

PHÂN TÍCH HIỆU QUẢ SẢN XUẤT CỦA CÁC DOANH NGHIỆP ĐIỆN TỬ VIỆT NAM AN ANALYSIS OF PRODUCTION EFFICIENCY OF VIETNAMESE ELECTRONICS FIRMS

NGUYỄN VĂN

Khoa Cơ sở - Cơ bản, Trường Đại học Hàng hải Việt Nam

Email liên hệ: vanxpo@vamaru.edu.vn

Tóm tắt

Nghiên cứu này nhằm mục đích xác định mức hiệu quả kỹ thuật của các doanh nghiệp điện tử, máy vi tính và sản phẩm quang học Việt Nam, cũng như phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến mức hiệu quả kỹ thuật của ngành này trong giai đoạn 2012-2016. Các kết quả ước lượng từ mô hình hệ số biến đổi ngẫu nhiên và mô hình hồi quy Tobit cho thấy: (1) Gần như không có sự khác biệt trong hiệu quả sử dụng lao động, tuy nhiên có sự khác biệt lớn trong hiệu quả sử dụng vốn giữa các doanh nghiệp; (2) Điểm hiệu quả kỹ thuật trung bình của các doanh nghiệp đạt 46,9%; (3) Nhóm các nhân tố thuộc thể chế môi trường kinh doanh có tác động thuận chiều đến hiệu quả kỹ thuật của doanh nghiệp.

Từ khóa: Hiệu quả kỹ thuật, phương pháp hệ số biến đổi ngẫu nhiên, mô hình Tobit.

Abstract

This study aims to determine technical efficiency of Vietnamese electronics, computer and optical equipment firms, as well as to analyze the factors affecting the technical efficiency of this industry in the period 2012-2016. The estimated results from stochastic varying coefficients model and Tobit regression model show that: (1) There is almost no difference in labor use efficiency, however there is a big difference in the efficiency of capital use among firms; (2) The average technical efficiency of firms is 46.9%; (3) Group of factors related to business environment institution that positively affects the technical efficiency of firms.

Keywords: Technical efficiency, stochastic varying coefficients approach, tobit regression model.

1. Đặt vấn đề

Trong những năm qua, các ngành công nghiệp chế biến, chế tạo đã khẳng định được vị trí và là động lực quan trọng cho sự tăng trưởng của nền sản xuất công nghiệp Việt Nam. Nhiều ngành công nghiệp chế biến chế tạo đã phát triển mạnh mẽ, đạt mức tăng trưởng cao

và vững chắc. Điển hình trong số đó là ngành sản xuất sản phẩm điện tử, máy vi tính và sản phẩm quang học (ngành điện tử).

Theo báo cáo của Tổng cục thống kê, trong những năm qua chỉ số sản xuất của ngành điện tử Việt Nam luôn có những bước phát triển vượt bậc. Cụ thể, năm 2015 tăng 37%, năm 2016 tăng 12,8%, năm 2017 tăng 32,7%. Từ năm 2015 đến nay, kim ngạch xuất khẩu của ngành điện tử đã đạt những kết quả ấn tượng, chiếm 33,5% tổng kim ngạch xuất khẩu cả nước trong năm 2019.

Mặc dù đạt được những kết quả khá quan trọng trong những năm qua, tuy nhiên ngành điện tử Việt Nam vẫn tồn tại nhiều hạn chế. Đa phần các doanh nghiệp điện tử hiện nay đang thâm dụng lao động, thiếu vốn và công nghệ nên hiệu quả sản xuất chưa cao. Hơn nữa, việc cải cách môi trường kinh doanh và môi trường vĩ mô đóng vai trò quan trọng nhằm nâng cao hơn nữa hiệu quả sản xuất của các doanh nghiệp.

Từ thực tiễn nêu trên, nghiên cứu này sẽ ước lượng mức hiệu quả kỹ thuật (TE) cũng như phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến TE của các doanh nghiệp ngành điện tử Việt Nam trong giai đoạn 2012-2016.

