanh thu du lịch theo giá cố định năm 2010	Đại diện cho mức độ phát triển của khu vực dịch vụ du lịch
	forcov	Tỷ lệ che phủ rừng (%) được sử dụng làm chỉ tiêu phản ánh chính sách môi trường	Thước đo điều kiện sinh thái và quản lý tài nguyên
	lnllv	Logarit tự nhiên số lao động có việc làm	Phản ánh quy mô lao động có việc làm
	ICT	Chỉ số sẵn sàng ứng dụng công nghệ thông tin của tỉnh	Đại diện cho mức độ phát triển hạ tầng và năng lực số

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ Niên giám Thống kê (GSO), Báo cáo Chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (VCCI) và các báo cáo chuyên đề liên quan

3.3. Dữ liệu và mẫu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu bảng gồm 27 tỉnh, thành phố trực thuộc trung ương thuộc ba miền Bắc, Trung và Nam của Việt Nam được xác định theo địa giới hành chính cấp tỉnh sau sắp xếp theo Nghị quyết số 202/2025/QH15 của Quốc hội, các đơn vị mới vận hành từ ngày 01/7/2025. Mẫu gồm toàn bộ 11 đơn vị miền Trung (từ Thanh Hóa đến Lâm Đồng), toàn bộ 8 đơn vị miền Nam và 8 trên 15 đơn vị miền Bắc; 7 đơn vị miền Bắc không có trong mẫu là Thái Nguyên, Tuyên Quang, Cao Bằng, Lạng Sơn, Lai Châu, Điện Biên và Sơn La. Quy về địa giới trước sắp xếp, 27 đơn vị này bao gồm 54 tỉnh, thành phố cũ. Cấu trúc hành chính mới được sử dụng làm khung phân nhóm nhằm đảm bảo tính nhất quán dữ liệu và phù hợp với định hướng chính sách phát triển vùng trong giai đoạn mới. Do mẫu không bao gồm 7 đơn vị miền núi phía Bắc, kết quả phản ánh 27 đơn vị trong mẫu và cần thận trọng khi suy rộng cho toàn bộ 34 đơn vị, đặc biệt đối với miền Bắc.

Tất cả các đơn vị trong mẫu đều có số liệu liên tục đủ giai đoạn 2009–2024 và có Chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI) được công bố thường niên. Dữ liệu được thu thập từ các nguồn thống kê chính thức: Niên giám Thống kê của Cục Thống kê tỉnh, Báo cáo Chỉ số PCI của VCCI và các báo cáo chuyên đề liên quan. Do mẫu được tổ chức theo địa giới sau sắp xếp, số liệu giai đoạn 2009–2024 của các tỉnh cũ được tổng hợp cho từng đơn vị mới. Đối với PCI, giá trị của đơn vị mới được lấy theo tỉnh cấu thành có điểm PCI cao hơn, không sử dụng trọng số; cách xử lý này có thể làm PCI của các đơn vị sáp nhập cao hơn mức bình quân thực tế và được ghi nhận là một hạn chế của nghiên cứu. Các biến kinh tế được quy đổi về giá cố định năm 2010 nhằm loại bỏ ảnh hưởng của lạm phát. Các biến được logarit hóa (trừ tỷ lệ che phủ rừng và PCI, ICT đã ở dạng chỉ số) để giảm phương sai và cải thiện phân phối.

3.4. Phương pháp ước lượng

Để ước lượng mô hình, nghiên cứu sử dụng mô hình Hiệu ứng cố định (FEM) nhằm kiểm soát các đặc

