
ỨNG DỤNG MÔ HÌNH HỒI QUY KHÔNG GIAN KIỂM ĐỊNH HIỆN TƯỢNG HỘI TỤ THU NHẬP Ở MỘT SỐ NƯỚC ASEAN

Nguyễn Thị Hồng

Đại học Ngoại Thương

Email: hongnt@ftu.edu.vn

Nguyễn Thị Hậu

Công ty TNHH Vận tải Bách Việt

Email: haunt2509@gmail.com

Phan Thị Vân

Công ty cổ phần CNV Holdings

Email: phanvan8101@gmail.com

Nguyễn Trần Thùy Dương

Công ty TNHH Bảo hiểm nhân thọ ChubbLife

Email: duongnguyen2001tg@gmail.com

Nguyễn Trúc Quỳnh

Công ty TNHH VIETGO

Email: trucquynh230601@gmail.com

Mã bài: JED-1317

Ngày nhận: 20/07/2023

Ngày nhận bản sửa: 02/12/2023

Ngày duyệt đăng: 18/12/2023

DOI: 10.33301/JED.VI.1317

Tóm tắt:

Bài nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy không gian để kiểm định hiện tượng hội tụ trong thu nhập bình quân đầu người giữa 8 nước ASEAN trong 30 năm (1990 – 2020). Kết quả cho thấy có sự phụ thuộc không gian về thu nhập bình quân đầu người giữa các nước, đồng thời tồn tại hiện tượng hội tụ trong thu nhập bình quân đầu người giữa các nước với tốc độ hội tụ tuyệt đối là 4,32% và tương đối là 8,69%. Trong đó, trình độ công nghệ là yếu tố quan trọng nhất ảnh hưởng tới sự chênh lệch thu nhập tương đối giữa các nước, yếu tố tiếp theo là thu nhập bình quân đầu người của thời kỳ trước và vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào nước đó.

Từ khóa: Mô hình hồi quy không gian, hội tụ thu nhập, các nước ASEAN.

Mã JEL: B22, O47, O53.

Application of spatial regression model to examine the income convergence in some ASEAN countries

Abstract:

This study employs spatial regression model to examine the income convergence in among eight countries in ASEAN during 30 years (1990 - 2020). The results show that there is a spatial dependence of per capita income between countries, and there is a convergence of per capita income between countries with an absolute convergence speed of 4.32% and a conditional convergence speed of 8.69%. The results also reveal that technology is the most important factor influencing the relative income gap between countries, the next determinants are the per capita income in the previous period and the foreign direct investment.

Keywords: Spatial regression model, income convergence, ASEAN countries.

JEL Codes: B22, O47, O53.

1. Đặt vấn đề

Các nước và khu vực trên thế giới do có vị trí địa lý, điều kiện phát triển kinh tế khác nhau, nên luôn tồn tại sự chênh lệch về mức thu nhập bình quân đầu người (TNBQĐN) và tốc độ tăng trưởng kinh tế. Theo số liệu của Quỹ tiền tệ quốc tế, năm 2021, Luxembourg, Ireland, Thụy Sĩ là 3 nước có GDP bình quân đầu người (GDP_{pc}) cao nhất thế giới với giá trị lần lượt là 125.923 USD, 90.478 USD, 90.358 USD (VTV News, 2021), cao hơn 340 - 470 lần so với nước được coi là nghèo nhất là Burundi, với GDP_{pc} chỉ 267 USD. Trong khối các nước Đông Nam Á (ASEAN), Singapore là nước đứng đầu bảng xếp hạng với GDP_{pc} đạt 62.113 USD, gấp hơn 16 lần so với Việt Nam, với GDP_{pc} đạt 3.759 USD. Sự khác biệt về thu nhập trên phản ánh sự bất bình đẳng trong mức sống rất lớn giữa các nước, khu vực. Người dân ở các nước giàu sẽ có cuộc sống vật chất đầy đủ hơn, khoa học công nghệ hiện đại hơn, cơ hội tiếp cận giáo dục cao hơn và được chăm sóc y tế tốt hơn, từ đó tuổi thọ của họ kéo dài hơn.

Tuy nhiên, sự khác biệt về mức sống có thể giảm dần theo thời gian. Theo Solow (1956) nền kinh tế sẽ chịu tác động của hiện tượng hội tụ thu nhập, tức là các nước có thu nhập cao sẽ tăng trưởng với tốc độ chậm hơn các nước có thu nhập thấp. Ví dụ, vào năm 1990, GDP_{pc} của Hàn Quốc chỉ bằng 1/20 của Mỹ. Sau hơn 30 năm, Hàn Quốc và Mỹ có tỷ lệ đầu tư so với GDP tương đương nhau, nhưng Mỹ chỉ đạt mức tăng trưởng trung bình 2%/năm, trong khi Hàn Quốc đạt mức tăng trưởng cao hơn là 6%/năm. Với khối lượng tư bản đầu tư nhỏ, lợi ích thu được từ tích lũy tư bản đối với Hàn Quốc lớn, nên Hàn Quốc có sự tăng trưởng cao hơn sau đó, giúp Hàn Quốc thu hẹp dần sự chênh lệch về thu nhập với Mỹ. Cụ thể, năm 2021, GDP_{pc} của Hàn Quốc đã bằng khoảng 1/13 của Mỹ.

