

Đánh giá tác động nguồn vốn con người đến GRDP của các tỉnh, thành phố Việt Nam bằng mô hình hồi quy không gian

LÊ TRUNG KIẾN*
NGUYỄN VĂN SĨ**

Tóm tắt

Với mong muốn nghiên cứu tác động nguồn vốn con người đến tăng trưởng kinh tế tại các tỉnh, thành phố Việt Nam giai đoạn 2010-2017, tác giả sử dụng mô hình hồi quy không gian dựa trên số liệu từ Niên giám Thống kê của 63 tỉnh, thành phố Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy, GRDP của địa phương xem xét không chỉ chịu sự tác động của chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế, mà còn chịu ảnh hưởng bởi chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế của các tỉnh, thành phố lân cận. Hơn nữa, GRDP của địa phương xem xét cũng chịu sự ảnh hưởng bởi GRDP của tỉnh liền kề. Ngoài ra, các biến kiểm soát, như: Tổng dân số; Chỉ số ứng dụng công nghệ thông tin; 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 GRDP của địa phương xem xét.

Từ khóa: nguồn vốn con người, tăng trưởng, hồi quy không gian

Summary

With the desire to study the effects of human capital on economic growth in Vietnam's provinces and cities during the period of 2010-2017, the authors use the spatial regression model based on data from Statistical Yearbook of 63 provinces and cities of Vietnam. The results show that GRDP of a locality is affected not only by normal expenditure on education and health of the locality but also by that of neighboring provinces. Furthermore, GRDP of a locality is influenced by the neighboring provinces' GRDP. In addition, control variables such as total population, information technology application index, provincial competitiveness index of a locality or nearby provinces create a positive impact on the involved GRDP.

Keywords: human capital, growth, spatial regression

GIỚI THIỆU

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, nhóm tác giả phân tích tác động của chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế, lực lượng lao động đã qua đào tạo đại diện cho nguồn

vốn con người đến GRDP của các tỉnh, thành phố Việt Nam bằng mô hình hồi quy 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 VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Cơ sở lý thuyết

Theo World Bank (2018), 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.

Một trong những quan điểm đầu tiên là nhìn nhận nguồn vốn con người từ góc độ cá nhân; theo đó, nguồn

*, **. Trường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh

Ngày nhận bài: 25/11/2019; Ngày phản biện: 17/12/2019; Ngày duyệt đăng: 21/12/2019

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 (Schultz, 1961). 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 (Rastogi, 2002).

Nghiên cứu của Zhang và Zhuang (2011) cho thấy, giáo dục đại học đóng vai trò quan trọng hơn là giáo dục tiểu học và THCS. Hơn nữa, bằng chứng cho thấy, vai trò của các thành phần của nguồn vốn con người trong 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.

Theo Ferda (2011), 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. Trong khi đó, Ada và Acaroglu (2014) 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) 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 là 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 THPT và đại học đưa đến ảnh hưởng tích cực đến năng suất lao động.

Theo Su và Liu (2016), 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. 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.

Nghiên cứu của Trần Thọ Đạt (2011) 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 tối nghiệp tiểu học, tỷ lệ lao động tối nghiệp THCS và tỷ lệ lao động có trình độ cao đẳng, đại học và trên đại học. Tỷ lệ lao động tối 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.

Theo Sử Đình Thành và Đoàn Vũ Nguyên (2015), 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 vi 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.

Nghiên cứu của Phan Thị Bích Nguyệt và cộng sự (2018) 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, chỉ tiêu giáo dục chưa hiệu quả để kích thích tăng trưởng.

Phương pháp nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu

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 phố do Tổng cục Thống kê Việt Nam công bố.

Kiểm định Moran's I

Trong nghiên cứu này nhóm tác giả sử dụng hệ số Moran's I, được tính theo công thức như sau:

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

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 đồng 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

Hiện nay có nhiều mô hình kinh tế lượng không gian được sử dụng, nhưng 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).

Mô hình nghiên cứu đề xuất

Trên cơ sở mô hình tăng trưởng của Solow (1957), Lucas (1988) mở rộng mô hình tăng trưởng trên với hàm sản xuất Cobb - Douglas và tiến bộ công nghệ như sau:

$$Y(t) = A(t)K(t)^\alpha H(t)^\beta L(t)^\gamma \quad (1)$$

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

Hàm sản xuất Cobb - Douglas có 4 biến tự nhiên là vốn tư nhân, vốn con người, lao động và công nghệ.

$$y_{it} = A_k k_{it}^\alpha h_{it}^\beta L_{it}^{\gamma+\alpha+\beta} \quad (2)$$

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 (2) ta được:

$$\ln(y_{it}) = \ln A_k + \beta_1 \ln(k_{it}) + \beta_2 \ln(h_{it}) + \beta_3 \ln(L_{it}) + \varepsilon_{it}$$

trong đó, $\varepsilon_{it} = N(0, \sigma^2 \varepsilon)$, $i = 1, 2, \dots, N$, $t = 1, 2, \dots, T$

Trên cơ sở đó, nhóm 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 như trong phương trình sau:

$$\ln GRDP_{it} = \alpha_1 + \rho W \ln GRDP_{it} + \beta_1 \ln EXP_{it} + \beta_2 \ln INV_{it} + \beta_3 \ln POP_{it} + \beta_4 \ln ICT_{it} + \beta_5 \ln NPCI_{it} + \theta_1 W \ln EXP_{it} + \theta_2 W \ln INV_{it} + \theta_3 W \ln POP_{it} + \theta_4 W \ln ICT_{it} + \theta_5 W \ln NPCI_{it} + u_{it}$$

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

Các biến được giải thích như Bảng 1.

