

# Nghiên cứu ảnh hưởng của nguồn vốn con người đến tăng trưởng kinh tế các tỉnh, thành Việt Nam: Tiếp cận bằng mô hình kinh tế lượng không gian

Nguyễn Văn Sĩ\*, Lê Trung Kiên



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

## TÓM TẮT

Nguồn vốn con người có vai trò quan trọng đối với tăng trưởng kinh tế quốc gia, cũng như tăng trưởng kinh tế địa phương. Với mong muốn nghiên cứu ảnh hưởng của nguồn vốn con người đến tăng trưởng kinh tế ở các tỉnh, thành Việt Nam, tác giả xem xét sử dụng các mô hình kinh tế lượng không gian SDM, SAR, SEM với dữ liệu bảng. Nguồn vốn con người được xem xét bằng chỉ tiêu thường xuyên ngân sách cho giáo dục và lao động đã qua đào tạo ở mỗi địa phương. Số liệu sử dụng trong nghiên cứu này được lấy từ Niên giám thống kê của 63 tỉnh, thành phố Việt Nam được Tổng cục Thống kê công bố trong giai đoạn 2010 - 2017. Kết quả nghiên cứu cho thấy, mô hình SDM với dữ liệu bảng là phù hợp hơn so với các mô hình SAR, SEM đối với dữ liệu nghiên cứu. Nghiên cứu cũng chỉ ra, tổng sản phẩm bình quân đầu người của địa phương xem xét không chỉ chịu sự tác động của chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục ở địa phương đó mà còn chịu ảnh hưởng bởi chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục của các tỉnh lân cận. Hơn nữa, tổng sản phẩm bình quân đầu người của tỉnh nghiên cứu cũng chịu sự ảnh hưởng bởi tổng sản phẩm bình quân đầu người của tỉnh liền kề. Ngoài ra, các biến kiểm soát như tổng vốn đầu tư, quy mô dân số, chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh của nội tại địa phương hay địa phương lân cận cũng có ảnh hưởng tích cực đến tổng sản phẩm bình quân đầu người của địa phương xem xét. Chưa tìm thấy sự ảnh hưởng của nhân tố lao động qua đào tạo đến tăng trưởng cấp tỉnh, thành.

**Từ khoá:** Nguồn vốn con người, tăng trưởng, kinh tế lượng không gian

## GIỚI THIỆU

Các nghiên cứu lý thuyết gần đây trong lĩnh vực tăng trưởng tập trung vào trách nhiệm của nguồn nhân lực trong quá trình tăng trưởng kinh tế. Điều này làm cho vốn nhân lực trở thành một trong những vấn đề được thảo luận nhiều nhất trong lĩnh vực kinh tế. Giáo dục góp phần nâng cao chất lượng vốn nhân lực và góp phần cải thiện hiệu quả vốn nhân lực.

Lý thuyết kinh tế đã nhấn mạnh vai trò quan trọng của vốn nhân lực đối với tăng trưởng kinh tế<sup>1-3</sup>. Vì giáo dục là một trong những thành phần chính h của vốn con người, nhiều nền văn học tăng trưởng có cung cấp mối liên hệ giữa vốn con người và tăng trưởng<sup>4</sup>. Nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã tìm thấy mối quan hệ tích cực giữa tăng trưởng và vốn con người<sup>5,4</sup>.

Tầm quan trọng của nguồn vốn con người hầu như không thể tranh cãi. Đã có nhiều công trình nghiên cứu về ảnh hưởng của vốn con người đến tăng trưởng kinh tế cả trong và ngoài nước. Tuy nhiên, các bài viết chỉ dừng lại phân tích ảnh hưởng theo phương pháp cắt ngang hoặc dữ liệu bảng mà chưa nghiên cứu sự tác động không gian. Trong bài viết này, tác giả phân tích ảnh hưởng của chi thường xuyên ngân

sách cho cho giáo dục, lực lượng lao động đã qua đào tạo đại diện cho nguồn vốn con người đến tổng sản phẩm bình quân đầu người của các tỉnh thành Việt Nam bằng kinh tế lượng không gian. Dựa trên dữ liệu Niên giám Thống kê các tỉnh, thành phố do Tổng cục Thống kê Việt Nam công bố giai đoạn 2010 – 2017.

## CƠ SỞ LÝ THUYẾT

### Khái niệm về tăng trưởng kinh tế

Theo định nghĩa của World Bank<sup>6</sup>, tăng trưởng kinh tế là sự gia tăng về lượng của những đại lượng chính đặc trưng cho một trạng thái kinh tế, thường là tổng sản phẩm xã hội, có tính đến mối liên quan với dân số. Tương tự, Harvey & Johnson<sup>7</sup> đưa ra định nghĩa tăng trưởng kinh tế là sự gia tăng khả năng sản xuất của một quốc gia theo thời gian.

Có thể nói, tăng trưởng kinh tế là mục tiêu quan trọng hàng đầu đối với mỗi nền kinh tế. Trong bốn mục tiêu kinh tế chính của chính phủ, tăng trưởng kinh tế là quan trọng nhất. Trong khi lạm phát, thất nghiệp và cán cân thanh toán đều đặt ra những hạn chế đối với nền kinh tế, tăng trưởng là mục tiêu cuối cùng của toàn bộ quá trình. Nhiều nghiên cứu nhận định tăng

Trường Đại học Kinh tế Tp. Hồ Chí Minh

### Liên hệ

Nguyễn Văn Sĩ, Trường Đại học Kinh tế Tp. Hồ Chí Minh

Email: nvs@ueh.edu.vn

### Lịch sử

- Ngày nhận: 15-09-2019
- Ngày chấp nhận: 02-11-2019
- Ngày đăng:

### DOI:



### Bản quyền

© ĐHQG Tp.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:** Văn Sĩ N, Kiên L T. **Nghiên cứu ảnh hưởng của nguồn vốn con người đến tăng trưởng kinh tế các tỉnh, thành Việt Nam: Tiếp cận bằng mô hình kinh tế lượng không gian.** *Sci. Tech. Dev. J. - Eco. Law Manag.*; 4(1):xxx-xxx.

trường kinh tế mang lại khả năng có một mức sống cao hơn. Mức sống của người dân thường được đo bằng số lượng hàng hoá và dịch vụ được cung cấp, vì vậy, tăng trưởng kinh tế đồng nghĩa với sự gia tăng thu nhập của người dân.

Theo đó, khám phá các nhân tố tác động đến tăng trưởng kinh tế là chủ đề rất được các học giả quan tâm nghiên cứu. Trong mô hình tăng trưởng tân cổ điển, tăng trưởng kinh tế, được đo lường bằng tổng sản lượng đầu ra, là một hàm số phụ thuộc vào sự tích lũy vốn, lao động và tiến bộ công nghệ. Theo thời gian, nhiều nghiên cứu khám phá các yếu tố khác như vốn con người, quy mô chính phủ hay thể chế đều có tác động đến tăng trưởng kinh tế của một quốc gia<sup>4,8</sup>. Trong các nghiên cứu thực nghiệm, tăng trưởng kinh tế thường được đo lường bằng sự gia tăng của tổng sản phẩm quốc nội (GDP), tổng sản lượng quốc gia (GNI) hay sản lượng quốc nội tính bình quân trên đầu người trong một khoảng thời gian nhất định<sup>8</sup>.

### Khái niệm về nguồn vốn con người

Nguồn vốn con người lần đầu tiên được đề cập vào thế kỷ thứ XVII<sup>9</sup> và đã được Smith<sup>10</sup> cùng nhiều học giả thảo luận. Tuy nhiên, chủ đề này hầu như lại bị mất đi sự quan tâm của các nhà kinh tế kể từ khi Marshall<sup>11</sup> đưa ra lời phê bình “theo quan điểm trừu tượng và toán học, con người rõ ràng là một nguồn vốn, nhưng nó không có thị trường giao dịch để có thể được xem như một nguồn vốn trong các phân tích thực tiễn”.

Thời kỳ phục hưng của các nghiên cứu vốn con người bắt đầu vào những năm 1960, nhờ ảnh hưởng của các nghiên cứu: Mincer<sup>12</sup>, Schultz<sup>3</sup>, Becker<sup>13</sup>. Đáng chú ý là nghiên cứu về sự chuyển đổi của các nền kinh tế ở các nước phát triển cao, dẫn đến khái niệm nền kinh tế tri thức của Machlup<sup>14</sup> – thuật ngữ này được sử dụng trong các nghiên cứu từ những năm 1960 nhưng mãi đến những năm 1990 mới trở nên phổ biến từ sau nghiên cứu của Drucker<sup>15</sup> khi cho rằng chìa khóa thành công của nền kinh tế tri thức là nguồn vốn con người.