điểm cố định không quan sát được của từng tỉnh, như vị trí địa lý, truyền thống công nghiệp và điều kiện lịch sử. Kiểm định Hausman ($\chi^2(6) = 41,98$; $p < 0,01$) cho thấy FEM phù hợp hơn mô hình Hiệu ứng ngẫu nhiên (REM). Kiểm định Wooldridge ($F(1, 26) = 209,54$; $p < 0,01$) và Modified Wald ($\chi^2(27) = 506,46$; $p < 0,01$) lần lượt xác nhận sự tồn tại của tự tương quan bậc nhất và phương sai thay đổi giữa các tỉnh. Ngoài ra, các tỉnh chịu chung nhiều cú sốc vĩ mô nên dữ liệu có khả năng phụ thuộc chéo; vì vậy, sai số chuẩn Driscoll–Kraay (DKSE), vốn vững trước cả ba vấn đề trên, được sử dụng (Driscoll và Kraay, 1998). Nghiên cứu chưa báo cáo kiểm định phụ thuộc chéo chính thức; đây là một hạn chế. Độ trễ 6 được sử dụng trong đặc tả chính; kết quả được kiểm tra lại với độ trễ 2 và 4.

Bên cạnh đó, nghiên cứu thực hiện ước lượng bổ sung bằng mô hình động System–GMM hai bước (Arellano và Bond, 1991; Blundell và Bond, 1998) cùng mô hình FE-DKSE động nhằm xem xét mức độ ổn định của kết quả khi tính đến quán tính của GRDP và hạn chế khả năng nội sinh tiềm ẩn. Phương pháp này cho phép đưa biến trễ của lnGRDP vào mô hình, phản ánh tính quán tính của GRDP thực cấp tỉnh. Mô hình System–GMM được ước lượng với sai số chuẩn robust; do số công cụ lớn hơn số nhóm (27 tỉnh), các kiểm định cho kết quả có thể bị suy yếu (Roodman, 2009), nên GMM được sử dụng để tham khảo. Mô hình FE-DKSE được lựa chọn làm mô hình ước lượng chính; các mô hình động được dùng để đánh giá mức độ ổn định của kết quả.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả dữ liệu

Trước khi ước lượng, tác giả tiến hành thống kê mô tả nhằm nhận diện đặc trưng và mức độ khác biệt giữa các biến trong bộ dữ liệu 27 tỉnh, giai đoạn 2009–2024 (432 quan sát; dữ liệu bảng cân bằng 27 tỉnh × 16 năm, không có quan sát bị thiếu; các mô hình động có biến trễ sử dụng 405 quan sát). Kết quả tại Bảng 2 cho thấy lnGRDP có giá trị trung bình 11,53 với độ lệch chuẩn 0,84, phản ánh sự chênh lệch đáng kể về quy mô hoạt động kinh tế giữa các địa phương. Chỉ số phát triển công nghiệp (ptcn_index) dao động trong khoảng 73,2–190,7, cho thấy mức độ phát triển công nghiệp giữa các tỉnh không đồng đều. Biến lndulich có độ lệch chuẩn lớn nhất (2,001), phản ánh sự khác biệt rõ rệt về phát triển dịch vụ du lịch. Biến PCI có giá trị trung bình 62,5 điểm (thang 100 điểm), dao động từ 50,72 đến 75,09, cho thấy sự phân tầng đáng kể về chất lượng thể chế giữa các tỉnh.

Bảng 2: *Thống kê mô tả*

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Min	Max
lngrdp	432	11,529	0,842	9,761	14,472
ptcn_index	432	159,888	10,212	73,2	190,7
lnllv	432	7,316	0,586	5,457	8,941
lndulich	432	4,692	2,001	0,095	9,755
PCI	432	62,536	4,581	50,72	75,09
ICT	432	1,075	0,106	0,745	1,328
forcov	432	31,274	21,962	1,5	64,475

Nguồn: Tác giả tính toán từ GSO (2009–2024) và PCI (VCCI)

Thống kê mô tả cho thấy mức độ phát triển công nghiệp và quy mô kinh tế có sự khác biệt đáng kể giữa các tỉnh, tạo cơ sở cho các phân tích hồi quy và so sánh theo nhóm vùng ở các phần tiếp theo.

4.2. Kết quả ước lượng mô hình FE-DKSE

Kết quả các kiểm định lựa chọn và chẩn đoán mô hình đã được trình bày tại mục 3.4. Mô hình FE-DKSE có R^2 trong nhóm (within) bằng 0,602, tức là khoảng 60% biến động của lnGRDP trong nội bộ các tỉnh theo thời gian được giải thích bởi các biến trong mô hình.