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 GRDP theo giá hiện hành cấp tỉnh trong năm (tỷ đồng).		Tổng cục Thống kê Việt Nam.
<i>Nguồn vốn con người</i>			
LNEDUEH	Logarit Tổng chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế của tỉnh/thành phố trong năm (tỷ đồng).	+	Tổng cục Thống kê Việt Nam.
<i>Biến kiểm soát</i>			
LNINV	Logarit Tổng số vốn đầu tư của (tỉnh/thành phố trong năm (tỷ đồng)).	+	Tổng cục Thống kê Việt Nam
LNPOP	Logarit Tổng dân số của các tỉnh/thành phố trong năm (nghìn người)	+	Tổng cục Thống kê Việt Nam.
LNICT	Logarit tự nhiên của Chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin và truyền thông trong năm.	+	Bộ Thông tin và Truyền thông và Hội Tin học Việt Nam.
LNPCI	Logarit chỉ số Năng lực cạnh tranh cấp tỉnh trong năm.	+	Phòng Thương mại và Công nghiệp Việt Nam.

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Ước lượng các mô hình dữ liệu bảng

Trước khi nghiên cứu mô hình hồi quy không gian, nhóm tác giả xem xét ảnh hưởng của nguồn vốn con người đến GRDP bình quân đầu người bằng hồi quy dữ liệu bảng.

Kết quả kiểm định sự phù hợp của 2 mô hình Pooled OLS, FEM dựa trên kết quả AIC và BIC (sử dụng Estat ic trong stata) 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 bình phương (5) = 117,22; P-value = 0,0000 < 0,01. Do đó, nghiên cứu lựa chọn mô hình FEM để xem xét là phù hợp. Kết quả hồi quy mô hình FEM từ Bảng 2 cũng cho thấy, nguồn vốn con người bao gồm: Tổng chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế cấp tỉnh có ảnh hưởng tích cực đến GRDP của địa phương đó; Tổng vốn đầu tư; Tổng dân số; và Năng lực cạnh tranh.

Hồi quy dữ liệu bảng mô hình phi không gian

Kết quả Bảng 3 cho thấy, mô hình tác động cố định không gian, thống kê kiểm định LM về độ trễ không gian, có giá trị LM = 60,958; P-value = 5,83e-15 < 0,01, 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 = 12,558, p-value =

BẢNG 2: HỒI QUY DỮ LIỆU BẢNG

	Pooled OLS	FEM	REM
	0,036432 (0,80)	0,4173238*** (9,56)	0,4487946*** (12,10)
	0,525836*** (14,76)	0,2153872*** (6,19)	0,3072373*** (9,03)
	0,630429*** (12,03)	2,886539*** (6,30)	0,7456942*** (8,60)
	0,120828 (1,60)	-0,07243 (-1,32)	-0,0350209 (-0,62)
	1,557930*** (5,40)	0,4773733*** (20,48)	0,8175703*** (4,18)
Hệ số chặn	-5,497413*** (-4,56)	-17,18717*** (-5,88)	-4,532274*** (-5,00)
AIC	511,9241	-279,2401	
BIC	537,2596	-253,9047	
Kiểm định Hausman		chi2(5) = 117,22***	

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

Source: Phoxstar và các đơn vị đo lường của tác giả

0,0003944 < 0,01. 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 = 92,15; P-value < 2,2e-16 < 0,01. Điều này 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 = 25,407; P-value = 4,643e-07 < 0,01, 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 = 6,2535; P-value = 0,01239 < 0,05. Kết quả

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 (Schultz, 1961). 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 (Rastogi, 2002).

Nghiên cứu của Zhang và Zhuang (2011) cho thấy, giáo dục đại học đóng vai trò quan trọng hơn là giáo dục tiểu học và THCS. Hơn nữa, bằng chứng cho thấy, vai trò của các thành phần của nguồn vốn con người trong 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.

Theo Ferda (2011), 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. Trong khi đó, Ada và Acaroglu (2014) 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) 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 là 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 THPT và đại học đưa đến ảnh hưởng tích cực đến năng suất lao động.

Theo Su và Liu (2016), 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. 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.

Nghiên cứu của Trần Thọ Đạt (2011) 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 tối nghiệp tiểu học, tỷ lệ lao động tối nghiệp THCS và tỷ lệ lao động có trình độ cao đẳng, đại học và trên đại học. Tỷ lệ lao động tối nghiệp THPT hầu như không có ý nghĩa, còn hệ số được của tỷ lệ lao động biết đọc, biết viết được chấp nhận ở mức 10% trong các phương trình hồi quy.

Theo Sử Đình Thành và Đoàn Vũ Nguyên (2015), 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 vì 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.

Nghiên cứu của Phan Thị Bích Nguyệt và cộng sự (2018) 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.

Phương pháp nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu

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 phố do Tổng cục Thống kê Việt Nam công bố.

Kiểm định Moran's I

Trong nghiên cứu này nhóm tác giả sử dụng hệ số Moran's I, được tính theo công thức như sau:

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

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 đồng 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

Hiện nay có nhiều mô hình kinh tế lượng không gian được sử dụng, nhưng 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).