Có nhiều định nghĩa khác nhau về nguồn vốn con người. Một trong những quan điểm đầu tiên nhìn nhận nguồn vốn con người từ góc độ cá nhân, theo đó, nguồn vốn con người là một cái gì đó giống như tài sản, trái ngược với khái niệm về lực lượng lao động theo quan điểm cổ điển<sup>3</sup>. Ông cũng đã khái quát nên ý tưởng cho rằng năng lực sản xuất của con người lớn hơn rất nhiều so với tất cả các hình thức của cải khác kết hợp lại, quan điểm này sau đó nhận được sự đồng thuận của hầu hết các nhà nghiên cứu. Gần đây hơn, khái niệm nguồn vốn con người được khái quát hóa thành kiến thức, năng lực, thái độ và hành vi trong một cá nhân<sup>16,17</sup>.

Bontis<sup>18</sup> định nghĩa nguồn vốn con người đại diện cho nhân tố con người (Human Factor) trong một tổ chức, đại diện cho kiến thức chuyên môn (Expertise), kỹ năng (Skill), sự hiểu biết (Intelligence) để giúp tạo ra sự khác biệt cho tổ chức đó. Các yếu tố thuộc về con người của một tổ chức là những yếu tố giúp họ có khả năng học hỏi, tạo ra sự thay đổi và cung cấp những đột phá sáng tạo và nếu được tạo được động lực thích hợp, con người có thể đảm bảo sự sống còn dài hạn của một tổ chức.

Quan điểm thứ hai về vốn con người nhấn mạnh vào kiến thức và kỹ năng mà một người đạt được thông qua các hoạt động đào tạo và quá trình tích lũy, chẳng hạn như thông qua các loại hình đào tạo bắt buộc, đào tạo sau trung học, đào tạo nghề<sup>19,20</sup>.

Quan điểm thứ ba liên quan mật thiết với định hướng sản xuất của nguồn vốn con người. Theo quan điểm này, nguồn vốn con người được định nghĩa là một nguồn lực cơ bản tạo ra năng suất kinh tế<sup>21</sup>. Gần đây, nguồn vốn con người được Frank và Becmanke<sup>22</sup> định nghĩa là sự kết hợp các yếu tố như Giáo dục (Education), kinh nghiệm (Experience), đào tạo (Training), sự hiểu biết (Intelligence), năng lượng để làm việc (Energy), thói quen làm việc (Work habits), độ tin cậy (Trustworthiness) và năng lực tự quyết định (Initiative) có ảnh hưởng đến giá trị của sản phẩm cận biên của người đó. Sheffrin<sup>23</sup> định nghĩa nguồn vốn con người là mức độ kỹ năng và kiến thức thể hiện trong khả năng lao động để tạo ra giá trị kinh tế. Rodriguez và Loomis<sup>24</sup> định nghĩa nguồn vốn con người là kiến thức, kỹ năng, năng lực và đặc điểm cá nhân tạo điều kiện cho việc tạo ra phúc lợi cá nhân, xã hội và tổng thể của nền kinh tế. Theo Kwon Dae Bong<sup>25</sup> thì vốn con người là một trong những nhân tố sản xuất có thể tạo ra giá trị gia tăng thông qua quá trình sử dụng nhân tố này. Một nghiên cứu của OECD<sup>26</sup> cũng đưa ra khái niệm về vốn con người là “kiến thức, kỹ năng và các đặc tính thuộc về cá nhân có thể tạo điều kiện cho việc tạo ra các phúc lợi thuộc về cá nhân, xã hội và kinh tế”.

### Nguồn vốn con người trong các mô hình tăng trưởng

Từ lâu, các nhà kinh tế đã nhận thấy rằng vốn con người đóng vai trò quan trọng đối với tăng trưởng kinh tế và giáo dục chính là cách thức cơ bản để tích lũy vốn con người. Nhiều nghiên cứu đã khám phá mối quan hệ giữa giáo dục với tăng trưởng GDP và kết luận rằng, giáo dục là nhân tố thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Tuy vậy, việc xác định và đo lường mức độ đóng góp chính xác của giáo dục với tăng trưởng kinh tế trong tương quan so sánh với các nhân tố khác hoàn toàn không đơn giản.

Giáo dục là tâm điểm chú ý đối với các nhà kinh tế học khi nghiên cứu về tăng trưởng kinh tế kể từ khi các mô hình tăng trưởng nội sinh được giới thiệu. Vào những năm 1950, mô hình tăng trưởng Solow – Swan đã bao hàm cả lao động như là một yếu tố sản xuất gia tăng và tiến bộ công nghệ như là biến ngoại sinh khác biệt theo thời gian, các yếu tố quyết định tăng trưởng trong dài hạn<sup>27</sup>. Tiến bộ công nghệ được giới thiệu khi nó được tin là một nhân tố giải thích cách mà một nền kinh tế có thể sản xuất ra nhiều sản lượng hơn với cùng một lượng đầu vào cho trước. Một số lượng lao động cho trước có thể tạo ra nhiều sản phẩm hơn nếu họ có kiến thức tốt hơn về công nghệ và được trang bị nhiều máy móc – thiết bị công nghệ hiện đại hơn. Tuy vậy, việc xem tương quan giữa các biến số hay tham số với sai số như là một yếu tố nội sinh tiếp tục là một vấn đề khi mô hình này không giải thích tiến trình phát triển công nghệ diễn ra như thế nào. Đã có nhiều nỗ lực xem xét lại mô hình Solow – Swan. Một trong số nỗ lực như vậy đã bao hàm luôn cả vai trò của vốn nhân lực, như khi nó được tranh luận về khả năng vốn nhân lực gia tăng sẽ làm tăng năng suất, dẫn đến mức thu nhập cao hơn<sup>3</sup>.

Nhìn chung, nguồn vốn con người được chia thành năm loại: tình trạng sức khỏe, đào tạo thực tế - thông qua công việc, giáo dục chính thức, các chương trình học tập khi trưởng thành và khả năng di chuyển để tìm kiếm các cơ hội công việc tốt hơn. Đã có những tranh luận cho rằng giáo dục là yếu tố quan trọng nhất để làm tăng sự tích lũy vốn nhân lực<sup>3</sup>.

Kể từ những năm 1960, vai trò của nguồn vốn con người đối với tăng trưởng kinh tế đã được nhiều nhà kinh tế học quan tâm rộng rãi khi nó được đánh giá kỹ hơn trong những khác biệt đối với tăng trưởng kinh tế. Lý thuyết vốn nhân lực xem xét lại và mở rộng từ lý thuyết của Ricardo khi xem lao động như là một nhân tố sản xuất và không đề cập đến giá định về sự đồng nhất của lao động. Nó cũng chỉ dựa trên các thể chế xã hội đơn giản, như các giá trị của gia đình và việc tham gia giáo dục. Nhưng vào những năm 1970, nghiên cứu về vai trò của giáo dục đối với tăng trưởng kinh tế hầu hết là các nghiên cứu định tính.

Vào những năm 1980, lý thuyết tăng trưởng nội sinh được Romer giới thiệu nhằm khắc phục những hạn chế đã được nhận ra trong mô hình tăng trưởng tân cổ điển Swan – Solow<sup>2</sup>. Khung lý thuyết này làm nổi bật vai trò quan trọng của nghiên cứu và phát triển nguồn nhân lực, bao gồm giáo dục, như là cơ chế cho việc tích lũy kiến thức, công nghệ.

Tích lũy vốn nhân lực có thể tạo ra lợi thế kinh tế theo qui mô khi nó làm tăng hiệu quả và năng suất sử dụng các nhập lượng đầu vào, bao gồm lao động và vốn vật thể. Vốn nhân lực cũng có thể thúc đẩy tiến bộ công

nghệ. Khái niệm tổng năng xuất các nhân tố (total factor productivity – TFP), một cách đo lường tăng năng suất rộng hơn, đã nhận được sự quan tâm đặc biệt trong các lý thuyết tăng trưởng gần đây. Tầm quan trọng và ý nghĩa của TFP đối với tăng trưởng kinh tế được bàn luận thậm chí còn nhiều hơn so với việc tích lũy yếu tố sản xuất.

### Các nghiên cứu liên quan

Zhang & Zhuang (2011)<sup>28</sup>, xem xét ảnh hưởng của nguồn vốn con người lên tăng trưởng kinh tế ở cấp độ tỉnh, thành phố của Trung Quốc. Nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu gồm 31 tỉnh/ thành phố của Trung Quốc trong giai đoạn 1997 – 2006. Tác giả sử dụng mô hình hồi quy dữ liệu bảng để phân tích, kết quả cho thấy, giáo dục đại học đóng vai trò quan trọng hơn là giáo dục tiểu học và trung học cơ sở. Hơn nữa, bằng chứng cho thấy vai trò của các thành phần của nguồn vốn con người lên tăng trưởng kinh tế theo vùng có liên quan với mức độ phát triển. Các tỉnh phát triển hơn được lợi nhiều hơn từ giáo dục đại học, trong khi các tỉnh kém phát triển tăng trưởng phụ thuộc chủ yếu vào giáo dục trung học cơ sở.

