

KIỂM ĐỊNH SỰ HỘI TỤ BETA TUYỆT ĐỐI GIỮA CÁC TỈNH THÀNH Ở VIỆT NAM BẰNG PHƯƠNG PHÁP HỒI QUY KHÔNG GIAN

TRẦN THỊ TUẤN ANH

Trường Đại học Kinh tế TP.HCM – anhttt@ueh.edu.vn

(Ngày nhận: 09/04/2016; Ngày nhận lại: 16/09/16; Ngày duyệt đăng: 26/12/2016)

TÓM TẮT

Kiểm định và tính toán tốc độ hội tụ beta tuyệt đối giữa các địa phương trong cùng một quốc gia bằng phương pháp hồi quy không gian đã khá phổ biến trên thế giới. Tuy nhiên, hồi quy không gian còn khá mới mẻ ở Việt Nam. Bài viết này giới thiệu phương pháp kiểm định sự tương quan không gian bằng kiểm định Moran's I và ứng dụng các mô hình hồi quy không gian để kiểm định sự hội tụ beta tuyệt đối với số liệu về GDP bình quân đầu người thu thập trong giai đoạn 2011-2014 của 63 tỉnh thành ở Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy rằng có mối tương quan dương về mặt không gian giữa các tỉnh thành. Bên cạnh đó, bài viết còn tìm thấy bằng chứng thống kê về sự hội tụ beta tuyệt đối trong thu nhập GDP bình quân đầu người giữa các địa phương. Tỷ lệ hội tụ beta tuyệt đối tìm được là 7,13%. Với tốc độ hội tụ này, khoảng thời gian cần thiết để giảm được một nửa khoảng cách giàu nghèo giữa các địa phương là 10 năm.

Từ khóa: hồi quy không gian; hội tụ tuyệt đối; mô hình Durbin không gian; mô hình sai số không gian mô hình tự hồi quy không gian.

Assessment of Beta Convergence across Regions in Viet Nam through Spatial Regression

ABSTRACT

This paper applies the spatial regression to investigate the existence of beta convergence across regions in Viet Nam. The data of GDP per capita for 63 provinces during the period from 2011 to 2014 are collected from the Vietnam General Statistics Office's database. The result indicates that there is a positive spatial dependence between provinces which share a common border. This implies that studying about economic relationships between regions may result in biased and inconsistent estimators if omitting the spatial auto-regression or produce inefficient estimators if ignoring the spatial auto-correlation. In addition, this article provides statistical evidence on the absolute convergence of per capita income in Viet nam. The rate of convergence is approximately 7.13%. With this convergence rate, the time span to reduce poverty gap by half among the provinces is about 10 years.

Keywords: beta convergence; spatial regression; spatial Durbin model; spatial error model; spatial autoregressive model.

1. Giới thiệu

Khái niệm hội tụ beta trong kinh tế học đề cập đến trường hợp các địa phương nghèo tăng trưởng nhanh hơn so với các địa phương khá giả, được biết đến sau công trình nghiên cứu nổi tiếng của Solow (1956). Nói một cách khác, những địa phương có mức GDP bình quân đầu người thấp sẽ có mức tăng trưởng nhanh hơn so với những địa phương có mức GDP bình quân đầu người cao. Sự hội tụ kinh tế này sẽ giúp thu hẹp khoảng cách giàu nghèo giữa các địa phương trong cùng một quốc gia. Theo đó, các địa phương sẽ có xu

hướng hội tụ về một trạng thái cân bằng trong dài hạn. Khi tất cả các địa phương đều hội tụ về cùng một trạng thái cân bằng bất kể xuất phát điểm của từng địa phương, thì sự hội tụ beta này là tuyệt đối. Tuy nhiên, trạng thái hội tụ có thể phụ thuộc vào đặc điểm của từng nền kinh tế, khi đó sự hội tụ diễn ra khi xét điều kiện theo các yếu tố như vốn, nguồn lao động của địa phương. Do vậy, các địa phương không nhất thiết phải hội tụ về cùng một trạng thái cân bằng dài hạn. Sự hội tụ này được gọi là hội tụ beta tương đối. Nói một cách khác, hội tụ tương đối sẽ được xác định nếu tồn tại

một mối quan hệ ngược chiều giữa tăng trưởng thu nhập bình quân đầu người với mức thu nhập khởi điểm sau khi đã kiểm soát các yếu tố về đặc điểm của từng địa phương.

Barro & Sala-i-Martin (1992) và Mankiw (1992) là những nhà nghiên cứu đầu tiên đã khởi xướng về cách thức kiểm định sự hội tụ beta trong thu nhập GDP bình quân đầu người của các nền kinh tế. Hầu hết các nhà kinh tế học áp dụng các mô hình hồi quy xây dựng với việc sử dụng số liệu chéo, số liệu thời gian và số liệu dạng bảng để kiểm định cho sự hội tụ thu nhập của các quốc gia trên thế giới. Tuy nhiên, những nghiên cứu các thập kỷ gần đây như Sachs & Warner (1995), Baumont et al (2001)... bắt đầu nhận định về sự tồn tại của mối tương quan về mặt không gian giữa các địa phương có vị trí địa lý gần nhau và mối tương quan không gian này có thể đóng vai trò quan trọng trong việc kiểm định sự hội tụ thu nhập giữa các quốc gia thông qua mô hình hồi quy không gian.

