

TÁC ĐỘNG DI DÂN VÀ VỐN CON NGƯỜI ĐẾN TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ MIỀN TRUNG: VAI TRÒ ĐIỀU TIẾT CỦA THỂ CHẾ

THE IMPACT OF MIGRATION AND HUMAN CAPITAL ON ECONOMIC GROWTH IN CENTRAL VIETNAM: THE MODERATING ROLE OF INSTITUTIONS

Đặng Thị Hồng Dân^{1,*}

DOI: <https://doi.org/10.57001/huih5804.2026.032>

TÓM TẮT

Bài báo phân tích tác động của di dân và vốn con người đến tăng trưởng kinh tế cấp tỉnh tại khu vực miền Trung cũng như vai trò điều tiết của thể chế trong mối quan hệ này. Sử dụng mô hình hiệu ứng cố định với sai số chuẩn Driscoll-Kraay trên dữ liệu bảng của 11 tỉnh giai đoạn 2009 - 2024, kết quả cho thấy di dân thúc đẩy tăng trưởng kinh tế dưới một số điều kiện nhất định, nhưng có tác động tiêu cực trong giai đoạn hậu COVID-19. Tác động này không đồng nhất giữa các tiểu vùng: trong khi di dân làm suy giảm tăng trưởng ở Bắc Trung Bộ, thì tại Nam Trung Bộ, dòng di dân lại thúc đẩy tăng trưởng. Vốn con người có ảnh hưởng tích cực đến tăng trưởng kinh tế nhưng phi tuyến và được khuếch đại khi chất lượng thể chế cao. Kết quả khẳng định thể chế đóng vai trò trung gian then chốt trong việc chuyển hóa nguồn lực con người thành tăng trưởng. Từ đó, bài báo đề xuất hàm ý chính sách hướng đến tăng trưởng cân bằng và bền vững cho khu vực miền Trung.

Từ khóa: Di dân; vốn con người; thể chế; tăng trưởng kinh tế; miền Trung.

ABSTRACT

This paper examines the effects of migration and human capital on provincial economic growth in Central region, as well as the moderating role of institutions in this relationship. Using a fixed-effects model with Driscoll-Kraay standard errors on panel data from 11 provinces over the period 2009 - 2024, the results indicate that migration promotes economic growth under certain conditions, but its effect becomes negative in the post-COVID-19 period. The impact is heterogeneous across subregions: while migration reduces growth in the North Central region, it stimulates growth in the South Central region. Human capital has a positive but nonlinear effect on economic growth, which is strengthened when institutional quality is high. The findings highlight the crucial mediating role of institutions in transforming human capital into growth. Based on these results, the paper offers policy implications aimed at fostering balanced and sustainable growth in the Central region.

Keywords: Migration; human capital; institutions; economic growth; Central region.

¹Trường Đại học Kinh tế - Đại học Đà Nẵng

*Email: dandth@due.edu.vn

Ngày nhận bài: 15/12/2025

Ngày nhận bài sửa sau phản biện: 20/02/2026

Ngày chấp nhận đăng: 26/02/2026

1. ĐẶT VẤN ĐỀ

Trong hơn ba thập kỷ đổi mới, Việt Nam đã đạt được những thành tựu về tăng trưởng kinh tế và phát triển xã hội, song sự phát triển giữa các vùng miền vẫn còn chênh lệch đáng kể. Miền Trung là vùng có nhiều đặc thù: điều kiện tự nhiên khắc nghiệt, cơ sở hạ tầng còn hạn chế, thường xuyên chịu ảnh hưởng của thiên tai, nhưng sở

hữu tiềm năng phát triển dựa vào lợi thế về du lịch, dịch vụ, năng lượng và kinh tế biển. Sự khác biệt về tốc độ tăng trưởng giữa các tỉnh trong vùng cho thấy các nguồn lực cơ bản như lao động, vốn chưa đủ để lý giải kết quả phát triển. Miền Trung cũng vừa là nơi xuất cư lớn sang các vùng kinh tế phát triển, vừa hình thành những điểm đến nhập cư mới. Trong đó, di dân và vốn con người được kỳ

vọng là nguồn lực quan trọng đối với tăng trưởng kinh tế cấp tỉnh ở khu vực này. Tuy nhiên, thực tiễn cho thấy tác động của di dân và vốn con người diễn ra không đồng nhất giữa các địa phương, cho thấy các nguồn lực này không tự động chuyển hóa thành tăng trưởng. Trong bối cảnh đó, chất lượng quản trị và cải cách hành chính ở địa phương có thể đóng vai trò điều tiết, quyết định mức độ và chiều hướng tác động của di dân và vốn con người đến tăng trưởng kinh tế. Do vậy, nghiên cứu này không chỉ làm rõ tác động của di dân và vốn con người đến tăng trưởng ở miền Trung, mà còn kiểm định vai trò điều tiết của yếu tố thể chế trong điều kiện có mức độ phân hóa nội vùng tương đối rõ rệt.

Các nghiên cứu trước đây tại Việt Nam [1, 2] chủ yếu tập trung vào di dân ở cấp quốc gia hoặc một số vùng kinh tế trọng điểm. Bên cạnh đó, vốn con người được xem là yếu tố trung tâm của tăng trưởng theo lý thuyết tăng trưởng nội sinh của Lucas [3], và Romer [4]. Các nghiên cứu của [5, 6] đã chỉ ra chất lượng lao động có tác động tích cực đến tăng trưởng, còn [7] nhấn mạnh vai trò trung gian của vốn con người trong mối quan hệ giữa tích lũy vốn và hiệu quả tăng trưởng. Tuy nhiên, tác động của di dân, vốn con người đến tăng trưởng ở miền Trung vẫn chưa được kiểm định một cách hệ thống.