Hiện nay, hội tụ thu nhập nhận được nhiều sự quan tâm của các nhà nghiên cứu bởi nó giúp giảm bớt khoảng cách giàu – nghèo giữa các nước. Dù vậy, không phải bất kỳ nước đang và kém phát triển nào cũng có thể hội tụ với các nước phát triển. Một số nước có thể cất cánh, trong khi một số khác vẫn tiếp tục trì trệ. Nghiên cứu các yếu tố thúc đẩy hội tụ thu nhập là vô cùng cần thiết để có thể hoạch định chính sách phù hợp và thực hiện các thay đổi cần thiết nhằm nâng cao hiệu quả kinh tế, thúc đẩy tăng trưởng ở các nước, khu vực nghèo, phát triển đồng đều và ổn định.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

2.1.1. Hiện tượng hội tụ thu nhập

Hội tụ thu nhập hay hội tụ trong tăng trưởng kinh tế (còn gọi là “hiệu ứng đuổi kịp”) là hiện tượng được nhà kinh tế học Solow (Solow, 1956) nghiên cứu và đưa ra kết luận rằng thu nhập bình quân đầu người ở các nước hoặc khu vực nghèo sẽ có xu hướng tăng trưởng mạnh hơn các nước hoặc khu vực giàu có hơn. Cuối cùng các nền kinh tế sẽ hội tụ về mức “trạng thái dừng” của thu nhập bình quân đầu người. Hiện tượng này được lý giải dựa trên các khía cạnh sau (Hồ Đình Bảo, 2013):

Thứ nhất, do ảnh hưởng của quy luật năng suất cận biên giảm dần đối với vốn, tỷ lệ vốn bình quân một lao động ở các quốc gia nghèo là thấp nên mỗi đơn vị vốn được sử dụng có hiệu quả cao hơn, từ đó dẫn đến tốc độ tăng trưởng kinh tế nhanh hơn trong giai đoạn chuyển tiếp.

Thứ hai, tỷ lệ sinh lời của vốn sẽ thấp hơn ở các nước có tỷ lệ vốn trên mỗi lao động cao hơn. Khi đó, ảnh hưởng của hội tụ sẽ mạnh hơn trong nền kinh tế mở vì vốn sẽ dễ dàng lưu chuyển đến những nơi có sản phẩm cận biên của vốn cao hơn (các nước nghèo, kém phát triển), còn lao động sẽ có xu hướng dịch chuyển đến những nơi có sản phẩm cận biên của lao động cao hơn (các nước giàu, phát triển) (Barro & Sala-i-Martin, 1990).

Thứ ba, nếu trình độ công nghệ sản xuất giữa các nước có khoảng cách, thì thu nhập giữa các nền kinh tế này sẽ có sự khác biệt. Mặc dù vậy, khi các nước nghèo tiếp cận được công nghệ tiên tiến hơn từ các nước giàu, thì khoảng cách này sẽ bị rút ngắn.

2.1.2. Cách nhận diện hiện tượng hội tụ

Để xem xét có hay không hiện tượng hội tụ thu nhập (Barro & Sala-i-Martin, 1990) đã sử dụng 2 cách sau:

Một là, dựa trên khoảng cách thu nhập bình quân đầu người (y) giữa các nước thông qua thước đo sự phân

tán (sự không cân bằng) trong mức độ phát triển giữa các nước. Khi sự phân tán này có xu hướng giảm dần theo thời gian thì các nền kinh tế đang dần hội tụ với nhau (đây là hội tụ Sigma - σ). Hai thước đo sự phân tán phổ biến được sử dụng là hệ số biến thiên c (coefficient of variation) và độ lệch chuẩn của logarithm thu nhập bình quân đầu người v (Dalgaard & Vastrup, 2001), trong đó:

$$c = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i - \bar{y}}{\bar{y}}\right)^2} \quad \text{với } \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$$

$$v = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [\log(\frac{y_i}{y^*})]^2} \quad \text{với } \log y^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log y_i$$

Hai là, dựa trên tốc độ tăng trưởng kinh tế giữa các nước, nhìn chung tốc độ tăng trưởng kinh tế (g) ở các nước nghèo có xu hướng tăng nhanh hơn so với các nước giàu. Do đó, nước nghèo sẽ bắt kịp nước giàu về thu nhập bình quân đầu người (đây là hội tụ Beta - β). Trong nghiên cứu này, các tác giả sẽ dựa trên tiêu chí tốc độ tăng trưởng kinh tế để kiểm định sự hội tụ thu nhập giữa các nước ASEAN. Có 2 loại hội tụ β :

Hội tụ β không điều kiện (hội tụ tuyệt đối): xảy ra khi các nền kinh tế cùng hội tụ về một trạng thái dừng trong dài hạn, bất kể xuất phát điểm của từng nền kinh tế ra sao.

Theo Barro & Sala-i-Martin (1990), nếu có sự hội tụ tuyệt đối giữa các nền kinh tế $i=1,2,\dots, n$, thì logarithm tự nhiên của thu nhập của nền kinh tế thứ i trong năm t ($\ln y_{i,t}$) có thể được tính bởi công thức sau:

$$\frac{1}{t} \ln \left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + u_{it} \quad (1)$$

Hoặc công thức điều chỉnh:

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

Biến đổi công thức (2), ta được:

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

$$g_{it} = \ln \left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}} \right) = \alpha - \beta \ln(y_{i,t-1}) + u_{it} \quad (3)$$

Hay:

Hội tụ tuyệt đối giữa các nền kinh tế xảy ra khi $0 < \beta < 1$. Hệ số β được gọi là tốc độ hội tụ. Trong nền kinh tế đóng, hệ số β phụ thuộc vào năng suất của vốn và tỷ lệ tiết kiệm. Trong nền kinh tế mở, hệ số β sẽ cao hơn do có sự dịch chuyển về vốn, lao động và chuyển giao công nghệ giữa các nước (Barro & Sala-i-Martin, 1990). Từ tốc độ hội tụ β , Barro & Sala-i-Martin (1990) đưa ra công thức tính thời gian rút ngắn một nửa khoảng cách giàu - nghèo (half-life) giữa các nền kinh tế là:

$$T = \frac{\ln 2}{\beta}$$

Hội tụ β có điều kiện (hội tụ tương đối): xảy ra khi sự chênh lệch về mức thu nhập (hay khoảng cách giàu - nghèo) giữa các nước phát triển và đang phát triển được thu hẹp lại theo thời gian. Nhìn chung, các nước khác nhau có các đặc điểm riêng về tỷ trọng đóng góp của vốn vào sản lượng, tỷ lệ tiết kiệm, tỷ lệ tăng trưởng dân số và công nghệ... do vậy sẽ có các trạng thái dừng khác nhau. Khi đó, họ vẫn sẽ tiến về trạng thái dừng nhưng với các trạng thái dừng khác nhau (Mankiw & cộng sự, 1992).

