

Động lực nâng cao chất lượng phát triển ngành công nghiệp điện tử TP. Hồ Chí Minh

HUỖNH THẾ NGUYỄN

Trường Cao đẳng Tài chính - Hải quan - fomis.nguyen@gmail.com

Ngày nhận:

11/08/2015

Ngày nhận lại:

12/10/2015

Ngày duyệt đăng:

11/11/2015

Mã số:

0815-O11-V02

Tóm tắt

Nghiên cứu phân tích tác động của đổi mới và cải tiến, đầu tư trực tiếp nước ngoài đến tăng trưởng năng suất và động lực nâng cao chất lượng phát triển ngành công nghiệp điện tử TP.HCM. Tác giả tiến hành theo cách tiếp cận biên ngẫu nhiên với phương pháp ước lượng MLE (Maximum Likelihood Estimation) cho bộ dữ liệu bảng được truy xuất từ các cuộc điều tra doanh nghiệp hàng năm của Tổng cục Thống kê giai đoạn 2007–2013. Kết quả nghiên cứu cho thấy đổi mới, cải tiến và tín hiệu đổi mới, cải tiến lan toả từ doanh nghiệp đầu tư trực tiếp nước ngoài trở thành động lực nâng cao chất lượng và định hình năng suất tương lai cho các doanh nghiệp công nghiệp điện tử TP.HCM.

Abstract

This study investigates the effects of innovation and foreign direct investment (FDI) on productivity growth and motivation for quality improvement for the development of electronic industry in Ho Chi Minh City. On applying the stochastic frontier approach, together with maximum likelihood estimation (MLE), to a panel dataset extracted from the General Statistical Office of Vietnam's (GSO) annual business surveys over the period of 2007–2013, the results suggest that the innovation, as well as the innovation transmission channel through FDI, becomes the motivation for quality enhancement and helps shape the future productivity of HCMC-based electronic businesses.

Từ khóa:

Đổi mới, cải tiến, FDI, năng suất, chất lượng phát triển.

Keywords:

Innovation, FDI, productivity, quality improvement.

1. Giới thiệu

Ngành công nghiệp điện tử (CNĐT) được đánh giá là ngành công nghiệp mũi nhọn, trọng điểm của TP.HCM và cả nước. Với đặc trưng là ngành công nghệ cao, hàm lượng chất xám lớn, có lợi thế so sánh động và gắn liền với nền kinh tế tri thức nên ngành này luôn được ưu tiên đầu tư phát triển. Romer (1990) cho rằng một ngành công nghiệp hoặc một nền kinh tế muốn phát triển bền vững trong dài hạn thì cần thiết phải thiết lập các động lực để thúc đẩy quá trình phát triển đó một cách ổn định và hiệu quả. Chính vì thế, ngành CNĐT TP.HCM trong thời gian tới cần phải hình thành và xây dựng các động lực phát triển nhằm đảm bảo mục tiêu phát triển đúng hướng và có chất lượng.

Theo lý thuyết tăng trưởng nội sinh thì đổi mới, cải tiến là động lực chính của tăng trưởng và phát triển kinh tế (Wei & Liu, 2006). Đổi mới, cải tiến được thể hiện qua các hoạt động như: Giới thiệu sản phẩm mới, tổ chức quy trình sản xuất mới, đổi mới quản lý hoặc phát triển nguồn cung mới, thị trường mới (Nelson & Winter 1982; Nelson, 2008). Đổi mới, cải tiến có thể được tạo ra từ hoạt động nghiên cứu và phát triển (R&D) sau đó lan truyền qua nhiều kênh khác nhau đến năng suất. Năng suất tăng sẽ kích thích tăng trưởng đồng thời là cơ chế truyền dẫn động lực phát triển (Nelson & Winter 1982; Nelson, 2008; Castellacci, 2011). Bên cạnh đó, Al Azzawi (2012) tìm thấy tác động tích cực của các công ty đa quốc gia, công ty có vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) đến các doanh nghiệp và ngành công nghiệp trong nước. Những lợi ích đó có thể đến dưới hình thức lan truyền công nghệ, chuyển giao kỹ năng quản lý, gia tăng áp lực cạnh tranh và tiếp cận thị trường. Hơn nữa, FDI còn góp phần làm tăng hiệu quả sản xuất trong nước qua việc áp dụng công nghệ mới, đào tạo và chuyển giao nguồn nhân lực, phá vỡ độc quyền, kích thích cạnh tranh và buộc các doanh nghiệp trong nước phải gia tăng nỗ lực sản xuất (Wei & Liu, 2006). Javorcik (2004) phân tích dù ở phương diện nào thì lợi ích của FDI đều rất lớn, đặc biệt là sự đóng góp của FDI vào việc tăng năng suất và khả năng cạnh tranh của ngành công nghiệp trong nước. Đây là cơ chế quan trọng và cốt lõi tạo nên động lực thúc đẩy ngành công nghiệp trong nước phát triển (Javorcik, 2004).

Khác với các nghiên cứu trước đây chỉ dừng lại tìm kiếm mối quan hệ giữa đổi mới, FDI và năng suất hoặc tăng trưởng, trong nghiên cứu này tác giả chú trọng xây dựng khung lý thuyết và tìm kiếm bằng chứng thực nghiệm về động lực nâng cao chất lượng phát triển ngành CNĐT TP.HCM. Tác giả sử dụng phương pháp biên ngẫu nhiên (Stochastic Frontier) phân rã năng suất thành 2 phần: Thay đổi hiệu quả kỹ thuật và tiến bộ công nghệ nhằm phục vụ cho phân tích. Theo đó, nghiên cứu tập trung xác định vai

trò của đổi mới, cải tiến và FDI trong việc tạo ra hiệu quả kỹ thuật để định hình năng suất từ đó tạo động lực nâng cao chất lượng thay cho cách phân tích biên ngẫu nhiên truyền thống chỉ chú trọng tính toán hiệu quả và phi hiệu quả kỹ thuật trong hàm sản xuất.