2. Tổng quan tài liệu và cơ sở lý thuyết

Phương pháp tham số trong phân tích hiệu quả và năng suất được sử dụng phổ biến ở Việt Nam hiện nay là phương pháp hàm sản xuất biên ngẫu nhiên (SFA). Tuy nhiên SFA giả định các doanh nghiệp có tham số công nghệ như nhau, điều này có thể sẽ dẫn đến các ước lượng chệch của TE. Các hệ số phản ứng trong ước lượng bằng SFA là các hệ số trung bình do đó không phản ánh được tầm quan trọng của từng yếu tố đầu vào. Hơn nữa SFA sử dụng hệ số sai số tổng hợp mà trong đó TE được phản ánh bởi thành phần u_i và cần có các giả định về phân phối của u_i để ước lượng đường sản xuất biên, nhưng các kết quả ước lượng khá nhạy cảm với các giả định về phân phối khác nhau của u_i .

Nhằm khắc phục các hạn chế đó, Kalirajan và Obwona (1994) đã phát triển mô hình hệ số biến đổi ngẫu nhiên (SVFA) liên quan đến khái niệm đường biên không trung tính với dữ liệu chéo. Mô hình SVFA

được đề xuất năm 1994 bởi Kalirajan và Obwona (xem [6]) đối với dữ liệu chéo ở dạng logarit như sau:

$$y_k = \sum_{l=1}^m \beta_{kl} z_{kl} \quad (k = \overline{1..n}) \quad (1)$$

Kalirajan và Obwona đã làm theo phương pháp của Hildreth và Houck (1968) [5] để ước lượng (1) như sau:

Đặt $\beta_{kl} = \beta_l + v_{kl}$ ($k = \overline{1..n}; l = \overline{1..m}$) và khi đó (1) được viết lại như sau:

$$y_k = \sum_{l=1}^m z_{kl} (\beta_l + v_{kl}) = \sum_{l=1}^m z_{kl} \beta_l + u_k$$

Trong đó: $u_k = \sum_{l=1}^m z_{kl} v_{kl}$ và v_{kl} là các nhiễu ngẫu nhiên với kỳ vọng bằng không; β_l là các hệ số phản ứng trung bình; $(\beta_l + v_{kl})$ là các hệ số phản ứng thực tế. Khi đó mô hình SVFA được viết ở dạng ma trận: $Y = Z\beta + u$ (2) với $u = Zv$.

Đặt $\Omega = \{\gamma_{ki}\}_{n \times n}$ là ma trận hiệp phương sai của u . Chia khóa để ước lượng (2) chính là việc ước lượng Ω , thủ tục ước lượng như sau:

Đặt $Var(v_{kl}) = \alpha_{kl}$ ($k = \overline{1..n}; l = \overline{1..m}$) thì:

$$\gamma_{kl} = 0 \quad \forall k \neq l \quad \text{và} \quad \gamma_{kk} = \sum_{l=1}^m z_{kl}^2 \alpha_{ll} = \tilde{Z}_{(k)} \bar{\alpha} \quad (3)$$

Trong đó: $\tilde{X} = \{z_{kl}^2\}_{n \times m}$; $\tilde{Z}_{(k)}$ là hàng thứ k của \tilde{Z} , $\bar{\alpha} = (\alpha_{11}, \dots, \alpha_{mm})'$.

Nếu chúng ta ước lượng (2) bởi phương pháp OLS thì véc tơ phần dư là:

$$e = Y - Z\hat{\beta} = Y - Z(Z'Z)^{-1}Z'Y = [I - Z(Z'Z)^{-1}Z'](Z\beta + u) = [I - Z(Z'Z)^{-1}Z']u = Mu$$

Với $M \equiv \{m_{ki}\}_{n \times n} = I - Z(Z'Z)^{-1}Z'$

(M là ma trận đối xứng).

Từ đó chúng ta suy ra được:

$$E(\tilde{e}) = \tilde{M}\bar{\gamma}$$

với: $\tilde{e} = (e_1^2, \dots, e_n^2)'$, $\tilde{M} = \{m_{ki}^2\}_{n \times n}$, $\bar{\gamma} = (\gamma_{11}, \dots, \gamma_{mm})'$

$$\text{Đặt: } w = \tilde{e} - E(\tilde{e}) = \tilde{e} - \tilde{M}\bar{\gamma} = \tilde{e} - \tilde{M}\tilde{Z}\bar{\alpha}$$

(Vì theo (3) ta có $\bar{\gamma} = \tilde{Z}\bar{\alpha}$) thì $\tilde{e} = \tilde{M}\tilde{Z}\bar{\alpha} + w$ (4)