Tại Việt Nam, cũng đã có những nghiên cứu về sự hội tụ kinh tế giữa các địa phương. Hồ Định Bảo (2013) kiểm định sự hội tụ năng suất nhân tố tổng hợp ở Việt Nam và có bằng chứng về sự hội tụ mạnh mẽ. Nguyễn Văn Công và các cộng sự (2014) sử dụng bộ dữ liệu cấp tỉnh ở Việt Nam trong giai đoạn 2000-2012 và kết luận có tồn tại sự hội tụ tuyệt đối và tương đối giữa các tỉnh ở Việt Nam trong giai đoạn này. Tuy nhiên, rất ít các nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy không gian để nghiên cứu về sự hội tụ thu nhập ở các địa phương ở Việt Nam.

Với mục tiêu nghiên cứu nhằm áp dụng mô hình hồi quy không gian để kiểm định sự hội tụ beta tuyệt đối giữa các địa phương ở Việt Nam giai đoạn 2011-2014, bài viết được tổ chức như sau: Mục 2 của bài viết giới thiệu cơ sở lý thuyết hồi quy không gian và một số nghiên cứu có liên quan; Mục 3 của bài viết trình bày phương pháp nghiên cứu; Mục 4 phân tích kết quả nghiên cứu và Mục 5 nêu kết luận chung và đề xuất một số gợi ý chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Theo Sala-i-Martin's (1996), nếu giả

thuyết hội tụ tuyệt đối thỏa mãn với các địa phương thì mức GDP bình quân đầu người có thể được tính toán xấp xỉ theo công thức

$$\ln GDP_{it} = \alpha + (1 - \beta) \ln GDP_{i,t-1} + u_{it}, \quad (1)$$

trong đó $\ln GDP_{it}$ là logarit tự nhiên của mức GDP bình quân đầu người của địa phương thứ i trong năm t .

Biến đổi công thức (1), ta được $\ln GDP_{it} - \ln GDP_{i,t-1} = \alpha - \beta \ln GDP_{i,t-1} + u_{it}$.

Suy ra

$$\Delta \ln GDP_{it} = \alpha - \beta \ln GDP_{i,t-1} + u_{it}. \quad (2)$$

$$\text{Đại lượng } \Delta \ln GDP_{it} = \ln GDP_{it} - \ln GDP_{i,t-1} = \ln \left(\frac{GDP_{it}}{GDP_{i,t-1}} \right)$$

cho biết mức độ tăng GDP bình quân đầu người của địa phương thứ i .

Trong phương trình (2), hệ số β nếu thỏa mãn điều kiện $0 < \beta < 1$ sẽ cho thấy có tồn tại sự hội tụ thu nhập tuyệt đối giữa các địa phương, và hệ số β cũng cho biết tốc độ hội tụ về trạng thái cân bằng chung của tất cả các địa phương được xét. Với tốc độ hội tụ này, Sala-i-Martin (1996) cũng tính toán được thời gian để rút ngắn một nửa khoảng cách giàu nghèo (*half-life*) giữa các địa phương là $T = (\ln 2) / \beta$.

Các nghiên cứu trước đây thường dùng kỹ thuật hồi quy thông thường với số liệu chéo hoặc số liệu dạng bảng để kiểm định và tính toán tốc độ hội tụ. Việc sử dụng số liệu dạng bảng tuy có giúp xem xét đến đặc điểm riêng giữa các quốc gia nhưng lại bỏ qua mối liên hệ không gian giữa các quốc gia. Peracchi & Meliciani (2001) đã nhận định rằng có sự tồn tại mối tương quan mạnh trong tăng trưởng kinh tế giữa các địa phương lân cận cũng như các quốc gia láng giềng. Các địa phương gần nhau thường tương tác mạnh với nhau về mặt kinh tế thông qua các kênh thương mại, luồng di chuyển vốn đầu tư, hiệu ứng lan tỏa của công nghệ và lan tỏa về chính sách kinh tế. Mối liên hệ giữa các quốc gia này còn được gọi là sự tương quan không gian. Theo Le Gallo et al (2003), nếu đo lường các mối quan hệ kinh tế mà bỏ qua sự tương quan không gian có thể dẫn đến ước lượng bị chệch và không đáng tin cậy. Công cụ phổ biến nhất để đo lường sự tương quan

không gian giữa các đối tượng là chỉ số Moran's I theo kiểm định của Moran (1950). Công thức để xác định chỉ số Moran's I như sau:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n [w_{ij}(X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})]}{\left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \right) \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}, \quad (3)$$

Trong đó X_i là giá trị của biến nghiên cứu ở địa phương thứ i ; $\bar{X}$ là giá trị trung bình của biến X ; w_{ij} là trọng số không gian giữa hai địa phương thứ i và địa phương thứ j ; và n là số quan sát. Hệ số Moran's I tính được nếu mang dấu dương nghĩa là các địa phương lân cận sẽ có mối tương quan không gian dương với nhau. Ngược lại, hệ số Moran's I mang dấu âm cho thấy sự tương quan không gian âm. Và lưu ý rằng khi phân tích bản chất tương quan dương hay âm còn phụ thuộc rất lớn vào cách xây dựng của ma trận trọng số sử dụng khi kiểm định. Việc kiểm định ý nghĩa thống kê của hệ số Moran's I được thực hiện dựa trên giả thuyết H_0 là không có sự tương quan không gian giữa các địa phương về chỉ tiêu được nghiên cứu theo ma trận trọng số được sử dụng.

