



DOI:10.22144/ctu.jsi.2019.076

## CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG CỦA CÁC DOANH NGHIỆP TẠI VIỆT NAM

Lý Phương Thùy<sup>1</sup>, Vương Quốc Duy<sup>2</sup> và Phạm Lê Thông<sup>2\*</sup>

<sup>1</sup>Công ty TNHH Thương mại Dịch vụ Vận tải Tấn Kiệt

<sup>2</sup>Khoa Kinh tế, Trường Đại học Cần Thơ

\*Người chịu trách nhiệm về bài viết: Phạm Lê Thông (email: plthong@ctu.edu.vn)

### Thông tin chung:

Ngày nhận bài: 17/04/2019

Ngày nhận bài sửa: 23/05/2019

Ngày duyệt đăng: 26/07/2019

### Title:

The determinants of firm efficiency in Vietnam

### Từ khóa:

Doanh nghiệp, hàm sản xuất biên ngẫu nhiên, hiệu quả hoạt động, Việt Nam

### Keywords:

Efficiency, firm, production frontier function, Vietnam

### ABSTRACT

The study is aimed to estimate and determine factors influencing the technical Inefficiency of the firms in Vietnam. Panel data of 1,561 firms operating in agriculture, manufacture, construction, and finance from the Vietnam Enterprises Survey conducted by the General Statistics Office in 2010 – 2014, including 4,683 observations were used to estimate a stochastic Cobb-Douglas production frontier function where the dependent variable was gross revenues and the independent variables were capital, labor and costs of material inputs. The results showed that though the average efficiency level of the firms was relatively high, 86,76%, the variation in efficiency across firms was remarkable. Therefore, low-efficient firms had great potential to improve efficiency. In addition, firm-specific efficiency level was found dependent on the capital structure, tangible assets, growth rate, size, and types of ownership.

### TÓM TẮT

Nghiên cứu này ước lượng và xác định các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp tại Việt Nam. Bài viết sử dụng dữ liệu bảng của 1.561 doanh nghiệp thuộc các ngành: nông, lâm, thủy sản; công nghiệp chế biến, chế tạo; xây dựng; và tài chính ngân hàng và bảo hiểm, được trích từ Điều tra Doanh nghiệp Việt Nam do Tổng cục Thống kê thực hiện giai đoạn 2010 – 2014 bao gồm 4.683 quan sát. Hàm sản xuất biên ngẫu nhiên Cobb-Douglas được sử dụng để ước tính hiệu quả hoạt động với doanh thu thuần là biến số chỉ đầu ra và vốn, lao động, chi phí là các yếu tố đầu vào. Kết quả nghiên cứu cho thấy, mức hiệu quả hoạt động trung bình của các doanh nghiệp đạt được tương đối cao, 86,76%. Tuy nhiên, hiệu quả giữa các doanh nghiệp có sự chênh lệch rất lớn. Kết quả này cho thấy tiềm năng cải thiện doanh thu của các doanh nghiệp. Các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động bao gồm: cấu trúc vốn, quy mô doanh nghiệp, loại hình doanh nghiệp, tốc độ tăng trưởng và tài sản hữu hình.

Trích dẫn: Lý Phương Thùy, Vương Quốc Duy và Phạm Lê Thông, 2019. Các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp tại Việt Nam. Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ. 55(Số chuyên đề: Kinh tế): 12-22.

## 1 ĐẶT VẤN ĐỀ:

Hiệu quả hoạt động kinh doanh của các doanh nghiệp (DN) là chủ đề rất được quan tâm trong lĩnh vực tài chính doanh nghiệp. Hiệu quả hoạt động (HQHĐ) của các DN là một nguồn quan trọng của tăng trưởng kinh tế bền vững. Các DN hoạt động có hiệu quả sẽ tạo ra lợi nhuận, tạo công ăn việc làm cho lao động, thúc đẩy đổi mới, và đóng thuế và từ đó giúp cải thiện đời sống kinh tế xã hội cho đất nước.

