

PHÂN BỐ SAI NGUỒN LỰC TRONG NGÀNH CHẾ BIẾN, CHẾ TẠO VIỆT NAM: BẰNG CHỨNG TỪ PHÂN TÍCH ĐỘ PHÂN TÁN TFPR VÀ TÁC ĐỘNG CỦA THỂ CHẾ CẤP TỈNH

● NGUYỄN HỮU THỊNH

Trường Đại học Ngoại thương

Email: thinhnh@ftu.edu.vn

TÓM TẮT:

Bài viết phân tích mức độ phân bố sai nguồn lực trong ngành chế biến, chế tạo Việt Nam, sử dụng dữ liệu Điều tra Doanh nghiệp hàng năm (ĐTDN) và khung phân tích của Hsieh & Klenow (2009). Chênh lệch năng suất yếu tố tổng hợp doanh thu (Total Factor Productivity Revenue - TFPR) cấp doanh nghiệp được tính toán và phân tích theo các nhân tố ảnh hưởng bao gồm: loại hình sở hữu, đặc điểm lao động và chất lượng thể chế cấp tỉnh thông qua Chỉ số Năng lực Cạnh tranh Cấp tỉnh (Provincial Competitiveness Index - PCI). Kết quả cho thấy, doanh nghiệp nhà nước (DNNN) thể hiện chênh lệch TFPR dương có ý nghĩa thống kê, phần lớn được giải thích bởi đặc điểm cấp tỉnh. Phân tách theo kênh sai lệch cho thấy, DNNN chủ yếu bị sai lệch qua kênh vốn, trong khi doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài (ĐTNN) có sai lệch sản lượng thấp hơn. Trong số các chỉ số thành phần (CSTP) của PCI, thiết chế pháp lý có tác động âm mạnh nhất lên chênh lệch TFPR, tiếp theo là chi phí không chính thức. Phân tích tính không đồng nhất cho thấy doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài ít chịu tác động từ sự khác biệt về chất lượng thể chế giữa các địa phương.

Từ khóa: phân bố sai nguồn lực, độ phân tán TFPR, năng suất chế biến chế tạo, Việt Nam, Hsieh-Klenow, chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh.

1. Đặt vấn đề

Theo Hsieh & Klenow (2009), sau đây viết tắt là HK, phần đáng kể khoảng cách năng suất yếu tố tổng hợp (Total Factor Productivity - TFP) giữa các quốc gia phản ánh sự phân bố sai vốn và lao động giữa

các doanh nghiệp, chứ không phải khác biệt về công nghệ. Khi yếu tố sản xuất bị hướng đến doanh nghiệp kém năng suất, sản lượng tổng thể giảm dưới mức tiềm năng ngay cả khi biên giới công nghệ không đổi.

Việt Nam là trường hợp hấp dẫn để nghiên cứu phân bổ sai. Ngành chế biến, chế tạo đặc trưng bởi sự không đồng nhất cao: doanh nghiệp nhà nước (DNNN) có quyền tiếp cận ưu đãi tín dụng và đất đai, doanh nghiệp tư nhân trong nước (DNTN) mở rộng nhanh, và doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài (ĐTNN) hoạt động theo chế độ quản lý riêng biệt. Van Ha et al. (2024) đã chứng minh, chất lượng thể chế tỉnh, đo qua Chỉ số Năng lực Cạnh tranh Cấp tỉnh (Provincial Competitiveness Index - PCI), ảnh hưởng đến TFP doanh nghiệp, nhưng câu hỏi liệu thể chế có làm giảm sai lệch phân bổ nguồn lực - một khái niệm kinh tế khác biệt vẫn chưa được trả lời.

Bài viết đóng góp theo 3 cách. Thứ nhất, phân tích chênh lệch năng suất yếu tố tổng hợp doanh thu (Revenue Total Factor Productivity - TFPR) cấp doanh nghiệp sử dụng giá trị gia tăng (GTGT) thay vì doanh thu, nhất quán với hàm sản xuất hai đầu vào gốc của HK. Thứ hai, phân tách tác động PCI lên hai kênh sai lệch riêng biệt - sai lệch vốn (τ_K) và sai lệch sản lượng (τ_Y). Thứ ba, kiểm tra tính không đồng nhất của tác động PCI theo loại hình sở hữu.

