

**DI CƯ, VỐN CON NGƯỜI, VÀ TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ Ở
TÂY NGUYÊN: TIẾP CẬN HỆ PHƯƠNG TRÌNH ĐỒNG THỜI**

Đặng Thị Hồng Dân

Tóm tắt

Di cư nội địa, đặc biệt là hiện tượng chảy máu chất xám, vừa là cơ hội vừa là thách thức đối với tăng trưởng kinh tế ở khu vực Tây Nguyên. Nghiên cứu này nhằm (i) kiểm định mối quan hệ giữa di cư nội địa, vốn con người và tăng trưởng kinh tế; (ii) phân tích vai trò trung gian của vốn con người trong tác động của di cư đến tăng trưởng; và (iii) đề xuất hàm ý chính sách cho phát triển nguồn nhân lực địa phương. Sử dụng mô hình hệ phương trình đồng thời (3SLS) với dữ liệu 5 tỉnh Tây Nguyên giai đoạn 2010-2024, kết quả cho thấy di cư nội địa có tác động tiêu cực trực tiếp đến tăng trưởng kinh tế, song lại có tác động tích cực gián tiếp thông qua việc thúc đẩy đầu tư vào vốn con người. Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất các chính sách phát triển nguồn nhân lực trọng tâm, vừa là động lực tăng trưởng, vừa giảm thiểu tác động tiêu cực của di cư, hướng tới tăng trưởng kinh tế bền vững cho khu vực Tây Nguyên.

Từ khoá: Di cư nội địa, hệ phương trình đồng thời (3SLS), tăng trưởng kinh tế; Tây Nguyên, vốn con người.

**MIGRATION, HUMAN CAPITAL, AND ECONOMIC GROWTH IN THE
CENTRAL HIGHLANDS: A SIMULTANEOUS EQUATIONS APPROACH**

Abstract

Internal migration, particularly the phenomenon of brain drain, represents both opportunities and challenges for economic growth in Vietnam's Central Highlands. This study aims to (i) examine the relationship between internal migration, human capital, and economic growth; (ii) analyze the mediating role of human capital in the impact of migration on growth; and (iii) propose policy implications for local human resource development. Using a simultaneous equations model (3SLS) with panel data from five provinces in the Central Highlands for the period 2010–2024, the results reveal that internal migration exerts a direct negative effect on economic growth, yet indirectly impact on growth through stimulating investment in human capital. Based on these findings, the study proposes key human resource development policies that serve both as a driver of economic growth and as a buffer to mitigate the adverse effects of migration, thereby promoting sustainable economic development in the Central Highlands region.

Keywords: Internal migration, simultaneous equations (3SLS), economic growth, Central Highlands, human capital.

JEL classification: O15, O47, R11, C30.

DOI: 10.63767/TCKT.37.2026.26.33

1. Đặt vấn đề

Di cư nội địa và vốn con người là hai yếu tố then chốt tác động đến tăng trưởng kinh tế, nhưng mối quan hệ giữa chúng lại chứa đựng những tác động trái chiều. Một mặt, di cư nội địa có thể thúc đẩy tái phân bổ lao động, được xem là một trong những cơ chế quan trọng để mở rộng quy mô nguồn nhân lực; mặt khác nó cũng có thể gây ra "chảy máu chất xám", làm suy giảm nguồn nhân lực của địa phương xuất cư. Trong bối cảnh đó, vốn con người, bao hàm các khía cạnh về giáo dục, đào tạo và y tế, được kỳ vọng không chỉ thúc đẩy trực tiếp đến năng suất lao động mà còn đóng vai trò trung gian trong mối quan hệ giữa di dân và tăng trưởng.

Các nghiên cứu như Borjas (2001), Peri (2012), Docquier và Rapoport (2012) đã phân tích tác động của di cư đến tăng trưởng, song phần lớn dừng ở dữ liệu quốc gia và chưa xem xét sâu vai trò trung gian của vốn con người. Ở Việt Nam, Vo (2024) chỉ ra rằng trình độ học vấn là yếu tố then chốt quyết định di cư nội địa ở Việt Nam. Nguyen và Bui (2024) cho thấy vốn con người, kết hợp với chuyển đổi số, có tác động mạnh mẽ đến năng suất lao động và thu nhập. Tuy vậy, các nghiên cứu vẫn xem xét từng mối quan hệ riêng lẻ và chưa xử lý được vấn đề nội sinh trong tương tác đồng thời giữa di cư, vốn con người và tăng trưởng. Ngoài ra, Tây Nguyên là khu vực có di cư nội vùng phức tạp, cơ cấu dân tộc đa dạng lại chưa được nghiên cứu làm rõ về mức độ và cơ chế tác động làm rõ.

Thực tiễn tại Tây Nguyên giai đoạn 2010-2024 cho thấy một bức tranh trái chiều: mặc dù vốn con

người được cải thiện, tốc độ tăng trưởng giữa các tỉnh lại không đồng đều và đi kèm với tình trạng di cư thuần âm kéo dài. Tốc độ tăng trưởng kinh tế tương đối cao trong giai đoạn 2010-2020, với mức tăng trưởng GRDP trung bình gần 8%/năm. Tuy nhiên, trong giai đoạn 2020-2021, khu vực này chịu tác động tiêu cực từ đại dịch COVID-19, khiến tăng trưởng suy giảm. Từ năm 2022, kinh tế dần phục hồi, nhưng tốc độ tăng trưởng không đồng đều giữa các tỉnh, phản ánh sự khác biệt về cơ cấu kinh tế, thu hút đầu tư và phát triển nguồn nhân lực. Đến năm 2024, tốc độ tăng trưởng kinh tế toàn vùng dao động trong khoảng 4,38% - 8,2%, với một số tỉnh có mức tăng trưởng cao hơn trung bình cả nước, trong khi một số tỉnh vẫn gặp nhiều thách thức. Vốn con người của vùng được cải thiện nhưng vẫn thấp hơn mức trung bình cả nước, với tỷ lệ lao động qua đào tạo tăng từ 10,38% (2010) lên 16,72% (2024). Kontum, nơi có tỷ lệ lao động sau đào tạo cao của vùng (16,24% năm 2024), ghi nhận mức tăng trưởng duy trì ổn định khoảng 7%-8% trong cả giai đoạn. Trong khi đó, Gia Lai có mức tỷ lệ thấp nhất vùng 14,75% (2024) kèm theo sự sụt giảm đáng kể trong tăng trưởng từ 9,62% (2011) xuống chỉ còn 3,28% (2024). Song song với đó, tình trạng di cư thuần âm luôn âm, từ -0,4% (2010) xuống -2,3% (2024), phản ánh dòng lao động tiếp tục rời khỏi khu vực. Đắc Nông có mức xuất cư cao nhất (-5,79% vào năm 2023), trong khi Kontum là địa phương có mức di cư thuần âm thấp nhất (-0,94% vào năm 2023).

