

Hội tụ Sigma dưới tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài

HOÀNG MẠNH HÙNG*

NGÔ NỮ MAI QUỲNH**

LÊ THY HÀ VÂN***

Tóm tắt

Nghiên cứu này nhằm kiểm tra sự hội tụ Sigma (σ) đối với GDP bình quân đầu người và tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) đến mức độ hội tụ trong nền kinh tế Việt Nam dưới sự kiểm soát của các yếu tố vốn đầu tư trong nước (INV) và yếu tố lao động (EMP). Sử dụng dữ liệu giai đoạn 1991-2020 để phân tích và ước lượng các mô hình, kết quả cho thấy, hội tụ σ tồn tại rõ ràng nhất trong giai đoạn 2004-2009, giai đoạn 1991-2003 diễn ra sự phân kỳ, giai đoạn còn lại ít có sự biến động. Bên cạnh đó, từ kiểm định đường bao thông qua mô hình tự hồi quy phân phối trễ (ARDL) cho thấy, FDI và các yếu tố được đưa vào mô hình đều có tác động làm giảm mức độ phân tán GDP bình quân đầu người giữa các địa phương trong ngắn hạn và dài hạn, ngoại trừ EMP chỉ có tác động trong dài hạn.

Từ khóa: hội tụ sigma, đầu tư trực tiếp nước ngoài, yếu tố lao động, kinh tế Việt Nam

Summary

This paper aims to examine sigma (σ) convergence of GDP per capita and effect of foreign direct investment (FDI) on the degree of convergence in Vietnamese economy under the control of some factors including domestic investment and labor. The study uses data for the period 1991-2020 to analyze and estimate models. Results show that σ convergence existed most clearly in the period 2004-2009 whereas there was a divergence during the period 1991-2003. The remaining period had little variation. In addition, from the test of the contour through ARDL model, it shows that FDI and factors included in the model have an influence on reducing the dispersion of GDP per capita among localities in the short term and long term, except for labor factor having long-term effect only.

Keywords: sigma convergence, foreign direct investment, labor factor, Vietnamese economy

GIỚI THIỆU

Cũng giống như các khu vực hay các quốc gia khác trên thế giới, sẽ có những lợi ích về lý thuyết và thực tiễn trong việc nghiên cứu sự hội tụ kinh tế giữa các địa phương của Việt Nam liên quan đến các chỉ số kinh tế vĩ mô nhất định. Kể từ khi bắt đầu thực hiện cải cách nền kinh tế vào năm 1986, nước ta đã đạt được những thành công với tốc độ tăng trưởng bình quân hàng năm luôn ở mức cao hơn nhiều so với mức tăng trưởng của các nền kinh tế phát triển và nhiều quốc gia khác. Tuy nhiên, sự bất bình đẳng thu nhập ở các địa phương của Việt Nam đã gia tăng với khả năng phân hóa tăng trưởng giữa các tỉnh, thành phố. Đồng thời, cũng có sự hội tụ thu nhập bình quân đầu người giữa các tỉnh của Việt Nam. Thực tế cho thấy, kết quả của sự hội tụ hay phân kỳ phụ thuộc vào cách tiếp cận sự hội tụ, khoảng thời gian nghiên cứu hay phương pháp ước lượng mô hình thực nghiệm. Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả sử dụng khái niệm hội tụ σ để xem xét vấn đề hội tụ và đánh giá tác động

của FDI lên quá trình hội tụ cho nền kinh tế Việt Nam. Bài viết tính toán đến cả chỉ số hội tụ có trọng số để phản ánh tốt hơn hình thái của hội tụ σ .

CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Cơ sở lý thuyết

Theo các tài liệu nghiên cứu kinh tế, có hai khái niệm hội tụ khác nhau được sử dụng khá rộng rãi, đó là hội tụ Beta (β) và hội tụ σ . Hội tụ β đề cập đến một quá trình trong đó các khu vực nghèo phát triển nhanh hơn các khu vực giàu và do đó, sẽ bắt kịp các khu vực này. Khái niệm hội tụ β có liên quan trực tiếp đến lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển (Solow, 1956), trong đó, một giả định chính là các yếu tố sản xuất, đặc biệt là vốn, phải