2. Tổng quan tài liệu và phương pháp nghiên cứu

2.1. Tổng quan tài liệu

Khung phân bổ sai của HK mô hình hóa các doanh nghiệp trong ngành chịu sai lệch sản lượng ($1 - \tau_Y$) và vốn ($1 + \tau_K$). Trong cạnh tranh độc quyền với hàm sản xuất Cobb-Douglas, TFPR sẽ bằng nhau khi không có sai lệch; độ phân tán TFPR do đó đo trực tiếp mức phân bổ sai. Áp dụng cho Trung Quốc và Ấn Độ, HK ước tính mức tăng TFP tiềm năng lần lượt là 30-50% và 40-60%.

Tại Việt Nam, Ha & Kiyota (2014) ghi nhận mức tăng TFP tiềm năng 30-40% giai đoạn 2000-2009. Nguyen & Nguyen (2020) ước tính 81%, cho thấy hiệu quả phân bổ giảm dù tự do hóa tiếp tục. Le (2022) xác nhận sai lệch chính sách chiếm phần lớn sai lệch vốn, ưu đãi DNNN là nguồn gốc chủ yếu. Quỹ Tiền tệ Quốc tế (International Monetary Fund, viết tắt: IMF; 2025) ghi nhận phân bổ sai có xu hướng tăng, với độ lệch chuẩn log TFPR tăng đáng kể trong giai đoạn 2015-2022.

Về thể chế, Van Ha et al. (2024) sử dụng phương pháp GMM hệ thống giai đoạn 2010-2020, tìm thấy chi phí thời gian và chính sách lao động có tác động mạnh nhất đến TFP, thể chế ảnh hưởng DNTN nhưng không ảnh hưởng DNNN. León-Ledesma & Christopoulos (2016) cho thấy, rào cản tài chính tăng phân tán sai lệch qua 45 nền kinh tế. Nghiên cứu của Trang Hoang et al. (2025) chỉ ra sai lệch lao động nữ cao hơn và giảm đáng kể khi thương mại tự do hóa.

2.2. Phương pháp nghiên cứu

2.2.1. Khung HK và biến phụ thuộc

Doanh nghiệp i trong ngành s sản xuất theo hàm Cobb-Douglas: $Y_{si} = A_{si}K_{si}^{\alpha_s}L_{si}^{1-\alpha_s}$, chịu sai lệch sản lượng ($1 - \tau_Y$) và vốn ($1 + \tau_K$). Năng suất yếu tố tổng hợp doanh thu được định nghĩa:

$$TFPR_{si} = \left(\frac{R}{A_s}\right)^{\alpha_s} \left(\frac{1}{1-\alpha_s}\right)^{1-\alpha_s} \frac{(1+\tau_{Ki})^{\alpha_s}}{(1-\tau_{Yi})^{\alpha_s}}$$

Biến phụ thuộc chính là chênh lệch TFPR trong ngành: trừ trung bình trong Hệ thống Phân ngành Kinh tế Việt Nam (VSIC) 4 chữ số. Phương sai của biến này đo trực tiếp mức phân bổ sai: khi không có sai lệch, tất cả doanh nghiệp trong ngành có TFPR bằng nhau, phương sai bằng không.

2.2.2. Đo lường sai lệch

Từ điều kiện tối ưu bậc nhất:

$$1 + \tau_{Ki} = \left(\frac{\alpha_s}{1-\alpha_s}\right) \frac{wL_{si}}{RK_{si}}$$

$$1 - \tau_{Yi} = \left(\frac{\sigma}{\sigma-1}\right) \frac{wL_{si}}{(1-\alpha_s)VA_{si}}$$

Trong đó, VA_{si} là Giá trị gia tăng - GTGT (thay vì doanh thu), nhất quán với hàm sản xuất hai đầu vào, vì hàm sản xuất chỉ có vốn (K) và lao động (L) làm đầu vào nên sản lượng Y phải là GTGT chứ không phải tổng sản lượng. Độ co giãn thay thế $\sigma = 3$ và suất sinh lời vốn $R = 0,10$, theo HK và Ha & Kiyota (2014).

