

NGHIÊN CỨU HỘI TỤ HIỆU QUẢ KỸ THUẬT CẤP TỈNH Ở VIỆT NAM BẰNG KINH TẾ LƯỢNG KHÔNG GIAN

Nguyễn Khắc Minh

*Khoa Kinh tế và Quản lý, Đại học Thủy Lợi
Email: khacminh@gmail.com*

Phạm Anh Tuấn

*Học viện Quân y
Email: tuan.p83@gmail.com*

Phùng Duy Quang

*Khoa Cơ bản, Đại học Ngoại Thương, Hà Nội
Email: quangmathftu@yahoo.com*

Bùi Đức Dương

*Khoa Toán, Học viện Chính sách và Phát triển, Hà Nội
Email: duongbuiapd@gmail.com*

Ngày nhận: 01/8/2016

Ngày nhận bản sửa: 5/9/2016

Ngày duyệt đăng: 15/9/2016

Tóm tắt:

Phương pháp hai giai đoạn được đưa ra để ước lượng hội tụ hiệu quả dựa theo hồi quy số liệu mảng không gian cho khu vực công nghiệp của 60 tỉnh Việt Nam trong giai đoạn 2001 -2011. Trong giai đoạn đầu tiên sử dụng hai mô hình BCC (Banker, Charnes, Cooper) định hướng đầu vào và SCI (Slacks-Based Measure, CCR, Input) với hiệu quả thay đổi theo quy mô để ước lượng hiệu quả kỹ thuật. Trong giai đoạn thứ hai, sử dụng kinh tế lượng không gian để kiểm định sự hội tụ hiệu quả cho khu vực công nghiệp của Việt Nam. Kết quả chỉ ra rằng mô hình số liệu mảng tác động cố định, mô hình số liệu mảng durbin không gian tác động cố định, đều cho kết quả hội tụ. Điều này chỉ ra rằng trong giai đoạn từ 2001 - 2011 khu vực công nghiệp của các tỉnh Việt Nam là một quá trình hội tụ, tuy nhiên tốc độ hội tụ của mô hình SCI thấp hơn so với BCC.

Từ khóa: DEA, BCC, SCI, mô hình số liệu mảng durbin không gian, mô hình số liệu mảng trễ không gian.

Technical efficiency convergence analysis at the provincial level in Vietnam applying the spatial econometric

Abstract:

A two stage approach is proposed to estimate efficiency convergence based on spatial panel data regression in the industrial sector among sixty provinces in Vietnam during 2001 - 2011. In the first stage, we apply both input-oriented BCC and SCI with VRS models to estimate the technical efficiency. In the second stage, the spatial econometric is used to test the efficiency convergence for the manufacturing industries in Vietnam. The analyses show that fixed-effects spatial lag panel and the fixed-effects spatial durbin panel models lead to the same convergence result. This indicates that in the studied period there was a convergence process in manufacturing industries over provinces in Vietnam. However, the lower convergence rate of the SCI model compared to the BBC model is plausible.

Keywords: DEA; BCC; SCI; spatial durbin panel model; spatial lag panel model.

1. Giới thiệu

Hội tụ là một trong những vấn đề kinh tế được nghiên cứu nhiều nhất trong những năm qua. Nghiên cứu sự hội tụ đáng quan tâm do những hàm ý lý thuyết và thực hành của nó. Về lý thuyết, phân tích sự hội tụ có thể giúp phân biệt giữa các lý thuyết tăng trưởng khác nhau theo các dự đoán của nó về tăng trưởng kinh tế. Nghiên cứu về hội tụ sẽ hỗ trợ cho việc lập kế hoạch và đánh giá các chính sách ngành, vùng một cách có hiệu quả hơn nếu ta hiểu được những khác biệt kinh tế ngành và vùng hiện tại đã phát triển thế nào. Bởi vậy, vấn đề hội tụ đã được nghiên cứu rộng rãi giữa các nước và các vùng. Sự hội tụ năng suất và hiệu quả cho ta biết mức độ phát triển công nghiệp và ảnh hưởng của nó như thế nào. Sự hội tụ năng suất và hiệu quả của các doanh nghiệp là một quá trình dài hạn trong đó các doanh nghiệp có năng suất thấp hơn có xu hướng tăng trưởng nhanh hơn như là một kết quả của sự lan tỏa công nghệ từ các doanh nghiệp đi trước tới doanh nghiệp đi sau. Người ta cho rằng không phải sự tích lũy nhân tố mà tiến bộ công nghệ và sự lan tỏa công nghệ mới chính là nguồn lực chính của tăng trưởng trong dài hạn. Khi các quốc gia trở nên mở hơn và sự phụ thuộc lẫn nhau của các công nghệ mới thúc đẩy sự lan tỏa của quá trình hội tụ công nghệ và năng suất của các quốc gia, các ngành cũng như các doanh nghiệp. Như vậy về mặt chính sách, hội tụ năng suất, hiệu quả cho ta biết ngành nào, vùng nào có tốc độ hội tụ cao, khiến cho chính sách hướng tới thúc đẩy tiến bộ công nghệ và lan tỏa công nghệ có thể kết hợp cả đổi mới công nghệ và lan tỏa công nghệ sẽ cho phép nền kinh tế sử dụng nguồn lực hiệu quả hơn. Như vậy cả về lý thuyết và thực hành hội tụ năng suất, hiệu quả là vấn đề hết sức cần thiết nghiên cứu.