2. Cơ sở lý thuyết và phương pháp nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Theo Castellacci (2011) thì năng suất là yếu tố chính kích hoạt, tạo ra và truyền dẫn động lực phát triển ngành công nghiệp. Tuy nhiên, Gatto & cộng sự (2011) cho rằng sự thay đổi năng suất không thể quan sát nhưng có thể phân rã thành các phần: Sự thay đổi trong hiệu quả kỹ thuật và tiến bộ kỹ thuật. Hiệu quả kỹ thuật sản xuất (Technical Efficiency - TE) là các kết hợp khả năng sản xuất trên đường giới hạn khả năng sản xuất và phi hiệu quả kỹ thuật phản ánh sự sai lệch giữa mức sản lượng thực tế so với mức sản lượng trên đường biên sản xuất (Farrell, 1957). Theo Zamarano (2004), Gatto & cộng sự (2011) thì sự thay đổi hiệu quả kỹ thuật phản ánh năng lực của các doanh nghiệp trong việc cải thiện chất lượng sản xuất với tập hợp các yếu tố đầu vào cho trước và công nghệ sẵn có. Nói cách khác, hiệu quả kỹ thuật phản ánh chất lượng sản xuất của doanh nghiệp và ngành kinh tế khi giữ nguyên đầu vào và công nghệ sản xuất (Coelli & cộng sự, 2005).

Trong nhiều nghiên cứu thực nghiệm thì vấn đề đo lường hiệu quả kỹ thuật có thể được thực hiện bằng nhiều phương pháp khác nhau như: Biên ngẫu nhiên (Stochastic Frontier), bao dữ liệu (DEA), bán tham số (Semiparametric)...(Zamarano, 2004; Gatto & cộng sự, 2011). Tuy nhiên, Battese & Coelli (1995), Greene (2008), Bhattacharyya (2012) cho rằng phương pháp biên ngẫu nhiên phản ánh đầy đủ vấn đề hiệu quả và phi hiệu quả kỹ thuật của doanh nghiệp và ngành công nghiệp. Đồng thời, mô hình biên ngẫu nhiên có lợi thế trong việc cung cấp thông tin hữu ích để thiết lập các chính sách nâng cao năng suất, từ đó tạo động lực nâng cao chất lượng phát triển. Theo Battese & Coelli (1995) thì hàm sản xuất biên ngẫu nhiên dùng để phân tích hiệu quả và phi hiệu quả kỹ thuật của doanh nghiệp có dạng như sau:

$$Y_{it} = \exp(X_{it}\beta + v_{it} - u_{it}) \quad (1)$$

Trong đó:

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$$

$$u_{it} \sim N(Z_{it}\delta' + w_{it}, \sigma_u^2)$$

Y_{it} : Sản lượng đầu ra của công ty thứ i ($i = 1, 2, \dots, N$) tại quan sát thứ t ($t = 1, 2, \dots, T$);

X_{it} : Véc tơ ($1 \times k$) các giá trị của hàm sản lượng đầu vào đã biết và các biến giải thích khác có liên quan của công ty thứ i tại quan sát thứ t ;

β : Véc tơ ($k \times 1$) của các tham số chưa biết cần ước lượng;

v_{it} : Được giả định là nhiễu (sai số) ngẫu nhiên có phương sai không đổi được phân phối độc lập bởi u_{it} ;

u_{it} : Các biến ngẫu nhiên không âm, phản ánh sự không hiệu quả về mặt kĩ thuật của doanh nghiệp thứ i tại quan sát thứ t và được giả định là phân phối độc lập;

z_{it} : Véc tơ ($1 \times m$) của các biến giải thích có liên quan đến sự không hiệu quả về mặt kĩ thuật của công ty i theo quan sát thứ t ; và

δ' : Véc tơ ($m \times 1$) của các hệ số chưa xác định.

Battese & Coelli (1995), Coelli & cộng sự (2005), Gatto & cộng sự (2011) cho rằng hiệu quả kĩ thuật của doanh nghiệp i tại quan sát t được xác định:

$$TE = \exp(-u) = \exp(-Z\delta' - w) \quad (2)$$

Theo phương trình (2), nếu $\delta' > 0$ thì Z_{it} gia tăng mức độ phi hiệu quả kĩ thuật trong sản xuất, ngược lại $\delta' < 0$ thì Z_{it} ít gây phi hiệu quả kĩ thuật hoặc gia tăng hiệu quả kĩ thuật (Battese & Coelli, 1995; Coelli & cộng sự, 2005). Áp dụng phương pháp Gatto & cộng sự (2011) thì tổng đầu ra Y_{it} của doanh nghiệp i tại t trong phương trình (1) có thể phân thành các phần:

$$\frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial t} = \frac{\partial \ln f(X_{it}, t)}{\partial t} - \frac{\partial u_{it}}{\partial t} \quad (3)$$

Phương trình (3) có thể viết lại dưới dạng tăng trưởng đầu ra $\dot{Y}$ như sau:

$$\dot{Y} = \frac{\partial \ln f(X_{it}, t)}{\partial t} + \sum_j \frac{\partial \ln f(X_{it}, t)}{\partial \ln X_j} \frac{\partial \ln X_j}{\partial t} - \frac{\partial u_{it}}{\partial t} \quad (4)$$

Giả thiết độ co giãn đầu ra với mỗi đầu vào của mỗi doanh nghiệp là ε_j thì (4) trở thành :

$$\dot{Y} = \frac{\partial \ln f(X_{it}, t)}{\partial t} + \sum_j \varepsilon_j \frac{\partial \ln X_j}{\partial t} - \frac{\partial u_{it}}{\partial t} \quad (5)$$

Phương trình (5) phân thành ba nguồn tăng trưởng sản lượng: Tiến bộ công nghệ (TC), thay đổi hiệu quả kỹ thuật (TEC-Technical Efficiency Change) và thay đổi trong sử dụng đầu vào (IC) với:

$$TC = \frac{\partial \ln f(X, t)}{\partial t}, \quad TEC = -\frac{\partial u}{\partial t} \quad \text{và} \quad IC = \sum_j \varepsilon_j = \frac{\partial \ln f(X, t)}{\partial \ln X_j}$$