Từ khoảng trống nghiên cứu và thực trạng trên đặt ra câu hỏi nghiên cứu: Liệu di cư nội địa thực sự cản trở

tăng trưởng kinh tế tại Tây Nguyên thông qua hiệu ứng "chảy máu chất xám", hay bản thân nó tạo ra một áp lực buộc các địa phương phải đầu tư mạnh mẽ hơn để nâng cao vốn con người, từ đó gián tiếp thúc đẩy tăng trưởng?

Vì vậy, bài báo này sử dụng mô hình hệ phương trình đồng thời (3SLS) nhằm làm rõ cơ chế tác động qua lại giữa di cư, vốn con người và tăng trưởng kinh tế tại khu vực Tây Nguyên. Ý nghĩa của nghiên cứu thể hiện ở việc lấp đầy khoảng trống phương pháp luận thông qua việc xây dựng một mô hình phân tích toàn diện, cung cấp bằng chứng thực nghiệm có giá trị cho vùng kinh tế xã hội mang tính đặc thù. Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất các hàm ý chính sách, giúp chính quyền các tỉnh tại Tây Nguyên không chỉ tối ưu hóa lợi ích từ dòng di cư nội địa mà còn giảm thiểu những tác động tiêu cực của nó, hướng tới mục tiêu phát triển nguồn nhân lực và tăng trưởng kinh tế bền vững.

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

2.1. Lý thuyết tăng trưởng kinh tế

Lý thuyết tăng trưởng đã trải qua nhiều giai đoạn phát triển, từ mô hình ngoại sinh của Solow (1956) đến các mô hình nội sinh của Lucas (1988) và Romer (1990). Trong khi mô hình Solow nhấn mạnh vai trò của vốn vật chất, lao động và tiến bộ công nghệ, thì các mô hình nội sinh xem vốn con người và tri thức là những động lực cốt lõi cho tăng trưởng dài hạn. Cụ thể, Lucas (1988) coi giáo dục và kỹ năng lao động là yếu tố then chốt, còn Romer (1990) nhấn mạnh việc đầu tư vào R&D để tạo ra và khuếch tán tri thức mới. Trong khuôn khổ này, di cư có thể được xem như một cơ chế điều chỉnh quy mô và chất lượng của nguồn nhân lực - một yếu tố đầu vào quan trọng của quá trình sản xuất.

2.2. Lý thuyết di cư

Lý thuyết về di cư của Todaro (1969) chỉ ra rằng quyết định di cư phụ thuộc vào chênh lệch thu nhập kỳ vọng giữa nơi đi và nơi đến. Từ góc độ kinh tế, di cư có hai tác động trái ngược. Một mặt, dòng lao động di cư, đặc biệt là lao động kỹ năng cao, có thể bổ sung nguồn lực cho sản xuất và đổi mới. Mặt khác, nếu phần lớn lao động có tay nghề cao rời khỏi khu vực, hiện tượng "chảy máu chất xám" sẽ làm suy giảm vốn con người và cản trở tăng trưởng (Docquier và Rapoport, 2012). Ngoài ra, kiều hối cũng là kênh quan trọng thúc đẩy tiêu dùng, đầu tư và tăng trưởng tại nơi xuất cư (Adams và Page, 2005).

2.3. Lý thuyết vốn con người và vai trò trung gian

Lý thuyết vốn con người (Becker, 1964) khẳng định rằng đầu tư vào giáo dục và đào tạo làm tăng năng suất lao động và thúc đẩy tăng trưởng. Vốn con người không chỉ ảnh hưởng trực tiếp đến sản lượng mà còn nâng cao hiệu quả sản xuất và đổi mới công nghệ (Mankiw và cộng sự, 1992). Trong mối quan hệ giữa di cư và tăng trưởng, vốn con người không chỉ là một yếu tố đầu vào trực tiếp mà còn đóng vai trò như một cơ chế trung gian then chốt. Áp lực từ tình trạng "chảy máu chất xám" có thể thúc đẩy các địa phương tăng cường đầu tư vào giáo dục và đào tạo để bù đắp sự thiếu hụt nhân lực (Beine và cộng sự, 2008). Ngược lại, một nền kinh tế tăng trưởng tốt trong quá khứ cũng tạo ra

nguồn lực dồi dào hơn để đầu tư ngược lại vào vốn con người (Benhabib và Spiegel, 1994), từ đó hình thành mối quan hệ tương hỗ động.