*, **, ***, Trường Đại học Quy Nhơn

Ngày nhận bài: 21/01/2021; Ngày phản biện: 20/03/2021; Ngày duyệt đăng: 25/03/2021

tuân theo quy luật lợi tức giảm dần. Theo đó, quá trình tăng trưởng cần đưa các nền kinh tế đến trạng thái ổn định trong dài hạn, đặc trưng bởi tốc độ tăng trưởng chỉ phụ thuộc vào tốc độ tiến bộ công nghệ và tăng trưởng lực lượng lao động (yếu tố ngoại sinh). Lợi tức giảm dần cũng ngụ ý rằng, tốc độ tăng trưởng của các nền kinh tế nghèo sẽ cao hơn và mức thu nhập và/hoặc GDP bình quân đầu người của họ phải theo kịp mức thu nhập của các nền kinh tế giàu có. Khi tất cả các nền kinh tế được giả định hội tụ hướng đến cùng một trạng thái ổn định (theo GDP bình quân đầu người và tốc độ tăng trưởng), thì hội tụ β được gọi là tuyệt đối. Tuy nhiên, trạng thái ổn định có thể phụ thuộc vào các đặc điểm cụ thể của từng nền kinh tế, trong trường hợp đó, sự hội tụ sẽ vẫn diễn ra, nhưng không nhất thiết phải ở cùng các mức độ trong dài hạn. Đây sẽ là trường hợp khi GDP bình quân đầu người được cho là phụ thuộc vào hàng loạt các yếu tố quyết định như các yếu tố nguồn lực hoặc thể chế, có thể thay đổi từ nền kinh tế này sang nền kinh tế khác ngay cả ở dài hạn. Trường hợp này được gọi là hội tụ β có điều kiện.

Trong khi hội tụ β tập trung vào việc phát hiện quá trình bất kỳ có thể xảy ra, hội tụ σ chỉ đơn giản là đề cập đến việc giảm chênh lệch thu nhập giữa các khu vực theo thời gian. Hai khái niệm này tất nhiên có quan hệ mật thiết với nhau. Về mặt hình thức, hội tụ β là điều kiện cần, nhưng không phải là điều kiện đủ cho hội tụ σ . Về mặt trực quan, điều này là do các nền kinh tế có thể hội tụ về phía nhau, nhưng các cú sốc ngẫu nhiên đẩy chúng ra xa nhau hoặc bởi lý do khác là trong trường hợp hội tụ β có điều kiện, các nền kinh tế có thể hội tụ hướng đến các trạng thái ổn định khác nhau. Những đặc tính nêu trên cùng với một số hạn chế của phương pháp tiếp cận hội tụ đã khiến một số nhà kinh tế cho rằng, khái niệm hội tụ σ bộc lộ rõ hơn thực tế, vì nó mô tả trực tiếp sự phân phối thu nhập giữa các nền kinh tế mà không dựa trên ước tính của một mô hình cụ thể.

Việc xác nhận sự hội tụ kinh tế là quan trọng và đáng quan tâm cả về lý luận và thực tiễn, chính vì thế, đã thu hút một lượng lớn các nghiên cứu để chỉ ra rằng có hay không sự hội tụ kinh tế giữa các khu vực hoặc quốc gia bằng cách sử dụng dữ liệu thực tế và các phương pháp thống kê khác nhau, đặc biệt là đối với

các nền kinh tế phát triển như Hoa Kỳ và các quốc gia thuộc Liên minh châu Âu (EU), nơi mà dữ liệu có chất lượng tốt thường phong phú hơn với khoảng thời gian dài hơn. Một số nghiên cứu thực nghiệm có sức ảnh hưởng lớn đối với các nghiên cứu hội tụ sau này, như: Barro và Sala-i-Martin (1992, 1995), Islam (1995), Sala-i-Martin (1996), Evans và Karras (1996a, 1996b), Evans (1997), Quah (1997).

Nghiên cứu của Le và Nguyen (2018) về hội tụ giữa 18 tỉnh ở Việt Nam giai đoạn 2000-2015 đã cung cấp bằng chứng cho thấy, sự phân kỳ thu nhập trong giai đoạn xem xét, sự phân hóa này đã giảm bớt ở giai đoạn 2006-2015 khi Việt Nam hội nhập mạnh mẽ với kinh tế thế giới. Các tác giả này cũng cho thấy, FDI dường như giúp giảm thiểu mức độ nghiêm trọng của quá trình phân kỳ thu nhập ở Việt Nam, tuy nhiên, đóng góp này còn khá yếu.

