

# Tác động của năng lực chuyển đổi số đến chỉ số phát triển con người ở các tỉnh miền Trung và Tây Nguyên

Nguyễn Đức Bằng\*, Huỳnh Thế Nguyễn, Dương Quang Hòa, Lê Thị Bích Thảo



Use your smartphone to scan this QR code and download this article

## TÓM TẮT

Nghiên cứu này khảo sát ảnh hưởng của năng lực chuyển đổi số đến Chỉ số Phát triển Con người (HDI) tại các tỉnh miền Trung và Tây Nguyên của Việt Nam, đồng thời chú trọng đến sự phụ thuộc không gian giữa các địa phương. Sử dụng mô hình hồi quy kinh tế lượng không gian trên dữ liệu bảng cân bằng của 19 tỉnh trong giai đoạn 2016–2022, nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm về các yếu tố thúc đẩy phát triển con người trong bối cảnh số hóa và liên kết vùng. Kết quả cho thấy thu nhập bình quân đầu người có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê đến HDI, khẳng định vai trò nền tảng của thịnh vượng kinh tế trong việc nâng cao chất lượng cuộc sống và phúc lợi con người. Chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin và truyền thông cũng tác động mạnh mẽ và tích cực đến HDI, phản ánh chuyển đổi số là động lực thiết yếu thúc đẩy tiến bộ kinh tế - xã hội, nâng cao hiệu quả cung cấp dịch vụ công và thúc đẩy sự bao trùm xã hội. Ngược lại, Chỉ số Năng lực Cạnh tranh cấp tỉnh không cho thấy tác động đáng kể đến HDI trong giai đoạn nghiên cứu, điều này ngụ ý rằng các cải cách thể chế có thể cần thời gian dài hơn để hiện thực hóa ảnh hưởng lên phát triển con người. Đáng chú ý, hiệu ứng lan tỏa không gian được xác định rõ ràng, cụ thể sự cải thiện HDI ở một tỉnh có liên hệ tích cực với kết quả ở các tỉnh lân cận, nhấn mạnh vai trò quan trọng của hợp tác vùng, phối hợp chính sách và quản lý tài nguyên chung trong thúc đẩy phát triển con người bền vững và toàn diện.

**Từ khóa:** năng lực chuyển đổi số, HDI, hồi quy không gian

## GIỚI THIỆU

Trong những năm gần đây, chuyển đổi số đã nổi lên như một động lực quan trọng thúc đẩy tiến trình hiện thực hóa các Mục tiêu Phát triển Bền vững tại Việt Nam. Theo quyết định số 749/QĐ-TTg của Thủ tướng Chính phủ, công nghệ thông tin và truyền thông (CNTT-TT) được xem là công cụ then chốt để nâng cao năng suất lao động, phát triển kinh tế - xã hội, giảm nghèo và cải thiện chất lượng cuộc sống người dân trên phạm vi toàn quốc. Chuyển đổi số không chỉ là xu hướng công nghệ toàn cầu mà còn tạo ra những chuyển biến sâu sắc về kinh tế, chính trị và xã hội, từ đó thu hút sự quan tâm mạnh mẽ của giới nghiên cứu và các nhà hoạch định chính sách.

Tại Việt Nam, bên cạnh những thành tựu đạt được ở các vùng kinh tế trọng điểm, sự phát triển không đồng đều giữa các khu vực đang đặt ra thách thức lớn đối với mục tiêu phát triển bền vững. Miền Trung và Tây Nguyên là hai khu vực có vị trí chiến lược về kinh tế, chính trị, quốc phòng, với tiềm năng lớn nhưng vẫn còn nhiều hạn chế về phát triển kinh tế - xã hội. Khu vực này gồm 19 tỉnh, thành phố, chiếm khoảng 46% diện tích tự nhiên cả nước. Trong đó, vùng duyên hải miền Trung sở hữu đường bờ biển dài

và hệ thống cảng nước sâu thuận lợi cho phát triển kinh tế biển, trong khi Tây Nguyên đóng vai trò là địa bàn chiến lược và là một phần của tam giác phát triển Việt Nam - Lào - Campuchia. Mặc dù có nhiều lợi thế, nhưng tăng trưởng kinh tế tại khu vực này vẫn chưa đáp ứng kỳ vọng, với GRDP bình quân đầu người năm 2022 chỉ đạt khoảng 69% so với trung bình cả nước. Bộ Chính trị, trong Kết luận số 25-KL/TW (2012), đã chỉ ra những bất cập về tốc độ và chất lượng tăng trưởng của vùng. Gần đây, Nghị quyết số 26-NQ/TW (03/11/2022) và Quyết định số 371/QĐ-TTg (04/5/2024) tiếp tục tái khẳng định vai trò chiến lược và định hướng phát triển bền vững cho hai vùng đến năm 2030, tầm nhìn đến năm 2045 và 2050.

Hiện nay, chuyển đổi số được xác định là ưu tiên chiến lược để đưa Việt Nam phát triển trong kỷ nguyên mới. Chương trình Chuyển đổi số quốc gia đến năm 2025, định hướng đến 2030 thể hiện rõ cam kết của Chính phủ trong việc thúc đẩy đổi mới sáng tạo, nâng cao hiệu quả quản trị và cải thiện chất lượng cuộc sống thông qua CNTT-TT. Tuy nhiên, sự chênh lệch về chỉ số phát triển con người (HDI) và năng lực chuyển đổi số giữa các vùng vẫn khá lớn. Trong khi Hà Nội và TP. Hồ Chí Minh đạt nhiều thành tựu nổi bật, các khu vực như Duyên hải miền Trung và Tây Nguyên vẫn

Trường Đại học Tài chính – Marketing,  
Việt Nam

### Liên hệ

**Nguyễn Đức Bằng**, Trường Đại học Tài  
chính – Marketing, Việt Nam

Email: nguyenducbang@ufm.edu.vn

### Lịch sử

- Ngày nhận: 28-5-2025
- Ngày sửa đổi: 29-9-2025
- Ngày chấp nhận: 13-5-2026
- Ngày đăng: 08-06-2026

**DOI :** <https://doi.org/10.32508/vnuhcmj-ebl.v10i2.1642>



### Bản quyền

© Tạp chí ĐHQG-HCM. Đây là bài báo công bố mở được phát hành theo các điều khoản của the Creative Commons Attribution 4.0 International license.

**Trích dẫn bài báo này:** Đức Bằng N, Nguyễn H T, Hòa D Q, Bích Thảo L T. **Tác động của năng lực chuyển đổi số đến chỉ số phát triển con người ở các tỉnh miền Trung và Tây Nguyên.** VNUHCM J. Econ. Bus. Law. 2026; 10(2):6596-6606.

đối mặt với hạn chế về hạ tầng, nguồn lực và thể chế, khiến khả năng tận dụng cơ hội từ chuyển đổi số còn hạn chế. Đáng chú ý, các tỉnh trong khu vực này có mối liên kết không gian đáng kể: thành tựu hay khó khăn của một địa phương có thể lan tỏa sang tỉnh lân cận thông qua thương mại, di chuyển lao động, chia sẻ hạ tầng và phối hợp chính sách. Đây chính là hiệu ứng lan tỏa – một yếu tố mà kinh tế lượng không gian có thể phân tích sâu.

Từ thực tiễn đó, nghiên cứu này được thực hiện nhằm đánh giá tác động của năng lực chuyển đổi số đến chỉ số phát triển con người tại 19 tỉnh, thành phố thuộc vùng duyên hải Miền Trung và Tây Nguyên có xét đến hiệu ứng lan tỏa của chỉ số này. Trong bài viết này, năng lực chuyển đổi số được đo lường bằng Chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng CNTT-TT được Bộ Thông tin và Truyền thông (nay là Bộ Khoa học và Công nghệ) công bố. Trong khi nhiều nghiên cứu trước đã phân tích mối quan hệ giữa CNTT-TT và tăng trưởng kinh tế<sup>1, 2, 3</sup> hoặc giữa CNTT-TT và HDI ở cấp quốc gia<sup>4, 5, 6, 7, 8</sup> thì rất ít công trình đánh giá trực tiếp tác động của năng lực CNTT-TT đến HDI ở cấp địa phương tại Việt Nam, đặc biệt với cách tiếp cận không gian.

