

# Tiếp cận hội quy không gian phân tích hiệu ứng lan tỏa địa lý đến tăng trưởng các tỉnh, thành Việt Nam giai đoạn 2000–2018

Nguyễn Minh Hải<sup>(1)</sup>

Ngày nhận bài: 04/11/2020 | Biên tập xong: 05/01/2021 | Duyệt đăng: 12/01/2021

**TÓM TẮT:** Bài viết nghiên cứu hiệu ứng lan tỏa không gian đến hội tụ kinh tế giữa các tỉnh, thành của Việt Nam. Kết quả ước lượng bằng phương pháp OLS cho thấy, bộ ước lượng thu được là không hiệu quả, trong khi các suy diễn thống kê không đáng tin cậy vì gặp phải hiện tượng tự tương quan sai số không gian. Trong khi đó, tiếp cận bằng hội quy không gian lại cho kết quả đáng tin cậy. Ngoài ra, với đặc tính vượt trội mô hình hội quy không gian đã phát hiện tồn tại hiệu ứng lan tỏa tích cực của yếu tố không gian đến tốc độ hội tụ; tốc độ tăng trưởng của một khu vực bị ảnh hưởng bởi tốc độ tăng trưởng của các khu vực lân cận. Dựa trên các bằng chứng thực nghiệm, nghiên cứu đề xuất một số hàm ý quan trọng giúp các địa phương có tầm nhìn dài hạn trong việc hoạch định chính sách phù hợp nhằm thúc đẩy tăng trưởng kinh tế (TTKT) vùng của Việt Nam.

**TỪ KHÓA:** Xây dựng mô hình, mô hình không gian, tăng trưởng, phát triển, hội tụ.

**Mã phân loại JEL:** C51, R11, R15.

## 1. Giới thiệu

Hội tụ thu nhập và hội tụ theo năng suất là một trong những chủ đề kinh tế nhận được nhiều sự quan tâm trong những năm gần đây cả trên phương diện lý thuyết lẫn thực nghiệm. Hội tụ kinh tế dẫn đến chi phí giao dịch thấp hơn, lao động di cư cao hơn và quy mô thị trường mở rộng... góp phần thúc đẩy TTKT ở các địa phương nghèo. Để lý giải tốt hơn mức độ tương tác giữa quá trình hội tụ và TTKT trong khu vực lý thuyết Địa kinh tế

mới và lý thuyết Tăng trưởng thường hay tích hợp cùng (Baumont & Huriot, 1999). Sự tích hợp của hai lý thuyết này giải thích hai kết quả quan trọng: (i) Những lý thuyết này nhấn mạnh vai trò lan tỏa địa lý kinh tế đến cơ chế

<sup>(1)</sup> Nguyễn Minh Hải - Trường Đại học Ngân hàng TP.HCM; 56 Hoàng Diệu 2, Quận Thủ Đức, Tp. Hồ Chí Minh; Email: hainm@buh.edu.vn.

tăng trưởng; và (ii) Các thực nghiệm phân tích chỉ ra sự tồn tại của trạng thái cân bằng trong ngắn hạn của mô hình Core-Periphery là không ổn định. Hơn nữa, hai kết quả này dẫn đến hai hàm ý rất quan trọng cho các nghiên cứu thực nghiệm về tăng trưởng vùng. Một mặt, về dữ liệu vùng sắp theo trình tự không gian, có xu hướng phân cụm: các ước lượng dựa trên dữ liệu bản địa hóa có xem xét đến yếu tố thực tế là các hiện tượng kinh tế có tương quan không gian. Mặt khác, sự lan tỏa về mặt không gian có ảnh hưởng đến quá trình tăng trưởng và cần phải ước lượng các tác động cũng như cách thức hoạt động kinh tế của mỗi vùng tương tác lẫn nhau.

Mục tiêu của nghiên cứu này áp dụng mô hình hồi quy không gian để phân tích về sự hội tụ giữa các tỉnh, thành của Việt Nam trong thời kỳ 2005–2018 nhằm cung cấp thêm những bằng chứng tốt trong việc đề ra những chính sách phát triển phù hợp cho mỗi tỉnh, thành của Việt Nam. Hơn nữa, thực nghiệm nghiên cứu này sẽ làm rõ các câu hỏi: (i) Có hay không mối liên hệ giữa lý thuyết Tăng trưởng và hội tụ  $\beta$  giữa các tỉnh, thành ở Việt Nam; (ii) Liệu các lý thuyết Địa lý kinh tế và nghiên cứu mức độ ảnh hưởng của hiệu ứng lan tỏa địa lý đến quá trình tăng trưởng để giải thích các mô hình không gian; và (iii) Việc sử dụng mô hình hồi quy không gian có thể ước lượng và lý giải được các vấn đề phát sinh khi sự phụ thuộc không gian tồn tại trong dữ liệu nghiên cứu hay không trong khi các ước lượng theo OLS thường bị sai lệch khi loại bỏ yếu tố không gian giữa các địa phương.

Sau phần giới thiệu, nghiên cứu được cấu trúc như sau: phần hai trình bày cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu trước; phần ba mô tả phương pháp hồi quy không gian và mô hình thực nghiệm; Phần bốn trình bày kết quả thực nghiệm; phần năm kết luận và hàm ý chính sách; phần sáu là hạn chế nghiên cứu và hướng nghiên cứu tiếp theo.