Vì biểu thức (4) có dạng mô hình tuyến tính quen thuộc nên nó có thể được ước lượng bằng phương pháp OLS để có được ước lượng không chệch $\hat{\alpha}$ của $\bar{\alpha}$:

$$\hat{\alpha} = \left[(\tilde{M}\tilde{Z})' (\tilde{M}\tilde{Z}) \right]^{-1} (\tilde{M}\tilde{Z})' \tilde{e} \quad (5)$$

Sử dụng ước lượng $\hat{\alpha}$ cho $\bar{\alpha}$ trong (5) để có ước lượng $\hat{\Omega}$ cho ma trận hiệp phương sai Ω . Khi đó, β trong mô hình (2) được ước lượng như sau:

$$\bar{\beta} = (Z'\hat{\Omega}^{-1}X)^{-1}Z'\hat{\Omega}^{-1}Y \quad (6)$$

Sau khi có được $\bar{\beta}$, sử dụng phương pháp được mô tả bởi Griffiths (1972) [2] để có được ước lượng $\hat{\beta}_{kl}$ của các hệ số phản ứng thực β_{kl} của mỗi doanh nghiệp:

$$\hat{\beta}_{kl} = \bar{\beta}_l + \hat{v}_{kl} = \bar{\beta}_l + \frac{z_{kl}\hat{\alpha}_{ll}}{\sum_{l=1}^m z_{kl}^2 \hat{\alpha}_{ll}} (y_i - Z_{(k)}\bar{\beta}) \quad (7)$$

Sau đó, chúng ta đặt $\beta_l^* = \max_k \{\beta_{kl}\}$; ($k = \overline{1..n}; l = \overline{1..m}$) thì hàm sản xuất biên và TE của doanh nghiệp thứ k là:

$$y_k^* = \sum_{l=1}^m \beta_{kl}^* z_{kl} \quad (k = \overline{1..n}) \quad \text{và} \quad TE_k = \frac{\exp(y_k)}{\exp(y_k^*)} \quad (8)$$

3. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu này áp dụng phương pháp SVFA để ước lượng hàm sản xuất biên cũng như hiệu quả kỹ thuật của các doanh nghiệp ngành điện tử Việt Nam trong giai đoạn 2012-2016.

Nghiên cứu thực hiện trước kiểm định về việc lựa chọn dạng hàm sản xuất (dạng hàm sản xuất Cobb-Douglas hay Translog). Từ kết quả kiểm định, nghiên

cứ lựa chọn hàm sản xuất biên dạng Cobb-Douglas cho các doanh nghiệp điện tử Việt Nam trong giai đoạn này. Mô hình SVFA của các doanh nghiệp được thiết lập như sau:

$$\ln(VA)_{kt} = \beta_{kt0} + \beta_{kt1} \cdot \ln K_{kt} + \beta_{kt2} \cdot \ln L_{kt} \quad (9)$$

$$(k = 1..n, t = 1..t_0)$$

Trong đó: VA_{kt} , K_{kt} và L_{kt} lần lượt là giá trị gia tăng, vốn và lao động của doanh nghiệp k tại thời điểm t .

Sau đó, các kết quả ước lượng TE bằng mô hình SVFA sẽ được sử dụng là biến phụ thuộc trong mô hình hồi quy Tobit để ước lượng các nhân tố tác động lên TE của các doanh nghiệp điện tử Việt Nam. Vì TE của các doanh nghiệp thuộc đoạn [0;1] nên mô hình hồi quy Tobit là phù hợp nhất (Gujarati (2011), Cameron & Trivedi (2009)) (xem [1] [4]).

4. Kết quả ước lượng

4.1. Mô tả dữ liệu và biến số

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu tổng điều tra doanh nghiệp của Tổng cục thống kê (GSO) và dữ liệu điều tra năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI) của Phòng thương mại và công nghiệp Việt Nam (VCCI). Các dữ liệu được thu thập trong khoảng thời gian từ 2012 đến 2016. Xử lý dữ liệu, nghiên cứu có được các dữ liệu cần thiết của 339 doanh nghiệp điện tử ở giai đoạn này (xem [3] [7]). Biến số trong các mô hình được xác định như sau:

+ Biến VA: Là giá trị gia tăng của doanh nghiệp, được tính theo hướng dẫn của tổng cục thống kê ($VA = \text{Tổng thu nhập của người lao động} + \text{Khấu hao tài sản cố định} + \text{Thuế gián thu} + \text{Lợi nhuận trước thuế}$)

+ Biến L: Là số lao động trung bình của doanh nghiệp trong năm ($L = \text{trung bình cộng của số lao động đầu năm và cuối năm}$).