Các DN Việt Nam đóng một vai trò rất quan trọng đối với sự nghiệp phát triển kinh tế và xã hội của đất nước. Vào năm 2010, các DN đã đóng góp khoảng 55,4% GDP và tăng lên đến 58,5% GDP vào năm 2013 (Tổng Cục Thống kê, 2016<sup>b</sup>). Năm 2013, các DN góp phần tạo công ăn việc làm cho hơn 11,5 triệu lao động, lợi nhuận trước thuế đạt 488 nghìn tỷ đồng, đóng góp cho ngân sách nhà nước khoảng 605 nghìn tỷ đồng (Tổng Cục Thống kê, 2016<sup>a</sup>). Tính đến thời điểm 31/12/2013 cả nước đã có trên 373 nghìn DN (Tổng Cục Thống kê, 2016<sup>a</sup>) tăng gấp 1,58 lần so với cùng kỳ năm 2009. Trong năm 2013, cả nước có 76.955 DN đăng ký thành lập mới, tăng 10,1% so với cùng kỳ năm 2012. Tuy nhiên, nhiều điểm yếu đã bộc lộ trong quá trình phát triển của các DN như năng lực cạnh tranh còn khá thấp, vốn kinh doanh còn hạn chế, khả năng ứng dụng và tiếp cận công nghệ mới còn chậm. Vì thế, bên cạnh số lượng lớn DN đăng ký thành lập mới, có đến 60.737 DN gặp khó khăn buộc tạm ngừng hoạt động, tăng 11,9% so với cùng kỳ năm 2012 (VCCI, 2014). Vì thế, để tồn tại trong nền kinh tế cạnh tranh ngày càng khốc liệt như hiện nay, các DN buộc phải sử dụng hiệu quả các yếu tố đầu vào để nâng cao HQHĐ sản xuất kinh doanh của mình, chỉ những DN hoạt động hiệu quả mới có lợi thế cạnh tranh. Do đó, hiệu quả trở thành tiêu chí quan trọng để đánh giá về sự tồn tại và phát triển của mỗi DN.

Nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến HQHĐ của DN có thể cung cấp cơ sở khoa học cho các nhà điều hành kinh doanh và các nhà hoạch định chính sách để thiết kế các chính sách phát triển DN. Điều này đặc biệt có giá trị đối với một đất nước đang phát triển như Việt Nam, đất nước đã trải qua những khó khăn trong quá trình chuyển đổi và những tác động tiêu cực của cuộc khủng hoảng kinh tế những năm 2008.

Bài nghiên cứu này nhằm ước lượng mức hiệu quả của DN cũng như xác định các yếu tố tác động đến HQHĐ của DN dựa trên các bộ số liệu của các cuộc Điều tra DN Việt Nam năm 2010 và 2014 do Tổng Cục Thống kê thực hiện. Kết quả nghiên cứu sẽ là cơ sở khoa học để thiết kế các chính sách phù hợp giúp DN cải thiện HQHĐ kinh doanh của mình.

Bài nghiên cứu được cấu trúc như sau: Mục 2 trình bày cơ sở lý thuyết; Mục 3 trình bày phương pháp nghiên cứu; Mục 4 trình bày các kết quả nghiên cứu; Mục 5 đưa ra kết luận về các kết quả nghiên cứu quan trọng và từ đó, đề xuất các kiến nghị nhằm nâng cao HQHĐ của các DN.

## 2 CƠ SỞ LÝ THUYẾT

HQHĐ là một chỉ tiêu quan trọng của các DN. Nó được xem như mức độ đo lường việc sử dụng các yếu tố đầu vào để sản xuất ra các đầu ra của một DN. Koopmans (1951) là tác giả đầu tiên đề xuất khái niệm về “hiệu quả”. Theo đó, một đơn vị sản xuất được xem là hiệu quả nếu quy mô đầu ra được tối đa ứng với lượng đầu vào cho trước.

Trong hoạt động của một đơn vị sản xuất, hiệu quả được định nghĩa là khả năng tạo ra mức đầu ra cao nhất từ một tập hợp đầu vào nhất định (Farrell, 1957). Hiệu quả, theo định nghĩa này, liên quan đến sự chuyển hóa về mặt kỹ thuật các yếu tố đầu vào thành các đầu ra nên còn được gọi là hiệu quả kỹ thuật (technical efficiency). Hiệu quả kỹ thuật (HQKT) có thể được ước tính từ hàm sản xuất. Hàm sản xuất biểu diễn mối quan hệ hàm số giữa sản lượng tối đa có thể được sản xuất ra từ các tập hợp đầu vào nhất định. Để ước lượng mức sản lượng tối đa và cho phép sự biến động ngẫu nhiên của sản lượng giữa các nhà sản xuất, Aigner *et al.* (1977) và Meeusen and Van den Broeck (1977) đã phát triển hàm sản xuất biên ngẫu nhiên (stochastic production frontier function). Ý tưởng cơ bản của hàm này là phần sai số được cấu thành bởi hai phần: Phần đối xứng biểu diễn sự biến động ngẫu nhiên thuần túy quanh đường giới hạn giữa các nhà sản xuất và ảnh hưởng của sai số trong đo lường, hay “nhiều thống kê” và phần sai số một đuôi biểu diễn ảnh hưởng của sự phi hiệu quả trong mô hình biên ngẫu nhiên. Hai phần này được giả định độc lập với nhau. Mô hình sản xuất biên ngẫu nhiên có dạng:

$$\ln(Y_i) = \ln X_i \beta + (v_i - u_i) \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

