

VAI TRÒ CỦA VỐN CON NGƯỜI, NGHIÊN CỨU VÀ PHÁT TRIỂN TRONG THỨC ĐẨY ĐOÀI MỚI SÁNG TẠO ĐỊA PHƯƠNG TẠI VIỆT NAM

Cao Minh Tuấn^{1*}, Võ Thị Ánh Nguyệt¹, Nguyễn Ngọc Đức¹

Ngày nhận bài: 09/10/2025

Ngày nhận bản sửa: 19/11/2025

Ngày duyệt đăng: 30/12/2025

Tóm tắt: Nghiên cứu này phân tích vai trò của vốn con người và hoạt động nghiên cứu và phát triển (R&D) trong việc thúc đẩy đầu ra đổi mới sáng tạo cấp địa phương tại Việt Nam. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu từ báo cáo Chỉ số Đổi mới sáng tạo cấp địa phương (PII) năm 2024. Nghiên cứu áp dụng mô hình hồi quy tuyến tính đa biến để phân tích ảnh hưởng của vốn con người và nghiên cứu và phát triển đến đầu ra đổi mới sáng tạo. Kết quả cho thấy mật độ nhân lực nghiên cứu toàn thời gian là yếu tố có ảnh hưởng mạnh nhất đến đầu ra đổi mới sáng tạo. Ngược lại, các biến phản ánh chi tiêu ngân sách công cho giáo dục, nghiên cứu và phát triển không có ý nghĩa thống kê trong mô hình. Kết quả cũng chỉ ra sự khác biệt đáng kể giữa các vùng kinh tế – xã hội, các khu vực như Miền núi phía Bắc và Duyên hải miền Trung có mức đầu ra đổi mới sáng tạo thấp hơn đáng kể so với Đông Nam Bộ. Phát hiện này nhấn mạnh nhu cầu cấp thiết phải xây dựng chính sách đổi mới sáng tạo mang tính vùng, nhằm thu hẹp khoảng cách phát triển và nâng cao năng lực nghiên cứu và phát triển cho các địa phương còn yếu. Nghiên cứu đóng góp vào tài liệu học thuật về hệ thống đổi mới sáng tạo cấp tỉnh tại Việt Nam, đồng thời nhấn mạnh mối liên kết giữa chính sách phát triển vốn con người và đầu ra đổi mới sáng tạo.

Từ khóa: Vốn con người; Đầu ra đổi mới sáng tạo; Chỉ số đổi mới sáng tạo cấp địa phương (PII); Nghiên cứu và phát triển (R&D).

1. Đặt vấn đề

Trong những thập kỷ gần đây, đổi mới sáng tạo (ĐMST) đã trở thành động lực trung tâm thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và nâng cao năng lực cạnh tranh quốc gia cũng như địa phương. Trong bối cảnh chuyển đổi số và toàn cầu hóa tri thức, năng lực ĐMST không còn chỉ là lợi thế bổ sung mà đã trở thành yếu tố thiết yếu để các nền kinh tế thích ứng và phát triển bền vững (Chen & cộng sự, 2024; OECD, 2013). Các khu vực có mức độ ĐMST cao thường đạt hiệu quả vượt trội về tăng năng suất lao động, thu hút đầu tư, và cải thiện phúc lợi xã hội (Fagerberg & cộng sự, 2010).

Tại Việt Nam, Chính phủ đã xác định ĐMST là một trong ba đột phá chiến lược trong Kế hoạch phát triển kinh tế – xã hội giai đoạn 2021–2030 (Thủ tướng Chính phủ, 2022). Việc xây dựng và công bố Chỉ số đổi mới sáng tạo cấp địa phương (Provincial

¹Trường Kinh tế, Đại học Cần Thơ, *Tác giả liên hệ: cmtuan@ctu.edu.vn

Innovation Index – PII) từ năm 2021 đã tạo điều kiện để đo lường, so sánh và theo dõi năng lực đổi mới giữa các tỉnh, thành phố trên cả nước. Theo Báo cáo Chỉ số Đổi mới sáng tạo cấp địa phương năm 2024, Hà Nội giữ vị trí dẫn đầu cả nước với 60,76 điểm, trong khi Cao Bằng xếp cuối bảng với 23,95 điểm, cho thấy sự chênh lệch đáng kể về năng lực ĐMST giữa các tỉnh, thành (Bộ Khoa học và Công nghệ, 2024).

Sự bất bình đẳng này đặt ra câu hỏi cấp thiết về các yếu tố cốt lõi thực sự thúc đẩy đầu ra ĐMST tại cấp địa phương. Trong số các yếu tố được đề cập trong lý thuyết tăng trưởng nội sinh (Aghion & Howitt, 1990; Romer, 1990), vốn con người và hoạt động nghiên cứu và phát triển (Research and Development – R&D) đóng vai trò trung tâm, bởi đây là nền tảng để tạo ra và tiếp nhận tri thức mới. Tuy nhiên, tại Việt Nam, mối liên hệ giữa các đầu vào này với kết quả ĐMST ở cấp địa phương vẫn chưa được làm rõ một cách định lượng và hệ thống. Các báo cáo hiện hành chủ yếu mô tả sự thay đổi chỉ số mà thiếu phân tích sâu về hiệu quả của đầu tư vào vốn con người, nhân lực R&D, và chi tiêu ngân sách cho hoạt động khoa học và công nghệ (KH&CN).