Mô hình nghiên cứu đề xuất

Trên cơ sở mô hình tăng trưởng của Solow (1957), Lucas (1988) mở rộng mô hình tăng trưởng trên với hàm sản xuất Cobb - Douglas và tiến bộ công nghệ như sau:

$$Y(t) = A(t)K(t)^\alpha L(t)^\beta (1)$$

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

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

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 GRDP theo giá hiện hành cấp tỉnh trong năm (tỷ đồng).		Tổng cục Thống kê Việt Nam.
<i>Nguồn vốn con người</i>			
LNEDUEH	Logarit Tổng chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế của tỉnh/thành phố trong năm (tỷ đồng).	+	Tổng cục Thống kê Việt Nam.
<i>Biến kiểm soát</i>			
LNINV	Logarit Tổng số vốn đầu tư của tỉnh/thành phố trong năm (tỷ đồng).	+	Tổng cục Thống kê Việt Nam.
LNPOP	Logarit Tổng dân số của các tỉnh/thành phố trong năm (nghìn người).	+	Tổng cục Thống kê Việt Nam.
LNICT	Logarit tự nhiên của Chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin và truyền thông trong năm.	+	Bộ Thông tin và Truyền thông và Hội Tin học Việt Nam.
LNPCI	Logarit chỉ số Năng lực cạnh tranh cấp tỉnh trong năm.	+	Phòng Thương mại và Công nghiệp Việt Nam.

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

$$y_{it} = A_i k_{it}^\alpha h_{it}^\beta L_{it}^{\gamma+\alpha+\beta-1} \quad (2)$$

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 (2) ta được:
 $\ln(y_{it}) = \ln A_i + \beta_1 \ln(k_{it}) + \beta_2 \ln(h_{it}) + \beta_3 \ln(L_{it}) + \epsilon_{it}$
 trong đó, $\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 \epsilon)$, $i = 1, 2, \dots, N$, $t = 1, 2, \dots, T$

Trên cơ sở đó, nhóm 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 như trong phương trình sau:

$$\ln GRDP_{it} = \alpha_1 \ln NV_{it} + \rho \ln GRDP_{it} + \beta_1 \ln EXPHEH_{it} + \beta_2 \ln INV_{it} + \beta_3 \ln POPOP_{it} + \beta_4 \ln NICT_{it} + \beta_5 \ln NPCI_{it} + \theta_1 \ln WLNEXPEH_{it} + \theta_2 \ln WLNINV_{it} + \theta_3 \ln WLNPOP_{it} + \theta_4 \ln WLNICT_{it} + \theta_5 \ln WLNPCI_{it} + u_{it}$$

Trong đó, $u_{it} = \lambda W_{it} + \epsilon_{it}$

Các biến được giải thích như Bảng 1.

KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Ước lượng các mô hình dữ liệu bảng

Trước khi nghiên cứu mô hình hồi quy không gian, nhóm tác giả xem xét ảnh hưởng của nguồn vốn con người đến GRDP bình quân đầu người bằng hồi quy dữ liệu bảng.

Kết quả kiểm định sự phù hợp của 2 mô hình Pooled OLS, FEM dựa trên kết quả AIC và BIC (sử dụng Estat ic trong stata) 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 bình phương (5) = 117,22; P-value = 0,0000 < 0,01. Do đó, nghiên cứu lựa chọn mô hình FEM để xem xét là phù hợp. Kết quả hồi quy mô hình FEM từ Bảng 2 cũng cho thấy, nguồn vốn con người bao gồm: Tổng chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế cấp tỉnh có ảnh hưởng tích cực đến GRDP của địa phương đó; Tổng vốn đầu tư; Tổng dân số; và Năng lực cạnh tranh.

Hồi quy dữ liệu bảng mô hình phi không gian

Kết quả Bảng 3 cho thấy, mô hình tác động cố định không gian, thống kê kiểm định LM về độ trễ không gian, có giá trị LM = 60,958; P-value = 5,83e-15 < 0,01, 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 = 12,558, p-value =

BẢNG 2: HỒI QUY DỮ LIỆU BẢNG

	Pooled OLS	FEM	REM
	0.036432 (0,80)	0.4173238*** (9,56)	0.4487946** (12,10)
	0.525836*** (14,76)	0.2153872*** (6,19)	0.3072373*** (9,03)
	0.630429*** (12,03)	2.886539*** (6,30)	0.7456942*** (8,60)
	0.120828 (1,60)	-0.07243 (-1,32)	-0.0350209 (-0,62)
	1,557930*** (5,40)	0,4773733*** (20,48)	0,8175703*** (4,18)
Hệ số chặn	-5,497413*** (-4,56)	-17,18717*** (-5,88)	-4,532274*** (-5,00)
AIC	511,9241	-279,2401	
BIC	537,2596	-253,9047	
Kiểm định Hausman		chi2(5) = 117,22***	

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

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán từ dữ liệu thu thập

0,0003944 < 0,01. 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 = 92,15; P-value < 2,2e-16 < 0,01. Điều này 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 = 25,407; P-value = 4,643e-07 < 0,01, 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 = 6,2535; P-value = 0,01239 < 0,05. Kết quả

BẢNG 3: 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
	0,036432 (0,80)	0,417323*** (9,56)	-0,279647*** (-4,99)	0,0028678 (0,05)
	0,525836*** (14,76)	0,215387*** (6,19)	0,443073*** (12,68)	0,0909696** (2,69)
	0,630429*** (12,04)	2,886543*** (6,30)	0,908073*** (15,46)	0,8873512 (1,90)
	0,120828 (1,60)	-0,072430 (-1,32)	0,232494** (3,11)	-0,0157706 (-0,31)
	1,557930** (5,40)	0,477373* (2,49)	0,962641** (3,17)	-0,1122927 (-0,57)
Hệ số chặn	-5,497413*** (-4,56)			
Kiểm định LM về độ trễ không gian		60,958***	92,15***	6,2535***
Kiểm định LM về tương quan của số hạng sai số không gian		12,558***	25,407***	5,9174***

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

BẢNG 4: KIỂM ĐỊNH MORAN'S I

Biến						
Moran I	0,376*** (4,786)	0,093* (1,349)	0,362*** (4,615)	0,225*** (2,979)	0,233*** (3,031)	0,134** (1,831)

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

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán từ dữ liệu thu thập

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 = 5,9174; P-value = 0,01499 < 0,05, có sự tương quan không gian của số hạng sai số.