Kết quả ước lượng tại Bảng 3 cho thấy chỉ số phát triển công nghiệp (ptcn_index) có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% ($\beta = 0,0035$; $p < 0,01$), ủng hộ H1 trong mô hình hiệu ứng cố định. Hệ số được báo cáo là hệ số chưa chuẩn hóa. Do biến phụ thuộc ở dạng logarit, khi ptcn_index tăng 1 đơn vị, GRDP thực cao hơn khoảng 0,35%, với các yếu tố khác không đổi. Với độ lệch chuẩn của ptcn_index là 10,2 đơn vị (Bảng 2), chênh lệch một độ lệch chuẩn tương ứng với mức GRDP thực cao hơn khoảng 3,6%. Đây là mối liên hệ có điều kiện trong mô hình theo mức, không trực tiếp phản ánh tốc độ tăng trưởng hằng năm hay quan hệ nhân quả.

Bảng 3: *Kết quả ước lượng với FE-DKSE lag = 6*

Biến	Hệ số	Sai số chuẩn	Giá trị t	Mức ý nghĩa	Khoảng tin cậy 95%
ptcn_index	0,003507	0,000513	6,84	<0,001	[0,0024; 0,0046]
lnllv	0,365621	0,146047	2,50	0,024	[0,0543; 0,6769]
lndulich	0,153561	0,030663	5,01	0,000	[0,0882; 0,2189]
PCI	0,034049	0,004986	6,83	0,000	[0,0234; 0,0447]
ICT	0,373948	0,197606	1,89	0,078	[-0,0474; 0,7951]
forcov	0,032363	0,009145	3,54	0,003	[0,0129; 0,0519]
_cons	4,030104	1,133985	3,55	0,003	[1,6131; 6,4471]

Ghi chú: R^2 (within): 0,602. Sai số chuẩn Driscoll–Kraay với độ trễ 6. Khi sử dụng độ trễ 2 và 4, hệ số ptcn_index không đổi (0,00351) và vẫn có ý nghĩa ở mức 1% (sai số chuẩn lần lượt là 0,00079 và 0,00062); ở độ trễ 2, lnllv chỉ có ý nghĩa ở mức 10% và ICT không còn ý nghĩa thống kê.

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả từ dữ liệu cấp tỉnh (2009–2024)

Bên cạnh biến giải thích chính, các biến kiểm soát cũng cho thấy mối liên hệ đáng kể với quy mô kinh tế cấp tỉnh. Chỉ số PCI có hệ số dương và ý nghĩa thống kê cao ($\beta = 0,034$; $p < 0,01$), phản ánh vai trò quan trọng của chất lượng thể chế và môi trường kinh doanh. Tuy nhiên, hệ số này cần được diễn giải thận

trọng do PCI của các đơn vị sáp nhập được tổng hợp theo giá trị cao hơn (mục 3.3). Biến lndulich có hệ số dương và ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy phát triển dịch vụ – du lịch có mối liên hệ tích cực với quy mô kinh tế. Biến lnllv có hệ số dương và ý nghĩa thống kê ở mức 5%, phản ánh vai trò của quy mô lao động. Biến forcov (tỷ lệ che phủ rừng) có hệ số dương và ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy tỷ lệ che phủ rừng cao hơn gắn với mức GRDP thực cao hơn trong nội bộ tỉnh theo thời gian. Biến ICT có hệ số dương nhưng chỉ đạt mức ý nghĩa thống kê 10%, phản ánh vai trò tiềm năng của hạ tầng số trong điều kiện phát triển không đồng đều giữa các tỉnh.

