
ẢNH HƯỞNG CỦA PHÂN CẤP TÀI KHÓA LÊN SỰ HỘI TỤ THU NHẬP TẠI VIỆT NAM

Lê Thị Thu Diễm

Trường Đại Học Trà Vinh

Email: ltt diem@tvu.edu.vn

Nguyễn Thị Thúy Loan

Trường Đại Học Trà Vinh

Email: nttloan@tvu.edu.vn

Mã bài: JED - 104

Ngày nhận: 04/09/2021

Ngày nhận bản sửa: 20/09/2021

Ngày duyệt đăng: 12/11/2021

Tóm tắt:

Sử dụng dữ liệu cho 63 tỉnh thành của Việt Nam, bài báo này cung cấp bằng chứng thực nghiệm mới để trả lời câu hỏi liệu phân cấp tài khóa có góp phần thúc đẩy hội tụ thu nhập hay không? Sử dụng các phân tích kinh tế lượng không gian với dữ liệu bảng, nghiên cứu này đánh giá tác động trực tiếp, gián tiếp hoặc lan tỏa của phân cấp tài khóa đối với sự hội tụ thu nhập trong cả ngắn hạn và dài hạn. Kết quả cung cấp một số bằng chứng thuyết phục rằng sự phân cấp tài khóa đã ảnh hưởng đáng kể đến sự hội tụ thu nhập. Đặc biệt, nó đã thúc đẩy sự hội tụ thu nhập ở các địa phương trên cả nước về lâu dài.

Từ khóa: Phân cấp tài khóa, hội tụ thu nhập, hiệu ứng lan tỏa.

Mã JEL: B26.

Impact of fiscal decentralization on income convergence in Vietnam

Abstract:

Using data for 63 provinces of Vietnam, this paper provides new empirical evidence to answer the question whether fiscal decentralization contributes to foster income convergence? Using spatial econometric analyzes with panel data, this study assesses the direct, indirect or spillover effects of fiscal decentralization on income convergence both in the short run and long run. The results provide some convincing evidence that fiscal decentralization has significantly influenced income convergence. In particular, it has fostered income convergence in localities across the country in the long run.

Keywords: Fiscal decentralization, income convergence, the spillover effect.

JEL code: B26.

1. Giới thiệu

Hội tụ là quá trình thu hẹp khoảng cách hoặc chênh lệch giữa các khu vực, từ đó tạo ra sự tương đồng trong tăng trưởng kinh tế và thu nhập của khu vực (Barro & Sala-i, 1992; Islam, 2003). Khi chính phủ thay đổi chính sách tài khóa như chính sách thuế hoặc chính sách chi tiêu, sẽ tạo ra sự chênh lệch giữa giá và lợi nhuận dẫn đến thu nhập của nền kinh tế thay đổi (Padovano, 2007). Đây là bằng chứng cho thấy phân cấp tài khóa có tác động quan trọng đến hội tụ thu nhập.

Trong điều kiện tăng cường áp dụng các chính sách khuyến khích đầu tư, chính sách sản xuất phát huy lợi thế theo quy mô, tăng cường áp dụng công nghệ và tri thức, những nền kinh tế kém phát triển hơn có cơ hội tăng trưởng nhanh hơn những nền kinh tế đã phát triển với thành tựu khoa học kỹ thuật cao hơn (Gerschenkron, 1962). Và do đó, sự tồn tại của hội tụ là quan trọng trong phát triển góp phần thu hẹp khoảng cách giữa nghèo và giàu, giữa nơi phát triển và kém phát triển, và làm cho khoảng chênh lệch đạt ở

mức thấp tới thiểu. Các nghiên cứu tại Việt Nam chủ yếu tập trung vào mối quan hệ giữa phân cấp tài khóa và tăng trưởng kinh tế, tác giả chưa tìm thấy nghiên cứu về tác động của phân cấp tài khóa đến sự hội tụ thu nhập. Do vậy, bài báo này được thực hiện sẽ góp phần: (1) cung cấp thêm bằng chứng về tác động của phân cấp tài khóa đến hội tụ thu nhập thông qua cơ chế trực tiếp và gián tiếp cho trường hợp Việt Nam, (2) giải thích sự ảnh hưởng của phân cấp tài khóa lên sự hội tụ thu nhập với ý tưởng rằng chính sách có tác động “lan tỏa” từ các nước/khu vực/tỉnh đi đầu về năng suất sang các nước/vùng/tỉnh khác dẫn đến giảm dần các chênh lệch về các yếu tố giá cả, lợi nhuận và từ đó dẫn đến hội tụ thu nhập.

2. Cơ sở lý thuyết về phân cấp tài khóa và sự hội tụ thu nhập

2.1. Lý thuyết về hội tụ thu nhập

Lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển (Solow, 1956; Swan, 1956) cho thấy bốn kết luận chính: i) tốc độ tích lũy vốn tác động mức thu nhập dài hạn; ii) tốc độ tích lũy vốn không ảnh hưởng đến tốc độ tăng trưởng; iii) tốc độ tăng trưởng được quyết định bởi các yếu tố ngoại sinh gồm tốc độ tăng trưởng lực lượng lao động và thay đổi công nghệ; và iv) với tỉ lệ tiết kiệm và thay đổi công nghệ như nhau, các nước có hệ số vốn trên sản lượng thấp hơn (đang phát triển) sẽ tăng trưởng nhanh hơn các nước có hệ số vốn trên sản lượng cao hơn (nước giàu), từ đó dẫn đến sự hội tụ thu nhập. Các nước đang phát triển thường ưu tiên đầu tư vào ngành/dự án thâm dụng vốn như đường cao tốc, mạng lưới điện, hệ thống nước và vệ sinh, cảng và sân bay nhằm đẩy nhanh quá trình phân phối lại phúc lợi trong nền kinh tế (Lozano-Espitia & Julio, 2015; Oates, 1993), và do đó dẫn đến sự hội tụ thu nhập diễn ra nhanh hơn. Hiệu quả tích lũy vốn này có thể bị đè nén trong trung hạn nhưng mang lại tăng trưởng trong dài hạn.

Thực tế, Padovano (2007) cho rằng khi các yếu tố về giá thay đổi sẽ làm lợi nhuận biên giảm dần. Hàm ý rằng việc phân phối lại thu nhập từ nơi giàu sang nơi nghèo sẽ làm giảm đi khoảng chênh lệch về thu nhập. Bên cạnh đó, vấn đề chi tiêu thuộc chính sách tài khóa cũng là một yếu tố có thể làm sai lệch các yếu tố sản xuất theo kế hoạch dẫn đến không đạt mục tiêu kế hoạch thu nhập. Do đó, việc giao thêm nguồn thu cho các chính phủ địa phương làm giảm bớt sự chênh lệch tổng sản phẩm nội địa (GDP) khu vực và củng cố sự hội tụ của khu vực (Ganaie et al., 2018). Các khu vực có được sự tự chủ tài chính mạnh hơn sẽ đổi mới chính sách nhanh hơn, do đó làm thúc đẩy tăng trưởng ở các khu vực nghèo hơn. Blöchliger et al. (2016) cho thấy thực tế phân cấp tài khóa đã góp phần làm giảm sự chênh lệch về thu nhập ở các khu vực tài khóa khác nhau và kéo nền kinh tế về khuynh hướng hội tụ ở các nước thuộc Tổ chức Hợp tác và Phát triển Kinh tế (OECD).