Kết quả kiểm định bằng thống kê LM của 3 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 cho các hiệu ứng cố định không gian, kết quả giá trị thống kê kiểm định LR là 837,23 và P-value = 0,000 < 0,01, điều này chứng tỏ giả thiết H_0 bị bác bỏ. Tương tự, kiểm tra giả thiết cho các hiệu ứng cố định thời gian, kết quả giá trị thống kê kiểm định LR là 119,65 và p-value = 0,000 < 0,01. Do đó, giả thiết 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 4 cho thấy, có sự tương tác không gian của các biến trong mô hình nghiên cứu. Tất cả các giá trị của hệ số Moran đều

dương và đều có ý nghĩa thống kê, chứng tỏ có sự tương quan không gian cùng chiều giữa các biến trong mô hình nghiên cứu. Do vậy, cần thiết phải áp dụng hồi quy không gian để đánh giá sự tác động qua nguồn vốn con người đến GRDP tại các tỉnh, thành phố Việt Nam.

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. Kết quả thống kê cho thấy, giá trị kiểm định Wald là Chi bình phương (4) = 24,26, với P-value = 0,0001 < 0,01, bác bỏ giả thiết H_0 , điều này chứng tỏ SDM phù hợp hơn SEM.

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. Kết quả kiểm định cho thấy, giá trị kiểm định Wald là Chi bình phương (5) = 35,95; P-value = 0,0000 < 0,01. Bác bỏ giả thiết H_0 cho thấy SDM là phù hợp hơn SAR. Các kết quả kiểm định trên cho thấy, SDM-FEM là phù hợp hơn.

Số liệu Bảng 5 cho thấy, 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 mối sinh giữa biến giải thích với biến trễ không gian của chúng. Kết quả tác động trực tiếp, gián tiếp và tổng tác động được thể hiện trong Bảng 6.

Tác động trực tiếp

Kết quả nghiên cứu cho thấy, Tổng chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế cấp tỉnh có tác động cùng chiều đến GRDP của địa phương đó. Cụ thể, nếu tăng Tổng chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế cấp tỉnh trung bình 1%, thì tác động trực tiếp làm GRDP người chính địa phương đó tăng trung bình lên 0,176456% trong điều kiện xem xét các yếu tố khác không đổi. Tuy vậy, do tác động phản hồi, nên tác động trực tiếp của chi thường xuyên ngân sách cấp tỉnh đến GRDP địa phương đó tăng lên trung bình 0,1405134% (3,5943% của mức tác động phản hồi).

Kết quả cũng cho thấy, Tổng vốn đầu tư cấp tỉnh trung bình 1% sẽ thúc đẩy trực tiếp GRDP ở địa phương đó tăng trung bình lên 0,0875988%, với điều kiện các yếu tố khác không đổi. Nguyên nhân là do tác động phản hồi tổng vốn đầu tư cấp tỉnh đến GRDP địa phương đó có tỷ lệ tăng trung bình 0,1024943% (1,4896% của mức tác động phản hồi).

Tổng dân số của tỉnh hàng năm tăng trung bình lên 1%, thì kéo theo GRDP địa phương đó tăng trung bình 1,834275% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi. Song, do tác động phản hồi, nên GRDP chỉ tăng trung bình 1,696431% (13,7844% của mức tác động phản hồi).

Ngoài ra, Chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin của tỉnh hàng năm tăng trung bình lên 1%, thì kéo theo GRDP địa phương đó tăng trung bình 0,1822997% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi. Song, do tác động phản hồi, nên GRDP chỉ tăng trung bình 0,1428354% (3,9464% 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, Tổng chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế cấp tỉnh ở địa phương lân cận có ảnh hưởng cùng chiều đến tăng trưởng ở địa phương cụ thể. Qua số liệu thống kê ở Bảng 6 cho thấy, Chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế của các tỉnh, thành phố lân cận tăng trung bình 1%, thì sẽ tác động gián tiếp làm tăng GRDP một tỉnh, thành phố, cụ thể là 0,2870477%, với điều kiện các yếu tố khác không đổi.

Ngoài ra, Chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin của các tỉnh lân cận tăng trung bình 1% cũng có tác động gián tiếp làm tăng GRDP của một tỉnh, cụ thể là 0,3173594%, với điều kiện các yếu tố khác không đổi. Năng lực cạnh tranh của các tỉnh lân cận tăng trung bình 1% cũng có tác động gián tiếp làm tăng GRDP của một tỉnh, thành phố, cụ thể là 1,129361%, 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 và y tế 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. Cụ thể, khi Chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế cấp tỉnh tăng trung bình 1% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi,