4.3. Phân tích theo vùng kinh tế

Nhằm xem xét H2 và tính không đồng nhất không gian, nghiên cứu ước lượng riêng mô hình FE-DKSE cho ba nhóm địa phương: vùng Bắc (8 tỉnh, 128 quan sát), vùng Trung (11 tỉnh, 176 quan sát) và vùng Nam (8 tỉnh, 128 quan sát). Kết quả tại Bảng 4 cho thấy hệ số ptcn_index dương và có ý nghĩa thống kê ở cả ba nhóm, song có độ lớn khác nhau. Cần lưu ý rằng sự khác biệt về độ lớn hoặc mức ý nghĩa của các hệ số ước lượng riêng rẽ không đồng nghĩa với việc chênh lệch giữa các hệ số có ý nghĩa thống kê. Nghiên cứu chưa thực hiện kiểm định chính thức chênh lệch hệ số; một phép so sánh xấp xỉ dựa trên sai số chuẩn tại Bảng 4 (giả định các ước lượng giữa các nhóm độc lập với nhau) cũng cho thấy chênh lệch giữa các cặp hệ số chưa đạt mức ý nghĩa 5%. Do đó, kết quả chỉ ủng hộ H2 ở mức gợi ý.

Bảng 4: *Hệ số ước lượng mối liên hệ của phát triển công nghiệp và quy mô kinh tế giữa ba vùng kinh tế*

Biến độc lập	Miền Bắc	Miền Trung	Miền Nam
ptcn_index	0.005639*** (0.001693)	0.002429** (0.000875)	0.007502** (0.003430)
lnllv	0.060143 (0.064387)	0.409982** (0.140340)	1.376470*** (0.230643)
lndulich	0.095444*** (0.021018)	0.203007*** (0.057282)	0.152031*** (0.029580)
PCI	0.056768*** (0.002802)	0.006726 (0.005791)	0.032727*** (0.004965)
ICT	-0.161116 (0.303592)	0.589914** (0.228327)	0.471024*** (0.136273)
forcov	0.036889*** (0.008916)	0.045699** (0.015547)	0.017472*** (0.002925)
Constant	5.675456*** (0.503706)	3.640947*** (1.231236)	-3.418294* (1.617423)
Số quan sát	128	176	128

*Ghi chú: ***, **, * tương ứng mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%; trong ( ) là sai số chuẩn.*

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả từ dữ liệu cấp tỉnh.

Đối với nhóm tỉnh phía Nam, hệ số điểm của ptcn_index lớn nhất (0,0075; $p < 0,05$), nhưng cũng có sai số chuẩn lớn nhất (0,0034), nên không thể kết luận mối liên hệ ở nhóm này mạnh hơn các nhóm khác về mặt thống kê. Đối với nhóm tỉnh phía Bắc, hệ số ptcn_index là 0,0056 ($p < 0,01$); đối với nhóm tỉnh miền Trung, hệ số thấp hơn (0,0024; $p < 0,05$). Sự khác biệt về hệ số điểm có thể gắn với mức độ tích tụ sản xuất, liên kết kinh tế và cơ cấu ngành khác nhau giữa các nhóm, song đây là cách diễn giải mang tính gợi ý. Biến PCI có ý nghĩa thống kê tại nhóm phía Bắc và phía Nam nhưng không có ý nghĩa tại miền Trung.

4.4. Kết quả các đặc tả động

Để đánh giá mức độ ổn định của kết quả khi tính đến quán tính của GRDP, nghiên cứu ước lượng thêm mô hình FE-DKSE động và mô hình System–GMM hai bước. Kết quả tại Bảng 5 cho thấy hệ số của biến trễ lnGRDP dương, có ý nghĩa thống kê và rất gần 1 (0,96 trong mô hình FE-DKSE động; 0,98 trong mô hình System–GMM), phản ánh mức độ dai dẳng rất cao của GRDP thực cấp tỉnh.