2.2.3. Mô hình hồi quy

Để xem xét các nhân tố ảnh hưởng đến chênh lệch TFPR, 6 mô hình được ước lượng theo thứ tự kiểm soát tăng dần.

Mô hình (1): OLS cơ sở với biến giả ngành 2 chữ số:

$tfpr_{dev_i} = \beta_0 + \beta_1 DNNN_i + \beta_2 \Delta TNN_i + \beta_3 female_{ratio_i} + \beta_4 \ln(emp)_i + \Sigma \delta_s D_s + \varepsilon_i$
trong đó, D_s là biến giả cho từng ngành VSIC 2 chữ số (24 ngành). Sai số chuẩn robust.

Mô hình (2): Hiệu ứng cố định ngành VSIC 4 chữ số (mô hình chính):

$tfpr_{dev_i} = \beta_0 + \beta_1 DNNN_i + \beta_2 \Delta TNN_i + \beta_3 female_{ratio_i} + \beta_4 \ln(emp)_i + \alpha_s + \varepsilon_i$
trong đó α_s là hiệu ứng cố định (Fixed Effects, viết tắt: FE) ngành VSIC 4 chữ số ~200 ngành). Đây là mô hình chính vì nhất quán với cách tính $tfpr_{dev}$ được trừ trung bình trong ngành 4 chữ số. Sai số chuẩn robust.

Mô hình (3) :FE ngành + FE tỉnh:

$tfpr_{dev_i} = \beta_0 + \beta_1 DNNN_i + \beta_2 \Delta TNN_i + \beta_3 female_{ratio_i} + \beta_4 \ln(emp)_i + \alpha_s + \gamma_p + \varepsilon_i$
trong đó γ_p là FE tỉnh (63 tỉnh). Mục đích tách hiệu ứng sở hữu khối đặc điểm địa phương. Lưu ý: không thể đưa PCI vào cùng lúc vì PCI là biến cấp tỉnh, bị hấp thụ hoàn toàn bởi γ_p .

Mô hình (4) - FE ngành + PCI tổng hợp:

$tfpr_{dev_i} = \beta_0 + \beta_1 DNNN_i + \beta_2 \Delta TNN_i + \beta_3 female_{ratio_i} + \beta_4 \ln(emp)_i + \beta_5 PCI_{p(i)} + \alpha_s + \varepsilon_i$

trong đó $PCI_{p(i)}$ là điểm PCI tổng hợp (đã chuẩn hóa) của tỉnh p nơi doanh nghiệp i hoạt động. Sai số chuẩn cluster theo tỉnh.

Mô hình (5): FE ngành + 3 CSTP có cơ sở lý thuyết:

$tfpr_{dev_i} = \beta_0 + \beta_1 DNNN_i + \beta_2 \Delta TNN_i + \beta_3 female_{ratio_i} + \beta_4 \ln(emp)_i + \beta_5 PCI_{p(i)} + \beta_6 CSTP2_land_{p(i)} + \beta_7 CSTP4_time_{p(i)} + \beta_8 CSTP5_informal_{p(i)} + \alpha_s + \varepsilon_i$

3 chỉ số thành phần (CSTP) được chọn theo kênh lý thuyết: CSTP 2 - tiếp cận đất đai liên quan đến sai lệch vốn τ_K ; CSTP 4 - chi phí thời gian và CSTP 5 - chi phí không chính thức liên quan đến sai lệch sản lượng τ_Y . Sai số chuẩn cluster theo tỉnh.