BẢNG 5: KẾT QUẢ HỒI QUY KHÔNG GIÀN CHO SDM. SAR. SEM

Biến độc lập	Pooled OLS	SEM	SAR	SDM
	0,036432 (0,80)	0,3820946*** (8,42)	-0,1597073*** (-3,54)	0,1405134*** (2,78)
	0,525836*** (14,76)	0,1843625*** (5,55)	0,0492843 (1,38)	0,1024943*** (3,17)
	0,630429*** (12,04)	2,856264*** (6,25)	-0,8869102* (-1,89)	1,696431*** (3,33)
	0,120828 (1,60)	0,0108652 (0,20)	0,1008944 (1,80)	0,1428354*** (2,86)
	1,557930*** (5,40)	0,340805* (1,78)	-0,5690471*** (-2,89)	-0,2007032 (-1,03)
Hệ số chặn	-5,497413*** (-4,56)			-0,0865719*** (-5,07)
				-0,0146048 (-1,05)
				-0,6099752*** (-3,26)
				-0,0924445*** (-3,98)
				-0,1136751 (-1,56)
Số quan sát (n)	504	504	504	504
Rho			0,2946205*** (79,89)	0,3026416*** (64,30)
Lambda		0,0679551*** (3,81)		
Log-likelihood		152,6567	8,0117	78,8530

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

BẢNG 6: TÁC ĐỘNG TRỰC TIẾP, GIÁN TIẾP VÀ TỔNG TÁC ĐỘNG CỦA SDM - FEM

	Tác động trực tiếp	Tác động gián tiếp	Tổng tác động
	0,176456** (3,59)	0,2870477** (2,33)	0,4635037*** (3,75)
	0,0875988*** (3,06)	-0,1058665 (-0,92)	-0,0182678 (-0,15)
	1,834275 (3,83)	0,6825002 (0,62)	2,516776** (2,11)
	0,1822997** (3,84)	0,3173594* (1,72)	0,4996591*** (2,56)
	-0,0651038 (-0,35)	1,129361** (2,21)	1,064257** (2,00)

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

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán từ dữ liệu thu thập

thì góp phần thúc đẩy GRDP địa phương tăng trung bình lên 0,4635037%. Trong đó, 0,176456% là do tác động từ Chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế nội tỉnh và 0,2870477% là tác động gián tiếp chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế của các tỉnh lân cận.

BẢNG 3: 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
	0,036432 (0,80)	0,417323*** (9,56)	-0,279647** (-4,99)	0,0028678 (0,05)
	0,525836*** (14,76)	0,215387*** (6,19)	0,443073*** (12,68)	0,0909696** (2,69)
	0,630429*** (12,04)	2,886543*** (6,30)	0,908073*** (15,46)	0,8873512 (1,90)
	0,120828 (1,60)	-0,072430 (-1,32)	0,232494** (3,11)	-0,0157706 (-0,31)
	1,557930** (5,40)	0,477373* (2,49)	0,962641** (3,17)	-0,112927 (-0,57)
Hệ số chặn	-5,497413*** (-4,56)			
Kiểm định LM về độ trễ không gian		60,958***	92,15***	6,2535***
Kiểm định LM về tương quan của số hạng sai số không gian		12,558***	25,407***	5,9174***

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

BẢNG 4. KIỂM ĐỊNH MORAN'S I

Biến						
Moran I	0,376*** (4,786)	0,093 (1,349)	0,362*** (4,615)	0,225*** (2,979)	0,233*** (3,031)	0,134** (1,831)

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

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán từ dữ liệu thu thập

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 = 5,9174; P-value = 0,01499 < 0,05, có sự tương quan không gian của số hạng sai số.

Kết quả kiểm định bảng thống kê LM của 3 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 cho các hiệu ứng cố định không gian, kết quả giá trị thống kê kiểm định LR là 837,23 và P-value = 0,000 < 0,01, điều này chứng tỏ giả thiết H_0 bị bác bỏ. Tương tự, kiểm tra giả thiết cho các hiệu ứng cố định thời gian, kết quả giá trị thống kê kiểm định LR là 119,65 và p-value = 0,000 < 0,01. Do đó, giả thiết 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 4 cho thấy, có sự tương tác không gian của các biến trong mô hình nghiên cứu. Tất cả các giá trị của hệ số Moran đều

đương và đều có ý nghĩa thống kê. chứng tỏ có sự tương quan không gian cùng chiều giữa các biến trong mô hình nghiên cứu. Do vậy, cần thiết phải áp dụng hồi quy không gian để đánh giá sự tác động của nguồn vốn con người đến GRDP tại các tỉnh, thành phố Việt Nam.

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. Kết quả thống kê cho thấy, giá trị kiểm định Wald là Chi bình phương (4) = 24,26, với P-value = 0,0001 < 0,01, bác bỏ giả thiết H_0 , điều này chứng tỏ SDM phù hợp hơn SEM.

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. Kết quả kiểm định chi bình phương, giá trị kiểm định Wald là Chi bình phương (5) = 35,95; P-value = 0,0000 < 0,01. Bác bỏ giả thiết H_0 cho thấy SDM là phù hợp hơn SAR. Các kết quả kiểm định trên cho thấy, SDM-FEM là phù hợp hơn.

Số liệu Bảng 5 cho thấy, 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 giá thích với biến trễ không gian của chúng. Kết quả tác động trực tiếp, gián tiếp và tổng tác động được thể hiện trong Bảng 6.

Tác động trực tiếp

Kết quả nghiên cứu cho thấy, Tổng chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế cấp tỉnh có tác động cùng chiều đến GRDP của địa phương đó. Cụ thể, nếu tăng Tổng chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế cấp tỉnh trung bình 1%, thì tác động trực tiếp làm GRDP người chính địa phương đó tăng trung bình lên 0,176456% trong điều kiện xem xét các yếu tố khác không đổi. Tuy vậy, do tác động phản hồi, nên tác động trực tiếp của chi thường xuyên ngân sách cấp tỉnh đến GRDP địa phương đó tăng lên trung bình 0,1405134% (3,5943% của mức tác động phản hồi).