+ Biến K: Là nguồn vốn trung bình trong năm của doanh nghiệp ($K = \text{trung bình cộng của tổng tài sản tại thời điểm đầu năm và cuối năm}$).

+ Biến *ownership*: Là biến giả nhiều phạm trù, trong đó: *ownership1* và *ownership2* lần lượt là doanh nghiệp điện tử nhà nước và doanh nghiệp điện tử tư nhân. Doanh nghiệp điện tử FDI là phạm trù cơ sở.

+ Biến *region*: Là biến giả nhiều phạm trù, trong đó: *region1*; *region2*; *region3*; *region4*; *region5* lần lượt là các vùng Đồng bằng sông Hồng; Trung du và miền núi phía Bắc; Bắc Trung bộ và duyên hải miền Trung; Tây Nguyên và Đông Nam bộ. Vùng đồng bằng sông Cửu Long là phạm trù cơ sở.

+ Biến *size*: Là biến quy mô doanh nghiệp, trong đó: *size=0* là doanh nghiệp điện tử lớn; *size=1* là doanh nghiệp điện tử nhỏ và vừa.

+ Biến *KCN*: Là biến khu công nghiệp, trong đó: *KCN=0* có nghĩa doanh nghiệp điện tử không nằm trong khu công nghiệp; *KCN=1* có nghĩa doanh nghiệp điện tử nằm trong khu công nghiệp.

+ Biến *pci*: Là biến thể chế môi trường kinh doanh, được xác định bởi chỉ số PCI của VCCI.

4.2. Kết quả ước lượng

Sử dụng kiểm định Breusch-Pagan để kiểm định về sự ngẫu nhiên của các hệ số trong mô hình. Kết quả kiểm định bác bỏ giả thuyết không về phương sai sai số thay đổi, có nghĩa nghiên cứu lựa chọn mô hình SVFA là phù hợp. Tuy nhiên kiểm định này không cung cấp bất kỳ thông tin nào về dạng thức của các hệ số. Do đó, nghiên cứu ước lượng các hệ số phản ứng trung bình của các doanh nghiệp theo phương pháp được mô tả bởi Hildreth & Houck (1968) [5], sau đó ước lượng các hệ số phản ứng thực tế theo phương pháp của Griffiths (1972) [2].

Bảng 1. Hệ số ước lượng trung bình và hệ số biên của hàm sản xuất của các doanh nghiệp điện tử Việt Nam giai đoạn 2012-2016

Năm	2012		2013		2014		2015		2016	
	$\bar{\beta}_j$	β_j^*	$\bar{\beta}_j$	β_j^*	$\bar{\beta}_j$	β_j^*	$\bar{\beta}_j$	β_j^*	$\bar{\beta}_j$	β_j^*
β_0	1,075	5,805	1,702	7,005	1,994	4,395	1,640	17,778	2,012	7,035
β_K	0,453	0,587	0,363	0,840	0,293	0,943	0,427	0,427	0,368	0,800
β_L	0,742	0,742	0,831	0,831	0,934	0,934	0,727	0,727	0,799	0,799

Nguồn: Kết quả ước lượng từ MATLAB 2015a

Kết quả ước lượng hệ số trung bình và hệ số biên của hàm sản xuất bằng mô hình SVFA được trình bày trong Bảng 1. Chúng ta thấy rằng, hệ số co giãn trung bình của sản lượng theo lao động lớn hơn hệ số co giãn trung bình của sản lượng theo vốn. Điều này cho biết các doanh nghiệp điện tử Việt Nam trong giai đoạn này đang thâm dụng lao động. Tổng hệ số co giãn trung bình của sản lượng theo lao động và vốn lớn hơn một cho thấy hiệu suất của các doanh nghiệp điện tử đang tăng theo quy mô.

Hơn nữa, các hệ số ước lượng trung bình và các hệ số ước lượng biên của lao động bằng nhau (Thực tế là không bằng nhau, tuy nhiên $\hat{\alpha}$ xấp xỉ bằng 0). Điều này cho thấy không có bằng chứng về sự khác biệt trong hiệu quả sử dụng lao động giữa các doanh nghiệp điện tử Việt Nam giai đoạn 2012-2016. Ngược lại, hệ số ước lượng trung bình và hệ số ước lượng biên của vốn có sự chênh lệch lớn cho thấy có sự khác biệt lớn trong hiệu quả sử dụng vốn giữa các doanh nghiệp.

