

---

# PHÂN TÍCH TÁC ĐỘNG CỦA CÁC NHÂN TỐ ĐẾN HIỆU QUẢ PHÂN BỐ CỦA CÁC DOANH NGHIỆP NGÀNH CHẾ TẠC CỦA VIỆT NAM

Vũ Thị Huyền Trang  
Đại học Thương mại  
Email: trang.vth@tmu.edu.vn

Ngày nhận: 21/10/2020  
Ngày nhận bản sửa: 27/12/2020  
Ngày duyệt đăng: 05/3/2021

## **Tóm tắt:**

Hiệu quả phân bổ nguồn lực là rất quan trọng để giải thích cho năng suất gộp của mỗi quốc gia, mỗi ngành hay mỗi địa phương. Nghiên cứu này ước lượng hiệu quả phân bổ cấp tỉnh cho ngành chế biến, chế tạo của Việt Nam trong giai đoạn 2000-2018 theo phương pháp phân rã năng suất của Olley & Pakes (1996). Trong đó, TFP gộp được suy ra từ TFP cấp độ doanh nghiệp và ước lượng bằng phương pháp moment tổng quát của Wooldridge (2009). Đồng thời, nghiên cứu đã sử dụng hồi quy dữ liệu bảng và phương pháp bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS) để đánh giá tác động của các nhân tố đến hiệu quả phân bổ. Kết quả cho thấy các tỉnh có hiệu quả phân bổ cao nhất là Bà Rịa – Vũng Tàu, Vĩnh Phúc, Bắc Ninh và Hà Nội. Các nhân tố tác động mạnh đến hiệu quả phân bổ là mức độ tích tụ, sự đầu tư cho giáo dục của địa phương; tính minh bạch và tiếp cận thông tin, chính sách đào tạo lao động của địa phương và một số đặc điểm ngành của các doanh nghiệp ngành chế biến chế tạo.

**Từ khóa:** mô hình dữ liệu mảng, hiệu quả phân bổ, phương pháp FGLS.

**Mã JEL:** C23, D61.

## **Analyzing the impact of factors on allocative efficiency of Vietnam's manufacturing enterprises**

### **Abstract:**

Resource allocation efficiency is important to account for the aggregate productivity of each country, industry, or local area. This study estimates province-level allocation efficiency of the manufacturing sector in Vietnam between 2000 and 2018 according to the decomposition method of Olley & Pakes (1996). In which, the pooled TFP is derived from firm-level TFP, which is estimated by using the general moment method of Wooldridge (2009). At the same time, the study employs panel data regression and the Feasible General Least Squares method (FGLS) to evaluate the impacts of factors on the allocative efficiency. The results showed that the provinces with the highest allocation efficiency are Ba Ria - Vung Tau, Vinh Phuc, Bac Ninh, and Hanoi. The factors that strongly affect the allocative efficiency are the local accumulation, investment in education; transparency and access to information, local labor training policies, and some industry characteristics of manufacturing enterprises.

**Keywords:** Allocation efficiency, FGLS method, panel data model.

**JEL Codes:** C23, D61.

---

## 1. Giới thiệu

Khi các đơn vị sản xuất không đồng nhất, năng suất gộp phụ thuộc cả vào hiệu quả của các doanh nghiệp riêng lẻ và cả cách các đầu vào được phân bổ cho các doanh nghiệp. Ngày càng gia tăng các nghiên cứu tìm cách xác định mức độ khác nhau trong năng suất gộp phụ thuộc vào việc phân bổ sai các yếu tố của sản xuất dọc theo các doanh nghiệp. Năng suất tổng hợp của một ngành hay một quốc gia không chỉ liên quan đến năng suất trung bình của các doanh nghiệp mà còn hướng đến việc phân bổ nguồn lực (vốn và lao động) cho các doanh nghiệp năng suất nhất (Olley & Pakes, 1996; Hsieh & Klenow, 2009; Bartelsman & cộng sự, 2013). Vì vậy, hiệu quả phân bổ nguồn lực là rất quan trọng để giải thích năng suất nhân tố tổng hợp (TFP) gộp của mỗi quốc gia hay mỗi ngành. Một nền kinh tế thị trường hoạt động tốt có thể phân bổ nhiều nguồn lực sản xuất hơn cho các doanh nghiệp năng suất hơn, cải thiện phân bổ nguồn lực dự kiến sẽ làm tăng TFP gộp và tổng sản phẩm quốc nội (GDP) bình quân đầu người. Hơn nữa, các nghiên cứu cũng đã chỉ ra rằng về lý thuyết, tăng trưởng năng suất có thể đạt được chủ yếu thông qua đổi mới, lan truyền công nghệ và phân bổ lại nguồn lực (Acemoglu & Cao, 2015). Mặt khác, Petrin & Levinshon (2012) tìm thấy rằng các tùy chọn của sự đổi mới và sự lan truyền công nghệ là chậm và tốn kém, trong khi phân bổ lại tài nguyên thì trực tiếp và hiệu quả hơn. Vì thế, lựa chọn một thước đo phù hợp của hiệu quả phân bổ và việc điều tra về lý thuyết cũng như thực nghiệm các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả phân bổ là rất quan trọng để thực hiện các chính sách kinh tế tốt hơn.