Các nghiên cứu hội tụ giữa các quốc gia về thu nhập bình quân đầu người, năng suất lao động nhanh chóng được mở rộng trong các tài liệu nghiên cứu thực nghiệm tăng trưởng (Barro & Sala-i-Martin, 1995 cho khảo sát bằng chứng thực nghiệm). Đặc biệt, sự tồn tại của hội tụ được tìm thấy trong một số nghiên cứu (ví dụ, Abramovitz, 1986; Baumol, 1986; Barro & Sala-i-Martin, 1991 và 1992; Mankiw & cộng sự, 1990; Islam, 1995). Rõ ràng, sự khác biệt về tốc độ tăng trưởng giữa các quốc gia phát sinh từ sự khác biệt giữa TFP. Để hiểu rõ hơn về quá trình hội tụ này, một phần các nghiên cứu đã phân tích các giả thuyết bất kịp trình độ (TFP) giữa các nước. Giả thuyết bất kịp chỉ ra rằng các nước nghèo có

xu hướng phát triển nhanh hơn các nước giàu thông qua sự lan tỏa tri thức và công nghệ. Tuy nhiên, những nghiên cứu có liên quan đến hội tụ của TFP thường có được bởi các sự đại diện của TFP như chỉ số Törnqvist, tăng trưởng bỏ qua tính hiệu quả. Vấn đề của phương pháp này là ước lượng của TFP bị chệch dưới sự hiện diện của tính phi hiệu quả. Để giải quyết vấn đề này, một số nghiên cứu đã kết hợp một cách rõ ràng sự tồn tại của phi hiệu quả trong phân tích tăng trưởng của năng suất với tiến bộ công nghệ (Fecher & Perelman, 1992; Perelman, 1995). Kết quả cho thấy có sự tồn tại trình độ phi hiệu quả giữa các nước và theo thời gian là rất khác nhau, vì vậy sự bỏ qua phi hiệu quả trong phân tích có thể ảnh hưởng đáng kể đến giá trị của kết quả. Nói chung, đã có một số nghiên cứu về tăng trưởng TFP và sự phá vỡ tăng trưởng TFP vào tiến bộ công nghệ, thay đổi hiệu quả, hội tụ hiệu quả (Cornwell & Wachter, 1998; Weill, 2009). Các nghiên cứu thực nghiệm về hội tụ vùng của hiệu quả kỹ thuật thường dựa theo hồi quy số liệu chéo và hồi quy số liệu mảng. Vấn đề là số liệu vùng không thể coi như là độc lập vì sự hiện diện của sự phụ thuộc không gian và tính không đồng nhất không gian (Anselin & Rey, 1991; Anselin, 1988; Anselin & Bera, 1998). Hệ quả là các thủ tục ước lượng tiêu chuẩn được sử dụng nhiều trong nghiên cứu thực nghiệm có thể không phù hợp dẫn đến bị chệch và phi hiệu quả đối với ước lượng tốc độ hội tụ. Mục đích chính của nghiên cứu này là phân tích hội tụ hiệu quả kỹ thuật từ hai mô hình BCC và SCI (Nguyen & cộng sự, 2012) của ngành công nghiệp 60 tỉnh Việt Nam trong giai đoạn từ 2001 - 2011 bằng phương pháp kinh tế lượng không gian. Sau đó tiến hành so sánh tốc độ hội tụ giữa hai mô hình BCC và SCI. Cấu trúc của bài báo như sau: Mục 2 chúng tôi sẽ trình bày phương pháp luận về mô hình CCR (Charnes, Cooper, Rhodes), BCC, SCI và mô hình số liệu mảng trẻ không gian, mô hình số liệu mảng durbin không gian. Mục 3 sẽ trình bày số liệu thực nghiệm và phân tích kết quả. Mục 4 là kết luận của nghiên cứu.

2. Phương pháp nghiên cứu

2.1. Mô hình CCR, BCC và SCI

Phân tích bao dữ liệu (Data Envelopment Analysis: DEA) do ba nhà toán học Charnes, Cooper và Rhodes đưa ra vào năm 1978 (Charnes & cộng sự, 1978) nhằm mục đích ước lượng hiệu quả các đơn vị ra quyết sách (DMU: Decision Making Units) có đa đầu vào và đa đầu ra với mô hình đầu

tiên là CCR.

Giả sử mỗi DMU có m đầu vào và s đầu ra. Ký hiệu DMU_j là đơn vị ra quyết định j , $1 \leq j \leq n$. Ký hiệu $X_j = (x_{1j}, \dots, x_{mj})^T$, $Y_j = (y_{1j}, \dots, y_{sj})^T$, $j = 1, 2, \dots, n$ với x_{ij} là đầu vào thứ i và y_{rj} là đầu ra thứ r của DMU_j , $x_{ij} > 0, y_{rj} > 0$; $v = (v_1, \dots, v_m)^T$; $u = (u_1, \dots, u_s)$. Khi đó ta có mô hình CCR đưa ra như sau:

$$\begin{aligned} \min_{\theta, \lambda} \theta &= \theta^* \\ \text{s.t. } \sum_{j=1}^n X_j \lambda_j &\leq \theta X_0 \\ \sum_{j=1}^n Y_j \lambda_j &\geq Y_0 \\ \lambda_j &\geq 0, j = 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (1)$$

Ở đây sử dụng một lượng thặng dư và một lượng thâm hụt như sau để phân biệt hiệu quả và hiệu quả yếu: $s^- = \theta X_0 - X\lambda$; $s^+ = Y\lambda - Y_0$ khi đó mô hình CCR được viết lại như sau:

$$\begin{aligned} \min_{\theta, \lambda, s^-, s^+} \theta \\ \text{s.t. } X\lambda + s^- &= \theta X_0 \\ Y\lambda - s^+ &= Y_0 \\ \lambda, s^-, s^+ &\geq 0, i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n; r = 1, 2, \dots, s \end{aligned} \quad (2)$$

Định nghĩa 1: DMU_0 là DEA hiệu quả khi và chỉ khi: $\theta^* = 1$ và $s_i^{-*} = 0$; $s_r^{+*} = 0, \forall i, r$.

Trong quá trình phát triển của DEA, hiệu quả theo quy mô (RTS: Returns to scale) được nghiên cứu rất nhiều. Đầu tiên, năm 1984 Banker & cộng sự sử dụng khái niệm quy mô sản xuất lớn nhất chứng minh được mô hình CCR có thể ước lượng được hiệu quả không đổi theo quy mô và sau đó đưa ra mô hình BCC định hướng đầu vào để ước lượng hiệu quả thay đổi theo quy mô có dạng như sau:

$$\begin{aligned} \text{(BCC-I)} \quad \min_{\theta, \lambda} \theta \\ \text{s.t. } X\lambda + s^- &= \theta X_0 \\ Y\lambda - s^+ &= Y_0 \\ e\lambda &= 1 \\ \lambda, s^-, s^+ &\geq 0 \end{aligned} \quad (3)$$

Định nghĩa 2: DMU_0 là BCCI- hiệu quả khi và chỉ khi: $\theta^* = 1$ và $s_i^{-*} = 0$; $s_r^{+*} = 0, \forall i, r$.