2.2. Vai trò của phân cấp tài khóa

Thực chất phân cấp tài khóa là sự phân bổ trách nhiệm cho các cấp chính quyền thấp hơn (Oates, 1993). Phân cấp tài khóa theo quan điểm của McKinnon (1997) và Qian and Weingast (1997) là những cam kết thể hiện mối quan hệ giữa bất bình đẳng khu vực và hiệu quả dịch vụ công cộng. Một điểm đáng chú ý, phân cấp trách nhiệm tài khóa hoạt động theo cơ chế của một cam kết bảo lãnh, theo đó các khu vực nghèo hơn có động lực để tăng mức thu nhập trung bình trên đầu người để thoát nghèo, cụ thể là kéo mức thu nhập trung bình ở khu vực nghèo tăng nhanh hơn so với tốc độ tăng của khu vực giàu, từ đó đưa mức thu nhập trung bình của các khu vực đạt trạng thái hội tụ thu nhập (Oates, 1972). Hơn thế, lý thuyết cạnh tranh địa phương và lý thuyết phân phối hàng hóa công cộng tối ưu ủng hộ quan điểm phân cấp tài chính tạo ra một nguồn tài chính tương đối độc lập giúp địa phương khai thác tiềm năng lợi thế và phân phối hiệu quả các dịch vụ công (Oates, 1999). Như vậy, phân cấp tài khóa góp phần rút ngắn chênh lệch về mặt phúc lợi giữa các khu vực trong nền kinh tế.

2.3. Tác động của phân cấp tài khóa đến hội tụ thu nhập

Nhiều bằng chứng thực nghiệm cho thấy phân cấp tài khóa tác động lên sự hội tụ thu nhập (Ganaie et al., 2018; Hailemariam & Dzhumashev, 2019; Lozano-Espitia & Julio, 2015; Ogawa & Yakita, 2009). Lozano-Espitia & Julio (2015) đã tiến hành kiểm tra sự tồn tại của hội tụ β không điều kiện trong giai đoạn sau khi ban hành Hiến pháp chính trị năm 1991 và thúc đẩy phân cấp tài chính ở Colombia. Kết quả thu được cho thấy rõ ràng khoảng cách thu nhập bình quân đầu người giữa các khu vực nghèo và giàu đang có xu hướng giảm. Điều này được lý giải bởi lập luận là các chính quyền địa phương có sự hiểu biết tốt hơn về nhu cầu địa phương và việc chính quyền địa phương phân phối hiệu quả các nguồn lực là yếu tố quan trọng thúc đẩy sự hội tụ thu nhập khu vực (Oates, 1999). Ganaie et al. (2018) cũng đồng quan điểm khi cho rằng phân cấp tài chính có tác động tích cực đối với thu nhập bình quân đầu người quốc gia, tuy nhiên các bằng chứng tìm

thấy lại cho thấy thay vì thúc đẩy sự hội tụ thu nhập thì sự phân kỳ lại diễn ra mạnh mẽ hơn trái ngược với giả thuyết hội tụ của Oates (1972). Tuy nhiên, một nghiên cứu của Yushkov (2015) cho rằng phân cấp chi tiêu của chính phủ Nga (2015-2012) có tác động ngược chiều đến tăng trưởng kinh tế khu vực. Rõ ràng mối quan hệ giữa phân cấp tài khóa và hội tụ thu nhập vẫn còn nhiều kết quả đánh giá khác nhau. Sự khác nhau này có thể là do phương pháp phân tích, mô hình nghiên cứu, dữ liệu nghiên cứu tại các khu vực khác nhau. Điều này thúc đẩy việc cần phải có nhiều hơn các nghiên cứu về mối quan hệ giữa phân cấp tài khóa và hội tụ thu nhập, đặc biệt là tại các nước đang phát triển.

2.4. Phân cấp tài khóa và hội tụ thu nhập: trong bối cảnh Việt Nam

Tại Việt Nam, mức độ phân cấp tài khóa đã thay đổi khá nhiều qua thời gian. Thực vậy nhìn là dòng lịch sử, Chính phủ Việt Nam đã tiến hành cải cách chính sách tài khóa sâu sắc, đặc biệt là phân cấp quản lý tài khóa cho Ủy ban Nhân dân tại tất cả 63 tỉnh, thành phố bao gồm tất cả các cấp với mục tiêu thúc đẩy tăng trưởng kinh tế địa phương khi áp dụng chính sách DOI MOI năm 1986. Một trong những bước đầu tiên trong phân cấp quản lý tài khóa của Quốc hội và Chính phủ Việt Nam là ban hành Luật Ngân sách năm 1996¹, có hiệu lực vào năm 1997, tạo tiền đề để chính quyền cấp địa phương tự chủ trong các quyết định chính sách kinh tế - xã hội trên địa bàn. Kể từ đó, luật ngân sách đã được sửa đổi để cải thiện hơn, dần phù hợp hơn với nền kinh tế. Từ năm 2004, luật ngân sách mới đã được ban hành để thúc đẩy quản lý tài khóa phi tập trung hơn, sâu hơn tạo ra nhiều quyền lực hơn trong việc quản lý các hoạt động chi tiêu ở cấp chính quyền địa phương, cụ thể là Ủy ban Nhân dân các cấp. Trong đó, chính quyền địa phương chịu trách nhiệm một phần quyết định chi tiêu chính phủ, tương đương 17% GDP, cao hơn tiêu chuẩn của quốc tế (World Bank, 2015). Gần đây, Luật Ngân sách 2015² sửa đổi, có hiệu lực từ năm tài khóa 2017, là một bước ngoặt trong quản lý ngân sách nhà nước, cung cấp khung pháp lý toàn diện hơn phù hợp với bối cảnh kinh tế hiện tại cũng như xu hướng hội nhập quốc tế và đóng góp vào quá trình cải cách tài chính công. Nó đảm bảo tính thống nhất của ngân sách nhà nước, tăng phân cấp tài chính và thúc đẩy quyền tự chủ của chính quyền địa phương.

Về mặt thực nghiệm, mối quan hệ giữa phân cấp tài khóa và tăng trưởng kinh tế được thực hiện tại Việt Nam. Trần Phạm Khánh Toàn (2015) nghiên cứu tác động của phân cấp tài khóa lên tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam trong giai đoạn 1998-2012, cho thấy phân cấp chi ngân sách có tác động ngược chiều và tuyến tính đến tăng trưởng kinh tế; trong khi phân cấp thu ngân sách thì ngược lại. Ngoài ra, trong quá trình phân tích, kết quả nghiên cứu cũng cho thấy lực lượng lao động, đầu tư tư nhân tác động cùng chiều lên tăng trưởng kinh tế và lạm phát có quan hệ nghịch chiều. Diệp Gia Luật & Nguyễn Đào Anh (2019) nghiên cứu tác động của quá trình phân cấp tài khóa đến tăng trưởng kinh tế các địa phương ở Việt Nam giai đoạn 2005-2016 cho thấy phân cấp thu và chi ngân sách đều có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế địa phương. Đồng thời, nghiên cứu cũng tìm thấy ảnh hưởng phi tuyến trong phân cấp chi đến tăng trưởng kinh tế khi không kiểm soát tốt gây ra tiêu cực, lãng phí. Tuy nhiên, đến nay, nhóm nghiên cứu chưa tìm thấy nghiên cứu về tác động của phân cấp tài khóa đến hội tụ thu nhập tại Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

Nghiên cứu này sử dụng một mô hình kinh tế lượng không gian với dữ liệu bảng không gian để kiểm tra mối tương quan về không gian giữa phân cấp tài khóa và hội tụ thu nhập.