Trong đó:

$\ln(Y_i)$  là logarit của đầu ra đối với DN thứ  $i$

$X_i$  là một vector hàng  $k+1$  chiều (vector đầu vào tương ứng với quá trình sản xuất của đơn vị thứ  $i$ , phần tử thứ nhất của nó bằng 1 và các phần tử còn lại là những logarit của lượng  $k$  đầu vào sử dụng bởi đơn vị thứ  $i$ ).

$\beta$  là vector các hệ số ứng với biến độc lập trong hàm sản xuất. Các hệ số này có thể được ước lượng bằng phương pháp thích hợp cực đại (Maximum Likelihood Estimation – MLE) (Aigner *et al.*, 1977;

Meeusen and Van den Broeck, 1977; Jondrow *et al.*, 1982).

$V_i$  là các sai số trong đo lường và phần nhiễu ngẫu nhiên đối với đường biên, biểu diễn những nhân tố ngẫu nhiên, không quan sát được, hay những yếu tố ngoài tầm kiểm soát của DN như chính sách, thể chế, ...

$u_i$  là biến ngẫu nhiên độc lập không âm, phản ánh phần phi HQKT trong sản xuất của các đơn vị trong ngành (Meeusen and Van den Broeck, 1977).  $u_i$  có phân phối nửa chuẩn ( $u_i \sim |N(0, \sigma_u^2)|$ ), điều kiện này bảo đảm rằng các quan sát phải nằm một bên của đường giới hạn ngẫu nhiên.

Để ước lượng  $u_i$  của từng đơn vị sản xuất mà có thể tách ra được những sai số ngẫu nhiên,  $v_i$ , Jondrow *et al.* (1982) đã xây dựng thuật toán tính kỳ vọng có điều kiện của  $u_i$  như sau:

$$u_i = E(u_i | e_i) = \sigma_u^* \left[ \frac{f(\cdot)}{1-F(\cdot)} \left( \frac{e_j \gamma}{\sigma} \right) \right] \quad (2)$$

Trong đó:

$$\sigma_u^* = \sigma_u^2 \cdot \sigma_v^2, \gamma = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}, \sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}, f(\cdot) \text{ và } F(\cdot) \text{ lần}$$

lượt là hàm mật độ và hàm tích lũy xác suất của phân phối chuẩn tắc được ước tính tại  $\left( \frac{e_j \gamma}{\sigma} \right)$ .

Để xem xét tính ngẫu nhiên của hiệu quả ta dựa

vào tham số tỷ số phương sai  $\gamma' = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}$  được giới thiệu bởi Battese and Corra (1977). Tham số này có giá trị nằm trong khoảng (0, 1) được dùng để giải thích sai số chủ yếu nào trong hai phần tác động đến sự biến động của lợi nhuận thực tế. Khi  $\gamma'$  tiến tới 1, ( $\sigma_u \rightarrow \sigma$ ) sự biến động của lợi nhuận thực tế chủ yếu là do sự khác biệt trong kỹ thuật sản xuất của DN. Ngược lại,  $\gamma'$  tiến tới 0, sự biến động đó chủ yếu do tác động của những yếu tố ngẫu nhiên.

Trong mô hình sản xuất biên ngẫu nhiên, hằng số  $\beta_0$  biểu diễn tác động của những yếu tố nằm ngoài những yếu tố đầu vào đưa vào mô hình. Những yếu tố này có thể là sự tiến bộ công nghệ, môi trường kinh doanh, các chính sách của Nhà nước, ... Với cùng lượng đầu vào  $X_i$ ,  $\beta_0$  càng lớn, lượng đầu ra tối đa có thể đạt được sẽ càng lớn.

HQHD (EFF - Efficiency) xác định từ hàm sản xuất biên được tính theo công thức sau:

$$EFF = E[\exp(-\hat{u}_i | Y_i)] \quad (3)$$

Sai số phi hiệu quả,  $u_i$ , từ mô hình (2) được dùng để tính mức HQKT của từng DN theo công thức (3).

