

MÔ HÌNH ĐỘNG PHÂN TÍCH ẢNH HƯỞNG CỦA CÁC NHÂN TỐ ĐẾN HIỆU QUẢ PHÂN BỐ CẤP TỈNH CỦA CÁC DOANH NGHIỆP NGÀNH CHẾ BIẾN, CHẾ TẠO CỦA VIỆT NAM

A Dynamic model of the effect of factors on the provincial allocative efficiency of Vietnam's manufacturing enterprises

VŨ THỊ HUYỀN TRANG

Nghiên cứu này áp dụng phương pháp moment tổng quát của Wooldridge (2009) để ước lượng TFP cấp doanh nghiệp, từ đó tính TFP gộp để ước lượng hiệu quả phân bổ cấp tỉnh của các doanh nghiệp ngành chế biến, chế tạo của Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2000 đến năm 2018 theo cách tiếp cận của Olley và Pakes (1996) và sử dụng mô hình SGMM để đánh giá cả tác động ngắn hạn và dài hạn của các nhân tố đến hiệu quả phân bổ. Kết quả thực nghiệm này giúp các nhà quản lý có thể đưa ra các chính sách phù hợp nhằm tăng hiệu quả phân bổ của địa phương mình.

Từ khóa: hiệu quả phân bổ, phương pháp phân rã năng suất, mô hình SGMM.

This research applies the general moment method of Wooldridge (2009) to estimate the firm-level TFP, thereby calculating the pooled TFP. The objective of this study is to estimate the provincial allocation efficiency of Vietnamese manufacturing enterprises in the period from 2000 to 2018 according to the approach of Olley and Pakes (1996) and use SGMM model to evaluate both short-term and long-term effects of factors on allocative efficiency. The findings show that there is a remarkable heterogeneity between-province allocative efficiency. The factors that have strong impacts in both short and long term on allocation efficiency include the level of accumulation, human capital, foreign direct investment capital on provincial GDP, provincial budget expenditure on development investment on local GDP, an index showing low market entry costs and some industry characteristics of manufacturing enterprises.

Keywords: allocation efficiency, productivity decomposition method, SGMM model.

1. Đặt vấn đề

Để phát triển, các quốc gia và vùng lãnh thổ cần có sự tăng trưởng về sản xuất (hay còn gọi là đầu ra) của chính mình. Những nghiên cứu kinh tế cổ điển cho thấy, có hai nguồn chính để tăng trưởng sản xuất và tăng trưởng đầu ra là, tăng trưởng các yếu tố sản xuất (như lao động và vốn đầu tư cho sản xuất) và hiệu quả (năng suất) đạt được. Hệ quả là nền kinh tế sản xuất được nhiều hơn với cùng một khối lượng đầu vào. Khi đo lường

năng suất, người ta có thể xem xét từng yếu tố, nhóm yếu tố hay toàn bộ các yếu tố tham gia vào quá trình sản xuất hay quá trình tăng trưởng kinh tế. Các nhà kinh tế học khi nghiên cứu ở những nước và vùng lãnh thổ có trình độ phát triển cao thấy rằng, góp phần vào sự tăng trưởng của kết quả sản xuất, ngoài các yếu tố như đầu tư thêm lao động, vốn, tài nguyên, ... còn có sự đóng góp một phần

Vũ Thị Huyền Trang, ThS., Trường đại học Thương mại.

đáng kể của các yếu tố không phải là vốn và lao động. Những phần tăng năng suất không phải do vốn và lao động này được gọi là năng suất nhân tố tổng hợp (TFP).

Theo Solow (1956, 1957), tích lũy tư bản hiện vật và tiến bộ công nghệ là cơ sở cho việc giải thích cho câu hỏi quan trọng của kinh tế học “Vì sao một nước quá giàu còn nước khác quá nghèo?”. Nhưng mới đây đã hình thành một cách tiếp cận mới trong việc giải thích câu hỏi trên. Nguyên nhân chính dẫn đến chênh lệch trong đầu ra bình quân đầu người là những chênh lệch trong TFP. Cách tiếp cận mới này cho rằng, TFP gộp không chỉ phụ thuộc vào TFP của các đơn vị sản xuất riêng lẻ mà còn phụ thuộc vào việc phân bổ các đầu vào như thế nào giữa các đơn vị sản xuất này. Tức là, TFP gộp có thể thấp bởi vì các đầu vào bị phân bổ không đúng giữa các đơn vị sản xuất không thuần nhất. Sự phân bổ lại các nguồn lực sản xuất từ nơi kém hiệu quả đến nơi hiệu quả hơn, làm tăng TFP gộp và hiệu quả phân bổ nguồn lực là rất quan trọng, để giải thích sự tăng trưởng TFP gộp của các quốc gia, các ngành.

Ở mỗi quốc gia, nhiều nghiên cứu đã chỉ ra TFP cũng như hiệu quả phân bổ của mỗi vùng miền, mỗi tỉnh lại khác nhau và có sự tăng trưởng tùy thuộc vào các yếu tố địa phương (Dondur và cộng sự, 2011; Bin và cộng sự, 2017). Vì vậy hiểu rõ được nguồn gốc tăng trưởng TFP và đo lường được hiệu quả phân bổ của mỗi vùng, miền, cũng như việc phân tích ảnh hưởng của các nhân tố đến hiệu quả phân bổ sẽ rất quan trọng trong việc đề ra các chính sách phù hợp để thúc đẩy phát triển ở từng địa phương, từ đó dẫn đến sự phát triển của quốc gia. Tuy nhiên, các nghiên cứu về hiệu quả phân bổ theo vị trí địa lý và khám phá các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả phân bổ còn rất hạn chế.