Nghiên cứu này kỳ vọng đóng góp ba điểm chính. Thứ nhất, cung cấp bằng chứng thực nghiệm về vai trò của năng lực chuyển đổi số trong cải thiện HDI cấp tỉnh. Thứ hai, ứng dụng kinh tế lượng không gian để phân tích hiệu ứng lan tỏa của HDI – khía cạnh thường bị bỏ qua. Thứ ba, nhấn mạnh tầm quan trọng của hợp tác liên tỉnh và phối hợp chính sách nhằm khai thác tối đa lợi ích từ chuyển đổi số. Phần còn lại của bài viết gồm: Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu liên quan, Mô hình và phương pháp nghiên cứu, Kết quả thực nghiệm và thảo luận, Kết luận và khuyến nghị chính sách.

## CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU

### Cơ sở lý thuyết

Chuyển đổi số là quá trình tái cấu trúc toàn diện, sử dụng công nghệ số để thay đổi cách thức vận hành, sáng tạo giá trị và tương tác của tổ chức, cá nhân với môi trường<sup>9</sup>. Các công nghệ cốt lõi như điện toán đám mây, dữ liệu lớn, Internet vạn vật và trí tuệ nhân tạo thúc đẩy đổi mới sản xuất, dịch vụ và quản lý. Quá trình này không chỉ giới hạn trong doanh nghiệp mà còn lan tỏa đến khu vực công, giáo dục, y tế và đời sống xã hội, qua đó nâng cao năng suất, đổi mới sáng tạo và khả năng thích ứng<sup>10</sup>. Năng lực chuyển đổi số – gồm hạ tầng công nghệ, kỹ năng số, năng lực quản trị và tầm nhìn chiến lược – quyết định khả

năng tận dụng công nghệ của cá nhân, tổ chức hay địa phương<sup>11</sup>. Ở cấp địa phương, năng lực này góp phần thu hút đầu tư, nâng cao dịch vụ công và hiệu quả kinh tế – xã hội. Nhiều nghiên cứu quốc tế chứng minh chuyển đổi số có tác động tích cực đến tăng trưởng, năng suất và phúc lợi<sup>12</sup>.

Chỉ số phát triển con người (HDI), do UNDP đề xuất từ năm 1990, đo lường phát triển dựa trên ba trụ cột: sức khỏe, giáo dục và thu nhập<sup>13</sup>. Khác với chỉ tiêu kinh tế thuần túy, HDI nhấn mạnh con người vừa là mục tiêu vừa là động lực phát triển. HDI có quan hệ chặt chẽ với tiếp cận dịch vụ công, cơ hội việc làm, bình đẳng giới và tham gia xã hội. Trong bối cảnh cách mạng công nghiệp 4.0, nâng cao HDI không chỉ phụ thuộc vào tăng trưởng mà còn vào chất lượng giáo dục, y tế, môi trường sống và khả năng tiếp cận công nghệ<sup>14</sup>. Chuyển đổi số mở ra cơ hội cải thiện HDI thông qua học tập suốt đời, y tế từ xa, việc làm số và kinh tế số.

Ba khung lý thuyết chính giải thích mối quan hệ này gồm: tiếp cận năng lực, tăng trưởng nội sinh, và phát triển con người.

Theo lý thuyết tiếp cận năng lực, phát triển là mở rộng năng lực và quyền tự do để cá nhân đạt cuộc sống có giá trị. Chuyển đổi số mở rộng “tập hợp năng lực” qua giáo dục, thông tin và cơ hội kinh tế. Sen<sup>15</sup> nhấn mạnh CNTT-TT gia tăng quyền tự do và khả năng tiếp cận dịch vụ, góp phần nâng cao chất lượng sống. Nếu triển khai hợp lý, trí tuệ nhân tạo và công nghệ số có thể tạo việc làm, tăng năng suất, giảm bất bình đẳng.

Lý thuyết tăng trưởng nội sinh cho rằng công nghệ và vốn con người là động lực cốt lõi cho tăng trưởng dài hạn<sup>16</sup>. Năng lực chuyển đổi số vừa là đầu vào vừa là chất xúc tác cho đổi mới sáng tạo và năng suất. Chuyển đổi số nâng cao giáo dục, y tế và việc làm chất lượng cao<sup>8, 17</sup>, từ đó trực tiếp cải thiện ba trụ cột HDI. Lý thuyết phát triển con người của UNDP mở rộng khái niệm phát triển vượt ra ngoài thu nhập, nhấn mạnh sức khỏe, tri thức và tham gia xã hội<sup>18</sup>. CNTT-TT giúp thu hẹp khoảng cách vùng miền về giáo dục, y tế, đặc biệt ở các nước đang phát triển. Đầu tư vào công nghệ mang lại lợi ích rõ rệt cho phát triển con người<sup>5, 17, 19, 20</sup>.

Ngoài ra, các yếu tố không gian cần được xem xét do tác động lan tỏa giữa các địa phương. Theo mô hình tăng trưởng tân cổ điển của Solow<sup>21</sup> và Swan<sup>22</sup>, các vùng nghèo có thể tăng trưởng nhanh hơn vùng giàu nếu điều kiện tương đồng, dẫn đến hội tụ tuyệt đối. Tuy nhiên, Barro & Sala-i-Martin<sup>23</sup> cho rằng hội tụ phụ thuộc vào điều kiện kinh tế – xã hội và thể chế (hội tụ có điều kiện). Baumol<sup>24</sup> bổ sung khái niệm hội tụ câu lạc bộ: vùng có vốn con người, hạ tầng và

thể chế tương đồng sẽ hội tụ nhanh, trong khi vùng ngoài “câu lạc bộ” dễ bị tụt hậu. Trong nghiên cứu phát triển con người, lý thuyết này giải thích hiện tượng các vùng có HDI tương đồng, kết nối hạ tầng – thương mại và chính sách xã hội tương tự thường hội tụ nhanh, còn các vùng kém phát triển có thể trì trệ. Tổng hợp các khung lý thuyết trên, có thể lập luận rằng chuyển đổi số và năng lực chuyển đổi số đóng vai trò then chốt trong cải thiện chất lượng sống và phát triển bền vững. Điều này đặc biệt quan trọng với các khu vực còn hạn chế về hạ tầng và nguồn lực như miền Trung và Tây Nguyên Việt Nam, nơi công nghệ số có thể trở thành động lực thu hẹp khoảng cách phát triển và nâng cao HDI.

### Tổng quan nghiên cứu

Trên thế giới có nhiều nghiên cứu đã nhấn mạnh vai trò của năng lực chuyển đổi số đối với phát triển con người, đặc biệt ở các quốc gia đang phát triển. Gholami và cộng sự<sup>5</sup> cho thấy CNTT-TT, cùng với cải thiện y tế và giáo dục, có tác động mạnh hơn đến HDI ở các nước đang phát triển. Acheampong và cộng sự<sup>4</sup> bổ sung rằng hạ tầng giao thông và CNTT-TT thúc đẩy HDI ở các khu vực kém phát triển. Tác động này cũng được ghi nhận rõ nhất tại các quốc gia thu nhập thấp và trung bình thấp<sup>8</sup>, trong khi De la Hoz-Rosales và cộng sự<sup>17</sup> nhấn mạnh lợi ích của việc sử dụng CNTT-TT đối với giáo dục, y tế và mức sống. Ježić và cộng sự<sup>7</sup> khẳng định vai trò đặc biệt của CNTT-TT trong việc nâng cao HDI tại các nước thu nhập trung bình cao.