Từ bối cảnh trên, nghiên cứu này hướng đến mục tiêu đánh giá tác động của các yếu tố liên quan đến vốn con người và R&D đối với hiệu quả đầu ra ĐMST tại cấp địa phương. Nghiên cứu này đóng góp vào tài liệu học thuật và thực tiễn theo ba khía cạnh. Thứ nhất, nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa vốn con người, R&D và kết quả ĐMST ở địa phương. Thứ hai, nghiên cứu góp phần làm rõ tính hiệu quả của các khoản đầu tư giáo dục và KH&CN thông qua mô hình định lượng. Thứ ba, kết quả nghiên cứu có thể hỗ trợ các nhà hoạch định chính sách ở cấp địa phương trong việc xây dựng các chiến lược phát triển ĐMST.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Lý thuyết tăng trưởng nội sinh và vai trò của vốn con người

Lý thuyết tăng trưởng nội sinh (endogenous growth theory) nhấn mạnh vai trò của tri thức, ĐMST và đầu tư vào con người trong việc tạo ra tăng trưởng kinh tế bền vững (Aghion & Howitt, 1990; Romer, 1990). Khác với các mô hình tăng trưởng tân cổ điển vốn coi tiến bộ công nghệ là yếu tố ngoại sinh, mô hình tăng trưởng nội sinh cho rằng sự tích lũy tri thức và năng lực sáng tạo là kết quả trực tiếp từ các quyết định đầu tư vào giáo dục, R&D, cũng như hệ thống thể chế hỗ trợ quá trình đó. Trong mô hình của Aghion & Howitt (1990), đổi mới được hình thành thông qua quá trình “hủy diệt sáng tạo” (creative destruction), trong đó công nghệ và sản phẩm cũ bị thay thế bởi những cải tiến mới từ hoạt động R&D và học hỏi của con người.

Theo lý thuyết này, vốn con người không chỉ là một yếu tố sản xuất truyền thống, mà là nguồn gốc của tri thức mới, góp phần gia tăng năng suất biên của vốn vật chất và thúc đẩy các hoạt động ĐMST ở cả cấp độ doanh nghiệp lẫn quốc gia. Vốn con người được xem là một nhân tố then chốt đối với quá trình ĐMST và tăng trưởng kinh tế (Cinnirella & Streb, 2017; Diebolt & Hippe, 2019). Một mặt, sự tích lũy vốn con người

đóng góp trực tiếp vào tăng trưởng thông qua việc cải thiện hiệu suất và năng suất lao động. Mặt khác, đây cũng là yếu tố đầu vào thiết yếu cho hoạt động R&D, qua đó gián tiếp nâng cao năng suất thông qua việc thúc đẩy chuyển giao và đổi mới công nghệ (Cinnirella & Streb, 2017). Nghiên cứu của Sun & cộng sự (2020) cho thấy nguồn nhân lực có trình độ học vấn cao đóng vai trò quan trọng trong việc nâng cao năng lực và cường độ ĐMST cấp doanh nghiệp. Chất lượng giáo dục, đặc biệt là giáo dục phổ thông và giáo dục đại học, có vai trò quan trọng trong việc hình thành năng lực học hỏi và khả năng tiếp thu công nghệ ở quy mô địa phương (Hanushek & Woessmann, 2008; Lucas, 1988).

2.2. Nghiên cứu và phát triển (R&D) và đầu tư đổi mới sáng tạo

Hoạt động R&D được xem là đầu vào trực tiếp cho quá trình ĐMST. Báo cáo của OECD (2021) chỉ ra rằng tỷ lệ chi cho R&D trên tổng sản phẩm quốc nội (Gross Domestic Product – GDP) có mối quan hệ tuyến tính với số lượng sáng chế và hiệu suất đổi mới tại các quốc gia và vùng lãnh thổ. Do đó, tăng cường đầu tư cho R&D trong cả khu vực công và tư là một trong những điều kiện quan trọng nhằm thúc đẩy hiệu quả ĐMST, đồng thời góp phần nâng cao mức độ thịnh vượng kinh tế của một quốc gia (Sarpong & cộng sự, 2023). Thực tiễn quốc tế cho thấy, một số quốc gia đã triển khai các chính sách nhằm tăng cường R&D như một công cụ chiến lược thúc đẩy ĐMST. Chẳng hạn, trong ngành sản xuất thuốc trừ sâu, chính phủ Trung Quốc đã ban hành các chính sách hỗ trợ khu vực tư nhân đầu tư vào R&D, qua đó nâng cao năng lực ĐMST và năng suất tại cấp độ doanh nghiệp (Hu & cộng sự, 2022).

Tuy nhiên, trong bối cảnh các nền kinh tế đang phát triển, sự tác động của chi tiêu R&D còn phụ thuộc vào chất lượng thể chế, năng lực hấp thụ công nghệ và trình độ vốn con người tại địa phương (Cirera & Maloney, 2017). Tại cấp địa phương, năng lực R&D thường được phản ánh thông qua: (i) mật độ nhân lực R&D toàn thời gian, (ii) mức chi ngân sách địa phương cho KH&CN, (iii) mức chi cho R&D, và (iv) số lượng tổ chức KH&CN hoạt động trên địa bàn (Bộ Khoa học và Công nghệ, 2024). Các yếu tố này tạo điều kiện cho việc hình thành mạng lưới ĐMST, thúc đẩy thương mại hóa kết quả nghiên cứu và khuyến khích sự tham gia của doanh nghiệp vào quá trình nghiên cứu ứng dụng (Furman & cộng sự, 2002).