Nhiều nghiên cứu đã đưa ra quan điểm rằng, sự phân bổ nguồn năng suất giữa các doanh nghiệp hay giữa các ngành là một lý do chính dẫn đến tăng trưởng TFP gộp (Restuccia và Rogerson, 2008; Hsieh và Klenow, 2009; Bartelsman và cộng sự, 2013; Collard-Wexler và De Loecker, 2015). Họ lập luận rằng, sự thay đổi trong các nguồn lực sản xuất từ nơi có hiệu quả phân bổ thấp sang nơi có hiệu quả phân bổ cao hơn, làm tăng TFP gộp và hiệu quả phân bổ nguồn lực là rất quan trọng, để giải thích sự tăng trưởng của các quốc gia hay các ngành. Với cách tiếp cận này, hiệu quả phân bổ được đo lường bởi hiệp phương sai giữa thị phần và năng suất của doanh nghiệp theo quan điểm của Olley và Pakes (1996). Điều này được giải thích bởi hiệp phương sai tăng, vì những doanh nghiệp năng suất hơn có thị phần cao hơn và hiệp phương sai giảm, vì những doanh nghiệp kém hơn lại có thị phần cao hơn. Theo Bartelsman và cộng sự (2013), phương pháp hiệp phương sai là phương pháp vững chắc về cả lý thuyết và thực nghiệm để đo lường hiệu quả phân bổ và đánh giá ảnh hưởng của phân bổ sai.

Phương pháp tính hiệu quả phân bổ này được đề xuất trong nghiên cứu của Olley và Pakes (1996) (sau gọi là OP), nghiên cứu với dữ liệu mảng cấp doanh nghiệp cho nền công nghiệp viễn thông của Mỹ trong giai đoạn 1974 - 1987. Năng suất gộp của ngành được tính bằng năng suất trung bình có trọng số của các doanh nghiệp với trọng số là tỷ trọng đầu ra. Các tác giả đã phân rã năng suất gộp này thành hai thành phần là, năng suất trung bình không trọng số cấp độ doanh nghiệp và hiệp phương sai giữa thị phần và năng suất. Số hạng hiệp phương sai này đại diện cho giá trị của hiệu quả phân bổ. Kết quả cho thấy, không có sự

thay đổi nhiều của năng suất trung bình không trọng số trong giai đoạn nghiên cứu, nhưng có sự tăng lên đáng kể của hiệu quả phân bổ của các doanh nghiệp, tương ứng tăng từ 0,01 năm 1974 lên 0,32 năm 1987. Nghiên cứu đã kết luận, có một sự phân bổ lại từ các doanh nghiệp có năng suất thấp sang các doanh nghiệp có năng suất cao hơn.

Nhiều nghiên cứu trải rộng trên các quốc gia và các ngành đã áp dụng phương pháp phân rã năng suất này để tính hiệu quả phân bổ. Tuy nhiên, các nghiên cứu về hiệu quả phân bổ theo vị trí địa lý và khám phá các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả phân bổ thì không có nhiều. Trong nghiên cứu của Dondur và cộng sự (2011) cho 567 doanh nghiệp tư nhân trong ngành công nghiệp của Serbia giai đoạn 2005 – 2007. Các tác giả đã sử dụng cách tiếp cận OP để tính hiệu quả phân bổ cho từng năm; từng vùng (gồm ba vùng là Vojvodina; Trung tâm Serbia; Belgrade) và cho từng ngành (gồm 27 ngành). Kết quả cho thấy, hiệu quả phân bổ có xu hướng tăng và cao nhất trong năm 2007. Hiệu quả phân bổ cao nhất ở Vojvodina, sau đó đến Trung tâm Serbia và thấp nhất ở vùng Belgrade nhưng đều dương. Ngoài ra, hiệu quả phân bổ được tìm thấy cao nhất ở các ngành như khai thác quặng kim loại, công nghiệp gỗ, thuốc lá và sản xuất kim loại cơ sở; còn hiệu quả phân bổ âm ở các ngành công nghiệp mô tô và sản xuất máy móc điện tử. Tuy nhiên, hạn chế của nghiên cứu là khoảng thời gian nghiên cứu quá ngắn.

Một nghiên cứu gần đây của Bin và cộng sự (2017) đã nghiên cứu một khía cạnh chưa được khai thác trước đây về nguyên nhân dẫn đến sự không đồng nhất trong năng suất của các địa phương ở Trung Quốc. Dựa trên dữ liệu mảng không cân bằng của tất cả các doanh nghiệp

ngành công nghiệp của Trung Quốc từ năm 1998 đến năm 2007, các tác giả đã tính toán mức độ hiệu quả phân bổ trong ngành dọc theo các tỉnh dựa vào phương pháp phân rã năng suất OP. Nghiên cứu đã tìm thấy, hiệu quả phân bổ thay đổi đáng kể giữa các tỉnh và kết quả ước lượng mối quan hệ thực nghiệm giữa hiệu quả phân bổ và các nhân tố dựa trên địa điểm cho thấy, một số yếu tố tác động tích cực đến hiệu quả phân bổ là sự tích tụ của nền kinh tế địa phương, sự đầu tư cho giáo dục, quy mô của sự đổi mới. Tuy nhiên, sự tham gia của các doanh nghiệp địa phương vào thương mại quốc tế lại mang lại các ảnh hưởng tiêu cực lên hiệu quả phân bổ. Hạn chế của nghiên cứu là các tác giả đã ngầm định mô hình hồi quy tĩnh là phù hợp và chưa đưa ra được tác động của các chính sách quản lý của nhà nước cũng như địa phương đến hiệu quả phân bổ.