Chất lượng thể chế phản ánh mức độ hiệu quả của quản trị công, môi trường kinh doanh và sự minh bạch chính sách, được xem là yếu tố điều tiết quan trọng trong mối quan hệ giữa di dân, vốn con người và tăng trưởng [8, 9]. Nghiên cứu đánh giá vai trò điều tiết của thể chế địa phương trong mối quan hệ này với bối cảnh vùng miền Trung còn khá ít. Hơn nữa, đại dịch COVID-19 đã tạo ra một cú sốc kinh tế xã hội sâu rộng, làm thay đổi đáng kể dòng di cư, cấu trúc lao động và yêu cầu về chất lượng nguồn nhân lực. Các nghiên cứu gần đây chủ yếu tập trung vào tác động của đại dịch đến tăng trưởng và việc làm [10], vì vậy cần nghiên cứu thêm về sự thay đổi cơ chế tác động của di dân đến tăng trưởng trong giai đoạn hậu COVID-19.

Từ những phân tích trên, nghiên cứu áp dụng mô hình hiệu ứng cố định với sai số chuẩn Driscoll-Kraay (FE-DKSE) nhằm đạt được bốn mục tiêu chính: (i) kiểm định tác động tuyến tính và phi tuyến của di dân, vốn con người tới tăng trưởng kinh tế cấp tỉnh; (ii) vai trò điều tiết của thể chế địa phương trong mối quan hệ này; (iii) sự khác biệt của tác động trên giữa hai tiểu vùng Bắc Trung Bộ và Nam Trung Bộ; (iv) sự thay đổi cơ chế tác động trong giai đoạn hậu COVID-19. Kết quả nghiên cứu kỳ vọng sẽ đóng góp bằng chứng thực nghiệm mới về động lực tăng trưởng cấp tỉnh ở miền Trung, đồng thời cung cấp cơ sở khoa học phục

vụ hoạch định chính sách phát triển vùng và chiến lược tăng trưởng bền vững trong bối cảnh kinh tế xã hội đang chuyển đổi mạnh mẽ sau đại dịch.

2. TỔNG QUAN LÝ THUYẾT VÀ NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM

Lý thuyết tăng trưởng kinh tế của Solow [11] nhấn mạnh vai trò của tích lũy vốn vật chất, lao động và tiến bộ công nghệ. Sau đó, các học thuyết mở rộng đã bổ sung những yếu tố quan trọng cho việc duy trì và nâng cao năng suất, trong đó nổi bật là vốn con người, di dân và thể chế [3, 8, 12]. Trong cách tiếp cận này, tăng trưởng kinh tế không chỉ phụ thuộc vào tích lũy tư bản vật chất mà còn gắn chặt với chất lượng nguồn nhân lực và môi trường thể chế.

Xét về di dân, trong nghiên cứu này chính là quá trình dịch chuyển lao động giữa các khu vực kinh tế nhằm tối ưu hóa cơ hội thu nhập, và là kênh tái phân bổ nguồn lực quan trọng, đặc biệt tại các nền kinh tế đang phát triển. Theo mô hình hai khu vực của Harris và Todaro [13], dòng di chuyển lao động từ khu vực nông nghiệp năng suất thấp sang khu vực công nghiệp và dịch vụ góp phần tối ưu hóa phân bổ lao động và thúc đẩy tăng trưởng. Tuy nhiên, mối quan hệ này không phải lúc nào cũng mang tính tuyến tính. Khi dòng di dân vượt quá khả năng hấp thụ của thị trường lao động và hệ thống hạ tầng, các hệ quả như thất nghiệp gia tăng, quá tải cơ sở hạ tầng và cạnh tranh thu nhập có thể xảy ra, dẫn đến tác động phi tuyến hoặc thậm chí là tiêu cực lên tăng trưởng [14, 15]. Bên cạnh đó, trên cơ sở lý thuyết của Becker [16], vốn con người được là tập hợp kiến thức, kỹ năng, kinh nghiệm và sức khỏe được tích lũy thông qua đầu tư vào giáo dục và đào tạo, có khả năng nâng cao năng suất lao động và tạo ra thu nhập trong tương lai. Từ đó, vốn con người được tích hợp vào các mô hình tăng trưởng nội sinh của [3, 4], nhấn mạnh vai trò của tri thức, kỹ năng và đổi mới sáng tạo trong việc duy trì động lực phát triển kinh tế. Dù các nghiên cứu thực nghiệm như [17, 18] đều khẳng định tác động tích cực của vốn con người lên tăng trưởng, nhưng hiệu ứng này có thể mang tính phi tuyến do quy luật lợi suất giảm dần hoặc tình trạng phân bổ nguồn lực giáo dục đào tạo không hiệu quả [19]. Hơn nữa, nghiên cứu gần đây nhấn mạnh rằng tác động của vốn con người còn phụ thuộc đáng kể vào chất lượng thể chế của nền kinh tế [20].

Trong khuôn khổ lý thuyết thể chế, chất lượng quản trị công là nền tảng quyết định động lực tăng trưởng kinh tế. Lập luận của Acemoglu và Robinson [21] chỉ ra sự khác biệt về mức độ thịnh vượng giữa các quốc gia và vùng lãnh thổ bắt nguồn từ sự khác biệt trong cấu trúc thể chế.

Quan điểm này được kế thừa và phát triển từ kinh tế học thể chế mới của North [22], theo đó thể chế là hệ thống các quy tắc chính thức và phi chính thức điều chỉnh hành vi của các tác nhân kinh tế, qua đó ảnh hưởng đến chi phí giao dịch và hiệu quả sử dụng nguồn lực. Theo cách tiếp cận này, chất lượng quản trị công và môi trường kinh doanh phản ánh mức độ vận hành hiệu quả của thể chế và đóng vai trò quan trọng đối với tăng trưởng kinh tế. Nghiên cứu của Alesina và Rodrik [23] nhấn mạnh chất lượng thể chế sẽ quy định mức độ chuyển hóa các nguồn lực (tư bản, lao động, tri thức) thành tăng trưởng thực chất. Tại cấp địa phương, chỉ số Năng lực Cạnh tranh Cấp tỉnh (PCI) phản ánh chất lượng thể chế thông qua các khía cạnh như môi trường kinh doanh, thái độ phục vụ của cán bộ, và tính minh bạch của thủ tục hành chính. Thể chế địa phương tốt, được đo lường bằng PCI cao, sẽ nâng cao khả năng hấp thụ lao động di cư, giảm thiểu chi phí xã hội đi kèm [24], đồng thời tạo điều kiện để vốn con người phát huy tối đa hiệu quả thông qua cơ chế khuyến khích đầu tư, bảo hộ quyền sở hữu trí tuệ và kết nối lao động có kỹ năng với thị trường lao động phù hợp [25]. Như vậy, trong môi trường thể chế chất lượng cao, cả di dân và vốn con người đều được khuếch đại tác động, trở thành những động lực mạnh mẽ cho tăng trưởng kinh tế địa phương.