## 2. Cơ sở lý thuyết về tăng trưởng vùng

Giả thuyết hội tụ dựa trên lý thuyết Tăng trưởng tân cổ điển (Solow, 1956; Swan, 1956) cho rằng, một vùng “nghèo” có xu hướng phát triển nhanh hơn một vùng “giàu” và về lâu dài khu vực “nghèo” sẽ bắt kịp mức thu nhập bình quân đầu người của khu vực “giàu có”. Theo Baumont (1998), nghiên cứu lý thuyết về hội tụ có thể giúp phân biệt giữa các lý thuyết tăng trưởng khác nhau theo các dự đoán của nó về TTKT và nghiên cứu thực nghiệm về hội tụ sẽ hỗ trợ cho việc lập kế hoạch và đánh giá các chính sách ngành, vùng một cách có hiệu quả hơn nếu hiểu được những khác biệt kinh tế ngành và vùng hiện tại đã phát triển thế nào. Thực nghiệm nghiên cứu về mối liên hệ giữa quá trình hội tụ và TTKT (Englmann & Walz, 1995; Kubo, 1995; Martin & Ottaviano, 1996, 1999; Ottaviano, 1998; Pavilos & Wang, 1993; Walz, 1996) đều có chung một nhận định rằng hiệu ứng lan tỏa không gian đóng một vai trò quan trọng trong các hiện tượng của quá trình tăng trưởng. Điều này góp phần quan trọng trong việc phân tích cơ chế hoạt động TTKT vùng.

Theo Barro & Sala-Imartin (1992), sự phụ thuộc không gian giữa các vùng gây ra hiện tượng tự tương quan không gian làm cho phương pháp OLS mất hiệu lực khi tạo ra các bộ ước lượng kém hiệu quả và các suy diễn thống kê không đáng tin cậy. Do vậy, 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 thu nhập. Điển hình, nghiên cứu về hội tụ thu nhập của Anderson & ctg (2001) chỉ ra rằng, các địa phương trong cùng một quốc gia thường có mối liên kết chặt chẽ với nhau vì 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. Nghiên cứu hội tụ

của 138 vùng thuộc EU giai đoạn 1980–1995, Gallo & ctg (2000) đã chỉ ra, bằng chứng về sự tương quan không gian cục bộ (ở cùng quốc gia) và toàn cục (giữa các quốc gia) giữa các địa phương và hàm ý về sự hội tụ thu nhập cần chú ý 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. Pede, Sparks, & McKinley (2013) sử dụng số liệu về TTKT 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 TTKT. 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.

Tại Việt Nam, các nghiên cứu liên quan đến sự hội tụ của thu nhập bình quân đầu người và tăng trưởng năng suất tại các địa phương còn tương đối ít. Minh & ctg (2015) sử dụng các mô hình hội tụ kiểu Barro, mô hình số liệu mảng thường, mô hình xích Markov, mô hình suy giảm entropy đánh giá mức độ hội tụ của các tỉnh của Việt Nam xét theo tổng sản phẩm nông nghiệp trên đầu người theo tỉnh và tăng trưởng năng suất lao động nông nghiệp. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng, trong thời kỳ đầu (199–1996), sự hội tụ diễn ra mạnh và TTKT nhanh; những năm sau 1996, tăng trưởng chậm hơn, phân kỳ và có một kết thúc rõ ràng tới một thời kỳ hội tụ mới là thời kỳ 2002–2007. Kết quả nghiên cứu về hội tụ thu nhập các tỉnh, thành Việt Nam trong giai đoạn 2000–2012 của Nguyễn Văn Công & ctg (2014) cho kết quả tương tự. Tuy nhiên, cũng có những nghiên cứu đưa ra quan điểm trái ngược hoặc không rõ ràng về sự hội tụ thu nhập giữa các tỉnh, thành. Điển hình, nghiên cứu của Phạm Thế Anh (2009) cho thấy, không có bất kỳ bằng chứng về sự hội tụ thu nhập giữa các tỉnh, thành ở Việt Nam trong giai đoạn 1996–2006. Hồ Đình Bảo (2013) chỉ ra, có rất ít bằng chứng cho

thấy những tỉnh có năng suất nông nghiệp ban đầu cao hơn sẽ tăng trưởng ở mức thấp hơn, nhưng xét trong nội bộ từng vùng nông nghiệp thì bằng chứng về sự hội tụ năng suất nông nghiệp diễn ra rất mạnh mẽ.

Nhìn chung, các kết quả khác biệt từ các nghiên cứu về sự hội tụ thu nhập giữa các tỉnh, thành được giải thích bằng nhiều cách khác nhau tùy thuộc vào mức độ phát triển từng thời kỳ, mức độ chính xác của dữ liệu bỏ qua vai trò lan tỏa của hiệu ứng không gian. Do vậy, việc đánh giá lại liệu có tồn tại sự hội tụ thu nhập giữa các tỉnh, thành ở Việt Nam hay không là rất cần thiết. Với tất cả lý do đó, nghiên cứu sẽ tập trung làm rõ sự hội tụ thu nhập có xét đến yếu tố không gian. Kết quả nghiên cứu được kỳ vọng là một căn cứ khoa học góp phần định hướng chính sách phát triển kinh tế vùng trong giai đoạn sắp tới của Việt Nam.

### 3. Phương pháp hồi quy không gian của hội tụ $\beta$

Theo Barro & Sala-Imartin (1992), giả thuyết hội tụ  $\beta$  có các khái niệm tương ứng là hội tụ có điều kiện và không điều kiện. Hội tụ  $\beta$  không điều kiện thường độc lập với các điều kiện ban đầu khi các khu vực được cho là giống nhau về sở thích, công nghệ và chính sách kinh tế. Ngược lại, nếu giả định sự phụ thuộc không gian giữa các vùng kèm theo các điều kiện như vốn, nguồn lao động của địa phương làm ảnh hưởng đến các quá trình hoạt động kinh tế của nó thì quá trình hội tụ đó gọi là hội tụ  $\beta$  có điều kiện. Vì vậy, để nghiên cứu hội tụ theo không gian, cần xây dựng mô hình và kiểm định liệu sự phụ thuộc không gian có tồn tại hay không. Để xây dựng được mô hình thì nhất định phải xây dựng ma trận trọng số và thực hiện các kiểm định cần thiết.