Nghiên cứu của Federico và Dan (2013) lại sử dụng dữ liệu cấp quốc gia để nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả phân bổ của các nước OECD. Nghiên cứu tìm thấy, trong trường hợp luật bảo vệ việc làm có hiệu lực, quy định thị trường sản phẩm, hạn chế FDI sẽ dẫn đến sự suy giảm trong hiệu quả phân bổ. Tác giả có đưa ra các kịch bản về lợi ích từ các cải cách toàn diện về sản phẩm của EU và thị trường lao động cho thấy, có một sự gia tăng đáng kể cho năng suất. Chẳng hạn, nếu các chính sách rào cản gia nhập giảm xuống mức thấp nhất trong các nước EU, có thể làm tăng gấp đôi hiệu quả phân bổ trong toàn khu vực, lấp đầy phần lớn khoảng cách với Mỹ và năng suất lao động ở EU sẽ cao hơn 15% nhờ phân bổ nguồn lực hiệu quả hơn. Tương tự, tác động cụ thể của quy định chống cạnh tranh trong dịch vụ chỉ ra rằng, một chính sách tương tự làm tăng hiệu quả phân bổ trong các

ngành dịch vụ của EU lên gấp ba lần. Ở Việt Nam, các nghiên cứu đo lường hiệu quả phân bổ trong cách tiếp cận này và phân tích các ảnh hưởng của các nhân tố đến hiệu quả phân bổ còn rất ít.

Với mục đích đóng góp thêm cho các nghiên cứu và đưa ra các gợi ý chính sách cho các nhà quản lý nhằm nâng cao hiệu quả phân bổ của địa phương mình, nghiên cứu này sử dụng phương pháp đo lường hiệu quả phân bổ theo quan điểm của Olley và Pakes (1996). Trong đó, TFP đã được phân rã thành các thành phần có thể giải thích nguyên nhân của việc tăng năng suất. Đồng thời, nghiên cứu này ước lượng mô hình hồi quy số liệu mảng động để đánh giá tác động của các nhân tố đến hiệu quả phân bổ cấp tỉnh của các doanh nghiệp ngành chế biến chế tạo của Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2000 đến năm 2018.

2. Phương pháp nghiên cứu

$$\begin{aligned}\Phi_t &= \sum_i w_{it} \varphi_{it} = \frac{1}{N_t} \sum_i \varphi_{it} + \sum_i \left(w_{it} - \frac{1}{N_t} \sum_i w_{it} \right) \left(\varphi_{it} - \frac{1}{N_t} \sum_i \varphi_{it} \right) \\ &= \mu_t + CovOP_t \quad (2)\end{aligned}$$

Với N_t là tổng số doanh nghiệp của tỉnh trong năm t ; μ_t là năng suất trung bình không trọng số của các doanh nghiệp; $CovOP_t$ là hiệp phương sai của thị phần và năng suất, đại diện cho giá trị của hiệu quả phân bổ giữa các doanh nghiệp hiện có của tỉnh tại năm t .

$$CovOP_{ist} = \beta_0 + \beta_1' X_{st} + \beta_2' Z_{ist} + v_i + v_t + v_s + \varepsilon_{ist} \quad (3)$$

Trong đó: $CovOP_{ist}$ là số hạng hiệp phương sai được tính cho ngành i và tỉnh s cho năm t thông qua phân rã OP; X_{st} là tập hợp các yếu tố chuyên biệt thay đổi theo thời gian và Z_{ist} là

2.1. Phương pháp tính hiệu quả phân bổ

Nghiên cứu dựa vào phương pháp đo lường hiệu quả phân bổ theo cách tiếp cận OP. Năng suất gộp cấp tỉnh được đo bằng năng suất trung bình có trọng số với trọng số là tỷ trọng đầu ra của các doanh nghiệp.

$$\Phi(t) = \sum_i w_{it} \varphi_{it} \quad (1)$$

Trong đó: $w_{it} > 0$ và $\sum_i w_{it} = 1$

φ_{it} là logarit tự nhiên của TFP của doanh nghiệp i tại thời điểm t

$$\varphi_{it} = \log(TFP_{it})$$

Sau đó năng suất gộp được phân rã thành hai thành phần là, năng suất trung bình không trọng số và hiệp phương sai giữa thị phần và năng suất:

2.2. Mô hình kinh tế lượng đánh giá tác động của các nhân tố đến hiệu quả phân bổ

Để nghiên cứu mối quan hệ giữa hiệu quả phân bổ trong ngành ở cấp tỉnh và các yếu tố tác động đến nó, nghiên cứu này sử dụng mô hình sau:

tập hợp các biến số thay đổi giữa các ngành, tỉnh và thời gian. Việc ước lượng bao gồm các yếu tố thời gian, ngành và tỉnh để kiểm soát các yếu tố bị bỏ qua bất biến theo thời gian.

Mô hình (3) là một mô hình tĩnh, nó chưa thể hiện ảnh hưởng của mức hiệu quả phân bổ trong quá khứ đến mức hiệu quả phân bổ ở thời điểm hiện tại (nếu tồn

tại). Do đó, nghiên cứu xem xét mô hình động (4), trong đó có sự xuất hiện của biến phụ thuộc trễ với vai trò là biến giải thích.

$$CovOP_{ist} = \beta_0 + \gamma CovOP_{ist-1} + \beta_1' X_{st} + \beta_2' Z_{ist} + v_i + v_t + v_s + \varepsilon_{ist} \quad (4)$$

Các tài liệu về mối liên hệ trực tiếp giữa các yếu tố địa phương và đặc điểm ngành với hiệu quả phân bổ rất ít. Nghiên cứu tổng hợp các tài liệu thực

nghiệm về các nhân tố tác động đến hiệu quả phân bổ và năng suất để đưa vào mô hình các biến giải thích được tổng hợp trong bảng 1.