Mô hình (6): FE ngành + toàn bộ 10 CSTP:

$tfpr_{dev_i} = \beta_0 + \beta_1 DNNN_i + \beta_2 \Delta TNN_i + \beta_3 female_{ratio_i} + \beta_4 \ln(emp)_i + \beta_5 PCI_{p(i)} + \sum_{k=1}^{10} \beta_{4+k} CSTP_{k,p(i)} + \alpha_s + \varepsilon_i$

Đưa toàn bộ 10 CSTP vào cùng lúc để xác định CSTP nào có tác động thực sự sau khi kiểm soát các CSTP còn lại. Sai số chuẩn cluster theo tỉnh.

2.2.4. Phân tách kênh sai lệch

Để xác định PCI ảnh hưởng chủ yếu qua kênh vốn hay kênh sản lượng, thay biến phụ thuộc bằng $\ln(1 + \tau_K)$ và $\ln(1 - \tau_Y)$:

$\ln(1 + \tau_K) = \beta_1 DNNN_i + \beta_2 \Delta TNN_i + \beta_3 female_{ratio_i} + \beta_4 \ln(emp)_i + \sum_k \beta_{4+k} CSTP_{k,p(i)} + \alpha_s + \varepsilon_i$

$\ln(1 - \tau_Y) = \beta_1 DNNN_i + \beta_2 \Delta TNN_i + \beta_3 female_{ratio_i} + \beta_4 \ln(emp)_i + \sum_k \beta_{4+k} CSTP_{k,p(i)} + \alpha_s + \varepsilon_i$

2.2.5. Phân tích tính không đồng nhất

Để kiểm tra liệu tác động PCI có khác nhau theo loại hình sở hữu, nghiên cứu bổ sung các biến tương tác:

$tfpr_{dev_i} = \beta_0 + \beta_1 DNNN_i + \beta_2 \Delta TNN_i + \beta_3 female_{ratio_i} + \beta_4 \ln(emp)_i + \beta_5 PCI_{p(i)} + \beta_6 (PCI_{p(i)} \times DNNN_i) + \beta_7 (PCI_{p(i)} \times \Delta TNN_i) + \alpha_s + \varepsilon_i$

Diễn giải: β_5 đo tác động PCI đối với DNTN (nhóm gốc); $\beta_5 + \beta_6$ đo tác động đối với DNNN; $\beta_5 + \beta_7$ đo tác động đối với ĐTNN. Nếu β_7 âm và có ý nghĩa thống kê, ĐTNN ít nhạy cảm hơn DNTN với PCI tỉnh.

2.3. Thống kê mô tả (Bảng 1)

3. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

3.1. Kết quả cơ sở và tác động PCI

Bảng 2 trình bày kết quả từ 6 mô hình hồi quy xem xét các nhân tố ảnh hưởng đến chênh lệch TFPR. Cột (1) là OLS với biến giả ngành 2 chữ số, Cột (2) là mô hình chính với hiệu ứng cố định ngành 4 chữ số, Cột (3) bổ sung hiệu ứng cố định tỉnh, và các Cột (4)-(6) đưa PCI vào mô hình.

DNNN có chênh lệch TFPR cao hơn DNTN có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, ổn định qua tất cả mô hình. Khi thêm FE tỉnh (Cột 3), hệ số giảm đáng kể- hai phần ba khoảng cách DNNN-DNTN được giải thích bởi đặc điểm tỉnh nơi DNNN hoạt động, một phần ba là sai lệch cấp doanh nghiệp. R^2 tăng mạnh khi thêm

Bảng 1. Thống kê mô tả

Biến số	TB	ĐLC	Min	Max	N
Chênh lệch TFPR	0,003	1,490	-4,361	3,705	30.015
$\ln(1 + \tau_K)$ - Sai lệch vốn	3,027	1,812	-1,136	9,411	30.015
$\ln(1 - \tau_Y)$ - Sai lệch sản lượng	-0,305	1,611	-4,056	5,371	30.015
DNNN (=1)	0,001	0,033	0	1	30.015
ĐTNN (=1)	0,013	0,113	0	1	30.015
Tỷ lệ lao động nữ	0,385	0,263	0	1	30.015
$\ln(\text{Số lao động})$	3,21	1,42	0	11,2	30.015
Điểm PCI tổng hợp	62,1	3,4	51,2	73,5	30.015

Ghi chú: VSIC 10-33. Chênh lệch TFPR trừ trung bình ngành VSIC 4 chữ số, cắt percentile 1-99.