Tuy nhiên, khi sử dụng mô hình BCC ước lượng chúng ta cần phân biệt sử dụng mô hình định hướng đầu ra hay định hướng đầu vào. Một trong những mô hình đưa cả hai định hướng vào một mô hình đó là mô hình SBM (Slacks-Based Measure) được Tone giới thiệu vào năm 2001 với hai tính chất quan trọng sau:

(T1) Độ đo là bất biến đối với các đơn vị đo lường của từng đầu vào và đầu ra,

(T2) Độ đo là đơn điệu giảm với mỗi dư đầu vào và đầu ra.

Từ mô hình SBM chúng ta sử dụng hiệu quả theo quy mô thì được mô hình:

$$\begin{aligned} \text{(SBM)} \quad \min \rho &= \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{s} \sum_{r=1}^s \frac{s_r^+}{y_{r0}}} \\ \text{s.t. } X_0 &= X\lambda + s^- \\ Y_0 &= Y\lambda - s^+ \\ e\lambda &= 1 \\ \lambda &\geq 0, s^- \geq 0, s^+ \geq 0 \end{aligned} \quad (4)$$

Định nghĩa 3: DMU được gọi SBM- hiệu quả khi và chỉ khi $\rho^* = 1$.

Định lý 1: Một DMU là BCC- hiệu quả khi và chỉ khi nó là SBM- hiệu quả.

Chứng minh:

Giả sử rằng (x_0, y_0) là BCC-phi hiệu quả. Ta có hai trường hợp hoặc $\theta^* < 1$ hoặc $\theta^* = 1$ và $(s^-, s^+) \neq (0, 0)$ cùng với $e\lambda^* = 1$. Khi đó $\rho < 1$ là một nghiệm khả thi của (4) nên (x_0, y_0) là SBM-phi hiệu quả. Ngược lại, giả sử (x_0, y_0) là SBM-phi hiệu quả. Khi đó từ Định nghĩa 3 thì $(s^-, s^+) \neq (0, 0)$ và $e\lambda^* = 1$. Từ (4) ta có: $\theta X_0 = X\lambda^* + (\theta - 1)X_0 + s^-$ và $Y_0 = Y\lambda^* - s^+$, trong đó, $(\theta - 1)X_0 + s^- \geq 0$. Do đó $(\theta, \lambda^*, t^- = (\theta - 1)X_0 + s^-, t^+ = s^{+*})$ là nghiệm khả thi của (3).

Trường hợp 1: $\theta = 1, (t^- = s^-, t^+ = s^{+*}) \neq (0, 0)$, một nghiệm tối ưu của mô hình (3) là BCC-phi hiệu quả.

Trường hợp 2: $\theta < 1$, trường hợp này (x_0, y_0) là BCC-phi hiệu quả.

Năm 2012, Nguyen & cộng sự đã kết hợp hai mô hình SBM-I và mô hình CCR thành mô hình SCI nhưng không xét đến hiệu quả thay đổi theo quy mô.

Từ ý tưởng đó, ta đưa ra mô hình sau:

$$\begin{aligned}
 (\text{SCI-V}) \quad \min \rho &= \theta - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{i0}} \\
 \text{s.t} \quad \theta X_0 &= X\lambda + s^- \\
 Y_0 &= Y\lambda - s^+ \\
 e\lambda &= 1 \\
 \lambda \geq 0, s^- \geq 0, s^+ &\geq 0
 \end{aligned} \quad (5)$$

Định nghĩa 4: DMU_o là SCI-V hiệu quả khi và chỉ khi: $\theta^* = 1$ và $s_i^{*-} = 0; s_r^{*+} = 0, \forall i, r$.

Định lý 2: Một DMU là SCI-V hiệu quả thì nó là SBM hiệu quả.

Chứng minh:

Giả sử (X_0, Y_0) là một SCI-V hiệu quả, theo định nghĩa 4 thì $\theta^* = 1, s_i^{*-} = 0, s_r^{*+} = 0$ và $e\lambda^* = 1$. Do đó $X_0 = X\lambda^*, Y_0 = Y\lambda^*, \rho^* = 1$ hay $(\lambda^*, s_i^{*-}, s_r^{*+})$ là nghiệm khả thi của (4) có $\rho^* = 1$. Vậy, (X_0, Y_0) là SBM-hiệu quả.

2.2. Hội tụ với số liệu mảng không gian

Mô hình hội tụ beta xuất phát từ mô hình tăng trưởng ngoại sinh tân cổ điển của Solow và Swan (Solow, 1956; Swan, 1956), cho rằng một hệ thống kinh tế đóng, tỷ lệ tiết kiệm ngoại sinh và chức năng sản xuất dựa trên hiệu quả giảm dần theo quy mô. Trong trường hợp hội tụ hiệu quả, chúng ta theo cách chỉ định của Mankiw & cộng sự (1990); Barro & Sala-i-Martin (1992) và Bernard & Jones (1996) mô hình thống kê số liệu chéo sau:

$$\ln \left[\frac{y_T}{y_0} \right] = \alpha + \beta \ln y_0 + \varepsilon \quad (6)$$

trong đó: $\beta = -(1 - e^{-\lambda T}), \alpha = T\alpha', \lambda = -\ln(1 + \beta) / T$

Một trong những thuận lợi cơ bản của phương pháp dữ liệu mảng về hội tụ là nó rất hữu ích trong việc hiệu chỉnh chệch được tạo ra bởi các biến bị bỏ sót và tính nhiễu trong hồi quy số liệu chéo (Islam, 1995). Thực ra, dữ liệu mảng cho phép sự khác biệt công nghệ qua các vùng (hoặc ít nhất phần không quan sát và không đo lường của sự khác nhau này) bằng việc lập mô hình tác động cụ thể theo vùng. Cụ thể hơn, mô hình số liệu mảng có dạng:

$$\ln \left[\frac{y_{t+k,i}}{y_{t,i}} \right] = \alpha_t + \beta \ln y_{t,i} + \varepsilon_{t,i} \quad (7)$$