Theo Gatto & cộng sự (2011) thì phương trình (5) có thể suy ra sự thay đổi năng suất ω của doanh nghiệp bằng cách lấy tăng trưởng sản lượng trừ đi tỉ trọng tăng trưởng yếu tố đầu vào, thu được:

$$\dot{\omega} = TC + TEC + \sum_j (\varepsilon_j - s_j) X_j \quad (6)$$

Thay (2) vào (6), có thể biến đổi thành:

$$\dot{\omega} = z - w + g(X_j) + TC \quad (7)$$

Thành phần đầu tiên của phương trình (7) giải thích sự thay đổi của năng suất ω chịu ảnh hưởng của thay đổi hiệu quả kỹ thuật TEC. Đồng thời, theo Ray (2011), Khan (2012) thì năng suất thay đổi theo thời gian là một chỉ số phản ánh hiệu quả hoặc chất lượng hoạt động của một doanh nghiệp hoặc một ngành công nghiệp. Do đó các yếu tố tạo nên hiệu quả kỹ thuật để định hình năng suất trở thành động lực nâng cao chất lượng và thúc đẩy tăng trưởng dài hạn của doanh nghiệp và ngành công nghiệp (Verbic & cộng sự, 2011). Tuy nhiên, theo Gatto & cộng sự (2011) thì sự biến đổi hiệu quả kỹ thuật TEC hay TE được ước lượng từ hàm sản xuất biên ngẫu nhiên (1), không thể ước lượng trực tiếp từ hàm năng suất không thể quan sát trong phương trình (7). Do đó, mô hình biên ngẫu nhiên ban đầu dùng xác định hiệu quả và phi hiệu quả của tác giả có dạng hàm Translog như sau:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln M_{it} + \beta_4 (\ln K_{it})^2 + \beta_5 (\ln L_{it})^2 + \beta_6 (\ln M_{it})^2 \\ & + \beta_7 \ln K_{it} \ln L_{it} + \beta_8 \ln K_{it} \ln M_{it} + \beta_9 \ln L_{it} \ln M_{it} \\ & + \lambda_1 t + \lambda_2 t^2 + \lambda_3 t \ln K_{it} + \lambda_4 t \ln L_{it} + \lambda_5 t \ln M_{it} + v_{it} - u_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

$$u_{it} \sim N(\mu_{it}, \sigma_u^2)$$

$$\mu_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln \left(\frac{K}{L} \right)_{it} + \delta_2 INN_{it} + \delta_3 FDI_{it} + \delta_4 (INN * FDI)_{it} \quad (9)$$

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$$

Trong đó: $\ln Y$, $\ln K$, $\ln L$, $\ln M$ là logarit của đầu ra, vốn, lao động và chi phí nguyên vật liệu; t là biến chỉ xu thế thời gian nhằm phản ánh tiến bộ công nghệ TC; v là nhiễu trắng, u sai số ngẫu nhiên phản ánh phi hiệu quả kỹ thuật. Hơn nữa, tập biến Z xác định các yếu tố có thể ảnh hưởng hiệu quả kỹ thuật để định hình năng suất theo phương trình (7) được giả định gồm có tỉ số vốn / lao động ($\ln(K/L)$), đổi mới sáng tạo (INN), đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) và kênh truyền tín hiệu đổi mới, cải tiến từ đầu tư trực tiếp nước ngoài qua biến tương tác ($INN*FDI$). Nếu $\delta_j > 0$ thì Z gây phi hiệu quả kỹ thuật; ngược lại $\delta_j < 0$: Z tạo hiệu quả kỹ thuật hay Z có tác động đến hiệu quả và năng suất, từ đó hình thành động lực nâng cao chất lượng của ngành và doanh nghiệp CNĐT. Hơn nữa, việc sử dụng hàm sản xuất dạng Translog thay cho dạng Cobb – Douglas trong mô hình nghiên cứu nhằm phản ánh tính đa dạng của kỹ thuật sản xuất, đồng thời hàm Translog phù hợp cho các mô hình không xác định được cấu trúc sản xuất và không tìm kiếm tính kinh tế theo quy mô (Karagiannis & Tzouvelekas, 2009).

2.2. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

Để phân tích thực nghiệm mô hình nghiên cứu, tác giả tiến hành các thủ tục và phương pháp do Battese - Coelli (1995) đề xuất nhằm đánh giá ảnh hưởng của tập biến Z đến vấn đề phi hiệu quả và hiệu quả trong phương trình (9) của hàm sản xuất biên ngẫu nhiên (8). Theo Paramet & cộng sự (2014) thì mô hình Battese – Coelli (1995) ở phương trình (1) có ưu điểm nhất trong hệ thống biên ngẫu nhiên vì đã mô tả một cách nhất quán các biến số bên ngoài hàm sản xuất có ảnh hưởng đến phi hiệu quả kỹ thuật. Hơn nữa, mô hình Battese - Coelli (1995) cho phép ước lượng đồng thời các hệ số của hàm sản xuất lẫn hàm phi hiệu quả kỹ thuật. Tuy nhiên, nhược điểm của mô hình này là giả định phương sai sai số v và u không đổi; do đó dẫn đến ước lượng phương (8) bị chệch và không vững, nhất là hàm phản ánh các ảnh hưởng phi hiệu quả ở phương trình (9). Vì vậy, tác giả sử dụng mô hình Battese - Coelli (1995) dạng mở rộng do Wang (2002), Hadri & cộng sự (2003ab), Kumbhakar & Sun (2013) bổ sung để kiểm soát sự thay đổi phương sai của các sai số ngẫu nhiên v và u . Dạng mô hình ước lượng tổng quát của mô hình biên ngẫu nhiên xác định hiệu quả và phi hiệu quả như sau:

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it}$$

$$u_{it} \sim N(\mu_{it}, \sigma_{uit}^2); v_{it} \sim N(0, \sigma_{vit}^2)$$

$$\mu_{it} = \delta_0 + \sum_{m=1}^M \delta_m Z_{mit} \quad (11)$$

$$\sigma_{uit} = \exp \left(\gamma_0 + \sum_{m=1}^M \gamma_m Z_{uit} \right) \quad (12)$$

$$\sigma_{vit} = \exp \left(\tau_0 + \sum_{n=1}^N \tau_n Z_{vit} \right) \quad (13)$$