Mức hiệu quả đạt được của các nhà sản xuất có thể phụ thuộc vào các yếu tố ngoại sinh của nhà sản xuất,  $Z$ , như quy mô DN, ngành nghề kinh doanh, các vấn đề kỹ thuật, ... Để phân tích ảnh hưởng của các yếu tố này đến hiệu quả, các nghiên cứu thường hồi quy chỉ số đo lường hiệu quả với  $Z$  (Wang, 2002).

$$EFF_i = \alpha' Z_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

$EFF_i$  là biến phụ thuộc chỉ mức hiệu quả hay phi hiệu quả của các nhà sản xuất.

$Z_i$  là vec-tơ các biến giải thích, đại diện các yếu tố tác động lên hiệu quả của các nhà sản xuất.

$\varepsilon_i$  là sai số ngẫu nhiên của mô hình và  $\alpha$  là vec-tơ các tham số cần ước lượng.

Mô hình hàm sản xuất biên ngẫu nhiên của Aigner *et al.* (1977) và Meeusen and Van den Broeck (1977), sau đó, được Schmidt and Sickles (1984), Kumbhakar (1990), và Battese and Coelli (1992) phát triển để thực hiện với số liệu bảng. Các tác giả phát triển mô hình với các giả định khác nhau về phân phối của sai số phi hiệu quả. Các mô hình đã được kiểm chứng qua những nghiên cứu thực nghiệm ở các nơi trên thế giới và được áp dụng rộng rãi cho đến nay.

Theo Berger and Humphry (1992), trong hoạt động sản xuất của DN, việc lựa chọn phương pháp đo lường đầu ra phụ thuộc vào quan điểm, yêu cầu của các nhà quản trị và khả năng thu thập số liệu. Không có cách tiếp cận nào có thể bao quát được tất cả các hoạt động của DN. Doanh thu là một trong các yếu tố đầu ra được sử dụng phổ biến trong các nghiên cứu thực nghiệm trong và ngoài nước vì ưu điểm của nó là phản ánh giá trị bằng tiền của tổng sản lượng hàng hóa, dịch vụ được sản xuất ra trong kỳ, đồng thời chỉ tiêu này còn phản ánh hiệu quả sử dụng các yếu tố đầu vào của DN (Berger and Humphry, 1997; Vu, 2003; Tran *et al.*, 2008; Charoenrat *et al.*, 2014). Trong khi đó, các yếu tố đầu vào thường là số lao động, vốn đầu tư và các khoản chi phí có liên quan đến quá trình sản xuất (Vu, 2003; Tran *et al.*, 2008; Le and Charles, 2010; Chu and Kalirajan, 2011; Charoenrat *et al.*, 2014).

Trong nghiên cứu này, với mô hình (1) doanh thu thuần được chọn làm đầu ra của các DN và đầu vào là số lao động thường xuyên, vốn chủ sở hữu, các loại chi phí: giá vốn hàng bán, chi phí bán hàng và chi phí quản lý DN. Sau đó, mô hình hồi quy

tuyến tính (4) với số liệu bảng được thực hiện nhằm xác định các yếu tố ảnh hưởng đến HQHĐ của DN với HQT là biến phụ thuộc, các biến độc lập được đưa vào mô hình gồm: Cấu trúc vốn (Tristan and Cuong, 2015), bình phương của cấu trúc vốn để kiểm tra tác động phi tuyến của cấu trúc vốn lên HQHĐ của DN (Berger and di Patti, 2006; Margaritis and Psillaki, 2007), quy mô DN (Lee, 2009; Yazdanfar, 2013), tài sản hữu hình (Konijn *et al.*, 2011; Tristan and Cuong, 2015), loại hình DN (Le and Charles, 2010; Kinda, 2012; Pham *et al.*, 2010), sự tăng trưởng của DN (Salim and Yadav, 2012; Tristan Nguyen và Nguyen Huy Cuong, 2015). Định nghĩa và thống kê mô tả của các biến sẽ được trình bày chi tiết ở Mục 3.