3.1. Mô hình kinh tế lượng không gian

Nghiên cứu áp dụng mô hình không gian SDM (Spatial Durbin Model) (Baltagi et al., 2013; Capello, 2009; Lesage & Fischer, 2008; Liu et al., 2016; Mur & Angulo, 2006; Ord, 1975; Rey & Montouri, 1999). Mô hình này có ưu điểm là kết quả thu được các ước tính không chệch và nhất quán. Bên cạnh đó, mô hình này giúp phân biệt giữa các tác động trực tiếp (ảnh hưởng của một biến giải thích cụ thể đến biến phụ thuộc của nền kinh tế) và tác động gián tiếp (ảnh hưởng của tác động yếu tố bên ngoài lan truyền trong không gian).

Mô hình SDM tính hội tụ không có điều kiện:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = \delta W \ln(y_{i,t-1}) + \alpha_i + \beta \ln(y_{i,t}) + u_i + \tau_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

Để ước tính hội tụ có điều kiện:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = \delta W \ln(y_{i,t-1}) + \alpha_i + \beta \ln(y_{i,t}) + \rho X_{i,t} + \lambda W X_{i,t} + u_i + \tau_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

Để kiểm tra tác động của phân cấp tài khóa lên sự hội tụ thu nhập, đưa thêm biến phân cấp tài khóa vào mô hình:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = \delta W \ln(y_{i,t-1}) + \alpha_i + \beta \ln(y_{i,t}) + \gamma FD_{i,t} + \theta WFD_{i,t-1} + \rho X_{i,t} + \lambda W X_{i,t} + u_i + \tau_t + \varepsilon_t, \quad (3)$$

Trong đó:

$y_{i,t}$ thể hiện mức thu nhập bình quân đầu người của tỉnh i tại năm t ;

W là ma trận trọng số không gian;

$FD_{i,t}$ là chỉ số phân cấp tài khóa của tỉnh i tại năm t ;

$X_{i,t}$ là danh sách các biến kiểm soát;

u_i là hiệu ứng không gian được tính từ các biến không gian cố định;

τ_t là hiệu ứng thời gian được tính từ các biến không gian cố định;

Từ phương trình trên, từ hệ số β ta tính được chỉ số hội tụ $= -\ln(1+\beta)$, chỉ số này càng lớn cho thấy sự hội tụ càng rõ nét về trạng thái cân bằng chung của tất cả địa phương; chỉ số Half-life $= -\ln(2)/\ln(1+\beta)$ cho biết thời gian để rút ngắn khoảng cách giàu nghèo giữa các địa phương (Arbia et al., 2005).

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu bảng không gian cấp tỉnh cho 63 tỉnh thành phố của Việt Nam trong giai đoạn từ 2005-2017, được thu thập từ Tổng cục Thống kê Việt Nam (GSO) và Bộ Tài Chính của Việt Nam.

Nhiều nghiên cứu thực nghiệm trước đây điển hình là Akai & Sakata (2002), Davoodi & Zou (1998), Lin & Liu (2000), Oates (1972), Thieß (2003), Yilmaz (1999), Yushkov (2015), Zhang & Zou (1998) đã sử dụng nhiều chỉ số phân cấp được đo lường bằng các cách tiếp cận khác nhau. Nhìn chung, có 5 cách đo lường phổ biến gồm: (1) Tỷ lệ doanh thu địa phương trên tổng doanh thu cả nước (Akai & Sakata, 2002; Wu & Heerink, 2016); (2) Tỷ lệ doanh thu địa phương tự tạo trên tổng doanh thu của địa phương (Vo, 2009; Yushkov, 2015); (3) Tỷ lệ doanh thu địa phương không bao gồm các khoản viện trợ trên tổng doanh thu cả nước; (4) Tỷ lệ chi địa phương trên tổng chi cả nước (Akai & Sakata, 2002; Wu & Heerink, 2016); và (5) Tỷ lệ chi tiêu của địa phương trên tổng chi tiêu cả nước trừ địa chi tiêu quốc phòng và chi an sinh xã hội.

Vo (2010) đã phát triển hai chỉ số mới để đo lường mức độ phân cấp tài khóa để giải quyết các vấn đề trong đo lường của các nghiên cứu trước đây. Chỉ số đầu tiên là một chỉ số cơ bản của phân cấp tài chính (FD) xem xét quyền tự chủ tài chính và tầm quan trọng tài khóa của chính quyền khu vực. Thứ hai là tăng cường chỉ số phân cấp tài khóa (eFD) để tính đến tác động của các khoản tài trợ, vay mượn không điều kiện của các chính quyền địa phương đối với quyền tự chủ tài chính. Chỉ số nâng cao của phân cấp tài khóa được xác định như sau:

$$eFD = \sqrt{\left(\frac{OSR}{E} + \left(\frac{TU - TC}{E} \times \frac{TU}{T}\right)\right) \times \frac{E}{TE}} \quad (4)$$

Trong đó:

$I = 1, 2, \dots, P$. Với P là vùng (tỉnh)

E : chi tiêu của chính quyền địa phương

OSR : đại diện cho doanh thu ngân sách địa phương được hưởng theo phân cấp

TE: Tổng chi tiêu cả nước bằng tổng chi tiêu của khu vực cộng với chi tiêu trung ương. Tổng chi tiêu (TE) không bao gồm các khoản chi chuyển nguồn. Ví dụ, chi bổ sung từ chính quyền trung ương sang chính quyền khu vực. Sau đó tính toán hai khái niệm sau:

*Doanh thu ngân sách địa phương được hưởng theo phân cấp, **ORS/E**:* Đây là một phần của chi tiêu địa phương được tài trợ bởi các nguồn thu từ nội địa khu vực đó, chúng ta sẽ gọi là quyền tự chủ tài chính của các chính quyền khu vực.

*Tổng chi tiêu khu vực như là một phần của tổng chi tiêu công, **E/TE**:* Đây là một phần của tổng chi tiêu khu vực công được thực hiện bởi chính quyền địa phương, được gọi là phần tài chính quan trọng (fiscal importance) của chính quyền địa phương.

Hệ số tài khóa hiệu chỉnh: $\left(\frac{T_U - T_C}{E}\right) \times \left(\frac{T_U}{T}\right)$. Nó phản ánh ý tưởng rằng khi chính quyền trung ương cấp các khoản tài trợ cho địa phương trên cơ sở không điều kiện (bổ sung không điều kiện - TU), thì sự ràng buộc đối với quyền tự chủ tài chính của địa phương ít hơn so với khi tài trợ bằng các khoản tài trợ có điều kiện (bổ sung có mục tiêu - TC).

Trong đó:

T_U: *Unconditional transfers* - Bổ sung không điều kiện: là khoản chuyển giao từ trung ương xuống địa phương.

T_C: *Conditional transfers* - Bổ sung có mục tiêu: là khoản chuyển giao từ trung ương xuống địa phương.

T = T_U + T_C: Tổng khoản chuyển giao.

T_U - T_C, là khoản chuyển giao ròng, thể hiện cho sự chênh lệch giữa các khoản bổ sung tài khóa không điều kiện và các khoản bổ sung tài khóa có mục tiêu cho chính quyền địa phương.