2.3. Tổng quan nghiên cứu

Trên thế giới, nhiều nghiên cứu đã chứng minh mối liên hệ giữa vốn con người, mức đầu tư cho R&D và năng lực ĐMST. Fagerberg & cộng sự (2010) sử dụng dữ liệu của hơn 100 quốc gia và kết luận rằng các quốc gia có tỷ lệ đầu tư vào giáo dục và R&D cao hơn thường đạt mức năng suất và chỉ số đổi mới tốt hơn. Tương tự, nghiên cứu của Yunus & cộng sự (2014) chỉ ra rằng chi phí đào tạo do doanh nghiệp chi trả, trình độ học vấn của người lao động và mức đầu tư vào R&D đều có ảnh hưởng đáng kể đến năng suất. Những phát hiện này gợi ý rằng nâng cao chất lượng vốn con người, thông qua giáo dục, đào tạo và đầu tư R&D, là một trong những kênh quan trọng giúp các ngành sản xuất

cải thiện năng suất và năng lực cạnh tranh. Bên cạnh đó, Báo cáo Chỉ số Đổi mới toàn cầu (Global Innovation Index – GII) 2021 cũng khẳng định rằng chất lượng giáo dục phổ thông và đại học có ảnh hưởng đáng kể đến các chỉ số đầu ra như số lượng bằng sáng chế, sản phẩm sáng tạo và xuất khẩu tri thức (Dutta & cộng sự, 2021).

Tại Việt Nam, nghiên cứu của Phan Thị Thành (2024) nhấn mạnh rằng nguồn nhân lực, đặc biệt là nhân lực chất lượng cao, là lực lượng nòng cốt để triển khai các hoạt động ĐMST, đóng vai trò thiết yếu trong chiến lược công nghiệp hóa và hiện đại hóa quốc gia. Nghiên cứu này chỉ ra rằng việc nâng cao chất lượng đội ngũ cán bộ KH&CN, cải cách giáo dục, và thúc đẩy liên kết giữa đào tạo – nghiên cứu – doanh nghiệp là điều kiện tiên quyết để ĐMST trở thành động lực thực sự cho tăng trưởng. Nghiên cứu của Nguyễn Trần Khai Quốc & Nguyễn Tấn Thành (2024) nhấn mạnh rằng tại khu vực kinh tế trọng điểm phía Nam, đặc biệt là thành phố Hồ Chí Minh, KH&CN và ĐMST đóng vai trò cốt lõi trong việc huy động và sử dụng hiệu quả các nguồn lực phát triển kinh tế – xã hội. Đồng thời, tác giả cũng chỉ ra rằng mô hình đại học thông minh có thể trở thành động lực thúc đẩy ĐMST thông qua tăng cường đào tạo chất lượng cao, chuyển giao công nghệ và hỗ trợ hệ sinh thái khởi nghiệp. Ngoài ra, Đàm Thanh Tú (2024) cũng nhấn mạnh rằng đầu tư vào R&D và ĐMST đóng vai trò then chốt trong tiến trình phát triển kinh tế và là nền tảng cốt lõi của các chiến lược quốc gia. Trong bối cảnh Việt Nam, việc chuyển dịch sang mô hình tăng trưởng dựa trên KH&CN và ĐMST được kỳ vọng sẽ góp phần nâng cao năng lực cạnh tranh quốc gia, đồng thời cải thiện hiệu quả vận hành của nền kinh tế.

Tổng hợp các kết quả nghiên cứu, có thể thấy rằng vốn con người và R&D là yếu tố nền tảng cho hệ sinh thái ĐMST ở cả cấp quốc gia và địa phương. Sự kết hợp giữa chất lượng giáo dục, năng lực R&D và chính sách phân bổ nguồn lực hợp lý sẽ quyết định mức độ thành công của một nền kinh tế trong việc chuyển đổi mô hình tăng trưởng dựa vào tri thức và công nghệ.

Mặc dù có nhiều bằng chứng về vai trò của vốn con người và R&D, nhưng ở cấp độ địa phương tại Việt Nam, mối quan hệ giữa đầu vào tri thức (giáo dục và R&D) và đầu ra ĐMST (PII) vẫn chưa được làm rõ về mặt định lượng. Hơn nữa, chưa có nhiều nghiên cứu sử dụng bộ chỉ số PII, một công cụ chính sách được thiết kế riêng cho Việt Nam, để phân tích sâu cấu trúc và hiệu quả của các yếu tố đầu vào này. Nghiên cứu này lấp đầy khoảng trống trên bằng cách sử dụng dữ liệu PII năm 2024 và áp dụng mô hình hồi quy tuyến tính để đánh giá mối liên hệ giữa các chỉ số vốn con người và R&D với đầu ra ĐMST.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu thứ cấp từ Báo cáo Chỉ số Đổi mới sáng tạo cấp địa phương (Provincial Innovation Index – PII) năm 2024, do Bộ Khoa học và Công nghệ Việt Nam công bố. PII được xây dựng nhằm mục tiêu đo lường, theo dõi và so sánh năng

lực ĐMST giữa các tỉnh, thành phố trên phạm vi toàn quốc. Cấu trúc PII gồm 7 trụ cột chính và 52 chỉ số thành phần, phản ánh đầy đủ cả yếu tố đầu vào và đầu ra của hệ thống ĐMST cấp địa phương (Hình 1). Do thiếu thông tin về chỉ số “tỷ lệ học sinh phổ thông tham gia các cuộc thi nghiên cứu khoa học kỹ thuật” tại ba địa phương gồm Bắc Ninh, Bình Thuận và Đắk Lắk, các tỉnh này đã được loại khỏi mẫu nghiên cứu. Do đó, tổng số quan sát trong mô hình hồi quy là 60 tỉnh/thành phố.