BẢNG 1: Các biến trong mô hình

Tên biến	Ký hiệu	Cách tính
Hiệu quả phân bổ	<i>CovOP</i>	Được tính theo phân rã Olley-Pakes
Các biến thay đổi theo tỉnh và thời gian (X_{pt})		
Giá trị sản xuất của tỉnh	<i>GTSX</i>	Tổng đầu ra hàng năm của tỉnh
Tổng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài trên GDP hàng năm	<i>fdi</i> <i>Lfdi</i>	Tổng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài trên GDP trong năm của tỉnh Biến trễ 1 thời kỳ
Vốn con người	<i>VCN</i>	Tỷ lệ sinh viên của tỉnh/dân số
Chi đầu tư phát triển	<i>ChiDTPT</i>	Chi đầu tư phát triển/GDP
PCI và các thành phần của chỉ số cạnh tranh cấp tỉnh PCI	<i>PCI</i> <i>CSTP</i>	Xem pcivietnam.vn
Các biến thay đổi theo tỉnh, ngành và thời gian (Z_{lpt})		
Chỉ số chuyên môn hóa	<i>SPEC</i>	Giá trị sản xuất ngành chế tác/giá trị sản xuất của tỉnh
Phân chia lao động của các doanh nghiệp FDI trong ngành chế tác	<i>FDIshare</i>	Lao động của các doanh nghiệp FDI trong ngành chế tác/Tổng lao động các doanh nghiệp ngành chế tác của tỉnh
Mức thâm dụng vốn	<i>KL</i>	Tổng vốn của tỉnh trên tổng lao động của ngành chế tác của tỉnh
Chỉ số cạnh tranh công nghiệp của ngành chế tác của tỉnh	<i>HHI</i>	Tính theo năm doanh nghiệp lớn nhất của ngành trong từng tỉnh
Tổng tài sản toàn ngành chế tác	<i>TSCT</i>	Tổng vốn toàn ngành chế tác của tỉnh theo năm

Nguồn: Tác giả tự tổng hợp.

Nghiên cứu này xem xét và thấy rằng, mô hình động là thích hợp với nghiên cứu về hiệu quả phân bổ, nên chỉ trình bày kết quả ước lượng mô hình động. Tuy nhiên đối với mô hình (4), sự hiện diện của biến phụ thuộc trễ sẽ làm nảy sinh vấn đề nội sinh. Để xử lý vấn đề này, có

thể sử dụng nhóm phương pháp moment tổng quát hay nhóm phương pháp GMM bao gồm IV-GMM (phương pháp biến công cụ), DGMM (GMM sai phân) và SGMM (GMM hệ thống). Tuy nhiên nghiên cứu chỉ trình bày kết quả ước lượng mô hình SGMM do Arellano và

Bover (1995) phát triển nhằm khắc phục các khuyết tật đối với các mô hình GMM. Bởi SGMM thường tạo ra các ước tính chính xác và hiệu quả hơn so với các ước lượng GMM khác, kể cả DGMM (Baltagi, 2008). Hay như trong Soto (2009) đã tiến hành mô phỏng với các số liệu mà khoảng thời gian ngắn hơn nhiều so với số quan sát và đã kết luận ước lượng SGMM cho kết quả tốt hơn so với tất cả các ước lượng GMM khác.

2.3. Dữ liệu

Nghiên cứu này sử dụng số liệu hỗn hợp dựa trên điều tra doanh nghiệp hàng năm của ngành chế biến chế tạo từ năm 2000 đến năm 2018 (Tổng cục Thống kê, 2020). Nguồn số liệu này có đầy đủ các biến quan trọng như mã ngành công nghiệp (lấy theo tiêu chuẩn VSIC 2 chữ số), loại hình sở hữu, số lao động, lượng vốn, doanh thu, lợi nhuận, khấu hao, chi phí lao động, tài sản ngắn hạn, tài sản dài hạn... Các đầu vào và đầu ra đã được giảm phát theo năm gốc 2010.

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu cấp tỉnh, thành phố ở Việt Nam giai đoạn 2000-2018 và dữ liệu về chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (VCCI, 2020). Vì trong

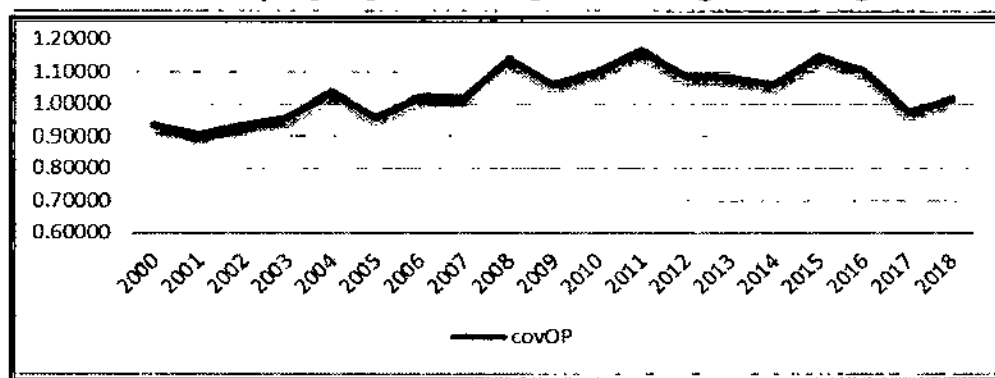
giai đoạn nghiên cứu có sự tách, nhập các địa phương nên để thuận tiện, nghiên cứu đã ghép một số tỉnh như sau: Hà Tây vào Hà Nội thành Hà Nội mới, Đắk Nông vào Đắk Lắk thành Đắk Lắk mới, Điện Biên vào Lai Châu thành Điện Biên mới và Hậu Giang vào Cần Thơ thành Cần Thơ mới. Do đó dữ liệu nghiên cứu gồm 60 tỉnh.

3. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

3.1. Kết quả ước lượng hiệu quả phân bổ cấp tỉnh

Trong nghiên cứu này, giá trị gia tăng (VA) được sử dụng để ước lượng TFP ở cấp độ doanh nghiệp bằng phương pháp moment tổng quát được đề xuất bởi Wooldridge (2009). Dữ liệu về giá trị gia tăng không sẵn có và được đo lường dựa trên cách tiếp cận thu nhập. Từ TFP ở cấp độ doanh nghiệp, TFP từng tỉnh được tính là trung bình có trọng số của logarit TFP các doanh nghiệp trong tỉnh, với trọng số là tỷ trọng đầu ra của doanh nghiệp. Hiệu quả phân bổ cấp tỉnh trong từng năm được đo lường theo cách tiếp cận OP. Hình 1 thể hiện hiệu quả phân bổ cấp tỉnh trung bình trong từng năm của giai đoạn nghiên cứu.

HÌNH 1: Hiệu quả phân bổ cấp tỉnh trung bình từng năm



Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu của Tổng cục Thống kê qua các năm.

Kết quả ước lượng cho thấy, hiệu quả phân bổ cấp tỉnh trung bình trong từng

năm không có sự biến động nhiều (dao động trong khoảng từ 0,90 đến 1,17), có xu

hướng tăng trong giai đoạn từ năm 2000 đến năm 2011 và có xu hướng giảm trong những năm gần đây. Tuy nhiên trong từng năm, hiệu quả phân bổ của các tỉnh

lại rất khác nhau, đặc biệt là sự chênh lệch giữa những tỉnh có hiệu quả phân bổ cao nhất và những tỉnh có hiệu quả phân bổ thấp nhất thể hiện trong bảng 2.

BẢNG 2: Các tỉnh có hiệu quả phân bổ trung bình cao nhất và thấp nhất

Tỉnh	Xếp hạng	Giá trị bình quân	Tỉnh	Xếp hạng	Giá trị bình quân
Bà Rịa-Vũng Tàu	1	3,34299	Cao Bằng	51	0,74382
Vĩnh Phúc	2	2,09781	Kon Tum	52	0,68769
Bắc Ninh	3	1,73884	Nam Định	53	0,68464
Hà Nội mới	4	1,66519	Hà Giang	54	0,66979
Quảng Ngãi	5	1,52596	Bình Thuận	55	0,64312
Thanh Hóa	6	1,50531	An Giang	56	0,63276
Hải Dương	7	1,46347	Điện Biên mới	57	0,55697
Thừa Thiên Huế	8	1,43751	Trà Vinh	58	0,55519
Hà Nam	9	1,39504	Bến Tre	59	0,52208
Lào Cai	10	1,35467	Bạc Liêu	60	0,41398

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu của Tổng cục Thống kê qua các năm.

Các tỉnh có mức hiệu quả phân bổ cao nhất trong cả nước trong giai đoạn nghiên cứu là các tỉnh Bà Rịa - Vũng Tàu, Vĩnh Phúc và Bắc Ninh. Các tỉnh có hiệu quả phân bổ thấp hơn các tỉnh khác rất nhiều là Điện Biên, Lai Châu, Trà Vinh, Bến Tre và Bạc Liêu. Trong đó hai thành phố lớn của cả nước là Hà Nội và Hồ Chí Minh có mức hiệu quả phân bổ trung bình cả giai đoạn đứng thứ tư và thứ 11 tương ứng. Như vậy, có một mức độ không đồng nhất đáng chú ý của hiệu quả phân bổ trong ngành dọc theo các tỉnh và qua thời gian. Để thấy rõ được nguyên nhân dẫn đến sự không đồng nhất này, nghiên cứu sẽ ước lượng các mô hình hồi quy để phân tích rõ ảnh hưởng của các nhân tố đến hiệu quả phân bổ.

3.2. Kết quả ước lượng các mô hình

Vì số liệu về chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI) chỉ có đầy đủ các tỉnh từ năm 2006, nên nghiên cứu ước lượng mô hình khi có và không có biến PCI và các biến chỉ số thành phần của nó. Ký hiệu mô hình SGMM1 là mô hình khi không có biến liên quan đến PCI và mô hình

SGMM2 là mô hình có biến liên quan đến PCI (mô hình này chỉ xét trong giai đoạn từ năm 2006 đến năm 2018).

Khi đưa biến PCI vào mô hình thì biến này không có ý nghĩa thống kê, nên được thay thế bởi các biến chỉ số thành phần của PCI, thì chỉ có CSTP1 thể hiện chi phí gia nhập thị trường thấp là có ý nghĩa thống kê, nên chỉ xét mô hình có biến này đại diện cho năng lực cạnh tranh cấp tỉnh.