#### 3.1. Cơ sở lý thuyết của hội tụ $\beta$

Giả thuyết về sự hội tụ  $\beta$  không điều kiện thường kiểm tra dựa vào mô hình dữ liệu chéo có dạng chỉ định như sau:

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \varepsilon_i, \varepsilon_i \sim i.i.d(0, \sigma^2), (1)$$

Trong đó:  $y_{i,t}$  - GDP bình quân đầu người của tỉnh  $i$  ( $i=1, \dots, 63$ ) theo thời gian  $t$ ;  $T$  - độ dài của thời kỳ;  $\alpha$  và  $\beta$  - các tham số cần ước lượng; và  $\varepsilon_i$  - sai số ngẫu nhiên.

Theo Barro & Sala-i-Martin (1992), hội tụ  $\beta$  xảy ra khi  $\beta$  mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê. Ước lượng tham số  $\beta$  sẽ tính được tốc độ hội tụ:  $\theta = -\ln(1+T\beta)/T$ , tính được bán chu kỳ tức là thời gian cần thiết để một vùng đạt một nửa sự thay đổi:  $\tau = -\ln(2)/\ln(1+\beta)$ .

Để kiểm tra giả thuyết về hội tụ  $\beta$  có điều kiện dựa trên kết quả ước lượng của mô hình chỉ định dưới đây, với một số biến chỉ rõ sự khác biệt giữa các vùng:

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \gamma X_i + \varepsilon_i, \varepsilon_i \sim i.i.d(0, \sigma^2), (2)$$

Trong đó:  $X_i$  - một véc tơ của các biến thể hiện tính đặc trưng của vùng thứ  $i$  gồm: tư bản vật chất, vốn nhân lực, tỷ lệ chi tiêu công trên GDP, tỷ lệ đầu tư trong nước để GDP, sự thay đổi các điều khoản thương mại, tỷ lệ sinh sản, mức độ bất ổn chính trị,... (Barro & Sala-i-Martin, 1995).

Có hai hiệu ứng tác động lên TTKT ở mô hình hội tụ  $\beta$  có điều kiện được quan tâm: (i) Thông qua giá trị ước lượng  $\beta$  để nắm bắt hiệu ứng hội tụ của GDP bình quân thời kỳ đầu; và (ii) Hiệu ứng ảnh hưởng riêng phần đến TTKT của mỗi biến giải thích nằm trong thành phần  $X_i$ . Khi đó, việc ước lượng Mô hình 2 chắc chắn cung cấp nhiều thông tin hơn về quá trình tăng trưởng hơn so với Mô hình 1.

### 3.2. Sự phụ thuộc vào ma trận trọng số không gian

Theo Anselin (2000), sự phụ thuộc không gian là các quan sát có tương quan về mặt địa

lý do một số các quá trình kết nối giữa các lĩnh vực khác nhau: quá trình lan tỏa hoặc thương mại, chuyển giao công nghệ hoặc tương tác kinh tế-xã hội. Do vậy, nghiên cứu chỉ tập trung vào sự phụ thuộc không gian được tạo ra giữa các quá trình kết nối bằng một mô hình không gian có bổ sung yếu tố ngoại sinh nằm trong ma trận trọng số khoảng cách được xác định bên dưới; đồng thời không đưa thêm các yếu tố kinh tế vào ma trận trọng số khoảng cách như các biến giải thích trong mô hình mà thay vào đó chỉ xem xét sự phụ thuộc không gian để nắm bắt hoàn toàn các ảnh hưởng trong bối cảnh thông tin bất đối xứng giữa các khu vực. Cách xác định ma trận trọng số như sau: đối với mỗi tỉnh, xác định một điểm trung tâm (đó là thị xã hoặc thành phố). Đối với điểm trung tâm dựa trên vị trí địa lý ở bản đồ sẽ xác định được kinh độ và vĩ độ của điểm trung tâm và có thể gán tọa độ cho các điểm trung tâm đó. Sử dụng khoảng cách Euclidian trong không gian chiều:

$$d_{ij} = \sqrt{(s_i - s_j)^T (s_i - s_j)},$$

Trong đó:  $d_{ij}$  - khoảng cách hai điểm  $s_i$  và  $s_j$ . Hai tỉnh  $i$  và  $j$  được gọi là lân cận nếu thỏa mãn một trong hai điều kiện sau: nếu:  $0 \leq d_{ij} \leq d'$ ,  $d_{ij}$  được cách xác định theo công thức trên,  $d'$  được gọi là điểm cắt tới hạn nếu:  $d_{ij} = \min(d_{ik}), \forall i, k$ . Đặt  $N(i)$  là tập hợp tất cả các tỉnh lân cận của tỉnh  $i$ . Khi đó, ma trận trọng số nhị phân là ma trận gồm các phần tử được xác định như sau:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{khi } j \in N(i) \\ 0 & \text{khi } j \notin N(i) \end{cases}$$

Để bình thường hóa các ảnh hưởng bên ngoài lên mỗi vùng, ma trận trọng số được chuẩn hóa sao cho các phần tử của một hàng có tổng bằng:

$$w_{ij}^* = w_{ij} / \sum_{j=1} w_{ij}$$

Khi đó, nhận được ma trận  $W^* = [W^*_{ij}]_{N \times N}$  là ma trận trọng số khoảng cách dạng nhị phân được chuẩn hóa theo hàng. Sử dụng phương pháp luận trên đây, nghiên cứu xây dựng được ma trận trọng số cho 63 tỉnh (63 đơn vị không gian trong nghiên cứu thực nghiệm).