Với $i (i=1, \dots, N)$ chỉ các vùng và $t (t=1, \dots, T)$ chỉ các thời kỳ. Biến phụ thuộc $\ln[y_{t+k,i} / y_{t,i}]$ là

tốc độ tăng trưởng hàng năm của hiệu quả khu vực công nghiệp các tỉnh của Việt Nam. $\ln y_{t,i}$ là hiệu quả ở thời kỳ nghiên cứu. Mô hình (7) sẽ được bổ sung thêm biến độc lập gồm tăng trưởng FDI và FDI đến khu vực công nghiệp của các tỉnh trong nước. Mô hình sẽ được chỉ định như sau:

$$\ln \left(\frac{TE_{t+k,i}}{TE_{t,i}} \right) = \alpha + \beta \ln TE_{t,i} + \alpha_2 \ln \left[\frac{FDI_{t+k,i}}{FDI_{t,i}} \right] + \alpha_3 \ln(FDI_{t,i}) + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

Ma trận trọng số không gian

Một trong vấn đề quan trọng nhất để kiểm định liệu sự phụ thuộc không gian có tồn tại hay không đó là xây dựng ma trận trọng số và thực hiện các kiểm định cần thiết. Để xác định ma trận trọng số không gian trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng cách của Nguyen & cộng sự, 2015. Ký hiệu W_N là ma trận trọng số không gian cho trường hợp số liệu chéo và N là số quan sát được cho, khi đó ma trận cho số liệu mảng được xác định là $W_{NT} = I_T \otimes W_N$, với I_T là ma trận đơn vị cấp T , T là số chiều thời gian của số liệu mảng.

Chỉ số Moran

Tiếp cận hội tụ σ bao gồm việc tính toán các sai số tiêu chuẩn trong các thu nhập bình quân đầu người theo vùng và phân tích xu hướng dài hạn của chúng. Nếu tồn tại xu hướng giảm, thì các vùng sẽ hội tụ về một mức thu nhập chung. Một tiếp cận như vậy gặp phải một thực tế rằng độ lệch chuẩn là một thước đo rất khó nhận biết đối với các đơn vị không gian và vấn đề là nó không cho phép sự phân biệt giữa các tình trạng địa lý cực kỳ khác biệt (Arbia & Basile, 2005). Hơn nữa, theo Rey & Mountouri (1999), phân tích hội tụ σ có thể “che giấu những dạng mẫu địa lý không bình thường mà nó cũng có thể biến động theo thời gian”. Do đó, sẽ là hữu ích khi phân tích các chiều không gian địa lý của phân phối thu nhập bên cạnh các hành vi động của sự khác biệt trong thu nhập. Điều này có thể hoàn thành được bằng cách xem xét các dạng mẫu về tự tương quan không gian dựa trên thống kê I-Moran (Cliff & Ord, 1973). Dạng kiểm định của thống kê I-Moran được xác định như sau:

$$I = \left(\hat{e}^T \hat{e} \right)^{-1} \hat{e}^T W^* \hat{e} \quad (9)$$

Với $\hat{e} = y - \hat{\beta}^T X$ và X là ma trận dữ liệu. Các giá trị I-Moran dương (và có ý nghĩa) chỉ ra sự cụm không gian, trong khi các giá trị I-Moran âm là tương ứng với sự phân kỳ không gian.

Phụ thuộc không gian trong các mô hình tăng trưởng dữ liệu mảng

Mục đích của bài viết này là giải thích về phụ thuộc không gian trong khuôn khổ dữ liệu mảng. Điểm bắt đầu của mô hình dữ liệu mảng tác động cố định cổ điển trong đó phụ thuộc không gian được xem xét bằng việc tính cả giới hạn trễ không gian của biến phụ thuộc. Theo giả định này, mô hình được chỉ định như sau:

$$\ln \left[\frac{y_{t+k,i}}{y_{t,i}} \right] = \alpha_t + \rho \sum_{j=1}^n w_{i,j} \ln \left[\frac{y_{t+k,i}}{y_{t,i}} \right] + \beta \ln y_{t,i} + u_i + \varepsilon_{t,i} \quad (10)$$

Trong đó $\sum_{j=1}^n w_{i,j}$ là ma trận trọng số cổ điển, ρ được gọi là hệ số tự hồi quy không gian và $\varepsilon_{t,i}$ sai số được giả định là độc lập dưới giả thuyết là tất cả tác động phụ thuộc không gian được nắm bắt bằng biến trễ không gian. Mô hình này được gọi là mô hình trễ không gian tác động cố định. Trong nghiên cứu kinh tế lượng không gian thường sử dụng phương pháp hợp lý cực đại để ước lượng. Khác biệt duy nhất đó là các ước lượng ML không hiệu chỉnh bậc độ tự do. Nếu giá trị ước lượng của tham số ρ là dương (âm) lớn thì có nghĩa là có sự hiện diện của tự tương quan không gian dương (hoặc âm).