Bảng 5: *Kiểm định độ vững bằng mô hình động*

Biến độc lập	FE-DKSE (lag=6)	Dynamic FE-DKSE	System GMM
L.lngrdp	–	0.9617***	0.9807***
ptcn_index	0.00351***	-0.00136***	-0.00259***
lnllv	0.3656**	0.0071	0.0157
lndulich	0.1535***	0.0124**	0.0046
PCI	0.0340***	0.0016	0.0005
ICT	0.3739*	-0.0321	-0.0272
forcov	0.0324***	0.0012	-0.0008

*Ghi chú: ***, **, * tương ứng mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%. Chẩn đoán System GMM: AR(1) = −2,44 (p = 0,014); AR(2) = −1,61 (p = 0,107); Hansen $\chi^2(27) = 24,44$ (p = 0,606).*

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu cấp tỉnh.

Hệ số của ptcn_index trong mô hình System–GMM có dấu âm và có ý nghĩa thống kê (−0,00259; p = 0,001); kết quả tương tự trong mô hình FE-DKSE động (−0,00136; $p < 0,001$). Như vậy, mối liên hệ dương giữa ptcn_index và lnGRDP trong mô hình hiệu ứng cố định theo mức không duy trì khi đưa quán tính của GRDP vào mô hình. Hệ số biến trễ rất gần 1 (L.lnGRDP = 0,98) cho thấy lnGRDP có tính dai dẳng cao và có thể không dừng; trong điều kiện đó, hồi quy theo mức có thể phản ánh một phần xu hướng chung theo thời gian, còn hệ số ngắn hạn trong mô hình động cũng khó diễn giải. Kiểm định AR(2) (p = 0,107) không bác bỏ giả thuyết không có tự tương quan bậc hai, nhưng do số công cụ lớn hơn số nhóm, giá trị p của kiểm định Hansen (0,606) không đủ để khẳng định tính hợp lệ của công cụ (Roodman, 2009). Vì vậy, kết quả FE-DKSE được diễn giải là mối liên hệ có điều kiện, chưa vững trước đặc tả động; nghiên cứu không rút ra kết luận về tác động dài hạn hay quan hệ nhân quả.

4.5. Thảo luận

Kết quả mô hình hiệu ứng cố định cho thấy phát triển công nghiệp có liên hệ dương với quy mô kinh tế cấp tỉnh tại Việt Nam trong giai đoạn 2009–2024, qua đó ủng hộ H1 trong đặc tả tĩnh. Kết quả này phù hợp với lý thuyết tăng trưởng và phát triển kinh tế, theo đó mở rộng hoạt động công nghiệp góp phần

nâng cao năng suất, mở rộng quy mô sản xuất và tạo ra các hiệu ứng lan tỏa (Lewis, 1954; Chenery và Syrquin, 1975; Szirmai và Verspagen, 2015). Dưới góc độ kinh tế vùng, theo lý thuyết kinh tế vùng, phát triển công nghiệp có thể thúc đẩy quá trình tích tụ sản xuất và hình thành các cực tăng trưởng (Krugman, 1991; Fujita và Thisse, 2002).

Tuy nhiên, do mối liên hệ này không duy trì trong các mô hình động, kết quả cần được hiểu là bằng chứng mang tính mô tả, không phải bằng chứng về tác động nhân quả.

Hệ số ước lượng riêng cho các nhóm địa phương có độ lớn khác nhau, với hệ số điểm tại nhóm phía Bắc và phía Nam cao hơn nhóm miền Trung. Tuy nhiên, vì chênh lệch giữa các hệ số chưa được kiểm định chính thức, kết quả chỉ ủng hộ H2 ở mức gợi ý. Nếu được khẳng định bằng các kiểm định chặt chẽ hơn, khác biệt này có thể gắn với vai trò của tích tụ sản xuất, liên kết chuỗi cung ứng và chất lượng thể chế; trong khi tại miền Trung, công nghiệp có xu hướng đóng vai trò bổ trợ trong cơ cấu kinh tế đa ngành. Hướng diễn giải này phù hợp với kinh nghiệm của Trung Quốc, nơi chênh lệch giữa các vùng gia tăng trong giai đoạn tăng trưởng nhanh dựa vào công nghiệp và mở cửa (Fan và cộng sự, 2010).