Trước hết nghiên cứu thực hiện một số kiểm định để kiểm tra độ phù hợp của các mô hình. Dòng thứ tư từ dưới lên của bảng 3 cho biết số biến công cụ của mỗi mô hình. Kết quả này cho thấy, số biến công cụ được sử dụng trong mỗi mô hình đều không vượt quá số nhóm $N=60$ (số biến công cụ được sử dụng trong hai mô hình tương ứng là 57 và 33). Thống kê J Hansen được sử dụng để kiểm định giả thuyết H_0 về tính chính xác của chỉ định mô hình và các ràng buộc xác định quá mức hợp lệ, tức là tính hợp lý của các biến công cụ (Baum, 2006). Giá trị p-value của kiểm định J Hansen ở cuối bảng 3. Trong

đó ở mô hình SGMM1 là 0,285, nghĩa là lớn hơn bất kỳ mức ý nghĩa thông thường nào; còn ở mô hình SGMM2 là 0,053 lớn hơn mức ý nghĩa thông thường 5%. Điều này chứng tỏ mô hình chỉ định là đúng và các biến công cụ sử dụng là hợp lý. Kiểm định tự tương quan cho thấy, tồn tại tự tương quan bậc nhất trong cả hai mô hình (p-value cho AR (1) đều nhỏ hơn 0,05) nhưng không tồn tại tương quan bậc hai trong cả 2 mô hình này (p-value cho AR (2) đều lớn hơn 0,05).

BẢNG 3: Kết quả ước lượng các mô hình SGMM

	CovOP	
	SGMM1	SGMM2
L.CovOP	0,29200*** (0,10363)	0,25948** (0,12625)
SPEC	0,88329*** (0,12579)	0,89822*** (0,18566)
GTSX	0,00339** (0,00161)	0,00735** (0,00275)
fdi	0,00199** (0,00086)	
L.fdi	0,00237** (0,00102)	0,00183** (0,00069)
FDIshare	-0,38700** (0,16055)	-0,29638* (0,16424)
KL	0,00030*** (0,00010)	0,00026*** (0,00010)
HHI	1,09164*** (0,26951)	1,23483*** (0,28267)
ChiDTPT	-0,00479*** (0,00163)	-0,00355*** (0,00325)
VCN	0,01083** (0,00464)	
TSCT	-1,88e-09*** (1,01e-09)	0,17893*** (0,02548)
CSTP1		0,02295** (0,01100)
Số quan sát	1080	780
Số công cụ	58	33
AR (1) (p_value)	0,002	0,012
AR (2) (p_value)	0,327	0,499
Hansen Test	0,285	0,053

Ghi chú: độ lệch chuẩn để trong ngoặc; * p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

Nguồn: Ước lượng của tác giả từ số liệu của Tổng cục Thống kê.

Kết quả ước lượng ở hai mô hình là tương đối thống nhất và tất cả các biến đều có ý nghĩa thống kê. Ở cả hai mô hình, biến trễ của biến phụ thuộc đều có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và 5% tương ứng. Như vậy hiệu quả phân bổ ở thời kỳ trước có ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả phân bổ ở thời điểm hiện tại. Điều này cũng khẳng định mô hình hồi quy động là phù hợp.

Quy mô của hoạt động kinh tế địa phương và sản lượng thường được liên kết với nhau do các nền kinh tế tích tụ và lựa chọn, như đã được chỉ ra trong nhiều nghiên cứu về nền kinh tế tích tụ (Glaeser và cộng sự, 1992; Rosenthal và Strange, 2004; Beaudry và Schiffauerova, 2009; Puga, 2010). Tuy nhiên, liệu rằng hiệu quả phân bổ có liên quan đến sự tích tụ hay không và nếu có thì cơ chế làm việc như thế nào? Để đại diện cho quy mô nền kinh tế, nghiên cứu sử dụng giá trị sản xuất của tỉnh. Biến GTSX có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê trong cả hai mô hình. Kết quả này cho thấy, tồn tại mối quan hệ tích cực giữa sự tích tụ và hiệu quả phân bổ trong ngành. Điều này có thể là hệ quả của sự đấu tranh tốt giữa các doanh nghiệp và các nguồn lực địa phương. Kết quả này cũng phù hợp với kết quả được chỉ ra trong nghiên cứu của Bin và cộng sự (2017).

Để đặc trưng cho hội nhập kinh tế quốc tế, nghiên cứu đưa vào biến fdi được đo bởi tổng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài trên GDP hàng năm của tỉnh và biến trễ của nó. Ở mô hình SGMM1, cả biến fdi và L.fdi đều có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 5%. Tuy nhiên khi đưa thêm biến CSTP1 vào thì biến fdi lại không còn có ý nghĩa dù biến L.fdi vẫn có các ảnh hưởng tích cực lên hiệu quả phân bổ. Như vậy tỷ lệ vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài trên GDP của tỉnh trong

năm trước có ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả phân bổ. Như vậy, có thể thấy, các doanh nghiệp FDI, mang lại những ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả phân bổ địa phương, đồng thời cũng đã xảy ra chuyển giao công nghệ cho các doanh nghiệp nội địa nên ảnh hưởng tích cực này còn kéo dài đến cả thời kỳ sau. Tuy nhiên việc sử dụng nhiều lao động của các doanh nghiệp FDI trong nội bộ ngành chế tác thì lại mang lại ảnh hưởng tiêu cực, thể hiện ở biến $FDIShare$ có hệ số âm và có ý nghĩa thống kê. Điều này có thể giải thích, do các doanh nghiệp FDI có tiềm lực về vốn nên đã thu hút nhiều lao động của các doanh nghiệp nội địa trong ngành, dẫn đến ảnh hưởng tiêu cực lên hiệu quả phân bổ.