Kết quả cũng cho thấy, Tổng vốn đầu tư cấp tỉnh tăng trung bình 1% sẽ thúc đẩy trực tiếp GRDP ở địa phương đó tăng trung bình lên 0,0875988%, với điều kiện các yếu tố khác không đổi. Nguyên nhân là do tác động phản hồi tổng vốn đầu tư cấp tỉnh đến GRDP địa phương đó chỉ tăng trung bình 0,1024943% (1,4896% của mức tác động phản hồi).

Tổng dân số của tỉnh hàng năm tăng trung bình lên 1%, thì kéo theo GRDP địa phương đó tăng trung bình 1,834275% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi. Song, do tác động phản hồi, nên GRDP chỉ tăng trung bình 1,696431% (13,7844% của mức tác động phản hồi).

Ngoài ra, Chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin của tỉnh hàng năm tăng trung bình lên 1%, thì kéo theo GRDP địa phương đó tăng trung bình 0,1822997% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi. Song, do tác động phản hồi, nên GRDP chỉ tăng trung bình 0,1428354% (3,9464% 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, Tổng chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế cấp tỉnh ở địa phương lân cận có ảnh hưởng cùng chiều đến tăng trưởng ở địa phương cụ thể. Qua số liệu thống kê ở Bảng 6 cho thấy, Chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế của các tỉnh, thành phố lân cận tăng trung bình 1%, thì sẽ tác động gián tiếp làm tăng GRDP một tỉnh, thành phố, cụ thể là 0,2870477%, với điều kiện các yếu tố khác không đổi.

Ngoài ra, Chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin của các tỉnh lân cận tăng trung bình 1% cũng có tác động gián tiếp làm tăng GRDP của một tỉnh, cụ thể là 0,3173594%, với điều kiện các yếu tố khác không đổi. Năng lực cạnh tranh của các tỉnh lân cận tăng trung bình 1% cũng có tác động gián tiếp làm tăng GRDP của một tỉnh, thành phố, cụ thể là 1,129361%, 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 và y tế 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. Cụ thể, khi Chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế cấp tỉnh tăng trung bình 1% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi,

BẢNG 5: KẾT QUẢ HỒI QUY KHÔNG GIAN CHO SDM, SAR, SEM

Biến độc lập	Pooled OLS	SEM	SAR	SDM
	0,036432 (0,80)	0,3820946** (8,42)	-0,1597073*** (-3,54)	0,1405134** (2,78)
	0,525836** (14,76)	0,1843625** (5,55)	0,0492843 (1,38)	0,1024943** (3,17)
	0,630429*** (12,04)	2,856264** (6,25)	-0,8869102* (-1,89)	1,696431** (3,33)
	0,120828 (1,60)	0,0108652 (0,20)	0,1008944* (1,80)	0,1428354** (2,86)
	1,557930** (5,40)	0,340805* (1,78)	-0,5690471*** (-2,89)	-0,2007032 (-1,03)
Hệ số chặn	-5,497413*** (-4,56)			
				-0,0865719** (-5,07)
				-0,0146048 (-1,05)
				-0,6099752** (-3,26)
				-0,0924445** (-3,98)
				-0,1136751 (-1,56)
Số quan sát (n)	504	504	504	504
Rho			0,2946205** (79,89)	0,3026416** (64,30)
Lambda		0,0679551** (3,81)		
Log-likelihood		152,6567	8,0117	78,8530

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

BẢNG 6: TÁC ĐỘNG TRỰC TIẾP, GIÁN TIẾP VÀ TỔNG TÁC ĐỘNG CỦA SDM - FEM

	Tác động trực tiếp	Tác động gián tiếp	Tổng tác động
	0,176456 (3,59)	0,2870477** (2,33)	0,4635037* (3,75)
	0,0875988 (3,06)	-0,1058665 (-0,92)	-0,0182678 (-0,15)
	1,834275** (3,83)	0,6825002 (0,62)	2,516776** (2,11)
	0,1822997** (3,84)	0,3173594* (1,72)	0,4996591** (2,56)
	-0,0651038 (-0,35)	1,129361** (2,21)	1,064257** (2,00)

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

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán từ dữ liệu thu thập

thì góp phần thúc đẩy GRDP địa phương tăng trung bình lên 0,4635037%. Trong đó, 0,176456% là do tác động từ Chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế nội tỉnh và 0,2870477% là tác động gián tiếp và thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế của các tỉnh lân cận.

BẢNG 3: 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
	0,036432 (0,80)	0,417321*** (9,56)	-0,279647*** (-4,99)	0,0028678 (0,05)
	0,525836*** (14,76)	0,215387*** (6,19)	0,443073*** (12,68)	0,0909696** (2,69)
	0,630429*** (12,04)	2,886543*** (6,30)	0,908073*** (15,46)	0,8873512 (1,90)
	0,120828 (1,60)	-0,072430 (-1,32)	0,232494** (3,11)	-0,0157706 (-0,31)
	1,557930*** (5,40)	0,477373* (2,49)	0,962641** (3,17)	-0,1122927 (-0,57)
Hệ số chặn	-5,497413*** (-4,56)			
Kiểm định LM về đó trẻ không gian		60,958***	92,15***	6,2535***
Kiểm định LM về tương quan của số hạng sai số không gian		12,558***	25,407***	5,9174***

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

BẢNG 4: KIỂM ĐỊNH MORAN'S I

Biến						
Moran I	0,376*** (4,786)	0,093* (1,349)	0,362*** (4,615)	0,225*** (2,979)	0,233*** (3,031)	0,134** (1,831)

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

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán từ dữ liệu thu thập

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 = 5,9174; P-value = 0,01499 < 0,05, có sự tương quan không gian của số hạng sai số.