Bên cạnh phát triển công nghiệp, chất lượng thể chế, phát triển dịch vụ du lịch và điều kiện sinh thái có mối liên hệ đáng kể với quy mô kinh tế cấp tỉnh trong mô hình hiệu ứng cố định, trong khi hạ tầng số chỉ có ý nghĩa ở mức 10%; các mối liên hệ này cũng suy giảm hoặc mất ý nghĩa trong các mô hình động. Điều này hàm ý rằng hiệu quả của phát triển công nghiệp không tách rời khỏi bối cảnh phát triển của địa phương, phù hợp với lập luận của North (1990) và Acemoglu và Robinson (2012) về vai trò của thể chế. Kết quả này bổ sung cho các nghiên cứu trước vốn thường xem xét vai trò của công nghiệp một cách tách biệt khỏi không gian phát triển và liên kết vùng.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

5.1. Kết luận

Nghiên cứu đã cung cấp bằng chứng định lượng ở cấp tỉnh cho thấy, trong mô hình hiệu ứng cố định, phát triển công nghiệp có liên hệ dương với quy mô kinh tế cấp tỉnh tại Việt Nam giai đoạn 2009–2024 ($\beta = 0{,}0035$; $p < 0{,}01$), tương ứng với mức GRDP thực cao hơn khoảng 0,35% cho mỗi đơn vị tăng thêm của chỉ số phát triển công nghiệp; kết quả này ủng hộ H1 trong đặc tả tĩnh. Hệ số ước lượng riêng cho ba nhóm địa phương đều dương nhưng có độ lớn khác nhau (Bắc 0,0056; Trung 0,0024; Nam 0,0075); do chênh lệch chưa được kiểm định chính thức, H2 chỉ được ủng hộ ở mức gợi ý. Chất lượng thể chế, phát triển dịch vụ du lịch và điều kiện sinh thái cũng có liên hệ dương với quy mô kinh tế cấp tỉnh, hàm ý rằng vai trò của phát triển công nghiệp gắn với bối cảnh phát triển của từng địa phương. Những phát hiện này có ý nghĩa tham khảo trong bối cảnh sắp xếp đơn vị hành chính cấp tỉnh theo Nghị quyết số 202/2025/QH15.

Tuy nhiên, kết quả không vững trước đặc tả động: khi đưa quán tính của GRDP vào mô hình (FE-DKSE động và System–GMM), hệ số của chỉ số phát triển công nghiệp đổi dấu; do đó, các kết luận trên cần được hiểu là mối liên hệ có điều kiện, không phải tác động nhân quả hay tác động dài hạn. Nghiên cứu còn một số hạn chế khác: (i) chưa kiểm định chính thức chênh lệch hệ số giữa các nhóm địa phương; (ii) chưa báo cáo kiểm định phụ thuộc chéo và kiểm định tính dừng phù hợp với dữ liệu bảng có phụ thuộc chéo; (iii) số công cụ trong mô hình System–GMM lớn hơn số nhóm; (iv) chưa kiểm định trực tiếp các cơ chế trung gian (như lan tỏa công nghệ, chuyển dịch lao động) hay tác động lan tỏa không gian giữa các tỉnh; (v) PCI của các đơn vị sáp nhập được tổng hợp theo giá trị cao hơn thay vì bình quân gia quyền; (vi) mẫu không bao gồm 7 đơn vị miền núi phía Bắc. Đây là những hướng nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng nhằm làm sâu sắc hơn hiểu biết về vai trò của phát triển công nghiệp đối với quy mô kinh tế cấp tỉnh tại Việt Nam, đặc biệt trong bối cảnh tổ chức không gian sau ngày 01/7/2025.

5.2. Hàm ý chính sách

Từ các kết quả thực nghiệm, nghiên cứu gợi mở một số hàm ý chính sách phù hợp với bối cảnh tái cấu trúc tổ chức không gian phát triển sau ngày 01/7/2025.