Cách đơn giản nhất để thiết lập ma trận trọng số không gian là sử dụng ma trận trọng số liên kề (*contiguity matrix*). Các phần tử của ma trận trọng số liên kề nhận giá trị bằng 1 nếu các quốc gia có chung đường biên giới và bằng 0 cho các trường hợp còn lại (theo LeSage, 1999). Ngoài ra, ma trận trọng số còn được xác định dựa trên kinh độ và vĩ độ của các quốc gia, khoảng cách giữa các thủ đô hoặc thời gian di chuyển từ quốc gia này đến quốc gia khác.

Khi phát hiện có sự phụ thuộc về mặt không gian giữa các quốc gia, các dạng mô hình hồi quy không gian thường được sử dụng để xác định tác động của sự tương quan không gian bao gồm mô hình sai số không gian SEM (*spatial error model*), mô hình tự hồi quy không gian SAR (*spatial autoregressive regressive*) và mô hình Durbin không gian SDM (*spatial Durbin model*).

Mô hình tự hồi quy không gian SAR đầu tiên được giới thiệu bởi Cliff và Ord (1981), sau đó được mở rộng bởi Anselin (1988). Mô hình mô tả sự tương quan giữa dữ liệu thu thập theo không gian với ý nghĩa rằng biến phụ thuộc ở địa phương i có thể chịu sự tác động của biến phụ thuộc ở các địa phương lân cận. Mô hình thể hiện dưới dạng ma trận như sau:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n). \quad (4)$$

- Y : vecto ($n \times 1$) các giá trị của biến phụ thuộc.
- W : ma trận trọng số không gian, cấp ($n \times n$)
- Wy : được gọi là biến trễ theo không gian của biến phụ thuộc.
- ρ : hệ số hồi quy của biến trễ không gian Wy
- X : ma trận ($n \times k$) giá trị của các biến độc lập, kể cả hệ số tự do
- B : vecto ($k \times 1$) hệ số hồi quy của các biến độc lập trong X .
- ε : vecto ($n \times 1$) các sai số.

Thành phần Wy thể hiện sự tự hồi quy không gian, chính là trung bình có trọng số của giá trị biến y ở các địa phương lân cận và hệ số ρ thể hiện sự tác động của các địa phương lân cận đến biến phụ thuộc cần nghiên cứu.

Khác với mô hình tự hồi quy không gian cho phép biến trễ không gian đóng vai trò như biến độc lập, mô hình sai số không gian SEM lại cho phép sự tương quan không gian diễn ra ở phần sai số. Mô hình SEM có dạng:

$$y = X \beta + u,$$

$$u = \lambda W u + \varepsilon, \quad (5)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n).$$

Trong đó:

- u : vecto ($n \times 1$) các sai số khi hồi quy y theo X
- Wu : biến trễ theo không gian của sai số.
- λ : hệ số tự tương quan không gian, cho biết sự phụ thuộc của sai số ở quan sát này vào sai số các quan sát lân cận.
- ε : vecto ($n \times 1$) các sai số *i.i.d*

Theo Pace & Barry (1998), một mở rộng quan trọng nữa của mô hình hồi quy không gian là có thể cho phép sự tác động của biến trễ không gian của biến độc lập X đến biến phụ thuộc Y . Có nghĩa là, biến phụ thuộc ở địa phương thứ i còn có thể bị tác động bởi biến độc lập của các địa phương lân cận. Mô hình này được gọi là mô hình Durbin không gian:

$$y = \rho W y + X\beta + WX\delta + \varepsilon$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n).$$
(6)

Trong đó,

WX : biến trễ theo không gian của biến độc lập.

δ : vecto ($k \times 1$) hệ số hồi quy của các biến độc lập trong X , thể hiện tác động của biến độc lập ở các địa phương lân cận.

Những mô hình hồi quy không gian thông thường được xét với dữ liệu chéo. Trên thực tế, dữ liệu có thể được thu thập trên nhiều địa phương tại nhiều thời điểm khác, hình thành dạng dữ liệu bảng (*panel data*). Wooldridge (2010) đã chỉ ra những ưu điểm và sự cần thiết của dữ liệu dạng bảng. Do vậy, các mô hình hồi quy không gian cũng được mở rộng tương ứng với dữ liệu bảng.

2.2. Tổng quan các nghiên cứu

Trong những năm gần đây, phương pháp hồi quy không gian đã được vận dụng rất nhiều trong các nghiên cứu kinh tế sử dụng số liệu cấp địa phương hoặc cấp quốc gia, đặc biệt là khi nghiên cứu về sự hội tụ beta. Anderson & Van Wincoop (2001) lập luận rằng các địa phương trong cùng một quốc gia thường có mối liên kết chặt chẽ với nhau vì chúng chịu cùng chính sách của chính phủ, giao dịch thương mại với nhau dễ dàng và thuận lợi hơn các vùng ở xa nhau, hội tụ thu nhập giữa các địa phương cũng nhanh hơn và lạm phát lại có tính tương đồng. Gallo & Ertur (2000) phân tích dữ liệu của 138 địa phương thuộc khu vực EU từ năm 1980 – 1995 cho thấy bằng chứng thống kê rõ ràng về sự tương quan không gian cục bộ (trong cùng quốc gia) và toàn cục (giữa các quốc gia) giữa các địa phương. Bài nghiên cứu cũng hàm ý rằng các nghiên cứu khác về hội

tụ thu nhập cũng cần tính toán đến sự phụ thuộc về mặt không gian giữa các địa phương trong cùng quốc gia cũng như giữa các địa phương ở những quốc gia tiếp giáp nhau để kết quả ước lượng thu được là vững và không chệch.