### 3.3. Mô hình hội tụ $\beta$ không gian

Kế thừa của Anselin (1988a) và Anselin & Bera (1995), nghiên cứu sử dụng ba loại mô hình không gian: mô hình tự hồi quy không gian (SAM), mô hình hồi quy chéo không gian (SCRM) và mô hình sai số không gian (SEM) áp dụng cho mô hình hội tụ  $\beta$ .

#### Mô hình tự hồi quy không gian (SAM- Spatial Autoregressive Model)

Trong mô hình này, tương quan không gian của các biến được xử lý bằng trễ không gian của biến nội sinh  $W[(1/T)\ln(z)]$ :

$$\frac{1}{T} \ln(z) = \alpha S + \beta \ln(y_0) + \rho W \left( \frac{1}{T} \ln(z) \right) + u, \quad u \sim N(0, \sigma^2 I), \quad (3)$$

Trong đó:  $z$  - véc tơ ( $n \times 1$ ) của biến phụ thuộc trong mô hình hội tụ không điều kiện, tức là véc tơ của tỷ lệ GDP bình quân đầu người mỗi khu vực  $i$  ở thời điểm đầu và thời điểm cuối của giai đoạn nghiên cứu;  $(1/T)\ln(z)$  - véc tơ của tỷ lệ tăng trưởng trung bình cho khu vực  $i$  giữa thời kỳ đầu và thời kỳ cuối;  $y_0$  - véc tơ ( $n \times 1$ ) của mức GDP bình quân đầu người cho từng khu vực  $i$  tại thời kỳ đầu;  $S$  - véc tơ tổng;  $\alpha$ ,  $\beta$  và  $\rho$  - các tham số chưa biết cần được ước lượng;  $\rho$  - tham số tự hồi quy không gian nắm bắt ảnh hưởng tương tác giữa các quan sát ngoại sinh ở mô hình không gian để cập trong ma trận trọng số; và  $u$  - thành phần sai số được giả thuyết đồng nhất, độc lập và phân phối chuẩn hóa. Biến trễ không gian nội sinh  $W[(1/T)\ln(z)]$  là một véc tơ chứa tốc độ tăng trưởng được nhân với trọng số của ma trận: vùng  $i$  của véc tơ  $(1/T)\ln(z)$  tương ứng với dòng của véc tơ trễ không

gian được tính bằng bình quân gia quyền theo tốc độ tăng trưởng của các vùng lân cận.

Theo Anselin (1988), ước lượng Mô hình 3 theo phương pháp OLS cho kết quả không nhất quán vì  $Wy$  luôn tương quan với  $u$ . Do vậy, Mô hình 3 sẽ được ước lượng bằng phương pháp hợp lý tối đa (ML) hoặc là phương pháp biến công cụ (IV). Theo Anselin (1988), đặc điểm kỹ thuật của Mô hình 3 cho hai quan điểm. Từ quan điểm hội tụ, mô hình sẽ cung cấp một số thông tin về bản chất của sự hội tụ qua tham số  $\beta$  khi các hiệu ứng không gian được kiểm soát. Từ góc độ địa lý kinh tế, Mô hình 3 nhấn mạnh tác động lan tỏa theo không gian vì cho biết tốc độ tăng trưởng GDP bình quân đầu người trong một vùng chịu ảnh hưởng bởi tốc độ tăng trưởng GDP bình quân đầu người của các vùng lân cận thông qua tham số  $\rho$  sau khi điều chỉnh mức GDP bình quân đầu người ở thời kỳ đầu.

#### Mô hình hồi quy chéo không gian (SCRM - Spatial Cross-Regressive Mode)

Một cách khác để đối phó với sự phụ thuộc vào không gian là đưa ra biến trễ không gian ngoại sinh:

$$\frac{1}{T} \ln(z) = \alpha S + \beta \ln(y_0) + WZ\gamma + u, \quad u \sim N(0, \sigma^2 I), \quad (4)$$

Ở đây, ảnh hưởng của  $h$  biến trễ ngoại sinh không gian có trong ( $n \times h$ ) ma trận  $Z$  được phản ánh bởi véc tơ tham số  $\gamma$ . Đặc điểm Mô hình 4 kiểm soát được hiệu ứng lan tỏa không gian và có thể xem như một mô hình hội tụ  $\beta$  điều kiện tích hợp biến môi trường không gian có ảnh hưởng đến tốc độ tăng trưởng. Tập hợp các biến giải thích trong  $Z$  có thể chứa hoặc không chứa  $\ln(y_0)$ . Mô hình (4) có thể ước lượng bằng phương pháp OLS.

#### Mô hình sai số không gian (SEM- Spatial error model)

Đặc điểm kỹ thuật của mô hình này khi nghĩ rằng sự phụ thuộc không gian do biến bị

bỏ sót. Sai số của mỗi vùng có tương quan với các sai số ở các vùng khác. Khi đó, mô hình sai số không gian có dạng như sau:

$$\begin{aligned} \frac{1}{T} \ln(z) &= \alpha S + \beta \ln(y_0) + \varepsilon, \quad \varepsilon \\ &= \lambda W \varepsilon + u, \quad u \sim N(0, \sigma^2 I), \end{aligned} \quad (5)$$

Trong đó:  $\lambda$  là tham số vô hướng thể hiện cường độ tương quan không gian giữa các phần dư hồi quy. Nếu ước lượng Mô hình 4 bằng OLS sẽ cho bộ ước lượng không hiệu quả và các suy diễn thống kê không đáng tin cậy. Vì vậy, Mô hình 4 nên ước lượng theo phương pháp LM hoặc theo phương pháp GMM.