(T_U - T_C)/E, là phần chi tiêu được tài trợ bởi khoản chuyển nhượng tài khóa ròng, được gọi là phần chuyển nhượng tài chính.

Do vậy, các cách đo lường phân cấp tài khóa có thể đại diện cho các đánh giá khác nhau về quản trị của chính quyền địa phương đối với nền kinh tế. Trong nghiên cứu này, phân cấp tài khóa được đo lường theo ba cách để so sánh mức độ khác nhau về độ hiệu quả và phù hợp với nền kinh tế cụ thể của Việt Nam, bao gồm:

- **FD1:** Local Revenue/(Total local Revenue + Central revenue) – Doanh thu địa phương/(Tổng doanh thu các địa phương + Doanh thu của chính quyền trung ương).

- **FD2:** Local Expenditure (E)/(Total local expenditure + central expenditure) (TE) - Chi tiêu địa phương (E)/(Tổng chi tiêu địa phương + Chi tiêu trung ương).

$$\text{- FD3:} = \sqrt{\left(\frac{OSR}{E} + \left(\frac{T_U - T_C}{E} \times \frac{T_U}{T}\right)\right) \times \frac{E}{TE}}$$

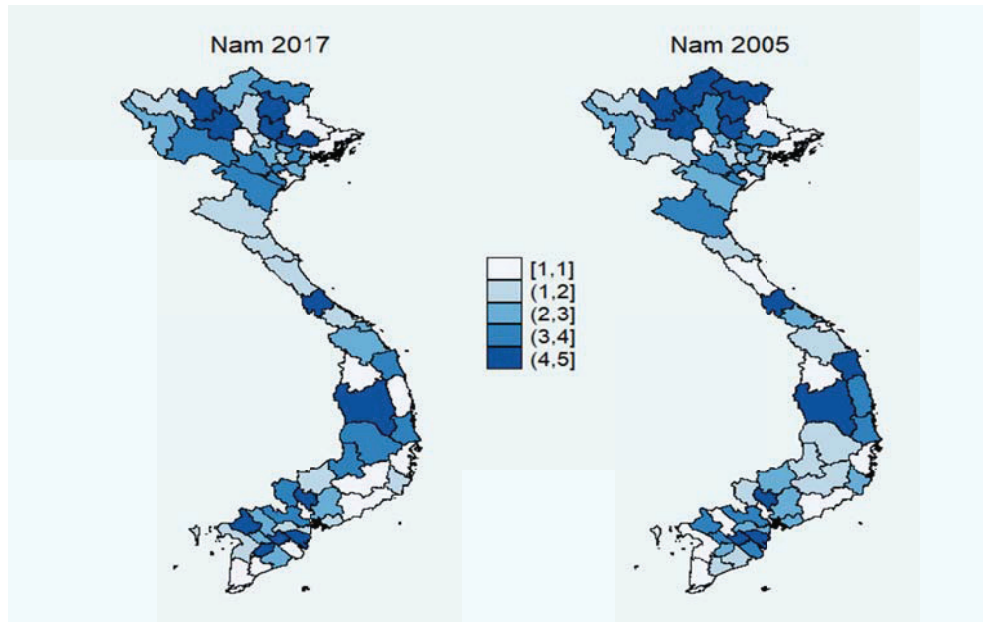
4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Hiện tượng hội tụ thu nhập

Quan sát từ dữ liệu đã khai thác trong giai đoạn 2005-2017 cho thấy mức chênh lệch về thu nhập bình quân đầu người của 63 tỉnh thành phố ở Việt Nam đang có xu hướng giảm xuống và mức thu nhập bình quân cũng đang tăng dần lên. Hình 1 cho thấy sự thay đổi của thu nhập bình quân đầu người theo ngũ phân vị trên nền phân bố địa lý của năm 2017 so với năm 2005. Các khu vực có mức nhập cao (ở mức phân vị số 4, 5) ở năm 2017 có xu hướng nhiều hơn năm 2005, thêm vào đó, những khu vực có thu nhập cao cũng dần chuyển sang mức thu nhập cao hơn, gần như đồng màu hơn. Nhìn chung mức thu nhập bình quân của các địa phương đã có mức tăng đáng kể.

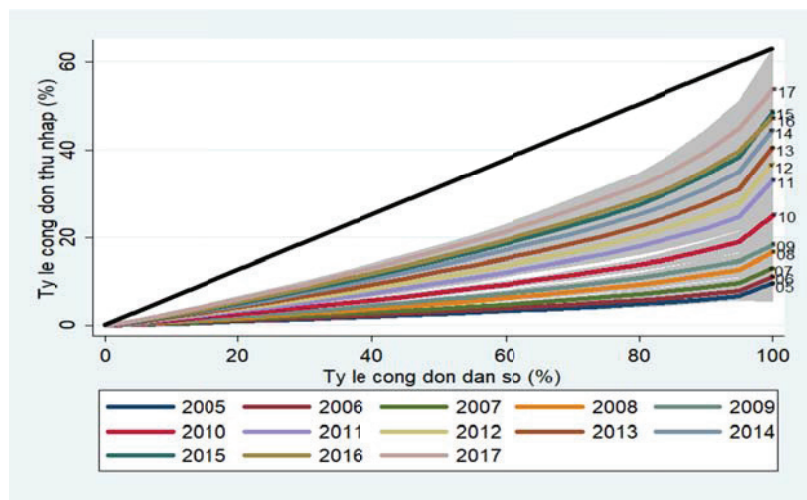
Đáng chú ý là đồ thị này cho thấy một hiệu ứng về màu sắc rõ rệt, sự lan tỏa màu làm cho những khu vực có mức màu nhạt hơn ở năm 2005 đã tăng dần độ đậm ở năm 2017. Kết quả này hàm ý có bằng chứng cho thấy khoảng cách về thu nhập bình quân giữa các địa phương đang thu hẹp dần (các mức độ màu nhạt đậm thể hiện các mức trong ngũ phân vị của thu nhập, mức độ màu tăng dần từ nhạt đến đậm tương ứng với mức

Hình 1: Phân bố địa lý về mức thu nhập bình quân đầu người theo ngũ phân vị các năm 2005 và 2017



Ghi chú: Năm mức màu được mã hóa theo ngũ phân vị của mức thu nhập bình quân đầu người theo mỗi năm.

Hình 2: Đường cong Lorenz theo thời gian trong giai đoạn 2005-2017

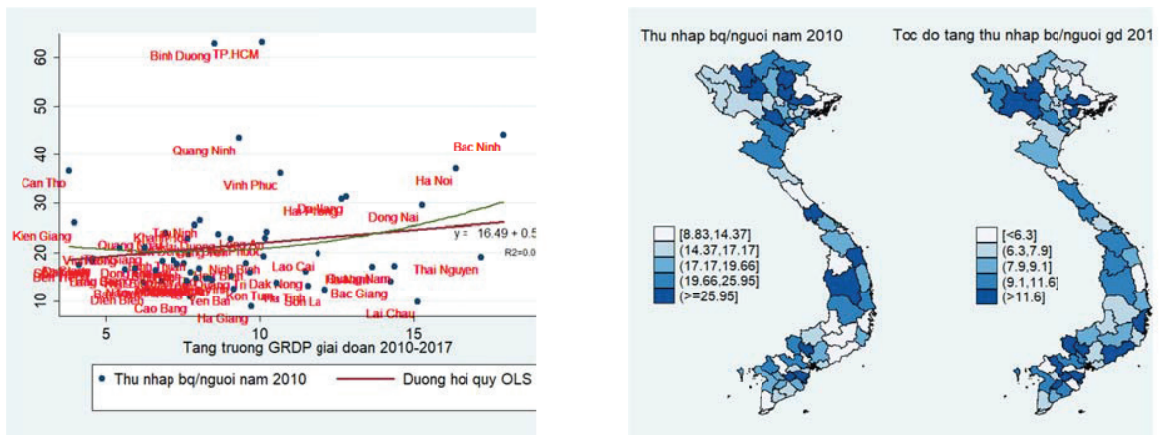


phân vị từ 1 đến 5.