Có nhiều thước đo hiệu quả phân bổ đã được phát triển. Trong nghiên cứu này, tác giả áp dụng phương pháp phân rã được đề xuất bởi Olley & Pakes (1996), trong đó hiệu quả phân bổ được đo bởi hiệp phương sai giữa thị phần và năng suất của doanh nghiệp. Theo Bartelsman & cộng sự (2013), phương pháp hiệp phương sai là một phương pháp vững chắc về lý thuyết và thực nghiệm để đánh giá ảnh hưởng của phân bổ sai. Rất nhiều các nghiên cứu khác nhau đã áp dụng độ đo này để tính hiệu quả phân bổ trong ngành hay trong mỗi quốc gia. Tuy nhiên, sự phát triển của kinh tế và sự trưởng thành của thị trường thay đổi rất nhiều qua các vùng địa lý khác nhau ở mỗi quốc gia. Vì vậy, hiệu quả phân bổ nguồn lực ở các vùng khác nhau là khác nhau (Nie & Jia, 2011). Sự khác biệt về địa lý trong năng suất và hiệu quả phân bổ cũng đã được chỉ ra bởi Rizov & Zhang (2014).

Việc hiểu cách thức các yếu tố địa phương ảnh hưởng đến mức độ hiệu quả phân bổ trong ngành là quan trọng để đề ra các chính sách nhằm nâng cao hiệu quả và giảm bất bình đẳng khu vực. Tuy nhiên, các nghiên cứu về hiệu quả phân bổ theo khu vực và đặc biệt là khám phá các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả phân bổ theo khu vực của các quốc gia còn rất hạn chế. Ở Việt Nam, các nghiên cứu về hiệu quả phân bổ theo cách tiếp cận này còn ít, bên cạnh rất nhiều nghiên cứu về hiệu quả kỹ thuật. Với mục đích đóng góp thêm cho các nghiên cứu và các nhà quản lý có thể tham khảo để đưa ra các chính sách phù hợp nhằm nâng cao hiệu quả phân bổ của địa phương mình, bài báo đã đo mức độ không đồng nhất trong hiệu quả phân bổ nguồn lực cấp tỉnh, đồng thời điều tra tác động của các yếu tố địa phương đến hiệu quả phân bổ dọc theo các tỉnh của các doanh nghiệp ngành chế tác của Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2000 đến năm 2018. Phần còn lại của bài viết được kết cấu như sau: Mục 2 trình bày tóm tắt tổng quan các nghiên cứu liên quan; Mục 3 đề cập đến phương pháp nghiên cứu của bài viết; Mục 4 trình bày và thảo luận các kết quả nghiên cứu; và mục 5 là kết luận về vấn đề nghiên cứu.

## 2. Tổng quan nghiên cứu

Restuccia & Rogerson (2013) đã cung cấp một cuộc khảo sát toàn diện về các nghiên cứu hiện có liên quan đến hiệu quả phân bổ. Các tác giả đã phân biệt giữa hai cách tiếp cận chính mà họ gọi là cách tiếp cận trực tiếp và tiếp cận gián tiếp. Trong khi cách tiếp cận đầu tiên cố gắng trực tiếp tìm ra các yếu tố tạo ra sự phân bổ sai và đánh giá tầm quan trọng của các nguồn cơ bản cụ thể này trong việc tạo ra sự thiếu hiệu quả, thì cách tiếp cận thứ hai tập trung vào ảnh hưởng thực của toàn bộ các yếu tố quyết định cơ bản đến sự phân bổ sai các nhân tố.

Trong số các cách khác nhau để đo lường hiệu quả phân bổ trong ngành theo cách tiếp cận gián tiếp, Bartelsman & cộng sự (2013) đã khai thác sự phân rã thực nghiệm của năng suất ở cấp độ ngành được thực hiện theo nghiên cứu của Olley & Pakes (1996). Hiệu quả phân bổ được đo bởi hiệp phương sai giữa thị phần và năng suất của doanh nghiệp. Điều này được giải thích do hiệp phương sai tăng bởi những doanh nghiệp năng suất hơn có thị phần cao hơn, và hiệp phương sai giảm bởi những doanh nghiệp kém hơn lại có

---

thị phần cao hơn. Bartelsman đã chỉ ra đây là một độ đo vững về cả lý thuyết và thực nghiệm để đánh giá mức độ của hiệu quả phân bổ.

Phương pháp hiệp phương sai được đề xuất bởi Olley & Pakes (1996) (OP). Năng suất nhân tố tổng hợp của ngành được đo bằng trung bình có trọng số của năng suất cấp độ doanh nghiệp với trọng số là tỷ trọng đầu ra. Năng suất gộp này được phân rã thành hai thành phần là năng suất trung bình không trọng số của các doanh nghiệp và số hạng hiệp phương sai của thị phần và năng suất. Số hạng này đại diện cho giá trị của hiệu quả phân bổ. Áp dụng cho dữ liệu mảng cấp độ doanh nghiệp của nền công nghiệp thiết bị viễn thông của Mỹ từ năm 1974 đến năm 1987. Họ tìm thấy rằng năng suất trung bình không trọng số không thay đổi nhiều từ năm 1975 nhưng số hạng hiệp phương sai tăng từ 0,01 lên 0,32 trong cả giai đoạn. Họ kết luận rằng đã có một sự phân bổ lại từ các doanh nghiệp năng suất thấp sang các doanh nghiệp năng suất cao hơn.