Để phản ánh các đặc điểm khác biệt giữa các nước, hội tụ β có điều kiện bổ sung thêm các biến kiểm soát vào công thức tính thu nhập của nền kinh tế. Cụ thể:

$$\ln(y_{it}) = \alpha + (1 - \beta) \ln(y_{i,t-1}) + \gamma X + u_{it}$$

Hay

$$g_{it} = \ln\left(\frac{y_{it}}{y_{i,t-1}}\right) = \alpha - \beta \ln(y_{i,t-1}) + \gamma X + u_{it}$$

Trong đó, X là các biến kiểm soát (như các yếu tố về vốn, lao động, công nghệ và một số đặc điểm đặc trưng khác, ví dụ: chi tiêu chính phủ, đầu tư công, giáo dục, sự ổn định chính trị... (Barro & Sala-i-Martin, 1990)).

Có thể thấy, với trường hợp hội tụ β có điều kiện, có hai nhóm nhân tố tác động lên thu nhập và do vậy là quá trình hội tụ, đó là giá trị của thu nhập ban đầu và ảnh hưởng của các biến kiểm soát X. Chính vì thế, việc nghiên cứu hội tụ β có điều kiện cung cấp nhiều thông tin và cho phép xác định được các nhân tố quyết định đến khả năng hội tụ giữa các nước hơn là mô hình hội tụ β không điều kiện.

2.1.3. Các mô hình hồi quy không gian để kiểm định hiện tượng hội tụ

Nhìn chung, dữ liệu để kiểm định hiện tượng hội tụ thu nhập giữa các nước là dữ liệu bảng. Việc tiến hành hồi quy đối với dữ liệu bảng có thể thực hiện theo 3 phương pháp: hồi quy gộp (POLS), hồi quy tác động cố định (FEM) hoặc hồi quy tác động ngẫu nhiên (REM).

Tuy nhiên, khi các nước ở gần nhau sẽ thường có tương tác với nhau về mặt kinh tế thông qua các kênh thương mại, sự dịch chuyển vốn đầu tư, hiệu ứng lan tỏa của công nghệ và lan tỏa về chính sách kinh tế (Anselin & cộng sự, 2000; Meliciani & Peracchi, 2006). Điều này hàm ý có sự tương quan không gian trong tăng trưởng kinh tế giữa các nước. Khi đó, sử dụng mô hình hồi quy không gian sẽ phù hợp hơn mô hình hồi quy thông thường, nếu không, có thể dẫn đến ước lượng bị chệch và không đáng tin cậy (Le Gallo & cộng sự, 2003)

Trước khi tiến hành hồi quy không gian, cần kiểm định xem có sự tương quan không gian giữa các đối tượng nghiên cứu hay không. Công cụ thường được các nhà nghiên cứu sử dụng là chỉ số Moran's I theo kiểm định của Moran (1950). Chỉ số này được tính dựa trên tích chéo của độ lệch biến số X so với giá trị bình quân đối với n quan sát cho biến X tại nền kinh tế j. Công thức để xác định chỉ số Moran's I như sau:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n [W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})]}{(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}) \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$$

Với:

n: Số giá trị quan sát của các đơn vị không gian

X_i : giá trị của biến nghiên cứu ở nền kinh tế thứ i,

\bar{X} : giá trị trung bình của biến X,

W_{ij} : ma trận trọng số không gian giữa hai nền kinh tế i và j, được tính trong ma trận trọng số không gian W đã được chuẩn hóa, với:

$$W = \begin{bmatrix} W_{11} & W_{12} & \dots & W_{1n} \\ W_{21} & W_{22} & \dots & W_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{n1} & W_{n2} & \dots & W_{n3} \end{bmatrix} \quad \text{và } W_{ij}^s = \frac{W_{ij}}{\sum_j W_{ij}}$$

Theo Moscone & cộng sự (2007), việc tạo lập một ma trận và cấu trúc của nó là tùy ý và dựa trên một số thước đo khoảng cách giữa các đơn vị địa lý. Trong nghiên cứu này, các tác giả sử dụng ma trận trọng số không gian liền kề được xây dựng theo quan điểm của Coughlin & Segev (2000). Một nền kinh tế i có chung đường biên với nền kinh tế j ($i \neq j$) thì gọi là có mối tương quan không gian với nhau, khi đó $W_{ij} = 1$, ngược lại $W_{ij} = 0$. Các tác giả đã chuẩn hóa hàng của W để có được tổng trọng số cho mỗi hàng bằng 1 (Moscone & cộng sự, 2007).

Về mặt giá trị, chỉ số Moran's I nằm trong khoảng $[-1, 1]$. Dấu của chỉ số Moran's I cho biết các loại tương

quan không gian. Nếu chỉ số Moran's $I > 0$ thì các nền kinh tế lân cận sẽ có mối tương quan không gian dương (thuận chiều) với nhau, nói cách khác các nước gần nhau sẽ có tác động tích cực lên nhau, thúc đẩy nhau phát triển. Chỉ số Moran's $I < 0$ cho thấy sự tương quan không gian âm (nghịch chiều) giữa các nước, nghĩa là các nước gần nhau sẽ cạnh tranh hay lấn át nhau trong quá trình phát triển.

Để kiểm định ý nghĩa thống kê của chỉ số Moran's I người ta sử dụng Z-score hoặc P-value với giả thuyết H_0 là không có sự tương quan không gian giữa các nền kinh tế về chỉ tiêu được nghiên cứu theo ma trận trọng số được sử dụng. Giả thuyết H_0 bị bác bỏ khi $|Z\text{-score}| > 1,96$ hoặc $P\text{-value} < 0,05$. Nếu có sự phụ thuộc về mặt không gian giữa các nước, các dạng mô hình hồi quy không gian tiêu biểu thường được sử dụng để xác định tác động của sự tương quan không gian là mô hình không gian tổng quát (GNS), mô hình tự hồi quy không gian (SAR), mô hình sai số không gian (SEM), mô hình Durbin không gian (SDM). Trong đó, mô hình SAR, SEM, SDM là các trường hợp đặc biệt của mô hình GNS.