Pede và các cộng sự (2013) sử dụng số liệu về tăng trưởng kinh tế và phân hóa giàu nghèo ở các quận trên khắp nước Mỹ giai đoạn 1990 – 2007 cho thấy rằng sự phân hóa giàu nghèo có mối liên hệ thuận chiều với tăng trưởng kinh tế. Kết quả này cũng khá thống nhất với những kết quả nghiên cứu khác của các tác giả khác khi phân tích về sự phân hóa giàu nghèo ở Mỹ với các công cụ thống kê khác.

Ở Việt Nam, có khá nhiều nghiên cứu nghiên cứu sự hội tụ thu nhập giữa các tỉnh thành cũng như hội tụ thu nhập giữa các quốc gia. Nguyễn T.A (2009) đã sử dụng số liệu từ năm 1996 đến 2006 của 61 tỉnh thành nhưng không tìm thấy bằng chứng cho sự hội tụ thu nhập giữa các tỉnh thành ở Việt Nam. Hồ Định Bảo (2013) kiểm định sự hội tụ năng suất nhân tố tổng hợp giữa các vùng nông nghiệp Việt Nam với số liệu thu thập trong giai đoạn từ 1990-2006. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng có rất ít bằng chứng cho thấy những tỉnh có mức năng suất nông nghiệp ban đầu cao hơn sẽ tăng trưởng ở mức thấp hơn. Tuy nhiên, khi xét trong nội bộ từng vùng nông nghiệp thì bằng chứng về sự hội tụ năng suất nông nghiệp rất mạnh mẽ. Nguyễn Văn Công và các cộng sự (2014) sử dụng bộ dữ liệu cấp tỉnh ở Việt Nam trong giai đoạn 2000-2012 kiểm định và kết luận có tồn tại sự hội tụ beta giữa các tỉnh thành ở Việt Nam trong giai đoạn này.

Về việc áp dụng phương pháp hồi quy không gian, Epprecht và các cộng sự (2011) sử dụng số liệu điều tra mức sống dân cư VLSS 1998 nghiên cứu và kết luận rằng có sự bất bình đẳng kinh tế xã hội giữa nhóm dân tộc thiểu số và các dân tộc Kinh – Hoa. Tỷ lệ hộ nghèo ở các dân tộc thiểu số gấp đôi so với các dân tộc đa số và bị ảnh hưởng lớn bởi yếu tố vùng miền theo vị trí địa lý. Tuy nhiên, gần như chưa có bài nghiên cứu nào sử dụng hồi

quy không gian để nghiên cứu sự hội tụ thu nhập giữa các địa phương ở Việt Nam cũng như cũng chưa có nghiên cứu nào áp dụng hồi quy không gian trong các nghiên cứu sử dụng số liệu cấp tỉnh thành.

3. Phương pháp nghiên cứu

Bài viết sử dụng số liệu về GDP bình quân đầu người được trích xuất từ Niên giám Thống kê của các tỉnh thành trong giai đoạn từ 2011 đến 2015. Các chỉ tiêu GDP bình quân đầu người và vốn đầu tư thực hiện được

quy đổi theo giá so sánh năm 2010 để loại bỏ sự tác động do trượt giá. Bảng 1 biểu diễn giá trị trung bình của GDP bình quân đầu người trong từng năm từ 2011 đến 2014. Theo đó, GDP bình quân đầu người tăng dần qua các năm, từ mức 26,84 triệu đồng/người năm 2011 đã tăng đến 33,19 triệu đồng/người năm 2014. Tốc độ tăng GDP thực tế bình quân đầu người trung bình, với số liệu tính toán từ niên giám thống kê của các tỉnh thành, trong giai đoạn 2011-2014 đạt 7,3%.

Bảng 1

GDP bình quân đầu người theo từng vùng kinh tế

Vùng	GDP bình quân đầu người (triệu đồng)				Trung bình chung	Mức tăng trung bình (%)
	2011	2012	2013	2014		
Bắc Trung Bộ và Duyên hải miền Trung	19.76	21.23	22.97	24.87	22.21	7.97
Đồng bằng sông Cửu Long	22.68	24.67	26.65	29.47	25.86	9.13
Đồng bằng sông Hồng	31.56	33.36	37.61	39.04	35.39	7.41
Đông Nam Bộ	77.34	83.33	87.21	91.12	84.75	5.63
Tây Nguyên	19.25	20.47	21.92	23.57	21.30	6.98
Trung du và miền núi phía Bắc	15.13	16.10	17.25	18.72	16.80	7.37
Cả nước	26.84	28.77	31.05	33.19	29,96	7,3%

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu thu thập được.