Áp dụng phân rã OP này, rất nhiều các nghiên cứu trải rộng trên các quốc gia và các ngành khác nhau để tính toán hiệu quả phân bổ và các vấn đề liên quan. Tuy nhiên, các nghiên cứu về hiệu quả phân bổ theo các vùng, miền khác nhau còn rất hạn chế. Như Dondur & cộng sự (2011) đã sử dụng phương pháp phân rã OP cho dữ liệu ngành công nghiệp Serbian trong giai đoạn từ 2005-2007 để tính hiệu quả phân bổ theo từng năm; theo vùng (gồm 3 vùng là Vojvodina, trung tâm Serbian và Belgrade) và cuối cùng là theo ngành (27 ngành). Các tác giả đã tìm thấy trong giai đoạn nghiên cứu, hiệu quả phân bổ có xu hướng tăng và cao nhất là năm 2007. Hiệu quả phân bổ cao nhất ở Vojvodina, sau đó đến trung tâm Serbian và thấp nhất ở vùng Belgrade nhưng đều dương. Tuy nhiên, các tác giả cũng chỉ ra hạn chế của nghiên cứu là khoảng thời gian quá ngắn.

Một nghiên cứu gần đây đã điều tra về khía cạnh chưa được khai thác trước đây là mức độ không đồng nhất trong phân bổ sai nguồn lực dọc theo các tỉnh của Trung Quốc trong giai đoạn từ 1998-2007. Bin & cộng sự (2017) đã sử dụng dữ liệu cấp độ doanh nghiệp của ngành chế tạo Trung Quốc để đo lường hiệu quả phân bổ cấp tỉnh bằng cách tính toán hiệp phương sai trong ngành giữa quy mô và năng suất của các doanh nghiệp. Kết quả cho thấy hiệu quả phân bổ thay đổi đáng kể dọc theo vùng và một số yếu tố dựa trên địa điểm ảnh hưởng mạnh đến việc phân bổ tài nguyên.

Các nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả phân bổ trong đó hiệu quả phân bổ được tính theo cách tiếp cận của OP còn rất hạn chế. Trong nghiên cứu của Bin & cộng sự (2017) như đã chỉ ra ở trên, một số yếu tố dựa trên địa điểm ảnh hưởng mạnh đến hiệu quả phân bổ. Cụ thể là sự tích tụ có liên quan tích cực với hiệu quả phân bổ cao hơn; địa phương nỗ lực nhiều hơn để hỗ trợ giáo dục tốt hơn sẽ đi cùng hiệu quả phân bổ cao hơn, và những tỉnh được đặc trưng bởi khả năng dư thừa cao hơn và sự đổi mới thấp hơn thì có hiệu quả phân bổ trong ngành thấp hơn. Tuy nhiên, các tác giả cũng chỉ ra hạn chế của nghiên cứu ở chỗ coi giả định mô hình tĩnh là phù hợp. Đồng thời, nghiên cứu cũng chưa đưa ra được tác động của các chính sách quản lý của nhà nước cũng như địa phương đến hiệu quả phân bổ.

Trong một nghiên cứu mới của Gnocato & cộng sự (2020), các tác giả đã áp dụng phân rã OP để tính hiệu quả phân bổ cho các doanh nghiệp ngành chế tạo của Italy và sử dụng phương pháp DID (difference in differences) để nghiên cứu ảnh hưởng việc cải cách các chính sách trong thị trường lao động lên hiệu quả phân bổ. Kết quả cho thấy trong khi việc cải cách các hợp đồng học việc dẫn đến việc phân bổ lại nguồn lực dọc theo các doanh nghiệp không đồng nhất làm tăng hiệu quả phân bổ, sự bãi bỏ quy định của việc sử dụng các hợp đồng có thời hạn về trung bình không mang lại hiệu quả như mong muốn; cải cách tập sự thì lại tạo ra nhiều doanh nghiệp hiệu quả hơn.

Ở Việt Nam, các nghiên cứu về hiệu quả phân bổ theo cách tiếp cận của OP còn rất hạn chế, đặc biệt là nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả phân bổ theo vị trí địa lý.

### **3. Phương pháp nghiên cứu**

#### **3.1. Dữ liệu nghiên cứu**

Số liệu sử dụng trong nghiên cứu này là số liệu hỗn hợp dựa trên điều tra doanh nghiệp hàng năm của Tổng cục thống kê (GSO) cho các doanh nghiệp ngành chế tác từ năm 2000 đến năm 2018. 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 trong nghiên cứu đã được giảm phát theo năm gốc 2010.

Dữ liệu thu thập từ 60 tỉnh, thành phố ở Việt Nam giai đoạn 2000-2018. Sở dĩ nghiên cứu này sử dụng 60 tỉnh, thành phố bởi trong giai đoạn nghiên cứu có sự tách, nhập các địa phương. Để thuận tiện chúng tôi ghép dữ liệu các tỉnh sau: Hà Tây vào Hà Nội thành Hà Nội mới, Đắk Nông vào Đắk Lắk thành Đắk Lắk mới, Lai Châu vào Điện Biên thành Điện Biên mới và Hậu Giang vào Cần Thơ thành Cần Thơ mới.