Một số nghiên cứu còn chỉ ra vai trò của đô thị hóa và bất bình đẳng thu nhập đối với tăng trưởng kinh tế. Quá trình đô thị hóa được xem là động lực quan trọng nhờ hiệu ứng tích tụ kinh tế, lan tỏa công nghệ và nâng cao hiệu suất sử dụng hạ tầng [26, 27]. Tuy nhiên, nếu tốc độ đô thị hóa diễn ra quá nhanh, nó có thể dẫn đến tình trạng nghẽn cổ chai hạ tầng, gia tăng chi phí sinh hoạt và khoét sâu bất bình đẳng, từ đó kìm hãm tăng trưởng [28]. Các nghiên cứu như [29], [30] chỉ ra rằng mức độ bất bình đẳng cao có thể hạn chế cơ hội tiếp cận giáo dục và đầu tư của nhóm thu nhập thấp, làm suy giảm tích lũy vốn con người và tăng trưởng dài hạn.

Giai đoạn 2009-2024 nổi bật với cú sốc đến từ đại dịch COVID-19 đã làm biến đổi sâu sắc các mô hình di cư thể hiện qua làn sóng di dân hồi hương và sự sụt giảm di cư tìm việc và cơ cấu nhu cầu lao động. Nhiều báo cáo quốc tế đã ghi nhận tác động tiêu cực của dịch bệnh, bao gồm gia tăng tình trạng hồi hương, thất nghiệp, bất bình đẳng thu nhập, cũng như những tổn thất trong năng suất lao động dài hạn [31-33]. Những biến động này cho thấy cơ chế tác động của di dân đến tăng trưởng có khả năng đã thay đổi đáng kể trong giai đoạn trên.

Tại Việt Nam, một số công trình nghiên cứu như [5-7, 34] đã bước đầu phân tích vai trò của di dân và vốn con

người đối với phát triển kinh tế vùng. Tuy nhiên, các nghiên cứu này chủ yếu tiếp cận mối quan hệ dưới dạng tuyến tính, chưa xem xét tính phi tuyến, vai trò điều tiết của thể chế, hay sự dị biệt giữa các vùng kinh tế. Đặc biệt, khu vực miền Trung với sự phân hóa rõ nét giữa Bắc Trung Bộ và Nam Trung Bộ, là một trường hợp điển hình về sự đa dạng trong phát triển. Sự khác biệt này gợi ý rằng cùng một cơ chế di dân và tích lũy vốn con người có thể tác động khác biệt đến tăng trưởng tùy theo bối cảnh cụ thể của từng tiểu vùng.

Như vậy, việc xây dựng một mô hình thực nghiệm tích hợp, có khả năng phân tích đồng thời các yếu tố phi tuyến, vai trò điều tiết của thể chế, sự dị biệt vùng và dị biệt thời kỳ không chỉ giúp làm sáng tỏ các động lực tăng trưởng của miền Trung Việt Nam, mà còn góp phần bổ sung bằng chứng thực nghiệm cho lý thuyết tăng trưởng nội sinh và phát triển vùng trong bối cảnh chuyển đổi hậu đại dịch.

3. MÔ HÌNH VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Bảng 1. Mô tả các biến trong mô hình

Ký hiệu	Biến	Đo lường/ Diễn giải
InY	Tăng trưởng kinh tế	Logarit tự nhiên của tổng giá trị sản phẩm của tỉnh i năm t theo giá so sánh 2010
MIGR	Di dân	Logarit của di cư thuần sau khi xử lý dữ liệu âm
HCI	Vốn con người	$HCI_{i,t}^* = 0,4 \Delta T_{i,t}^* + 0,3 SV_{i,t}^* + 0,3 TL_{i,t}^*$ Trong đó, $\Delta T_{i,t}^*$: tỷ lệ lao động qua đào tạo, $SV_{i,t}^*$: số sinh viên/10.000 dân, $TL_{i,t}^*$: tuổi thọ trung bình được chuẩn hóa min-max.
InK	Vốn	Logarit tự nhiên của tổng vốn đầu tư thực hiện (theo giá so sánh 2010).
InL	Lao động	Logarit tự nhiên của số lao động đang làm việc
INEQ	Bất bình đẳng thu nhập	Hệ số Gini
URBAN	Đô thị hóa	$URBAN_{i,t}^* = 0,35 DS_{i,t}^* + 0,35 L\Delta_{i,t}^* + 0,15 VL_{i,t}^* + 0,15 \Delta T_{i,t}^*$ Trong đó, $DS_{i,t}^*$: tỷ lệ dân số thành thị, $L\Delta_{i,t}^*$: tỷ lệ lao động thành thị, $VL_{i,t}^*$: tỷ lệ việc làm ở thành thị, $\Delta T_{i,t}^*$: tỷ lệ lao động qua đào tạo ở thành thị được chuẩn hóa min-max.
INST	Thể chế	Chỉ số PCI
Post 2020	Biến giả thời kỳ	Nhận giá trị 1 nếu $t \geq 2020$, và 0 nếu $t < 2020$.
D_{NTB}	Biến giả vùng	$D_{(NTB,i)} = 1$ nếu tỉnh i thuộc Nam Trung Bộ, $= 0$ nếu thuộc Bắc Trung Bộ.