Hình 1. Khung chỉ số PII năm 2024

Nguồn: Bộ Khoa học và Công nghệ, 2024

3.2. Mô hình nghiên cứu

Để đánh giá ảnh hưởng của vốn con người và R&D đến đầu ra ĐMST ở cấp tỉnh, nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy OLS (Ordinary Least Squares) với công thức tổng quát như sau:

$$PII_Out_i = \beta_0 + \beta_1 Score_i + \beta_2 SciComp_i + \beta_3 EduExp_i + \beta_4 RD_Lab_i + \beta_5 RD_LocalExp_i + \beta_6 RD_TotalExp_i + \beta_7 SciOrg_i + \beta_8 DHMT_i + \beta_9 MNPB_i + \beta_{10} TN_i + \beta_{11} DBSCL_i + \beta_{12} DBSH_i + \epsilon_i$$

Trong đó, biến phụ thuộc là PII_Out_i , được đo bằng trung bình điểm số của trụ cột 6 và trụ cột 7 trong báo cáo PII 2024, đại diện cho kết quả đầu ra của hoạt động ĐMST tại mỗi tỉnh/thành phố. Các biến độc lập bao gồm: $Score_i$ là điểm trung bình kỳ thi tốt nghiệp THPT; $SciComp_i$ (%) là tỷ lệ học sinh tham gia cuộc thi khoa học kỹ thuật; $EduExp_i$ (triệu đồng/người học) là chi tiêu giáo dục và đào tạo bình quân trên mỗi người học; RD_Lab_i là số lượng nhân lực R&D toàn thời gian trên 10.000 dân; $RD_LocalExp_i$ (%) là tỷ lệ chi ngân sách địa phương cho KH&CN trên tổng sản phẩm trên địa bàn (Gross Regional Domestic Product – GRDP); $RD_TotalExp_i$ (%) là tỷ lệ chi cho R&D trên GRDP; và $SciOrg_i$ là số lượng tổ chức KH&CN trên 10.000 dân. Thành phần sai số ngẫu nhiên

trong mô hình được ký hiệu là ε_i , đại diện cho các yếu tố không quan sát được có thể ảnh hưởng đến đầu ra ĐMST.

Các biến giả vùng kinh tế – xã hội bao gồm $DHMT_i$, $MNPB_i$, TN_i , $DBSCL_i$, và $DBSH_i$ được đưa vào mô hình nhằm kiểm soát sự khác biệt về điều kiện phát triển giữa các vùng trong cả nước. Cụ thể, biến $DHMT_i$ nhận giá trị bằng 1 nếu tỉnh thuộc Duyên hải miền Trung, ngược lại bằng 0; biến $MNPB_i$ bằng 1 nếu tỉnh thuộc Miền núi phía Bắc, ngược lại bằng 0; biến TN_i bằng 1 nếu tỉnh thuộc Tây Nguyên, ngược lại bằng 0; biến $DBSCL_i$ bằng 1 nếu tỉnh thuộc Đồng bằng sông Cửu Long, ngược lại bằng 0; và biến $DBSH_i$ bằng 1 nếu tỉnh thuộc Đồng bằng sông Hồng, ngược lại bằng 0. Trong mô hình, Đông Nam Bộ được lựa chọn làm vùng đối chiếu vì đây là khu vực có trình độ phát triển kinh tế – xã hội cao, cơ sở hạ tầng KH&CN phát triển, và đầu ra ĐMST (PII_Out) trung bình cao nhất Việt Nam.

4. Kết quả và thảo luận

PII là thước đo tổng hợp phản ánh năng lực và kết quả ĐMST của các địa phương, được xây dựng dựa trên các trụ cột thể hiện cả đầu vào (input) và đầu ra (output) của hệ thống ĐMST. Trong nghiên cứu này, chỉ số đầu ra ĐMST (PII_Out) được sử dụng làm biến phụ thuộc, bao gồm các thành phần liên quan đến kết quả tạo ra tri thức, công nghệ và tác động ĐMST trong phát triển kinh tế – xã hội. Việc sử dụng chỉ số đầu ra ĐMST giúp phản ánh tương đối toàn diện hiệu quả của các hoạt động KH&CN và ĐMST tại từng tỉnh/thành phố, đồng thời cho phép so sánh mức độ phát triển ĐMST giữa các vùng kinh tế – xã hội của Việt Nam. Bảng 1 trình bày thống kê mô tả các biến được đưa vào mô hình hồi quy. Kết quả cho thấy chỉ số đầu ra ĐMST trung bình của 60 tỉnh, thành phố đạt 32,37 điểm, với độ lệch chuẩn là 7,94. Giá trị thấp nhất là 14,50 điểm (Điện Biên), trong khi giá trị cao nhất đạt 58,89 điểm (Hà Nội), cho thấy khoảng cách rõ rệt về trình độ ĐMST giữa các địa phương.

Điểm trung bình tốt nghiệp THPT có giá trị trung bình là 6,68, dao động từ 5,83 đến 7,46, cho thấy sự khác biệt nhất định nhưng không quá lớn giữa các tỉnh, thành phố. Trong khi đó, tỷ lệ học sinh phổ thông tham gia cuộc thi khoa học kỹ thuật, có trung bình là 0,55% với độ lệch chuẩn 0,46, phản ánh sự thiếu đồng đều giữa các địa phương trong việc triển khai và thúc đẩy hoạt động khoa học kỹ thuật tại các trường phổ thông. Chi tiêu giáo dục và đào tạo bình quân trên mỗi người học dao động từ 11,98 triệu đồng đến 23,80 triệu đồng. Mật độ nhân lực R&D trên 10.000 dân đạt giá trị trung bình là 10,75 người, với độ lệch chuẩn 10,90, phản ánh sự chênh lệch đáng kể về phân bố nguồn nhân lực R&D giữa các địa phương. Trong đó, Hà Nội có giá trị cao nhất với 64,47 người/10.000 dân, trong khi Đắk Nông chỉ đạt 1,22 người/10.000 dân.