Hơn thế, Hình 2 cho thấy thực tế qua thời gian, đường cong Lorenz (Lorenz, 1905) dần có độ lõm giảm xuống, độ lõm của đường Lorenz càng giảm thì mức độ bất bình đẳng trong phân phối thu nhập càng giảm, điều này hàm ý rằng mức chênh lệch thu nhập qua thời gian thực tế đang giảm xuống, cổ súy cho ý tưởng về sự hội tụ trong thu nhập đang diễn ra (Blöchliger et al., 2016).

Cùng với đó, đồ thị Hình 3 thể hiện sự tồn tại mối quan hệ giữa tốc độ tăng trưởng kinh tế trong thời gian dài với thu nhập bình quân đầu người năm 2010. Ngoài ra, đồ thị còn cho thấy thành quả kinh tế của các địa phương trong cả nước là rất khác nhau (tính từ năm 2010). Một số địa phương là trung tâm hành chính, hoặc giàu tài nguyên cho thấy tốc độ tăng trưởng cao, còn lại phần lớn các địa phương thuộc khu vực nông thôn, miền núi, vùng cao, vùng xa và ít có điều kiện thuận lợi về mặt địa kinh tế đều ghi nhận một mức tăng trưởng

Hình 3: Mức thu nhập bình quân đầu người năm 2010 và tăng trưởng kinh tế giai đoạn 2010-2017



Ghi chú: Đồ thị vẽ cho 62 tỉnh, thành phố, tỉnh Bà Rịa - Vũng Tàu được loại ra khỏi mẫu vì lý do nguồn thu từ dầu mỏ quá lớn.

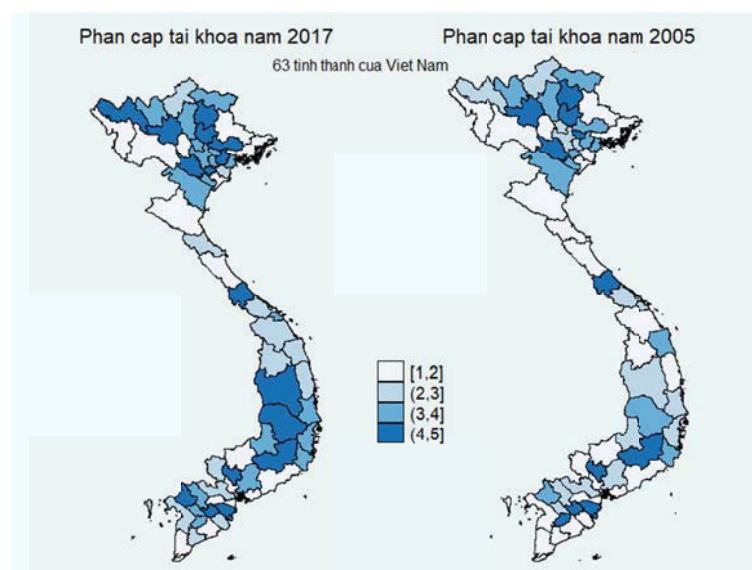
ổn định và ngang bằng nhau. Tốc độ tăng trưởng bình quân đầu người của những địa phương nghèo, bằng hoặc thấp hơn tốc độ tăng trưởng của những địa phương giàu có thể là do lực lượng lao động tăng trưởng nhanh hoặc do các yếu tố khác (chi tiêu ngân sách, phân cấp tài khóa, chính trị,...).

Sản lượng trên mỗi trạng thái lao động ở trạng thái dừng cũng thay đổi theo tỉ lệ tiết kiệm và tăng trưởng lực lượng lao động. Nếu tỉ lệ tiết kiệm, tốc độ tăng trưởng lực lượng lao động và khấu hao vốn là như nhau ở tất cả các địa phương thì sự hội tụ không điều kiện sẽ xảy ra (Barro & Sala-i, 1991). Không chỉ vậy, mô tả về mặt không gian còn cung cấp bằng chứng cho thấy những địa phương giàu hơn thì có mức tăng trưởng bình quân giai đoạn lại thấp hơn những địa phương nghèo. Điều này hàm ý tồn tại hiệu ứng bất kịp hay sự hội tụ trong thu nhập giữa các địa phương.

4.2. Mức độ phân cấp tài khóa

Hình 4 thể hiện sự thay đổi trong mức độ phân cấp tài khóa giữa các năm 2005 và 2017. So với năm đầu của giai đoạn nghiên cứu, mức độ phân cấp tài khóa của hầu hết các địa phương trong cả nước đã có hướng

Hình 4: Phân cấp tài khóa theo phân bố địa lý các năm 2017 và 2005



Ghi chú: 5 mức độ màu thể hiện ngũ phân vị của mức độ phân cấp tài khóa ở từng năm.

Chỉ số phân cấp tài khóa được đo lường theo phương trình số (4) được phát triển bởi Vo (2018).

thay đổi theo mức độ phân cấp tăng cao hơn. Mô tả không gian cho thấy các mảng màu đã đậm hơn ở rất nhiều khu vực so với năm 2005. Điều này hàm ý rằng trong giai đoạn nghiên cứu, phân cấp tài khóa đã có sự thay đổi rõ rệt trên toàn bộ các khu vực nghiên cứu qua thời gian.

4.3. Ảnh hưởng của phân cấp tài khóa lên sự hội tụ thu nhập

Để làm rõ tác động của phân cấp tài khóa đối với sự hội tụ thu nhập, nghiên cứu này tiến hành quan sát sự thay đổi của chỉ số hội tụ và chỉ số Half-life khi có sự xuất hiện tác động của phân cấp tài khóa. Áp dụng mô hình không gian SDM theo phương pháp tĩnh và động cho thấy sự khác nhau trong mức độ hội tụ khi có tính đến yếu tố thời gian (mô hình động), và kết quả nghiên cứu cũng chỉ ra được tác động trực tiếp và gián tiếp, ngắn hạn và dài hạn của phân cấp tài khóa đến hội tụ thu nhập. Kết quả nghiên cứu cũng được vượt qua kiểm định hiệu ứng ngẫu nhiên trên mô hình hiệu ứng cố định khi $p_value < 0,05$.

Bảng 1 cho thấy tại cột (2) và cột (7), mô hình SDM được thực hiện trong điều kiện không có biến phân cấp và biến kiểm soát. Các cột (3), (4), (5), (6), (8), (9), (10), (11) kiểm định mô hình tĩnh và động xem xét kết quả hội tụ có điều kiện trước và sau khi đưa yếu tố phân cấp tài khóa vào mô hình. Kết quả nghiên cứu cho thấy thu nhập bình quân đầu người của Việt Nam có xu hướng hội tụ (cả hội tụ không điều kiện và có điều kiện) ở mức ý nghĩa đáng kể. Ví dụ, chỉ số hội tụ là 10% (cột 9) có nghĩa dưới tác động của phân cấp tài khóa FD1 thì mức độ hội tụ 10%, tương tự là 6% (cột 10). Kết quả tìm được tương đồng với các kết quả nghiên cứu trước đó về hội tụ thu nhập tại Việt Nam qua các giai đoạn khác nhau như Bentzen & Tung (2020), Nguyễn Văn Công & Nguyễn Việt Hưng (2014), Le & Nguyen (2018), Minh & Khanh (2013), Vu et al. (2018).