Trong đó: y_{it} , x_{it} là logarit biến đầu ra và tập biến đầu vào của hàm biên ngẫu nhiên; ε_{it} phản ánh sai số hỗn hợp gồm có nhiễu v_{it} và sai số u_{it} do phi hiệu quả; Z_{it} là tập biến gây phi hiệu quả kỹ thuật. Tập biến Z_{uit} và Z_{vit} được mô tả trong phương trình (12) và (13) phản ánh các yếu tố tạo ra sự thay đổi phương sai của sai số u và v . Theo Wang (2002); Kumbhakar & Sun (2013) thì hệ thống phương trình trên được ước lượng bằng phương pháp MLE với hàm Log likelihood có dạng:

$$L_{it} = -\frac{1}{2} \ln \sigma_{it}^2 + \ln \left[\phi \left(\frac{y_{it} - \beta' x_{it} + \mu_{it}}{\sigma_{it}} \right) \right] - \ln \left[\Phi \left(\frac{\mu_{it}}{\sigma_{it}} \right) \right] + \ln \left[\Phi \left(\frac{\tilde{\tau}}{\sigma_{*it}} \right) \right] \quad (14)$$

$$\sigma_{it}^2 = \sigma_{vit}^2 + \sigma_{uit}^2; \quad \tilde{\tau} = \frac{y_{it} - \varepsilon_{it} \sigma_{uit}^2}{\sigma_{it}^2}; \quad \sigma_{*it} = \frac{\sigma_{vit} \sigma_{uit}}{\sigma_{it}}$$

Trong đó: $\phi(\cdot)$ và $\Phi(\cdot)$ là hàm mật độ và hàm phân phối chuẩn. Hơn nữa, Battese & Coelli (1992), Wang (2002), Kumbhakar & Sun (2013) cho rằng ước lượng điểm của hiệu quả trung bình TE và tác động biên của Z lên trung bình và phương sai phi hiệu quả được xác định:

$$TE = \frac{\Phi \left(\frac{\tilde{\tau}}{\sigma_{*}} \right) |_{\tilde{\tau} = \tilde{\tau}^*}}{\Phi \left(\frac{\tilde{\tau}}{\sigma_{*}} \right)} \sim \left\{ \frac{1}{2} \sigma_{*}^2 - \tilde{\tau}^* \right\} \quad (15)$$

$$\frac{\partial E(u_{it} | \varepsilon_{it})}{\partial Z_{uit}} = \delta_l \left[\frac{\sigma_{vit}^2}{\sigma_{it}^2} (1 - m_{it} g_{it} - g_{it}^2) \right] + \gamma_l \frac{1}{\sigma_{it}^2} \left\{ \sigma_{vit}^2 \sigma_{*it} [g_{it} (1 + m_{it}^2) + m_{it} g_{it}^2] - 2 \sigma_{*it}^2 (\varepsilon_{it} + \mu_{it}) (1 - g_{it}^2 - m_{it} g_{it}) \right\}$$

$$+ \tau_l \frac{1}{\sigma_{it}^2} \left\{ \sigma_{uit}^2 \sigma_{*it} \left[g_{it} (1 + m_{it}^2) + m_{it} g_{it}^2 \right] + 2 \sigma_{*it}^2 (\varepsilon_{it} + \mu_{it}) (1 - g_{it}^2 - m_{it} g_{it}) \right\} \quad (16)$$

$$m_{it} = \frac{\tilde{f}}{\sigma_{*it}}; \quad g_{it} = \frac{\phi(m_{it})}{\Phi(m_{it})}$$

Trong đó: δ_1 , γ_1 và τ_1 là các hệ số được ước lượng trong hệ thống các phương trình (10), (11), (12) và (13). Tóm lại, từ các phân tích trên, mô hình biên ngẫu nhiên nghiên cứu cuối cùng để đánh giá hiệu quả và phi hiệu quả của tác giả có dạng hàm sản xuất Translog như sau:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln M_{it} + \beta_4 (\ln K_{it})^2 + \beta_5 (\ln L_{it})^2 + \beta_6 (\ln M_{it})^2 \\ & + \beta_7 \ln K_{it} \ln L_{it} + \beta_8 \ln K_{it} \ln M_{it} + \beta_9 \ln L_{it} \ln M_{it} \\ & + \lambda_1 t + \lambda_2 t^2 + \lambda_3 t \ln K_{it} + \lambda_4 t \ln L_{it} + \lambda_5 t \ln M_{it} + v_{it} - u_{it} \end{aligned} \quad (17)$$

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_{vit}^2); u_{it} \sim N^+(\mu_{it}, \sigma_{uit}^2)$$

$$\mu_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln \left(\frac{K}{L} \right)_{it} + \delta_2 \ln \ln_{it} + \delta_3 \ln FDI_{it} + \delta_4 (\ln \ln * \ln FDI)_{it} \quad (18)$$

$$\sigma_{uit} = \exp \left\{ \gamma_0 + \gamma_1 \ln \left(\frac{K}{L} \right)_{it} + \gamma_2 \ln \ln_{it} + \gamma_3 \ln FDI_{it} + \gamma_4 (\ln \ln * \ln FDI)_{it} \right\} \quad (19)$$

$$\sigma_{vit} = \exp \left\{ \tau_0 + \tau_1 \ln AGE_{it} + \tau_2 \ln EDU_{it} + \tau_3 (\ln \ln * \ln FDI)_{it} \right\} \quad (20)$$

Trong đó tập biến Z_{uit} kiểm soát phương sai sai số u trong phương trình (19) được giả thuyết gồm có tỉ số vốn / lao động ($\ln(K/L)$), đổi mới sáng tạo ($\ln \ln$), đầu tư trực tiếp nước ngoài ($\ln FDI$) và kênh truyền tín hiệu đổi mới, cải tiến từ đầu tư trực tiếp nước ngoài qua biến tương tác ($\ln \ln * \ln FDI$). Tập biến kiểm soát phương sai của nhiễu v ở phương trình (20) gồm có số năm hoạt động của doanh nghiệp ($\ln AGE$), trình độ học vấn của chủ doanh nghiệp ($\ln EDU$) và kênh truyền tín hiệu đổi mới ($\ln \ln * \ln FDI$). Đồng thời γ_m và τ_m khác 0 phản ánh phương trình (17) có phương sai của các sai số thay đổi.

2.3. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu được truy xuất từ bộ dữ liệu điều tra doanh nghiệp của Tổng cục Thống kê giai đoạn 2007–2013. Theo kết quả điều tra thì ngành CNĐT TP.HCM có số

doanh nghiệp gia nhập mới hoặc rút lui khỏi ngành liên tục dao động nên có sự thay đổi về số lượng doanh nghiệp hoạt động chính thức qua từng năm. Vì thế để đảm bảo tính ổn định và đại diện, tác giả đã loại trừ các doanh nghiệp có số năm hoạt động ít hơn số năm quan sát hoặc tạm ngừng hoạt động trong thời gian nghiên cứu. Như vậy, mẫu nghiên cứu của tác giả đạt được sự nhất quán của dữ liệu với 99 doanh nghiệp hoạt động ổn định, tiêu biểu và đại diện trong giai đoạn 2007–2013.