Bên cạnh đó, nhiều nghiên cứu chỉ ra mối tương quan tích cực, mạnh mẽ của tăng trưởng kinh tế đến chỉ số phát triển con người<sup>2, 25</sup>. Thu nhập bình quân đầu người đã được chứng minh là tác động đáng kể đến HDI, với một nghiên cứu báo cáo độ co giãn là 4%<sup>25</sup>. Chỉ tiêu của chính phủ và GDP bình quân đầu người được phát hiện có tác động đáng kể đến HDI, đặc biệt là ảnh hưởng đến giáo dục và các khía cạnh kinh tế<sup>2</sup>. Tuy nhiên, các nhà nghiên cứu nhấn mạnh rằng tăng trưởng kinh tế đơn thuần là không đủ cho sự phát triển của con người, nhấn mạnh tầm quan trọng của các thể chế và chính sách trong việc tạo ra các cơ hội bình đẳng<sup>26</sup>. Các yếu tố bổ sung như thương mại, cơ sở hạ tầng và vốn con người cũng đã được xác định là thúc đẩy sự phát triển của con người<sup>25</sup>.

Song song với yếu tố CNTT-TT và tăng trưởng kinh tế, cạnh tranh khu vực cũng là một động lực đáng kể đối với phát triển con người. Villamejor-Mendoza<sup>27</sup> cho thấy cạnh tranh giữa các thành phố có mức độ đô thị hóa cao góp phần nâng cao hiệu quả kinh tế – xã hội. Tương tự, Sihombing và cộng sự<sup>28</sup> chứng

minh rằng chỉ số năng lực cạnh tranh khu vực có tác động tích cực đến tăng trưởng GDP, HDI, đầu tư và thu nhập, đồng thời góp phần giảm tỷ lệ nghèo ở Indonesia.

Những năm gần đây nổi lên nhiều nghiên cứu vận dụng các phương pháp kinh tế lượng không gian để phân tích HDI. Arriani<sup>1</sup> phát hiện GRDP bình quân đầu người có ảnh hưởng đáng kể đến HDI, với bằng chứng về phụ thuộc không gian rõ rệt. Yulianti và cộng sự<sup>3</sup>, sử dụng mô hình dữ liệu bảng với độ trễ không gian, cho thấy GRDP và tỷ lệ đi học trung học là các yếu tố dự báo HDI quan trọng. Meutuah và cộng sự<sup>29</sup>, áp dụng mô hình hồi quy bảng có trọng số theo không gian, nhấn mạnh tính không đồng nhất không gian trong các yếu tố ảnh hưởng đến HDI. Septiawan và cộng sự<sup>30</sup> sử dụng mô hình sai số Durbin không gian và khẳng định rằng các thành phần cấu thành HDI như tuổi thọ, năm đi học trung bình, năm đi học kỳ vọng và sức mua tương đương đều có ảnh hưởng tích cực.

Tại Việt Nam, Hưng và cộng sự<sup>6</sup> làm sáng tỏ mối quan hệ hai chiều giữa hạ tầng công nghệ, tăng trưởng kinh tế và HDI trong trung và dài hạn. Nghiên cứu cho thấy sự tương tác phức tạp giữa phát triển công nghệ và phát triển con người, bao gồm cả cơ chế phản hồi tích cực lẫn tiêu cực. Bên cạnh đó, nghiên cứu của Ngoc và Duy<sup>31</sup> đã chứng tỏ chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế và thu nhập tại vùng Đồng bằng sông Hồng. Ngoài ra, Quyền<sup>32</sup> cũng chỉ ra chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin và truyền thông có tác động tích cực đến GRDP tại 6 tỉnh, thành phố thuộc vùng Đông Nam Bộ.

Từ lược khảo trên, có thể thấy rằng mặc dù vai trò của CNTT-TT và các yếu tố kinh tế đã được ghi nhận trong nhiều nghiên cứu quốc tế và trong nước, vẫn còn thiếu các nghiên cứu tập trung cụ thể vào tác động của năng lực chuyển đổi số đối với chỉ số phát triển con người tại cấp độ tỉnh/thành phố ở Việt Nam. Hơn nữa, câu hỏi về sự tồn tại hiệu ứng lan tỏa của chỉ số HDI tại các địa phương vẫn chưa có câu trả lời thỏa đáng. Khoảng trống này đặc biệt đáng chú ý trong bối cảnh nền kinh tế Việt Nam đang chuyển mình mạnh mẽ về công nghệ số. Nghiên cứu hiện tại hướng đến việc bổ sung bằng chứng thực nghiệm trong lĩnh vực này, qua đó hỗ trợ việc xây dựng chính sách nhằm nâng cao chất lượng cuộc sống, thúc đẩy phát triển bền vững và tiến tới hiện thực hóa các mục tiêu phát triển của Liên Hợp Quốc.

### MÔ HÌNH VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

## Hồi quy không gian

Một giả định quan trọng trong các mô hình hồi quy phi không gian là các quan sát phải độc lập, nghĩa là không có ảnh hưởng từ vị trí địa lý hay quan hệ không gian. Tuy nhiên, khi các đơn vị quan sát có tính liên kết vùng, hồi quy không gian là phương pháp chính xác hơn, giúp tránh thiên lệch ước lượng và cải thiện phân tích kinh tế lượng. Chỉ số Moran's I<sup>33</sup> là công cụ phổ biến để đo tương quan không gian, xác định xem giá trị của một biến có xu hướng tương đồng hay khác biệt ở các vị trí gần nhau. Moran's I được tính dựa trên ma trận trọng số không gian (như k-hàng xóm, khoảng cách nghịch đảo, ma trận liên kề) và phản ánh mức độ liên kết địa lý giữa các quan sát<sup>34, 35</sup>. Nếu Moran's I dương và có ý nghĩa thống kê, hiện tượng tập trung không gian xuất hiện; nếu âm, phản ánh dị biệt không gian; gần 0 nghĩa là không có tự tương quan không gian đáng kể. Ý nghĩa thống kê của Moran's I được kiểm định dựa trên giả thuyết gốc cho rằng không tồn tại tương quan không gian giữa các địa phương. Kết quả này là cơ sở để lựa chọn mô hình hồi quy không gian phù hợp, như SAR (hiệu ứng không gian trực tiếp trên biến phụ thuộc), SEM (xử lý tương quan không gian trong sai số) và SDM (bao gồm cả ảnh hưởng không gian của biến phụ thuộc và các biến độc lập). Các mô hình này giúp phân tích chính xác hơn tác động của các yếu tố kinh tế – xã hội trong bối cảnh dữ liệu có tính liên kết vùng.