Các nghiên cứu đã chỉ ra sự tồn tại của một mối tương quan dương giữa nguồn vốn nhân lực và năng suất doanh nghiệp (Syverson, 2011). Bên cạnh đó, có thể lập luận rằng, đầu tư vào giáo dục và đào tạo cũng có thể thúc đẩy sự năng động về kinh tế và do đó tạo điều kiện cho sự phù hợp tốt hơn giữa doanh nghiệp và nhân viên. Như một hệ quả, nó cũng tác động đến hiệu quả phân bổ cấp độ vùng. Từ đó chúng ta hy vọng có quan hệ giữa vốn con người và giáo dục với hiệu quả phân bổ. Để xấp xỉ cho biến này, nghiên cứu tính bằng tỷ lệ sinh viên của tỉnh trên tổng dân số (VCN). Hệ số của biến này dương và có ý nghĩa thống kê trong mô hình SGMM1. Nhưng khi đưa thêm biến $CSTP1$ thì VCN không có ý nghĩa thống kê nên nghiên cứu không đưa biến này vào mô hình SGMM2.

Hiệu quả phân bổ cấp địa phương còn phụ thuộc vào chính sách phân bổ ngân sách của chính phủ, cũng như khả năng quản lý của chính quyền địa phương. Liên quan đến các chính sách vĩ mô, nghiên cứu đưa vào biến tổng chi ngân sách cho đầu tư phát triển trên địa bàn so với GDP

địa phương ($ChiDTPT$). Việc đầu tư cho sự đổi mới và áp dụng các công nghệ mới trong thực tế có thể kích thích một môi trường kinh doanh thử nghiệm và phân bổ lại nguồn lực nhanh chóng giữa các doanh nghiệp (Collard-Wexler và cộng sự, 2011). Kết quả ước lượng ở cả hai mô hình SGMM1 và SGMM2 cho thấy, biến $ChiDTPT$ có hệ số âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Như vậy, việc chi ngân sách cho đầu tư phát triển so với GDP địa phương lại có ảnh hưởng tiêu cực lên hiệu quả phân bổ. Các địa phương cũng cần xem xét lại việc chi cho đầu tư công của địa phương mình.

Để đại diện cho khả năng quản lý của chính quyền địa phương, nghiên cứu đưa thêm vào mô hình chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh PCI và các chỉ số thành phần của nó. Tuy nhiên, ở mô hình hồi quy động, chỉ có $CSTP1$ có ý nghĩa thống kê và có hệ số dương. Như vậy, chỉ số thể hiện chi phí gia nhập thị trường thấp có ảnh hưởng tích cực lên hiệu quả phân bổ, hay những tỉnh có chi phí gia nhập thị trường thấp thì có hiệu quả phân bổ cao hơn.

Ở đây có duy nhất biến $TSCT$ thể hiện các ảnh hưởng khác nhau lên hiệu quả phân bổ trong hai mô hình. Ở mô hình SGMM1, tổng tài sản ngành chế tác lại mang đến tác động tiêu cực lên hiệu quả phân bổ. Tức là khi tổng tài sản toàn ngành chế tác tăng lên lại dẫn đến việc giảm hiệu quả phân bổ. Tuy nhiên khi có mặt biến đại diện cho năng lực cạnh tranh cấp tỉnh thì biến này lại có tác động ngược lại.

Còn lại các biến đặc trưng cho ngành như $SPEC$, KL , HHI đều có ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả phân bổ một cách có ý nghĩa thống kê trong cả hai mô hình.

Trên đây là những tác động ngắn hạn của các nhân tố tới hiệu quả phân bổ cấp

tỉnh của nước ta. Các nghiên cứu về hiệu quả phân bổ cũng chỉ dừng lại ở việc sử dụng mô hình tĩnh với các tác động ngắn hạn. Chưa có nghiên cứu nào đánh giá tác động dài hạn của các nhân tố đến hiệu quả phân bổ. Việc sử dụng mô hình dữ liệu mảng động cho phép tính được các tác động dài hạn. Papke và Wooldridge (2004) đã đưa ra phương pháp ước lượng các sai số chuẩn cho các hệ số dài hạn trong mô hình dữ liệu mảng động. Kết quả ước lượng các tác động dài hạn của các biến giải thích đến hiệu quả phân bổ trong mô hình SGMM1 và SGMM2 được thể hiện trong bảng sau.

BẢNG 4: Tác động dài hạn trong mô hình SGMM1 và SGMM2

	CovOP	
	SGMM1	SGMM2
SPEC	1,24758*** (0,15414)	1,21296*** (0,21736)
GTSX	0,00478* (0,00247)	0,00993** (0,00291)
fdi	0,00282** (0,00140)	
L.fdi	0,00335 (0,00178)	0,00247* (0,00128)
FDIshare	-0,54661*** (0,16055)	-0,40023* (0,20797)
KL	0,00042*** (0,00010)	0,00035*** (0,00010)
HHI	1,54185*** (0,32510)	1,66751*** (0,28267)
ChiDTPT	-0,00677** (0,00298)	-0,00480*** (0,00176)
VCN	0,01529*** (0,00589)	
TSCT	-2,66e-09* (1,43e-09)	-5,52e-09** (2,04e-09)
CSTPI		0,03099** (0,01320)

Ghi chú: độ lệch chuẩn để trong ngoặc; * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Nguồn: Ước lượng của tác giả từ số liệu của GSO

Kết quả ở bảng 4 cho thấy, tất cả các biến giải thích đều thể hiện ảnh hưởng

rõ trong dài hạn đến hiệu quả phân bổ và chiều tác động cũng giống như ảnh hưởng trong ngắn hạn. Riêng biến TSCT trong tác động dài hạn ở mô hình SGMM2 lại có hệ số âm, ngược với hệ số của biến này trong mô hình SGMM1 với ảnh hưởng ngắn hạn.