Thứ nhất, phát triển công nghiệp cần tiếp tục được xem là một trụ cột quan trọng trong chiến lược phát triển kinh tế của các đơn vị hành chính cấp tỉnh mới sau sáp nhập, song định hướng chính sách cần chú trọng nâng cao hiệu quả và giá trị gia tăng, thay vì chỉ mở rộng quy mô sản xuất. Điều này đặc biệt quan trọng khi các đơn vị hành chính mới bao gồm cả địa phương có nền tảng công nghiệp mạnh và địa phương có cơ cấu kinh tế đa dạng hơn.

Thứ hai, những khác biệt trong mối liên hệ giữa phát triển công nghiệp và quy mô kinh tế giữa các nhóm địa phương hàm ý rằng các chính sách công nghiệp cần được thiết kế linh hoạt theo từng nhóm địa phương. Đối với các địa phương miền Bắc và Nam là nơi công nghiệp đóng vai trò cao hơn, chính sách nên hướng tới nâng cao giá trị gia tăng, tăng cường liên kết ngành và cải thiện năng suất. Đối với các địa phương miền Trung thì phát triển công nghiệp cần được gắn kết với du lịch, dịch vụ và các hoạt động kinh tế khác để tạo hiệu ứng lan tỏa đa ngành.

Thứ ba, vai trò có ý nghĩa của chất lượng thể chế, dịch vụ và điều kiện sinh thái đối với quy mô kinh tế cấp tỉnh cho thấy chính sách phát triển công nghiệp cần được triển khai đồng bộ với cải thiện môi trường kinh doanh, nâng cao chất lượng quản trị địa phương và bảo đảm các yếu tố phát triển bền vững. Trong bối cảnh các đơn vị hành chính mới sau sáp nhập, việc đồng bộ hóa thể chế giữa các địa phương được hợp nhất là ưu tiên cần thực hiện sớm để không làm giảm hiệu quả phát triển công nghiệp.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2012). *Why nations fail: The origins of power, prosperity, and poverty*. Crown Publishers.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.

Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic growth* (2nd ed.). MIT Press.
Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143.
Chenery, H. B., & Syrquin, M. (1975). *Patterns of development, 1950–1970*. Oxford University Press.
Cục Thống kê. (2009–2024). *Niên giám Thống kê các tỉnh, thành phố trực thuộc trung ương.* Nhà xuất bản Thống kê.
Cục Thống kê. (2026). *Họp báo công bố số liệu thống kê kinh tế – xã hội quý IV và năm 2025*. Bộ Tài chính.
Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *The Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549–560.
Fan, S., Kanbur, R., & Zhang, X. (2010). *China's regional disparities: Experience and policy* (Working Paper No. WP 2010-03). Department of Applied Economics and Management, Cornell University.
Fujita, M., & Thisse, J.-F. (2002). *Economics of agglomeration: Cities, industrial location, and regional growth*. Cambridge University Press.
Hill, H. (1996). *The Indonesian economy since 1966: Southeast Asia's emerging giant*. Cambridge University Press.
Krugman, P. (1991). *Geography and trade*. MIT Press.
Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School*, 22(2), 139–191.
North, D. C. (1990). *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge University Press.
Quốc hội. (2025). *Nghị quyết số 202/2025/QH15 ngày 12/6/2025 về việc sắp xếp đơn vị hành chính cấp tỉnh.* Hà Nội.
Rodrik, D. (2016). Premature deindustrialization. *Journal of Economic Growth*, 21(1), 1–33.
Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5), S71–S102.
Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1), 86–136.
Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94.
Szirmai, A., & Verspagen, B. (2015). Manufacturing and economic growth in developing countries, 1950–2005. *Structural Change and Economic Dynamics*, 34, 46–59.
World Bank. (2024). Viet Nam 2045: *Trading up in a changing world – Pathways to a high-income future*. World Bank.

Thông tin tác giả:
Nguyễn Danh Khôi
- Đơn vị công tác: Khoa Kinh tế - Trường Đại học Kinh tế
- Đại học Đà Nẵng
- Địa chỉ email: *khoind@due.edu.vn*

Ngày nhận bài: 05/01/2026
Ngày nhận bản sửa: 04/04/2026
Ngày duyệt đăng: 09/10/2026