Kết quả chỉ số Half-life cho biết tốc độ hội tụ ở các mô hình cho thấy phân cấp tài khóa làm cho hội tụ thu nhập diễn ra nhanh hơn. Cụ thể, chỉ số Half-life (cột 8) là 68 năm, trong khi chỉ số Half-life ở cột (9) là 7 năm và chỉ số Half-life ở cột (10) là 11 năm. Một điểm lưu ý khác, các mô hình tĩnh cho thấy tốc độ hội tụ đạt được lớn hơn rất nhiều so với tốc độ hội tụ đạt được trong các mô hình động, hàm ý sự ảnh hưởng của biến số thời gian đối với sự hội tụ thu nhập là có ý nghĩa đáng kể, nên được đưa vào quan sát trong phân tích các thành phần tạo ra sự hội tụ.

Xét về các thang đo của biến phân cấp tài khóa, kết quả phân tích còn chỉ ra các loại phân cấp khác nhau cho thấy sự ảnh hưởng của phân cấp đến sự hội tụ thu nhập là khác nhau. Kết quả nghiên cứu cho thấy phân cấp thu ngân sách làm đẩy nhanh tốc độ hội tụ hơn so với phân cấp chi và phân cấp tổng hợp do Vo (2009) phát triển.

Bảng 2 thể hiện kết quả phân tích chỉ số hội tụ thu nhập và chỉ số Half-life trong ngắn hạn và dài hạn, theo cách tiếp cận trực tiếp và gián tiếp. Kết quả nghiên cứu cho thấy chỉ số hội tụ thu nhập và chỉ số Half-life trong mô hình động khi có đưa biến phân cấp tài khóa vào mô hình luôn thấp hơn khi không đưa biến phân cấp tài khóa vào mô hình. Hàm ý rằng với tác động của phân cấp tài khóa thì mức độ hội tụ sẽ nhiều hơn xét trong ngắn hạn và dài hạn, và sự hội tụ này diễn ra ngay tại địa phương (trực tiếp) và lan tỏa ra các địa phương (gián tiếp). Ví dụ, tác động trực tiếp tại địa phương trong dài hạn khi không có phân cấp là (cột 8) là 8% nhưng khi có sự phân cấp tài khóa thì tác động trực tiếp là 47%.

Chỉ số Half-life ở Bảng 2 càng cao thì thời gian cần thiết để các nền kinh tế đạt trạng thái dừng là càng dài và ngược lại. Chỉ số này ở mô hình động luôn cao hơn mô hình tĩnh. Điều này có nghĩa là trong cả dài hạn và ngắn hạn, phân cấp đã góp phần thúc đẩy nhanh hơn việc diễn ra trạng thái dừng, hay đẩy nhanh sự hội tụ xảy ra hơn. Cụ thể, tại cột (8) thì thời gian hội tụ thu nhập diễn ra khi không có phân cấp xét trong địa phương đó là 9 năm, và quá trình hội tụ này lan tỏa là 1 năm, trong khi tại cột (9) khi có phân cấp tài khóa thì thời gian hội tụ sẽ nhanh hơn chỉ mất 2 năm tại địa phương và lan tỏa cho các địa phương xung quanh là 2 năm.

Bảng 1: Tóm tắt kết quả ước tính bằng mô hình SDM

Nội dung (1)	Mô hình tĩnh			Mô hình động						
	Hội tụ không điều kiện (2)	Không có FD (3)	Hội tụ có điều kiện Có FD1 (4)	Có FD2 (5)	Có FD3 (6)	Hội tụ không điều kiện (7)	Không có FD (8)	Có FD1 (9)	Có FD2 (10)	Có FD3 (11)
Ldelta_lny						0,7870*** (0,027)	0,8249*** (0,028)	0,7204*** (0,027)	0,7731*** (0,028)	0,7796*** (0,028)
lny	-0,4094*** (0,020)	-0,3791*** (0,020)	-0,5290*** (0,018)	-0,4302*** (0,020)	-0,4232*** (0,020)	-0,0325 (0,020)	-0,0101 (0,020)	-0,1002*** (0,020)	-0,0611*** (0,021)	-0,0534*** (0,021)
FD			-3,0721*** (0,001)	-7,6949*** (0,001)	-7,3637*** (0,001)			-2,0488*** (0,001)	-4,0060*** (0,001)	-3,9680*** (0,001)
gi		0,0004 (0,000)	(0,282) 0,0005*	(0,920) 0,0003	(0,921) 0,0003		0,0004 (0,000)	(0,232) 0,0004*	(0,769) 0,0003	(0,760) 0,0003
rlabour		-0,0054*** (0,001)	-0,0053*** (0,001)	-0,0052*** (0,001)	-0,0051*** (0,001)		-0,0008 (0,001)	(0,000) (0,001)	(0,000) (0,001)	(0,000) (0,000)
								-0,0017** (0,001)	-0,0010 (0,001)	-0,0008 (0,001)
wlny	-0,0857 (0,058)	-0,1408** (0,059)	0,2184*** (0,053)	-0,0383 (0,059)	-0,0497 (0,059)	-0,1263** (0,052)	-0,1471*** (0,052)	-0,0422 (0,053)	-0,1103** (0,054)	-0,1193** (0,053)
wFD			4,8607*** (1,028)	3,7888 (3,458)	3,4357 (3,461)			2,1511** (0,952)	0,3864 (2,825)	-1,5482 (2,786)
wgi		-0,0007 (0,001)	0,0004 (0,001)	-0,0010 (0,001)	-0,0010 (0,001)		0,0021** (0,001)	0,0017** (0,001)	0,0018** (0,001)	0,0017** (0,001)
wrlabour		0,0084*** (0,002)	0,0082*** (0,002)	0,0084*** (0,002)	0,0084*** (0,002)		0,0040*** (0,001)	0,0052*** (0,001)	0,0041*** (0,001)	0,0040*** (0,001)
rho	0,6356*** (0,071)	0,6215*** (0,070)	0,7172*** (0,068)	0,6389*** (0,069)	0,6383*** (0,069)	0,0784 (0,068)	0,0524 (0,067)	0,1723** (0,067)	0,0765 (0,068)	0,0668 (0,068)
sigma2_e	0,0180*** (0,001)	0,0171*** (0,001)	0,0159*** (0,001)	0,0157*** (0,001)	0,0158*** (0,001)	0,0109*** (0,001)	0,0103*** (0,001)	0,0090*** (0,000)	0,0098*** (0,000)	0,0098*** (0,000)
-ln(1+beta)	0,5266 (0,001)	0,4766 (0,001)	0,7529 (0,001)	0,5625 (0,001)	0,5503 (0,001)	0,0330 (0,001)	0,0102 (0,001)	0,1056 (0,000)	0,0630 (0,000)	0,0549 (0,000)
Chi số Half-life	1,316	1,454	0,921	1,232	1,260	20,979	68,281	6,565	10,994	12,631
Số quan sát	756	756	756	756	756	693	693	693	693	693
R-bình phương	0,911	0,524	0,846	0,587	0,584	0,913	0,919	0,927	0,919	0,914
Số địa phương	63	63	63	63	63	63	63	63	63	63
AIC	-599,70	-890,77	-740,12	-954,17	-948,71	-1217,96	-1244,60	-1335,40	-1278,14	-1277,50
BIC	-571,90	-853,75	-684,58	-907,89	-902,43	-1195,26	-1203,73	-1285,44	-1228,20	-1227,54