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Bài báo sử dụng dữ liệu của tất cả các tỉnh thuộc miền Trung sau khi tái cơ cấu hành chính từ ngày 01/7/2025 giai đoạn 2009 - 2024 gồm 11 tỉnh với tổng số quan sát là 176 (11 tỉnh × 16 năm). Nguồn dữ liệu được tổng hợp từ Niên giám Thống kê tỉnh; kết quả khảo sát điều tra mức sống của hộ gia đình, báo cáo của Liên đoàn Thương mại và Công nghiệp Việt Nam. Với các biến được mô tả cụ thể ở bảng 1. Biến di dân (MIGR) được cộng thêm giá trị tuyệt đối lớn nhất trong chuỗi của từng tỉnh trước khi logarit hóa, nhằm xử lý giá trị âm, không làm thay đổi thứ hạng, xu hướng hay biến động tương đối của dòng di cư giữa các tỉnh theo thời gian. Các biến tổng hợp như chỉ số vốn con người (HCI) được xây dựng theo cách tiếp cận của Kraay [35], chỉ số đô thị hóa (URBAN) dựa trên khung phương pháp phát triển chỉ số đô thị hóa bền vững của Zhong và cộng sự [36].

3.2. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên khung lý thuyết tăng trưởng nội sinh và các nghiên cứu thực nghiệm trước đây, mô hình nghiên cứu được xây dựng nhằm đánh giá tác động của di dân và vốn con người đến tăng trưởng kinh tế địa phương. Mô hình tổng quát có dạng:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{MIGR}_{it} + \beta_2 \text{HCI}_{it} + \beta_3 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}(1)$$

Trong đó: i biểu thị cho tỉnh/thành, t biểu thị cho thời gian, X_{it} là tập hợp các biến kiểm soát bao gồm bất bình đẳng thu nhập (INEQ), vốn (lnK), lao động (lnL) và đô thị hóa (URBAN), μ_i là hiệu ứng cố định theo tỉnh và ε_{it} là sai số ngẫu nhiên.

Để xem xét khả năng phi tuyến, mô hình (1) được mở rộng bằng cách bổ sung các biến bình phương ($\text{MIGR}_{it}^2, \text{HCI}_{it}^2$). Ngoài ra, mô hình mở rộng với tương tác giữa di dân, vốn con người với thể chế (INST), biến giả thời kỳ COVID-19 (Post2020), cũng như biến giả vùng Nam Trung Bộ (D_{NTB}). Mở rộng này cho phép phân tích sâu về sự khác biệt theo vùng, theo giai đoạn và vai trò của thể chế trong mối quan hệ di dân, vốn con người và tăng trưởng kinh tế.

3.3. Phương pháp ước lượng

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu bảng cấp tỉnh, trong đó tồn tại khả năng các đặc điểm đặc thù không quan sát được của từng địa phương (μ_i) có thể ảnh hưởng đồng thời đến biến phụ thuộc và các biến giải thích. Trong bối cảnh này, việc ước lượng bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS) có thể dẫn đến sai lệch do bỏ qua yếu tố dị biệt không quan sát được. Do đó, nghiên cứu xem xét mô hình tác động cố định (FEM) và mô hình tác động ngẫu nhiên (REM). Kiểm định Hausman được sử

dụng để đánh giá giả thuyết về mối tương quan giữa các yếu tố đặc thù cấp tỉnh và các biến giải thích. Kết quả kiểm định cho thấy, FEM là lựa chọn thích hợp hơn cho bộ dữ liệu nghiên cứu. Bên cạnh đó, đặc thù dữ liệu bảng là dễ phát sinh hiện tượng tự tương quan theo chuỗi thời gian và phương sai thay đổi giữa các địa phương. Để khắc phục, sai số chuẩn Driscoll-Kraay [37] được áp dụng, vì phương pháp này có khả năng hiệu chỉnh đồng thời hiện tượng phương sai thay đổi, tự tương quan và tương quan chéo giữa các đơn vị quan sát. Đây là một lựa chọn đặc biệt phù hợp trong bối cảnh nghiên cứu cấp tỉnh, khi các cú sốc kinh tế xã hội (như thiên tai, di cư liên tỉnh hay dịch bệnh COVID-19) có thể lan truyền và ảnh hưởng lẫn nhau giữa các địa phương.

Bên cạnh các vấn đề về phương sai thay đổi và tự tương quan, di cư thuần và vốn con người có thể chịu tác động ngược chiều từ tăng trưởng kinh tế. Do đó, nghiên cứu tiến hành kiểm định tính nội sinh của các biến này bằng phương pháp biến công cụ (IV/2SLS) trong khuôn khổ dữ liệu bảng, kết hợp các kiểm định Durbin và Wu-Hausman.

4. KẾT QUẢ VÀ THẢO LUẬN

4.1. Thống kê mô tả

Kết quả thống kê mô tả cho thấy tăng trưởng kinh tế (lnY) của các tỉnh miền Trung có giá trị trung bình là 11,045, với độ lệch chuẩn 0,501, phản ánh sự chênh lệch vừa phải giữa các địa phương trong vùng. Biến di dân (MIGR) có giá trị trung bình 1,485 nhưng độ lệch chuẩn lớn (1,466) và phạm vi biến thiên rộng, cho thấy sự khác biệt đáng kể về quy mô di cư giữa các tỉnh. Vốn con người (HCI) có giá trị trung bình 0,455, dao động từ 0 đến 1, thể hiện mức chênh lệch rõ rệt trong chất lượng nguồn nhân lực. Mức độ bất bình đẳng thu nhập (INEQ) tương đối ổn định, với trung bình 0,379 và độ lệch chuẩn thấp (0,029).

Bảng 2. Thống kê mô tả

Biến	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị thấp nhất	Giá trị lớn nhất
lnY	11,045	0,501	9,791	12,107
MIGR	1,485	1,466	-15,472	2,493
HCI	0,455	0,204	0	1
INEQ	0,379	0,029	0,258	0,419
lnK	9,328	0,758	7,260	11,149
lnL	14,013	0,433	13,132	14,648
URBAN	0,487	0,283	0	1
INST	63,002	4,327	52,38	71,89

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu từ phần mềm Stata

Các biến kiểm soát khác cho thấy sự đa dạng về cấu trúc kinh tế giữa các tỉnh: giá trị trung bình của vốn (lnK) là 9,328 và của lao động (lnL) là 14,013 phản ánh quy mô sản xuất tương đối khác nhau. Mức độ đô thị hóa (URBAN) với độ lệch chuẩn 0,283 cho thấy mức độ biến động vừa phải giữa các quan sát, trong khi thể chế (INST) trung bình là 63,002, dao động từ 52,38 đến 71,89 thể hiện sự khác biệt đáng kể về chất lượng thể chế địa phương trong vùng.