Kết quả kiểm định bằng thống kê LM của 3 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, thống kê thường sử dụng kiểm định LR (Likelihood Ratio) với dữ liệu bảng. Kiểm tra giả thiết cho các hiệu ứng cố định không gian, kết quả giá trị thống kê kiểm định LR là 837,23 và P-value = 0,000 < 0,01, điều này chứng tỏ giả thiết H_0 bị bác bỏ. Tương tự, kiểm tra giả thiết cho các hiệu ứng cố định thời gian, kết quả giá trị thống kê kiểm định LR là 119,65 và p-value = 0,000 < 0,01. Do đó, giả thiết 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 4 cho thấy, có sự tương tác không gian của các biến trong mô hình nghiên cứu. Tất cả các giá trị của hệ số Moran đều

dương và đều có ý nghĩa thống kê, chứng tỏ có sự tương quan không gian cùng chiều giữa các biến trong mô hình nghiên cứu. Do vậy, cần thiết phải áp dụng hồi quy không gian để đánh giá sự tác động của nguồn vốn con người đến GRDP tại các tỉnh, thành phố Việt Nam.

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. Kết quả thống kê cho thấy, giá trị kiểm định Wald là Chi bình phương (4) = 24,26, với P-value = 0,0001 < 0,01, bác bỏ giả thiết H_0 , điều này chứng tỏ SDM phù hợp hơn SEM.

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. Kết quả kiểm định cho thấy, giá trị kiểm định Wald là Chi bình phương (5) = 35,95; P-value = 0,0000 < 0,01. Bác bỏ giả thiết H_0 cho thấy SDM là phù hợp hơn SAR. Các kết quả kiểm định trên cho thấy, SDM-FEM là phù hợp hơn.

Số liệu Bảng 5 cho thấy, 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. Kết quả tác động trực tiếp, gián tiếp và tổng tác động được thể hiện trong Bảng 6.

Tác động trực tiếp

Kết quả nghiên cứu cho thấy, Tổng chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế cấp tỉnh có tác động cùng chiều đến GRDP của địa phương đó. Cụ thể, nếu tăng Tổng chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế cấp tỉnh trung bình 1%, thì tác động trực tiếp làm GRDP người chính địa phương đó tăng trung bình lên 0,176456% trong điều kiện xem xét các yếu tố khác không đổi. Tuy vậy, do tác động phản hồi, nên tác động trực tiếp của chi thường xuyên ngân sách cấp tỉnh đến GRDP địa phương đó tăng lên trung bình 0,1405134% (3,5943% của mức tác động phản hồi).

Kết quả cũng cho thấy, Tổng vốn đầu tư cấp tỉnh tăng trung bình 1% sẽ thúc đẩy trực tiếp GRDP ở địa phương đó tăng trung bình lên 0,0875988%, với điều kiện các yếu tố khác không đổi. Nguyên nhân là do tác động phản hồi tổng vốn đầu tư cấp tỉnh đến GRDP địa phương đó chỉ tăng trung bình 0,1024943% (3,4896% của mức tác động phản hồi).

Tổng dân số của tỉnh hàng năm tăng trung bình lên 1%, thì kéo theo GRDP địa phương đó tăng trung bình 1,834275% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi. Song, do tác động phản hồi, nên GRDP chỉ tăng trung bình 1,696431% (1,7844% của mức tác động phản hồi).

Ngoài ra, Chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin của tỉnh hàng năm tăng trung bình lên 1%, thì kéo theo GRDP địa phương đó tăng trung bình 0,1822997% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi. Song, do tác động phản hồi, nên GRDP chỉ tăng trung bình 0,1428354% (3,9464% 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, Tổng chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế cấp tỉnh ở địa phương lân cận có ảnh hưởng cùng chiều đến tăng trưởng ở địa phương cụ thể. Qua số liệu thống kê ở Bảng 6 cho thấy, Chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế của các tỉnh, thành phố lân cận tăng trung bình 1%, thì sẽ tác động gián tiếp làm tăng GRDP một tỉnh, thành phố, cụ thể là 0,2870477%, với điều kiện các yếu tố khác không đổi.

Ngoài ra, Chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin của các tỉnh lân cận tăng trung bình 1% cũng có tác động gián tiếp làm tăng GRDP của một tỉnh, cụ thể là 0,3173594%, với điều kiện các yếu tố khác không đổi. Năng lực cạnh tranh của các tỉnh lân cận tăng trung bình 1% cũng có tác động gián tiếp làm tăng GRDP của một tỉnh, thành phố, cụ thể là 1,129361%, 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 và y tế 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. Cụ thể, khi Chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế cấp tỉnh tăng trung bình 1% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi,