Miền Đông Nam Bộ là khu vực có GDP bình quân đầu người cao nhất, với GDP bình quân đầu người hàng năm trung bình giai đoạn 2011 – 2014 là 84,75 triệu đồng/người; gấp hơn hai lần so với khu vực có mức GDP bình quân đầu người cao thứ nhì là Đồng bằng Sông Hồng (35,39 triệu đồng/người); đồng thời cao gần gấp 5 năm lần so với khu vực có thu nhập thấp nhất là Trung du và miền núi phía Bắc, chỉ với 16,80 triệu đồng/người. Mặc dù vùng Đông Nam Bộ có mức GDP bình quân cao nhất nhưng lại là khu vực có tốc độ tăng GDP thực tế bình quân đầu người chậm nhất, với tốc độ tăng trung bình là 5,63%. Khu vực Đồng

bằng Sông Cửu Long có tốc độ tăng GDP bình quân đầu người cao nhất với 9,13%.

Để thực hiện hồi quy không gian nhằm kiểm soát sự phụ thuộc không gian giữa các địa phương, đề tài sử dụng ma trận trọng số liên kề. Trong trường hợp Việt Nam, ma trận trọng số sẽ là ma trận cấp vuông 63 dòng và 63 cột, trong đó từng phần tử sẽ nhận giá trị 1 nếu hai địa phương tương ứng có chia sẻ chung đường biên giới và nhận giá trị 0 nếu không có chung đường biên. Việc xác định hai địa phương có chung đường biên hay không được trực tiếp dựa trên bản đồ 63 tỉnh thành Việt Nam.

$$W = (w_{ij})_{63 \times 63} \text{ với } w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{boundary}(i) \cap \text{boundary}(j) \neq \emptyset \\ 0, & \text{boundary}(i) \cap \text{boundary}(j) = \emptyset \end{cases} \quad (7)$$

Trong nghiên cứu sự hội tụ tuyệt đối của thu nhập, để xét đến sự phụ thuộc về không gian của các quốc gia, bài viết sử dụng biến phụ thuộc là tốc độ tăng GDP bình quân đầu người, ký hiệu là $\Delta \ln GDP_{it}$ và biến độc lập là thu nhập GDP bình quân đầu người ở kỳ trước, ký hiệu là $\ln GDP_{i,t-1}$. Khi đó, phương trình (4), (5) và (6) được viết lại theo dạng hồi quy không gian như sau:

Mô hình sai số không gian SEM:

$$\Delta \ln GDP_{it} = \alpha - \beta \ln GDP_{i,t-1} + \alpha_i + U_{it}, \quad (8)$$

$$U_{it} = \lambda(WU)_{it} + \varepsilon_{it}.$$

Mô hình độ trễ không gian SAR:

$$\Delta \ln GDP_{it} = \alpha - \beta \ln GDP_{i,t-1} + \rho(W\Delta \ln GDP)_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}. \quad (9)$$

Mô hình Durbin không gian SDM:

$$\Delta \ln GDP_{it} = \alpha_i - \beta \ln GDP_{i,t-1} + \rho(W\Delta \ln GDP)_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}. \quad (10)$$

Hệ số beta trong phương trình (8), (9) và (10) nếu mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê là dấu hiệu của sự hội tụ tuyệt đối trong thu nhập giữa các quốc gia.

Trong nghiên cứu này, mối liên hệ không gian giữa các tỉnh thành ở Việt Nam được kiểm định bước đầu bằng phương pháp kiểm định Moran's I. Chỉ số thống kê của Moran's I được tính toán theo công thức (3) và được

thể hiện bằng dạng biểu đồ Moran phân tán để kết quả kiểm định được trực quan và dễ nhận thấy hơn. Biểu đồ Moran phân tán được đề xuất bởi Anselin (1996), đồ thị này biểu diễn giá trị đã chuẩn hóa của biến phụ thuộc cần nghiên cứu lên trục hoành của đồ thị ứng với trục tung là biến trễ không gian của chính nó. Chỉ số Moran's I mang dấu dương thể hiện ở việc đường thẳng Moran's I trên đồ thị phân tán có hệ số góc dương.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kiểm định sự tương quan không gian về GDP bình quân đầu người giữa các tỉnh thành

Hệ số Moran's I về GDP bình quân đầu người của các tỉnh thành được thể hiện trên bảng 2. Hệ số này mang dấu *dương* và có ý nghĩa thống kê; cho thấy có sự tự tương quan không gian thuận chiều trong GDP bình quân đầu người ở các địa phương liên kề giáp ranh nhau. Kết quả tự tương quan không gian dương giữa các địa phương có thể thấy được trên đồ thị thông qua hình ảnh đường thẳng hồi quy ước lượng mối liên hệ giữa biến phụ thuộc và biến trễ không gian giữa biến phụ thuộc có hệ số góc dương.