Nhìn chung, các mô hình kinh tế lượng không gian rất hữu ích trong việc làm nổi bật các hiệu ứng lan tỏa trong không gian. Việc chọn lựa mô hình tốt nhất trong các mô hình để xuất dựa vào các kiểm định sau: kiểm định I-Moran; kiểm định LM trễ; kiểm định LM sai số. Theo Anselin & Rey (1991), kiểm định I-Moran là rất mạnh với cả hai dạng: trễ không gian và sai số tự tương quan theo không gian, nhưng hạn chế của kiểm định này không chỉ định chọn lựa mô hình; kiểm định LM trễ (LMLAG) cho phép kiểm tra sự hiện diện tương quan của biến trễ không gian tự động hồi quy; kiểm định LM sai số (LMERR) cho phép kiểm tra sự hiện diện tương quan của sai số không gian. Theo Anselin & Florax (1995), hai kiểm định Robust: R-LMLAG và R-LMERR có thể sử dụng để đưa ra quyết định chọn lựa mô hình thích hợp. Nếu kiểm định LMLAG có ý nghĩa hơn so với kiểm định LMERR, kiểm định RLMLAG có ý nghĩa và kiểm định RLMERR không ý nghĩa thì mô hình thích hợp là mô hình SAM. Ngược lại, nếu kiểm định LMERR có ý nghĩa hơn so với kiểm định LMLAG và kiểm định RLMERR có ý nghĩa nhưng kiểm định RLMLAG không có ý nghĩa thì mô hình phù hợp là SEM.

## 4. Thực nghiệm mô hình

### 4.1. Ma trận trọng số không gian

Nghiên cứu sử dụng các kỹ thuật kinh tế lượng không gian để phát hiện và xử lý tự tương quan không gian trong mô hình hội tụ  $\beta$  không điều kiện của GDP bình quân đầu người (GDPP) của tỉnh, thành Việt Nam trong giai đoạn 2000–2018. Dữ liệu về GDPP của 63 tỉnh, thành ở Việt Nam giai đoạn 2000–2018 được trích xuất từ Tổng cục Thống kê Việt Nam (GSO) đã được tính theo giá 2010. Sau đó, lấy logarit tự nhiên của tất cả GDPP của các tỉnh trong giai đoạn 2000–2018. Do vậy, các phần tiếp theo GDPP có nghĩa là GDPP đã được logarit tự nhiên. Trước tiên, tác giả ước lượng mô hình hội tụ  $\beta$  tuyệt đối bằng OLS và thực hiện các kiểm định nhằm phát hiện sự hiện diện của sự phụ thuộc không gian bằng ma trận trọng số không gian được chỉ định bên dưới. Sau đó, nghiên cứu xem xét phương pháp thích hợp để ước lượng mô hình có tính đến hiệu ứng không gian và so sánh với phương pháp OLS.

Như đã trình bày ở mục trên, để đo mức độ tương tác không gian được mô hình hóa bởi dạng ma trận trọng số không gian ( $W$ ) dựa vào vị trí, khoảng cách địa lý các tỉnh. Mức độ tương tác giữa các tỉnh gần sẽ mạnh hơn các tỉnh xa nên trọng số của tỉnh gần sẽ lớn hơn trọng số của tỉnh xa. Theo tiếp cận của Anselin & ctg (1998), các trọng số của ma trận không gian được xây dựng dựa trên bốn thông số khoảng cách với tỉnh gần nhất ( $W1$ ); ba tỉnh lân cận gần nhất ( $W3$ ); tất cả các tỉnh trong phạm vi bán kính 186 km tính từ trung tâm tỉnh nhà ( $W186$ ); tất cả các tỉnh trong phạm vi bán kính 350 km tính từ trung tâm tỉnh nhà ( $W350$ ). Theo Anselin & ctg (1998), việc chọn giá trị 186 km cho phép mỗi tỉnh tương tác ít nhất với ba tỉnh láng giềng và tăng khoảng cách từ 186 km lên 350 km để cho phép mỗi tỉnh tương tác ít nhất với bảy tỉnh láng giềng và sử dụng các trọng số này để

**Bảng 1:** Moran'I test cho tự tương quan không gian của GDPP

| Range (Km) | W1      | W3      | W186    | W350    |
|------------|---------|---------|---------|---------|
| Moran's I  | 15,54   | 3,007   | 13,552  | 11,526  |
|            | (0,000) | (0,002) | (0,000) | (0,000) |
| LMERR      | 157,5   | 8,934   | 108,158 | 33,105  |
|            | (0,000) | (0,002) | (0,000) | (0,000) |
| R-LMERR    | 47,86   | 0,578   | 43,808  | 0,114   |
|            | (0,000) | (0,447) | (0,000) | (0,708) |

Nguồn: Tính toán của tác giả

xem xét sự phụ thuộc của yếu tố không gian vào khoảng cách địa lý.

#### 4.2. Kết quả ước lượng

Xuất phát điểm của mô hình hội tụ  $\beta$  là mô hình có dạng chỉ định như sau:

$$\frac{1}{T} \ln(z) = \alpha S + \beta \ln(y_{2000}) + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (6)$$

Trong đó:  $(1/T)\ln(z)$  – véc tơ kích thước  $n = 63$  của tỷ lệ tăng trưởng GDP bình quân đầu người của mỗi vùng  $i$  từ 2000 đến 2018;  $y_{2000}$  – véc tơ chứa biến GDPP cho tất cả các tỉnh ở năm 2000;  $\alpha, \beta$  – các tham số cần được ước lượng;  $S$  là véc tơ đơn vị; và  $\varepsilon$  – véc tơ sai số theo phân phối chuẩn. Tất cả các ước lượng được thực hiện bằng phần mềm Stata 13.