2.4. Các nghiên cứu thực nghiệm

Nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã cung cấp bằng chứng về tác động của di cư và vốn con người đến tăng trưởng kinh tế thông qua các phương pháp định lượng khác nhau. Borjas (2001) sử dụng biến công cụ, Peri (2012) với mô hình dữ liệu bảng, hay phương pháp sai khác kép của Clemens (2011) đã khẳng định tác động hai mặt của di cư, vừa có thể thúc đẩy vừa có thể cản trở tăng trưởng. Tuy nhiên, các nghiên cứu này chủ yếu tập trung ở cấp quốc gia. Trong khi đó, các nghiên cứu về cơ chế hình thành dòng di cư (Hatton và Williamson, 1998; Munshi, 2003) lại chỉ ra tính chất động và phụ thuộc lẫn nhau của các quyết định di cư, nhưng chưa tích hợp đầy đủ với kênh tác động thông qua vốn con người. Một số nghiên cứu như Beine và cộng sự (2008), Benhabib và Spiegel (1994) đã gợi ý về mối quan hệ tương hỗ giữa di cư, tăng trưởng và đầu tư vào vốn con người. Tuy vậy, phần lớn vẫn xem xét đây là những mối quan hệ nhân-quả đơn lẻ. Một hướng tiếp cận khác trong nghiên cứu của Ortega và Peri (2009) là sử dụng mô hình hệ phương trình đồng thời để phân tích tác động của di cư. Phương pháp này cho thấy khả năng xử lý tình nội sinh và làm rõ các mối quan hệ tương hỗ. Tuy nhiên, nghiên cứu này tập trung vào bối cảnh quốc gia phát triển.

Tại Việt Nam, các nghiên cứu như Van Si và Trung Kien (2020), Hạ Thị Thiều Dao và Nguyễn Đăng Khoa (2018) khẳng định tác động trực tiếp của vốn con người lên tăng trưởng. Trong khi đó, Doan Minh Huan và cộng sự (2022) là số ít nghiên cứu áp dụng mô hình hệ phương trình đồng thời để phân tích di cư nội địa, nhưng tập trung vào kết quả giảm nghèo hơn là cơ chế tăng trưởng.

Tổng hợp các nghiên cứu cho thấy mối quan hệ giữa di cư, vốn con người và tăng trưởng kinh tế thường được phân tích ở cấp quốc gia hoặc đô thị, trong khi ít chú ý tới bối cảnh đặc thù cấp tỉnh. Các nghiên cứu Việt Nam hầu như tập trung vào tác động riêng lẻ của di cư hoặc vốn con người, thiếu những phân tích định lượng tích hợp để làm rõ vai trò trung gian và cơ chế tương tác giữa chúng. Đặc biệt, vấn đề nội sinh và mối quan hệ đồng thời giữa ba yếu tố vẫn chưa được xem xét đầy đủ. Khoảng trống này gợi mở hướng tiếp cận toàn diện hơn, vừa giải quyết vấn đề nội sinh, vừa đánh giá chính xác về cơ chế tác động qua lại giữa di cư, vốn con người và tăng trưởng tại Tây Nguyên.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu và biến nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng của 5 tỉnh thuộc khu vực Tây Nguyên (Gia Lai, Đắk Lắk, Đắk Nông, Kon Tum, Lâm Đồng) trong giai đoạn 2010-2024 với 75 quan sát ($N = 5$ tỉnh, $t = 15$ năm). Dữ liệu được tổng hợp từ các nguồn chính thống như Tổng cục Thống kê, Niên giám Thống kê của các tỉnh và Báo cáo của Bộ Kế hoạch và Đầu tư.

Ký hiệu các biến được giải thích cụ thể ở bảng 1.

Bảng 1: Tổng hợp các biến trong mô hình nghiên cứu

Biến	Ký hiệu	Đo lường	Nguồn dữ liệu
Tăng trưởng kinh tế	$\ln Y_{it}$	Logarit tự nhiên của tổng giá trị sản phẩm của tỉnh i năm t	Niên giám thống kê
Độ trễ tăng trưởng kinh tế	$\ln Y_{t-1}$	Logarit tự nhiên của tổng giá trị sản phẩm của tỉnh i năm t-1	Niên giám thống kê
Vốn đầu tư	$\ln K_{t-1}$	Logarit tự nhiên của tổng vốn đầu tư toàn xã hội của tỉnh i năm t-1	Niên giám thống kê
Xuất cư	$\ln M_{it}$	Logarit tự nhiên của số người xuất cư của tỉnh i năm t	Niên giám thống kê
Chuyển đổi số	ICT_{it-1}	Chỉ số mức độ sẵn sàng cho ứng dụng và phát triển công nghệ thông tin tỉnh i năm t-1	Báo cáo chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin-truyền thông Việt Nam
Vốn con người giáo dục	H_{it}	Tỷ lệ lao động trên 15 tuổi qua đào tạo của tỉnh i năm t	Niên giám thống kê
Di cư thuần	$\ln MM_{it}$	Logarit tự nhiên của số người di cư thuần sau điều chỉnh của tỉnh i năm t	Niên giám thống kê
Vốn con người y tế	$\ln NSCYTE_{it}$	Logarit tự nhiên của chi ngân sách cho y tế của tỉnh i năm t	Niên giám thống kê
Lao động	$\ln L_{it}$	Logarit tự nhiên của lực lượng lao động của tỉnh i năm t	Niên giám thống kê

Nguồn: Tác giả tổng hợp

3.1. Mô hình nghiên cứu

Để kiểm định các mối quan hệ giữa giữa di cư nội địa, vốn con người và tăng trưởng kinh tế, tác giả xây dựng mô hình thực nghiệm với hệ ba phương trình.

Phương trình tăng trưởng kinh tế: $\ln Y_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln M_{it} + \beta_2 H_{it} + \beta_3 \ln K_{it-1} + \beta_4 ICT_{it-1} + \varepsilon_{it}$ (1)

Phương trình được phát triển từ lý thuyết tăng trưởng kinh tế. Các biến vốn đầu tư (lnK) và chuyển đổi số (ICT) được dùng ở dạng t-1 nhằm phản ánh độ trễ tác động của đầu tư và đổi mới công nghệ, đồng thời giảm sai số nội sinh (Barro, 1991; Arellano và Bond, 1991).

Phương trình di dân: $\ln M_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln Y_{it-1} + \beta_2 \ln MM_{it} + \beta_3 H_{it} + \beta_4 \ln NSCYTE_{it} + \varepsilon_{it}$ (2)

Các yếu tố ảnh hưởng đến di cư dựa trên nghiên cứu của Kirdar và Saracoglu (2007), Harris và Todaro (1970). Trong đó, tăng trưởng trong quá khứ (Y_{t-1}) được sử dụng để phản ánh tác động chậm của chênh lệch thu nhập kỳ vọng tới quyết định di cư (Mishra, 2007).