Hồ Đình Bảo và cộng sự (2020) lại tìm thấy tác động làm gia tăng bất bình đẳng thu nhập tại các địa phương của FDI trong giai đoạn 2010-2018.

Còn nghiên cứu của Nguyễn Văn Công và Nguyễn Việt Hưng (2014) sử dụng dữ liệu mảng của 63 tỉnh giai đoạn 2000-2012, kết quả của nghiên cứu cho thấy, sự hội tụ β tuyệt đối và có điều kiện.

Nghiên cứu của Trần Thị Tuấn Anh (2016) thông qua mô hình dữ liệu mảng không gian với dữ liệu giai đoạn 2011-2014 đã có những bằng chứng về sự hội tụ β tuyệt đối trong GDP bình quân đầu người.

Phương pháp nghiên cứu

Để đo lường hội tụ σ hay đo lường sự phân tán thu nhập giữa các địa phương trong cả nước, nghiên cứu sử dụng phương sai mẫu của chuỗi GDP bình quân đầu người được xác định, như sau:

$$\sigma_t^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [\log(y_{it}) - \mu_t]^2$$

Trong đó: $\log(y_{it})$ là log của GDP bình quân đầu người theo giá so sánh, μ_t biểu thị trung bình mẫu của $\log(y_{it})$. Nếu σ_t^2 giảm theo thời gian, thì chuỗi thu nhập mô tả hội tụ σ và mức độ phân tán thu nhập giữa các địa phương cũng giảm.

Hội tụ σ xảy ra giữa hai thời kỳ t và $t+k$ nếu điều kiện sau được thỏa mãn:

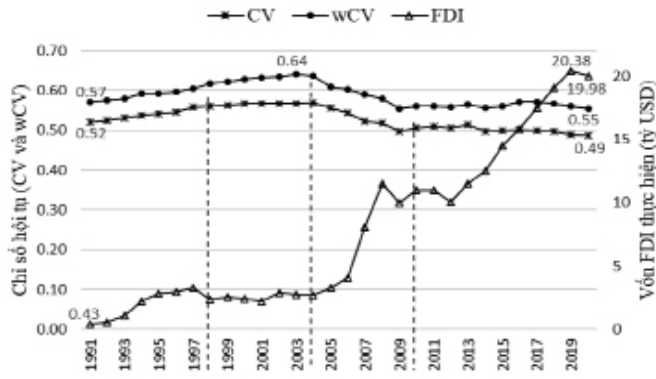
$$\sigma_t^2 > \sigma_{t+k}^2$$

Đối với các nghiên cứu thực nghiệm, hệ số biến thiên (CV) thường được dùng để đánh giá sự hội tụ σ . CV là tỷ lệ giữa độ lệch chuẩn so với giá trị trung bình được xác định bởi:

$$CV_t = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [\log(y_{it}) - \mu_t]^2}}{\mu_t}$$

Các nghiên cứu hội tụ sử dụng hệ số CV có xu hướng bỏ qua tầm quan trọng hay quy mô tương đối của mỗi khu vực và coi tất cả các quan sát theo khu vực là bình đẳng. Tuy nhiên, giả định này có thể dẫn đến kết quả không thực tế hoặc sai lệch. Phân tích hội tụ có thể có ý nghĩa hơn nếu nó bao gồm một cơ chế trọng số có tính đến quy mô của các vùng. Do vậy, trong nghiên cứu này, nhóm tác giả cũng tính toán cả hệ số thứ hai

HÌNH 1: BIẾN ĐỘNG CỦA PHÂN TÁN THU NHẬP VÀ FDI



Nguồn: Nghiên cứu của nhóm tác giả

tương tự như CV và có tính đến trọng số là quy mô dân số tương đối của mỗi địa phương. Hệ số này ký hiệu là wCV và được xác định, như sau:

$$\Delta CV_t = \sum_{k=1}^{p1} \beta_{1k} \Delta CV_{t-k} + \sum_{i=0}^{q1} \phi_{1i} \Delta FDI_{t-i} + \sum_{j=0}^{r1} \gamma_{1j} \Delta INV_{t-j} + \sum_{m=0}^{s1} \lambda_{1j} \Delta EMP_{t-m} + \delta_1 GDP_{t-1} + \delta_2 FDI_{t-1} + \delta_3 INV_{t-1} + \delta_4 EMP_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

Nhóm tác giả sẽ sử dụng chỉ số CV trong các mô hình kinh tế lượng. Với đặc điểm các chuỗi dữ liệu sử dụng trong mô hình là tích hợp bậc 0 và bậc 1, bên cạnh đó, khoảng thời gian sử dụng chỉ có 30 năm là chưa đủ lớn. Do vậy, phương pháp tiếp cận kiểm định đường bao (Bounds test) ARDL cho đồng liên kết được phát triển bởi Pesaran (1997), Pesaran và Shin (1999) và Pesaran và cộng sự (2001) được nhóm tác giả sử dụng để ước tính tác động của FDI và một số yếu tố khác đến mức độ hội tụ.