Kết quả ước lượng OLS của Mô hình 6 được trình bày ở Bảng 2 (cột 1). Hệ số liên quan đến GDPP ở thời điểm đầu là âm và có ý nghĩa.  $\hat{\beta} = -0.0079$  khẳng định giả thuyết về sự hội tụ của các tỉnh, thành ở Việt Nam. Tốc độ hội tụ liên quan đến ước tính này là 0,84% và chu kỳ bán rã là 88 năm. Kết quả này cho thấy quá trình hội tụ diễn ra yếu và phù hợp với các nghiên cứu thực nghiệm trước đó của Minh (2015). Điều đáng nói là kiểm định Jarque-Bera không bác bỏ tính chuẩn ( $p$ -value = 0,011). Tuy nhiên, kiểm định White cho thấy mô hình (6) có PSSS; kiểm định Breusch-Pagan lại kết luận Mô hình 6 mắc PSSS với  $\ln(y_{2000})$ . Theo Anselin

(1988) và Anselin & Griffith (1988), một sự không đồng nhất về PSSS được gây ra bởi tự tương quan theo không gian. Các kiểm định về tự tương quan không gian lần lượt được thực hiện. Chỉ số I-Moran dương và có ý nghĩa thống kê cho thấy có sự hiện diện của sự phụ thuộc không gian trong Mô hình 6, vì thế mô hình chọn lựa chỉ có thể là: SAM hoặc SEM. Để chọn lựa mô hình phù hợp, nghiên cứu thực hiện hai kiểm định LM tương ứng: LMERR và LMLAG. Theo quy tắc Anselin & ctg (1995) để xuất, các kiểm định này cho thấy mô hình sai số không gian là phù hợp.

Do đó, mô hình hội tụ  $\beta$  tuyệt đối bị loại bỏ do bỏ sót tự tương quan sai số không gian nên các suy diễn thống kê dựa trên các kết quả ước lượng theo OLS là không đáng tin cậy. Vì vậy, mô hình hội tụ  $\beta$  tuyệt đối cần phải tích hợp yếu tố phụ thuộc không gian. Kết quả ước lượng theo phương pháp ML cho mô hình sai số không gian được đưa ra trong Bảng 2 (cột 3). Tất cả các hệ số đều có ý nghĩa ở mức 1%, hệ số  $\hat{\beta}$  (cột 3) cao hơn hệ số  $\hat{\beta}$  (cột 2) được ước lượng theo OLS. Hệ số tự tương quan không gian dương của các sai số  $\hat{\lambda} = 0,783$ . Kiểm định LMLAG\* ( $p$ -value = 0,4 > 0,05) cho thấy không có tự tương quan. Kiểm định Breusch-Pagan không có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5% cho thấy, không có phương sai sai số thay đổi liên quan đến  $\ln(y_{2000})$ . Do đó, phương sai sai số thay đổi được tìm thấy

**Bảng 2:** Kết quả ước lượng mô hình hồi quy không gian với ma trận trọng số

| Model                              | $\beta$ – convergence<br>(I) | Spatial error<br>(II)  | Spatial lad-dep<br>(III) | Spatial lag-EX<br>(IV) |
|------------------------------------|------------------------------|------------------------|--------------------------|------------------------|
| Estiamation                        | OLS-White                    | ML                     | ML                       | OLS-White              |
| $\hat{\alpha}$                     | 0,129<br>(0,000)             | 0,158<br>(0,000)       | 0,053<br>(0,001)         | 0.123<br>(0,000)       |
| $\hat{\beta}$                      | -0,0079<br>(0,000)           | -0,043<br>(0,000)      | -0,0044<br>(0,005)       | -0,0109<br>(0,006)     |
| Conv- speed                        | 3,04%<br>(0,000)             | 4,38%<br>(0,000)       | 2,97%<br>(0,002)         | 3,19%<br>(0,021)       |
| Half-life                          | 88                           | 23                     | 158                      | 64                     |
| $\hat{\lambda}$                    | -                            | 0,783<br>(0,000)       | -                        | -                      |
| $\hat{\rho}$                       | -                            | -                      | 0,769<br>(0,000)         | -                      |
| $\hat{\gamma}$                     | -                            | -                      | -                        | -0,0037<br>(0,437)     |
| R <sup>2</sup>                     | 0,13                         | 0,13*                  | 0,54*                    | 0,14*                  |
| LIK                                | 456,14                       | 494,32                 | 491,78                   | 456,44                 |
| AIC                                | -908,27                      | -984,65                | -977,57                  | -906,90                |
| BIC                                | -902,42                      | -978,80                | -968,79                  | -898,11                |
| $\hat{\sigma}^2$                   | 7,996.10 <sup>-5</sup>       | 4,088.10 <sup>-5</sup> | 4263.10 <sup>-5</sup>    | 8019.10 <sup>-5</sup>  |
| TEST                               |                              |                        |                          |                        |
| JB                                 | 8,976<br>(0,011)             | -                      | -                        | 9,821<br>(0,007)       |
| BP or BP-S* or<br>KB**vs ln(y2000) | 14786<br>(0,000)             | 3,324*<br>(0,068)      | 6,972*<br>(0,008)        | 9,821<br>(0,007)       |
| White                              | 29,903<br>(0,000)            | -                      | -                        | 37,41<br>(0,000)       |
| Moran's I<br>(error)               | 13,452<br>(0,000)            | -                      | -                        | 13,310<br>(0,000)      |
| LMERR                              | 151,683<br>(0,000)           | -                      | -                        | 149,247<br>(0,000)     |
| R-LMERR                            | 18.102<br>(0,000)            | -                      | -                        | 1,448<br>(0,000)       |



| Model                                | $\beta$ – convergence<br>(I) | Spatial error<br>(II) | Spatial lad-dep<br>(III) | Spatial lag-EX<br>(IV) |
|--------------------------------------|------------------------------|-----------------------|--------------------------|------------------------|
| Estimation                           | OLS-White                    | ML                    | ML                       | OLS-White              |
| LMERR*                               | -                            | -                     | 2,198<br>(0,138)         | -                      |
| LMLAG                                | 134,199<br>(0,000)           | -                     | -                        | 150,828<br>(0,000)     |
| R-LMLAG                              | 0,618<br>(0,000)             | -                     | -                        | 3,029<br>(0,0818)      |
| LMLAG*                               | -                            | 0,705<br>(0,401)      | -                        | -                      |
| LR-com-fac                           | -                            | 0,151<br>(0,697)      | -                        | -                      |
| $\hat{\gamma} = -\lambda\bar{\beta}$ | -                            | 0.01<br>(0,869)       | -                        | -                      |