Ferda (2011) nghiên cứu mối quan hệ giữa đầu tư vốn con người và tăng trưởng kinh tế<sup>29</sup>. Số liệu được lấy trong giai đoạn 1975 – 2005 của các quốc gia OECD. Bằng cách sử dụng kỹ thuật kiểm định đồng liên kết cho dữ liệu bảng và sử dụng phương pháp PMG (Pooled Mean Group) để kiểm tra mối quan hệ dài hạn và ngắn hạn giữa đầu tư vốn nhân lực và tăng trưởng. Chi phí chăm sóc sức khỏe được sử dụng đại diện cho vốn nhân lực. Kết quả cho thấy sự gia tăng trong chi tiêu/đầu tư y tế gây ra sự gia tăng tăng trưởng kinh tế cho tất cả các quốc gia trong ngắn hạn và dài hạn.

Ada và Acaroglu (2014) phân tích ảnh hưởng vốn con người lên tăng trưởng kinh tế của các quốc gia thuộc khu vực Trung Đông và Bắc Phi giai đoạn 1990 – 2011<sup>30</sup>. Tác giả dựa trên mô hình tăng trưởng Solow<sup>27</sup> và được điều chỉnh bởi Markiw và cộng sự<sup>4</sup>. Sử dụng bộ dữ liệu hàng năm của 15 quốc gia khu vực Trung Đông và Bắc Phi trong giai đoạn 1990 – 2011. Vốn con người được tác giả tiếp cận ở hai chiều sức khỏe và giáo dục. Sức khỏe (đo bằng tuổi thọ, tỷ lệ sinh, chỉ tiêu công cho sức khỏe) và giáo dục (đo bằng tỷ lệ hoàn thành bậc tiểu học, tỷ lệ giáo viên tiểu học và chi tiêu công cho giáo dục). Tác giả sử dụng phương pháp hồi quy dữ liệu bảng để nghiên cứu các tác động của nhân tố đến GDP thực bình quân lao động. Kết quả cho thấy tuổi thọ, tỷ lệ sinh có ý nghĩa thống kê. Kết quả cũng cho thấy chất lượng giáo dục được cải thiện thì GDP bình quân đầu người sẽ tăng.

Tuy nhiên, kết quả cũng chỉ ra rằng chưa có bằng chứng cho thấy tác động của chi tiêu công cho giáo dục và y tế ảnh hưởng đến tăng trưởng ở các nước khu vực Trung Đông và Bắc Phi.

Benos và Karagiannis (2016) xem xét mối quan hệ của vốn con người bằng cách ước lượng hàm sản xuất, sử dụng các kỹ thuật hồi quy dữ liệu bảng ở các khu vực của Hy Lạp giai đoạn 1971 – 2011<sup>31</sup>. Nghiên cứu này nhấn mạnh vào ảnh hưởng của bốn bậc giáo dục lên năng suất lao động, cùng với các thước đo chất lượng giáo dục tỷ lệ học sinh trên mỗi giáo viên ở bậc tiểu học và trung học cơ sở, tỷ lệ bỏ học, tỷ lệ thành công trong các kỳ thi đánh giá giáo dục và độ lan tỏa của giáo dục đại học. Các tác giả đã tìm thấy bằng chứng nguồn vốn con người có ảnh hưởng lên năng suất lao động và chuyển ảnh hưởng từ tiêu cực sang tích cực khi trình độ giáo dục tăng do sự lan tỏa của giáo dục đại học. Cụ thể hơn, giáo dục tiểu học ảnh hưởng tiêu cực lên năng suất, giáo dục trung học cơ sở không có ảnh hưởng lên năng suất, trong khi giáo dục trung học phổ thông và đại học đưa đến ảnh hưởng tích cực đến năng suất lao động.

Su và Liu (2016) xem xét ảnh hưởng của nguồn vốn con người cùng với đầu tư trực tiếp của nước ngoài lên tăng trưởng kinh tế của các thành phố lớn ở Trung Quốc<sup>32</sup>. Dữ liệu được lấy từ Niên giám thống kê thành phố của Trung Quốc giai đoạn 1991 đến 2010, do Cục Thống kê Quốc gia Trung Quốc xuất bản. Sử dụng hồi quy dữ liệu bảng, với biến vốn con người được định nghĩa bằng số sinh viên đang theo học tại các trường cao đẳng, đại học. Tác giả tìm thấy FDI có tác động tích cực đến tốc độ tăng trưởng GDP bình quân đầu người và hiệu ứng này được tăng cường bởi nguồn vốn nhân lực của thành phố. Mặt khác, kết quả cũng cho thấy nguồn vốn con người tác động tích cực đến tăng trưởng thông qua việc thúc đẩy chuyển giao công nghệ xuất phát từ nguồn vốn FDI.

Li và Wang (2016) cũng tìm thấy nguồn vốn con người ảnh hưởng lên tăng trưởng các tỉnh/ thành phố ở Trung Quốc<sup>33</sup>. Dữ liệu được lấy từ 28 tỉnh của Trung Quốc trong giai đoạn 1985 – 2014. Mô hình nghiên cứu dựa trên mô hình tăng trưởng của Solow<sup>27</sup> và Lucas<sup>1</sup>. Trong đó, nguồn vốn con người được chia thành cơ bản và cao cấp. Nguồn vốn con người cơ bản gồm tỷ lệ tham gia vào giáo dục cơ bản gồm tiểu học, trung học cơ sở, trung học phổ thông và trung học chuyên nghiệp. Giáo dục cao cấp là tỷ lệ tham gia bậc học sau trung học. Kết quả phân tích hồi quy dữ liệu bảng cho thấy, nguồn vốn cơ bản góp phần tạo ra tăng trưởng kinh tế thông qua kênh tích lũy nhân tố và còn nguồn vốn con người cao cấp ảnh hưởng lên tăng trưởng qua kênh năng suất.

Trần Thọ Đạt (2011) nghiên cứu về vai trò của vốn con người trong các mô hình tăng trưởng<sup>34</sup>. Số liệu được thực hiện trên 61 tỉnh thành Việt Nam trong giai đoạn 2000 – 2007. Kết quả hồi quy cho thấy, phần lớn các hệ số vốn con người dương và có ý nghĩa thống kê khi thước đo được sử dụng là số năm đi học bình quân, tỷ lệ lao động biết đọc, biết viết, tỷ lệ lao động tốt nghiệp tiểu học, tỷ lệ lao động tốt nghiệp THCS và tỷ lệ lao động có trình độ cao đẳng, đại học và trên đại học. Tỷ lệ lao động tốt nghiệp THPT hầu như không có ý nghĩa, còn hệ số ước lượng của tỷ lệ lao động biết đọc, biết viết được chấp nhận ở mức 10% trong các phương trình hồi quy. Nghiên cứu cũng chỉ ra rằng hệ số ước lượng của vốn con người khi được đo bằng số năm đi học bình quân còn khá thấp. Điều này cho thấy phần nào vai trò của vốn con người chưa được để hiện rõ nét như vốn vật chất và lao động, hay nói cách khác, kinh tế các tỉnh, thành phố Việt Nam còn dựa vào tăng trưởng theo chiều rộng (gia tăng các nhân tố đầu vào là vốn vật chất và lao động) hơn là tăng trưởng theo chiều sâu (dựa trên tích lũy vốn con người và tiến bộ công nghệ).

Sử Đình Thành & Đoàn Vũ Nguyên (2015) nghiên cứu mối quan hệ giữa chi tiêu công, vốn con người và tăng trưởng tại các quốc gia đang phát triển<sup>35</sup>. Từ dữ liệu của 26 nước đang phát triển trong giai đoạn 1995 -2012, bằng phương pháp ước lượng 3SLS và GMM, nghiên cứu phát hiện chi tiêu công cho giáo dục và y tế tác động có ý nghĩa lên vốn con người và tăng trưởng. Chi tiêu công cho giáo dục làm tăng tỷ lệ nhập học đáng kể. Có sự tác động tích cực của vốn con người đến tăng trưởng. Nghiên cứu cũng cho thấy những chính sách can thiệp vĩ mô khác như: cải thiện thể chế, kiểm soát thâm hụt ngân sách và lạm phát có ý nghĩa quan trọng đối với các quốc gia đang hướng tới các mục tiêu phát triển bền vững nhờ vào vốn con người.

Phan Thị Bích Nguyệt và cộng sự (2018) nghiên cứu về nguồn vốn con người và tăng trưởng cấp độ tỉnh/ thành phố Việt Nam<sup>36</sup>. Tác giả đã phân tích vai trò của nguồn vốn con người đối với tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam, với cấp độ nghiên cứu là các tỉnh/ thành phố trong giai đoạn 2000-2016. Tác giả tiếp cận thước đo nguồn vốn con người bằng giáo dục chính quy và góc độ chi phí. Trong đó, vốn nhân lực được đo bằng tỷ lệ lao động đã qua đào tạo và chi tiêu cho giáo dục của cấp tỉnh. Sử dụng phương pháp ước lượng SGMM cho hồi quy dữ liệu bảng. Kết quả cho thấy, giáo dục cơ bản đang là yếu tố chiếm ưu thế trong tăng trưởng kinh tế trong khi vai trò của đào tạo cao cấp vẫn chưa rõ nét. Hơn nữa, kết quả cũng cho thấy chi tiêu giáo dục chưa hiệu quả để kích thích tăng trưởng.