Mô hình dữ liệu mảng trễ không gian (SAR) tác động cố định với biến độc lập là tăng trưởng FDI và FDI được chỉ định như sau:

$$\ln \left[\frac{TE_{t+k,i}}{TE_{t,i}} \right] = \alpha_0 + \rho \sum_{j=1}^n w_{i,j} \ln \left[\frac{TE_{t+k,i}}{TE_{t,i}} \right] + \beta \ln TE_{t,i} + \alpha_2 \ln \left[\frac{FDI_{t+k,i}}{FDI_{t,i}} \right] + \alpha_3 \ln (FDI_{t,i}) + u_i + \varepsilon_{t,i} \quad (11)$$

Mô hình Durbin không gian (Spatial Durbin Model: SDM)

Mô hình SDM là trường hợp đặc biệt của mô hình SAR khi thêm trễ không gian thành các biến độc lập. Mô hình được đưa ra nhằm mục đích để mô tả tương quan không gian không chỉ của biến phụ thuộc mà của các biến độc lập. Mô hình SDM được chỉ định như sau:

$$\ln \left[\frac{y_{t+k,i}}{y_{t,i}} \right] = \rho \sum_{j=1}^n w_{i,j} \ln \left[\frac{y_{t+k,i}}{y_{t,i}} \right] + \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_{t,i} + \beta_1 \sum_{j=1}^n w_{i,j} \ln y_{t,i} + u_i + \varepsilon_{t,i} \quad (12)$$

Mô hình dữ liệu mảng durbin không gian tác động

cố định với biến độc lập là tăng trưởng FDI và FDI được chỉ định như sau:

$$\ln \left[\frac{TE_{t+k,i}}{TE_{t,i}} \right] = \alpha_0 + \rho \sum_{j=1}^n w_{i,j} \ln \left[\frac{TE_{t+k,i}}{TE_{t,i}} \right] + \alpha_1 \ln TE_{t,i} + \beta_1 \sum_{j=1}^n w_{i,j} \ln TE_{t,i} + \alpha_2 \ln \left[\frac{FDI_{t+k,i}}{FDI_{t,i}} \right] + \beta_2 \sum_{j=1}^n w_{i,j} \ln \left[\frac{FDI_{t+k,i}}{FDI_{t,i}} \right] + \alpha_3 \ln (FDI_{t,i}) + \beta_3 \sum_{j=1}^n w_{i,j} \ln (FDI_{t,i}) + u_i + \varepsilon_{t,i} \quad (13)$$

Trong phần này chúng tôi sử dụng phương pháp ML để ước lượng 2 mô hình số liệu mảng không gian trên. Hàm ước lượng hợp lý tối đa tương ứng với mô hình (11) được xác định như sau:

$$-\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \sum_{i=1}^N \ln(1 - \delta w_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T e_t' e_t$$

$$e_t = (I - \delta W) [Y_t - \bar{Y} - (X_t - \bar{X})\beta]$$

Hàm hợp lý tối đa tương ứng với mô hình (13) được xác định như sau:

$$L \left(\ln \left[\frac{y_{t+k,i}}{y_{t,i}} \right], \alpha_1, \beta_1, \sigma^2 \right) = -\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \sum_{i=1}^N \ln(1 - \rho w_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T e_t' e_t$$

$$e_t = \left(I - \rho \sum_{j=1}^n w_{i,j} \right) \ln \left[\frac{y_{t+k,i}}{y_{t,i}} \right] - \alpha_1 \ln y_{t,i} - \beta_1 \sum_{j=1}^n w_{i,j} \ln y_{t,i}$$

Kiểm định tính chất phụ thuộc không gian

Để kiểm định tác động không gian trong mô hình dữ liệu mảng không gian thì ta sử dụng giả thuyết gốc $H_0 : \rho = 0$ hoặc $H_0 : \delta = 0$ trong từng mô hình với các thành phần trễ không gian và sai số không gian. Cụ thể, chúng ta thường sử dụng phương pháp nhân tử Lagrange (LM) để kiểm định, từ đó ta chỉ yêu cầu ước lượng của mô hình cho giả thuyết gốc để tránh những vấn đề phức tạp liên quan đến ước lượng ML. Kiểm định thống kê phát triển cho trường hợp số liệu chéo cũng có thể mở rộng cho trường hợp số liệu mảng. Ngoài ra, những kiểm định đặc biệt đã được phát triển cho tác động không gian trong SUR không gian và cho thành phần sai số của mô hình (Anselin, 1988). Các kết quả cho mô hình dữ liệu mảng được khái quát từ trường hợp dữ liệu chéo, với những điều chỉnh thích hợp cho ma trận trọng số không gian và vết của ma trận trọng số.

H_0 : không tồn tại phụ thuộc không gian (tương quan theo không gian) hay $H_0 : \delta = 0$

$$LM_E = \frac{[e' (I_T \otimes W) e / (e' e / NT)]^2}{\text{Tr}(W^2 + W'W)}$$

H_0 : không tồn tại phụ thuộc trễ không gian hay
 $H_0 : \rho = 0$

$$LM_L = \frac{[e'(I_T \otimes W)y / (e'e / NT)]^2}{\left[(W\hat{y})' M(W\hat{y}) / \hat{\sigma}^2 \right] + \text{Tr}(W^2 + W'W)}$$

Ở đây $M = I_{NT} - X(X'X)^{-1}X'$, cả hai thống kê đều tuân theo phân phối $\chi^2(1)$.

Đối với mô hình SDM chúng ta sẽ tiến hành kiểm định thêm về kiểm định nhân tố với giả thuyết gốc $H_0 : \beta_i = -\rho\alpha_i$ với tiêu chuẩn kiểm định là:

$$LR_{COM} = 2 \left[L \left(\ln \left[\frac{y_{t+k,i}}{y_{t,i}} \right], \alpha_i, \beta_i, \sigma^2 \right) - L(\ln y_{t,i}, \rho, \sigma^2) \right]$$

Trong đó

$$L(\ln y_{t,i}, \rho, \sigma^2) = -\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - T \sum_{i=1}^N \ln(1 - \delta w_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^T \varepsilon_i \varepsilon_i$$

Thống kê LR_{COM} tuân theo quy luật $\chi^2(k)$. Nếu giả thuyết H_0 bị bác bỏ thì thích hợp với mô hình SDM, còn nếu ngược lại thì thích hợp với mô hình sai số không gian.