## Mô hình để xuất

Từ các lược khảo nghiên cứu, tác giả nhận thấy chỉ số HDI chịu sự ảnh hưởng của các yếu tố then chốt, bao gồm: tăng trưởng kinh tế, hạ tầng CNTT-TT, cạnh tranh khu vực và hội tụ vùng. Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin và truyền thông (ICT) làm biến giải thích của mô hình như trong các nghiên cứu<sup>4, 5, 6, 8, 17</sup> và<sup>36</sup>. Do thu nhập là một trong ba trụ cột cấu thành HDI, biến số này thường xuyên được sử dụng trong các mô hình phân tích<sup>1, 2, 3</sup> nên trong bài viết này tác giả sử dụng tổng sản phẩm trên địa bàn (GRDP) làm biến kiểm soát. Ngoài ra, yếu tố cạnh tranh khu vực cũng được ghi nhận là có ảnh hưởng tích cực đến chất lượng cuộc sống, như được trình bày trong các nghiên cứu<sup>28</sup> và<sup>27</sup>. Do vậy, nghiên cứu này cũng sử dụng chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI) làm biến độc lập nhằm kiểm soát sự ổn định của mô hình. Đặc biệt, nghiên cứu này còn đánh giá sự phụ thuộc không gian của chỉ số phát triển con người (WHDI) như trong các công trình<sup>1, 3, 29, 30</sup>. Bài viết sử dụng ba mô hình hồi quy không gian SAR, SEM và SDM được biểu diễn như bên dưới:

Mô hình SAR:  $HDI_{it} = \rho WHDI_{it} + X_{it}\beta + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$

Mô hình SEM:  $HDI_{it} = X_{it}\beta + \mu_i + \nu_t + u_{it}$ , với  $u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it}$

Mô hình SDM:  $HDI_{it} = \rho WHDI_{it} + X_{it}\beta + WX_{it}\theta + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$

Trong đó: chỉ số  $i$  đại diện cho các tỉnh/thành, ( $i = 1, 2, \dots, 19$ ); chỉ số  $t$  đại diện cho các năm quan sát, ( $t = 2016, 2017, \dots, 2022$ ); biến HDI biểu thị cho chỉ số phát triển con người; vectơ các biến giải thích là  $X = (LnGRDP, PCI, ICT)$ ;  $u$  là sai số ngẫu nhiên của mô hình;  $W$  là ma trận trọng số không gian;  $WHDI$  biểu thị biến trễ không gian của HDI;  $WX$  biểu thị biến trễ không gian của  $X$ ;  $\rho$  là hệ số tự tương quan không gian của biến phụ thuộc;  $\lambda$  là hệ số tương quan không gian của sai số ngẫu nhiên;  $\beta$  là vectơ các hệ số hồi quy của các biến độc lập;  $\theta$  là vectơ các hệ số hồi quy của các biến độc lập có độ trễ không gian; và  $\varepsilon$  kí hiệu cho nhiễu ngẫu nhiên, (được giả định có phân phối chuẩn và không có tương quan không gian với nhau).

## Các biến và giả thuyết nghiên cứu

### Biến phụ thuộc

**Chỉ số phát triển con người (HDI):** là thước đo tổng hợp phản ánh sự phát triển của con người trên các phương diện: sức khỏe; tri thức và thu nhập. Theo nghiên cứu của Arriani<sup>1</sup> tại các tỉnh miền Trung Java (Indonesia), xu hướng chung là các tỉnh/thành phố có HDI thấp nằm trong một vùng lân cận có HDI thấp, và các tỉnh/thành phố có HDI cao nằm trong các vùng lân cận có HDI cao. Do vậy, tác giả kỳ vọng chỉ số HDI của một tỉnh/thành phố chịu ảnh hưởng cùng chiều của chỉ số này tại các tỉnh/thành phố lân cận.

*H1: HDI của một tỉnh/thành có ảnh hưởng cùng chiều đến HDI của tỉnh/thành lân cận.*

### Biến độc lập

**Tổng sản phẩm trên địa bàn (GRDP):** là thước đo sự phát triển kinh tế của một tỉnh. Theo Rahmawati & Intan<sup>2</sup>, chỉ số phát triển con người bao gồm ba khía cạnh là sức khỏe, kiến thức và kinh tế, trong đó khía cạnh kinh tế chịu ảnh hưởng của thu nhập bình quân đầu người vì thu nhập có tác động đáng kể đến sức mua của người dân. Tác giả cũng nhấn mạnh tác động đáng kể của GDP bình quân đầu người lên Chỉ số phát triển con người, cũng như mối quan hệ chặt chẽ giữa thịnh vượng kinh tế và kết quả phát triển con người. Từ những cơ sở này, tác giả kỳ vọng rằng thu nhập càng cao thì các chỉ số phát triển con người càng được cải thiện. Tác giả đề xuất giả thuyết nghiên cứu như sau:

H2: GRDP của một tỉnh/thành tác động tích cực đến HDI của tỉnh/thành đó.

**Chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI):** đo lường chất lượng điều hành kinh tế, mức độ thuận lợi của môi trường kinh doanh và nỗ lực cải cách hành chính của các tỉnh, từ đó thúc đẩy phát triển khu vực kinh tế tư nhân. Nghiên cứu quốc tế cho thấy năng lực cạnh tranh có liên hệ chặt chẽ với HDI: Villamejor-Mendoza<sup>27</sup> chỉ ra rằng các thành phố có Chỉ số Năng lực Cạnh tranh Thành phố và Đô thị cao thường đạt mức sống tốt hơn và HDI cao hơn tại Philippines; Sihombing và cộng sự<sup>28</sup> cũng xác nhận Chỉ số Cạnh tranh Khu vực có tác động tích cực và đáng kể đến HDI ở Indonesia, phản ánh vai trò của năng lực cạnh tranh trong nâng cao chất lượng cuộc sống thông qua tăng trưởng kinh tế và cải thiện dịch vụ công. Do đó, tác giả đề xuất giả thuyết nghiên cứu như sau:

H3: PCI của một tỉnh/thành tác động tích cực của đến HDI của tỉnh/thành đó.

**Chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin và truyền thông (ICT):** đánh giá toàn diện mức độ ứng dụng công nghệ thông tin và truyền thông tại các địa phương, bao gồm hạ tầng kỹ thuật, hạ tầng nhân lực, ứng dụng CNTT, dịch vụ công trực tuyến và công nghiệp CNTT. Chỉ số này phản ánh năng lực chuyển đổi số của địa phương và khả năng ứng dụng công nghệ trong phát triển kinh tế - xã hội. Việc ứng dụng CNTT-TT kết hợp với giáo dục đại học cải thiện trực tiếp và gián tiếp chất lượng cuộc sống, tối ưu hóa thời gian học tập và tăng cơ hội nghề nghiệp<sup>19</sup>. Bằng chứng từ nhiều quốc gia cũng chỉ ra rằng CNTT-TT có tác động tích cực đến HDI thông qua việc sử dụng hiệu quả cơ sở hạ tầng công nghệ<sup>4</sup>. Từ những cơ sở này, tác giả đề xuất giả thuyết nghiên cứu như sau:

H4: Chỉ số ICT của một tỉnh/thành tác động tích cực đến chỉ số HDI của tỉnh/thành đó.

### Phương pháp nghiên cứu

Trước tiên, mô hình phi không gian được ước lượng bằng OLS, sau đó tiến hành kiểm định xem liệu mô hình phi không gian hay mô hình kinh tế lượng không gian là phù hợp. Trong trường hợp mô hình phi không gian bị bác bỏ, SDM được ước lượng để kiểm định xem nó có thể đơn giản hóa thành SAR hoặc SEM. Để thực hiện điều này, giả thuyết cần kiểm định là “Mô hình đơn giản (SAR, SEM) phù hợp hơn mô hình đầy đủ (SDM)”, các phương pháp kiểm định thường được sử dụng là kiểm định LR (Likelihood Ratio) hoặc kiểm định Wald. Thông qua kiểm định, nếu cả hai giả thuyết trên đều bị bác bỏ thì SDM là phù hợp với dữ liệu hơn. Đối với các mô hình dữ liệu bảng, nó

có thể là mô hình hiệu ứng cố định hoặc mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên, và khi đó sử dụng kiểm định Hausman để chọn mô hình thích hợp.

## KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ THẢO LUẬN

### Thống kê mô tả các biến

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu bảng của 19 tỉnh/thành phố ở khu vực miền Trung và Tây Nguyên từ năm 2016 đến năm 2022 để nghiên cứu. Tác giả trích xuất dữ liệu HDI và GRDP từ niên giám thống kê do Tổng cục Thống kê phát hành. Dữ liệu về PCI được thu thập từ Phòng Thương mại và Công nghiệp Việt Nam. Dữ liệu về ICT được trích xuất từ các báo cáo Chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin và truyền thông Việt Nam do Bộ Thông tin và Truyền thông (nay là Bộ Khoa học và Công nghệ) công bố. Chúng tôi sử dụng phương pháp trung bình động để xử lý dữ liệu ICT bị thiếu trong năm 2021 do tác động của đại dịch Covid-19. Bảng 1 trình bày thống kê mô tả cho các biến của mô hình nghiên cứu. Chỉ số phát triển con người của khu vực này được xếp vào nhóm có chỉ số HDI trung bình (với giá trị bình quân khoảng 0,681). Hơn nữa, giá trị trung vị xấp xỉ 0,682, cho thấy dữ liệu khá cân đối, và độ lệch chuẩn thấp (0,037) chứng tỏ sự chênh lệch giữa các địa phương không lớn. Liên tục từ 2016 đến 2022, Đà Nẵng luôn là địa phương dẫn đầu khu vực, với giá trị HDI luôn nằm trong khoảng 0,77 đến 0,8. Ở chiều ngược lại, Kon Tum và Gia Lai là hai tỉnh có HDI thấp nhất trong giai đoạn nghiên cứu (xấp xỉ 0,61).

GRDP trung bình đạt 58,92 triệu đồng, song sự chênh lệch khá rõ: Đà Nẵng giữ vai trò trung tâm kinh tế với 82 triệu năm 2017 và 102 triệu năm 2022, trong khi nhiều tỉnh chỉ đạt 30–38 triệu đồng giai đoạn 2016–2018. Độ lệch chuẩn 15,413 và hệ số bất đối xứng 0,8863 phản ánh phân phối lệch phải, với một số tỉnh vượt trội về GRDP. Chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh có mức trung bình 63,344, trung vị 63,520 và độ lệch chuẩn thấp (3,265), cho thấy phân bố đồng đều; Đà Nẵng dẫn đầu, Kon Tum xếp cuối. Chỉ số ICT trung bình 0,4422, độ lệch chuẩn 0,150, thể hiện sự phân tán lớn, trong đó Đà Nẵng trên 0,8 còn Kon Tum dưới 0,19. Ngoại trừ PCI lệch trái nhẹ, các biến khác đều lệch phải, đặc biệt ICT. Hầu hết các biến có độ nhọn lớn hơn 3, cho thấy phân phối tập trung quanh giá trị trung bình nhưng có đỉnh nhọn và đuôi dày.

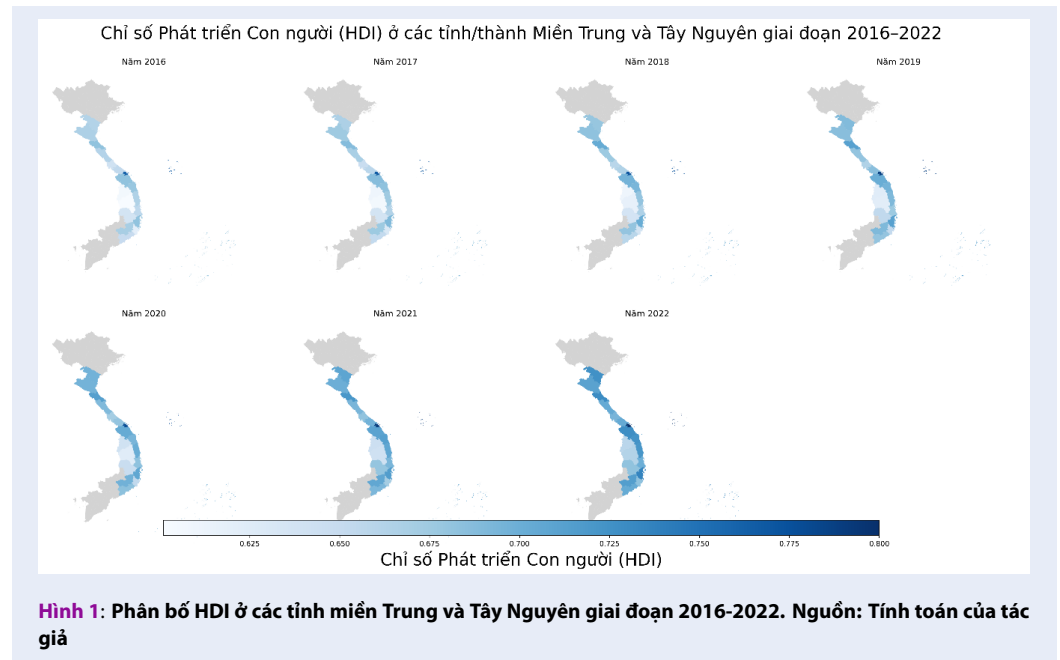
### Ma trận hệ số tương quan

Khảo sát hệ số tương quan giữa các biến trong mô hình nghiên cứu sẽ giúp kiểm tra mức độ phụ thuộc tuyến tính lẫn nhau giữa các biến trước khi đưa vào

**Bảng 1: Bảng thống kê mô tả**

	HDI	GRDP	PCI	ICT
Trung bình	0,6810	53,9196	63,3443	0,4421
Trung vị	0,6820	51,0000	63,5200	0,4127
Độ lệch chuẩn	0,0374	15,4133	3,2650	0,1496
Hệ số nhọn	4,0961	3,4740	3,2086	5,5079
Hệ số bất đối xứng	0,5587	0,8863	-0,2494	1,3682
Giá trị nhỏ nhất	0,6010	29,7800	53,6300	0,1768
Giá trị lớn nhất	0,8000	102,0000	70,4200	0,9407
Số quan sát	133	133	133	133

Nguồn: Tính toán của tác giả



**Bảng 2: Ma trận hệ số tương quan giữa các biến**

	HDI	GRDP	PCI	ICT
HDI	1,0000			
GRDP	0,8178	1,0000		
PCI	0,7110	0,6718	1,0000	
ICT	0,6067	0,4421	0,4702	1,0000

Nguồn: Tính toán của tác giả

mô hình hồi quy. Kết quả được trình bày trong bảng 2.

Dựa vào ma trận hệ số tương quan (bảng 2), có thể nhận thấy biến phụ thuộc có mối tương quan thuận chiều với cả 3 biến độc lập. Cụ thể, biến HDI có mối tương quan mạnh với GRDP (hệ số tương quan xấp xỉ 0,82), còn lại hệ số tương quan giữa các biến độc lập khác đều nhỏ hơn 0,8, chứng tỏ mô hình không gặp phải vấn đề đa cộng tuyến nghiêm trọng. Điều này đảm bảo rằng các biến trong mô hình có thể được sử dụng để phân tích hồi quy mà kết quả không sai lệch đáng kể.

### Kết quả kiểm định phụ thuộc không gian

Trước đây, các mô hình hồi quy phi không gian với dữ liệu bảng thường được ước lượng bằng phương pháp bình phương bé nhất thông thường, hoặc mô hình có hiệu ứng cố định hoặc mô hình có hiệu ứng ngẫu nhiên. Gần đây, các mô hình hồi quy không gian được áp dụng rộng rãi đã giúp phản ánh được mối tương quan không gian giữa các biến trong mô hình. Trong nghiên cứu này, mối liên hệ không gian giữa chỉ số HDI của các tỉnh/thành sẽ được kiểm định thông qua kiểm định Moran's I. Dựa vào phân bố địa lý các tỉnh/thành trong khu vực (Hình 1), có thể nhận thấy đa số các tỉnh/thành Bắc trung bộ tiếp giáp với khoảng 2 hoặc 3 tỉnh/thành lân cận, trong khi ở phía Nam trung bộ và Tây Nguyên, phần lớn các tỉnh/thành sẽ tiếp giáp với khoảng 3 hoặc 4 tỉnh/thành lân cận. Do đó, ma trận trọng số không gian được sử dụng trong kiểm định này là ma trận khoảng cách nghịch đảo và ma trận 3-NN. Kết quả kiểm định được tính toán theo từng năm và được trình bày trong bảng 3.