4.2. Kết quả và thảo luận

Kết quả kiểm định (trình bày ở Phụ lục - Bảng A) cho thấy không có bằng chứng thống kê để chấp nhận giả thuyết nội sinh đối với biến di cư thuần và vốn con người. Do đó, các biến này là ngoại sinh trong mô hình tăng trưởng đang xem xét.

Kiểm định Hausman cho thấy mô hình FEM là phù hợp (p = 0,0000). Tuy nhiên, mô hình xuất hiện phương sai sai số thay đổi (kiểm định Wald: p = 0,0011) và tự tương quan chuỗi (kiểm định Wooldridge: p = 0,0000). Để khắc phục các hạn chế này, nghiên cứu sử dụng ước lượng FE-DKSE. Trong số các mô hình được kiểm tra, độ trễ bằng 5 được lựa chọn vì cho kết quả ổn định hơn, sai số hiệu chỉnh tốt và độ phù hợp cao (R² = 0,8979) so với mô hình sử dụng độ trễ bằng 2. Ngoài ra, các hệ số VIF đều nhỏ hơn 10 cho thấy không tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng giữa các biến độc lập.

Kết quả ở bảng 3 được thể hiện theo ba mô hình: (1) mô hình cơ sở; (2) mô hình kiểm định phi tuyến; và (3) mô hình mở rộng có tương tác với biến thời kỳ và thể chế.

Bảng 3. Kết quả hồi quy mô hình FE-DKSE (lag = 5)

Biến	Mô hình 1	Mô hình 2	Mô hình 3
	Biến phụ thuộc: lnY		
MIGR	0,0221*** (0,0021)	0,0343*** (0,0064)	-0,2791** (0,1160)
HCI	0,4323*** (0,0933)	0,7715*** (0,0671)	0,6187 (0,4874)
INEQ	-2,0791*** (0,3401)	-2,2648*** (0,4355)	-1,6213*** (0,2789)
lnK	0,0658*** (0,0308)	0,0818*** (0,0181)	0,0685** (0,0220)
lnL	-0,2820** (0,1014)	-0,41091*** (0,1030)	-0,3857*** (0,1011)
URBAN	0,4197*** (0,0462)	0,4526*** (0,0344)	0,4122*** (0,0266)
MIGR ²		0,0009* (0,0004)	0,0013 (0,0008)

HCI ²		-0,1731* (0,0928)	-0,4043*** (0,1212)
Post2020			0,0788 (0,0540)
MIGRxPost2020			-0,0915*** (0,0164)
MIGRxINST			0,0054** (0,0019)
HCIxINST			0,0233*** (0,0085)
Hàng số	15,584*** (1,911)	16,336*** (1,516)	15,8483*** (1,5074)
R ²	0,8979	0,7845	0,9124
Prob > F	0,0000		

Trong () là sai số chuẩn; ***, **, * lần lượt với mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%.

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu từ phần mềm Stata

Theo đó, di dân thuần (MIGR) có tác động tuyến tính dương đối với tăng trưởng cấp tỉnh ở miền Trung. Tuy nhiên, tác động này là phi tuyến có tính điều kiện, phụ thuộc vào năng lực thể chế và khả năng thích ứng của nền kinh tế địa phương. Kết quả củng cố quan điểm của [38, 39] rằng di dân ròng không tự động dẫn đến tăng trưởng nếu thiếu năng lực hấp thụ của thị trường lao động đô thị và hạ tầng xã hội phù hợp.

Đối với vốn con người (HCI), kết quả cho thấy mối quan hệ tuyến tính và phi tuyến hàm ý rằng gia tăng vốn con người không luôn làm tăng trưởng kinh tế tăng tương ứng. Khi mức tích lũy còn thấp, tác động chưa rõ rệt do thiếu gắn kết với nhu cầu lao động và công nghệ; nhưng khi vượt ngưỡng nhất định, hiệu quả biên có thể giảm. Kết quả này tương đồng với [40], nhấn mạnh vai trò của “năng lực hấp thụ” trong quyết định hiệu quả của vốn con người đối với tăng trưởng.

Bất bình đẳng thu nhập (INEQ) có tác động tiêu cực mạnh phù hợp với bằng chứng thực nghiệm của [41] rằng bất bình đẳng làm suy giảm hiệu quả phân bổ nguồn lực và giảm tốc độ tăng trưởng dài hạn. Vốn sản xuất (lnK) có tác động tích cực, nhất quán với mô hình Solow mở rộng của [17]. Ngược lại, lao động (lnL) có hệ số âm, hàm ý tình trạng dư thừa lao động phổ thông và năng suất thấp, tương đồng với phát hiện của [42] trong bối cảnh Việt Nam. Đô thị hóa (URBAN) có tác động tích cực rõ rệt, phù hợp với nghiên cứu của [43], cho thấy quá trình đô thị hóa góp phần thúc đẩy tăng trưởng thông qua hiệu ứng tập trung và phát triển hạ tầng.

Về khía cạnh thời kỳ, biến tương tác (MIGRxPost2020) cho thấy tác động tiêu cực rõ rệt của di dân thuần sau đại dịch COVID-19, phản ánh những biến động thị trường lao động được ghi nhận trong [31] và [33] khi khủng hoảng làm gián đoạn chuỗi cung ứng và suy giảm khả năng hấp thụ việc làm.

Đáng chú ý, biến tương tác gồm (MIGRxINST) và (HClxINST) đều mang hệ số dương. Điều này khẳng định thể chế là nhân tố quan trọng giúp chuyển hóa dòng di cư ròng thành nguồn lực của tăng trưởng, phù hợp với lý thuyết thể chế của [8] và bằng chứng trong nước [44]. Đặc biệt, kết quả hồi quy biến (HClxINST) cho thấy vốn con người chỉ phát huy tác động tích cực khi đi kèm môi trường thể chế thuận lợi, phù hợp với kết luận của [45].