Ghi chú: - $\ln(1+\beta)$ đại diện cho tốc độ hội tụ thu nhập.*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Bảng 2: Kiểm tra ảnh hưởng của phân cấp tài khóa lên tốc độ hội tụ thu nhập và chỉ số Half-Life

Nội dung (1)	Mô hình tĩnh			Mô hình động						
	Hội tụ không điều kiện (2)	Không có FD (3)	Hội tụ có điều kiện Có FD1 (4)	Có FD2 (5)	Có FD3 (6)	Hội tụ không điều kiện (7)	Không có FD (8)	Có FD1 (9)	Có FD2 (10)	Có FD3 (11)
<i>Coefficient of tny variable in estimations</i>										
Đại hạn	Trực tiếp	-0,4279*** (0,019)	-0,3986*** (0,019)	-0,5393*** (0,017)	-0,4471*** (0,019)	-0,4404*** (0,019)	-0,1714* (0,093)	-0,3786*** (0,072)	-0,2846*** (0,093)	-0,2566*** (0,095)
	Gián tiếp	-0,2788*** (0,020)	-0,2997*** (0,023)	-0,1405*** (0,019)	-0,2522*** (0,021)	-0,2575*** (0,021)	-0,4326*** (0,114)	-0,5661** (0,237)	-0,3817*** (0,115)	-0,3975*** (0,116)
	Tổng	-0,7067*** (0,013)	-0,6983*** (0,016)	-0,6799*** (0,016)	-0,6993*** (0,014)	-0,6979*** (0,014)	-0,6041*** (0,142)	-0,6432*** (0,144)	-0,6662*** (0,141)	-0,6542*** (0,141)
	Trực tiếp						-0,0335* (0,020)	-0,1012*** (0,020)	-0,0619*** (0,021)	-0,0542*** (0,020)
Ngắn hạn	Trực tiếp						-0,0700*** (0,025)	-0,0791*** (0,028)	-0,0632*** (0,027)	-0,0673*** (0,027)
	Gián tiếp						-0,1035*** (0,027)	-0,0899*** (0,027)	-0,1251*** (0,027)	-0,1214*** (0,027)
	Tổng									
	Trực tiếp									
Tốc độ hội tụ	Trực tiếp	0,5584	0,5085	0,7750	0,5926	0,5805	0,1880	0,0802	0,3349	0,2965
	Gián tiếp	0,3268	0,3562	0,1514	0,2906	0,2977	0,5667	0,8349	0,3669	0,4808
	Tổng	1,2266	1,1983	1,1391	1,2016	1,1970	0,9266	1,0306	1,1577	1,0619
	Trực tiếp						0,0341	0,1067	0,0639	0,0557
Ngắn hạn	Trực tiếp						0,0726	0,0824	0,0349	0,0653
	Gián tiếp									
	Tổng						0,1093	0,0942	0,1336	0,1294
	Trực tiếp									
Chỉ số Half-life	Trực tiếp	1,241	1,363	0,894	1,170	1,194	3,687	1,457	2,070	2,338
	Gián tiếp	2,121	1,946	4,578	2,385	2,328	1,223	0,830	1,442	1,368
	Tổng	0,565	0,578	0,608	0,577	0,579	0,748	0,673	0,599	0,653
	Trực tiếp						20,342	63,833	6,497	10,848
Ngắn hạn	Trực tiếp						9,551	8,412	19,860	10,617
	Gián tiếp									
	Tổng						6,344	7,358	4,764	5,186
	Số quan sát	756	756	756	756	756	693	693	693	693
R-bình phương	R-bình phương	0,911	0,524	0,846	0,587	0,584	0,913	0,919	0,919	0,914
	Số tính	63	63	63	63	63	63	63	63	63
	Tổng									
	Trực tiếp									

Ghi chú: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Nguồn: Kết quả nghiên cứu

5. Kết luận

Sử dụng bộ dữ liệu bảng không gian của 63 tỉnh thành trong cả nước giai đoạn 2006-2017 để kiểm chứng giả thuyết về sự thay đổi hội tụ thu nhập khi có tác động từ phân cấp tài khóa. Kết quả ước cho thấy có sự hội tụ diễn ra nhanh khi có yếu tố phân cấp tài khóa trong mô hình hơn so với trường hợp không có yếu tố phân cấp tài khóa và hiệu ứng lan tỏa của phân cấp tài chính gián tiếp lớn như hiệu ứng trực tiếp hàm ý rằng việc tăng cường phân cấp tài chính ảnh hưởng đến thu nhập bình quân đầu người. Kết quả thu được từ nghiên cứu khi so sánh giữa hai mô hình tĩnh và mô hình động còn cho thấy ảnh hưởng đáng kể của yếu tố thời gian đối với sự hội tụ thu nhập. Nghiên cứu này cung cấp bằng chứng thực nghiệm góp phần gợi ý liên quan đến chính sách, thể chế phân cấp tài khóa của Việt Nam. Từ kết quả nghiên cứu, bài viết có một số hàm ý như sau:

- Sự hội tụ thu nhập khi có tác động của phân cấp tài khóa là cao hơn trường hợp không có tác động của phân cấp tài khóa trong ngắn hạn và dài hạn. Hàm ý rằng khi xây dựng chiến lược phát triển kinh tế xã hội, địa phương nên xem xét yếu tố không gian và thời gian trong việc đạt được trạng thái cân bằng thu nhập bình quân đầu người giữa các địa phương.

- Dưới tác động của phân cấp tài khóa, những tỉnh có chỉ số hội tụ cao hơn thì chỉ số Half-life có xu hướng càng nhỏ, cho thấy khả năng bắt kịp các tỉnh thu nhập cao hơn nhanh hơn cả trong ngắn hạn và dài hạn. Điều này gợi ý trong chính sách đầu tư phát triển của các địa phương nên tập trung vào các ngành trọng điểm. Thí dụ, việc đầu tư vào hạ tầng giao thông sẽ có dư địa tác động đến các ngành kinh tế khác từ đó gia tăng thu nhập bình quân đầu người và rút ngắn khoảng cách chênh lệch thu nhập với các địa phương khác.

Ghi chú:

¹. Luật số 47-L/CTN ngày 20 tháng 3 năm 1996 của Quốc Hội về Luật Ngân sách nhà nước.

². Luật số 83/2015/QH13 ngày 25 tháng 6 năm 2015 của Quốc Hội về Luật Ngân sách nhà nước.

³. Ma trận W đại diện cho ma trận trọng số không gian $n \times n$ được thiết lập dưới dạng ma trận trọng số liên kề được đề xuất bởi Baicker (2005), các phần tử trên dòng i và cột j của ma trận nhận giá trị 1 nếu các địa phương thứ i và thứ j có tiếp giáp với nhau và nhận giá trị 0 cho các trường hợp khác.