Phương trình vốn con người: $H_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln Y_{it-1} + \beta_2 \ln M_{it} + \beta_3 \ln L_{it} + \varepsilon_{it}$ (3)

Các biến đưa vào mô hình dựa trên nghiên cứu Di Maria và Lazarova (2012), Beine và cộng sự (2008), nhấn mạnh tác động hai chiều của di cư lên tích lũy tri thức. Việc sử dụng biến trễ (Y_{t-1}) kế thừa Benhabib và Spiegel (1994), cho rằng mức tăng trưởng quá khứ ảnh hưởng đến năng lực hấp thụ tri thức và đầu tư vào giáo dục trong dài hạn, trong khi quy mô lao động (L) kiểm soát hiệu ứng quy mô dân số.

Trong các phương trình, i: tỉnh quan sát trong vùng; t: năm quan sát.

Để chuẩn hóa phân phối của các biến và đảm bảo khả năng diễn giải kinh tế của mô hình, các biến có phân phối lệch được logarit tự nhiên.

3.3. Phương pháp ước lượng

Nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy OLS để phân tích mối quan hệ tuyến tính giữa các biến, sau đó áp dụng phương pháp ước lượng 3SLS. Theo Zellner và Theil (1962), 3SLS là phương pháp phù hợp để khắc phục vấn đề nội sinh, đồng thời cải thiện độ chính xác của ước lượng thông qua việc tận dụng thông tin từ mối quan hệ chéo giữa các phương trình. Phương pháp này đã được áp dụng trong nhiều nghiên cứu trước đây như Beine và cộng sự (2008), Lucas (1988), gần đây là Bùi Phan Nhã Khanh và Bùi Quang Bình (2022), nhằm phân tích tác động của di cư, vốn con người đến tăng trưởng kinh tế.

Để đảm bảo tính nhất quán và độ tin cậy cho kết quả ước lượng 3SLS, nghiên cứu tiến hành các kiểm định bổ sung:

- Kiểm định Hausman xác định nội sinh của các biến chính
- Kiểm định Sargan đánh giá tính hợp lệ của bộ biến công cụ. Các giá trị độ trễ của các biến nội sinh và các biến ngoại sinh khác biệt giữa các phương trình được sử dụng nhằm khắc phục vấn đề nội sinh (Wooldridge, 2010).
- Kiểm định độ vững của mô hình bao gồm: (i) sử dụng sai số chuẩn vững theo cụm ở cấp tỉnh nhằm xử lý phương sai sai số thay đổi và tự tương quan (Cameron và Miller, 2015; White, 1980); (ii) bổ sung hiệu ứng cố định theo năm để kiểm soát các cú sốc vĩ mô và yếu tố thời gian không quan sát (Angrist và Pischke, 2009; Wooldridge, 2010); (iii) loại trừ giai đoạn 2020-2021 nhằm kiểm tra ảnh hưởng của cú sốc COVID-19 đến tính ổn định của mô hình (McKibbin và Fernando, 2020; Perron, 1989).

Bảng 2: Kết quả thống kê mô tả

Tên biến	Đơn vị	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị bé nhất	Giá trị lớn nhất
Y	Tỷ đồng	75	29564,9	15710,79	6028,35	60881,64
M	Nghìn người	75	8,3124	6,8218	1,1	30,8
K	Tỷ đồng	75	9285,57	3236,274	846,41	16669,8
ICT		75	0,3591	0,1014	0,1724	0,5761
H	%	75	14,1	3,26	6,2	21,8
MM	Nghìn người	75	3,2730	3,3971	-2,1535	18,1901
NSCYTE	Tỷ đồng	75	968,59	1647,139	120	14314,84
L	Nghìn người	75	665,6317	304,2823	244,5	1141,86

Nguồn: Kết quả phân tích số liệu bằng Stata 18

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả

Kết quả ở bảng 2 cho thấy sự khác biệt đáng kể giữa các tỉnh thuộc khu vực Tây Nguyên giai đoạn 2010-2024. Biến tổng giá trị sản phẩm (Y) có độ lệch chuẩn 15710,79 (hơn 50% giá trị trung bình), vốn đầu tư (K) có độ lệch chuẩn 3236,274 và chi ngân sách y tế (NSCYTE) có độ lệch chuẩn 1647,139- gần gấp đôi giá trị trung bình. Điều này cho thấy sự phân hóa rất lớn giữa các tỉnh về các chỉ tiêu kinh tế, đặc biệt là đầu tư và quy mô thị trường lao động. Ngược lại, chỉ số chuyển đổi số (ICT) cho thấy sự phát triển công nghệ số giữa các tỉnh là khá đồng đều, với độ lệch chuẩn chỉ 0,1014. Tương tự, số lao động qua đào tạo (H) với độ lệch chuẩn thấp (3,26 so với trung bình 14,1), phản ánh mức độ khác biệt giữa các tỉnh về đào tạo lao động không quá lớn. Xu hướng di cư lại có sự khác biệt rõ rệt, xuất cư (M) trung bình 8,31 nghìn người, nhưng độ lệch chuẩn cao (6,82), cho thấy tình trạng di cư có tính cục bộ. Di cư thuần (MM) dao động từ -2,15 đến 18,19 nghìn người, cho thấy có tỉnh xuất hiện dòng nhập cư trong khi một số khác đối mặt với tình trạng di cư rời đi.