Xem xét tác động của di dân và vốn con người đến tăng trưởng kinh tế theo vùng Nam Trung Bộ và Bắc Trung Bộ cho kết quả ở bảng 4. Ở khu vực Bắc Trung Bộ, biến di dân ròng (MIGR) tác động âm tới tăng trưởng kinh tế, phản ánh đặc trưng của vùng chủ yếu là “xuất cư vì sinh kế” làm suy giảm nguồn lao động, năng suất và vốn con người tại chỗ. Ngược lại, ở Nam Trung Bộ, biến tương tác (MIGRxĐNTB) có hệ số dương hàm ý rằng dòng di dân thuần dương tại khu vực này có thể góp phần tích cực hơn cho tăng trưởng nhờ khả năng hấp thụ lao động tốt hơn trong các ngành công nghiệp, dịch vụ và du lịch ven biển. Kết quả củng cố quan điểm của [9] về vai trò của không gian và thể chế địa phương trong chuyển hóa nguồn lực con người. Đối với vốn con người, kết quả khẳng định đầu tư vào giáo dục và kỹ năng vẫn là động lực tăng trưởng chung của toàn miền Trung, bất kể sự khác biệt về cấu trúc kinh tế. Phát hiện này phù hợp với lập luận của [12].

Bảng 4. Kết quả hồi quy mô hình mở rộng: tác động khác biệt theo vùng

Biến	β	SE	t	Khoảng tin cậy 95%	
				CI thấp	CI cao
MIGR	-0,045***	0,0106	-4,24	-0,0686	-0,0214
MIGR _{ntb}	0,0771*	0,0348	2,22	-0,0004	0,1546
HCl	0,4574***	0,0923	4,96	0,2518	0,6630
HCl _{ntb}	0,0436	0,1055	-0,41	-0,2786	0,1914
INEQ	-1,6545***	0,2647	-6,25	-2,2443	-1,0647
InK	0,0709**	0,0307	2,31	0,0025	0,1391
InL	-0,4062***	0,1467	-2,77	-0,7331	-0,0793
URBAN	0,2186***	0,0440	4,97	0,1205	0,3166
INST	0,0171**	0,0066	2,6	0,0025	0,0317
MIGRxINST	0,2552***	0,0237	10,73	0,2022	0,3082

Post2020	-0,1473**	0,0584	2,52	0,0172	0,2774
MIGRx Post2020	-0,1237**	0,0399	-3,1	-0,2126	-0,0347
INEQxURBAN	-0,5005***	0,1221	-4,1	-0,7752	-0,2259
MIGRxURBAN	-0,0160**	0,0075	-2,69	-0,0292	-0,0028
HCl ²	-0,3444***	0,1059	-3,3	-0,5807	-0,1127
Hằng số	15,2090***	2,1292	7,14	10,4649	19,9532
R ²	0,9185				

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu từ phần mềm Stata

Bên cạnh đó, thể chế (INST) không chỉ trực tiếp thúc đẩy tăng trưởng mà còn khuếch đại tác động tích cực của di dân và vốn con người. Kết quả này hoàn toàn phù hợp với khung lý thuyết của [8] nhấn mạnh vai trò của thể chế trong nâng cao hiệu quả phân bổ và hấp thụ nguồn lực. Tác động đô thị hóa và bất bình đẳng thể hiện rõ tính hai mặt. Biến tương tác (INEQxURBAN) cho thấy khi đô thị hóa đi kèm bất bình đẳng cao, hiệu quả tăng trưởng bị suy giảm đáng kể. Tương tự, biến (MIGRxURBAN) phản ánh rằng dòng di dân tập trung quá mức vào đô thị có thể gây áp lực lên hạ tầng, dịch vụ công và thị trường lao động, làm giảm hiệu quả tăng trưởng. Phát hiện này phù hợp với [43] cho rằng đô thị hóa chỉ thúc đẩy tăng trưởng khi đi kèm phân bổ nguồn lực công bằng và quản trị đô thị hiệu quả.

Như vậy, tác động của di dân và vốn con người ở miền Trung không đồng nhất theo không gian, đồng thời chịu ảnh hưởng mạnh mẽ bởi chất lượng thể chế và mức độ phát triển đô thị. Bức tranh tổng thể cho thấy, di dân có thể là động lực hoặc cản trở tăng trưởng tùy theo năng lực hấp thụ, thể chế và cơ cấu vùng, trong khi vốn con người vẫn là nền tảng bền vững cho phát triển của vùng.

5. KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH

Nghiên cứu làm rõ tác động tuyến tính và phi tuyến của di dân, vốn con người đến tăng trưởng kinh tế cấp tỉnh ở miền Trung; đồng thời vai trò điều tiết của thể chế, sự khác biệt vùng và tác động của di dân trong giai đoạn hậu COVID-19. Kết quả cho thấy di dân có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế cấp tỉnh ở miền Trung với điều kiện xã hội ổn định (trước Covid 19), song tác động này còn phụ thuộc khả năng hấp thụ lao động của từng địa phương. Ở Bắc Trung Bộ, di dân có tác động tiêu cực rõ rệt đến tăng trưởng, phản ánh mô hình xuất cư và suy giảm năng suất địa phương. Tác động này chuyển sang hướng tích cực, nhờ khả năng hấp thụ lao động tốt hơn trong các ngành công nghiệp và dịch vụ ven biển ở Nam Trung Bộ. Trong khi đó, vốn con người thể hiện mối quan hệ phi tuyến với tăng trưởng, với hiệu ứng lợi suất giảm

dẫn khi trình độ tích lũy đạt mức cao hơn, phản ánh vai trò của năng lực hấp thụ và gắn kết thị trường lao động - công nghệ trong chuyển hóa tri thức thành năng suất. Thể chế địa phương không chỉ trực tiếp thúc đẩy tăng trưởng mà còn làm gia tăng hiệu quả của di dân và vốn con người. Tuy nhiên, khi đô thị hóa đi kèm bất bình đẳng cao hoặc dòng di dân tập trung quá mức, hiệu quả tăng trưởng suy giảm. Các kết quả này nhìn chung tương đồng với các lập luận của lý thuyết tăng trưởng nội sinh về vai trò của vốn con người [3, 17] và các nghiên cứu về vai trò nền tảng của thể chế trong chuyển hóa nguồn lực thành tăng trưởng [8, 22]. Đồng thời, nghiên cứu mở rộng bằng chứng thực nghiệm khi làm rõ tính phi tuyến, sự khác biệt vùng và vai trò điều tiết của thể chế trong bối cảnh khu vực miền Trung Việt Nam

Từ các kết quả thực nghiệm, nghiên cứu đưa ra một số hàm ý chính sách quan trọng cho phát triển kinh tế vùng miền Trung.