4. Kết luận

Nghiên cứu này sử dụng cách tiếp cận của Wooldridge (2009) để ước lượng TFP của các doanh nghiệp ngành chế biến chế tạo của Việt Nam trong giai đoạn từ 2000 – 2018 và tính năng suất gộp của từng tỉnh. Từ đó, áp dụng phân rã năng suất OP để tính hiệu quả phân bổ của các tỉnh trong từng năm để thấy được sự không đồng nhất trong hiệu quả phân bổ. Nghiên cứu sử dụng mô hình động SGMM để đánh giá tác động của các nhân tố đến hiệu quả phân bổ cấp tỉnh, kết quả chính nhận được như sau:

Thứ nhất, hiệu quả phân bổ ở thời kỳ trước có ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả phân bổ ở thời điểm hiện tại.

Thứ hai, tồn tại mối quan hệ tích cực trong cả ngắn hạn và dài hạn giữa sự tích tụ của địa phương, tổng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài trên GDP của tỉnh năm đó và năm trước đó, vốn con người, chi phí gia nhập thị trường của tỉnh thấp, mức thâm dụng vốn, chỉ số cạnh tranh của ngành chế tác với hiệu quả phân bổ ngành chế tác của tỉnh.

Thứ ba, chi cho đầu tư phát triển trên GDP của tỉnh, phần chia lao động của các doanh nghiệp trong ngành lại mang lại những ảnh hưởng tiêu cực lên hiệu quả phân bổ trong cả ngắn hạn và dài hạn.

Từ những kết quả thực nghiệm nêu trên, các nhà quản lý có thể đưa ra các chính sách phù hợp nhằm tăng hiệu quả phân bổ của địa phương mình./.

TÀI LIỆU TRÍCH DẪN

1. Arellano M. and Bover O. (1995), 'Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models', *Journal of Econometrics*, 68, 29-52.
2. Baltagi B. H. (2008), *Econometric Analysis of Panel Data* (5th Edition), Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
3. Bartelsman E., Haltiwanger J. and Scarpetta S. (2013), 'Cross-country differences in productivity: The role of allocation and selection', *American Economic Review*, 103, 305-334.
4. Baum F. C. (2006), *An Introduction to Modern Econometrics Using Stata*, Texas: Stata Press.
5. Beaudry C. and Schiffauerova A. (2009), 'Who's right, Marshall or Jacobs? The localization versus urbanization debate', *Research Policy*, 38 (2), 318-337.
6. Bin P., Chen X., Fracasso A. and Tomasi C. (2017), 'Resource allocation and productivity across provinces in China', *International Reviews of Economics and Finance*, 1-11
7. Collard-Wexler A., Asker J. and De Loecker J. (2011), 'Productivity volatility and the misallocation of resources in developing economies', *National Bureau of Economic Research working papers* 17175
8. Collard-Wexler A. and De Loecker J. (2015), 'Reallocation and technology: evidence from the U. S. steel industry', *American Economic Review*, vol. 105, no. 1, January 2015, pp. 131-71.
9. Dondur N., Pokrajac S., Spasojevic-Brkic V. and Grbic S. (2011), 'Decomposition of productivity and allocative efficiency in Serbian industry', *FME Transactions*, 39, 73-78.
10. Federico C. and Dan A. (2013), 'Public policy and resource allocation: Evidence from firms in OECD countries', *Economic Policy Fifty-eighth Panel Meeting*, 25-26 October 2013
11. Glaeser E. L., Kallal H. D., Scheinkman J. A. and Shleifer A., (1992), 'Growth in cities', *Journal of Political Economy*, 100 (6), 1126-1152.
12. Hsieh C.-T. and Klenow P. J. (2009), 'Misallocation and manufacturing TFP in China and India', *The Quarterly journal of economics*, 124, 1403-1448.
13. Olley S.G. and Pakes, A. (1996), 'The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry', *Econometrica*, 64, 1263-1297.
14. Papke L. E & Wooldridge J. M (2004), 'A computational trick for delta -method standard errors', *Economics Letters*, 86, 413-417.
15. Puga D. (2010), 'The Magnitude and Causes Of Agglomeration Economies', *Journal of Regional Science*, 50 (1), 203-219.
16. Restuccia D. and Roger R. (2013), 'Misallocation and productivity', *Review of Economic Dynamic*, 16, 1-10.
17. Restuccia D. and Rogerson R. (2008), 'Policy distortions and aggregate productivity with heterogeneous establishments', *Review of Economic dynamics*, 11, 707-720.
18. Rosenthal S. S. and Strange W. C. (2004), 'Evidence on the nature and sources of agglomeration economies', *Handbook of Regional and Urban Economics*, Elsevier, 4, 2119-2171.
19. Solow R. M. (1956) 'A Contribution to the Theory of Economic Growth', *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
20. Solow R. M. (1957), 'Technical Change and the Aggregate Production Function', *Review of Economics and Statistics*, 39, 312-320.
21. Soto M. (2009), 'System GMM estimation with a small sample', *UFAE and IAE Working Papers* 780.09, Unitat de Fonaments de l'Anàlisi Econòmica (UAB) and Institut d'Anàlisi Econòmica (CSIC), Barcelona.
22. Syverson C. (2011), 'What determines productivity?', *Journal of Economic Literature*, 49, 326-365.
23. Tổng cục Thống kê (2020), Tổng điều tra doanh nghiệp hàng năm, <https://www.gso.gov.vn/doanh-nghiep/>, truy cập ngày 15-3-2021
24. VCCI (2020), "Bảng chỉ số PCI", <https://www.pcivietnam.vn/bang-chi-so-cac-tinh-thanh-viet-nam>, truy cập ngày 20-3-2021.
25. Wooldridge J. M. (2009), 'On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables', *Economics Letters*, 104 (3), 112-114.

Ngày nhận bài:	24-2-2021
Ngày nhận bản sửa:	12-4-2021
Ngày duyệt đăng:	07-5-2021