### 3 PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

#### 3.1 Tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm

Việc áp dụng hàm sản xuất biên ngẫu nhiên để ước tính hiệu quả của các DN đã được thực hiện khá phổ biến trong nước và trên thế giới. Phương pháp này được sử dụng trong nghiên cứu thực nghiệm ở các nước trên thế giới như Charoenrat *et al.* (2014) để nghiên cứu trên các DN, và Berger and di Patti (2006) nghiên cứu trên các ngân hàng. Ở Việt Nam, các nghiên cứu về hiệu quả DN phân theo nhóm hình thức sở hữu như quốc doanh (Vu, 2003), ngoài quốc doanh (Tran *et al.*, 2008), phân theo quy mô (Tran *et al.*, 2008; Le and Charles, 2010), và phân theo nhóm ngành như ngân hàng (Nguyễn Việt Hùng, 2008; Châu Thị Kim Hà và Phạm Lê Thông, 2011), các DN sản xuất (Nguyễn *et al.*, 2007), các DN chế biến xuất khẩu (Pham *et al.*, 2010).

Hàm sản xuất Cobb-Douglas là dạng hàm được sử dụng phổ biến trong các nghiên cứu về hiệu quả (Vu, 2003; Nguyen *et al.*, 2007; Pham *et al.*, 2010; Châu Thị Kim Hà và Phạm Lê Thông, 2011; Charoenrat *et al.*, 2014) với các biến đầu ra được đo bằng giá trị sản lượng hay giá trị tăng thêm của DN. Trong khi đó, các biến đầu vào thường dùng là lao động, vốn và các khoản chi phí liên quan (Berger and di Patti, 2006; Nguyen *et al.*, 2007, Tran *et al.*, 2008; Le and Charles, 2010; Châu Thị Kim Hà và Phạm Lê Thông, 2011; Charoenrat *et al.*, 2014). Trong nghiên cứu này, do đặc thù bộ số liệu của VES nên các tác giả sử dụng biến đầu ra là doanh thu thuần và đầu vào là lượng vốn chủ sở hữu, số lao động thường xuyên và chi phí hoạt động của các DN để ước lượng hàm sản xuất Cobb-Douglas.

Phần lớn các nghiên cứu sử dụng số liệu về DN được điều tra từ các cơ quan khác nhau. Trong đó, số liệu được sử dụng phổ biến nhất là VES (bộ số liệu Điều tra DN) do Tổng cục Thống kê thực hiện như Nguyen *et al.*, (2007), Pham *et al.*, (2010), Chu and Kalirajan (2011). Bên cạnh đó, những bộ số liệu

đặc thù được các nghiên cứu sử dụng như số liệu điều tra của các DN quốc doanh (Vu, 2003), Điều tra của Bộ Lao động, Thương binh và Xã hội (Tran *et al.*, 2008), Điều tra DN của Ngân hàng Thế giới (Kinda, 2012). Bộ số liệu VES được điều tra định kỳ qua các năm, do đó một số nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng để phân tích sự biến động hiệu quả của DN qua các năm.

Nghiên cứu đầu tiên về HQT của các DN Việt Nam là nghiên cứu của Vu (2003), tập trung vào các DN Nhà nước (DNNN) ở Hà Nội, Hải Phòng và thành phố Hồ Chí Minh. Kết quả nghiên cứu cho thấy các DNNN sản xuất đạt hiệu quả tương đối cao trong năm 1997 và 1998, đạt gần 79%. Nghiên cứu còn tìm thấy một sự cải thiện một ít về mức độ HQT vào năm 1998 so với năm 1997. Một số nghiên cứu khác cho kết quả tương tự. Ví dụ, Thang *et al.* (2006) báo cáo rằng mức HQT là 79,2% đối với các DN trong ngành dệt may và 81,5% đối với các DN trong phân khúc may mặc giai đoạn 1997 - 2000. Tran *et al.* (2008) nhận thấy rằng mức độ HQT cho các doanh nghiệp nhỏ và vừa (DNNVV) sản xuất trong khu vực ngoài quốc doanh là 79,6% năm 1996 và 86,7% vào năm 2001. Nghiên cứu về DNNVV sản xuất Việt Nam của Rand and Tarp (2006) đã nhận thấy rằng mức HQT của các DN Việt Nam ở mức tương tự như ở các nước đang phát triển khác.