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm Stata 13.

trong mô hình hồi tự  $\beta$  tuyệt đối theo OLS được giải thích hoàn toàn là do tự tương quan không gian. Kiểm định các nhân tố chung cho thấy ràng buộc:  $\gamma + \lambda\beta = 0$  không bị bác bỏ. Do đó, mô hình sai số không gian còn có thể được viết lại dưới dạng mô hình Durbin không gian:

$$\frac{1}{T} \ln(z) = \alpha(I - \lambda W)S + \beta \ln(y_{2000}) + \lambda W \left( \frac{1}{T} \ln(z) \right) + \gamma W \ln(y_{2000}) + u \quad (7)$$

Với  $\gamma = -\lambda\beta$ , hệ số này không có ý nghĩa thống kê tại với mức ý nghĩa 5%. Theo tiêu chuẩn lựa chọn Akaike (1974) và Schwarz (1978), Mô hình 7 linh hoạt hơn Mô hình 6. Hơn nữa, có thể ước lượng mô hình này bằng GMM lặp (Kelejian & Prucha, 1999) dẫn đến cùng một kết quả về tham số hồi tự  $\beta$ .

Để kiểm tra quy tắc quyết định được áp dụng, chúng tôi ước lượng mô hình tự hồi quy không gian gồm các trẻ nội sinh là trường hợp đặc biệt của mô hình hồi quy chéo không gian với trẻ của GDPP ở thời kỳ đầu. Kết quả mô

hình tự hồi quy không gian (cột 4) Bảng 2 cho thấy, quá trình sự hội tụ dường như yếu hơn (-0,0044) nhưng vẫn thấy hiệu ứng lan tỏa theo không gian: tỷ lệ GDPP trong một khu vực nhất định chịu ảnh hưởng của tỷ lệ của các khu vực lân cận. Tuy nhiên, kiểm định theo Breusch-Pagan có ý nghĩa thống kê cho thấy, mô hình trẻ không gian mắc PSSS thay đổi và mô hình này không linh hoạt hơn mô hình trước về tiêu chí chọn lựa. Cuối cùng, kết quả ước lượng mô hình hồi quy chéo không gian (cột 5) cho thấy, không có tác động lan tỏa theo không gian liên quan đến biến trẻ ngoại sinh. Hơn nữa, ngoài vấn đề về PSSS vẫn còn thấy sự hiện diện của tự tương quan sai số không gian. Do đó, mô hình hồi quy chéo không gian bị sai lệch nhiều và cũng kém nhất về tiêu chí lựa chọn. Như vậy, mô hình sai số không gian xuất hiện như một đặc tả thích hợp nhất xem như một quy tắc quyết định lựa chọn mô hình được đề xuất bởi Anselin & ctg (1995).

## 5. Kết luận

Trong nghiên cứu này, tác giả quan tâm đến mô hình sai số không gian và ý nghĩa kinh

tế của nó. Thực nghiệm từ mô hình SEM dẫn đến ba ý nghĩa kinh tế như sau. Trước tiên, theo quan điểm hội tụ, tốc độ hội tụ trong mô hình SEM là 3,48 % và tốc độ hội tụ này lớn hơn tốc độ ở kỳ đầu; thời gian của nửa chu kỳ giảm xuống còn 23 năm với các tác động không gian được kiểm soát. Quá trình hội tụ sau đó có mạnh hơn so với thời kỳ đầu nhưng vẫn còn yếu. Từ những phát hiện trên có các hàm ý chính sách tương ứng. Đầu tiên, sử dụng mô hình hồi quy không gian là cách thích hợp nhất để ước lượng mô hình hội tụ  $\beta$  khi phát hiện có sai số tự tương quan không gian trong dữ liệu và kết quả ước lượng từ mô hình hồi quy không gian mới hiệu quả và các suy diễn luận thống kê mới đáng tin cậy.

*Thứ hai*, theo quan điểm Địa lý kinh tế mới, mô hình hồi quy không gian nhấn mạnh hiệu ứng lan tỏa không gian. Kết quả ước lượng cho thấy, tốc độ tăng trưởng bình quân của một vùng chịu tác động tích cực bởi tốc độ tăng trưởng bình quân các vùng lân cận và không chịu ảnh hưởng bởi GDP thời kỳ đầu ở mỗi khu vực lân cận. Hiệu ứng lan tỏa này ngụ ý rằng, các tỉnh, thành càng được bao quanh nhiều bởi các tỉnh năng động có tốc độ tăng trưởng cao thì tốc độ tăng trưởng của nó càng cao. Nói cách khác, môi trường địa lý có ảnh hưởng đến quá trình tăng trưởng. Điều này chứng thực các kết quả lý thuyết được nêu

bật bởi Địa lý kinh tế mới.

*Thứ ba*, mặc dù có sự hội tụ  $\beta$  về thu nhập, nghĩa là khoảng cách thu nhập GDP đầu người giữa các tỉnh, thành ngày càng thu hẹp; do đó, để các tỉnh, thành có nền kinh tế kém phát triển đối với nền kinh tế phát triển, chính phủ cần có những chính sách ưu đãi về đầu tư đối với các tỉnh có nền kinh tế còn kém phát triển, chú trọng xây dựng những cụm kinh tế trọng điểm nhằm tăng khả năng tương tác không gian giữa các tỉnh với nhau về cơ sở hạ tầng, giao thông, trao đổi thương mại, kinh tế-xã hội, giáo dục đào tạo. Khi đó, lan tỏa công nghệ có thể xảy ra nhằm góp phần đẩy mạnh TTKT.