Sau khi có hệ số ước lượng trung bình của mỗi đầu vào, sử dụng biểu thức (7) để có các hệ số ước lượng thực tế cho mỗi đầu vào của từng doanh nghiệp và sử dụng (8) để có được sản lượng biên và TE cho từng doanh nghiệp điện tử Việt Nam giai đoạn 2012-2016. Giá trị phân phối và mật độ Kernel về hiệu quả kỹ thuật của các doanh nghiệp điện tử trong giai đoạn này được thể hiện trong Bảng 2 và Hình 1.

Bảng 2. Phân phối hiệu quả kỹ thuật của các doanh nghiệp điện tử Việt Nam giai đoạn 2012-2016

TE	Obs	Mean	Std.D	Min	Max
2012	339	0,503	0,059	0,26	0,677
2013	339	0,472	0,058	0,205	0,635
2014	339	0,498	0,053	0,319	0,596
2015	339	0,376	0,065	0,031	0,529
2016	339	0,496	0,059	0,223	0,596

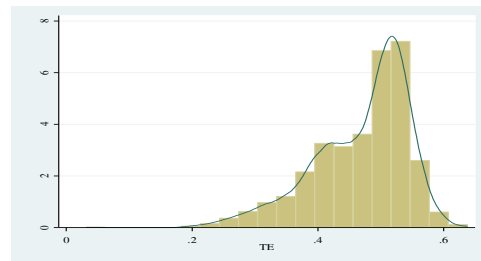
Nguồn: Kết quả ước lượng từ MATLAB 2015a

Bảng 3. Kết quả ước lượng các nhân tố tác động đến hiệu quả kỹ thuật

TE	Coef	Std. Err	t	TE	Coef	Std. Err	t
ownership1	0,018	0,012	1,450	region5	0,004	0,011	0,410
ownership2	0,047***	0,005	8,610	size	0,026***	0,004	6,820
region1	0,007	0,011	0,630	KCN	1,8E-3***	5,1E-4	3,520
region2	0,004	0,013	0,290	pqi	0,002**	0,001	3,000
region3	-0,024	0,012	1,970	_cons	0,365***	0,043	8,470
region4	-0,059	0,031	1,910	/sigma	0,065	0,001	

Nguồn: Kết quả ước lượng từ Stata 13

Điểm ước lượng trung bình về TE của các doanh nghiệp điện tử Việt Nam hiện nay khoảng 46,9%. Mật độ Kernel của TE cho thấy đa số các doanh nghiệp điện tử Việt Nam trong giai đoạn này có hiệu quả kỹ thuật gần với giá trị trung bình. Điều này phản ánh phần lớn các doanh nghiệp hiện nay có hiệu quả kỹ thuật thấp, dự định về hiệu quả kỹ thuật của các doanh nghiệp còn nhiều. Độ lệch chuẩn của TE qua các năm thay đổi rất ít cho thấy khoảng cách về hiệu quả kỹ thuật giữa các doanh nghiệp điện tử Việt Nam trong giai đoạn này còn cao và chưa được thu hẹp.



Hình 1. Biểu đồ Histogram và mật độ Kernel về hiệu quả kỹ thuật của các doanh nghiệp điện tử Việt Nam giai đoạn 2012-2016

4.3. Các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả kỹ thuật

Cụ thể, mô hình hồi quy Tobit đối với hiệu quả kỹ thuật của các doanh nghiệp điện tử Việt Nam được mô tả như sau:

$$TE'_{kt} = \alpha_{kt} + \beta_{kt} X_{kt} + \varepsilon_{kt} \quad (k = \overline{1..n}, t = \overline{1..T_0}) \quad (10)$$

Ở đây TE' là giá trị ngầm của hiệu quả kỹ thuật, trong đó:

- Nếu $TE' \leq 0$ thì $TE=0$; Nếu $TE' > 1$ thì $TE=1$ và nếu $0 < TE' < 1$ thì $TE = TE'$.

- X_{kt} là các biến giải thích tác động lên TE và $\varepsilon_{kt} \sim N(0, \sigma^2)$ là nhiễu ngẫu nhiên tuân theo quy

luật phân phối chuẩn $N(0, \sigma^2)$; $\sigma = const.$

Biến phụ thuộc là mức TE được ước lượng trong mô hình SVFA. Các biến độc lập được chia thành hai nhóm với mục đích để quan sát sự ảnh hưởng của từng nhóm đến hoạt động sản xuất của doanh nghiệp. Bao gồm nhóm các nhân tố thuộc đặc tính doanh nghiệp (loại hình sở hữu; vùng miền; quy mô doanh nghiệp; doanh nghiệp nằm trong khu công nghiệp) và nhóm các nhân tố thuộc thể chế môi trường kinh doanh (chỉ số PCI cấp tỉnh).