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 (GMM) được đề xuất bởi Wooldridge (2009). Dữ liệu về VA không sẵn có và được đo lường dựa trên cách tiếp cận thu nhập. Wooldridge đã sử dụng hàm sản xuất Cobb – Douglas và thủ tục GMM một bước để khắc phục vấn đề nhận dạng tiềm năng trong các thủ tục bán tham số hai bước của các nghiên cứu trước đó như Olley & Pakes (1996), Levinsohn & Petrin (2003), Akerberg & cộng sự (2006). Đồng thời, các sai số tiêu chuẩn vững thu được một cách dễ dàng, tính đến cả tương quan chuỗi và/hoặc phương sai sai số thay đổi.

### 3.2. Phương pháp luận

Nghiên cứu này dựa vào phương pháp phân rã năng suất của Olley & Pakes (1996) để tính hiệu quả phân bổ cấp tỉnh của các doanh nghiệp ngành chế tác.

Từ TFP ở cấp độ doanh nghiệp, TFP cấp 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:

$$P_t = \sum_i s_{it} p_{it}$$

Với  $s_{it}$  là tỷ trọng đầu ra của doanh nghiệp  $i$  tại thời điểm  $t$ :  $s_{it} > 0$ ;  $\sum_i s_{it} = 1$  và

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

OP đã phân rã năng suất tổng hợp thành hai thành phần như sau:

$$\begin{aligned} P_t &= \sum_i s_{it} p_{it} = \frac{1}{N_t} \sum_i p_{it} + \sum_i \left( s_{it} - \frac{1}{N_t} \sum_i s_{it} \right) \left( p_{it} - \frac{1}{N_t} \sum_i p_{it} \right) \\ &= \mu_t + Cov_t^{OP} \end{aligned}$$

Với  $N_t$  là số doanh nghiệp của tỉnh trong năm  $t$ .

$\mu_t$  là năng suất trung bình không trọng số của các doanh nghiệp.

$Cov_t^{OP}$  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 ở năm  $t$ .

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

Kết quả trong phần 4.1 cho thấy một mức độ không đồng nhất đáng chú ý của hiệu quả phân bổ trong ngành dọc theo các tỉnh và qua thời gian. Việc hiểu những thành phần trong mức độ khác biệt của hiệu quả phân bổ đòi hỏi cần có những phân tích thực nghiệm tập trung vào. Nguồn gốc của sự biến đổi dọc theo cả thời gian và không gian là rất quan trọng cho việc xác định mối quan hệ thực nghiệm giữa hiệu quả phân bổ và các yếu tố biến đổi qua vùng miền. Với mục tiêu bước đầu là khám phá các yếu tố ngoại sinh ảnh hưởng đến hiệu quả phân bổ, chúng tôi chỉ định mô hình dữ liệu mảng tĩnh và chia tập các biến giải thích thành 2 nhóm: tập các biến thay đổi theo tỉnh, theo thời gian và tập các biến thay đổi theo ngành, tỉnh và thời gian như sau:

$$Cov_{Ipt} = \alpha + \beta_1' X_{pt} + \beta_2' Z_{Ipt} + u_t + u_l + u_p + \varepsilon_{Ipt} \quad (1)$$

Trong đó:  $Cov_{Ipt}$  là số hạng hiệp phương sai theo cách tiếp cận OP được tính cho ngành  $I$ , tỉnh  $p$  tại thời điểm  $t$ ;  $X_{pt}$  là tập hợp các yếu tố chuyên biệt theo các tỉnh khác nhau ở năm  $t$ ;  $Z_{Ipt}$  là tập hợp các biến số thay đổi theo ngành, tỉnh và thời gian. Việc ước lượng bao gồm các ảnh hưởng cố định về thời gian, ngành và tỉnh để kiểm soát các yếu tố bị bỏ qua bất biến theo thời gian.

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. Chúng tôi 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.

Quy mô của hoạt động kinh tế địa phương và sản lượng hoặc sản lượng bình quân đầu người thường được liên kết với nhau do các nền kinh tế tích tụ và lựa chọn, như đã được chỉ ra trong các tài liệu phong phú về nền kinh tế tích tụ (Glaeser & cộng sự, 1992; Rosenthal & Strange, 2004; Beaudry & 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? Chẳng hạn hiệu quả phân bổ cao hơn ở những nơi với nhiều hoạt động kinh tế có thể là một hệ quả của một sự đấu tranh tốt giữa các doanh nghiệp và các nguồn lực địa phương. Để xấp xỉ cho quy mô của nền kinh tế địa phương chúng tôi dùng logarit của GDP cấp địa phương (lnGDP); giá trị sản xuất của tỉnh (GTSX).

Mối quan hệ giữa hội nhập trong thương mại quốc tế và năng suất đã được chỉ ra trong rất nhiều nghiên cứu. Tuy nhiên, nó phụ thuộc vào cả những điều chỉnh xảy ra trong các doanh nghiệp do sự tham gia của họ vào hoạt động quốc tế và vào sự phân bổ lại của các nguồn lực cho doanh nghiệp, như đã được chỉ ra bởi Melitz (2003). Nhìn chung, người ta sẽ mong đợi rằng mức độ hội nhập quốc tế hóa càng cao thì hiệu quả phân bổ liên quan đến quá trình lựa chọn khó khăn càng lớn. Để đặc trưng cho hội nhập kinh tế quốc tế, chúng tôi đưa vào biến đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) là tổng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài hàng năm của tỉnh.