3. Thực nghiệm ở các tỉnh Việt Nam

3.1. Dữ liệu

Nghiên cứu thực nghiệm tập trung vào trường hợp của các tỉnh Việt Nam, phân tích được dựa trên một cơ sở dữ liệu về GDP, lao động, vốn, xuất khẩu trong giai đoạn 2001 - 2011 được thu thập từ Tổng cục Thống kê, Bộ Lao động Thương binh và Xã hội. Những thông tin này bao gồm sản lượng tính theo giá cố định, giá trị vốn ròng ở một mức giá không

đổi, và lao động của toàn bộ nền kinh tế và ba khu vực. Tuy nhiên, có tồn tại một vấn đề với tập dữ liệu này. Thứ nhất, do sự sáp nhập và chia tách tỉnh, một số tỉnh chỉ có trong một số năm trong giai đoạn này. Để đảm bảo tính thống nhất của các đơn vị nghiên cứu, chúng tôi quyết định để kết hợp dữ liệu của một số tỉnh như sau: kết hợp dữ liệu của Hà Nội và Hà Tây, Đắk Lắk và Đắk Nông, Điện Biên và Lai Châu, Cần Thơ và Hậu Giang.

3.2. Ước lượng hiệu quả từ mô hình BCC-I và mô hình SCI-V

Chúng tôi giải hai bài toán quy hoạch (3) và (5) để tìm hiệu quả của khu vực công nghiệp các tỉnh Việt Nam từ năm 2001 - 2011. Kết quả hiệu quả của khu vực công nghiệp 60 tỉnh được tổng hợp trong Bảng 1.

Trung bình của hiệu quả khu vực công nghiệp 60 tỉnh đối với hai mô hình được trình bày trong cột 4 và 8 của Bảng 1. Trung bình của hiệu quả thay đổi theo các năm. Đối với mô hình BCC-I hiệu quả trung bình năm đạt gần 90% và lớn hơn so với mô hình SCI-V. Điều này là hiển nhiên vì giá trị hàm mục tiêu của mô hình SCI-V luôn nhỏ hơn hoặc bằng so với giá trị hàm mục tiêu của mô hình BCC-I, trong khi hệ ràng buộc như nhau.

3.3. Kết quả hội tụ mô hình số liệu mảng không gian

Kết quả hội tụ hiệu quả trong giai đoạn 2001 - 2011 được bắt đầu từ mô hình số liệu mảng thường, bằng kiểm định Hausman cho phép chỉ định mô hình số liệu mảng với tác động cố định. Sau đó chúng tôi sẽ ước lượng và kiểm định cho mô hình số liệu

Bảng 1: Kết quả từ mô hình BCC-I và SCI-V

BBC-I	Year	Obs	Mean	SCI-V	Year	Obs	Mean
	2001	60	0.906478		2001	60	0.854311
	2002	60	0.918873		2002	60	0.886147
	2003	60	0.913778		2003	60	0.869104
	2004	60	0.905868		2004	60	0.832437
	2005	60	0.903153		2005	60	0.806772
	2006	60	0.89592		2006	60	0.844718
	2007	60	0.906325		2007	60	0.854419
	2008	60	0.918588		2008	60	0.884923
	2009	60	0.937482		2009	60	0.898135
	2010	60	0.948898		2010	60	0.934015
	2011	60	0.933843		2011	60	0.916516

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu của Tổng cục Thống kê

Bảng 2: Kết quả kiểm định Hausman

	Hiệu quả từ mô hình BCC-I	Hiệu quả từ mô hình SCI-V
Hausman	94.51*** (0.000)	33.16*** (0.000)

mảng trễ không gian và mô hình số liệu mảng durbin không gian.

Trong Bảng 2, chúng tôi sử dụng kiểm định Hausman để chỉ định tác động cố định cho các mô hình. Cột 2 và 5 Bảng 3 là kết quả hội tụ từ mô hình SDM số liệu mảng, hệ số của $W \ln(FDI_{t,i})$ và $W \ln\left(\frac{FDI_{t+k,i}}{FDI_{t,i}}\right)$ chỉ ra rằng FDI và tăng trưởng FDI đều tồn tại lan tỏa không gian với các hệ số dương. Như

vậy, sự lan tỏa không gian của FDI và tăng trưởng FDI ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả khu vực công nghiệp các tỉnh. Hơn nữa, các kiểm định Moran, LM Error, LM Lag đều có ý nghĩa với mức dưới 1%, do đó không thể bỏ qua yếu tố lan tỏa không gian khi nghiên cứu hội tụ hiệu quả khu vực công nghiệp các tỉnh của Việt Nam trong giai đoạn 2001 - 2011. Cột 3 và 6 Bảng 3 trình bày kết quả hội tụ từ mô hình số liệu mảng trễ không gian. Kết quả cho thấy FDI có

Bảng 3: Kết quả ước lượng 2 mô hình từ kết quả hiệu quả mô hình BCC-I, SCI-V

TE- BCC-I	Fixed-effect SDM	Fixed-effect SAR	TE- SCI-V	Fixed-effect SDM	Fixed-effect SAR
$\ln(TE_{t,i})$	-0.52697*** (0.000)	-0.41084*** (0.000)	$\ln(TE_{t,i})$	-0.4563*** (0.000)	-0.26052*** (0.000)
$\ln(FDI_{t,i})$	-0.00033 (0.707)	0.00192** (0.023)	$\ln(FDI_{t,i})$	-0.00175 (0.190)	0.00248* (0.058)
$\ln\left[\frac{FDI_{t+k,i}}{FDI_{t,i}}\right]$	-0.00088 (0.203)	0.00037 (0.594)	$\ln\left[\frac{FDI_{t+k,i}}{FDI_{t,i}}\right]$	-0.00042 (0.691)	0.00216** (0.048)
$W \ln(TE_{t,i})$	0.3386*** (0.000)		$W \ln(TE_{t,i})$	0.32333*** (0.000)	
$W \ln(FDI_{t,i})$	0.0052* (0.055)		$W \ln(FDI_{t,i})$	0.0098** (0.026)	
$W \ln\left(\frac{FDI_{t+k,i}}{FDI_{t,i}}\right)$	0.00744*** (0.003)		$W \ln\left(\frac{FDI_{t+k,i}}{FDI_{t,i}}\right)$	0.0121*** (0.004)	
Spatial Rho	0.56122*** (0.000)	0.5166*** (0.000)	Spatial Rho	0.7509*** (0.000)	0.72744*** (0.000)
Moran' I	18.7322*** (0.000)	3.7944*** (0.001)	Moran' I	38.3091*** (0.000)	2.4561** (0.014)
LM Error	229.1106*** (0.000)	8.8806*** (0.0029)	LM Error	986.1022*** (0.000)	3.2322* (0.0722)
LM Lag	227.0038*** (0.000)	0.0000 (1.000)	LM Lag	930.0292*** (0.000)	0.0000 (1.000)
LR _{COM}	12.22*** (0.0067)		LR _{COM}	9.94** (0.0191)	
Obs	660	660	Obs	660	660
Group	60	60	Group	60	60
Speed of Convergence	0.068054	0.0481	Speed of Convergence	0.0554	0.026052
Half-Life	10.18522	14.4117	Half-Life	12.5125	25.26314