## 6. Hạn chế nghiên cứu

Tiếp cận kỹ thuật hồi quy không gian vào thực nghiệm phân tích các mối tương quan kinh tế giữa các địa phương trong cùng một lãnh thổ hoặc giữa các quốc gia láng giềng trong cùng một khu vực còn khá mới mẻ, kỹ thuật này vẫn còn tiếp tục nghiên cứu ứng dụng nhiều ở Việt Nam. Bài nghiên cứu về hội tụ  $\beta$  này chỉ mới xem xét các mô hình tĩnh nhưng chưa xem xét các mô hình động. Do vậy, trong những nghiên cứu tiếp theo, ngoài nghiên cứu sự hội tụ thu nhập, tác giả sẽ sử dụng các mô hình động để xem xét sự hội tụ  $\beta$  giữa các tỉnh, thành trong tương lai.

## Tài liệu tham khảo

Anselin L. (2000). Spatial econometrics, in Baltagi B. (Ed.), Companion to Econometrics, Basil Blackwell, Oxford.

Anselin, L. & Bera, A. (1998). Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Application to Spatial Econometrics, in A. Ullah and D.E.A. Giles (Eds.), *Handbook of Applied Economics Statistics*, Springer-Verlag, Berlin, 21-74.

Anselin, L. & Florax, R. (1995). Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models, in L. Anselin and R. Florax (Eds.), *New Directions in Spatial Econometrics*, Springer, Berlin, 21-74.

- Anselin, L. & Griffith, D. (1988). Do spatial effects really matter in regression analysis? *Papers in Regional Science*, 65, 11-34.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.
- Barro, R. J. & Sala-I-Martin, X. (1992). Convergence, *Journal of Political Economy*, 100, 223- 251.
- Caselli, F., Esquilvel, G., & Lefort, F. (1996). Reopening the Convergence Debate: a New Look at Cross-Country Growth Empirics, *Journal of Economic Growth*, 2, 363-389.
- Englmann, F. C. & Walz, U. (1995). Industrial Centers and Regional Growth in the Presence of Local Inputs, *Journal of Regional Science*, 35, 3-27. 20
- Evans, P. (1996). Using Cross-Country Variances to Evaluate Growth Theories, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 20, 1027-1049.
- Fingleton B. (1999). Estimates of Time to Convergence: An Analysis of Regions of European Union, *International Regional Science Review*, 22, 5-34.
- Fingleton, B. & McCombie, J. S. L. (1998). Increasing Returns and Economic Growth: Some Evidence for Manufacturing from the European Union Regions, *Oxford Economic Papers*, 50, 89-105.
- Hồ Đình Bảo (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.
- Kubo, Y. (1995). Scale Economies, Regional Externalities, and the Possibility of Uneven Development, *Journal of Regional Science*, 35, 29-42.
- Martin, P. & Ottaviano, G. I. P. (1996). Growth and Location, *CEPR Discussion Paper Series*.
- Martin, P. & Ottaviano, G. I. P. (1999) Growing Locations: Industry Location in a Model of Endogenous Growth, *European Economic Review*, 43, 281-302.
- Minh, N. K., Hung, N. V., Hoa, H. Q., & Khanh, P. V. (2015). 'Fdi and Efficiency Convergence, the Case of Vietnamese Manufacturing Industry', *British Journal of Economics, Management & Trade*.
- Ottaviano, G. I. P. (1998). *Dynamic and Strategic Considerations in International and Interregional Trade*, Ph.D. Dissertation, Louvain-la-Neuve, CORE.
- Palivos, T. & Wang, P. (1993). Spatial Agglomeration and Endogenous Growth, *Regional Science and Urban Economics*, 26, 645-669.
- Pede, V. O., Sparks, A., & McKinley, J. D. (2013). Regional Income Inequality and Economic Growth: A Spatial Econometrics Analysis for Provinces in the Philippines, 2012 *Conference (56th)*, February 7-10.
- Phạm Thế Anh (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.
- Quah, D. (1993). Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis, *The Scandinavian Journal of Economics*, 95, 427-443.
- Walz, U. (1996). Transport Costs, Intermediate Goods and Localized Growth, *Regional Science and Urban Economics*, 26, 671-695.

# A Spatial Regression Approach to Analysis of Geographic Spillover Effects on Growth among Provinces in Vietnam During 2000–2018

Nguyen Minh Hai<sup>(1)</sup>

Received: 04 November 2020 | Revised: 05 January 2021 | Accepted: 12 January 2021

---

**ABSTRACT:** This paper aims to study the spatial spillover effect on economic convergence among provinces in Vietnam. The estimation results by the OLS method show that the estimated estimator is ineffective while the statistical inferences are not reliable because of the presence of spatial error autocorrelation. Meanwhile, the spatial regression approach gives reliable results. Moreover, the spatial regression specification shows the positive effect of spatial spillover on the convergence rate, and the average growth rate in a region is positively affected by the growth in neighborhood regions. Based on empirical evidence, the article proposes many important policy implications to help localities in developing a long-term vision relating to making appropriate policies to promote regional economic growth in Vietnam.

**KEYWORDS:** Model construction, spatial model, growth, development, convergence.

**JEL classification:** C51, R11, R15.

---



**Nguyen Minh Hai**

**Email:** hainm@buh.edu.vn.

<sup>(1)</sup> Banking University of HCMC;  
56 Hoang Dieu 2 Street, Thu Duc District, Ho Chi Minh City.