Các nghiên cứu đã thiết lập một mối quan hệ tương quan dương giữa nguồn vốn nhân lực và năng suất doanh nghiệp (Syverson, 2011). Martínez & Fernández (2010) nói rằng lý thuyết vốn con người dựa trên quan điểm cho rằng giáo dục là khoản đầu tư tạo ra thu nhập trong tương lai và dân số có học thức là dân số có năng suất. Do đó tạo điều kiện cho một cuộc tranh đấu tốt hơn giữa các doanh nghiệp và nhân viên. Điều này có thể được phản ánh thành một mức phân bổ hiệu quả cao hơn ở cấp độ vùng. Như trong Bin & cộng sự (2017) đã tìm thấy rằng địa phương nỗ lực ủng hộ cho giáo dục nhiều hơn sẽ dẫn đến mức độ cao hơn trong hiệu quả phân bổ. Để xấp xỉ cho biến này, chúng tôi tính bằng tỷ lệ của học sinh tốt nghiệp phổ thông trung học hàng năm trên dân số của tỉnh (VCN).

Hiệu quả phân bổ cũng 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, chúng tôi đưa vào biến ChiDTPT là tổng chi ngân sách cho đầu tư phát triển trên địa bàn so với GDP địa phương. 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 & cộng sự, 2011). Để đại diện cho khả năng quản lý của chính quyền địa phương, chúng tôi có đưa thêm vào mô hình chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI) và các chỉ số thành phần của nó (gồm CSTP3 đặc trưng cho tính minh bạch và tiếp cận thông tin của chính quyền địa phương và CSTP9 là đại diện cho chính sách đào tạo lao động của địa phương (VCCI, không năm xuất bản), sau khi đã kiểm tra hết ảnh hưởng của PCI và các chỉ số thành phần của nó thì chỉ có 2 chỉ số thành phần này có ảnh hưởng đến hiệu quả phân bổ).

Đối với các biến giải thích thay đổi theo ngành, tỉnh và thời gian, chúng tôi sử dụng các biến SPEC, FDIshare, KL, HHI, Liq được mô tả trong bảng Phụ lục 1.

#### **4. Kết quả nghiên cứu**

##### **4.1. Kết quả ước lượng hiệu quả phân bổ cấp tỉnh**

Với dữ liệu nghiên cứu đã được giải thích trong phần 3.1, chúng tôi tính hiệu quả phân bổ của 60 tỉnh trong giai đoạn 2000-2018. Ta có Bảng 1.

Từ Bảng 1 ta 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 1,22). Tuy nhiên trong từng năm, hiệu quả phân bổ của các tỉnh lại rất khác nhau. Xếp theo thứ tự từ cao xuống thấp, chúng tôi đưa ra 5 tỉnh có hiệu quả phân bổ trung bình trong cả giai đoạn cao nhất và 5 tỉnh có hiệu quả phân bổ thấp nhất.

Các tỉnh có mức hiệu quả phân bổ cao nhất trong cả nước trong cả giai đoạn nghiên cứu là tỉnh Bà Rịa – Vũng Tàu, tỉnh Vĩnh Phúc và tỉnh Bắc Ninh. 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 4 và thứ 11 tương ứng. Ta thấy 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. Vậy nguyên nhân nào dẫn đến sự không đồng nhất này? Ta sẽ phân tích các kết quả thu được thì việc ước lượng

**Bảng 1: Bảng thống kê mô tả hiệu quả phân bổ cấp tỉnh trong từng năm**

Năm	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
2000	0,941261	0,718949	0,049049	4,307662
2001	0,909170	0,668278	0,137224	4,232896
2002	0,944318	0,683586	0,265584	4,299109
2003	0,961064	0,682086	0,188689	4,515357
2004	1,043699	0,653342	0,255235	4,684793
2005	0,961999	0,632178	0,143305	4,433373
2006	1,024906	0,663341	-0,032028	4,911567
2007	1,032221	0,573056	0,188232	4,471573
2008	1,146151	0,795965	0,228430	5,360640
2009	1,081426	0,622317	-0,139771	4,104095
2010	1,132733	0,466532	0,366140	3,324397
2011	1,207385	0,578242	0,186113	3,868531
2012	1,117880	0,531470	0,383295	3,318465
2013	1,135991	0,540636	0,243890	3,067953
2014	1,115526	0,470553	0,288463	2,438777
2015	1,197525	0,498467	0,325132	2,980114
2016	1,218724	0,459374	0,530085	2,891314
2017	1,084578	0,477561	0,325869	3,030885
2018	1,112517	0,366033	0,478193	2,122084

Nguồn: Từ kết quả tính toán của tác giả.