Mô hình GNS:

$$Y_{it} = \rho W_{y_{it}} + \beta X_{it} + \gamma W X_{it} + u_{it}$$

Với $u = \theta W_u + \varepsilon$

Hoặc có thể viết ngắn gọn dưới dạng:

$$\begin{cases} Y = \rho W_y + \beta X + \gamma W X + u \\ u = \theta W_u + \varepsilon \end{cases}$$

Trong đó:

Y : vecto ($n \times 1$) các giá trị của biến phụ thuộc tại khu vực i ($i=1,2, \dots, n$), trong thời gian $t=1,2, \dots, t$

W_y : biến trễ theo không gian của biến phụ thuộc, thể hiện sự tự hồi quy không gian. W_y là trung bình có trọng số của giá trị biến phụ thuộc Y tại các nền kinh tế lân cận.

ρ : tham số tự tương quan không gian tương ứng với biến trễ không gian của biến phụ thuộc W_y , biểu diễn sự tác động của các nước lân cận đến biến phụ thuộc đang được xem xét.

X : ma trận ($n \times k$) giá trị của các biến độc lập, k là số biến độc lập.

W : Ma trận trọng số không gian cấp ($n \times n$), mô tả mối quan hệ không gian giữa các nước

β : Vecto ($k \times 1$) hệ số hồi quy của các biến độc lập trong X , phản ánh ảnh hưởng của các biến độc lập đến sự thay đổi của biến phụ thuộc Y .

u : vecto ($n \times 1$) các sai số khi hồi quy Y theo X

W_u : biến trễ theo không gian của sai số

γ : chỉ hiệu ứng tác động ngoại sinh của các khu vực lân cận của biến giải thích WX

θ : chỉ sự phụ thuộc không gian giữa các khu vực lân cận của các số hạng sai số

ε : vecto ($n \times 1$) các sai số, có phân phối chuẩn, trung bình bằng 0 và có độ lệch chuẩn σ

Mô hình tổng quát bao gồm có tác động nội sinh ρW_y , tác động ngoại sinh $\gamma W X$, và tác động thông qua sai số θW_u . Theo Elhorst (2010), việc sử dụng mô hình GNS sẽ khiến cho tác động nội sinh và tác động ngoại sinh không thể tách biệt với nhau, do đó phải loại bỏ khỏi mô hình này ít nhất một tác động. Cách tốt nhất là loại bỏ tương tác không gian thông qua sai số, từ đó, có thể tạo ra nhiều biến thể của mô hình không gian tổng quát.

Mô hình SAR: $Y = \rho W_y + \beta X + \varepsilon$

Mô hình SEM: $Y = \beta X + u$

Mô hình SDM: $Y = \rho W_y + \beta X + \gamma W X + \varepsilon$

2.2. Tổng quan nghiên cứu

Một trong những nghiên cứu đầu tiên và có tầm ảnh hưởng đến các nghiên cứu sau này là của Baumol

(1986) về hội tụ β có điều kiện. Sử dụng bộ dữ liệu của Maddison về 16 nước công nghiệp hóa trong khoảng thời gian khá dài (1870-1979), tác giả đã xem xét mối quan hệ tương quan giữa mức thu nhập ban đầu và tốc độ tăng trưởng thu nhập bình quân trong giai đoạn này. Kết quả cho thấy có sự hội tụ thu nhập giữa các nước. Song khi mở rộng mẫu nghiên cứu lên thành 72 nước thì ông không thấy bằng chứng về sự hội tụ nữa. Trước kết luận trái ngược về sự tồn tại của hội tụ, ông đã đưa ra một khái niệm mới là “câu lạc bộ hội tụ”. Điều này hàm ý sự hội tụ chỉ xảy ra giữa một nhóm nước và nhóm này được gọi là “câu lạc bộ”.

Barro & Sala-i-Martin (1990), đã kiểm định hiện tượng hội tụ β ở 48 bang của Mỹ trong giai đoạn 1840-1998 và ở 98 nước trong thời gian 1960-1985. Kết quả là các bang nghèo có xu hướng tăng trưởng nhanh hơn các bang giàu, tức tồn tại hiện tượng hội tụ β giữa các bang và tốc độ hội tụ 2-2,5%. Hiện tượng hội tụ cũng xảy ra giữa 98 nước nghiên cứu với tốc độ hội tụ khoảng 2%.

Nhóm tác giả Mankiw & cộng sự (1992) sử dụng mô hình tăng trưởng của Solow (1956) và Swan (1956), để xem xét sự hội tụ β có điều kiện cho ba mẫu gồm: 22 nước công nghiệp phát triển (OECD) với số dân trên 1 triệu người, 75 nước có dữ liệu trong đối hạn chế và có khả năng sai số nhiều hoặc những nước có quy mô dân số dưới 1 triệu, và mẫu tổng thể 98 nước không coi đầu mỏ là ngành công nghiệp thống trị. Mô hình hồi quy với biến phụ thuộc là logarithm của thu nhập bình quân đầu người trong giai đoạn 1960-1985, biến độc lập gồm: logarithm thu nhập bình quân đầu người năm 1960, logarithm của tỷ lệ đầu tư, logarithm của tỷ lệ tăng trưởng bình quân của dân số, logarithm của đầu tư thực tế và khấu hao máy móc. Kết quả cho thấy hệ số của mức thu nhập ban đầu nhận giá trị âm rõ ràng đối với cả 3 mẫu nghiên cứu, điều đó khẳng định có hiện tượng hội tụ trong các nhóm nước.

Rey & Montouri (1999) sử dụng mô hình hồi quy không gian SEM, mô hình độ trễ không gian (SLM), mô hình hồi quy chéo không gian (SCRM) để kiểm định hiện tượng hội tụ tuyệt đối của thu nhập bình quân đầu người ở 48 bang có đường ranh giới chung tại Mỹ trong ba khoảng thời gian 1929-1994, 1929-1945 và 1946-1994. Kết quả của mô hình SEM cho thấy, một sự thay đổi ngẫu nhiên tại một bang có ảnh hưởng không chỉ tới tốc độ phát triển của bang đó mà còn của các bang lân cận. Mô hình SLM cũng cho thấy giá trị kỳ vọng của tốc độ phát triển thu nhập từng bang liên quan tới mức thu nhập ban đầu của bản thân bang đó và cả các bang khác. Với mô hình SCRM, các kết quả đều có ý nghĩa thống kê và hệ số hồi quy của mức thu nhập ban đầu mang giá trị âm, chứng tỏ tồn tại hiện tượng hội tụ giữa các bang của Mỹ.