4.2. Kết quả nghiên cứu

Kết quả ước lượng mô hình tác động của di dân, vốn con người và các yếu tố kiểm soát đến tăng trưởng kinh tế được trình bày tại Bảng 3. Ở phương pháp OLS, chỉ số Durbin-Watson đạt 2,1881, hệ số VIF trung bình ở mức 1,35 hàm ý mô hình không có hiện tượng tự tương quan và đa cộng tuyến. Kiểm định Breusch-Pagan ($\chi^2 = 3,549$; $p > 0,05$) bác bỏ giả thuyết phương sai thay đổi. Tuy nhiên, kiểm định Hausman ($p < 0,01$) chỉ ra sự tồn tại của hiện tượng nội sinh, hàm ý rằng ước lượng OLS có thể bị sai lệch. Với phương pháp 3SLS, mức độ phù hợp của mô hình được cải thiện khi các biến độc lập giải thích được 76,51% biến thiên của tăng trưởng kinh tế cao hơn so với OLS. Đồng thời, kiểm định Wald χ^2 có ý nghĩa thống kê cao, khẳng định các biến giải thích trong mô hình có ảnh hưởng đáng kể đến biến phụ thuộc. Kiểm định Sargan ($\chi^2(2) = 2,858$; $p = 0,240$) xác nhận tính hợp lệ của các biến công cụ.

Kết quả cho thấy xuất cư (lnM) có tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế (lnY). Hệ số ước lượng của 3SLS (-0,2190) nghĩa là khi tỷ lệ xuất cư tăng 1%, tốc độ tăng trưởng kinh tế của khu vực Tây Nguyên giảm trung bình khoảng 0,22%. Hệ số này lớn hơn so với OLS (-0,1802), cho thấy OLS có xu hướng đánh giá thấp tác động này chưa xử lý nội sinh. Ngược lại, vốn con người (H) có tác động thúc đẩy kinh tế trong mô hình 3SLS ($\beta = 0,0633$) hàm ý khi vốn con người tăng 1%, tăng trưởng kinh tế tăng khoảng 0,06%. Kết quả này khẳng định vai trò trung gian quan trọng của vốn con người trong giảm nhẹ tác động tiêu cực của di cư. Các biến kiểm soát như vốn đầu tư (L.lnK) ($\beta = 0,4175$), và chỉ số chuyển đổi số (L.ICT) ($\beta = 2,0674$) đều có tác động tích cực đến tăng trưởng.

Kết quả hồi quy cũng chỉ ra khả năng giải thích của mô hình đối với biến phụ thuộc (lnM) bằng phương pháp 3SLS rất cao ($R^2 = 0,9341$). Vốn con người (H) có tác động tích cực đến xuất cư ($\beta = 0,0379$), cho thấy lao động có trình độ cao có xu hướng di cư nhiều hơn. Trong khi đó, số người di cư thuần (lnMM) ($\beta = -0,8195$) và chi ngân sách cho y tế (lnNSCYTE) ($\beta = -0,1085$) có tác động ngược chiều đến xuất cư thể hiện khả năng di cư có thể giảm khi phần lớn lao động tiềm năng đã rời khỏi địa phương và khi điều kiện sống tại địa phương trở nên tốt hơn. Tăng trưởng kinh tế của năm trước (L.lnY) không ảnh hưởng đáng kể đến quyết định di cư trong ngắn hạn.

Các yếu tố có tác động tích cực đến vốn con người (H) là tăng trưởng kinh tế của năm trước (L.lnY) ($\beta = 8,1849$) và xuất cư (lnM) ($\beta = 0,6606$). Điều này cho thấy khi nền kinh tế đạt mức tăng trưởng cao, khả năng đầu tư vào giáo dục và đào tạo sẽ lớn hơn, giúp cải thiện chất lượng lao động. Đồng thời khi khu vực xuất hiện hiện tượng “chảy máu chất xám đảo ngược”, người lao động sẽ có kỳ vọng tích cực vào di cư và khuyến khích họ đầu tư vào giáo dục để nâng cao kỹ năng. Tuy nhiên, lực lượng lao động (lnL) có tác động tiêu cực đến vốn con người ($\beta = -6,6043$). Khi lực lượng lao động tăng, đầu tư cho giáo dục và đào tạo trên mỗi lao động giảm, làm hạn chế tích lũy vốn con người.

Bảng 3: Kết quả ước lượng các mô hình nghiên cứu

Biến độc lập và kiểm soát	OLS	3SLS		
		Biến phụ thuộc và mô hình		
	lnY (1)	lnY (1)	lnM (2)	H (3)
lnM	-0,1802*** (0,0501)	-0,2190*** (0,0530)		0,6606** (0,3312)
L.lnK	0,5264*** (0,1191)	0,4175*** (0,1263)		
L.ICT	2,3743*** (0,4364)	2,0674*** (0,4187)		
H	0,0320** (0,0151)	0,0633*** (0,0206)	0,0379*** (0,0123)	
lnMM			-0,8195*** (0,0310)	
lnNSCYTE			-0,1085* (0,0587)	
L.lnY			-0,0999 (0,0674)	8,1849*** (0,7895)
lnL				-6,6043*** (0,9904)
Hằng số	4,4488*** (0,9735)	5,1779*** (0,9871)	4,0048*** (0,4552)	-27,6155*** (4,3990)

Biến độc lập và kiểm soát	OLS		3SLS	
	Biến phụ thuộc và mô hình			
	lnY (1)	lnY (1)	lnM (2)	H (3)
RMSE	0,3459	0,3483	0,2109	2,0645
R-squared	0,6824	0,7651	0,9341	0,6135
Chi ²	3,55	152,83	1047,59	126,45
VIF	1,35			
Durbin-Watson	2,1881			
P-value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

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

Để đảm bảo độ tin cậy, nghiên cứu tiến hành kiểm định độ bền vững của mô hình. Kết quả (trình bày trong Phụ lục 1) cho thấy, khi sử dụng sai số chuẩn vững theo cụm ở cấp tỉnh, các hệ số vẫn duy trì dấu và mức ý nghĩa, khẳng định kết quả không bị sai lệch do phương sai sai số thay đổi hoặc tự tương quan. Tiếp đó, mô hình được mở rộng với hiệu ứng cố định theo năm nhằm kiểm soát các cú sốc vĩ mô chung như biến động giá cả, chính sách tài khóa. Hệ số của lnM và H vẫn ổn định, cho thấy tác động này có tính cấu trúc chứ không chỉ phản ánh dao động ngắn hạn. Cuối cùng, việc loại trừ giai đoạn 2020-2021, thời kỳ chịu ảnh hưởng mạnh của đại dịch COVID-19 cũng không làm thay đổi kết quả. Các hệ số vẫn có ý nghĩa và hướng tác động nhất quán, chứng minh rằng cơ chế di cư - vốn con người - tăng trưởng không bị chi phối bởi cú sốc tạm thời. Nhìn chung, các kiểm định tính vững khẳng định sự ổn định của mối quan hệ giữa di cư, vốn con người và tăng trưởng kinh tế tại khu vực Tây Nguyên.