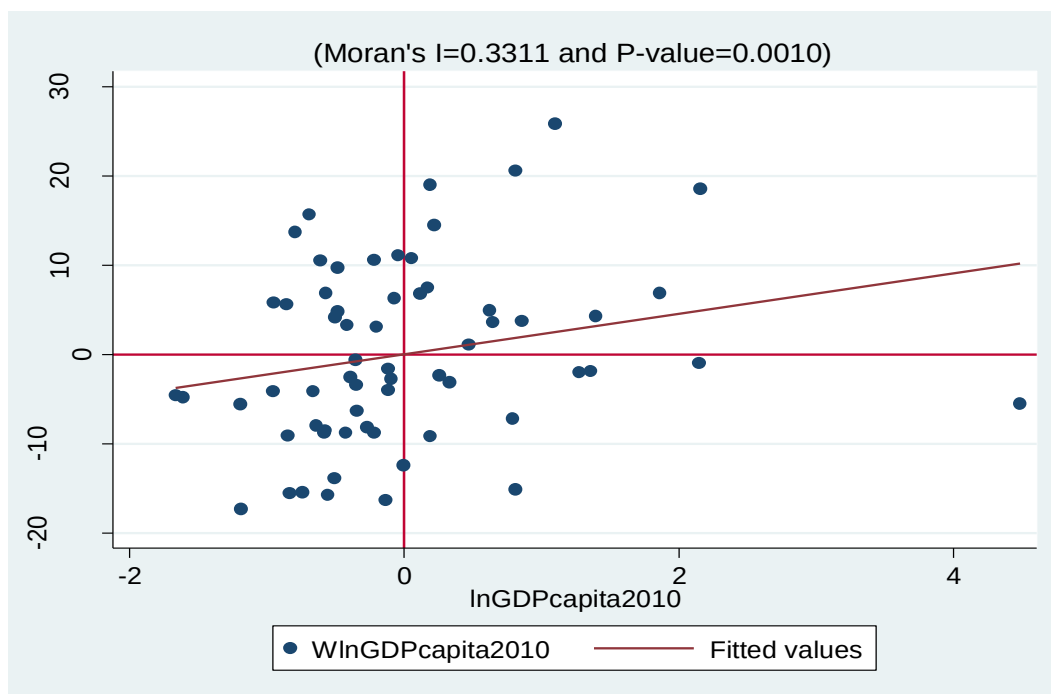
Bảng 2

Chỉ số Moran's I của GDP bình quân đầu người theo ma trận trọng số liên kề

Statistics	Normal Approximation	Randomization
Moran's I	0.3311***	0.3311***
Mean	-0.0161	-0.0161
Std dev	0.0827	0.0790
Z-score	4.1979	4.3970

Nói một cách khác, kết quả hệ số Moran's I mang dấu dương còn hàm ý rằng, theo phân bố tự nhiên trên bản đồ, các tỉnh thành có mức GDP bình quân cao thường phân bố cạnh các tỉnh thành có mức GDP bình quân cao khác; và tương tự, các tỉnh

thành có GDP bình quân đầu người thấp có phân bố gần các tỉnh thành có GDP bình quân đầu người thấp. Kết quả này thống nhất với những phân tích khi xem xét bản đồ màu mô tả sự phân bố của GDP bình quân đầu người theo vị trí địa lý của các tỉnh thành.



Hình 1. Đồ thị Moran's I của GDP bình quân đầu người theo ma trận trọng số liên kề

4.2. Kiểm định sự hội tụ tuyệt đối khi bỏ qua sự tương quan không gian

Giả sử, nếu bỏ qua sự tương quan không gian giữa các tỉnh thành ở Việt Nam, chúng ta có thể sử dụng các kỹ thuật xử lý dữ liệu bảng thông thường để hồi quy phương trình (2) nhằm tìm ra tốc độ hội tụ tuyệt đối. Bảng 3 mô tả kết quả ước lượng khi bỏ qua sự tương quan không gian giữa các địa phương. Theo

kết quả ước lượng bằng pooled OLS và FEM, không tìm thấy bằng chứng thống kê về sự hội tụ tuyệt đối vì hệ số beta của biến GDP bình quân đầu người mặc dù mang dấu âm nhưng không có ý nghĩa thống kê. Kết quả từ FEM và GLS cho thấy có sự hội tụ beta tuyệt đối giữa các tỉnh thành ở Việt Nam, tốc độ hội tụ tính theo FEM là 7,8% trong khi tính theo GLS là 0,04%.

Bảng 3

Hội tụ beta tuyệt đối khi chưa xét đến sự tương quan không gian

Biến độc lập	Pooled OLS	FEM	REM	GLS
$\ln GDP_{i,t-1}$	0.000217 [0.04]	0.0787*** [3.27]	0.00306 [0.49]	0.00408*** [2.73]
Hệ số chặn	0.0740*** [4.81]	0.320*** [4.24]	0.0829*** [4.17]	0.0871*** [18.97]
Số quan sát	252	252	252	252
Kiểm định Chow	2.39***			
Kiểm định Hausman			10.58***	
Kiểm định phương sai thay đổi		1400000***		

t-stat trong ngoặc []

*, **, *** có ý nghĩa với 10%, 5% và 1%

Nguồn: theo tính toán của tác giả.

Mặc dù, kết quả kiểm định Chow, kiểm định Hausman và kiểm định phương sai thay đổi Breusch – Pagan cho thấy rằng GLS mang lại kết quả đáng tin cậy nhất trong số các phương pháp sử dụng trong Bảng 3, nhưng các kiểm định Moran's I trong Mục 4.1 đã cho thấy rằng có sự phụ thuộc không gian giữa các địa phương. Nếu bỏ qua sự phụ thuộc này có thể sẽ dẫn đến ước lượng hoặc là không vững, hoặc là bị chệch. Do vậy, cần thiết phải áp dụng các phương pháp hồi quy không gian khi ước lượng hệ số beta và kết quả ở Bảng 3 chỉ để tham khảo.