Đáng chú ý, tỷ lệ chi ngân sách địa phương cho KH&CN trên GRDP và chi R&D trên GRDP đều có giá trị trung bình rất thấp, lần lượt là 0,054% và 0,056%, cùng với độ lệch chuẩn tương đối cao, cho thấy mức độ đầu tư vào R&D còn khiêm tốn và phân bố

không đồng đều. Số tổ chức KH&CN trên 10.000 dân cũng có mức trung bình thấp (0,232) nhưng biến động lớn giữa các tỉnh, với địa phương cao nhất đạt trên 3 tổ chức trên 10.000 dân (Hà Nội).

Bảng 1. Thống kê mô tả các biến trong mô hình hồi quy

Biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Đầu ra ĐMST	32,370	7,940	14,500	58,890
Điểm trung bình thi tốt nghiệp THPT	6,680	0,320	5,830	7,460
Tỷ lệ học sinh tham gia cuộc thi KHKT (%)	0,550	0,460	0,060	2,260
Chi giáo dục và đào tạo bình quân (triệu đồng/người học)	16,800	2,830	11,980	23,800
Nhân lực R&D/10.000 dân	10,750	10,900	1,220	64,470
Chi cho KH&CN/GRDP (%)	0,054	0,056	0,005	0,413
Chi cho R&D/GRDP (%)	0,056	0,081	0,001	0,466
Số tổ chức KH&CN/10.000 dân	0,232	0,396	0,034	3,027

Nguồn: Tác giả tính toán dựa vào dữ liệu 60 tỉnh, thành phố trong PII 2024.

Kết quả hồi quy tuyến tính được trình bày trong Bảng 2 cho thấy mô hình có ý nghĩa thống kê tổng thể ($p < 0,001$), khẳng định rằng các biến độc lập đưa vào mô hình có khả năng giải thích sự biến động của biến phụ thuộc. Hệ số xác định R^2 đạt giá trị 0,5738, cho thấy khoảng 57,38% mức biến thiên của đầu ra ĐMST có thể được giải thích bởi các biến liên quan đến vốn con người và R&D trong mô hình. Giá trị VIF của các biến độc lập đều nhỏ hơn 5, cho thấy không tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng trong mô hình. Bên cạnh đó, nghiên cứu áp dụng kiểm định Breusch–Pagan/Cook–Weisberg (Breusch & Pagan, 1979; Cook & Weisberg, 1983) để kiểm tra giả định về phương sai đồng nhất (homoskedasticity). Thống kê Chi-bình phương $\chi^2(1) = 2,60$ với giá trị $p = 0,1069$, cho thấy không đủ bằng chứng để bác bỏ giả thuyết rỗng (H_0) rằng sai số có phương sai đồng nhất. Do đó, có thể kết luận rằng mô hình không xuất hiện hiện tượng phương sai thay đổi, các ước lượng OLS được xem là không chệch và hiệu quả.

Trong số các biến đại diện cho vốn con người và R&D được đưa vào mô hình, nhân lực R&D trên 10.000 dân là biến duy nhất có ý nghĩa thống kê ở mức 1% ($\beta = 0,3391$). Kết quả này hàm ý rằng khi số lượng nhân lực nghiên cứu toàn thời gian trên 10.000 dân tăng thêm một đơn vị, đầu ra ĐMST tăng trung bình khoảng 0,3391 điểm. Phát hiện này phù hợp với lập luận của lý thuyết tăng trưởng nội sinh (Aghion & Howitt, 1990; Romer, 1990), nhấn mạnh rằng tích lũy tri thức và đầu tư vào năng lực R&D chính là động lực cốt lõi của quá trình đổi mới và phát triển dài hạn. Nghiên cứu của Furman & cộng sự (2002) cũng nhấn mạnh rằng khả năng đổi mới của một khu vực phụ thuộc phần lớn vào quy mô và chất lượng của hệ thống R&D. Thực tiễn tại Việt Nam cho thấy các địa phương

có mật độ nhân lực nghiên cứu cao thường xếp hạng cao trong Báo cáo PII, phản ánh mối liên hệ chặt chẽ giữa năng lực R&D và kết quả ĐMST. Cụ thể, theo Báo cáo PII năm 2024, các địa phương dẫn đầu bảng xếp hạng chỉ số ĐMST bao gồm Hà Nội, TP. Hồ Chí Minh, Hải Phòng, Đà Nẵng và Cần Thơ cũng là các địa phương dẫn đầu trụ cột vốn con người và R&D (Bộ Khoa học và Công nghệ, 2024). Bên cạnh đó, Nguyễn Minh Hải & Nguyễn Tiến Chung (2022) cũng nhấn mạnh rằng hoạt động R&D không chỉ góp phần nâng cao năng lực công nghệ nội tại của tổ chức mà còn thúc đẩy tạo ra hiệu ứng lan tỏa tích cực, góp phần thúc đẩy ĐMST ở cả cấp độ ngành và các khu vực kinh tế khác nhau.