Tiến hành kiểm định hiện tượng hội tụ của 138 địa phương thuộc khu vực EU giai đoạn 1980-1995, Le Gallo & Ertur (2005) kết luận, có bằng chứng thống kê rõ ràng về sự tương quan không gian cục bộ (giữa các địa phương trong cùng nước) và toàn cục (giữa các địa phương ở các nước). Bài nghiên cứu này hàm ý rằng, các nghiên cứu về hội tụ thu nhập cần tính đến sự phụ thuộc về mặt không gian giữa các địa phương trong cùng nước cũng như giữa các địa phương ở những nước tiếp giáp nhau để kết quả ước lượng thu được là vững và không chệch.

Tác giả Choi (2004) bằng phương pháp hồi quy dữ liệu bảng cũng chỉ ra rằng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài, cộng với sự gắn gũi về vị trí địa lý và ngôn ngữ, cùng giúp thúc đẩy sự hội tụ về thu nhập của các nước trong khối OECD trong giai đoạn 1982-1997. Cụ thể hơn là chênh lệch mức thu nhập và tăng trưởng giữa nước chủ đầu tư FDI và nước tiếp nhận FDI sẽ giảm khi FDI song phương tăng lên.

Nghiên cứu của Jena & Barua (2020) áp dụng phân tích bất bình đẳng Theil với dữ liệu mảng để nghiên cứu vai trò của thương mại (cả nội bộ EU và EU so với thế giới) và chỉ tiêu của chính phủ trong việc giải thích sự hội tụ thu nhập bình quân đầu người ở EU trong giai đoạn 1995-2017. Kết quả cho thấy là sự can thiệp của chính sách dưới hình thức mở cửa thương mại và gia tăng chi tiêu của chính phủ đã góp phần vào sự hội tụ thu nhập bình quân đầu người ở EU. Ngoài ra, nghiên cứu còn cho thấy những cú sốc không thường xuyên như khủng hoảng tài chính không thể đảo ngược quá trình hội tụ.

Ở Việt Nam, cũng có một số nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy không gian để kiểm định hiện tượng hội tụ thu nhập giữa các tỉnh thành trong nước như: Trần Thị Tuấn Anh (2017) sử dụng mô hình SAR, SEM và SDM với số liệu về GDP_{pc} trong giai đoạn 2011 - 2014 của 63 tỉnh thành ở Việt Nam, để kiểm định và tính toán tốc độ hội tụ tuyệt đối giữa các tỉnh. Kết quả cho thấy có mối tương quan dương về mặt không gian giữa các tỉnh thành, đồng thời tồn tại hội tụ tuyệt đối trong thu nhập bình quân đầu người giữa các tỉnh với tốc độ là 7,13% và khoảng thời gian cần thiết để giảm được một nửa khoảng cách giàu nghèo giữa các

địa phương là 10 năm. Nguyễn Minh Hải (2021) đã sử dụng 3 mô hình hồi quy không gian (SAR, SCRM, SEM) để kiểm tra giả thuyết về hội tụ β có điều kiện giữa các tỉnh, thành Việt Nam giai đoạn 2000 – 2018. Kết quả cho thấy mô hình SEM là phù hợp nhất, tốc độ hội tụ trong mô hình SEM là 3,48 %. Bên cạnh đó, 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_{pc} thời kỳ đầu ở mỗi khu vực lân cận.

Tóm lại, có thể thấy, đã có nhiều nghiên cứu về sự hội tụ thu nhập nhưng chưa có nhiều nghiên cứu kiểm định hiện tượng hội tụ giữa các nước thuộc ASEAN. Trong bài viết này, các tác giả sẽ ứng dụng mô hình hồi quy không gian kiểm định hiện tượng hội tụ thu nhập ở một số nước ASEAN từ đó rút ra một số hàm ý chính sách cho các nước.

3. Kiểm định hội tụ thu nhập ở một số nước ASEAN bằng mô hình hồi quy không gian

3.1. Mô hình nghiên cứu

Trong nghiên cứu này, các tác giả sẽ vận dụng mô hình tăng trưởng kinh tế Solow và sử dụng các mô hình hồi quy không gian để phân tích hiện tượng hội tụ tuyệt đối và tương đối về thu nhập giữa 8 nước trong ASEAN (là Brunei, Cambodia, Indonesia, Lào, Myanmar, Malaysia, Myanmar, Thái Lan và Việt Nam) trong giai đoạn 1990 – 2020.

Anselin (1998) và Elhorst (2003) đã chia mô hình dữ liệu bảng không gian thành bốn loại: hiệu ứng cố định, hiệu ứng ngẫu nhiên, hệ số cố định và hệ số ngẫu nhiên. Tuy nhiên, hầu hết các bài nghiên cứu đều sử dụng mô hình hiệu ứng cố định. Do đó, bài nghiên cứu này cũng sử dụng mô hình dữ liệu bảng không gian với các hiệu ứng cố định. Cụ thể, hai mô hình được sử dụng là mô hình SAR và SEM:

Mô hình SAR kiểm định hội tụ tuyệt đối:

$$\log \frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}} = \alpha_i + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \log \frac{y_{j,t}}{y_{j,t-1}} - \beta \log y_{i,t-1} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Mô hình SEM kiểm định hội tụ tuyệt đối:

$$\log \frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}} = \alpha_i - \beta \log y_{i,t-1} + u_i + \phi_{i,t} \quad (5)$$

$$\text{với } \phi_{i,t} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} \phi_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Để phản ánh các đặc điểm khác biệt giữa các nước, mô hình kiểm định hội tụ tương đối dựa trên ý tưởng của Mankiw & cộng sự (1992) có bổ sung thêm các biến kiểm soát vào công thức kiểm định sự hội tụ của các nền kinh tế.