Trong bộ dữ liệu điều tra doanh nghiệp, các thông tin về doanh thu thuần, tổng số lao động, tổng giá trị vốn, số năm hoạt động của doanh nghiệp và trình độ học vấn của chủ doanh nghiệp được sử dụng để đo lường các biến nghiên cứu Y, L, K, AGE, EDU. Biến EDU nhận giá trị 1 nếu trình độ chủ doanh nghiệp từ cao đẳng trở lên, ngược lại nhận giá trị 0. Biến chi phí nguyên vật liệu (M) được thu thập bổ sung từ báo cáo tài chính và bảng quyết toán thuế của Cục thuế TP.HCM. Tất cả các biến này được tác giả lấy logarit trước khi đưa vào phân tích theo đề xuất của Battese & Coelli (1995). Biến INN được thay thế bằng biến R&D (Fagerberg & cộng sự, 2010) trong phiếu điều tra doanh nghiệp của Tổng cục Thống kê. Biến R&D có tính chất nhị phân nhận giá trị 1 nếu doanh nghiệp có hoạt động R&D hoặc đổi mới, cải tiến trong các khâu của quá trình sản xuất, ngược lại nhận giá trị 0. Biến FDI dẫn xuất từ loại hình doanh nghiệp nên nhận giá trị là 1 nếu là doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài và nhận giá trị 0 là các loại hình doanh nghiệp trong nước (Wei & Liu, 2006).

3. Phân tích kết quả nghiên cứu và thảo luận

3.1. Phân tích thống kê

Kết quả phân tích thống kê các biến nghiên cứu sau khi lấy logarit 99 doanh nghiệp CNĐT (Bảng 1).

Bảng 1

Thống kê mô tả các biến

	LnY	LnK	LnM	LnL
Số quan sát	693	693	693	693
Giá trị lớn nhất	7,1600	6,5914	6,2809	3,6154

	LnY	LnK	LnM	LnL
Giá trị nhỏ nhất	1,0000	1,4471	0,3010	0,3010
Giá trị trung bình	3,7202	3,9189	2,9367	1,4636
Giá trị trung vị	3,5309	3,7218	2,8082	1,2304
Độ lệch chuẩn	1,1595	0,9485	1,0309	0,8052
Hệ số nhọn	2,6827	2,7286	2,8884	2,4583
Hệ số nghiêng	0,4724	0,6374	0,3344	0,6839

Nguồn: Tính toán của tác giả

Bộ dữ liệu nghiên cứu có biến động tương đối giữa giá trị trung bình, giá trị lớn nhất, giá trị nhỏ nhất và độ lệch chuẩn. Nói cách khác có sự chênh lệch về giá trị sản lượng, mức độ phát triển của nhóm các doanh nghiệp lớn và nhóm các doanh nghiệp nhỏ trong ngành. Các biến LnY, LnK, LnL, LnM có giá trị trung bình và giá trị trung vị chênh lệch không lớn, giá trị hệ số độ nghiêng và độ nhọn phản ánh dữ liệu khá đều và tập trung. Điều này cho biết mức độ tăng trưởng đồng đều của các doanh nghiệp trong mẫu nghiên cứu. Nhìn chung, các quan sát của các biến không có nhiều giá trị biến động gây ảnh hưởng đến mẫu nghiên cứu.

3.2. Phân tích hồi quy biên ngẫu nhiên

Kết quả hồi quy hàm sản xuất biên ngẫu nhiên dạng Translog cho các phương trình (17) (18) (19) (20) được trình bày ở Bảng 2, 3 và 4. Trong đó, các kết quả kiểm định cho thấy mô hình đạt độ tin cậy và phù hợp cho phân tích. Đồng thời, dạng hàm Translog được đề xuất thích hợp hơn dạng hàm Cobb - Douglas cho mẫu nghiên cứu và phản ánh tính đa dạng trong kỹ thuật sản xuất trong ngành CNĐT TP.HCM với mức ý nghĩa 1%.

Bảng 2

Kết quả ước lượng hàm sản xuất biên ngẫu nhiên dạng Translog

Phương pháp: MLE			
Số quan sát: 693			
Biến	Hệ số	Biến	Hệ số
LnK	- 1,8501** (0,5449)	t	0,0435 (0,0425)
LnL	2,3458*** (0,5874)	t ²	- 0,0003 (0,0035)
LnM	0,7389*** (0,1360)	t.LnK	- 0,0157 (0,0169)
(LnK) ²	0,2820*** (0,0552)	t.LnL	0,0219 (0,0136)
(LnL) ²	0,2090*** (0,0544)	t.LnM	0,0009 (0,0133)
(LnM) ²	0,0393** (0,0186)	Hằng số	4,9992** (1,5624)
LnK.LnL	- 0,3787*** (0,0910)		
LnK.LnM	- 0,0743 (0,0701)		
LnL.LnM	- 0,1242** (0,0495)		
Hiệu quả TE	Giá trị nhỏ nhất	Trung bình	Giá trị lớn nhất
	0,0506932	0,3192507	0,9735827

Test

Dạng hàm Cobb – Douglas: $\chi^2(10) = 51,05$; p-value = 0,0000Tiền bộ công nghệ: $\chi^2(5) = 11,68$; p-value = 0,0394