Các biến giả vùng kinh tế – xã hội cho thấy sự khác biệt đáng kể về đầu ra ĐMST giữa các khu vực của Việt Nam. Cụ thể, vùng Miền núi phía Bắc có hệ số hồi quy âm lớn nhất ($\beta = -9,4837$) và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy mức đầu ra ĐMST của khu vực này thấp hơn đáng kể so với vùng Đông Nam Bộ (nhóm chuẩn trong mô hình). Tương tự, vùng Duyên hải miền Trung cũng ghi nhận hệ số âm ($\beta = -8,6149$) với ý nghĩa thống kê ở mức 5%, cho thấy đầu ra ĐMST của khu vực này thấp hơn rõ rệt so với vùng Đông Nam Bộ. Đối với vùng Đồng bằng sông Cửu Long, hệ số hồi quy mang giá trị âm ($\beta = -5,359$) và có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, cho thấy đầu ra ĐMST thấp hơn so với vùng chuẩn, tuy nhiên mức độ chênh lệch này nhỏ hơn so với hai vùng nêu trên. Trong khi đó, các vùng Tây Nguyên và Đồng bằng sông Hồng có hệ số hồi quy âm nhưng không đạt ý nghĩa thống kê, hàm ý rằng mặc dù tồn tại sự khác biệt về giá trị trung bình của đầu ra ĐMST so với vùng Đông Nam Bộ, song các bằng chứng thống kê hiện tại chưa đủ mạnh để khẳng định sự khác biệt này.

Hệ số của các biến điểm trung bình thi tốt nghiệp THPT, tỷ lệ học sinh tham gia cuộc thi khoa học kỹ thuật, chi ngân sách KH&CN, chi cho R&D, và số tổ chức KH&CN mang dấu dương song không đạt mức ý nghĩa thống kê. Kết quả này hàm ý rằng, mặc dù các yếu tố trên có thể góp phần cải thiện năng lực ĐMST, nhưng tác động của chúng trong giai đoạn nghiên cứu chưa đủ mạnh hoặc chưa được thể hiện rõ ràng ở cấp độ tỉnh/thành phố. Điều này có thể xuất phát từ sự hạn chế trong hiệu quả thực thi chính sách, mức độ lan tỏa tri thức thấp, hoặc thiếu liên kết giữa các chủ thể ĐMST. Nghiên cứu của Cirera & Maloney (2017) và OECD (2013) cũng cho rằng đầu tư cho KH&CN chỉ tạo ra hiệu quả thực chất khi đi kèm với năng lực triển khai, giám sát và khả năng hấp thụ công nghệ ở cấp địa phương. Schneegans & cộng sự (2021) đã nhấn mạnh rằng nhiều tổ chức KH&CN tồn tại chủ yếu về mặt hình thức, thiếu nguồn nhân lực chất lượng cao và mối liên kết hiệu quả với khu vực doanh nghiệp, dẫn đến hiệu quả ĐMST còn hạn chế.

Trong khi đó, biến chi cho giáo dục và đào tạo bình quân trên mỗi người học có hệ số âm và không có ý nghĩa thống kê trong mô hình. Theo Hanushek & Woessmann (2008), chất lượng giáo dục chứ không phải quy mô chi tiêu mới là yếu tố quyết định năng lực ĐMST của một quốc gia hay vùng kinh tế.

Bảng 2. Kết quả hồi quy OLS

Biến	Hệ số	Sai số chuẩn	VIF
Điểm trung bình thi tốt nghiệp THPT	3.4837	3.0703	1.70
Tỷ lệ học sinh tham gia cuộc thi KHKT	2.0299	1.8139	1.20
Chi giáo dục và đào tạo bình quân	-0.2051	0.3386	1.61
Nhân lực R&D/10.000 dân	0.3391***	0.1238	3.18
Chi cho KH&CN/GRDP	5.1875	16.0239	2.87
Chi cho R&D/GRDP	6.8359	15.7417	3.90
Số tổ chức KH&CN/10.000 dân	2.0595	3.7702	3.10
Vùng Duyên hải miền Trung	-8.6149**	3.2059	3.10
Vùng Miền núi phía Bắc	-9.4837***	3.1808	3.22
Vùng Tây Nguyên	-4.3876	4.0514	2.81
Vùng Đồng bằng sông Cửu Long	-5.3559*	3.0536	2.82
Vùng Đồng bằng sông Hồng	-5.2646	3.2190	2.56
Hằng số	13.0388	21.4409	
Số quan sát	60		
F(12, 47)	5,27		
Prob > F	0,0000		
R ²	0,5738		
Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test			
chi2(1)	2,60		
Prob > chi2	0,1069		

Nguồn: Tác giả ước lượng dựa vào dữ liệu 60 tỉnh, thành phố trong PII 2024

p < 0,1; ** < 0,05; *p < 0,01.*

5. Kết luận và kiến nghị

Nghiên cứu này phân tích vai trò của vốn con người và R&D trong việc thúc đẩy đầu ra ĐMST cấp địa phương tại Việt Nam, dựa trên dữ liệu PII năm 2024. Kết quả phân tích cho thấy mật độ nhân lực nghiên cứu khoa học toàn thời gian là yếu tố có ảnh hưởng tích cực và mạnh mẽ nhất đến đầu ra ĐMST. Kết quả cũng cho thấy sự khác biệt đáng kể giữa các vùng kinh tế, các khu vực như Miền núi phía Bắc hay Duyên hải miền Trung có mức đầu ra ĐMST thấp hơn đáng kể so với Đông Nam Bộ. Các biến liên quan đến chi tiêu công bao gồm chi bình quân cho giáo dục và đào tạo, tỷ lệ chi ngân sách địa phương cho KH&CN, và chi cho R&D trên GRDP không có ý nghĩa thống kê trong mô hình. Điều này phản ánh rằng chi tiêu tài chính công nếu thiếu hiệu quả phân bổ, cơ chế thực thi, và sự gắn kết với các chủ thể trong hệ sinh thái ĐMST, sẽ không đủ để chuyển hóa thành kết quả thực chất. Kết quả này nhấn mạnh rằng ĐMST không chỉ phụ thuộc vào đầu tư tài chính, mà cần đặt trọng tâm vào chất lượng nhân lực, hiệu quả thể chế và khả năng hấp thụ tri thức tại địa phương.