Mô hình SAR kiểm định hội tụ tương đối:

$$\log \frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}} = \alpha_i + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \log \frac{y_{j,t}}{y_{j,t-1}} - \beta \log y_{i,t-1} + \beta_1 \log K_{i,t} + \beta_2 \log H_{i,t} + \beta_3 \log (n_{i,t} + g_{i,t} + \delta_{i,t}) + \beta_4 \log A_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Mô hình SEM kiểm định hội tụ tương đối:

$$\log \frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}} = \alpha_i - \beta \log y_{i,t-1} + \beta_1 \log K_{i,t} + \beta_2 \log H_{i,t} + \beta_3 \log (n_{i,t} + g_{i,t} + \delta_{i,t}) + \beta_4 \log A_{i,t} + u_i + \phi_{i,t} \quad (7)$$

$$\text{với } \phi_{i,t} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} \phi_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó:

$y_{i,t}$, $y_{i,t-1}$: lần lượt là GDP_{pc} của các nước ở thời điểm t và (t-1),

n: Tốc độ tăng trưởng dân số hằng năm (%). Dân số tăng nhanh sẽ tác động tiêu cực tới mức thu nhập bình quân lao động tại trạng thái dừng Solow (1956), từ đó làm giảm tốc độ hội tụ thu nhập.

g: Tốc độ cải tiến công nghệ, giả định là 2%, dựa trên nghiên cứu của Mathur (2005). Theo Solow (1956),

tiến bộ công nghệ là nhân tố tạo ra tăng trưởng kinh tế trong dài hạn.

δ : Tỷ lệ khấu hao vốn, giả định là 3% (Mathur, 2005). Khấu hao làm giảm lượng vốn của nền kinh tế nên sẽ tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế.

H: Tỷ lệ tham gia lực lượng lao động, được tính bằng tỷ lệ người trong độ tuổi từ 15-64 trong tổng dân số (%). Đây là những người trong độ tuổi lao động ở các nước.

K: Vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) ròng vào trong nước, được tính bằng chênh lệch giữa FDI vào trong nước và FDI của trong nước ra nước ngoài (USD). Việc thu hút FDI sẽ giúp cải thiện năng suất và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế thông qua chuyển giao công nghệ, cải thiện chất lượng nguồn nhân lực địa phương (Hansen & Rand, 2006; Alfaro & cộng sự, 2004).

A: Trình độ công nghệ được phản ánh qua tỷ lệ giá trị gia tăng của công nghiệp so với GDP (%) (Solow, 1957). Công nghiệp là lĩnh vực đóng góp quan trọng trong cơ cấu GDP của các nước ASEAN, trung bình khoảng 35,64% đến mức cao nhất là 74,11% trong trường hợp của Brunei năm 2008 (World Bank, 2023), đây cũng là lĩnh vực ứng dụng nhiều tiến bộ công nghệ vào quá trình sản xuất.

3.2. Kết quả nghiên cứu

3.2.1. Kiểm định sự tự tương quan không gian về thu nhập bình quân đầu người giữa các nước

Kết quả kiểm định chỉ số Moran's I của biến logarithm GDP_{pc} giữa các nước ASEAN theo ma trận trọng số không gian liền kề được trình bày trong Bảng 1.

Bảng 1: Kết quả kiểm định tương quan không gian bằng chỉ số Moran's I

Statistics	Normal Approximation	Randomization
Hệ số	0,0361	0,0361
Kỳ vọng	-0,1429	-0,1429
Phương sai	0,0811	0,0771
Z-score	2,2065	2,3214
P-value	0,0273**	0,0203**

Ghi chú: Trong bài, *, **, *** tương ứng với mức ý nghĩa thống kê ở 10%, 5% và 1%

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Theo Bảng 1, hệ số Moran's I = 0,0361 > 0 và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, cho thấy có sự tự tương quan không gian thuận chiều trong GDP_{pc} ở các nước ASEAN có vị trí địa lý liền kề (giáp ranh) nhau. Điều này hàm ý các nước gần nhau sẽ có tác động tích cực lên nhau, thúc đẩy và hỗ trợ nhau phát triển.

3.2.2. Kiểm định hội tụ tuyệt đối và tương đối giữa các nước

Kiểm định hội tụ tuyệt đối

Do có sự tự tương quan không gian trong GDP_{pc} ở các nước ASEAN, nhóm nghiên cứu sử dụng mô hình tự hồi quy không gian SAR và mô hình sai số không gian SEM để kiểm định sự hội tụ tuyệt đối giữa các nước ASEAN. Kết quả kiểm định được trình bày trong Bảng 2

Dựa trên các chỉ tiêu thống kê thể hiện ở Bảng 2, mô hình phù hợp nhất và được sử dụng để kiểm định sự hội tụ tuyệt đối là mô hình có giá trị BIC nhỏ nhất, đó là mô hình sai số không gian SEM với dạng FEM. Kết quả ước lượng là $\beta = 0,0432 > 0$, cho thấy tồn tại hiện tượng hội tụ tuyệt đối trong GDP_{pc} giữa các nước ASEAN, tốc độ hội tụ tuyệt đối là 4,32%. Với tốc độ này, thời gian để rút ngắn một nửa khoảng cách giàu – nghèo giữa các nước là khoảng $T = 16,06$ năm. Bên cạnh đó, hệ số $\lambda = 0,6154 > 0$ và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, kết quả này một lần nữa khẳng định về mối liên hệ tương quan không gian trong GDP_{pc} ở các nước ASEAN.

Kiểm định hội tụ tương đối

Kết quả kiểm định sự hội tụ tương đối giữa các nước ASEAN được trình bày trong Bảng 3.