### Một số nghiên cứu về hồi quy không gian của các tác giả Việt Nam:

Đào Thị Bích Thủy (2016) nghiên cứu tác động lan tỏa của xuất khẩu đến tăng trưởng kinh tế tại các nước ASEAN – 5, gồm Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam trong giai đoạn 1990 – 2014<sup>37</sup>. Nghiên cứu tiến hành kiểm định mối tương quan không gian giữa các quốc gia bằng phân tích nhân tử Lagarange (LM), tuy nhiên kết quả cho thấy các quốc gia không có tương quan không gian. Do đó, nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy ước lượng bình phương nhỏ nhất (OLS) trên dữ liệu bảng được xem là phù hợp trong trường hợp này.

Nguyễn Khắc Minh và Phạm Anh Tuấn (2015) đã xem xét sự hội tụ của nhân tố năng suất tổng hợp công nghiệp dư ới ảnh hưởng của đầu tư trực tiếp nước ngoài từ tiếp cận kinh tế lượng không gian<sup>38</sup>. Kết quả nghiên cứu của các tác giả ước lượng đã chỉ ra rằng tốc độ hội tụ thu được bằng việc sử dụng mô hình độ trễ không gian và sai số không gian là thấp hơn so với tốc độ hội tụ trong mô hình cổ điển.

Nguyễn Văn Thắng và Trần Thị Tuấn Anh (2019) đã khảo sát mối liên hệ kinh tế giữa các tỉnh thành của Việt Nam bằng cách tiếp cận phương pháp hồi quy không gian<sup>39</sup>. Trên cơ sở dữ liệu từ niên giám thống kê của các tỉnh thành giai đoạn 2010 – 2017, các tác giả chỉ ra rằng có sự tương quan không thuận chiều giữa các địa phương tại Việt Nam về quy mô tổng sản phẩm tạo ra trên địa bàn cấp tỉnh. Kết quả cũng cho thấy, yếu tố vốn và lao động không những tác động cùng chiều đến mô hình tăng trưởng kinh tế của địa phương đó mà còn ảnh hưởng cùng chiều đến quy mô kinh tế của địa phương lân cận.

## PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

### Kiểm định Moran's I

Khi xem xét sự phụ thuộc không gian giữa các đơn vị trong khu vực, thì việc sử dụng một phương pháp đánh giá, phân tích sự tương quan không gian là cần thiết. Có nhiều công cụ được sử dụng kiểm định mối tương quan không gian này, để xác định xem có sự tồn tại mối tương quan không gian giữa các khu vực lân cận hay không, có thể có nhiều phương pháp kiểm tra. Trong nghiên cứu này nhóm tác giả sử dụng hệ số Moran ' s I, được tính theo công thức như sau:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x}) (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Trong đó,

$x_i$  là giá trị quan sát của đơn vị không gian thứ i.

$\bar{x}$  là giá trị trung bình của  $x_i$ .

$n$  là số giá trị quan sát của các đơn vị không gian.

$w_{ij}$  là phần tử dòng i, cột j của ma trận trọng số không gian W.

Trong kiểm định Moran' s I là kiểm định giả thuyết  $H_0$ : không có tương quan không gian trong cấu trúc dữ liệu. Một khi giả thuyết  $H_0$  bị bác bỏ, đồng nghĩa với việc có sự tương quan không gian trong dữ liệu nghiên cứu.

### Mô hình hồi quy không gian

Việc phân tích dữ liệu bảng không gian trong kinh tế lượng của các nhà nghiên cứu đang phát triển mạnh về mặt phương pháp luận. Đóng góp gần đây có thể nêu ra một số nghiên cứu điển hình như Baltagi và cộng sự<sup>40</sup>, Elhorst<sup>41</sup>, Anselin<sup>42</sup>, Kapoor cộng sự<sup>43</sup>, Baltagi và Liu<sup>44</sup>. Trong đó, Elhorst<sup>41</sup> đã đưa ra phân tích và đánh giá về các vấn đề phát sinh trong việc ước lượng các mô hình kinh tế lượng không gian với dữ liệu bảng. Trong nghiên cứu ứng dụng được mở rộng cần xem xét về tương quan sai số không gian hoặc biến phụ thuộc bị trễ không gian bao gồm: mô hình hiệu ứng cố định, mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên, mô hình hệ số cố định và mô hình hệ số ngẫu nhiên. Hiện nay có nhiều mô hình kinh tế lượng không gian được sử dụng, theo Elhorst<sup>41</sup>, Chou và cộng sự<sup>45</sup>, các mô hình cơ bản được sử dụng để ước lượng với dữ liệu bảng không gian là: mô hình độ trễ không gian (SAR-Spatial Lag Model), mô hình sai số không gian (SEM-Spatial Error Model) và mô hình Durbin không gian (SDM - Spatial Durbin Model). Tuy nhiên, theo Vega và Elhorst<sup>41</sup> những mô hình này là trường hợp đặc biệt của mô hình không gian tổng quát (GNS-General Nesting Spatial), đây là mô hình cho tất cả các loại hiệu ứng tương quan không gian.

Mô hình (GNS) dữ liệu chéo tổng quát có dạng như sau:

$$Y = \alpha I_N + \rho WY + X\beta + WX\theta + u \quad (1)$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon$$

Trong đó,

Y: là vec tơ biến phụ thuộc (Nx1) tại khu vực i (i = 1, ..., N).

X: là ma trận (NxK) gồm các biến giải thích, K là số biến giải thích.

$\rho$ : là tham số tự tương quan không gian tương ứng với biến trễ không gian WY.

( $\rho WY$ ) tương tác nội sinh.

W: là ma trận trọng số không gian cấp (NxN), mô tả mối liên hệ không gian giữa các đơn vị.

$\theta$ : chỉ hiệu ứng tương tác ngoại sinh của các khu vực lân cận của biến giải thích WX.

( $\theta WX$ ) tương tác ngoại sinh

$\beta$  là tham số ước lượng của các biến độc lập và là ma trận ( $K \times 1$ ).

$\lambda$  chỉ sự phụ thuộc không gian của các khu vực lân cận của các số hạng sai số.

( $\lambda Wu$ ) tương tác thông qua sai số.

$\varepsilon$  vec tơ sai số có phân phối chuẩn, trung bình bằng 0 và độ lệch chuẩn  $\sigma$ .

Mô hình tổng quát (1) bao hàm tương tác không gian gồm có tương tác nội sinh, tương tác ngoại sinh và tương tác thông qua sai số. Một điều hiển nhiên, chúng ta sẽ luôn mong muốn tối ưu hóa việc nghiên cứu đồng thời cả 3 tương tác này. Tuy nhiên, theo Elhorst (2010), việc sử dụng mô hình (1) sẽ khiến cho tương tác nội sinh và tương tác ngoại sinh không thể tách biệt với nhau, vì vậy ít nhất 1 tương tác sẽ bị loại bỏ khỏi mô hình.

Từ mô hình (1) có thể tạo ra biến thể các mô hình không gian khác. Tuy nhiên, trong phạm vi nghiên cứu này tác giả tập trung vào 3 mô hình phổ biến nhất đó là: mô hình sai số không gian (SEM – spatial error model); mô hình tự hồi quy không gian (SAR – spatial autoregression model) và mô hình Durbin không gian (SDM – spatial Durbin Model).

Dạng ma trận của mô hình sai số không gian SEM là

$$Y = X\beta + U$$

$$U = \lambda Wu + \varepsilon$$

Trong đó, là biến phụ thuộc là biến độc lập là vector sai số bị tương quan về mặt không gian là hệ số tự tương quan không gian là ma trận trọng số không gian  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$ .

Trong mô hình tự hồi quy không gian SAR, mối tương quan về mặt không gian được đưa trực tiếp vào mô hình hồi quy thông qua biến trễ không gian của của biến phụ thuộc. Mô hình tự hồi quy không gian được biểu diễn dưới dạng ma trận như sau:  $Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon$

trong đó  $\rho$  là hệ số tự hồi quy không gian các ký hiệu tương tự (1).