Từ các kết quả trên, nghiên cứu đưa ra một số hàm ý chính sách thiết thực. Trước tiên, cần ưu tiên phát triển và phân bổ nhân lực R&D chất lượng cao, thông qua cơ chế thu hút, đào tạo và giữ chân nhân tài. Schneegans & cộng sự (2021) đã nhấn mạnh rằng nhân lực R&D là yếu tố phân biệt quan trọng trong năng lực ĐMST giữa các khu vực. Chính sách phát triển nhân lực R&D cần được thiết kế linh hoạt theo vùng, ưu tiên tăng cường đầu tư, đào tạo và thu hút nhân lực KH&CN tại các địa phương còn yếu, nhằm thu hẹp khoảng cách ĐMST giữa các vùng. Bên cạnh đó, chính phủ cần thúc đẩy liên kết giữa các trường đại học, viện nghiên cứu và doanh nghiệp, nhằm tạo lập chuỗi giá trị khép kín từ nghiên cứu, ứng dụng đến thương mại hóa kết quả khoa học.

Thứ hai, cần nâng cao hiệu quả sử dụng ngân sách công trong lĩnh vực giáo dục và KH&CN bằng cách triển khai các cơ chế tài chính theo kết quả (results-based financing) và đánh giá định kỳ đầu ra của các khoản chi. Việc phân bổ ngân sách nên gắn với năng lực thực thi và hiệu quả sử dụng, thay vì chỉ dựa trên quy mô hoặc cơ chế phân bổ hành chính. Cùng với đó, nên minh bạch hóa dữ liệu đầu tư công và công bố kết quả đầu ra của các chương trình hỗ trợ ĐMST, nhằm tăng cường giám sát xã hội và nâng cao trách nhiệm giải trình của các cơ quan thực thi.

Cuối cùng, chính sách ĐMST cần được thiết kế theo đặc điểm vùng và mức độ phát triển của từng địa phương. Các tỉnh, thành phố dẫn đầu có thể tập trung vào chiến lược nâng cao giá trị gia tăng, đổi mới mô hình kinh doanh và chuyển đổi số, trong khi các địa phương có năng lực yếu hơn cần được hỗ trợ xây dựng nền tảng, bao gồm nâng cao chất lượng giáo dục, đầu tư vào R&D cơ bản, phát triển hạ tầng KH&CN và thể chế hỗ trợ ĐMST. Cách tiếp cận theo vùng (place-based innovation strategy) đã được OECD (2013) khuyến nghị cho các quốc gia có sự phân hóa mạnh về năng lực phát triển như Việt Nam, và là hướng đi cần thiết để đảm bảo phát triển ĐMST cân bằng, bao trùm và bền vững giữa các vùng kinh tế.

Nghiên cứu đã cung cấp bằng chứng định lượng mới trong bối cảnh Việt Nam nhưng vẫn còn những hạn chế nhất định. Dữ liệu phân tích chỉ giới hạn trong một năm 2024 nên chưa cho phép kiểm định mối quan hệ nhân quả dài hạn. Các nghiên cứu tiếp theo nên khai thác dữ liệu dạng bảng (panel data) trong nhiều năm, đồng thời mở rộng phân tích sang các cơ chế trung gian như thể chế địa phương, năng lực công nghệ của doanh nghiệp, hay mức độ liên kết mạng lưới ĐMST nhằm làm sáng tỏ hơn mối quan hệ giữa vốn con người, R&D và kết quả ĐMST ở cấp địa phương.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Aghion, P., & Howitt, P. (1990), *A model of growth through creative destruction*, <https://doi.org/10.3386/w3223>.

Bộ Khoa học và Công nghệ (2024), *Chỉ số Đổi mới sáng tạo cấp địa phương năm 2024*.

- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979), *A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation*, *Econometrica*, 47(5), 1287, <https://doi.org/10.2307/1911963>.
- Chen, Y., Pan, X., Liu, P., & Vanhaverbeke, W. (2024), *How does digital transformation empower knowledge creation? Evidence from Chinese manufacturing enterprises*, *Journal of Innovation & Knowledge*, 9(2), 100481, <https://doi.org/10.1016/j.jik.2024.100481>.
- Cinnirella, F., & Streb, J. (2017), *The role of human capital and innovation in economic development: Evidence from post-Malthusian Prussia*, *Journal of Economic Growth*, 22(2), 193–227, <https://doi.org/10.1007/s10887-017-9141-3>.
- Cirera, X., & Maloney, W. F. (2017), *The innovation paradox: Developing-country capabilities and the unrealized promise of technological catch-up (120137)*, World Bank Publications, <http://documents.worldbank.org/curated/en/844101510122107327>.
- Cook, R. D., & Weisberg, S. (1983), *Diagnostics for heteroscedasticity in regression*. *Biometrika*, 70(1), 1–10, <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.1>.
- Đàm Thanh Tú (2024), *Đổi mới sáng tạo và tăng trưởng kinh tế Kinh nghiệm của Trung Quốc và bài học cho Việt Nam*, *Tạp Chí Nghiên Cứu Chính Sách và Phát Triển*, 2, 27–37, <https://jpd.edu.vn/index.php/jpd/article/view/39>.
- Diebolt, C., & Hippe, R. (2019), *The long-run impact of human capital on innovation and economic development in the regions of Europe*, *Applied Economics*, 51(5), 542–563, <https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1495820>.
- Dutta, S., Lanvin, B., León, L. R., & Wunsch-Vincent, S. (2021), *Global innovation index 2021: Tracking innovation through the COVID-19 crisis*, World Intellectual Property Organization (WIPO), <https://www.wipo.int/publications/en/details.jsp?id=4560>.
- Fagerberg, J., Srholec, M., & Verspagen, B. (2010), “Innovation and Economic Development”. in *Handbook of the Economics of Innovation*, Hall B. H. & Rosenberg N. (Eds.), (Vol. 2, pp. 833–872), North-Holland, [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(10\)02004-6](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(10)02004-6).
- Furman, J. L., Porter, M. E., & Stern, S. (2002), *The determinants of national innovative capacity*, *Research Policy*, 31(6), 899–933, [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(01\)00152-4](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(01)00152-4).
- Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2008), *The role of cognitive skills in economic development*, *Journal of Economic Literature*, 46(3), 607–668, <https://doi.org/10.1257/jel.46.3.607>.
- Hu, R., Yu, C., Jin, Y., Pray, C., & Deng, H. (2022), *Impact of government policies on research and development investment, innovation, and productivity: Evidence from pesticide firms in China*, *Agriculture*, 12(5), 709, <https://doi.org/10.3390/agriculture12050709>.