Bảng 2. Các nhân tố ảnh hưởng đến chênh lệch TFPR

Biến số	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
SOE (=1)	0,210***	0,211***	0,075***	0,228***	0,206***	0,133***
	(0,022)	(0,022)	(0,023)	(0,069)	(0,057)	(0,044)
FDI (=1)	0,159*	0,161*	0,192**	0,171	0,260*	0,231**
	(0,088)	(0,088)	(0,087)	(0,134)	(0,142)	(0,110)
Tỷ lệ lao động nữ	-0,180***	-0,184***	-0,082**	-0,179***	-0,166***	-0,108**
	(0,038)	(0,039)	(0,038)	(0,059)	(0,054)	(0,049)
$\ln(\text{Số lao động})$	-0,038***	-0,039***	-0,035***	-0,040	-0,037	-0,033
	(0,007)	(0,007)	(0,007)	(0,054)	(0,051)	(0,046)
pci_score_std				0,071*		
pci_5_informal_std					-0,151**	-0,020
pci_4_time_std					0,081**	0,080**
pci_10_law_std						-0,244***
pci_8_support_std						0,119***
pci_1_entry_std						-0,076*
FE ngành	Dummy 2CS	4 chữ số	4CS+Tỉnh	4 chữ số	4 chữ số	4 chữ số
N	30.015	30.013	30.013	30.013	30.013	30.013
R ²	0,006	0,006	0,065	0,008	0,016	0,047

Ghi chú: Sai số chuẩn robust cho (1)-(2); phân cụm theo tỉnh cho (3)-(6). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. Biến PCI đã chuẩn hóa (trung bình=0, độ lệch chuẩn=1).

FE tỉnh, xác nhận vai trò quan trọng của sự khác biệt giữa các tỉnh.

Điểm PCI tổng hợp có mối quan hệ yếu với chênh lệch TFPR (Cột 4), nhưng che giấu sự không đồng nhất đáng kể giữa các CSTP. Chỉ số thiết chế pháp lý (CSTP 10) có tác động âm mạnh nhất: pháp luật vững mạnh giảm sai lệch thông qua bảo đảm quyền sở hữu và thực thi hợp đồng. Chi phí không chính thức (CSTP 5) cũng có tác động âm: tỉnh ít chi phí bôi trơn giúp giảm sai lệch. Ngược lại, chi phí thời gian (CSTP 4) và dịch vụ hỗ trợ (CSTP 8) có tác động dương, có thể phản ánh hiệu ứng thành phần tỉnh phát triển hơn thu hút doanh nghiệp đa dạng hơn, tạo phân tán TFPR cao hơn.

3.2. Phân tách: Sai lệch vốn và sai lệch sản lượng

DNNN bị sai lệch vốn cao, nhất quán với hiện tượng thừa vốn do tiếp cận ưu đãi tín dụng và đất đai ở mức dưới giá thị trường. DNNN cũng có sai lệch sản lượng dương, cho thấy cả 2 kênh đều hoạt động. ĐTNN không khác biệt về sai lệch vốn nhưng có sai lệch sản lượng thấp hơn đáng kể, phản ánh lợi thế từ khu kinh tế đặc biệt và hoàn trả xuất khẩu. Chi phí không chính thức (CSTP 5) giảm sai lệch vốn nhưng tăng nhẹ sai lệch sản lượng - hai kênh truyền dẫn đối lập: chi phí bôi trơn thấp hơn giảm thuế vốn ngầm nhưng đồng thời giảm trợ cấp sản lượng ngầm cho doanh nghiệp có quan hệ. (Bảng 3)