Mô hình Durbin không gian có sự khác biệt với hai mô hình trên ở chỗ có xét đến sự tương quan không gian của tất cả các biến giải thích bên cạnh sự tương quan không gian của biến phụ thuộc.  $Y = \rho WY + X\beta + WXy + \varepsilon$

Nghiên cứu của Anselin & Bera<sup>46</sup> trong trường hợp có sự phụ thuộc về mặt không gian, các giả thiết của phương pháp OLS không còn được đảm bảo. Nếu hệ số tự tương quan không gian khác 0, việc ước lượng mô hình bằng OLS sẽ vẫn cho các ước lượng hệ số hồi quy không chệch nhưng không hiệu quả, ước lượng sai số chuẩn của hệ số hồi quy bị chệch. Nếu hệ số tự

hồi quy không gian khác 0, việc ước lượng mô hình bằng OLS sẽ làm cho ước lượng hệ số hồi quy chệch và không vững. Phương pháp thường dùng nhất để ước lượng các mô hình là phương pháp hợp lý cực đại (maximum likelihood).

Một trong những khó khăn lớn nhất khi áp dụng các phương pháp đo lường mối tương quan về mặt không gian đó là vấn đề xác định ma trận trọng số không gian. Có nhiều cách thiết kế ma trận trọng số không gian. Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng ma trận trọng số không gian là ma trận trọng số liên kế (contiguity matrix). Các phần tử của ma trận trọng số liên kế nhận giá trị bằng 1 nếu các đơn vị không gian có tiếp giáp nhau và bằng 0 cho các trường hợp còn lại<sup>47</sup>.

Có một số mô hình cho các tác động như: Tác động trực tiếp, tác động gián tiếp và tổng tác động. Theo Elhorst<sup>41</sup> đưa ra yếu tố các tác động tổng quát như sau:

Từ (1) được viết lại:

$$y = (I - \rho W)^{-1} (X\beta + WX\theta) + \alpha I_N + u$$

Lấy đạo hàm riêng phần của các giá trị kỳ vọng của  $y$  theo  $k$  biến giải thích của  $X$ , với các quan sát  $1, \dots, N$  được viết như sau:

$$\left[ \frac{\delta E(y)}{\delta x_{1k}} \dots \frac{\delta E(y)}{\delta x_{nk}} \right] = (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \dots & w_{1N}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & w_{2N}\theta_k \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ w_{N1}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix}$$

Các phần tử nằm trên đường chéo chính của ma trận trên là các tác động trực tiếp, và tác động gián tiếp là các dòng hoặc các cột (ngoại trừ đường chéo chính). Theo LeSage và Pace<sup>47</sup>, Vega và Elhorst<sup>48</sup>, lưu ý rằng sự hiện diện của ma trận trọng số không gian làm cho các hiệu ứng biến trở nên phong phú và phức tạp hơn so với mô hình với phương pháp OLS truyền thống.

### Mô hình nghiên cứu để xuất

Trên cơ sở mô hình tăng trưởng của Solow<sup>27</sup>, Lucas<sup>1</sup> mở rộng mô hình tăng trưởng trên với hàm sản xuất Cobb – Douglas và tiến bộ công nghệ như sau:

$$Y(t) = A(t)K(t)^\alpha H(t)^\beta L(t)^\gamma \quad (2)$$

trong đó,  $Y$  là đầu ra của hàm sản xuất,  $K$  nguồn vốn tư nhân,  $H$  là nguồn vốn con người,  $L$  là số lao động và  $A$  là mức độ công nghệ.

Hàm sản xuất Cobb – Douglas có thể viết lại theo bình quân đầu người như sau:

$$y_{it} = A_i(t)k_{it}^\alpha h_{it}^\beta l_{it}^{\gamma+\alpha+\beta-1} \quad (3)$$

với  $i$  và  $t$  được ký hiệu bởi đối tượng và thời gian, trong đó  $y_{it} = \frac{Y_{it}}{L_{it}}$ ;  $k_{it} = \frac{K_{it}}{L_{it}}$ ;  $h_{it} = \frac{H_{it}}{L_{it}}$

Lấy logarit hai vế phương trình (3) ta được:  $\ln(y_{it}) = \ln A_{it} + \beta_{11} \ln(k_{it}) + \beta_{12} \ln(h_{it}) + \beta_{13} \ln(L_{it}) + \varepsilon_{it}$  trong đó  $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ,  $i = 1, 2, \dots, N$ ,  $t = 1, 2, \dots, T$ .

Trên cơ sở đó, tác giả đề xuất mô hình kinh tế lượng không gian nghiên cứu ảnh hưởng của nguồn vốn con người đến tăng trưởng kinh tế gồm một số biến (được mô tả trong **Bảng 1**) như trong phương trình sau:

$$\begin{aligned} \ln \text{grdp}_{it} = & \alpha_1 + \rho W \ln \text{grdp}_{it} + \beta_1 \ln \text{expedu}_{it} + \beta_2 \ln \text{labeledu}_{it} \\ & + \beta_3 \ln \text{inv}_{it} + \beta_4 \ln \text{pop}_{it} + \beta_5 \ln \text{pci}_{it} + \theta_1 W \ln \text{expedu}_{it} \\ & + \theta_2 W \ln \text{labeledu}_{it} + \theta_3 W \ln \text{inv}_{it} + \theta_4 W \ln \text{pop}_{it} + \theta_5 W \ln \text{pci}_{it} + u_{it} \end{aligned}$$

Trong đó,  $u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it}$

## KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

### Thống kê mô tả các biến

Nghiên cứu này sử dụng bộ dữ liệu dựa trên khảo sát của 63 tỉnh thành từ năm 2010 đến 2017 được trích xuất từ Niên giám thống kê của các tỉnh thành do Tổng cục Thống kê Việt Nam công bố.

Kết quả thống kê ở **Bảng 2** cho thấy, giá trị trung bình của  $\ln \text{grdp}$  bình quân đầu người/ năm của 63 tỉnh thành Việt Nam là 10,41520 triệu đồng, với độ lệch chuẩn là 0,5316136 triệu đồng. Kết quả cũng cho thấy, giá trị trung bình của logarit chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục của các tỉnh thành là 7,543633 tỷ đồng.

### Ước lượng các mô hình dữ liệu bảng

Trước khi nghiên cứu mô hình hồi quy không gian, ta xem xét ảnh hưởng của nguồn vốn con người đến tăng trưởng kinh tế bằng hồi quy dữ liệu **Bảng 3**.

Kết quả kiểm định sự phù hợp của 2 mô hình Pooled OLS, FEM cho thấy, mô hình FEM phù hợp hơn mô hình Pooled OLS. Kiểm định Hausman xem xét giữa mô hình FEM và mô hình REM có  $\chi^2(5) = 40,08$  và  $p\text{-value} = 0,0000 < 0,01$  chứng tỏ mô hình FEM là phù hợp. Kết quả hồi quy mô hình FEM từ **Bảng 4** cũng cho thấy nguồn vốn con người bao gồm tổng chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục cấp tỉnh và tổng số lao động đang làm việc ở các thành phần kinh tế đã qua đào tạo ảnh hưởng tích cực đến tổng sản phẩm bình quân đầu người cấp tỉnh.

### Hồi quy dữ liệu bảng mô hình phi không gian

Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng các kiểm định theo Elhorst (2012). Trước hết sử dụng một số kiểm định LM (Lagrange Multiplier) cho các mô hình với dữ liệu bảng phi không gian, để xem xét mô hình

kinh tế lượng không gian hoặc mô hình ước lượng bằng OLS truyền thống là phù hợp.

Mô hình tác động cố định không gian, thống kê kiểm định LM về độ trễ không gian, có giá trị LM = 146,47,  $p\text{-value} < 2,2e-16$ , điều này chứng tỏ có sự phụ thuộc độ trễ không gian. Thống kê kiểm định LM về tương quan của số hạng sai số không gian, có giá trị LM = 61,177,  $p\text{-value} = 1,485e-09$ , do đó mô hình có sự tương quan không gian của số hạng sai số.

Mô hình tác động cố định theo thời gian, thống kê kiểm định LM về độ trễ không gian, có giá trị LM = 90,861,  $p\text{-value} < 2,2e-16$ , từ đó cho thấy có sự phụ thuộc độ trễ không gian. Thống kê kiểm định LM về tương quan của số hạng sai số không gian, có giá trị LM = 61,177,  $p\text{-value} = 5,216e-15$ , có sự tương quan không gian của số hạng sai số.

Mô hình tác động cố định theo không gian và thời gian, thống kê kiểm định LM về độ trễ không gian, có giá trị LM = 5,3017,  $p\text{-value} = 0,0213$ , kết quả cho thấy có sự phụ thuộc độ trễ không gian. Thống kê kiểm định LM về tương quan của số hạng sai số không gian, có giá trị LM = 5,0643,  $p\text{-value} = 0,02442$ , có sự tương quan không gian của số hạng sai số.