Kết quả trên cho thấy, tất cả giá trị Moran's I đều là số dương và phần lớn có ý nghĩa thống kê mức 10%. Do vậy, tồn tại mối tương quan không gian thuận chiều của biến HDI giữa các tỉnh/thành thuộc khu vực Miền Trung và Tây Nguyên. Nói cách khác, những tỉnh/thành có chỉ số HDI cao thường phân bố gần với các tỉnh/thành có chỉ số cao, và những địa phương có chỉ số HDI thấp thường phân bố cạnh các địa phương có chỉ số HDI thấp.

### Kết quả ước lượng mô hình

Từ kết quả kiểm định Moran's I, chúng tôi nhận thấy tồn tại mối tương quan của biến phụ thuộc. Do vậy, trong trường hợp này chúng tôi sử dụng các phương pháp ước lượng hợp lý cực đại (Maximum Likelihood) được Elhorst<sup>34, 37, 38</sup> đề xuất để ước tính các hệ số của mô hình hồi quy không gian với dữ liệu bảng. Trước hết, các mô hình SDM với hiệu ứng cố định và

hiệu ứng ngẫu nhiên (SDM\_FE và SDM\_RE) sẽ được ước tính, sau đó các kiểm định LR sẽ được tiến hành nhằm kiểm tra xem mô hình SDM có thể đơn giản hóa thành SAR hoặc SEM hay không. Kết quả của các kiểm định này được trình bày ở bảng 4.

Kết quả kiểm định LR cho thấy mô hình SDM không thể đơn giản hóa thành SEM nhưng có thể đơn giản hóa thành mô hình SAR. Hơn nữa, kết quả kiểm định Hausman ủng hộ mô hình SAR với hiệu ứng ngẫu nhiên phù hợp hơn hiệu ứng cố định. Từ các lập luận trên, nhóm tác giả cho rằng mô hình SAR với hiệu ứng ngẫu nhiên là phù hợp với dữ liệu quan sát. Bảng 5 trình bày kết quả ước lượng các hệ số của mô hình SAR với hai ma trận không gian. Ngoại trừ hệ số của biến PCI, hệ số của các biến còn lại đều có ý nghĩa thống kê và mang dấu dương. Kết quả này hàm ý rằng: thu nhập bình quân đầu người có ý nghĩa tích cực đối với chỉ số phát triển con người, chỉ số ICT cũng góp phần đáng kể giúp tăng chỉ số HDI của các tỉnh. Đáng chú ý, chỉ số HDI của một tỉnh/thành chịu sự ảnh hưởng cùng chiều đáng kể của chỉ số này tại các tỉnh/thành lân cận.

Kết quả ước lượng mô hình SAR ủng hộ hầu hết các giả thuyết nghiên cứu, ngoại trừ H3. Hệ số của biến LnGRDP phù hợp với kỳ vọng và tương đồng với các nghiên cứu trước<sup>1, 2, 3</sup>. Khi thu nhập bình quân đầu người tăng, người dân có điều kiện đầu tư nhiều hơn vào giáo dục, y tế và nhà ở, cải thiện số năm đi học, tuổi thọ, sức khỏe, dinh dưỡng, điều kiện vệ sinh và an toàn thực phẩm. Thu nhập cao còn mở rộng cơ hội học tập suốt đời, thay đổi nghề nghiệp hoặc di cư đến các khu vực có điều kiện sống tốt hơn, phù hợp với lý thuyết năng lực của Amartya Sen.

Hệ số của ICT trong mô hình SAR\_RE có ý nghĩa tích cực, cho thấy các địa phương có năng lực chuyển đổi số càng tốt sẽ có nhiều khả năng nâng cao chỉ số phát triển con người. Bởi vì, việc nâng cao năng lực ứng dụng CNTT-TT đã mở rộng khả năng tiếp cận tri thức thông qua học trực tuyến, tài nguyên số và nền tảng học tập từ xa, đặc biệt ở vùng sâu, vùng xa. Ứng dụng chuyển đổi số trong y tế, như hồ sơ bệnh án điện tử và chẩn đoán từ xa, giúp nâng cao hiệu quả dịch vụ y tế, đồng thời thúc đẩy nền kinh tế số và tạo cơ hội việc làm mới. Kết quả nghiên cứu khẳng định chuyển đổi số là một động lực quan trọng để nâng cao HDI, phù hợp với báo cáo của Chương trình Phát triển Liên Hợp Quốc, cũng như các nghiên cứu trong<sup>(6)</sup> và ngoài nước<sup>(4, 5, 8, 17, 36)</sup>. Hơn nữa, cần nhấn mạnh rằng, đây là lần đầu tiên, dữ liệu ở cấp độ tỉnh/thành phổ biến tại Việt Nam được sử dụng để khẳng định tác động này.

Hệ số của WHDI trong tất cả mô hình đều dương và có ý nghĩa thống kê cao, xác nhận hiện tượng phụ

**Bảng 3: Kết quả kiểm định Moran's I**

Năm	Giá trị Moran's I	P_value	Giá trị Moran's I	P_value
	Ma trận khoảng cách nghịch đảo		Ma trận 3-NN	
2016	1,5987	0,0549	1,3491	0,0887
2017	1,5938	0,0555	1,2737	0,1014
2018	1,7897	0,0368	1,3715	0,0851
2019	1,5878	0,0562	1,3032	0,0963
2020	1,6347	0,0511	1,1161	0,1322
2021	1,5545	0,0600	1,2824	0,0999
2022	1,4486	0,0737	1,0988	0,1359

Nguồn: Tính toán của tác giả

**Bảng 4: Kết quả so sánh giữa SDM và SAR, SDM và SEM**

	Ma trận khoảng cách nghịch đảo	Ma trận 3-NN
SDM_FE vs SAR_FE	LR = 3,613 P-value = 0,3065	LR = 3,1993 P-value = 0,3619
SDM_RE vs SAR_RE	LR = 3,8731 P-value = 0,2755	LR = 3,4599 P-value = 0,326
SDM_FE vs SEM_FE	LR = 299,7987 P-value = 0,0000	LR = 37,9751 P-value = 0,0000
SDM_RE vs SEM_RE	LR = 23,5355 P-value = 0,0000	LR = 320,567 P-value = 0,0000

Nguồn: Tính toán của tác giả

**Bảng 5: Kết quả ước lượng các mô hình SAR**

Variables	Ma trận khoảng cách nghịch đảo		Ma trận 3-NN	
	SAR_FE	SAR_RE	SAR_FE	SAR_RE
<b>Hệ số chặn</b>		0,1141*** (0,0109)		0,1446*** (0,1150)
<b>lnGRDP</b>	0,0366*** (0,0044)	0,0388*** (0,0027)	0,0446*** (0,0045)	0,0475*** (0,0291)
<b>PCI</b>	-1,21e-05 (1,93e-04)	3,04e-05 (1,99e-04)	-6,77e-06 (2,05e-04)	5,31e-05 (2,14e-04)
<b>ICT</b>	0,0111* (0,0050)	0,0132* (0,0054)	0,0105 (0,0054)	0,0127* (0,0058)
<b>WHDI</b>	0,6243*** (0,0508)	0,5962*** (0,0524)	0,5346*** (0,0497)	0,4961*** (0,0531)
<b>Hausman test</b>	chisq = 0,69074, df = 3, p-value = 0,8754		chisq = 0,48692, df = 3, p-value = 0,9218	