BẢNG 5: KẾT QUẢ HỒI QUY KHÔNG GIAN CHO SDM, SAR, SEM

Biến độc lập	Pooled OLS	SEM	SAR	SDM
	0,036432 (0,80)	0,3820946*** (8,42)	-0,1597073*** (-3,54)	0,1405134*** (2,78)
	0,525836*** (14,76)	0,1843625*** (5,55)	0,0492843 (1,38)	0,1024943*** (3,17)
	0,630429*** (12,04)	2,856264*** (6,25)	-0,8869102* (-1,89)	1,696431*** (3,33)
	0,120828 (1,60)	0,0108652 (0,20)	0,1008944* (1,80)	0,1428354*** (2,86)
	1,557930*** (5,40)	0,340805* (1,78)	-0,5690471*** (-2,89)	-0,2007032 (-1,03)
Hệ số chặn	-5,497413*** (-4,56)			
				-0,0865719*** (-5,07)
				-0,0146048 (-1,05)
				-0,6099752*** (-3,26)
				-0,0924445*** (-3,98)
				-0,1136751 (-1,56)
Số quan sát (n)	504	504	504	504
Rho			0,2946205*** (79,89)	0,3026416*** (64,30)
Lambda		0,0679551*** (3,81)		
Log-likelihood		152,6567	8,0117	78,8530

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

BẢNG 6: TÁC ĐỘNG TRỰC TIẾP, GIÁN TIẾP VÀ TỔNG TÁC ĐỘNG CỦA SDM - FEM

	Tác động trực tiếp	Tác động gián tiếp	Tổng tác động
	0,176456*** (3,59)	0,2870477* (2,33)	0,4635037*** (3,75)
	0,0875988*** (3,06)	-0,1058665 (-0,92)	-0,0182678 (-0,15)
	1,834225*** (3,83)	0,6825002 (0,62)	2,516776*** (2,11)
	0,1822997* (3,84)	0,3173594 (1,72)	0,4996591*** (2,56)
	-0,0651038 (-0,35)	1,129361 (2,21)	1,064257* (2,00)

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

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán từ dữ liệu thu thập

thì góp phần thúc đẩy GRDP địa phương tăng trung bình lên 0,4635037%. Trong đó, 0,176456% là do tác động từ Chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế nội tỉnh và 0,2870477% là tác động gián tiếp chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế của các tỉnh lân cận.

Tương tự, Chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin cấp tỉnh tăng trung bình 1% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, thì góp phần thúc đẩy GRDP địa phương tăng trung bình lên 0,4996591%. Trong đó, 0,3173594% là do tác động từ quy mô dân số nội tỉnh và 0,1822997% là do tác động gián tiếp tổng quy mô dân số của các tỉnh lân cận. Mặc khác, Tổng dân số và Năng lực cạnh tranh cấp tỉnh tăng trung bình 1% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, thì góp phần thúc đẩy GRDP địa phương tăng trung bình lên lần lượt là 2,516776% và 1,064257%. Trong đó, đáng chú ý là chỉ tìm thấy tác động trực tiếp đối với yếu tố Tổng dân số và tác động gián tiếp ở yếu tố Năng lực cạnh tranh.

KẾT LUẬN VÀ GỢI Ý CHÍNH SÁCH

Kết quả nghiên cứu cho thấy, nguồn vốn con người được đại diện bằng chi thường xuyên ngân sách cho giáo dục và y tế nội địa của địa phương và địa phương lân cận có ảnh hưởng tích cực đến GRDP của địa phương xem xét. Mặt khác, kết quả cũng cho thấy, Tổng dân số, Chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin, Chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh không những tác động đến GRDP ở địa phương đang xét, mà còn có ảnh hưởng cùng chiều đến GRDP ở các địa phương lân cận. Nghiên cứu chỉ ra rằng,

Chi ngân sách thường xuyên cho giáo dục và y tế cấp tỉnh có tác động cùng chiều đến GRDP. Điều này rất giống với các nghiên cứu trước đây, như Sử Đình Thành và Đoàn Vũ Nguyên (2015); Ferda (2011); Phan Thị Bích Nguyệt và cộng sự (2018). 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 và y tế đến tăng trưởng kinh tế.

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 và y tế một cách hợp lý. Nâng cao hiệu quả ứng dụng công nghệ thông tin vào các lĩnh vực. 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. □

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Tổng cục Thống kê (2011-2018). *Niên giám Thống kê các năm, từ 2011 đến 2017*, NXB Thống kê
2. Trần Thọ Đạt (2011). Vai trò của vốn con người trong các mô hình tăng trưởng, *Tạp chí Nghiên cứu kinh tế*, 393(2), 5-12
3. Phan Thị Bích Nguyệt và cộng sự (2018). 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*, 29(8), 05-17
4. Sử Đình Thành và Đoàn Vũ Nguyên (2015). Chi tiêu công, Vốn con người và tăng trưởng: Nghiên cứu các quốc gia đang phát triển. *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 26(4), 25-45
5. Ada, A. A., & Acaroglu, H. (2014). Human capital and economic growth: A panel data analysis with health and education for MENA region. *Advances in Management and Applied Economics*, 4(4), 59-71
6. Benos, N., & Karagiannis, S. (2016). Do education quality and spillovers matter? Evidence on human capital and productivity in Greece, *Economic Modelling*, 54, 563-573
7. Ferda, Y. T. (2011). The relationship between human capital investment and economic growth: A panel error correction model. *Journal of Economic and Social Research*, 13(1), 77-90
8. Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics*, 22(1), 3-42
9. Rastogi, P. N. (2002). Knowledge management and intellectual capital as a paradigm of value creation, *Human Systems Management*, 21(4), 229-240
10. Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1-17
11. Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312-320
12. Su, Y., & Liu, Z. (2016). The impact of foreign direct investment and human capital on economic growth: Evidence from Chinese cities. *China Economic Review*, 37, 97-109
13. Zhang, C., & Zhuang, L. (2011). The composition of human capital and economic growth: Evidence from China using dynamic panel data analysis. *China Economic Review*, 22(1), 165-173
14. World Bank. (2018). *Broad-Based Upturn, but for how long?* access to <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/28932>