**Bảng 2: Các tỉnh có hiệu quả phân bổ trung bình cao nhất và thấp nhất trong cả giai đoạn**

Tỉnh	Xếp hạng	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Bà Rịa - VT	1	3,40791	1,33329	1,17404	4,91157
Vĩnh Phúc	2	2,13105	0,32212	1,71084	2,88113
Bắc Ninh	3	1,76576	0,32622	1,40645	2,42737
Hà Nội mới	4	1,69869	0,70780	1,16743	3,24480
Quảng Ngãi	5	1,55895	0,94517	0,38453	3,06795
An Giang	56	0,64101	0,32256	0,21818	1,45262
Điện Biên mới	57	0,60932	0,17926	0,33734	0,97579
Trà Vinh	58	0,57475	0,19929	0,18823	0,95852
Bến Tre	59	0,56220	0,15286	0,24389	0,77150
Bạc Liêu	60	0,41131	0,27010	-0,13977	0,84797

Nguồn: Từ kết quả tính toán của tác giả.

các mô hình.

#### 4.2. Kết quả ước lượng các mô hình

Vì chỉ số PCI chỉ có số liệu của đầy đủ các tỉnh từ năm 2006. Nên chúng tôi xét mô hình khi có và không có biến PCI cũng như các chỉ số thành phần của nó.

Trước tiên chúng tôi thực hiện ước lượng các mô hình dữ liệu mảng tĩnh cơ bản bao gồm POLS, RE và FE đối với mô hình không có biến PCI. Vấn đề đa cộng tuyến được xem xét qua nhân tử phóng đại phương sai VIF. Kết quả cho thấy VIF lớn nhất là 3,85 và giá trị trung bình là 1,86. Như vậy, không có vấn đề đa cộng tuyến trong các mô hình chứa các biến này. Dùng kiểm định Breusch Pagan Lagrangian Multiplier (LM) để lựa chọn giữa mô hình POLS và RE, kết quả là  $p\_value = 0,0000$ ; tức là cho ta kết luận là lựa chọn mô hình RE. Sau đó, sử dụng tiếp kiểm định Hausman để lựa chọn giữa mô hình FE và RE, kết quả thu được là mô hình FE là thích hợp (do  $p\_value = 0,0000$ ).

Đối với mô hình FE, các kiểm định về phương sai sai số thay đổi và tự tương quan chuỗi được thực hiện. Kết quả của kiểm định Wald và kiểm định Wooldridge đều cho giá trị  $p\_value$  rất nhỏ. Đây là minh chứng cho việc tồn tại hiện tượng phương sai sai số thay đổi và hiện tượng tự tương quan. Để khắc phục điều này,

chúng tôi sử dụng phương pháp bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (Feasible Generalized Least Squares - FGLS) (Mô hình FE1 - FGLS trong Bảng 3).

Thực hiện tương tự đối với mô hình khi đưa thêm biến PCI vào thì PCI có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 10% nhưng làm mất ý nghĩa thống kê của một số biến độc lập khác là GTSX, FDI và Liq. Do mô hình này sau khi thực hiện các kiểm định, kết quả cho thấy tồn tại hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan ở mức ý nghĩa 5% nên tác giả cũng khắc phục bằng cách sử dụng phương pháp FGLS. Tuy nhiên, sau khi khắc phục thì biến PCI không còn có ý nghĩa thống kê. Vì vậy, tác giả đã thay biến PCI bằng các chỉ số

**Bảng 3: Kết quả hồi quy các mô hình chỉ định**

	CovOP		
	FE	FE1 – FGLS	FE2 – FGLS
SPEC	0,95641*** (0,10429)	0,56167*** (0,07723)	0,62475*** (0,15576)
GTSX	0,00146*** (0,00057)	0,00277*** (0,00069)	0,00169* (0,0009)
FDI	-0,01620*** (0,00348)	-0,01780*** (0,00045)	0,00315 (0,0066)
FDIshare	-0,37275*** (0,10928)	0,16908*** (0,06530)	-0,24773 (0,17385)
KL	0,20780*** (0,02888)	0,29850*** (0,01800)	0,28480*** (0,04402)
HHI	1,42059*** (0,12248)	1,77172*** (0,06915)	1,57266*** (0,13941)
Liq	0,12772* (0,06712)	0,13956*** (0,05380)	0,08292* (0,04772)
ChiDTPT	0,01975*** (0,00345)	0,26114* (0,14897)	0,81016 (0,78116)
VCN	0,31393 (0,23001)	1,32734*** (0,12659)	0,95927*** (0,24778)
lnGDP	0,23162*** (0,02894)	0,17070*** (0,02117)	0,16109*** (0,05071)
CSTP3			0,05546* (0,02863)
CSTP9			-0,05864*** (0,01812)
Const	-2,05288*** (0,28688)	-1,76104*** (0,21855)	-1,51387*** (0,56511)
N	1140	1140	780

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

Nguồn: Từ kết quả ước lượng của tác giả.

thành phần, kết quả cho thấy chỉ có CSTP3 và CSTP9 là có ý nghĩa thống kê. Và mô hình được lựa chọn cũng là mô hình FE được khắc phục bằng phương pháp FGLS (Mô hình FE2 - FGLS trong Bảng 3)

Kết quả hồi quy các mô hình nói trên được trình bày trong Bảng 3.