Ghi chú: p-value trong ngoặc

Nguồn: Tác giả kiểm định từ kết quả ước lượng được của hai mô hình

tác động tích cực đến sự hội tụ hiệu quả, hơn nữa kiểm định Moran, LM Error có ý nghĩa thống kê mức dưới 1% cho kết quả mô hình BCC và dưới 5%, dưới 10% cho kết quả mô hình SCI-V chỉ ra rằng không thể bỏ qua yếu tố không gian. Đặc biệt, hệ số trễ không gian đều dương và có ý nghĩa thống kê dưới 1% cho cả hai mô hình, do đó một tỉnh có tăng trưởng hiệu quả công nghiệp cao sẽ kéo theo các tỉnh xung quanh có tăng trưởng hiệu quả công nghiệp. Từ kiểm định LR_{COM} trong cột 2 và 5 của Bảng 3 đều bác bỏ giả thuyết gốc, như vậy việc chỉ định mô hình số liệu mảng SDM chính xác hơn so với mô hình số liệu mảng sai số không gian.

Cũng từ kết quả Bảng 3 chỉ ra rằng, tốc độ hội tụ của mô hình số liệu mảng trễ không gian thấp hơn so với mô hình số liệu mảng durbin không gian. Điều này phản ánh đúng thực tế rằng FDI có sự lan tỏa không gian, từ một khu vực được đầu tư FDI nhiều sẽ kéo theo tăng trưởng hiệu quả các vùng lân cận. Hơn nữa, tốc độ hội tụ của mô hình có hiệu quả từ mô hình SCI-V thấp hơn so với mô hình BCC-I. Chúng ta cũng cần giải thích thêm vì sao có sự bất kịp như vậy.

Có nhiều nghiên cứu về hội tụ năng suất, một trong các nghiên cứu nổi tiếng là của Dowrick & Nguyen (1989) thông báo rằng tốc độ hội tụ giữa các quốc gia vào khoảng 2,5% một năm. Các nghiên cứu khác như Arcelus & Arocena (2000) về hội tụ hiệu quả của 14 nước trong Tổ chức Hợp tác và Phát triển Kinh tế (OECD). Đó là nghiên cứu kết hợp giữa các quốc gia. Nghiên cứu về hội tụ trong quốc gia có thể kể đến là nghiên cứu của Nishimura (2005). Họ đã chỉ ra rằng tốc độ hội tụ năng suất giữa các doanh nghiệp ở Nhật là 10,3%. Theo tác giả tốc độ này không phải cao khi xem xét độ lớn tương đối của chúng, chẳng hạn năng suất của doanh nghiệp A là 10 trong khi doanh nghiệp có năng suất cao nhất là 100 và tốc độ hội tụ là 10,3% thì sẽ phải mất 23 năm để doanh nghiệp A bắt kịp với doanh nghiệp có năng suất cao nhất nhưng một doanh nghiệp có thể tồn tại nhiều hơn 23 năm hay không là một vấn đề. Nghiên cứu của chúng tôi cũng là phân tích hội tụ hiệu quả giữa các tỉnh trong một quốc gia khác với nghiên cứu hội tụ giữa các quốc gia. Hội tụ giữa các quốc gia và trong một quốc gia có gì khác nhau không? Có lý thuyết nào có thể giải thích không? Câu trả lời là có. Chúng ta có thể sử dụng “hiệu ứng đường biên giới” để giải thích. Sự bất kịp về hiệu quả của các doanh nghiệp trong một tỉnh với các doanh nghiệp trong tỉnh khác của một quốc gia thông qua “hiệu

ứng đường biên giới” như sau: Vấn đề lan tỏa tri thức công nghệ có thể diễn ra nhanh hơn rất nhiều giữa các doanh nghiệp ở các tỉnh trong một quốc gia so với giữa các quốc gia do “hiệu ứng đường biên giới”. Các nghiên cứu gần đây về kinh tế quốc tế nhấn mạnh tới tầm quan trọng của “hiệu ứng đường biên giới”: dòng thương mại trong một nước lớn hơn rất nhiều so với luồng giao dịch giữa các nước. Ví dụ, McCallum (1995) thấy rằng luồng thương mại nội bộ giữa các tỉnh của Canada lớn gấp 22 lần so với luồng thương mại giữa các tỉnh của Canada với các bang nước Mỹ, mặc dù không có một rào cản thương mại giữa hai quốc gia này. Engel & Rogers (2003) đã thấy rằng việc điều chỉnh giá cũng chịu tác động từ “hiệu ứng đường biên giới”. Họ cho rằng các đường biên giới quốc gia cũng như khoảng cách giữa các quốc gia cản trở khá nhiều ảnh hưởng lan tỏa về giá giữa các thành phố ở các nước khác nhau. Điều này cũng đúng khi nói về lan tỏa công nghệ. Bởi vì chúng ta tập trung vào việc lan tỏa trong nội bộ các tỉnh ở Việt Nam, nên chúng ta kỳ vọng điều kiện này giúp cho hội tụ hơn là khi nghiên cứu chéo giữa các quốc gia.