Để kiểm định sự tồn tại của mối quan hệ dài hạn giữa tất cả các biến trong phương trình ước lượng, mô hình ARDL với chỉ định dạng hàm tuyến tính của mối quan hệ dài hạn giữa mức độ hội tụ (đại diện bởi CV), FDI, INV và EMP có thể được biểu diễn, như sau:

$$CV_t = \alpha_2 + \sum_{k=1}^{p2} \beta_{2k} CV_{t-k} + \sum_{i=0}^{q2} \phi_{2i} FDI_{t-i} + \sum_{j=0}^{r2} \gamma_{2j} \Delta INV_{t-j} + \sum_{m=0}^{s2} \lambda_{2j} \Delta EMP_{t-m} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Nếu có bằng chứng về các mối quan hệ dài hạn (đồng liên kết) giữa các biến, bước tiếp theo là ước tính mô hình dài hạn và ngắn hạn dưới đây được trình bày trong các phương trình (2) và (3):

$$\Delta CV_t = \alpha_3 + \sum_{k=1}^{p3} \beta_{3k} \Delta CV_{t-k} + \sum_{i=0}^{q3} \phi_{3i} \Delta FDI_{t-i} + \sum_{j=0}^{r3} \gamma_{3j} \Delta INV_{t-j} + \sum_{m=0}^{s3} \lambda_{3j} \Delta EMP_{t-m} + \psi ECT_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (3)$$

Trong đó, ψ là hệ số của số hạng hiệu chỉnh sai số (ECT). Nó cho biết các biến hội tụ với tốc độ như thế nào đến sự cân bằng và phải mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê.

Để tính toán CV và wCV, nhóm tác giả sử dụng dữ liệu của 63 tỉnh, thành phố giai đoạn 1991-2020 được thu thập từ Tổng cục Thống kê. Số liệu cho năm 2020 mới chỉ là số liệu ước tính.

KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Phân tích thống kê

Hình 1 thể hiện biến động của hệ số đo lường hội tụ σ (CV và wCV) và nguồn vốn FDI thực hiện trong giai đoạn 1991-2020. Chỉ số wCV phản ánh mức độ phân tán cao hơn một chút so với CV, điều này khẳng định rằng, sự phân bố theo không gian của dân số ở các địa phương tác động rõ ràng đến thước đo hội tụ. Có thể thấy, mức độ tập trung dân số càng cao, thì mức độ chênh lệch GDP bình quân đầu người càng lớn. Hai hệ số CV và wCV cho thấy, cùng một kiểu biến động theo thời gian, chúng thể hiện xu hướng ở ba thời kỳ khác nhau. Thời kỳ 1991-2003, hai chỉ số này tăng liên tục cho thấy, sự gia tăng trong mức phân tán thu nhập hay không có sự hội tụ σ . Xu hướng ngược lại xảy ra trong thời kỳ 2004-2009, nó thể hiện sự hội tụ σ xảy ra ở thời kỳ này. Trong những năm cuối 2010-2020, phân tán thu nhập ít có sự biến động nhất, giữa năm đầu và cuối của thời kỳ các chỉ số chỉ chênh lệch nhau 0,1. Như vậy, trong thời kỳ 2010-2020 sự hội tụ σ gần như không được ghi nhận.