Với mô hình FE1 - FGLS, tất cả các biến đều có ý nghĩa thống kê. Trong đó hệ số của biến lnGDP là dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Thêm vào đó biến SPEC và biến GTSX cũng có ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả phân bổ ở mức ý nghĩa 1%. Các kết quả này chỉ ra rằng hiệu quả phân bổ là cao hơn ở nơi mà mức độ tích tụ cao hơn. Điều này được giải thích, có thể sự lựa chọn là khó khăn hơn trong các lĩnh vực có hoạt động kinh tế lớn mà chỉ các doanh nghiệp tài giỏi mới tồn tại được, và nguồn lực đó lại được phân bổ lại cho các doanh nghiệp năng suất hơn. Hiệu ứng sắp xếp này đã dẫn đến một mối quan hệ tích cực giữa sự tích tụ và hiệu quả phân bổ trong ngành. Kết quả này cũng phù hợp với kết quả được chỉ ra bởi Bin & cộng sự (2017).

Hệ số của biến FDI âm và có ý nghĩa thống kê ở mô hình FE1 - FGLS cho thấy khi FDI vào, mang lại ảnh hưởng tiêu cực đến hiệu quả phân bổ của địa phương. Điều này có thể giải thích do xảy ra cạnh tranh và

---

không thực hiện chuyển giao công nghệ giữa các doanh nghiệp FDI với doanh nghiệp địa phương dẫn đến sự suy giảm hiệu quả. Tuy nhiên, thị phần vốn của các doanh nghiệp FDI trong ngành chế tác lại có ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả phân bổ của ngành trong tỉnh (hệ số của biến  $FDIshare$  dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%). Tức là các doanh nghiệp FDI tham gia nhiều vốn hơn trong ngành chế tác lại dẫn đến sự gia tăng hiệu quả phân bổ của ngành trong tỉnh. Trong thực tế, chúng ta thấy rằng nguồn vốn FDI chủ yếu tập trung vào khu vực công nghiệp, nó chiếm đến 68,7% tỷ trọng vốn FDI đăng ký (tính lũy kế các dự án còn hiệu lực đến ngày 31 tháng 12 năm 2018), khu vực dịch vụ chiếm khoảng 30,3% và khu vực nông nghiệp chỉ chiếm một tỷ trọng rất nhỏ ở mức 1%. Có thể giải thích thêm rằng khả năng hấp thụ của các doanh nghiệp còn chưa đáp ứng được yêu cầu của doanh nghiệp FDI, nhiều doanh nghiệp lúc đầu làm nhiệm vụ cung cấp cho doanh nghiệp FDI nhưng sau bị bật ra.

Hệ số của biến  $VCN$  dương và có ý nghĩa thống kê trong cả hai mô hình. Hay đầu tư cho giáo dục sẽ dẫn đến một mức phân bổ hiệu quả cao hơn, có lẽ bởi những người công nhân được đào tạo tốt sẽ năng động và làm được việc hơn. Điều này phù hợp với kết quả được chỉ ra trong Bin & cộng sự (2017).

Về chính sách vĩ mô, hệ số của biến  $ChiDTPT$  dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Như vậy, việc chi đầu tư công cho đầu tư phát triển mang lại hiệu quả tích cực đối với hiệu quả phân bổ ngành chế tác ở địa phương. Từ kết quả này, cần tăng cường chi ngân sách cho đầu tư phát triển của các tỉnh để mong muốn một mức hiệu quả phân bổ cao hơn.

Tất cả các biến giải thích còn lại là chỉ số cạnh tranh công nghiệp của ngành, khả năng thanh toán ngắn hạn của ngành và mức trang bị vốn trên lao động của ngành đều có ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả phân bổ.

Đối với các biến đại diện cho chất lượng điều hành kinh tế và nỗ lực cải cách hành chính của chính quyền địa phương, chỉ có hai chỉ số thành phần của PCI là  $CSTP3$  và  $CSTP9$  có tác động đến hiệu quả phân bổ nhưng lại có tác động ngược chiều nhau. Doanh nghiệp càng dễ tiếp cận với các kế hoạch và văn bản pháp lý của tỉnh sẽ dẫn đến một mức độ hiệu quả phân bổ cao hơn. Nhưng chính sách đào tạo lao động của địa phương thì chưa đem lại ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả phân bổ. Đồng thời, trong kết quả ước lượng mô hình FE2 - FGLS, việc đưa thêm 2 biến chỉ số thành phần của PCI làm mất ý nghĩa thống kê của các biến FDI,  $FDIshare$  và biến  $ChiDTPT$ . Còn các biến còn lại đều có ý nghĩa thống kê và dấu của hệ số không thay đổi so với mô hình FE1 - FGLS.