3.3. Tính không đồng nhất: Tác động PCI theo loại hình sở hữu

Tương tác PCI $\times$ ĐTNN âm và có ý nghĩa thống kê: mối quan hệ PCI-TFPR đối với DNTN bị triệt tiêu hoàn toàn với ĐTNN. Tác động PCI thuần cho DNTN là dương; cho ĐTNN gần bằng không. ĐTNN hoạt động trong môi trường thể chế song song - khu kinh tế đặc biệt, khung quy định riêng, hiệp định đầu tư song phương - cách ly khỏi PCI tỉnh. Kết quả song hành với Van Ha et al. (2024) và mở rộng để cho thấy cả ĐTNN cũng được cách ly, không chỉ DNNN. (Bảng 4)

4. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu đưa ra 3 phát hiện chính. Thứ nhất, sở hữu nhà nước là nhân tố hàng đầu quyết định chênh lệch TFPR, chủ yếu qua kênh vốn; phần lớn khoảng cách được giải thích bởi đặc điểm cấp tỉnh- cải thiện môi trường kinh doanh tỉnh có thể hiệu quả hơn can thiệp trực tiếp vào sở hữu. Thứ hai, PCI tổng hợp chưa phản ánh đầy đủ sự khác biệt giữa các thành phần của chất lượng thể chế, trong đó thiết chế pháp lý (CSTP 10) và chi phí không chính thức (CSTP 5) là hai yếu tố có tác động rõ rệt nhất trong việc giảm phân bố sai nguồn lực.. Thứ ba, ĐTNN không ghi nhận tác động đáng kể của PCI cấp tỉnh, vận hành theo chế độ thể chế riêng biệt.

Tên cơ sở kết quả nghiên cứu, bài viết đề xuất một số hàm ý chính sách. Trước hết, cần ưu tiên hoàn thiện

Bảng 3. Tác động PCI lên sai lệch vốn (τ_K) và sai lệch sản lượng (τ_Y)

Biến số	(1) τ_K	(2) τ_Y	(3) τ_K đầy đủ	(4) τ_Y đầy đủ
SOE (=1)	0,414***	0,060**	0,361***	0,094***
	(0,094)	(0,028)	(0,069)	(0,030)
FDI (=1)	-0,147	-0,285***	-0,143	-0,245**
	(0,127)	(0,095)	(0,104)	(0,099)
pci_5_informal_std		0,057	-0,153**	0,067*
N	30.013	30.013	30.013	30.013
R ²	0,231	0,190	0,238	0,192

Ghi chú: Biến phụ thuộc: $\ln(1 + \tau_K)$ cho sai lệch vốn, $\ln(1 - \tau_Y)$ cho sai lệch sản lượng. Fixed Effect ngành 4 chữ số. SE cluster theo tỉnh. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

Bảng 4. Tính không đồng nhất của tác động PCI theo sở hữu

Biến số	(1) PCI × Sở hữu	(2) Đất đai × Sở hữu
SOE	0,235***	0,215***
FDI	0,187	0,198
Tỷ lệ lao động nữ	-0,179***	-0,183***
pci_score_std	0,107***	
PCI × SOE	-0,045	
PCI × FDI	-0,128**	
pci_2_land_std		-0,047
Đất đai × SOE		-0,034
Đất đai × FDI		-0,026
N	30.013	30.013
R ²	0,009	0,009

Ghi chú: SE cluster theo tỉnh. Nhóm gốc là doanh nghiệp tư nhân trong nước. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

thiết chế pháp lý và giảm chi phí không chính thức nhằm góp phần hạn chế tình trạng phân bổ sai nguồn lực. Bên cạnh đó, các chính sách cải thiện khả năng tiếp cận đất đai nên tập trung vào khu vực doanh nghiệp tư nhân thay vì áp dụng đồng loạt cho tất cả các loại hình doanh nghiệp.