4.3. Bàn luận kết quả

Tác động hai chiều giữa tăng trưởng kinh tế, di dân và vốn con người tại Tây Nguyên (2010-2024):

Kết quả ước lượng theo phương pháp 3SLS khẳng định mối quan hệ hai chiều giữa tăng trưởng kinh tế, di dân và vốn con người tại Tây Nguyên. Thứ nhất, di dân có tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế, phản ánh nguy cơ "chảy máu chất xám", khi lao động có trình độ rời khỏi địa phương, làm suy giảm nguồn lực sản xuất và tốc độ tăng trưởng. Kết quả này phù hợp với thực tế tại Đắk Nông và Gia Lai, nơi có tỷ lệ xuất cư cao nhất vùng và tăng trưởng kinh tế giảm dần trong giai đoạn 2010-2024 cũng như các nghiên cứu thực nghiệm của Adams và Page (2005), Borjas (2001). Thứ hai, vốn con người có tác động tích cực đến tăng trưởng, phù hợp với lý thuyết tăng trưởng nội sinh, kết quả nghiên cứu của Barro và Lee (2013), Mankiw và cộng sự (1992) và thực tế tại Kontum là tỉnh có tỷ lệ lao động qua đào tạo cao nhất vùng và có mức tăng trưởng ổn định. Thứ ba, di dân có ảnh hưởng tích cực đến vốn con người, cho thấy sự dịch chuyển lao động có thể tạo động lực đầu tư vào giáo dục và đào tạo, khi các địa phương còn lại buộc phải nâng cao chất lượng nhân lực để bù đắp sự thiếu hụt lao động có trình độ. Tuy nhiên, tác động qua lại giữa di dân và tăng trưởng không mang tính một chiều, khi tăng trưởng có thể thu hút lao động, nhưng mức tăng trưởng không đủ mạnh vẫn không thể giữ chân lực lượng lao động có kỹ năng. Kết quả này tương đồng với Borjas (2001) và Peri (2012), khi di dân ảnh hưởng đến năng suất lao động tùy thuộc vào mức độ phù hợp với thị trường. Đồng thời, Docquier và Rapoport (2012) cảnh báo rằng chảy máu chất xám có

thể làm suy giảm vốn con người và tác động tiêu cực đến tăng trưởng dài hạn, điều này phù hợp với tình trạng của Tây Nguyên khi di dân làm suy giảm lực lượng lao động có tay nghề. Tuy nhiên, nghiên cứu này không tìm thấy tác động tích cực từ tăng trưởng kinh tế đến quyết định di cư. Kết quả này tương đồng với nghiên cứu của Clemens (2011), chỉ ra rằng tăng trưởng kinh tế không phải lúc nào cũng là yếu tố quyết định di cư, mà còn phụ thuộc vào các yếu tố khác như mức độ phát triển của thị trường lao động và cơ hội việc làm tại địa phương.

Vai trò trung gian của vốn con người:

Vốn con người giữ vai trò trung gian quan trọng trong mối quan hệ giữa di dân và tăng trưởng kinh tế. Một mặt, di dân có tác động tích cực đến vốn con người khi buộc các địa phương xuất cư phải tăng cường đầu tư vào giáo dục và đào tạo để bù đắp sự thiếu hụt lao động có kỹ năng. Mặt khác, vốn con người lại có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế, qua đó khẳng định nâng cao chất lượng lao động là yếu tố then chốt thúc đẩy năng suất và phát triển dài hạn. Điều này cho thấy, mặc dù di dân trực tiếp làm suy giảm tăng trưởng do thất thoát nguồn nhân lực, nhưng tác động gián tiếp thông qua vốn con người có thể giúp giảm nhẹ mức độ tiêu cực này. Phát hiện này tương đồng với nghiên cứu của Doan Minh Huan và cộng sự (2022), khi chỉ ra rằng di cư nội địa ở Việt Nam không chỉ mang lại rủi ro mà còn tạo động lực gia tăng đầu tư vào vốn con người và góp phần giảm nghèo tại nơi xuất cư. Tuy nhiên, trong bối cảnh Tây Nguyên, do phần lớn lao động di cư là lao động trình độ thấp, nên tác động tích cực chủ yếu đến từ sức ép nâng cao chất lượng nhân lực địa phương, thay vì thông qua đổi mới công nghệ.

6. Kết luận

6.1. Kết luận

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp 3SLS để kiểm định mối quan hệ giữa di cư, vốn con người và tăng trưởng kinh tế tại Tây Nguyên giai đoạn 2010-2024, với một số điểm mới quan trọng: (1) Di dân có tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế do mất lao động kỹ năng và suy giảm nguồn lực sản xuất, trong khi vốn con người có ảnh hưởng tích cực, khẳng định tầm quan trọng của chất lượng lao động đối với phát triển bền vững. Dù di dân thúc đẩy đầu tư vào giáo dục, nó không đủ bù đắp tổn thất do mất lao động tay nghề cao. (2) Tăng trưởng kinh tế không làm giảm rõ rệt tỷ lệ di cư, do giữ chân lao động còn phụ thuộc vào các điều kiện kinh tế - xã hội khác. Vốn con người đóng vai trò trung gian, giúp giảm tác động tiêu cực của di cư nếu có chính sách phát triển nhân lực có thể biến áp lực từ di cư thành cơ hội. (3) Phương pháp ước lượng

3SLS kiểm soát tốt hơn vấn đề nội sinh so với OLS, nâng cao độ tin cậy của kết quả.