Phương pháp: MLE

Số quan sát: 693

Biến	Hệ số	Biến	Hệ số
------	-------	------	-------

Log Likelihood = - 20,2078

Wald $\chi^2(14) = 3819,25$; p-value = 0,0000

Ghi chú: (.) sai số chuẩn; *, **, ***, tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Kết quả ước lượng ở Bảng 2 cho thấy hiệu quả trung bình trong ngành CNĐT TP.HCM thời gian qua khá thấp, chỉ đạt mức 31,92%. Trong đó, 25% số doanh nghiệp đạt hiệu quả trung bình nhỏ hơn 10%. Hơn nữa, yếu tố lao động và nguyên vật liệu thật sự có tác động tích cực đến đầu ra nhưng yếu tố vốn và máy móc chưa có vai trò đáng kể trong việc hình thành sản lượng. Mặt khác, giá trị vốn, máy móc có sự chênh lệch lớn giữa các nhóm doanh nghiệp lớn và nhỏ với độ lệch 94,85%. Như vậy, ngành CNĐT của thành phố dù luôn được quan tâm, chú trọng nhưng đến nay vẫn chưa có sự đồng đều về công nghệ sản xuất trong các doanh nghiệp. Đặc biệt, sự phối hợp giữa các yếu tố sản xuất trong kỹ thuật sản xuất, chế tác của ngành CNĐT không mang lại hiệu quả tại mức ý nghĩa 5% và 1%. Đồng thời, ngành CNĐT tuy chịu ảnh hưởng của tiến bộ công nghệ nhưng không có bằng chứng rõ ràng về hiệu ứng tích cực của yếu tố này cũng như sự kết tinh của nó vào các yếu tố sản xuất. Tất cả điều này xuất phát từ việc các sản phẩm công nghiệp điện tử hiện nay đều là hàng nhập khẩu nguyên chiếc hoặc lắp ráp từ các linh kiện nhập khẩu. Đặc biệt, ngành này không chỉ lệ thuộc vào công nghệ và máy móc bên ngoài mà phần lớn thượng nguồn sản phẩm được sản xuất trong nước đều nhập khẩu từ nước ngoài (Hò Lê Nghĩa, 2011).

Bảng 3

Kết quả ước lượng mô hình phi hiệu quả

Biến	M	σ_u	σ_v
Ln(K/L)	- 1,0284** (0,4388)	2,0610*** (0,2345)	
INN	- 0,2529*** (0,0477)	5,4797 (4,9135)	

Biến	M	σ_u	σ_v
FDI	1,1234*** (0,0835)	0,3933 (6,8372)	
INN*FDI	- 0,8833*** (0,0965)	1,1514 (6,8326)	- 5,2593** (2,0314)
AGE			3,7128*** (0,2068)
EDU			0,2420 (0,1780)
Hằng số	3,7742** (1,4262)	- 14,2194** (4,9180)	- 4,8642*** (0,1448)
Test			
$\delta_m = 0$		$\chi^2(4) = 231,78;$	p-value = 0,0000
$\gamma_m = 0$		$\chi^2(4) = 98,75;$	p-value = 0,0000
$\tau_n = 0$		$\chi^2(3) = 327,30;$	p-value = 0,0000
$E(\sigma_u) = 0,191196$			
$E(\sigma_v) = 0,3194687$			

Ghi chú: (.) sai số chuẩn; *, **, ***, tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Kết quả ước lượng và kiểm định trong Bảng 3 cho thấy tập biến $\{\ln(K/L), \text{INN}, \text{FDI}, \text{INN*FDI}\}$ và tập biến $\{\text{EDU}, \text{AGE}, \text{INN*FDI}\}$ kiểm soát tốt sự thay đổi của phương sai sai số u và v . Tuy chỉ có bằng chứng thống kê về biến $\ln(K/L)$ tác động đến phương sai u tại mức ý nghĩa 1% nhưng kết quả hồi quy cho phép kết luận kết quả ước lượng phù hợp với giả thuyết về phương sai sai số u thay đổi ở phương trình (19) với mức thay đổi trung bình 19,11%. Tương tự các biến INN*FDI , AGE ảnh hưởng đến phương sai sai số v tại mức ý nghĩa 5% và 1% cho thấy giả thuyết về phương sai v thay đổi trong phương trình (20) là có cơ sở và mức thay đổi trung bình 31,95%. Điều này hàm ý suất đầu tư vốn trên mỗi công nhân, trình độ của chủ doanh nghiệp và kênh lan toả công nghệ có vai trò nhất định trong việc tạo ra sự phân tán về phương sai của sai số trong hàm sản

xuất biên ngẫu nhiên. Hơn nữa, kết quả ước lượng được trình bày trong Bảng 3 cho thấy tập biến $\{\ln(K/L)$, INN, FDI, $\text{INN*FDI}\}$ thật sự tạo ra vấn đề phi hiệu quả cho ngành CNĐT TP.HCM. Trong đó, biến loại hình doanh nghiệp (FDI) trở thành yếu tố chính dẫn đến phi hiệu quả với hệ số ước lượng lớn hơn 0 tại mức ý nghĩa 1%. Ngược lại, các biến tỉ số vốn / lao động ($\ln(K/L)$), đổi mới (INN) và tín hiệu đổi mới từ đầu tư nước ngoài (INN*FDI) tạo ra hiệu quả với hệ số ước lượng nhỏ hơn 0 ở ý nghĩa 5% và 1%. Nói cách khác, loại hình doanh nghiệp, hoạt động đổi mới và cải tiến, tín hiệu đổi mới, cải tiến lan toả từ FDI có tác động nhất định trong việc xác định hiệu quả và phi hiệu quả sản xuất của ngành CNĐT TP.HCM.

Bảng 4

Tác động biên của các biến tạo ra phi hiệu quả

	$\ln(K/L)$	INN	FDI	INN*FDI
E(u)	- 0,8822553	- 0,027713	1,063925	- 0,7812168
V(u)	0,0898343	0,310113	0,0550293	0,0413243

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Từ kết quả ước lượng hàm sản xuất biên ngẫu nhiên dạng Translog để xác định hiệu quả và phi hiệu quả của ngành CNĐT TP.HCM trong giai đoạn 2007–2013, tác giả nhận diện các vấn đề sau:

Thứ nhất, hoạt động đổi mới, cải tiến có tác động đến thay đổi hiệu quả từ đó định hình sự chuyển động năng suất của các doanh nghiệp và ngành CNĐT TP.HCM qua hệ số ước lượng δ_2 có ý nghĩa thống kê và đạt được dấu kì vọng. Nếu đổi mới, cải tiến thêm 1% thì hiệu quả tăng thêm 2,7%. Điều này hàm ý nếu các doanh nghiệp đầu tư vào cải tiến, đổi mới sản phẩm, quy trình sản xuất hoặc quản lí thì năng suất của doanh nghiệp tăng và tạo động lực nâng cao chất lượng phát triển. Như vậy, kết quả nghiên cứu phù hợp với phát hiện của Aw & Batra (1998) cho các ngành công nghiệp nói chung và ngành CNĐT Đài Loan nói riêng; nghiên cứu của Yang & cộng sự (2009) về đổi mới, cải tiến là động lực tăng trưởng đối với ngành CNĐT của Đài Loan; Kumbhakar & cộng sự (2012) đối với các ngành công nghiệp của châu Âu.