## 5. Kết luận

Với mục đích bổ sung thêm vào các nghiên cứu còn hạn chế về hiệu quả phân bổ, nghiên cứu này đã đo lường hiệu quả phân bổ cấp tỉnh của các doanh nghiệp ngành chế tác của Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2000 đến năm 2018 và điều tra làm thế nào các yếu tố địa phương liên quan đến hiệu quả phân bổ trong ngành dọc theo các tỉnh. Các kết quả chính nhận được là: *Thứ nhất*, có sự thay đổi lớn của hiệu quả phân bổ trong ngành dọc theo các tỉnh và theo thời gian. *Thứ hai*, hiệu quả phân bổ cao hơn ở những nơi liên quan đến độ tích tụ cao hơn, sự đầu tư cho giáo dục lớn, chi ngân sách cho đầu tư phát triển cao hơn và ở các tỉnh mà chỉ số cạnh tranh công nghiệp của ngành chế tác, khả năng thanh toán ngắn hạn của ngành và mức trang bị vốn trên lao động của ngành cao. *Thứ ba* là tổng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài của tỉnh lại có ảnh hưởng tiêu cực lên hiệu quả phân bổ nhưng thị phần vốn của các doanh nghiệp FDI trong ngành chế tác lại có ảnh hưởng tích cực. *Thứ tư*, chỉ số về tính minh bạch và tiếp cận thông tin của địa phương càng cao thì dẫn đến một mức độ hiệu quả phân bổ cao hơn. Tuy nhiên, chính sách đào tạo lao động của địa phương thì chưa đem lại ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả phân bổ. Từ những kết quả thực nghiệm này, các nhà quản lý có thể có các chính sách phù hợp nhằm nâng cao hiệu quả phân bổ của địa phương mình. Tuy nhiên, trong nghiên cứu này, tác giả cũng chỉ mới xem xét mô hình dữ liệu mảng tĩnh. Và liệu mô hình động có phù hợp với nghiên cứu về hiệu quả phân bổ sẽ là hướng nghiên cứu tiếp theo của tác giả.



---

## Tài liệu tham khảo

- Acemoglu, D. & Cao, D. (2015), 'Innovation by entrants and incumbent', *Journal of Economic Theory*, 157(May), 255-294.
- Akerberg, D., Caves, K. & Frazer, G. (2006), *Structural identification of production functions*, unpublished manuscript.
- Bartelsman, E., Haltiwanger, J. & Scarpetta, S. (2013), 'Cross-country differences in productivity: The role of allocation and selection', *American Economic Review*, 103, 305-334.
- Beaudry, C., Schiffauerova, A. (2009), 'Who's right, Marshall or Jacobs? The localization versus urbanization debate', *Research Policy*, 38(2), 318-337.
- Bin, P., Chen, X., Fracasso, A. & Tomasi, C. (2017), 'Resource allocation and productivity across provinces in China', *International Reviews of Economics and Finance*, 30, 1-11.
- Collard-Wexler, A., Asker, J. & De Loecker, J. (2011), 'Productivity volatility and the misallocation of resources in developing economies', *NBER Working Papers 17175*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Dondur, N., Pokrajac, S., Spasojevic-Brkic, V. & Grbic, S. (2011), 'Decomposition of productivity and allocative efficiency in Serbian industry', *FME Transactions*, 39, 73-78.
- Glaeser, E.L., Kallal, H.D., Scheinkman, J.A. & Shleifer, A., (1992), 'Growth in cities', *Journal of Political Economy*, 100(6), 1126-1152.
- Gnocato, N., Francesca, M. & Chiara, T. (2020), 'Labor market reforms and allocative efficiency in Italy', *Labour Economics*, 67, doi: 10.1016/j.labeco.2020.101938.
- Hsieh, C.T. & Klenow, P.J. (2009), 'Misallocation and manufacturing TFP in China and India', *The Quarterly journal of economics*, 124, 1403-1448.
- Levinsohn, J. & Petrin, A. (2003), 'Estimating production functions using inputs to control for unobservables', *The Review of Economic Studies*, 70, 317-341.
- Martínez, R., & Fernández, A. (2010), *The Social and Economic impact of illiteracy: Analytical Model and Pilot Study*, United Nations Educational, Scientific and Cultural Organisation, Santiago, 5-73.
- Melitz, M.J. (2003), 'The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity', *Econometrica*, 71(6), 1695-1725.
- Nie, H. & Jia, R. (2011), 'Productivity of Chinese manufacturing firms and resource misallocation', *World Economy*, 55(7), 28-42.
- Olley, S.G. & Pakes, A. (1996), 'The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry', *Econometrica*, 64, 1263-1297.
- Petrin, A. & Levinsohn, J. (2012), 'Measuring aggregate productivity growth using plant level data', *The RAND Journal of Economics*, 43(4), 705-725.
- Puga, D. (2010), 'The magnitude and causes of agglomeration economies', *Journal of Regional Science*, 50(1), 203-219.
- Restuccia, D. & Rogger, R. (2013), 'Misallocation and productivity', *Review of Economic Dynamic*, 16, 1-10.
- Rizov, M. & Zhang, X. (2014), 'Regional disparities and productivity in China: Evidence from manufacturing micro data', *Papers in Regional Science*, 93, 321-339.
- Rosenthal, S.S. & Strange, W.C. (2004), 'Evidence on the nature and sources of agglomeration economies', *Handbook of Regional and Urban Economics*, Elsevier, 4, 2119-2171.
- Syverson, C. (2011), 'What determines productivity?', *Journal of Economic Literature*, 49, 326-365.
- VCCI (không năm xuất bản), *Chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh*, truy cập ngày 27 tháng 7 năm 2020, từ <<https://pcivietnam.vn/>>.
- Wooldridge, J.M. (2009), 'On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables', *Economics Letters*, 104(3), 112-114.