Kiểm định tỷ số hợp lý (LR) ủng hộ giả thuyết mô hình có ít nhất một hệ số phản ứng khác không, nên mô hình được xây dựng có ý nghĩa thống kê. Kết quả hồi quy Tobit cho mức TE từ mô hình SVFA của các doanh nghiệp điện tử được trình bày trong Bảng 3.

Kết quả của ước lượng cho thấy: Mức hiệu quả kỹ thuật của các doanh nghiệp điện tử chịu sự tác động của nhân tố loại hình sở hữu. Trong đó, khu vực doanh nghiệp điện tử FDI có tác động thuận chiều đến TE, còn khu vực doanh nghiệp điện tử tư nhân có tác động ngược chiều đến TE. Điều này cho thấy, khu vực doanh nghiệp điện tử FDI sản xuất đạt hiệu quả tốt hơn so với khu vực tư nhân. Chưa có bằng chứng cho thấy có sự tác động của nhân tố vùng miền đến hiệu quả sản xuất của các doanh nghiệp điện tử Việt Nam trong giai đoạn này. Về nhân tố quy mô doanh nghiệp, kết quả cho thấy các doanh nghiệp điện tử nhỏ và vừa có tác động ngược chiều đến TE. Ngược lại, các doanh nghiệp lớn có mối quan hệ thuận chiều với TE. Đây là bằng chứng cho thấy, các doanh nghiệp điện tử nhỏ và vừa hiện nay đang có nhiều khó khăn trong việc tiếp cận vốn và công nghệ sản xuất, nên TE của các doanh nghiệp này thấp hơn các doanh nghiệp lớn. Ngoài ra, các doanh nghiệp nằm trong khu công nghiệp có TE tốt hơn các doanh nghiệp bên ngoài. Điều này cho thấy môi trường sản xuất, thể chế và các chính sách hỗ trợ đồng bộ của các khu công nghiệp đã mang lại hiệu quả sản xuất cho các doanh nghiệp điện tử.

Đối với nhóm nhân tố thuộc thể chế môi trường kinh doanh, chúng ta thấy có sự tác động thuận chiều của thể chế, chính sách đến TE của các doanh nghiệp điện tử. Do đó những địa phương có chi phí gia nhập thị trường thấp, tạo điều kiện thuận lợi để các doanh nghiệp tiếp cận tín dụng và đất đai, cũng như có các dịch vụ hỗ trợ doanh nghiệp tốt sẽ càng tạo điều kiện cho các doanh nghiệp trên địa bàn sản xuất đạt mức TE tốt hơn.

Các kết quả của bài báo là sản phẩm của đề tài nghiên cứu khoa học cấp Trường năm học 2019-2020:

“Ứng dụng mô hình hệ số biến đổi ngẫu nhiên trong phân tích hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp ngành sản xuất sản phẩm điện tử Việt Nam”.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Cameron, A.C & Trivedi, P.K, “*Microeconometrics using stata*”, College Station, TX: Stata Press, 5, 2009.
- [2] Griffiths, W.E, “*Estimation of actual response coefficients in the Hildreth- Houck random coefficient model*”, Journal of the American Statistical Association, Vol.67, 1972.
- [3] GSO, Điều tra doanh nghiệp năm 2012, 2013, 2014, 2015, 2016.
- [4] Gujarati, D.N, “*Econometrics by example*”, Hampshire, UK: Palgrave Macmillan, 2011.
- [5] Hildreth, C. & Houck, J.P, “*Some estimators for linear model with random coefficients*”, Journal of American Statistical Association, Vol.63, 1968.
- [6] Kalirajan, K.P & Obwona, M.B, “*Frontier production function: The stochastic coefficients approach*”, Oxford Bulletin of Economic and Statistics, Vol.56, 1994.
- [7] VCCI, Chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh năm 2012, 2013, 2014, 2015, 2016.

Ngày nhận bài:	20/02/2020
Ngày nhận bản sửa:	13/03/2020
Ngày duyệt đăng:	21/03/2020