Thứ nhất, chính sách di dân cần được thiết kế theo hướng chủ động, gắn với năng lực hấp thụ của từng địa phương. Đối với Bắc Trung Bộ - khu vực có tỷ lệ xuất cư cao, cần chú trọng nâng cao chất lượng lao động, mở rộng cơ hội việc làm tại chỗ và khuyến khích di dân hồi hương đầu tư, khởi nghiệp. Ngược lại, các tỉnh Nam Trung Bộ nên hoàn thiện hạ tầng và dịch vụ đô thị để tận dụng hiệu quả dòng nhập cư như một nguồn lực tăng trưởng mới.

Thứ hai, phát triển vốn con người phải gắn với nhu cầu của thị trường lao động và năng lực thể chế địa phương. Việc đổi mới giáo dục nghề, đẩy mạnh hợp tác giữa cơ sở đào tạo và doanh nghiệp, cùng với khuyến khích đầu tư vào kỹ năng ứng dụng, sẽ giúp nâng cao hiệu quả chuyển hóa vốn con người thành năng suất kinh tế.

Thứ ba, nâng cao chất lượng thể chế địa phương là điều kiện then chốt khuếch đại tác động của các yếu tố tăng trưởng. Cải thiện năng lực quản trị công, minh bạch hóa chính sách và giảm chi phí giao dịch sẽ góp phần nâng cao năng lực cạnh tranh cấp tỉnh, từ đó thúc đẩy đổi mới sáng tạo và khai thác hiệu quả hơn các nguồn lực di dân và nhân lực.

Thứ tư, kiểm soát bất bình đẳng và định hướng phát triển đô thị theo hướng bền vững là yếu tố nền tảng cho tăng trưởng dài hạn. Cần chú trọng chính sách phân bổ đầu tư công hợp lý, mở rộng hạ tầng xã hội và đảm bảo cơ hội tiếp cận dịch vụ công cho nhóm di dân, lao động thu nhập thấp.

Cuối cùng, trong bối cảnh hậu COVID-19, chính sách phát triển vùng cần mang tính linh hoạt và thích ứng cao

hơn, hướng tới phục hồi thị trường lao động, nâng cao kỹ năng số và củng cố năng lực an sinh, qua đó bảo đảm tăng trưởng bao trùm và bền vững cho toàn miền Trung.

Mặc dù nghiên cứu đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm về vai trò điều tiết của thể chế nhưng vẫn tồn tại một số hạn chế. Thứ nhất, việc sử dụng mô hình tĩnh (FE-DKSE) chưa phản ánh đầy đủ động học tăng trưởng và các hiệu ứng lan tỏa liên vùng. Thứ hai, phạm vi nghiên cứu giới hạn trong 11 tỉnh miền Trung nên tính khái quát còn hạn chế. Thứ ba giai đoạn hậu COVID-19 trong mẫu quan sát còn ngắn, do đó tác động dài hạn của cú sốc này cần được kiểm chứng thêm. Các nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng phạm vi không gian, thời gian và áp dụng mô hình động hoặc phân tích không gian để làm rõ hơn cơ chế lan tỏa và tác động dài hạn.

PHỤ LỤC

Bảng A. Kết quả kiểm định tính nội sinh (IV/2SLS)- Biến phụ thuộc: lnY

Biến	Hệ số IV	P-value	Durbin χ^2 (p)	Wu-Hausman F (p)	Kết luận
MIGR	0,155	0,270	1,56 (0,212)	1,50 (0,222)	Ngoại sinh
HCI	0,565***	0,000	0,26 (0,607)	0,25 (0,617)	Ngoại sinh

***, **, * lần lượt tương ứng mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%

Nguồn: Tác giả tính toán từ Stata

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1]. Phạm N. N. K., Do M., Bui V. H., Nguyễn G. T., "Rural-to-urban migration in Vietnam: Conceptualized youth's vulnerabilities in the city," *International Journal of Migration, Health and Social Care*, 14(1), 117-130, 2018.
- [2]. Nguyễn L. D., et al, "Factors influencing the decision to migrate from rural to urban areas among Vietnamese youth labor: The case of An Giang Province, Vietnam," *International Journal of Religion*, 6(1), 487-495, 2025.
- [3]. Lucas Jr. R. E., "On the mechanics of economic development," *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42, 1988.
- [4]. Romer P. M., "Endogenous technological change," *Journal of Political Economy*, 98(5), S71-S102, 1990.
- [5]. Hạ Thị Thiểu Dao, Nguyễn Đăng Khoa, "Vai trò của vốn con người đối với tăng trưởng kinh tế vùng Duyên Hải Nam Trung Bộ," *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 283, 3-19, 2014.
- [6]. Bùi Phan Nhã Khanh, Bùi Quang Bình, "Tác động của vốn con người đến tăng trưởng kinh tế: Trường hợp ở miền Trung Việt Nam," *Tạp chí Khoa học và Công nghệ - Đại học Đà Nẵng*, 20(8), 2022.
- [7]. Trần Thọ Đạt, "Tác động của vốn con người đối với tăng trưởng kinh tế các tỉnh, thành phố ở Việt Nam giai đoạn 2000-2006," *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 138(12), 2008.