Thứ hai, chưa có bằng chứng rõ ràng về doanh nghiệp FDI đóng vai trò tạo động lực nâng cao chất lượng cho ngành CNĐT TP.HCM vì hệ số δ_3 có ý nghĩa thống kê nhưng không đạt được dấu kì vọng. Kết quả này trùng khớp với phát hiện của Hồ Lê Nghĩa (2011) về doanh nghiệp FDI đầu tư vào ngành CNĐT ở VN chỉ sử dụng lao động và đất

đại; việc sử dụng nguyên liệu tại chỗ cho sản xuất rất ít, hoạt động của FDI chủ yếu vẫn nhập khẩu và gia công nên giá trị gia tăng thấp. Đồng thời, kết quả nghiên cứu của Lê Hữu Nghĩa & Lê Văn Chiến (2014) về liên kết ngang giữa doanh nghiệp nội địa và doanh nghiệp FDI trong các ngành chế tạo của VN cũng xác định FDI có tác động tiêu cực đối với hiệu quả sản xuất trong nước. Điều này xuất phát từ việc FDI có xu hướng chen lấn các doanh nghiệp và ngành sản xuất non trẻ nội địa bằng sức mạnh quy mô và công nghệ hơn là đóng vai trò dẫn dắt chiều hướng phát triển (Lê Xuân Bá & cộng sự, 2006; Lê Hữu Nghĩa & Lê Văn Chiến, 2014).

Thứ ba, tín hiệu đổi mới, cải tiến lan toả từ các doanh nghiệp FDI có tác động tích cực đến quá trình cải thiện năng suất từ đó tạo động lực nâng cao chất lượng của ngành CNĐT qua hệ số ước lượng δ_4 có ý nghĩa thống kê và đạt được dấu kì vọng trong mô hình nghiên cứu. Hơn nữa, ngành CNĐT TP.HCM tăng cường hấp thu tín hiệu đổi mới, sáng tạo từ doanh nghiệp nước ngoài thêm 1% thì hiệu quả tăng thêm 78,12%. Điều này củng cố cho giả thuyết tác động của FDI đến các ngành công nghiệp trong nước nói chung và ngành CNĐT TP.HCM nói riêng qua cơ chế lan toả hoặc phổ biến công nghệ. Như vậy, kết quả tìm được tương đồng với nghiên cứu của Đặng Quý Dương (2014) về tác động tích cực của hiệu ứng lan toả FDI đến các ngành công nghiệp chế tác của VN; Lê Xuân Bá & cộng sự (2006) đối với các ngành cơ khí - điện tử; nghiên cứu của Wang & Wong (2012) đối với các nước kém phát triển và OECD.

4. Kết luận và gợi ý chính sách

Nghiên cứu đã phát hiện được hoạt động đổi mới, cải tiến và tín hiệu đổi mới, cải tiến lan toả từ đầu tư trực tiếp nước ngoài có tác động tích cực đến hiệu quả kĩ thuật từ đó thúc đẩy tăng trưởng năng suất và hình thành động lực nâng cao chất lượng phát triển ngành CNĐT TP.HCM. Mặc dù nghiên cứu chưa xác định rõ phương pháp và nội dung của đổi mới hoặc cách thức lan toả đổi mới, cải tiến nhằm tăng trưởng năng suất để tạo động lực cải thiện chất lượng nhưng từ kết quả tìm được tác giả nhận thấy ngành CNĐT TP.HCM trong thời gian tới cần thiết phải hoạch định và triển khai các nội dung sau:

Một là, tăng cường hoạt động đổi mới, sáng tạo trong các doanh nghiệp CNĐT của thành phố. Đồng thời, các doanh nghiệp CNĐT phải tăng cường liên kết, hợp tác với các trường đại học, viện nghiên cứu để tiến hành đào tạo, cập nhật cho người lao động về những kĩ thuật mới, các xu hướng mới về công nghệ, máy móc và sản phẩm công nghiệp điện tử. Tích cực, chủ động học tập kinh nghiệm đổi mới sản phẩm, đổi mới quy

trình sản xuất của các doanh nghiệp điện tử uy tín như: Sony, Samsung, Phillips..để tạo tiền đề hoạch định chiến lược phát triển công nghệ và sản phẩm mới. Tất cả điều này không chỉ nâng cao hiệu quả kỹ thuật mà còn tiếp cận và khai thác tiến bộ công nghệ để gia tăng năng suất và cải thiện chất lượng.

Hai là, tăng cường thu hút FDI vào ngành CNĐT thông qua hoàn thiện các chính sách ưu đãi đầu tư, nhất là các dự án có tầm quan trọng hoặc có giá trị thúc đẩy ngành công nghiệp này phát triển. Mặc dù chưa có bằng chứng về FDI tạo động lực nâng cao chất lượng nhưng hiệu ứng lan toả từ FDI có vai trò quan trọng trong việc định hình năng suất và cải thiện chất lượng sản xuất của ngành CNĐT TP.HCM. Tuy nhiên, việc thu hút FDI phải chú trọng khuyến khích các doanh nghiệp FDI đầu tư vào sản xuất sản phẩm hoàn chỉnh hoặc tham gia khâu thượng nguồn của quá trình sản xuất sản phẩm điện tử. Đồng thời, việc tăng cường thu hút đầu tư FDI phải ưu tiên các FDI có công nghệ hiện đại với mục đích sản xuất thành phẩm có giá trị gia tăng cao.