Khác với hình thái của CV và wCV là nguồn vốn FDI thực hiện, nguồn vốn này tăng gần như liên tục ở các năm trong giai đoạn xem xét. Ở những năm đầu thời kỳ, FDI thực hiện đạt mức 0,43 tỷ USD, sau đó, đã tăng lên một cách nhanh chóng và đạt mức cao nhất vào năm 2019 với 20,38 tỷ USD. Năm 2020, trong bối cảnh dịch bệnh Covid-19 đã làm cho nguồn vốn FDI có sụt giảm, nhưng không đáng kể và vẫn đạt mức xấp xỉ năm 2019 với 19,98 tỷ USD. Xu hướng biến động ngược nhau giữa FDI và các chỉ số hội tụ thể hiện khá rõ từ năm 1997 trở về sau. Điều này cho thấy, sự gia tăng (giảm) nguồn vốn FDI có thể đi kèm với chiều hướng giảm (tăng) của các chỉ số CV cũng như wCV.

Hình thái biến động trái ngược giữa các chỉ số đánh giá hội tụ và FDI phần nào có thể khẳng định sự hiện diện càng cao của nguồn vốn FDI có thể làm giảm mức độ phân tán thu nhập giữa các địa phương. Cho đến nay, nguồn vốn FDI đã hiện diện ở tất cả các địa phương trên cả nước.

Kết quả từ mô hình ARDL

Trước tiên là kiểm định tính dừng của các chuỗi dữ liệu sử dụng trong mô hình, kết quả được thể hiện trong Bảng 1 và được cung cấp bởi kiểm định Dickey và Fuller ADF và kiểm định Phillips-Perron

(PP). Kết quả cho thấy, có hai chuỗi dừng bậc 1 là CV và FDI, hai chuỗi dừng bậc gốc là INV và EMP. Như vậy, các chuỗi trong mô hình là dừng ở các bậc hỗn hợp.

Tiếp theo mô hình ARDL sẽ được ước lượng để thực hiện kiểm định đường bao ARDL nhằm xác định mối quan hệ đồng liên kết giữa các chuỗi dữ liệu. Độ trễ tối ưu cho sự lựa chọn mô hình ARDL dựa trên tiêu chuẩn Hannan-Quinn và kết quả tốt nhất cho mô hình ARDL(1,3,2,1). Mô hình này vượt qua được các kiểm định về tính phù hợp, dạng hàm đúng, tính chuẩn của phần dư, phương sai sai số ngẫu nhiên không đổi và tương quan chuỗi (Bảng 2). Đối với kiểm định đường bao, giá trị thống kê F là 8,41169 cao hơn giá trị giới hạn biên trên ở tất cả các mức ý nghĩa thông thường. Do đó, giả thuyết H_0 về không có mối quan hệ đồng liên kết sẽ bị bác bỏ. Đây là minh chứng cho sự tồn tại về một mối quan hệ đồng liên kết giữa sự hội tụ σ với các yếu tố khác trong mô hình.

Hơn nữa, để đảm bảo tính ổn định của các tham số ước tính về mối quan hệ dài hạn trong các mô hình, nhóm tác giả sử dụng kiểm định CUSUM và CUSUM bình phương dựa trên phần dư đệ quy được phát triển bởi Brown và cộng sự (1975). Theo đó, tính bền vững của tham số và độ ổn định của mô hình là đáng kể nếu cả hai đồ thị CUSUM và CUSUM bình phương luôn nằm trong đường bao giới hạn 5%. Kết quả kiểm định Hình 2 cho thấy, các đồ thị CUSUM và CUSUM bình phương đều nằm giữa các đường giới hạn 5%. Điều này chỉ ra rằng, các hệ số ước tính từ mô hình ARDL(1,3,2,1) là ổn định và bền vững, các kiểm định thu được đảm bảo độ tin cậy.

Tiếp theo, để đánh giá tác động của các yếu tố đến mức độ hội tụ, dựa trên mô hình ARDL(1,3,2,1), nhóm tác giả ước tính các hệ số ngắn hạn và dài hạn, kết quả thể hiện ở Bảng 3.

Kết quả Bảng 3 khẳng định, FDI và INV đều là những yếu tố có tác động rõ nét đến mức độ hội tụ trong cả ngắn hạn và dài hạn. Dấu âm của các biến này trong dài hạn khẳng định việc gia tăng các nguồn vốn này cùng với sự bổ sung lực lượng lao động sẽ làm giảm mức độ phân tán trong GDP bình quân đầu người giữa các địa phương.