Nghiên cứu vẫn còn một số hạn chế như: phân tích tiết diện ngang chưa kiểm soát tính không đồng nhất không quan sát được; mã doanh nghiệp ĐTDN không ổn định qua các năm; α_s từ dữ liệu Mỹ có thể không phản ánh đầy đủ công nghệ Việt Nam. Trong thời gian tới, nghiên cứu có thể được mở rộng bằng cách sử dụng dữ liệu bảng giai đoạn 2015-2023 và áp dụng phương pháp khác biệt trong khác biệt (Difference-in-Differences – DID) để đánh giá tác động của đại dịch COVID-19 đến tình trạng phân bổ sai nguồn lực. ■

TÀI LIỆU THAM KHẢO:

- Ha, D. T. T., & Kiyota, K. (2014). Misallocation and Productivity: The Case of Vietnamese Manufacturing. *Asian Development Review*, 33(2), 94-118. <https://www.eria.org/ERIA-DP-2016-19.pdf>
- Hsieh, C. T., & Klenow, P. J. (2009). Misallocation and Manufacturing TFP in China and India. *Quarterly Journal of Economics*, 124(4), 1403-1448. <http://klenow.com/MMTFP.pdf>
- IMF (2025). Vietnam: Country Report No. 2025/284. International Monetary Fund, <https://doi.org/10.5089/9798229027038.002>
- Le P. (2022). Policy Distortions and Aggregate Productivity: The Role of Idiosyncratic Capital Misallocation in Vietnam. *Economic Record*, 98, 22-41. <https://doi.org/10.1111/1475-4932.12666>
- León-Ledesma, M. A., & Christopoulos, D. (2016). Misallocation, Access to Finance and Productivity. ADB Economics Working Paper Series. https://doi.org/10.1162/ADEV_a_00075
- Nguyen, P. T., & Nguyen, M. K. (2020). Misallocation and reallocation of resources in Vietnamese manufacturing firms. *Journal of Economic Studies*, 47(7), 1605-1627. <https://doi.org/10.1108/JES-04-2019-0168>
- Trang H., Devashish M., & Hoang P. (2025). The Effect of Export Market Access on Labor Market Power: Firm-level Evidence from Vietnam. *Federal Reserve Working Paper*, <https://www.federalreserve.gov/econres/ifdp/the-effect-of-export-market-access-on-labor-market-power-firm-level-evidence-from-vietnam.htm>
- Ha, V., Andre, J., Kim, A. T., & Nguyen, M. T. (2024). Total factor productivity and institutional quality in Vietnam: Which institutions matter most?. *Asia-Pacific Journal of Regional Science*, 8(3), 705-736. <https://doi.org/10.1007/s41685-024-00343-9>

Ngày nhận bài: 12/5/2026

Ngày phản biện đánh giá và sửa chữa: 26/5/2026

Ngày chấp nhận đăng bài: 11/6/2026

RESOURCE MISALLOCATION IN VIETNAM'S MANUFACTURING SECTOR: EVIDENCE FROM TFPR DISPERSION ANALYSIS AND THE ROLE OF PROVINCIAL INSTITUTIONS

● **NGUYEN HUU THINH**

Foreign Trade University
Email: thinhnh@ftu.edu.vn

ABSTRACT:

This study examines the extent of resource misallocation in Vietnam's manufacturing sector using firm-level data from the Annual Enterprise Survey and the analytical framework of Hsieh and Klenow (2009). Firm-level dispersion in revenue total factor productivity (TFPR) is calculated and analyzed in relation to ownership structure, labor characteristics, and provincial institutional quality measured by the Provincial Competitiveness Index (PCI). The results indicate that state-owned enterprises exhibit significantly higher TFPR dispersion, largely explained by provincial characteristics. Decomposition analysis shows that SOEs are primarily affected through capital distortion, while foreign-invested enterprises exhibit lower output distortion. Among PCI sub-indices, legal institutions have the strongest negative effect on TFPR dispersion, followed by informal costs. Heterogeneity analysis reveals that foreign-invested firms are less sensitive to variations in provincial institutional quality.

Keywords: resource misallocation, TFPR dispersion, manufacturing productivity, Vietnam, Hsieh-Klenow, provincial competitiveness index.