Ba là, tăng cường hấp thụ các lan toả đổi mới, cải tiến từ FDI bằng việc chủ động tiếp cận với các tiến bộ công nghệ của các doanh nghiệp FDI hoạt động trong ngành CNĐT của thành phố nói riêng và các ngành công nghiệp nói chung. Chủ động, tích cực hợp tác và liên kết với các công ty quốc tế để học tập và hấp thu tiến bộ công nghệ, kỹ thuật sản xuất và hoạt động đổi mới, cải tiến để cải thiện năng suất và chất lượng. Đồng thời Chính phủ và chính quyền thành phố tăng cường xây dựng các cơ chế thuận lợi để thúc đẩy hoạt động hỗ trợ và chuyển giao công nghệ, kỹ thuật; chuyển giao tri thức, qui trình và phương pháp sản xuất mới giữa các doanh nghiệp FDI và doanh nghiệp nội địa trong ngành CNĐT■

Tài liệu tham khảo

- Al Azzawi, S. (2012). Innovation, productivity and foreign direct investment – induced R&D spillovers. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 21(5), 615-653.
- Aw, B. Y., & Batra, G. (1998). Technological capability and firm efficiency in Taiwan. *The World Bank Economic Review*, 12(1), 59-79.
- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1992). Frontier production functions, technical efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India. *The Journal of Productivity Analysis*, 3, 153-169.
- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1995). A model for technical inefficiency in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20, 325-332.

- Bhattacharyya, A. (2012). Adjustment of inputs and measurement of technical efficiency: A dynamic panel data analysis of the Egyptian manufacturing sectors. *Empirical Economics*, 42, 863-880.
- Castellacci, F. (2011). Theoretical models of heterogeneity, growth and competitiveness: insights from the mainstream and evolutionary economics paradigms. In Jovanovic, M. N. (ed), *International Handbook on the Economics of Integration*, 2, 90-115, Edward Elgar Publishing, USA.
- Coelli, T. J., Rao, D. S. P., O'Donnell, C. J., & Battese G. E. (2005). *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Springer Science & Business Media.
- Đặng Quý Dương. (2014). *Tác động của vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài tới các ngành công nghiệp chế tác ở Việt Nam*. Luận án tiến sĩ kinh tế, Đại học Kinh tế Quốc dân.
- Fagerberg, J., Srholec, M., & Verspagen, B. (2010). Innovation and economic development. in bronwyn h. hall and nathan rosenberg (eds), *Handbook of the Economics of Innovation*, 2, 833-872, Elsevier North – Holland.
- Farrell, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, 120(3), 253-290.
- Gatto, M. D., Liberto, A. D., Petraglia, C. (2011). Measuring productivity. *Journal of Economic Surveys*, 25(5), 952-1008.
- Greene, W. (2008). The econometric approach to efficiency analysis. In Fried H. O., Lovell C. A. K., Schmidt S. S., (Eds), *The measurement of productive efficiency and productivity growth*, 92 – 250, Oxford University Press.
- Hadri, K., Guermat, C., Whittaker, J. (2003a). Estimating farm efficiency in the presence of double heteroscedasticity using panel data. *Journal of Applied Economics*, 6(2), 255-268.
- Hadri, K., Guermat, C., Whittaker, J. (2003b). Estimation of technical inefficiency effects using panel data and doubly heteroscedastic stochastic production frontier. *Empirical Economics*, 28(1), 203-222.
- Hồ Lê Nghĩa. (2011). *Chất lượng tăng trưởng ngành công nghiệp điện tử Việt Nam trong quá trình hội nhập kinh tế quốc tế*. Luận án tiến sĩ kinh tế, Đại học Kinh tế Quốc dân.
- Javorcik, S. B. (2004). Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages. *American Economic Review*, 94(3), 605-627.
- Karagiannis, G., & Tzouvelekas, V. (2009). Parametric measurement of time – varying technical inefficiency: Results from competing models. *Agricultural Economics Review*, 10(1), 50-79.
- Khan, H. (2012). Measurement of technical, allocative and economic efficiency of tomato farms in Northern Pakistan. *Journal of Agricultural Science and Technology*, 2(10B), 1080-1090.
- Kumbhakar, S. C., Ortega-Argilés, R., Potters, L., Vivarelli, M., & Voigt, P. (2012). Corporate R&D and firm efficiency: Evidence from Europe's top R&D investors. *Journal of Productivity Analysis*, 37(2), 125-140.

- Kumbhakar, S. C., & Sun, K. (2013). Derivation of marginal effects of determinants of technical inefficiency. *Economics Letters*, 120, 249-253.
- Lê Hữu Nghĩa, & Lê Văn Chiến. (2014). *Tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài đến năng suất lao động và trình độ công nghệ của Việt Nam*. NXB Chính trị Quốc gia.
- Lê Xuân Bá, Nguyễn Thị Tuệ Anh, Vũ Xuân Nguyệt Hồng, Trần Toàn Thắng, & Nguyễn Mạnh Hải. (2006). *Tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài tới tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam*. NXB Khoa học và Kỹ thuật.
- Nelson, R. R. (2008). Economic Development from the Perspective of Evolutionary Economic Theory. *Oxford Development Studies*, 36(1), 9-21.
- Nelson, R. R., & Winter, S. G. (1982). *An Evolutionary Theory of Economic Change*. The Belknap Press of Harvard University Press.
- Parmeter, C. F., Kumbhakar, S. C. (2014). Efficiency analysis: A primer on recent advances. *Foundations and Trends(R) in Econometrics*, 7(3-4), 191-385.
- Ray, S. (2011). Econometric analysis of efficiency in Indian cement industry. *Research on Humanities and Social Sciences*, 1(2), 11-22.
- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(50), 71-102.
- Verbic, M., Majcen, B., Ivanova, O., & Cok, M. (2011). R&D and economic growth in Slovenia: A dynamic general equilibrium approach with endogenous growth. *Panoeconomicus*, 58(1), 67-89.
- Wang, H. J. (2002). Heteroscedasticity and non-monotonic efficiency effects of a stochastic frontier model. *Journal of Productivity Analysis*, 18, 241-253.
- Wang, M., & Wong, M. C. (2012). International R&D transfer and technical efficiency: Evidence from panel study using stochastic frontier analysis. *World Development*, 40(10), 1982-1998.
- Wei, Y., & Liu, X. (2006). Productivity Spillovers from R&D, Export and FDI in China's manufacturing sector. *Journal of International Business Studies*, 37(4), 544-557.
- Yang, C. H., Chen, K. H., & Huang, Y. J. (2009). Are R&D firms more efficient? A two-step switching stochastic frontier approach. *Problems and Perspectives in Management*, 7(4), 47-60.
- Zamorano, L. R. M. (2004). Economic efficiency and frontier techniques. *Journal of Economic Surveys*, 18(1), 33-77.