Đối với yếu tố EMP, thì không thể hiện ảnh hưởng rõ nét đến CV trong ngắn hạn. Hệ số của EMP dương, nhưng không

BẢNG 1: KIỂM ĐỊNH NGHIỆM ĐƠN VỊ

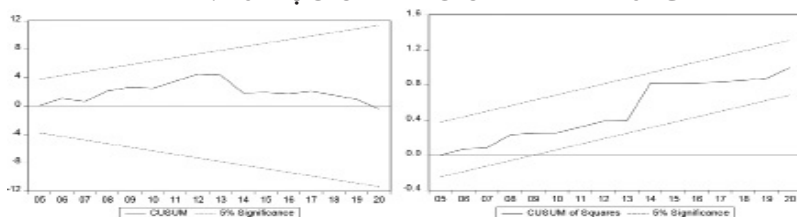
Chuỗi	Kiểm định ADF		Kiểm định PP		Kết luận
	Gốc	Sai phân bậc 1	Gốc	Sai phân bậc 1	
CV	-1,1559	-2,3049	-1,0318	-3,9596***	Dừng bậc 1
FDI	-2,4031	-3,1942**	-2,1669	-3,1784**	Dừng bậc 1
INV	-2,8547*		-2,7666*		Dừng bậc 0
EMP	-3,4631**		-3,1321**		Dừng bậc 0

Ghi chú: *, **, *** tương ứng có ý nghĩa ở mức 10%, 5%, 1%.

BẢNG 2: KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH TỪ MÔ HÌNH ARDL(1,3,2,1)

Kết quả kiểm định chẩn đoán ARDL(1,3,2,1)		
R ² = 0,9981	R ² hiệu chỉnh = 0,9969	
F-statistic = 840,3763	Pro. = 0.00000	
Tương quan chuỗi	LM = 0,109394, Prob. = 0,7408	
Tính chuẩn	JB = 0,433209, Prob. = 0,805248	
Dạng hàm đúng	F = 0,710479, Prob. = 0,5083	
Phương sai không đổi (BPG)	LM = 6,855315, Prob. = 0,7390	
Kiểm định đường bao đối với đồng liên kết		
Giá trị thống kê F = 8,41169		
Mức ý nghĩa	Giá trị tới hạn	
	Giới hạn biên dưới (I0)	Giới hạn biên trên (I1)
10%	2,37	3,20
5%	2,79	3,67
2,5%	3,15	4,08
1%	3,65	4,66

HÌNH 2: ĐỒ THỊ CUSUM VÀ CUSUM BÌNH PHƯƠNG



BẢNG 3: KẾT QUẢ ĐỒNG LIÊN KẾT VÀ ƯỚC TÍNH HỆ SỐ DÀI HẠN

Dạng đồng liên kết			Ước tính tác động dài hạn		
Biến	Hệ số	p-value	Biến	Hệ số	p-value
D(FDI)	-0,011023	0,0003	FDI	-0,014406	0,0207
D(FDI(-1))	-0,005147	0,0310	INV	-0,015356	0,0289
D(FDI(-2))	-0,005137	0,0197	EMP	-0,197196	0,0000
D(INV)	-0,008630	0,0641	C	1,002619	0,0000
D(INV(-1))	0,19638	0,0004			
D(EMP)	0,045064	0,1910			
ECT(-1)	-0,590020	0,0000			
Cointeq = CV - (-0,0144*FDI - 0,0154*INV - 0,1972*EMP + 1,0026)					

Nguồn: Nghiên cứu của nhóm tác giả

có ý nghĩa thống kê ở ngắn hạn cho thấy, EMP có thể là yếu tố làm tăng mức độ chênh lệch thu nhập tức thì, nhưng về lâu dài nó vẫn góp phần làm giảm mức độ chênh lệch thu nhập. Như được kỳ vọng, hệ số của ECT_{t-1} là -0,59002 và có ý nghĩa thống kê ở mức cao cho thấy, mối quan hệ trong dài hạn giữa mức độ hội tụ thu nhập và các yếu tố khác. Trong ngắn hạn, nếu có một cú sốc xảy ra, thì FDI cùng với các yếu tố khác sẽ có sự điều chỉnh để CV trở về trạng thái cân bằng với tốc độ điều chỉnh là khoảng 59% sau mỗi năm.

KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH

Kết luận

Để tính toán cho sự hội tụ σ của nền kinh tế Việt Nam với khoảng thời gian 30 năm, từ năm 1991-2020,

nghiên cứu đã xem xét đến cả hai chỉ số wCV và CV với trọng số là quy mô tương đối của dân số. Kết quả nghiên cứu chỉ tìm thấy bằng chứng cho sự hội tụ σ trong giai đoạn 2004-2009, sự phân kỳ σ hiện diện trong khoảng thời gian đầu 1991-2003. Xu thế hội tụ hay phân kỳ σ không được thể hiện rõ nét ở những năm cuối 2010-2020. Trong cả giai đoạn, thì mục tiêu thu hẹp khoảng cách thu nhập giữa các địa phương gần như chưa đạt được khi mà mức độ giảm sút giữa năm đầu và cuối giai đoạn của chỉ số CV cũng như wCV chỉ ở mức gần 4%.

Sử dụng phân tích đường bao từ mô hình ARDL, nghiên cứu đã đưa ra những kết luận về mối quan hệ trong dài hạn của FDI, INV và EMP với sự hội tụ σ . Các yếu tố này đều làm giảm sự mất cân đối thu nhập trong dài hạn, trong đó, FDI và INV còn ảnh hưởng cả trong ngắn hạn với chiều hướng tương tự.

Hàm ý chính sách

Từ các kết quả nghiên cứu trên cho thấy, bên cạnh những yếu tố nội tại, INV và EMP, về lâu dài chúng

ta có thể tận dụng sự phân bố hợp lý của nguồn vốn FDI ở các địa phương để góp phần thực hiện mục tiêu giảm khoảng cách thu nhập giữa các tỉnh, thành phố.

Bất bình đẳng là câu chuyện tất yếu mà quốc gia nào cũng gặp phải, Việt Nam cũng không ngoại lệ, nhưng nếu để gia tăng khoảng cách trên sẽ gây ra sự bất bình đẳng và các hệ lụy. Thu hẹp khoảng cách, giảm bất bình đẳng, đảm bảo công bằng xã hội chính là cái gốc để phát triển xã hội bền vững. Để ngăn chặn nghèo và thu hẹp chênh lệch thu nhập, thì về lâu dài nguồn lực nội tại vẫn phải là then chốt để có thể tạo ra sự ổn định, hạn chế tối đa những cú sốc có thể xảy ra từ phía bên ngoài khi phụ thuộc quá nhiều vào nguồn vốn FDI. □

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Hồ Đình Bảo, Nguyễn Phúc Hải, Đỗ Quỳnh Anh, Trần Toàn Thắng (2020). Tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài tới bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam, *Tạp chí Quản lý và Kinh tế quốc tế*, 131, 50-64
2. 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 và Phát triển*, 204, 36-41
3. Trần Thị Tuấn Anh (2016). Kiểm định sự hội tụ Beta tuyệt đối giữa các tỉnh thành ở Việt Nam bằng phương pháp hồi quy không gian, *Tạp chí Khoa học Đại học Mở TP. Hồ Chí Minh*, 52(1), 70-79
4. Barro, R. Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence, *Journal of Political Economy*, 100, 223-251
5. Barro, R., Salla-i-Martin, X. (1995). *Economic growth*, McGraw-Hill
6. Brown, R. L., Durbin, J., Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the Constancy of regression relationships over time, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, 37(2), 149-192
7. Evans, P., Karras, G. (1996a). Do Economies Converge? Evidence from a Panel of 3. U.S. States, *Review of Economics and Statistics*, 78, 384-388
8. Evans, P., Karras, G. (1996b). Convergence Revisited, *Journal of Monetary Economics*, 37, 249-265
9. Evans, P. (1997). How Fast Do Economies Converge?, *Review of Economics and Statistics*, 36, 219-225
10. Islam, N. (1995). Growth Empirics: A Panel Data Approach, *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1127-1170
11. Le, V. C., Nguyen, Q. H. (2018). The Impact of Foreign Direct Investment on Income Convergence: Evidence from Provinces of Vietnam, *Southeast Asian Journal of Economics*, 6(1), 71-89
12. Pesaran, M. H. (1997). The Role of Economic Theory in Modelling the Long Run, *The Economic Journal*, 107, 178-191
13. Pesaran, M. H., Y. Shin (1999). *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*, in Storm, S. (ed.) *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Chapter 11, Cambridge University Press, Cambridge
14. Pesaran, M. H., Y. Shin, R. J. Smith (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326
15. Quah, D. T. (1997). Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization and Convergence Clubs, *Journal of Economic Growth*, 2, 27-59
16. Sala-i-Martin, X. (1996). Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence, *European Economic Review*, 40, 1325-1352
17. Solow, R. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94