- [8]. Acemoglu D., Johnson S., Robinson J. A., *Institutions as a fundamental cause of long-run growth*. In Handbook of Economic Growth, Elsevier, 2005.
- [9]. Rodríguez-Pose A., "Institutions and the fortunes of territories," *Regional Science Policy & Practice*, 12 (3), 371-386, 2020. doi: 10.1111/rsp3.12277.
- [10]. Ando S., et al, *European labor markets and the COVID-19 pandemic: Fallout and the path ahead*. Washington, DC: International Monetary Fund, 2022.
- [11]. Solow R. M., "A contribution to the theory of economic growth," *The Quarterly Journal of Economics*, 70 (1), 65-94, 1956.
- [12]. Barro R. J., "Economic growth in a cross section of countries," *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443, 1991. doi: 10.2307/2937943.
- [13]. Harris J. R., Todaro M. P., "Migration, unemployment and development: A two-sector analysis," *American Economic Review*, 60, 126-142, 1970.
- [14]. Özden Ç., Wagner M. C., *Immigrant versus natives: Displacement and job creation*, Policy Research Working Paper No 6900, World Bank, June, 2014.
- [15]. Clemens M. A., Postel H. M., "Deterring emigration with foreign aid: An overview of evidence from low-income countries," *Population and Development Review*, 44 (4), 667-693, 2018.
- [16]. Becker G. S., *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Chicago: University of Chicago Press, 1993.
- [17]. Mankiw N. G., Romer D., Weil D. N., "A contribution to the empirics of economic growth," *Quarterly Journal of Economics*, 107 (2), 407-437, 1992.
- [18]. Psacharopoulos G., Patrinos H.A., *Returns to investment in education: A decennial review of the global literature*. Policy Research Working Paper No 8402, World Bank, April, 2018.
- [19]. Benhabib J., Spiegel M. M., "The role of human capital in economic development: Evidence from aggregate cross-country data," *Journal of Monetary Economics*, 34(2), 143-173, 1994.
- [20]. Chen D. H. C., Dahlman C. J., *The knowledge economy, the KAM methodology and World Bank operations*. Washington, DC: World Bank, 2020.
- [21]. Acemoglu D., Robinson J.A., *Why Nations Fail: The Origins of Power, Prosperity, and Poverty*. New York: Crown, 2012.
- [22]. North D. C., *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990. doi: 10.1017/CBO9780511808678.
- [23]. Alesina A., Rodrik D., "Distributive politics and economic growth," *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 465-490, 1994. doi: 10.2307/2118470.
- [24]. Kurekova L., "Theories of migration: Conceptual review and empirical testing in the context of the EU East-West flows", in *Interdisciplinary conference on Migration. Economic Change, Social Challenge*, 6-9, April. 2011.
- [25]. Malesky E.J., et al., *The Vietnam Provincial Competitiveness Index: Measuring economic governance for private sector development 2020*. Vietnam Chamber of Commerce and Industry and United States Agency for International Development, Hanoi, 2020.
- [26]. Henderson J. V., "Cities and development," *Journal of Regional Science*, 50(1), 515-540, 2010.
- [27]. Lin J. Y., Chen B., "Urbanization and Urban-Rural Inequality in China: A New Perspective from the Government's Development Strategy," *Frontiers of Economics in China*, 6(1), 1-21, 2011. doi: 10.1007/s11459-011-0119-3.
- [28]. Zhang, X. Q., "The trends, promises and challenges of urbanisation in the world," *Habitat International*, 54, 241-252, 2016. doi: 10.1016/j.habitatint.2015.11.018.
- [29]. Galor O., Zeira J., "Income distribution and macroeconomics," *Review of Economic Studies*, 60(1), 35-52, 1993.
- [30]. Alesina A., Rodrik D., "Distributive politics and economic growth," *Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 465-490, 1994.
- [31]. International Labour Organization, *World Employment and Social Outlook: Trends 2023*. ILO, Geneva, 2023.
- [32]. UNESCO, *The Global Education Monitoring Report 2021/22: Non-state actors in education. Who choose? Who loses?*. Paris, UNESCO, 2021.
- [33]. World Bank, *The Global Economic Prospects, January 2022*. World Bank, Washington, DC, 2022.
- [34]. Phan T., "The impact of migration on socio-economic development: A literature review and policy implications for the Mekong Delta," *VNU Journal of Science: Policy and Management Studies*, 39(4), 39-48, 2023.
- [35]. Kraay A., *Methodology for a World Bank Human Capital Index*, Policy Research Working Paper No. 8593, World Bank, September, 2018.
- [36]. Zhong L., Li X., Law R., Sun S., "Developing Sustainable Urbanization Index: Case of China," *Sustainability*, 12(11), 4585, 2020. doi: 10.3390/su12114585.
- [37]. Driscoll J. C., Kraay A. C., "Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data," *The Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549-560, 1998.
- [38]. Nguyen P. H., McPeak J. G., "Leaving or staying: Inter-provincial migration in Vietnam," *Asian and Pacific Migration Journal*, 19(4), 473-500, 2010.
- [39]. Todaro M. P., Smith S. C., *Economic Development*. Pearson Education, Boston, MA, 2012.
- [40]. Islam N., "Growth empirics: A panel data approach," *Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 1127-1170, 1995. doi: 10.2307/2946651.
- [41]. Trapeznikova I., "Measuring income inequality," *IZA World of Labor*, 462, 2019. doi: 10.15185/izawol.462.
- [42]. World Bank, *Vietnam Development Report 2016: Transforming Vietnamese Agriculture*. Hong Duc Publishing House, Hanoi, 2016.
- [43]. Henderson J. V., "The urbanization process and economic growth: The so-what question," *Journal of Economic Growth*, 8, 47-71, 2003. doi: 10.1023/A:1022860800744.
- [44]. World Bank, *The Labor Market and the COVID-19 Outbreak in Vietnam: Impacts and Lessons Learned for Social Protection*. World Bank, 2021.
- [45]. Liko E., "Institutional quality and economic growth: Evidence from developing countries," *Journal of Governance and Regulation*, 13(2), 395-402, 2024. doi: 10.22495/jgrv13i2siart1.

AUTHOR INFORMATION

Dang Thi Hong Dan

University of Economics, The University of Danang, Vietnam