4.3. Kiểm định sự hội tụ tuyệt đối bằng hồi quy không gian

Kiểm định Moran's I khẳng định có sự tương quan không gian về GDP bình quân đầu người của các tỉnh thành, vì vậy cần thiết

phải sử dụng phương pháp hồi quy không gian để tránh định dạng sai mô hình. Bảng 4 trình bày kết quả ước lượng mô hình kiểm định hội tụ tuyệt đối bằng mô hình sai số không gian SEM, mô hình tự hồi quy không gian SAR và mô hình Durbin không gian SDM. Mỗi mô hình đều được ước lượng dưới cả hai dạng tác động cố định và tác động ngẫu nhiên để kiểm soát sự khác biệt về đặc trưng giữa các tỉnh thành. Điểm chung của tất cả kết quả ước lượng được trong Bảng 4 là hệ số beta luôn mang dấu dương, theo lập luận của Sala-i-Martin (1996), đây là dấu hiệu tồn tại của hội tụ beta tuyệt đối. Kết quả kiểm định Hausman trong Bảng 4 cho biết rằng, trong cả 3 mô hình SEM, SAM và SDM thì ước lượng theo FEM là phù hợp hơn REM.

Bảng 4

Hội tụ beta tuyệt đối với hồi quy không gian theo ma trận trọng số liên kề

Biến độc lập	Mô hình SEM		Mô hình SAR		Mô hình SDM	
	FEM	REM	FEM	REM	FEM	REM
$\ln GDP_{i,t-1}$	0.0713*** [3.05]	0.0145 [1.51]	0.108*** [3.22]	0.00275 [0.44]	0.350*** [8.48]	0.00132 [0.17]
Hệ số chặn		0.0246 [0.81]		0.0819*** [4.17]		0.0479** [2.02]
Kiểm định Hausman		10.19***		7.12***		75.07***
Lambda			0.0442 [1.58]	0.000994 [0.04]		
Rho	0.303*** [44.96]	0.300*** [47.07]			0.303*** [44.95]	0.303*** [44.92]
Log-likelihood	531.566	464.1728	458.3686	372.1396	485.9166	388.3451
AIC	-1057.1	-918.35	-910.74	-734.28	-963.83	-764.69
BIC	-1046.5	-900.7	-900.15	-716.63	-949.72	-743.51

t-stat trong ngoặc []

*, **, *** có ý nghĩa với 10%, 5% và 1%

Nguồn: theo tính toán của tác giả.

Bài viết lựa chọn mô hình phù hợp được dựa trên chỉ tiêu BIC. Theo các chỉ tiêu thống kê thể hiện ở Bảng 4, mô hình sai số không gian SEM với dạng FEM ở cột (1) của Bảng 4 là mô hình có giá trị BIC nhỏ nhất nên được xem như là mô hình phù hợp nhất và được sử dụng để phân tích sự hội tụ tuyệt đối. Theo kết quả ước lượng của mô hình SEM theo dạng FEM, tốc độ hội tụ tuyệt đối về GDP bình quân đầu người giữa các tỉnh thành ở Việt Nam là 7,13%. Với tốc độ hội tụ này, thời gian để giảm được một nửa khoảng cách thu nhập hiện nay (*half – life*) là khoảng 10 năm. Nói một cách khác, nếu tốc độ hội tụ này tiếp tục được duy trì cho nhiều năm tiếp theo, thì các tỉnh thành ở Việt Nam sẽ mất khoảng 20 năm để đạt được trạng thái cân bằng chung về thu nhập GDP bình quân đầu người.

Hệ số λ trong mô hình FEM mang dấu dương, có độ lớn 0,303 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Sự có ý nghĩa của hệ số λ càng củng cố thêm bằng chứng thống kê về mối liên hệ không gian giữa các tỉnh thành, điều mà đã được khẳng định qua các chỉ số Moran's I.

5. Kết luận và kiến nghị

5.1. Kết luận

Kết quả kiểm định Moran's I trên các chỉ tiêu về GDP bình quân đầu người với số liệu 63 tỉnh thành ở Việt Nam đều cho thấy có sự phụ thuộc không gian mang dấu dương. Các địa phương ở lân cận nhau thì có mối quan hệ tương quan về GDP thực tế bình quân đầu người. Sự tồn tại của mối tương quan không gian giữa các tỉnh thành cho thấy sự phù hợp và cần thiết phải sử dụng công cụ hồi quy không gian khi phân tích các quan hệ kinh tế ở cấp độ tỉnh thành. Kết quả ước lượng hồi quy không gian cho thấy tốc độ hội tụ tuyệt đối về GDP bình quân đầu người giữa các tỉnh thành ở Việt Nam là 7,13%. Với tốc độ hội tụ này, thời gian để giảm được một nửa khoảng cách thu nhập hiện nay (*half – life*¹) là khoảng 10 năm. Nói một cách khác, nếu tốc độ hội tụ này tiếp tục được duy trì cho nhiều năm tiếp theo, thì các tỉnh thành ở Việt Nam sẽ mất khoảng 20 năm để đạt được trạng thái cân bằng chung về thu nhập GDP bình quân đầu người.