Từ kết quả kiểm định bằng thống kê LM của ba mô hình trên cho thấy, mô hình kinh tế lượng không gian phù hợp hơn mô hình ước lượng bằng OLS truyền thống. Hơn nữa, để xác định xem có hiệu ứng cố định không gian và hiệu ứng cố định thời gian trong các mô hình, thông thường sử dụng kiểm định LR (Likelihood Ratio) với dữ liệu bảng. Kiểm tra giả thiết:  $H_0 : \mu_i = 0$  cho các hiệu ứng cố định không gian, kết quả giá trị thống kê kiểm định LR là 393,90 và  $p\text{-value} = 0,000 < 0,01$ , điều này chứng tỏ giả thiết  $H_0$  bị bác bỏ. Tương tự, kiểm tra giả thiết  $H_0 : \nu_t = 0$  cho các hiệu ứng cố định thời gian, kết quả giá trị thống kê kiểm định LR là 116,55 và  $p\text{-value} = 0,000 < 0,01$ , do đó giả thiết  $H_0$  cũng bị bác bỏ. Điều này cho thấy rằng các hiệu ứng cố định theo không gian và thời gian được sử dụng trong mô hình nghiên cứu của bài viết này.

### Kiểm định Moran's I

Kết quả kiểm định Moran's I ở **Bảng 5** cho thấy, có sự tương tác không gian của  $\ln \text{grdp}$  bình quân đầu người trong giai đoạn 2010 – 2017 tính theo giá hiện hành. Tất cả các giá trị của hệ số Moran đều dương, chứng tỏ có sự tương quan cùng chiều  $\ln \text{grdp}$  giữa các tỉnh thành Việt Nam.

Từ kết quả kiểm định hệ số Moran ở **Bảng 3** cho biết có sự tương tác không gian của biến phụ thuộc  $\text{grdp}$ , do vậy cần thiết phải áp dụng hồi quy không gian đối với mô hình này.

**Bảng 1: Giải thích các biến trong mô hình**

| Ký hiệu biến               | Định nghĩa biến   | Kỳ vọng | Nguồn                                     |
|----------------------------|---|---------|---|
| <i>Tăng trưởng kinh tế</i> |   |         |   |
| lngrdp                     | Logarit tự nhiên của GDP thực bình quân đầu người cấp tỉnh.                             |         | Tổng cục Thống kê Việt Nam.               |
| <i>Nguồn vốn con người</i> |   |         |   |
| lnexpedu                   | Logarit chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục của tỉnh/ thành phố.                    | +       | Tổng cục Thống kê Việt Nam.               |
| lnlaboredu                 | Logarit số lao động cấp tỉnh đang làm việc trong các thành phần kinh tế đã qua đào tạo. | +       | Tổng cục Thống kê Việt Nam.               |
| <i>Biến kiểm soát</i>      |   |         |   |
| lninv                      | Logarit tổng số vốn đầu tư của tỉnh/ thành phố.   | +       | Tổng cục Thống kê Việt Nam.               |
| lnpop                      | Logarit tổng dân số của các tỉnh/ thành phố.  | +       | Tổng cục Thống kê Việt Nam.               |
| lnpci                      | Logarit chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh.  | +       | Phòng thương mại và công nghiệp Việt Nam. |

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả)

**Bảng 2: Thống kê mô tả các biến trong mô hình**

| Biến       | Số quan sát | Giá trị trung bình | Độ lệch chuẩn | Giá trị thấp nhất | Giá trị lớn nhất |
|------------|-------------|--------------------|---------------|-------------------|------------------|
| lngrdp     | 504         | 10,41502           | 0,5316136     | 9,192177          | 12,50862         |
| lnexpedu   | 504         | 7,543633           | 0,5600831     | 5,43721           | 10,5498          |
| lnlaboredu | 504         | 5,25228            | 0,7473826     | 3,514526          | 8,140403         |
| lninv      | 504         | 9,69977            | 0,8780183     | 7,283654          | 12,8096          |
| lnpop      | 504         | 7,072866           | 0,5714927     | 5,695414          | 9,064505         |
| lnpci      | 504         | 4,070478           | 0,0691461     | 3,809326          | 4,297693         |

(Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu thu thập)

**Bảng 3: Hồi quy dữ liệu bảng**

|                   | Pooled OLS    | FEM                               | REM           |
|-------------------|---------------|-----------------------------------|---------------|
| <i>lnexpedu</i>   | 0,0425092     | 0,3224838***                      | 0,3795346***  |
| <i>lnlaboredu</i> | 0,0706692     | 0,2389602***                      | 0,3149032***  |
| <i>lninv</i>      | 0,5055445***  | 0,1695946***                      | 0,2086083***  |
| <i>lnpop</i>      | -0,3983807*** | 1,735938***                       | -0,3784222*** |
| <i>lnpci</i>      | 1,579451***   | 0,4792412***                      | 0,6793003***  |
| Hệ số chặn        | 1,208079      | -9,146595***                      | 3,78599***    |
| Kiểm định Hausman |               | chi2(5)=40,08; Prob>chi2 = 0,0000 |               |

(Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu thu thập)

(\*), (\*\*), (\*\*\*) tương ứng mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%



**Bảng 4: Hồi quy dữ liệu bảng mô hình tác động cố định không gian, thời gian**

|  | Pooled OLS    | Mô hình tác động cố định không gian | Mô hình tác động cố định thời gian | Mô hình tác động cố định không gian và thời gian |
|--|---------------|-------------------------------------|------------------------------------|--|
| <i>lnexpedu</i>  | 0,0425092     | 0,322484***                         | -0,231488***                       | 0,028657   |
| <i>lnlaboredu</i>  | 0,0706692     | 0,238960***                         | 0,091054*                          | -0,087147  |
| <i>lninv</i>   | 0,5055445***  | 0,169595***                         | 0,444407***                        | 0,076511*  |
| <i>lnpop</i>   | -0,3983807*** | 1,735939***                         | -0,173422**                        | 0,613841***                                      |
| <i>lnpci</i>   | 1,579451***   | 0,479241***                         | 1.255496***                        | 0,200050*  |
| Kiểm định LM về độ trễ không gian                        |               | 146,47***                           | 90,861***                          | 5,3017***  |
| Kiểm định LM về tương quan của số hạng sai số không gian |               | 61,177***                           | 61,177***                          | 5,0643***  |

(Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu thu thập  
(\*), (\*\*), (\*\*\*) : tương ứng mức ý nghĩa 10%, 5%, 1 %

**Bảng 5: Kiểm định Moran's I**

| Biến       | Giá trị I | P-Value |
|------------|-----------|---------|
| lnrgdp2010 | 0,368     | 0,000   |
| lnrgdp2011 | 0,393     | 0,000   |
| lnrgdp2012 | 0,369     | 0,000   |
| lnrgdp2013 | 0,345     | 0,000   |
| lnrgdp2014 | 0,332     | 0,000   |
| lnrgdp2015 | 0,357     | 0,000   |
| lnrgdp2016 | 0,392     | 0,000   |
| lnrgdp2017 | 0,379     | 0,000   |

(Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu thu thập)

**Ước lượng các mô hình không gian**

Để kiểm tra giả thuyết liệu mô hình SDM có thể được đơn giản hóa thành mô hình SEM, ta kiểm tra giả thiết  $H_0 : \theta + \rho\beta = 0$ . Kết quả thống kê cho thấy, giá trị kiểm định Wald là 55,80 với p-value = 0,000 < 0,01, và thống kê kiểm định LR = 142,7314 với p-value=0,000 < 0,01, bác bỏ giả thiết  $H_0$ , điều này chứng tỏ SDM phù hợp hơn SEM (Bảng 6).

Tương tự, giả thuyết rằng mô hình SDM có thể được đơn giản hóa thành mô hình SAR hay không, ta kiểm tra giả thiết  $H_0 : \theta = 0$ . Kết quả kiểm định cho thấy, giá trị kiểm định Wald là 34 3,62 và Thống kê kiểm định LR=287,1128, p-value=0,000 < 0,01 cả hai kiểm định có p-value = 0,000 < 0,01. Bác bỏ giả thiết  $H_0$ , cho thấy SDM là phù hợp hơn SAR. Từ các kết quả kiểm định trên cho thấy SDM-FEM là phù hợp hơn (Bảng 6).

Kết quả tác động trực tiếp, gián tiếp và tổng tác động được cho ở Bảng 7.

Hiệu ứng tác động trực tiếp và các hệ số ước lượng chênh lệch, sự khác biệt này có thể do các hiệu ứng phản hồi khi xảy ra nội sinh giữa biến giải thích với biến trễ không gian của chúng.