6.2. Hàm ý chính sách

Từ kết quả phân tích thực nghiệm trên tác giả đưa ra một số hàm ý chính sách cụ thể nhằm hướng tới phát triển kinh tế của vùng Tây Nguyên như sau:

Thứ nhất, nâng cao chất lượng nguồn nhân lực là giải pháp then chốt để giảm tác động tiêu cực của di dân. Cần phát triển trung tâm đào tạo nghề theo nhu cầu thị trường tại Đắk Lắk, Gia Lai và Đắk Nông; mở rộng đào tạo trong nông nghiệp công nghệ cao, chế biến và du lịch sinh thái. Đồng thời, cần triển khai học bổng, hỗ trợ tài chính, nhà ở, đất đai, tín dụng và khuyến khích khởi nghiệp; nâng cấp Trường Đại học Tây Nguyên và các trường nghề thành trung tâm đào tạo nhân lực trọng điểm.

Thứ hai, tạo việc làm tại chỗ bằng cách phát triển cụm công nghiệp chế biến và công nghiệp hỗ trợ, thu hút doanh nghiệp vào các khu công nghiệp tại Đắk Lắk, Gia Lai và Kon Tum. Đồng thời, đẩy mạnh du lịch sinh thái gắn với văn hóa bản địa tại Buôn Đôn, Pleiku và Măng Đen để tạo việc làm bền vững. Khuyến khích nông nghiệp công nghệ cao, xây dựng hợp tác xã kiểu mới, kết nối doanh nghiệp và nông dân nhằm phát triển sản xuất và tăng thu nhập địa phương.

Thứ ba, cần nâng cao chất lượng cuộc sống để giảm áp lực di cư, như: cải thiện dịch vụ y tế, đầu tư bệnh viện, trung tâm y tế; mở rộng trường dân tộc nội trú và THPT chất lượng cao; phát triển hạ tầng giao thông (cao tốc Khánh Hòa - Buôn Ma Thuột, Gia Nghĩa - Chơn Thành); phát triển các đô thị vệ tinh Pleiku,

Buôn Ma Thuột, Gia Nghĩa theo hướng thông minh, hiện đại, tạo môi trường sống hấp dẫn để thu hút lao động.

Thứ tư, quản lý và tận dụng lợi ích của di cư lao động bằng cách hỗ trợ lao động di cư quay trở về làm việc tại địa phương, xây dựng chính sách khuyến khích lao động có tay nghề trở về Tây Nguyên sau khi làm việc tại các đô thị lớn, đồng thời tận dụng kiều hối để phát triển kinh tế địa phương thông qua các chương trình hỗ trợ khởi nghiệp và tiếp cận vốn cho doanh nghiệp nhỏ và hợp tác xã.

Thứ năm, đẩy mạnh ứng dụng công nghệ và chuyển đổi số để nâng cao năng suất lao động, khuyến khích tự động hóa, trí tuệ nhân tạo (AI) và dữ liệu lớn (Big Data) trong nông nghiệp và chế biến nông sản, tạo điều kiện phát triển mô hình làm việc từ xa cho lao động công nghệ thông tin ngay tại Tây Nguyên. Đồng thời, cần thành lập trung tâm đổi mới sáng tạo và vườn ươm khởi nghiệp, hỗ trợ các doanh nghiệp công nghệ và thương mại điện tử phát triển tại khu vực.

6.3. Hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo

Nghiên cứu còn hạn chế về độ dài chuỗi số liệu, điều này có thể ảnh hưởng đến khả năng bao quát và độ ổn định của các kết quả ước lượng. Trong thời gian tới, các nghiên cứu tiếp theo nên mở rộng dữ liệu theo cả chiều thời gian và không gian, đồng thời áp dụng các phương pháp định lượng nâng cao như GMM, mô hình ngưỡng hoặc mô hình bất đối xứng nhằm phân tích sâu hơn cơ chế tác động phi tuyến và sự khác biệt giữa các nhóm địa phương.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Adams, R. H., & Page, J. (2005). Do international migration and remittances reduce poverty in developing countries? *World Development*, 33(10), 1645–1669. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2005.05.004>
- Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2009). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton University Press.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407–443. <https://doi.org/10.2307/2937943>
- Barro, R. J., & Lee, J. (2013). A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010. *Journal of Development Economics*, 104, 184–198. <https://doi.org/10.1016/j.jdevec.2012.10.001>
- Becker, G. S. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. University of Chicago Press.
- Beine, M., Docquier, F., & Rapoport, H. (2008). Brain drain and human capital formation in developing countries: Winners and losers. *The Economic Journal*, 118(528), 631–652. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2008.02135.x>
- Benhabib, J., & Spiegel, M. M. (1994). The role of human capital in economic development: Evidence from aggregate cross-country data. *Journal of Monetary Economics*, 34(2), 143–173. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(94\)90047-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(94)90047-7)
- Borjas, G. J. (2001). Does immigration grease the wheels of the labor market? *Brookings Papers on Economic Activity*, 2001(1), 69–133. <https://doi.org/10.1353/eca.2001.0010>
- Bùi Phan Nhã Khanh, & Bùi Quang Bình. (2022). Tác động của vốn con người tới tăng trưởng kinh tế: Trường hợp ở miền Trung Việt Nam. *Tạp chí Khoa học và Công nghệ*, 20(8), 40–44.
- Cameron, A. C., & Miller, D. L. (2015). *A practitioner's guide to cluster-robust inference*. *Journal of Human Resources*, 50(2), 317–372. <https://doi.org/10.3368/jhr.50.2.317>
- Clemens, M. A. (2011). Economics and emigration: Trillion-dollar bills on the sidewalk? *Journal of Economic Perspectives*, 25(3), 83–106. <https://doi.org/10.1257/jep.25.3.83>
- Di Maria, C., & Lazarova, E. A. (2012). Migration, human capital formation, and growth: An empirical investigation. *World Development*, 40(5), 938–955. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2011.11.002>
- Doan Minh Huan, Pham Thi Thanh Binh, Do Anh Duc, Le Quoc Hoi, & Nguyen Thi Hoai Thu. (2022). The role of internal migration in poverty reduction of Vietnam. *Journal of Social Economics Research*, 9(1), 52–60.