Tương tự như trường hợp kiểm định hội tụ tuyệt đối, mô hình SEM với dạng FEM là mô hình phù hợp nhất nên được sử dụng để phân tích sự hội tụ tương đối. Hệ số $\beta = 0,0869 > 0$ cho thấy tồn tại hiện tượng hội tụ tương đối trong GDP_{pc} giữa các nước ASEAN. Khi bổ sung thêm các biến kiểm soát vào mô hình kiểm

Bảng 2: Hội tụ tuyệt đối với hồi quy không gian theo ma trận trọng số liên kề

Biến độc lập	Mô hình SAR		Mô hình SEM	
	(4)	(4)	(5)	(5)
	FEM	REM	FEM	REM
$\text{Log}(y_{i,t-1})$	0,0117 [1,17]	0,0128 *** [2,64]	0,0432** [2,17]	0,0156*** [2,86]
Hệ số chặn		0,1181 *** [3,21]		0,1765*** [3,9]
Lambda (λ)			0,6154*** [11,23]	0,5950*** [10,79]
Rho (ρ)	0,5946 [10,81]	0,5902 *** [10,64]		
Log likelihood	162,7907	160,8546	164,5790	161,4434
AIC	-319,5815	-311,7092	-323,1579	-312,8868
BIC	-309,0412	-294,1421	-312,6176	-295,3196

Ghi chú: Trong bài, giá trị t - stat trong ngoặc []

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Bảng 3: Hội tụ tương đối với hồi quy không gian theo ma trận trọng số liên kề

Biến độc lập	Mô hình SAR		Mô hình SEM	
	(6)	(6)	(7)	(7)
	FEM	REM	FEM	REM
$\text{Log}(Y_{i,t-1})$	0,0617*** [3,28]	0,0389*** [3,63]	0,0869*** [3,41]	0,0382*** [3,57]
$\text{Log}(K_{i,t})$	0,0111 [1,19]	0,0135 [1,6]	0,0065* [0,71]	0,0085* [1,01]
$\text{Log}(H_{i,t})$	-0,1111 [-1,02]	-0,0327 [-0,43]	-0,0457 [-0,44]	-0,0245 [-0,35]
$\text{Log}(n_{i,t} + g_{i,t} + \delta_{i,t})$	-0,1798 [-1,19]	-0,0411 [-0,53]	0,1393 [0,67]	0,0466 [0,53]
$\text{Log}(A_{i,t})$	0,1177*** [2,92]	0,0933*** [2,95]	0,1271*** [3,07]	0,0855*** [2,74]
Hệ số chặn		0,1791 [0,46]		0,0471 [0,13]
Lambda (λ)			0,6303*** [10,23]	0,5921*** [10,62]
Rho (ρ)	0,5775*** [24,69]	0,5852*** [10,58]		
Log likelihood	169,5140	167,1377	169,7380	166,0890
AIC	-325,0279	-316,2754	-325,4761	-314,178
BIC	-300,4339	-284,6545	-300,8821	-282,5571

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu.

định thì tốc độ hội tụ tương đối (8,69%) lớn hơn tốc độ hội tụ tuyệt đối (4,32%). Dựa vào giá trị của hệ số hồi quy, có thể thấy, có 3 nhân tố tác động tích cực tới tốc độ hội tụ thu nhập tương đối, trong đó, trình công nghệ là yếu tố có ảnh hưởng nhiều nhất (0,1271), tiếp theo là GDP_{pc} của thời kỳ trước (0,0869) và vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài ròng vào nước đó (0,0065). Tỷ lệ tham gia lực lượng lao động tác động tiêu cực tới tốc độ hội tụ thu nhập tương đối (-0,0457), tuy nhiên, hệ số của yếu tố này không có ý nghĩa thống kê.

4. Kết luận và hàm ý chính sách

Bằng cách sử dụng phương pháp phân tích dữ liệu không gian với mô hình sai số không gian SEM ở dạng FEM, kết quả cho thấy có sự phụ thuộc không gian về thu nhập bình quân đầu người ở 8 nước thuộc khối ASEAN, đồng thời tồn tại hiện tượng hội tụ trong thu nhập bình quân đầu người giữa các nước này với tốc độ hội tụ tuyệt đối là 4,32% và tương đối là 8,69%. Trong các biến ảnh hưởng tới sự chênh lệch thu nhập tương đối giữa các nước, trình độ công nghệ là yếu tố ảnh hưởng nhiều nhất, tiếp đến là thu nhập bình quân đầu người của thời kỳ trước và vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài ròng. Tuy vậy, tỷ lệ tham gia lực lượng lao động không dẫn đến sự khác biệt về thu nhập bình quân đầu người giữa các nước.

Từ kết quả ước lượng, nhóm nghiên cứu gợi ý một số chính sách nhằm thúc đẩy tăng trưởng, thu hẹp khoảng cách giàu – nghèo giữa các nước như sau:

Một là, chính phủ các nước ASEAN cần có các biện pháp thúc đẩy khoa học – công nghệ phát triển. Hiện nay, cuộc Cách mạng công nghiệp lần thứ tư (4.0) đã và đang diễn ra mạnh mẽ trên quy mô toàn cầu. Sự phát triển của công nghệ tạo ra khả năng sản xuất hoàn toàn mới và có tác động sâu sắc đến hoạt động kinh tế của mọi nước, gây sức ép buộc các nước phải chuyển đổi từ nền kinh tế truyền thống sang nền kinh tế tri thức và đổi mới sáng tạo. Khi đó, những khác biệt về quy mô lực lượng lao động không còn là yếu tố chính dẫn đến sự khác biệt trong tăng trưởng kinh tế giữa các nước. Song sự chênh lệch trình độ công nghệ sẽ đóng vai trò then chốt trong tăng trưởng kinh tế dài hạn của mỗi nước. Vì vậy, để tận dụng được lợi ích từ cuộc Cách mạng 4.0 mang lại, qua đó giảm khoảng cách chênh lệch giàu – nghèo, các nước cần đưa ra chiến lược, chính sách phát triển khoa học – công nghệ, tăng cường đầu tư, hỗ trợ các doanh nghiệp cũng như các cá nhân trong nước nghiên cứu và đổi mới công nghệ để áp dụng vào quá trình sản xuất.

Hai là, các nước ASEAN cần tích cực thay đổi chính sách, cải thiện môi trường kinh doanh nhằm thu hút dòng vốn đầu tư từ nước ngoài. Dòng vốn này một mặt khắc phục sự thiếu hụt nguồn vốn trong nước, mặt khác nó giúp rút ngắn khoảng cách chênh lệch về công nghệ sản xuất trong nước với các nước phát triển trên thế giới. Bởi nhìn chung, dòng vốn đầu tư nước ngoài có xu hướng dịch chuyển từ các nước tiên tiến sang những nước đang và kém phát triển hơn. Vì vậy, dòng vốn này sẽ góp phần gia tăng tốc độ hội tụ trong thu nhập giữa các nước.