4. Kết luận

Nghiên cứu đã ước lượng hiệu quả của khu vực công nghiệp 60 tỉnh Việt Nam trong giai đoạn 2001 - 2011 bằng hai mô hình BCC-I và mô hình SCI-V, sau đó nghiên cứu hội tụ hiệu quả thông qua hai mô hình kinh tế lượng không gian là mô hình số liệu mảng trễ không gian và mô hình số liệu mảng durbin không gian. Kết quả các mô hình đều chỉ ra rằng tồn tại hội tụ hiệu quả không gian của khu vực công nghiệp các tỉnh Việt Nam. Do vậy, việc bỏ qua yếu tố lan tỏa không gian có thể dẫn đến việc giải thích kết quả hội tụ không chính xác và hệ số có thể bị chệch. Kết quả về hội tụ cho ta thấy, các cơ quan ban hành chính sách cần nhận ra rằng không chỉ sự đổi mới công nghệ mà cả việc lan tỏa công nghệ cũng là một nguồn tăng trưởng hiệu quả quan trọng. Việc thúc đẩy đổi mới công nghệ là một chính sách quan trọng, tuy nhiên cũng cần nhấn mạnh tới tầm quan trọng của việc lan tỏa công nghệ, nhờ đó mà các doanh nghiệp không phải luôn tự sáng tạo ra công nghệ và do đó họ có thể đi đến sản xuất có hiệu quả hơn bằng con đường học hỏi. Các cơ quan ban hành chính sách nên khuyến khích các doanh nghiệp trong tỉnh trao đổi học tập nhau. Việc kết hợp cả đổi mới công nghệ và lan tỏa công nghệ sẽ cho phép chúng ta sử dụng nguồn lực hiệu quả hơn giúp cho việc bắt kịp khoa học - công nghệ dễ dàng hơn.

Tài liệu tham khảo

- Abramovitz, M. (1986), 'Catching up, forging ahead, and falling behind', *The Journal of Economic History*, 46(02), 385-406.
- Anselin, L. & Bera, A. (1998), 'Spatial Dependence in Linear Regression Models', *Handbook of Applied Economic Statisticss*, New York: Marcel Dekker.
- Anselin, L. & Rey, S.J. (1991), 'Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models', *Geographical Analysis*, 23, 112-131.
- Anselin, L. (1988), *Econometrics: Methods and Models*, Berlin: Springer.
- Arbia, G. & Basile, R. (2005), 'Spatial Dependence and Non-Linearities in Regional Growth Behaviour in Italy', *Statistica*.
- Arcelus, F.J. & Arocena, P. (2000), 'Convergence and productive efficiency in fourteen OECD countries: A non-parametric frontier approach', *Int.J. Production*, 66, 105-117.
- Banker, R.D., Charnes, A. & Cooper, W.W. (1984), 'Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis', *Management science*, 30(9), 1078-1092.
- Barro, R.J. & Sala-i-Martin (1991), 'Convergence across States and Regions', *Brooking Papers on Economic Activity*, 107-182.
- Barro, R.J. & Sala-i-Martin (1992a), 'Convergence', *Journal of Political Economy*, 100, 223-251.
- Barro, R.J. & Sala-i-Martin (1992b), 'Regional Growth and Migration: A Japanese-US Comparison', *Journal of the Japanese and International Economy*, 6, 312-346.
- Barro, R.J. and Sala-i-Martin (1995), *Economic Growth*, New York: McGrawHill.
- Baumol, W.J. (1986), 'Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show', *American Economic Review*, 76, 1072-1085.
- Bernard, A.B. & Jones, C.I. (1996), 'Comparing Apples to Oranges: Productivity Convergence and Measurement Across Industries and Countries', *American Economic Review*, 86 (5), 1216-1239.
- Charnes, A., Cooper, W.W. & Rhodes, E. (1978), 'Measuring the efficiency of decision making units', *European journal of operational research*, 2(6), 429-444.
- Cliff, A. & Ord, J. (1973), *Spatial Autocorrelation*, London: Pion.
- Cornwell, M. & Wachter, J.U. (1998), 'Productivity Convergence and Economic Growth: A Frontier Production Function Approach', *ZEI working papers Center for European Integration Studies*, University of Bonn, 6.
- Dowrick, S. & Nguyen, D.T. (1989), 'OECD comparative economic growth 1950-85: catch up and convergence', *The American Economic Review*, 79 (5), 1010-1030.
- Engel, C. & Rogers, J.H. (2003), 'How Wide is the Border?', *American Economic Review*, 86 (5), 1112-1125.
- Fecher, F. & Perelman, S. (1992), 'Productivity growth and technical efficiency in OECD industrial activities', *Industrial Efficiency in Six Nations*, 459-488.
- Islam, N. (1995), 'Growth Empirics: A Panel Data Approach', *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1127-1170.
- Mankiw, N.G., Romer, D. & Weil, D.N. (1990), 'A contribution to the empirics of economic growth', *National Bureau of Economic Research*.
- McCallum, J. (1995), 'National borders matter: Canada-US regional trade patterns', *The American Economic Review*, 85 (3), 615-623.
- Nguyen Khac Minh, Pham Anh Tuan and Nguyen Viet Hung (2015), 'Using the spatial econometric approach to analyze convergence of labor productivity at the provincial level in Vietnam', *Journal of Economics and Development*, 17(1), 5.
- Nguyen Khac Minh, Pham Van Khanh & Pham Anh Tuan (2012), 'A new approach for ranking efficient units in Data Envelopment Analysis and Application to a Sample of Vietnamese Agricultural Bank Branches', *American Journal of Operations Research*, 02(1), 126.
- Nishimura, K.G., Nakajima, T. & Kiyota, K. (2005), 'Diffusion versus Innovation: Determinants of Productivity Growth among Japanese Firms', *CIRJE Discussion Paper CIRJE-F-350*, the University of Tokyo.
- Pascual, A.G. & Westermann, F. (2002), 'Productivity Convergence in European Manufacturing', *Review of International Economics*, 313-323.
- Perelman, S. (1995), 'R&D, technological progress and efficiency change in industrial activities', *Review of Income and Wealth*, 41(3), 349-366.
- Rey, S.J. & Mountouri, B. (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', *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- Swan, T.W. (1956), 'Economic Growth and Capital Accumulation', *Economic Record*, 32, 334-361.
- Tone, K. (2001), 'A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis', *European journal of operational research*, 130(3), 498-509.
- Weill, L. (2009), 'Convergence in banking efficiency across European countries', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 19(5), 818-833.