- Docquier, F., & Rapoport, H. (2012). Globalization, brain drain, and development. *Journal of Economic Literature*, 50(3), 681–730. <https://doi.org/10.1257/jel.50.3.681>
- Hạ Thị Thiều Dao, & Nguyễn Đăng Khoa. (2018). The role of human capital in economic growth in coastal provinces of Southern Central Vietnam. *Journal of Economic Development*, 22(2014), 2–19.
- Harris, J. R., & Todaro, M. P. (1970). Migration, unemployment and development: A two-sector analysis. *American Economic Review*, 60(1), 126–142.
- Hatton, T. J., & Williamson, J. G. (1998). *The age of mass migration: Causes and economic impact*. Oxford University Press.
- Kirdar, M. G., & Saracoğlu, D. Ş. (2007). Migration and regional convergence: An empirical investigation for Turkey. *Papers in Regional Science*, 86(2), 317–340. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2007.00124.x>
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3–42. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90168-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7)
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407–437. <https://doi.org/10.2307/2118477>
- McKibbin, W. J., & Fernando, R. (2020). The global macroeconomic impacts of COVID-19: Seven scenarios. *CAMA Working Paper No. 19/2020*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3547729>
- Mishra, P. (2007). Emigration and wages in source countries: Evidence from Mexico. *Journal of Development Economics*, 82(1), 180–199. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2006.02.002>
- Munshi, K. (2003). Networks in the modern economy: Mexican migrants in the U.S. labor market. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(2), 549–599. <https://doi.org/10.1162/003355303321675455>
- Nguyen, H. M., & Bui, N. H. (2024). The heterogeneity impacts of digital transformation, human capital, and trade openness on income and labour productivity in Vietnam. *Journal of Science - Economics and Business Administration*, 14(4), 157–171.
- Ortega, F., & Peri, G. (2009). The causes and effects of international labor mobility: Evidence from OECD countries 1980–2005. *The World Economy*, 32(3), 343–373. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2009.01159.x>
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361–1401. <https://doi.org/10.2307/1913712>
- Peri, G. (2012). The effect of immigration on productivity: Evidence from US states. *Review of Economics and Statistics*, 94(1), 348–358. https://doi.org/10.1162/REST_a_00137
- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5), S71–S102. <https://doi.org/10.1086/261725>
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94. <https://doi.org/10.2307/1884513>
- Todaro, M. (1969). A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries. *American Economic Review*, 59(1), 138–148.
- Van Si, N., & Trung Kien, L. (2020). The impact of human capital on the economic growth of Vietnam’s cities and provinces: A spatial econometrics approach. *VNUHCM Journal of Economics - Law and Management*, 4(1), 574–587.
- Vo, D. H. (2024). The determinants of internal migration in an emerging market: Evidence from Vietnam. *Environment and Urbanization ASIA*, 15(1), 92–105. <https://doi.org/10.1177/09754253241230635>
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838. <https://doi.org/10.2307/1912934>
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2nd ed.). MIT Press.
- Zellner, A., & Theil, H. (1962). Three-stage least squares: Simultaneous estimation of simultaneous equations. *Econometrica*, 30(1), 54–78. <https://doi.org/10.2307/1911287>

PHỤ LỤC

Phụ lục 1. Kết quả kiểm tra tính vững của mô hình 3SLS

Biến	(2) SE vững theo cụm	(3) Hiệu ứng cố định theo năm	(4) Loại trừ giai đoạn 2020–2021 (COVID)
Phương trình (1): lnY			
lnM	-0,219*** (0,048)	-0,243*** (0,049)	-0,239*** (0,059)
H	0,063*** (0,007)	0,067*** (0,008)	0,070*** (0,005)
L.lnK	0,418* (0,250)	0,443* (0,239)	0,386** (0,238)
L.ICT	0,267** (0,142)	0,291** (0,129)	1,865*** (0,556)
cons	5,178** (2,219)	5,062** (2,184)	5,499** (2,199)

Biến	(2) SE vững theo cụm	(3) Hiệu ứng cố định theo năm	(4) Loại trừ giai đoạn 2020–2021 (COVID)
Phương trình (2): lnM			
L.lnY	-0,100 (0,028)	-0,158 (0,129)	-0,157 (0,029)
H	0,037*** (0,004)	0,046*** (0,005)	0,047*** (0,004)
lnMM	-0,819*** (0,065)	-0,789*** (0,077)	-0,790*** (0,077)
lnNSCYTE	0,108** (0,044)	0,095** (0,043)	0,096** (0,043)
cons	4,004*** (0,382)	4,274*** (0,389)	4,387*** (0,438)
Phương trình (3): H			
lnM	0,661* (0,352)	0,683* (0,357)	1,023** (0,374)
L.lnY	1,184** (0,587)	1,172** (0,594)	7,784*** (2,874)
lnL	-0,605* (0,318)	-0,612* (0,322)	-5,995*** (2,187)
cons	-27,615** (11,176)	-28,452** (11,241)	-28,359** (10,400)
R-squared	0,74	0,76	0,73
Giai đoạn	2010–2024	2010–2024	2010–2019, 2022–2024

*Trong () là sai số chuẩn tính theo phương pháp cluster-robust ở cấp tỉnh, ***, ** * lần lượt với mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%.,
Nguồn: Kết quả phân tích số liệu bằng Stata 18*

Thông tin tác giả:

Đặng Thị Hồng Dân

- Đơn vị công tác: Trường Đại học Kinh tế - Đại học Đà Nẵng
- Địa chỉ email: dandth@due.edu.vn

Ngày nhận bài: 01/10/2025

Ngày nhận bản sửa: 18/10/2025

Ngày duyệt đăng: 6/5/2026