Tài liệu tham khảo:

- Akai, N. & Sakata, M. (2002), 'Fiscal decentralization contributes to economic growth: evidence from state-level cross-section data for the United States', *Journal of Urban Economics*, 52(1), 93-108.
- Arbia, G., Basile, R. & Piras, G. (2005), 'Using spatial panel data in modelling regional growth and convergence', *ISAE Working Paper No 55*, ISAE.
- Baicker, K. (2005), 'The spillover effects of state spending', *Journal of Public Economics*, 89, 529-544.
- Baltagi, B.H., Egger, P. & Pfaffermayr, M. (2013), 'A generalized spatial panel data model with random effects', *Econometric Reviews*, 32(5-6), 650-685.
- Barro, R.J. & Sala-i-Martin, X. (1991), 'Convergence across states and regions', *Brookings Papers on Economic Activity*, 22(1), 107-182.
- Barro, R.J. & Sala-i-Martin, X. (1992), 'Convergence', *Journal of Political Economy*, 100(2), 223-251.
- Bentzen, J. & Tung, L.T. (2020), 'Regional income convergence in an emerging Asian economy: empirical evidence from Vietnam', *Post-Communist Economies*, 1-15.
- Blöchliger, H., Bartolini, D. & Stossberg, S. (2016), 'Does fiscal decentralisation foster regional convergence?', *OECD economic policy paper No. 17*, OECD.
- Capello, R. (2009), 'Spatial spillovers and regional growth: A cognitive approach', *European Planning Studies*, 17(5), 639-658.
- Davoodi, H. & Zou, H.F. (1998), 'Fiscal decentralization and economic growth: A cross-country study', *Journal of*

- Diệp Gia Luật & Nguyễn Đào Anh (2019), 'Tác động của phân cấp tài khóa đến tăng trưởng kinh tế địa phương ở Việt Nam', *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 30(7), 5-20.
- Ganaie, A.A., Bhat, S.A., Kamaiah, B. & Khan, N.A. (2018), 'Fiscal decentralization and economic growth: Evidence from Indian states', *South Asian Journal of Macroeconomics and Public Finance*, 7(1), 83-108.
- Gerschenkron, A. (1962), *Economic Backwardness in Historical Perspective: A Book of Essays*, Cambridge, MA: Belknap Press of Harvard University Press.
- Hailemariam, A. & Dzhumashev, R. (2019), 'Fiscal equalization and composition of subnational government spending: implications for regional convergence', *Regional Studies*, 53(4), 587-601.
- Islam, N. (2003), 'What have we learnt from the convergence debate?', *Journal of Economic Surveys*, 17(3), 309-362.
- Le, C.V. & Nguyen, H.Q. (2018), 'The impact of foreign direct investment on income convergence: Evidence from provinces of Vietnam', *Southeast Asian Journal of Economics*, 6(1), 71-89.
- Lesage, J.P. & Fischer, M.M. (2008), 'Spatial growth regressions: Model specification, estimation and interpretation', *Spatial Economic Analysis*, 3(3), 275-304.
- Lin, J.Y. & Liu, Z. (2000), 'Fiscal decentralization and economic growth in China', *Economic Development and Cultural Change*, 49(1), 1-21.
- Liu, J., Hu, X. & Tang, H. (2016), 'Fiscal decentralization and regional financial efficiency: An empirical analysis of spatial durbin model', *Discrete Dynamics in Nature and Society*, 16, 1-14.
- Lorenz, M.O. (1905), 'Methods of measuring the concentration of wealth', *American Statistical Association*, 9(70), 209-219.
- Lozano-Espitia, I. & Julio, J. (2015), 'Fiscal decentralization and economic growth: Evidence from regional-level panel data for Colombia', *Banco de la República working paper Núm. 865*, Banco de la República.
- McKinnon, R.I. (1997), 'The logic of market-preserving federalism', *Virginia Law Review*, 83(7), 1573-1580.
- Minh, N. & Khanh, P. (2013), 'Forecasting the convergence state of per capital income in Vietnam', *American Journal of Operations Research*, 03, 487-496.
- Mur, J. & Angulo, A. (2006), 'The spatial durbin model and the common factor tests', *Spatial Economic Analysis*, 1(2), 207-226.
- Nguyễn Văn Công & Nguyễn Việt Hưng (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, 36-41.
- Oates, W.E. (1972), *Fiscal federalism*, New York: Harcourt Brace Jovanovich.
- Oates, W.E. (1993), 'Fiscal decentralization and economic development', *National Tax Journal*, 46(2), 237-243.
- Oates, W.E. (1999), 'An essay on fiscal federalism', *Journal of Economic Literature*, 37(3), 1120-1149.
- Ogawa, H. & Yakita, S. (2009), 'Equalization transfers, fiscal decentralization, and economic growth', *FinanzArchiv: Public Finance Analysis*, 65, 122-140.
- Ord, K. (1975), 'Estimation methods for models of spatial interaction', *Journal of the American Statistical Association*, 70(349), 120-126.
- Padovano, F. (2007), *The Politics and Economics of Regional Transfers : Decentralization, Interregional Redistribution and Income Convergence*, Cheltenham, United Kingdom: Edward Elgar Publishing Ltd.
- Qian, Y. & Weingast, B.R. (1997), 'Federalism as a commitment to perserving market incentives', *The Journal of Economic Perspectives*, 11(4), 83-92.
- 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.
- Swan, T.W. (1956), 'Economic growth and capital accumulation', *Economic Record*, 32(2), 334-361.
- ThießEn, U. (2003), 'Fiscal decentralisation and economic growth in high-income OECD countries', *Fiscal Studies*,

- Trần Phạm Khánh Toàn (2015), 'Phân cấp tài khóa và tăng trưởng kinh tế: minh chứng ở Việt Nam', *Tạp chí khoa học Trường Đại học Mở Kinh tế thành phố Hồ Chí Minh*, 10(1), 111-118.
- Vo, D.H. (2008), 'Fiscal decentralisation indices: a comparison of two approaches', *Rivista di diritto finanziario e scienza delle finanze*, 92(3), 295-323.
- Vo, D.H. (2009), 'Fiscal decentralisation in Vietnam: lessons from selected Asian nations', *Journal of the Asia Pacific Economy*, 14(4), 399-419.
- Vo, D.H. (2010), 'The economics of fiscal decentralization', *Journal of Economic Surveys*, 24, 657-679.
- Vu, B., Hoang, V.N. & Nghiem, S. (2018), 'Provincial divergence and sub-group convergence in Vietnam's GDP per capita', *Journal of Economic Research*, 23, 81-107.
- World Bank (2015), *Making the whole greater than the sum of the parts: A review of fiscal decentralization in Vietnam*, The World Bank.
- Wu, Y. & Heerink, N. (2016), 'Foreign direct investment, fiscal decentralization and land conflicts in China', *China Economic Review*, 38, 92-107.
- Yilmaz, S. (1999), 'The impact of fiscal decentralization on macroeconomic performance', *Proceeding of Annual Conference on Taxation and Minutes of the Annual Meeting of the National Tax Association*, EURINT, 251-260.
- Yushkov, A. (2015), 'Fiscal decentralization and regional economic growth: Theory, empirics, and the Russian experience', *Russian Journal of Economics*, 1(4), 404-418.
- Zhang, T. & Zou, H.F. (1998), 'Fiscal decentralization, public spending, and economic growth in China', *Journal of Public Economics*, 67(2), 221-240.