**Tác động trực tiếp**

Xem xét yếu tố nguồn vốn con người từ mỗi tỉnh, thành có tác động như thế nào đối với tổng sản phẩm bình quân đầu người tỉnh đó. Kết quả nghiên cứu cho thấy, chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục cấp tỉnh có tác động cùng chiều đến tổng sản phẩm bình quân đầu người của địa phương đó. Cụ thể, nếu tăng chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục cấp tỉnh trung bình 1% thì tác động trực tiếp làm tổng

**Bảng 6: Kết quả hồi quy không gian cho SDM, SAR, SEM**

| Biến độc lập        | Pooled OLS    | SEM       | SAR        | SDM        |
|---------------------|---------------|-----------|------------|------------|
| <i>lnexpedu</i>     | 0,0425092     | 0,2522*** | -0,0697**  | 0,1387***  |
| <i>lnlaboredu</i>   | 0,0706692     | 0,2116*** | -0,1345**  | 0,1132**   |
| <i>lninv</i>        | 0,5055445***  | 0,1586*** | 0,0752***  | 0,1255***  |
| <i>lnpop</i>        | -0,3983807*** | 1,4686*** | -1,0025*** | 0,79945*** |
| <i>lnpci</i>        | 1,579451***   | 0,3106*** | -,3144**   | 0,09805    |
| Hệ số chặn          | 1,208079      |           |            |            |
| <i>W.lnexpedu</i>   |               |           |            | -0,0630*** |
| <i>W.lnlaboredu</i> |               |           |            | 0,0083     |
| <i>W.lninv</i>      |               |           |            | -0,0463*** |
| <i>W.lnpop</i>      |               |           |            | -0,5407*** |
| <i>W.lnpci</i>      |               |           |            | -0,0947*** |
| Số quan sát (n)     | 504           | 504       | 504        | 504        |
| Rho                 |               |           | 0,2895***  | 0,3003***  |
| Lamda               |               | 0,1116*** |            |            |
| Log-likelihood      |               | 423,7257  | 208,8036   | 352,3600   |

(Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu thu thập  
(\*), (\*\*), (\*\*\*) tương ứng mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%

**Bảng 7: Tác động trực tiếp, gián tiếp và tổng tác động của SDM - FEM**

|                   | Tác động trực tiếp | Tác động gián tiếp | Tổng tác động |
|-------------------|--------------------|--------------------|---------------|
| <i>lnexpedu</i>   | 0,1611***          | 0,1474**           | 0,3085***     |
| <i>lnlaboredu</i> | 0,0669             | -0,2915            | -0,2246       |
| <i>lninv</i>      | 0,1368***          | 0,0610             | 0,1978**      |
| <i>lnpop</i>      | 1,1125***          | 2,1175**           | 3,2299***     |
| <i>lnpci</i>      | 0,1672             | 0,4580             | 0,6251*       |

(Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu thu thập  
(\*), (\*\*), (\*\*\*) tương ứng mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%

sản phẩm bình quân đầu người chính địa phương đó tăng trung bình lên 0,1611% trong điều kiện xem xét các yếu tố khác không đổi, nhưng do tác động phản hồi nên tác động trực tiếp của chi thường xuyên ngân sách cấp tỉnh đến tổng sản phẩm bình quân đầu người địa phương đó chỉ tăng trung bình 0,1387% (2,24% của mức tác động phản hồi). Kết quả cũng cho thấy, tổng vốn đầu tư cấp tỉ nhtăng trung bình 1% sẽ thúc đẩy trực tiếp tổng sản phẩm bình quân đầu người ở địa phương đó tăng trung bình lên 0,1368% với điều kiện các yếu tố khác không đổi, do tác động phản hồi tổng vốn đầu tư cấp tỉnh đến tổng sản phẩm bình quân đầu người địa phương đó chỉ tăng trung bình 0,1255% (1,13% của mức tác động phản hồi). Tương tự, nếu quy mô dân số của tỉnh hàng năm tăng trung bình lên

1% thì kéo theo tổng sản phẩm bình quân đầu người địa phương đó tăng trung bình 1,1125% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, nhưng do tác động phản hồi nên tổng sản phẩm bình quân đầu người chỉ tăng trung bình 0,7995% (31,3% của mức tác động phản hồi).

### Tác động gián tiếp

Xem xét sự tác động của nguồn vốn con người của địa phương lân cận có tác động như thế nào đến địa phương cụ thể. Kết quả ước lượng cho thấy, chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục cấp tỉnh ở địa phương lân cận có ảnh hưởng cùng chiều đến tăng trưởng ở địa phương cụ thể. Kết quả ở **Bảng 7** ta thấy, chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục của các

tỉnh lân cận tăng trung bình 1% thì sẽ tác động gián tiếp làm tăng tổng sản phẩm bình quân đầu người một tỉnh cụ thể là 0,1474% với điều kiện các yếu tố khác không đổi. Ngoài ra, quy mô dân số của các tỉnh lân cận tăng trung bình 1% cũng có tác động gián tiếp làm tăng tổng sản phẩm bình quân đầu người của một tỉnh cụ thể là 2,1175% với điều kiện các yếu tố khác không đổi.

### Tổng tác động

Xem xét sự thay đổi nguồn vốn con người ở chính địa phương đang xem xét hay ở địa phương lân cận đối với tăng trưởng kinh tế địa phương nghiên cứu. Kết quả ước lượng cho thấy, chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục tại địa phương không những tác động trực tiếp đến tăng trưởng kinh tế ở địa phương đó, mà còn chịu tác động gián tiếp của các địa phương lân cận đến tăng trưởng kinh tế của địa phương đó. Cụ thể, khi chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục cấp tỉnh tăng trung bình 1% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi thì góp phần thúc đẩy tổng sản phẩm bình quân đầu người địa phương tăng trung bình lên 0,3085%, trong đó 0,1611% là do tác động từ chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục nội tỉnh và 0,1474% là tác động gián tiếp chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục của các tỉnh lân cận. Tương tự, quy mô dân số tăng trung bình 1% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi thì góp phần thúc đẩy tổng sản phẩm bình quân đầu người địa phương tăng trung bình lên 3,2299%, trong đó 1,1125% là do tác động từ quy mô dân số nội tỉnh và 2,1175% là do tác động gián tiếp tổng quy mô dân số của các tỉnh lân cận. Ngoài ra, chỉ số năng lực cạnh tranh cũng có tác động đến tăng trưởng địa phương nhưng không có bằng chứng cho thấy có tác động trực tiếp hay gián tiếp. Tổng vốn đầu tư cấp tỉnh cũng góp phần thúc đẩy quy mô tổng sản phẩm địa phương, tuy nhiên chỉ tìm thấy tác động trực tiếp, chưa có bằng chứng tác động gián tiếp.

### THẢO LUẬN VÀ KẾT LUẬN

Nghiên cứu này xem xét vai trò của vốn con người lên tăng trưởng kinh tế ở cấp độ tỉnh/ thành phố của 63 tỉnh/ thành phố Việt Nam bằng cách tiếp cận phương pháp kinh tế lượng không gian. Kết quả nghiên cứu cho thấy nguồn vốn con người được đại diện bằng chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục nội tại của địa phương và địa phương lân cận có ảnh hưởng tích cực đến tổng sản phẩm bình quân đầu người của địa phương xem xét. Mặt khác, kết quả cũng cho thấy, tổng đầu tư, dân số và chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh không những tác động đến tăng trưởng kinh tế ở

địa phương đang xét mà còn có ảnh hưởng cùng chiều đến tăng trưởng kinh tế ở các địa phương lân cận. Nghiên cứu chỉ ra chi ngân sách xuyên cấp có tác động cùng chiều đến tăng trưởng kinh tế, điều này rất giống với các nghiên cứu trước đây như Sử Đình Thành & Đoàn Vũ Nguyên (2015)<sup>35</sup>, Ferda (2011)<sup>29</sup>, Phan Thị Bích Nguyệt và cộng sự (2018)<sup>36</sup>. Tuy nhiên, điểm khác của nghiên cứu này khác với các nghiên cứu trước đây ở chỗ có sự ảnh hưởng không gian của chi thường xuyên cho giáo dục đến tăng trưởng kinh tế. Mặt dù, các nghiên cứu trước đây tìm thấy sự ảnh hưởng của lao động qua đào tạo đến tăng trưởng kinh tế như Phan Thị Bích Nguyệt và cộng sự (2018)<sup>36</sup>, nhưng khi tiếp cận theo kinh tế lượng không gian đối với nghiên cứu này thì chưa thấy có sự tác động.

Với kết quả này, các nhà hoạch định chính sách cần có những giải pháp phát triển nguồn vốn con người bằng cách tăng nguồn chi cho giáo dục một cách hợp lý. Nâng cao chất lượng đào tạo cho lao động. Đồng thời, có chính sách cơ cấu đầu tư hợp lý, phát triển dân số một cách bền vững và cải thiện năng lực cạnh tranh ở mỗi địa phương. Ngoài ra, trong quá trình xây dựng các chính sách cần có sự liên kết giữa các địa phương. Thông qua đó góp phần phát triển nguồn vốn con người, đáp ứng nhu cầu phát triển của đất nước trong thời đại cách mạng công nghiệp 4.0.

Tuy nhiên, bài viết vẫn còn nhiều hạn chế như chỉ sử dụng ma trận trọng số liền kề mà chưa xem xét đến các ma trận trọng số khác. Mặt khác, cần xem xét bổ sung thêm các biến nguồn vốn con người vào mô hình nghiên cứu và tăng cường thêm các biến kiểm soát để thấy rõ hơn tác động của vốn con người đến tăng trưởng kinh tế tại địa phương.