Ghi chú: Ký hiệu mức ý nghĩa 10%; \* mức ý nghĩa 5%; \*\* mức ý nghĩa 1%; \*\*\* mức ý nghĩa 0,1%. Giá trị trong ngoặc () là sai số chuẩn.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

thuộc và lan tỏa không gian của HDI, tương tự nghiên cứu của Arriani<sup>1</sup>. HDI của một tỉnh/thành có xu hướng ảnh hưởng cùng chiều đến HDI của các khu vực lân cận. Nguyên nhân gồm: lan tỏa chính sách và thể chế, liên kết kinh tế – xã hội và hạ tầng chung, cũng như hiệu ứng di cư và tiếp cận dịch vụ. Các địa phương học hỏi và điều chỉnh chính sách theo kết quả của vùng lân cận, đồng thời các liên kết về kinh tế, thương mại, lao động và cơ sở hạ tầng giúp cải thiện thu nhập, giáo dục và y tế lan tỏa. Người dân từ vùng HDI thấp di chuyển sang vùng lân cận tìm việc, học tập và tiếp cận dịch vụ, tạo áp lực và động lực nâng cao chất lượng dịch vụ công, từ đó tác động tích cực

đến HDI cả vùng. Phát hiện về hiệu ứng lan tỏa không gian của HDI có ý nghĩa chính sách sâu sắc, mặc dù đã được quan sát thấy từ lâu trong thực tiễn, nhưng đây là lần đầu tiên tại Việt Nam nó được chứng minh bằng một mô hình thực nghiệm. Kết quả là cơ sở để khẳng định rằng, liên kết vùng không phải là một lựa chọn mà là một yêu cầu tất yếu, để đạt được mục tiêu phát triển bền vững. Các tài liệu và chính sách của Việt Nam cũng đã khẳng định vai trò quan trọng này, đặc biệt là Nghị quyết số 202/2025/QH15 về sắp xếp đơn vị hành chính cấp tỉnh.

Cuối cùng, PCI không có tác động đáng kể đến HDI, có thể khác với quan sát trước<sup>28, 27</sup>. Nguyên nhân có

thể do PCI chủ yếu đo lường môi trường kinh doanh thuận lợi, thay vì cải thiện trực tiếp chất lượng cuộc sống. Việc cải thiện môi trường đầu tư có thể nâng cao kinh tế địa phương và mức sống người dân về lâu dài, nhưng thường cần thời gian và tác động gián tiếp thông qua GRDP.

## KẾT LUẬN VÀ KHUYẾN NGHỊ

Nghiên cứu này đã làm rõ vai trò quan trọng của chuyển đổi số trong thúc đẩy phát triển con người tại 19 tỉnh/thành phố khu vực miền Trung và Tây Nguyên giai đoạn 2016–2022. Kết quả cho thấy GRDP và ICT có tác động tích cực, đáng kể đến HDI; đồng thời, chỉ số phát triển con người của một địa phương còn chịu ảnh hưởng từ hiệu ứng lan tỏa của các tỉnh lân cận. Điều này gợi mở rằng chính sách phát triển con người cần được thiết kế theo hai hướng song song: củng cố nền tảng nội sinh và thúc đẩy hợp tác liên vùng.

Về nội sinh, các địa phương cần chú trọng nâng cao thu nhập, coi đây là nền tảng cho cải thiện chất lượng cuộc sống. Đầu tư vào giáo dục và đào tạo kỹ năng số sẽ giúp người lao động thích ứng tốt hơn với nền kinh tế số, từ đó gia tăng năng lực cạnh tranh. Đồng thời, phát triển chính quyền điện tử, dịch vụ công trực tuyến và hỗ trợ doanh nghiệp ứng dụng công nghệ là những giải pháp cần thiết nhằm nâng cao hiệu quả quản trị, năng suất và khả năng hội nhập. Ngoài ra, chính sách an sinh cần được quan tâm để giảm thiểu tác động tiêu cực của chuyển đổi số đối với nhóm dễ bị tổn thương.

Về liên kết vùng, cần xây dựng cơ chế phối hợp hiệu quả trong quy hoạch hạ tầng, logistics và hạ tầng số nhằm giảm chi phí giao dịch, mở rộng thị trường và hình thành các trung tâm kinh tế quy mô lớn. Khi các địa phương được liên kết trên cơ sở tiềm năng và lợi thế chung, khả năng thu hút đầu tư sẽ cao hơn, đồng thời tạo điều kiện phát triển bền vững và cân bằng.

Về mặt học thuật, nghiên cứu đóng góp bằng cách kết hợp khung phân tích phát triển con người với tiếp cận kinh tế lượng không gian, qua đó làm rõ vai trò lan tỏa giữa các địa phương trong nâng cao HDI. Về mặt thực tiễn, kết quả nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm quan trọng cho các nhà hoạch định chính sách trong việc xây dựng chiến lược phát triển con người, trong đó chuyển đổi số và hợp tác liên vùng cần được coi là động lực trung tâm.

Tóm lại, việc kết hợp khai thác tiềm năng chuyển đổi số với tận dụng hiệu ứng lan tỏa không gian sẽ giúp các tỉnh/thành phố miền Trung và Tây Nguyên nâng cao HDI, rút ngắn khoảng cách phát triển và tiến tới một tương lai thịnh vượng, công bằng và bền vững.

## DANH MỤC TỪ VIẾT TẮT

CNTT-TT: Công nghệ thông tin và truyền thông  
UNDP: Chương trình Phát triển Liên Hợp Quốc

## XUNG ĐỘT LỢI ÍCH

Nhóm tác giả xin cam đoan rằng không có bất kỳ xung đột lợi ích nào trong công bố bài báo.

## ĐÓNG GÓP CỦA TÁC GIẢ

- Nguyễn Đức Bằng chịu trách nhiệm nội dung: Xử lý dữ liệu, viết bản thảo và chỉnh sửa bản thảo theo yêu cầu của phản biện.
- Huỳnh Thế Nguyễn chịu trách nhiệm nội dung: Hướng dẫn thực hiện nghiên cứu.
- Dương Quang Hòa chịu trách nhiệm nội dung: Thu thập dữ liệu và chỉnh sửa bản thảo.
- Lê Thị Bích Thảo chịu trách nhiệm nội dung: Biên soạn cơ sở lý thuyết và tiến nghiên cứu.

## LỜI CẢM ƠN

Nghiên cứu được thực hiện trong khuôn khổ Đề tài mã số: CS-44-24 của Trường Đại học Tài chính – Marketing.

## TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Arriani RR, Chotib. The Correlation of SDG 1 and 8 and Spatial Effect of Human Development Index in Central Java. IOP Conference Series: Earth and Environmental Science. 2021;940:12063–12063.
2. Rahmawati F, Nur Intan M. Government Spending, Gross Domestic Product, Human Development Index (Evidence from East Java Province). KnE Social Sciences. 2020 Mar 23;.
3. Yulianti S, Widyaningsih, Nurrohmah. Spatial panel data model on human development index at Central Java. Journal of Physics Conference Series. 2021;1722(1):12090–12090.
4. Acheampong AO, Opoku E, Dzator J, Fufuor NK. Enhancing human development in developing regions: Do ICT and transport infrastructure matter? Technological Forecasting and Social Change. 2022;180:121725. Available from: <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.121725>.
5. Gholami R, Higón DA, Hanafizadeh P, Emrouznejad A. Is ICT the Key to Development? . Journal of Global Information Management. 2010;18:66–83.
6. Thái BHN, Đan Bùi Minh, Hồ L. Mối quan hệ giữa chỉ số phát triển con người, cơ sở hạ tầng công nghệ, năng lượng tái tạo và tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam. . Tạp chí Kinh tế và Phát triển. 2023;(315):13–25.
7. Ježić Z, Zaninović PA, Škulic R. How does the ICT affect human development? Evidence from developing vs. developed countries. Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci: časopis za ekonomsku teoriju i praksu/Proceedings of Rijeka Faculty of Economics. Journal of Economics and Business. 2022;40(1):9–27.
8. Aksentijević K, Ježić N, Zaninović Z, A P. The Effects of Information and Communication Technology (ICT) Use on Human Development-A Macroeconomic Approach. Economies. 2021;9:128–128.
9. Vial G. Understanding Digital transformation: a Review and a Research Agenda. The Journal of Strategic Information Systems. 2019;28(2):13–66.