Ba là, các nước ASEAN cần quan tâm đào tạo nguồn nhân lực chất lượng cao để thích ứng với sự phát triển khoa học và công nghệ trong điều kiện sản xuất mới. Muốn vậy, các chương trình đào tạo cần cập nhật, gắn kết với thực tiễn, các trường đại học và viện nghiên cứu cần tăng cường hợp tác với các doanh nghiệp trong quá trình đào tạo. Đồng thời, cơ sở vật chất, trang thiết bị phục vụ giảng dạy, đào tạo phải đầy đủ và hiện đại, từ đó giúp hạn chế sự khác biệt giữa kiến thức, kỹ năng đào tạo với thực tiễn nghề nghiệp.

Lời thừa nhận/Cảm ơn: Bài viết này là sản phẩm của Đề tài Khoa học và Công nghệ cấp Cơ sở của trường Đại học Ngoại thương, Mã số: NTCS2022-20.

Tài liệu tham khảo

- Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S. & Sayek, S. (2004), ‘FDI and economic growth: the role of local financial markets’, *Journal of International Economics*, 64 (1), 89-112.
- Anselin L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Anselin, L., Varga A., Acs Z. J. (2000), ‘Geographic and Sectoral Characteristics of Academic Knowledge Spillovers’, *Papers in Regional Science*, 79(4), 435-443, DOI: 10.1007/PL00011486.
- Barro, R. J. & Sala-i-Martin, X. (1990), ‘Economic growth and convergence across the United States’, *NBER Working Paper Series*, 3419.
- Baumol, W. J. (1986), ‘Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show’,

The American Review, 76 (5), 1072-1085.

- Choi, C. (2004), 'Foreign direct investment and income convergence', *Applied Economics*, 36 (10), 1045-1049.
- Coughlin, C. & Segev, E. (2000), 'Foreign Direct Investment in China: A Spatial Econometric Study', *The World Economy*, 23, 1-23, <https://doi.org/10.1111/1467-9701.t01-1-00260>.
- Dalgaard, C. J. & Vastrup, J. (2001), 'On the measurement of s-convergence', *Economics Letters*, 70 (2), 283-287.
- Elhorst J. P. (2003), 'Specification and estimation of spatial panel data models', *International Regional Science Review*, 26, 244-268.
- Elhorst, J. P. (2010), 'Applied spatial econometrics: Raising the bar', *Spatial Economic Analysis*, 5 (1), 9-28, Doi: 10.1080/17421770903541772.
- Hansen, H. & Rand, J. (2006), 'On the Causal Links Between FDI and Growth in Developing Countries', *The World Economy*, 29 (1), 21-41.
- 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, 56-65.
- Jena, D. & Barua, A. (2020), 'Trade, governance and income convergence in the European Union: Evidence on the theory of relative backwardness', *Research in Globalization*, 2, <https://doi.org/10.1016/j.resglo.2020.100013>.
- Le Gallo J. & Ertur, C., (2005), 'Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995', <https://doi.org/10.1111/j.1435-5597.2003.tb00010.x>.
- 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). Springer-Verlag, New York.
- Mankiw, N. G., Romer, D. & Weil, D. N. (1992), 'A contribution to the empirics of economic growth', *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.
- Mathur, S. K. (2005), 'Absolute and Conditional Convergence: Its Speed for Selected Countries for 1961-2001', <https://core.ac.uk/download/pdf/9313342.pdf?fbclid=IwAR1mUdYtPDPxkzbtfk7Cbry481yDBu4Ajgrv0b2CC5pq1WZOshs0nMjnRTQ>.
- Meliciani, V. & Peracchi, F. (2006), 'Convergence in per-capita GDP across European regions: a reappraisal'. *Empirical Economics*, 31, 549-568 (2006), <https://doi.org/10.1007/s00181-006-0053-x>.
- Moran, P. (1950), 'A Test for the Serial Independence of Residuals', *Biometrika*, 37, 178-181. <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/37.1-2.178>.
- Moscone, F., Knappy, M. & Tossettiz, E. (2007), 'Mental Health Expenditure in England: A Spatial Panel Approach', *Journal of Health Economics*, 26(4), 842-864, DOI: 10.1016/j.jhealeco.2006.12.008.
- Nguyễn Minh Hải (2021), 'Tiếp cận hồi quy không gian phân tích hiệu ứng lan tỏa địa lý đến tăng trưởng các tỉnh, thành Việt Nam giai đoạn 2000-2018', *Tạp chí Kinh tế và Ngân hàng Châu Á*, 178+179, 84-95.
- Rey, S. J., & Montouri, B. D. (1999), 'US regional income convergence: a spatial econometric perspective', *Regional studies*, 33 (2), 143-156.
- Solow, R. M. (1956), 'A Contribution to the Theory of Economic Growth', *The Quarterly Journal of Economics*, 70 (1), 65-94.
- Solow, R. M. (1957), 'Technical change and the aggregate production function', *Review of Economics and Statistics*, 39 (3), 312-320.
- Swan, T. W. (1956). 'Economic growth and capital accumulation', *The Economic Record, The Economic Society of Australia*, 32(2), 334-361.
- Trần Thị Tuấn Anh (2017), 'Kiểm định sự hội tụ β tuyệt đối giữa các tỉnh thành ở Việt Nam bằng phương pháp hồi quy không gian', *Tạp chí khoa học Đại học Mở TP. HCM*, 12 (1), 70-79.
- The World Bank Data (2023), <https://data.worldbank.org/indicator/NV.IND.TOTL.ZS>.
- VTV News (2021), 'Bức tranh thu nhập bình quân theo đầu người thế giới năm 2021', <https://vtv.vn/kinh-te/buc-tranh-thu-nhap-binh-quan-theo-dau-nguoi-the-gioi-nam-2021-20210729152922448.htm>.