5.2. Kiến nghị

Từ kết quả ban đầu thu được khi áp dụng hồi quy không gian trong phân tích số liệu của các tỉnh thành phố, bài viết đề xuất một số gợi ý để ứng dụng kết quả nghiên cứu này. *Một là*, do có sự tương quan không gian giữa 63 tỉnh thành phố của Việt Nam, nên các mô hình hồi quy xây dựng để nghiên cứu các yếu tố liên quan đến kinh tế - xã hội ở khu vực với số liệu cấp tỉnh thành cần hết sức thận trọng để tránh trường hợp bỏ qua sự phụ thuộc theo không gian này dẫn đến kết quả nghiên cứu không đáng tin cậy. Điều này hàm ý rằng, nếu xây dựng mô hình nghiên cứu về kinh tế - xã hội ở các địa phương nhưng bỏ qua mối liên hệ không gian này có thể dẫn đến kết quả ước lượng hoặc là bị chệch và không vững (trường hợp bỏ sót tự hồi quy không gian), hoặc ước lượng không hiệu quả (trường hợp có tự tương quan không gian). *Hai là*, sự tương quan không gian giữa các tỉnh thành là dương; do vậy khi một tỉnh thành hoạch định chính sách kinh tế của địa phương sở tại cũng cần tính đến tác động của chính sách này đến các tỉnh thành lân cận và ngược lại, một tỉnh thành đó cũng cần tính đến tác động từ việc thay đổi chính sách của các tỉnh thành khác đến chính địa phương mình. *Ba là*, mặc dù có sự hội tụ beta tuyệt đối về thu nhập, nghĩa là khoảng cách thu nhập GDP đầu người giữa các tỉnh thành ngày càng thu hẹp. Tuy nhiên, không nên trông chờ rằng bình đẳng thu nhập sẽ tự điều chỉnh, hoặc chênh lệch giàu nghèo sẽ tự nhiên biến mất. Để đạt được trạng thái cân bằng đòi hỏi một nỗ lực phát triển lâu dài và bền vững.

Hồi quy không gian là một lĩnh vực khá mới mẻ ở Việt Nam và vẫn đang tiếp tục được nghiên cứu lý thuyết và ứng dụng mạnh mẽ trên thế giới. Do vậy, trong những nghiên cứu tiếp theo, ngoài nghiên cứu sự hội tụ thu nhập, đề tài còn có thể được mở rộng bằng các ứng dụng hồi quy không gian trong phân tích rất nhiều các mối liên hệ trong nhiều khía cạnh kinh tế - xã hội giữa các quốc gia láng giềng hoặc giữa các địa phương gần nhau trong cùng một lãnh thổ Việt Nam ■

Tài liệu tham khảo

- Anderson, James E. and Eric Van Wincoop (2001). Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. *National Bureau of Economic Research Working*, 8079.
- Anselin, L., Bera, A.K. (1998). Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. *Handbook of Applied Economic Statistics*. Hullah, A., Gelis, D.E.A. (eds.), New York: Marcel Dekker, 1998, 237–290.
- Baumont, C; Ertur, C; Le Gallo, J. (2002). The European Regional Convergence Process, 1980–1995: Do Spatial Regimes and Spatial Dependence Matter?
- Barro, R.J. and Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal Political Economic*, 100, 223-251.
- Cliff. A.D. and J.K. Ord, (1973). *Spatial Autocorrelation*. London: Pion Ltd.
- Gallo, J., C. Ertur and C. Baumont, (2003). A spatial econometric analysis of convergence across European regions, 1980-1995. In B. Fingleton *European Regional Growth: Springer-Verlag*, 99–129.
- Hồ Đ. B. (2013). Kiểm định giả thuyết hội tụ đối với năng suất nhân tố tổng hợp trong sản xuất nông nghiệp Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 188, 56 – 65.
- Le Gallo J.; Ertur, C.; Baumont, C. (2003). A spatial econometric analysis of convergence across European regions, 1980–1995. *European regional growth*, Fingleton, B. (ed). NewYork: Springer-Verlag, 2003.
- LeSage, J. P. (1999). *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*, 309.
- Mankiw, G. D. Romer, and D. Weil (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *It Quarterly. Journal of Economics*, 107, 407-37.
- Moran P.A.P. (1950). A Test for Serial Correlation of Residuals. *Biometric*, 37, 178-181.
- Nguyễn Văn Công và các cộng sự (2014). Kiểm định giả thuyết hội tụ có điều kiện ở cấp tỉnh tại Việt Nam trong giai đoạn 2000-2012. *Tạp chí Kinh tế & phát triển*, 204, 6/2014.
- Pace, R Kelley & Barry, Ronald & Sirmans, C F (1998). Spatial Statistics and Real Estate. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(1), 5-13.
- Pede, Valerien O. & Sparks, Adam H. & McKinley, Justin D. (2013). Regional Income Inequality and Economic Growth: A Spatial Econometrics Analysis for Provinces in the Philippines, 2012 *Conference (56th)*, February 7-10.
- Peracchi, Meliciani (2001). Convergence in per capita GDP across European regions a reappraisal.
- Phạm T.A. (2009). Tăng trưởng kinh tế và sự hội tụ thu nhập giữa các vùng ở Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế*, 368, 34-41.
- Sala-i-Martin. X. (1996). The Classical Approach to Convergence Analysis. *The Economic Journal*, 106(437), 1019-1036.
- Solow R.M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth Quarterly. *Journal of Economics*, 70, 65–94.
- Wooldridge. J. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd Ed. by. The MIT Press.