10. Bharadwaj A, Sawy OAE, Pavlou PA, Venkatraman N. Digital Business Strategy: Toward a Next Generation of Insights. *MIS Quarterly*. 2013;37(2):471–82. Available from: [https://www.researchgate.net/publication/282543175\\_Digital\\_Business\\_Strategy\\_Toward\\_a\\_Next\\_Generation\\_of\\_Insights](https://www.researchgate.net/publication/282543175_Digital_Business_Strategy_Toward_a_Next_Generation_of_Insights).
11. Chaniyas S, Myers MD, Hess T. Digital transformation strategy making in pre-digital organizations: The case of a financial services provider. *The Journal of Strategic Information Systems*. 2019;28(1):17–33.
12. Khin S, Ho TC. Digital technology, digital capability and organizational performance. *International Journal of Innovation Science*. 2020;11(2).
13. Noorbakhsh F. Noorbakhsh F. A Modified Human Development Index. *World Development*. . 1998;26(3):517–545.
14. Sagar AD, Najam A. The human development index: a critical review. *Ecological Economics*. 1998;25(3):249–64. Available from: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0921800997001687>.
15. Sen A. The Mobile and the World. *Information Technologies & International Development*. 2010;6(6):1–3.
16. Romer PM. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*. 1986;94(5):1002–1039.
17. Hoz-Rosales BDL, Ballesta C, Tamayo-Torres JA, Buelvas-Ferreira I, K. Effects of Information and Communication Technology Usage by Individuals, Businesses, and Government on Human Development: An International Analysis. *IEEE Access*. 2019;7:129225–129268. Available from: <https://ieeexplore.ieee.org/document/8824065>.
18. Nations U. Human Development Report 2023/2024. Stylus Publishing, LLC; 2024.
19. S. Asongu SA, Le Roux S. Enhancing ICT for inclusive human development in Sub-Saharan Africa. *Technological Forecasting and Social Change*. 2017 May;118:44–54;.
20. Ngwenyama O, Andoh-Baidoo FK, Bollou F, Morawczynski O. Is There A Relationship Between ICT, Health, Education And Development? An Empirical Analysis of five West African Countries from 1997-2003. *The Electronic Journal of Information Systems in Developing Countries*. 2006;23(1):1–11.
21. Solow RM. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*. 1956;70(1):65–94.
22. Swan TW. Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record*. 1956;32(2):334–61.
23. Barro RJ, Sala-I-Martin X, Convergence. *Convergence*. *Journal of Political Economy*. 1992;100(2):223–51.
24. Baumol WJ. Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show. *The American Economic Review*. 1985;p. 1072–85.
25. Djokoto JG. The investment development path and human development: Is there a nexus? . *Research in Globalization*. 2022;4:100079.
26. Gorica K, Gumeni A. Towards sustainable development. Relationship between HDI and GDP per capita in Albania. *International Journal of Scientific and Engineering Research*. 2013;4(1):3–5.
27. Villamejor-Mendoza MF. Competitive cities: implications for better public service. . *Policy Design and Practice*. 2020;3(4):445–61.
28. Sihombing APR, Arsani DM, Purwanti S, Budiantono. Implementation of Sem-Pls Modeling on The Impact of The Regional Competitiveness Index on Socioeconomic Macro Variables. *Jurnal Lebesgue Jurnal Ilmiah Pendidikan Matematika Matematika dan Statistika*. 2023;4(1):308–323.
29. Meutuah SM, Yasin H, Di. Pemodelan Fixed Effect Geographically Weighted Panel Regression Untuk Indeks Pembangunan Manusia Di Jawa Tengah. *Journal Gaussian*. 2017;6(2):241–50.
30. Septiawan AR, Handajani SS, Martini TS. Spatial durbin error model for human development index in Province of Central Java. *Journal of Physics: Conference Series*. 1025;p. 12107–12107.
31. Ngoc N, Duy NV. Impact of provincial competitiveness index (PCI) on economic development in the Red River Delta. vol. 24. Vietnam; 2023. Available from: [https://www.researchgate.net/publication/379149067\\_Impact\\_of\\_provincial\\_competitiveness\\_index\\_PCI\\_on\\_economic\\_development\\_in\\_the\\_Red\\_River\\_Delta\\_Vietnam](https://www.researchgate.net/publication/379149067_Impact_of_provincial_competitiveness_index_PCI_on_economic_development_in_the_Red_River_Delta_Vietnam).
32. Quyên N. Vai trò của chuyển đổi số đối với tăng trưởng kinh tế vùng Đông Nam Bộ. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*. 2023;34(7):53–66.
33. Moran P. Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*. 1950;37(1):17–17.
34. Elhorst JP. Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models. *International Regional Science Review*. 2003;26(3):244–68.
35. Griffith DA, Anselin L. Spatial Econometrics: Methods and Models. *Economic Geography*. 1989;65(2):160–160.
36. Lechman E, Popowska M. Harnessing digital technologies for poverty reduction. Evidence for low-income and lower-middle income countries. *Telecommunications Policy*. 2022;46(6):102313–102313.
37. Elhorst JP. Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar. *Spatial Economic Analysis*. 2010;5(1):9–28.
38. Elhorst JP. *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels*. Springer. 2014;.

# The impact of digital transformation capacity on the human development index in Central and Central Highlands provinces

Duc Bang Nguyen, The Nguyen Huynh, Quang Hoa Duong, Thi Bich Thao Le



Use your smartphone to scan this QR code and download this article

## ABSTRACT

This study examines the impact of digital transformation capacity on the Human Development Index (HDI) across provinces in Vietnam's Central and Central Highlands regions, emphasizing spatial interdependencies among these localities. Using spatial econometric regression techniques applied to a balanced panel dataset of 19 provinces between 2016 and 2022, the analysis provides robust evidence on the drivers of human development in the context of digitalization and regional integration. The results indicate a positive and statistically significant effect of per capita income on HDI, reinforcing development theory that economic prosperity plays a foundational role in improving the quality of life. Higher income levels not only expand access to education, healthcare, and improved living conditions, but also enhance fiscal capacity for local governments to strengthen social infrastructure. Findings further reveal that the Information and Communication Technology Readiness Index exerts a strong and positive impact on HDI. This highlights digital transformation as a catalyst for accelerating socio-economic progress by improving public service delivery, promoting innovation, expanding connectivity, and fostering social inclusion. In contrast, the Provincial Competitiveness Index does not display a statistically significant effect on HDI within the study period. This result suggests that while institutional reforms and improvements to the business environment remain important for long-term development, their contribution to immediate human development outcomes may be indirect or contingent on complementary factors. Importantly, the spatial analysis identifies substantial spillover effects: gains in HDI in one province are positively associated with neighboring provinces, underscoring the relevance of regional linkages, coordinated policy frameworks, and inter-provincial cooperation. Collectively, the findings provide new empirical insights that position digital transformation capacity and spatial dynamics as critical levers for fostering inclusive and sustainable human development in transitional economies.

**Key words:** Digital transformation capacity, Human Development Index, Spatial econometrics

University of Finance – Marketing,  
Vietnam

## Correspondence

**Duc Bang Nguyen**, University of Finance – Marketing, Vietnam

## History

- Received: 28-5-2025
- Revised: 29-9-2025
- Accepted: 13-5-2026
- Published Online: 08-06-2026

**DOI :** <https://doi.org/10.32508/vnuhcmj-ebl.v10i2.1642>



## Copyright

© VNUHCM Journal. This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International license.

**Cite this article :** Nguyen D B, Huynh T N, Duong Q H, Le T B T. **The impact of digital transformation capacity on the human development index in Central and Central Highlands provinces.** VNUHCM J. Econ. Bus. Law. 2026; 10(2):6596-6606.