### DANH MỤC CÁC TỪ VIẾT TẮT

SEM: mô hình sai số không gian

SAR: mô hình tự hồi quy không gian

SDM: mô hình Durbin không gian

FEM: mô hình tác động cố định.

REM: mô hình tác động ngẫu nhiên

### TUYÊN BỐ 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.

### TUYÊN BỐ ĐÓNG GÓP CỦA TÁC GIẢ

Tác giả Nguyễn Văn Sĩ: Trình bày giới thiệu nghiên cứu, tóm tắt nghiên cứu, chạy kết quả mô hình hồi quy, thảo luận và kết luận.

Tác giả Lê Trung Kiên: Nghiên cứu tổng quan, xây dựng mô hình nghiên cứu, thu thập dữ liệu từ Niên giám thống kê, đánh giá kết quả nghiên cứu.

## TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Lucas RE. On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics*. 1998;22(1):3–42.
- Romer PM. Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*. 1986;94(5):1002–1037. Available from: <https://dx.doi.org/10.1086/261420>.
- Schultz TW. Investment in human capital. *The American Economic Review*. 1961;51(1):1–17.
- Mankiw NG, Romer D, Weil DN. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*. 1992;107(2):407–437. Available from: <https://dx.doi.org/10.2307/2118477>.
- Barro RJ. Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*. 1991;106(2):407–407. Available from: [10.2307/2937943](https://dx.doi.org/10.2307/2937943); <https://dx.doi.org/10.2307/2937943>.
- Worldbank. Broad-Based Upturn, but for How Long?; 2018. Retrieved from TheWorld Bank: <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/28932>.
- Harvey J, Johnson M. *Economic Growth Introduction to Macro-Economics: A Workbook*. London: Palgrave Macmillan UK; 1973.
- Barro RJ, Sala-i-Martin X. *Economic Growth*. Cambridge: M.I.T. Press; 2003.
- Petty W. *Political Arithmetik*. and others, editor. London: Robert Clavel and Henry Mortlock; 1690.
- Smith A. *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. Oxford: Clarendon Press; 1776.
- Marshall A. *Principles of Economics: An Introductory Volume*. vol. 8th edition. London: Macmillan; 1930.
- Mincer J. Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *Journal of Political Economy*. 1958;66(4):281–302. Available from: <https://dx.doi.org/10.1086/258055>.
- Becker GS. *Human capital: A theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to education*. Chicago: University of Chicago Press; 1964.
- Machlup F. *The Production and Distribution of Knowledge in the United States*. New Jersey: Princeton University Press; 1962.
- Drucker PF. *The Age of Discontinuity: Guidelines to Our Changing Society*. New Jersey: Transaction Publishers; 1992.
- Rastogi PN. Knowledge management and intellectual capital as a paradigm of value creation. *Human Systems Management*. 2002;21(4):229–240.
- Westphalen SA. Reporting on human capital; objectives and trends. In: Descy P, Tessaring M, editors. *Training in Europe: Second report on vocational training research in Europe 2000: Background report*. vol. 1. Office for Official Publications of the European Communities; 2001.
- Bontis N. Intellectual capital: an exploratory study that develops measures and models. *Management Decision*. 1998;36(2):63–76. Available from: <https://dx.doi.org/10.1108/00251749810204142>.
- Fuente ADL, Ciccone A. *Le Capital Humain dans une Économie Mondiale sur la Connaissance*. Brussels: Rapport pour la Commission Européenne; 2002.
- Au AKM, Altman Y, Roussel J. Employee training needs and perceived value of training in the Pearl River Delta of China: A human capital development approach. *Journal of European Industrial Training*. 2008;32(1):19–31. Available from: <https://dx.doi.org/10.1108/03090590810846548>.
- Romer P. Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*. 1990;98(5):71–102.
- Frank RH, Bernanke B. *Principles of Economics*. Boston: McGraw-Hill/Irwin; 2007.
- Sheffrin MS. *Economics: Principles in Action*. New Jersey: Pearson Prentice Hall; 2003.
- Rodriguezjp L, Sr. A new view of institutions, human capital, and market standardisation. *Education, Knowledge & Economy*. 2007;1(1):93–105.
- Kwon DB. Human capital and Its Measurement. In: *The 3rd World Forum on "Statistic, Knowledge and Polity" Charting Progress, Building Visions, Improving Life*; 2009.
- OECD. *The Well – being of Nations*. In: *The Role of Human and Social Capital*; 2011.
- Solow RM. Technical Change and the Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics*. 1957;39(3):312–312. Available from: <https://dx.doi.org/10.2307/1926047>.
- Zhang C, Zhuang L. The composition of human capital and economic growth: Evidence from China using dynamic panel data analysis. *China Economic Review*. 2011;22(1):165–171. Available from: <https://dx.doi.org/10.1016/j.chieco.2010.11.001>.
- Ferda YT. The relationship between human capital investment and economic growth: A panel error correction model. *Journal of Economic and Social Research*. 2011;13(1):77–90.
- Ada AA, Acaroglu H. Human capital and economic growth: A panel data analysis with health and education for MENA region. *Advances in Management and Applied Economics*. 2014;4(4):59–71.
- Benos N, Karagiannis S. Do education quality and spillovers matter? Evidence on human capital and productivity in Greece. *Economic Modelling*. 2016;54:563–573. Available from: <https://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2016.01.015>.
- Su Y, Liu Z. The impact of foreign direct investment and human capital on economic growth: Evidence from Chinese cities. *China Economics Review*. 2016;37:97–109.
- Li H, Wang Y. Growth channels of human capital: A Chinese panel data study. *China Economic Review*. 2016;
- Đạt Trần Thọ. Vai trò của vốn con người trong các mô hình tăng trưởng. *Tạp chí Nghiên cứu kinh tế*. 2011;393(2):5–12.
- Đ Thành S, Đ V Nguyễn. Chỉ tiêu công, Vốn con người và tăng trưởng: Nghiên cứu các quốc gia đang phát triển. *Tạp chí phát triển kinh tế*. 2015;26:25–45.
- Nguyệt PTB. Nguồn vốn con người và tăng trưởng kinh tế cấp độ tỉnh/thành phố tại Việt Nam. *Tạp chí nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh châu Á*. 2018;29(8):5–17.
- Đào Thị Bích Thủy. Tác động của lan tỏa xuất khẩu đến tăng trưởng kinh tế: Trường hợp các nước ASEAN -5). *Tạp chí Đại học quốc gia*. Hà Nội. 2016;(3):80–87.
- Minh NK, Tuấn PA. Hội tụ theo tỉnh của FTP công nghiệp dưới tác động của FDI: tiếp cận bằng mô hình kinh tế lượng không gian số liệu mảng. In: *Kỷ yếu công trình khoa học*. Hà Nội: Đại học Thăng Long;
- Thắng NV, Anh TT. Khảo sát mối liên hệ kinh tế giữa các tỉnh thành Việt Nam: Tiếp cận bằng phương pháp hồi quy không gian. *Tạp chí Kinh tế & phát triển*. 2019;263:2–12.
- Baltagi BH, Song SH, Koh W. Testing panel data regression models with spatial error correlation. *Journal of Econometrics*. 2003;117(1):123–150. Available from: [10.1016/s0304-4076\(03\)00120-9](https://dx.doi.org/10.1016/s0304-4076(03)00120-9); [https://dx.doi.org/10.1016/s0304-4076\(03\)00120-9](https://dx.doi.org/10.1016/s0304-4076(03)00120-9).
- Elhorst JP. Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models. *International Regional Science Review*. 2003;26(3):244–268. Available from: <https://dx.doi.org/10.1177/0160017603253791>.
- Anselin L. *Spatial econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic; 1998.
- Kapoor M, Kelejian HH, Prucha IR. Panel data models with spatially correlated error components. *Journal of Econometrics*. 2007;140(1):97–130. Available from: <https://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2006.09.004>.
- Baltagi BH, Liu L. Testing for random effects and spatial lag dependence in panel data models. *Statistics & Probability Letters*. 2008;78(18):3304–3306. Available from: <https://dx.doi.org/10.1016/j.spl.2008.06.014>.
- Chou KH, Chen CH, Mai CC. Factors Influencing China's Exports with a Spatial Econometric Model. *The International Trade Journal*. 2015;29(3):191–211.
- Anselin L, Bera AK. *Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics*. Statistics: Textbooks and Monographs. 1998;155:237–289.

47. Lesage J, Pace RK. Introduction to Spatial Econometrics. Chapman and Hall Book: CRC Press; 2009.
48. Vega SH, Elhorst JP. THE SLX MODEL. Journal of Regional Science. 2015;55(3):339–363. Available from: <https://dx.doi.org/10.1111/jors.12188>.