- 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).
- Nguyễn Minh Hải & Nguyễn Tiến Chung (2022), *Hiệu ứng lan tỏa công nghệ không gian và các nhân tố quyết định đến năng suất doanh nghiệp: Bằng chứng từ ngành công nghiệp chế biến chế tạo Việt Nam*, Tạp chí Kinh tế và Ngân hàng Châu Á, 195, 57–70, <https://scholar.dlu.edu.vn/thuvienso/bitstream/DLU123456789/186153/1/CVv497S1952022057.pdf>.
- Nguyễn Trần Khai Quốc & Nguyễn Tấn Thành (2024), *Vai trò của khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo trong việc huy động và sử dụng hiệu quả các nguồn lực để phát triển vùng kinh tế trọng điểm phía Nam gắn với định hướng đại học thông minh*, Hội Thảo Quốc Gia “Động Lực Phát Triển Kinh Tế-Xã Hội Vùng Đông Nam Bộ: Tiềm Năng và Thách Thức, 54–69, <https://www.researchgate.net/publication/384039835>.
- OECD (2013), *Regions and Innovation: Collaborating across Borders* (OECD Reviews of Regional Innovation, Ed.), OECD Publishing, <https://doi.org/10.1787/9789264205307-en>.
- OECD (2021), *Main science and technology indicators*, Volume 2021 Issue 2, https://www.oecd.org/en/publications/main-science-and-technology-indicators/volume-2021/issue-2_a4cf3cb8-en.html.
- Phan Thị Thành (2024), *Phát triển nguồn nhân lực cho đổi mới sáng tạo nhằm đẩy mạnh công nghiệp hoá, hiện đại hoá ở Việt Nam trong giai đoạn hiện nay*, Tạp Chí Nghiên Cứu Dân Tộc, 13(3), 65–70.
- Romer, P. M. (1990), *Endogenous technological change*, Journal of Political Economy, 98(5, Part 2), S71–S102, <https://doi.org/10.1086/261725>.
- Sarpong, D., Boakye, D., Ofosu, G., & Botchie, D. (2023), *The three pointers of research and development for growth-boosting sustainable innovation system*. Technovation, 122, 102581, <https://doi.org/10.1016/j.technovation.2022.102581>.
- Schneegans, S., Lewis, J., & Straza, T. (2021), *UNESCO science report: The race against time for smarter development*, UNESCO Paris, <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000377433>.
- Sun, X., Li, H., & Ghosal, V. (2020), *Firm-level human capital and innovation: Evidence from China*, China Economic Review, 59, 101388, <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2019.101388>.
- Thủ tướng Chính phủ (2022), *Quyết định số 569/QĐ-TTg, Ban hành Chiến lược phát triển khoa học, công nghệ và đổi mới sáng tạo đến năm 2030*.
- Yunus, N. M., Said, R., & Hook, L. S. (2014), *Do cost of training, education level and R&D investment matter towards influencing labour productivity*, Jurnal Ekonomi Malaysia, 48(1), 133–142.

**THE ROLE OF HUMAN CAPITAL AND RESEARCH AND DEVELOPMENT
IN PROMOTING LOCAL INNOVATION: EVIDENCE FROM VIETNAM'S
PROVINCIAL INNOVATION INDEX**

Cao Minh Tuan, Vo Thi Anh Nguyet, Nguyen Ngoc Duc

Abstract: This study analyzes the role of human capital, research and development (R&D) in promoting innovation output at the provincial level in Vietnam. Using cross-sectional data from the 2024 Provincial Innovation Index (PII), the study applies a multivariate linear regression model to examine the impact of human capital and R&D on innovation outcomes. The results indicate that the density of full-time R&D personnel is the most influential factor in determining innovation performance. In contrast, variables reflecting public spending on education and R&D do not show statistically significant results in the model. The study also reveals substantial disparities among socio-economic regions, with areas such as the Northern Midlands and Mountains and the Central Coast exhibiting significantly lower innovation outputs compared to the Southeast region. This finding highlights the pressing need for region-specific innovation policies that aim to narrow development gaps and enhance R&D capacity in less developed localities. Overall, the research contributes to the literature on subnational innovation systems in Vietnam by highlighting the critical link between human capital development and regional innovation outcomes.

Keywords: Human capital; Innovation output; Provincial innovation index (PII); Research and development (R&D).