Đối với các yếu tố ảnh hưởng đến HQT, tính không đồng nhất trong các nghiên cứu thậm chí còn lớn hơn và khác nhau giữa các quốc gia. Phần lớn các nghiên cứu đề cập đến một bối cảnh ở một quốc gia, nhưng cũng có nhiều phân tích đa quốc gia. Ví dụ, Lee (2009) xem xét các yếu tố ảnh hưởng đến HQHĐ của 7.000 công ty công cộng Hoa Kỳ trong 20 năm, bao gồm: Quy mô, thị phần, cường độ vốn, quảng cáo, cường độ nghiên cứu và phát triển, tỷ lệ nợ xấu và hàng tồn kho; trong khi Yazdanfar (2013) xem xét quy mô, tuổi, tăng trưởng, năng suất, liên kết công nghiệp là những yếu tố quyết định mức sinh lời hiện tại cho các DN nhỏ của Thụy Điển, Tristan and Cuong (2015) nghiên cứu ảnh hưởng của cấu trúc vốn, tài sản hữu hình, quy mô và tăng trưởng đến HQHĐ của 147 DN niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Cấu trúc vốn được tìm thấy có ảnh hưởng tích cực đến HQHĐ của DN trong nghiên cứu của Abor (2005), Margaritis and Psillaki (2007). Tuy nhiên, những nghiên cứu khác lại tìm thấy ảnh hưởng tiêu cực như Tristan Nguyen và Nguyen Huy Cuong (2015). Quy mô công ty được tìm thấy có ảnh hưởng tích cực đến HQHĐ của công ty qua nghiên cứu thực nghiệm của Abor (2005), Badunenko *et al.* (2006), Berger and di Patti (2006), Tran *et al.* (2008), Lee (2009), Salim and Yadav (2012), Yazdanfar (2013),

Tristan and Cuong (2015). Tuy nhiên, Goddard *et al.* (2005) lại cho thấy hiệu ứng tiêu cực của quy mô.

Sự tăng trưởng của DN thường được xem là có tác động tích cực qua nghiên cứu của Salim and Yadav (2012) ở Malaysia, Tristan and Cuong (2015) ở Việt Nam. Tài sản hữu hình được tìm thấy có ảnh hưởng tiêu cực đến hiệu quả thông qua các nghiên cứu của Konijn *et al.* (2011), Tristan and Cuong (2015). Loại hình DN: Nghiên cứu của Le and Charles (2010) cho thấy loại hình DNNN hoạt động có hiệu quả hơn, bên cạnh đó các DN nước ngoài có HQHĐ kém so với các DN trong nước thông qua nghiên cứu của Kinda (2012), Pham *et al.* (2010).

Những bằng chứng từ nghiên cứu thực nghiệm trên sẽ được kiểm chứng lại trong nghiên cứu này với bộ số liệu Điều tra DN do Tổng cục thống kê thực hiện từ năm 2010 – 2014. Kết quả nghiên cứu sẽ cho thấy những biến chuyển trong HQHĐ của các DN thuộc các ngành khác nhau, đặc biệt là trong giai đoạn chịu ảnh hưởng từ cuộc khủng hoảng kinh tế năm 2008 và 2012. Từ đó, nghiên cứu này có thể cung cấp thêm các bằng chứng thực nghiệm bổ sung vào cơ sở lý luận về hoạt động của DN qua các giai đoạn thăng trầm khác nhau của nền kinh tế.

### 3.2 Số liệu nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng số liệu từ các cuộc Điều tra DN do Tổng Cục Thống kê thực hiện trong các năm 2010, 2012 và 2014 để thu thập các thông tin về hoạt động của các DN trong các năm 2009, 2011 và 2013. Trong phạm vi bài nghiên cứu này, nhóm tác giả trích lọc thông tin của 1.561 DN thuộc các ngành nông, lâm, thủy sản (nông nghiệp); công nghiệp chế biến, chế tạo (công nghiệp); xây dựng và tài chính, ngân hàng và bảo hiểm (tài chính) trên phạm vi cả nước. Các DN được chọn trong phân tích là những DN được điều tra lặp lại qua các năm điều tra và có đầy đủ thông tin cho phân tích.

Trong 4 ngành được nghiên cứu thể hiện qua Bảng 1, số DN trong ngành công nghiệp chế biến, chế tạo có tỷ trọng lớn nhất chiếm trên 81%, tiếp đó là ngành xây dựng với tỷ lệ đến 12,50%, các DN hoạt động tài chính chỉ chiếm 4,29%, các DN thuộc ngành nông, lâm, thủy sản là ngành có tỷ trọng thấp nhất trong mẫu điều tra, chỉ chiếm 1,73%.

Số liệu thống kê từ Bảng 2 cho thấy, doanh thu thuần trung bình của các DN đạt 340.117 triệu đồng,

chi phí hoạt động trung bình là 328.446 triệu đồng. Như vậy, doanh thu thuần lớn hơn chi phí và chênh lệch này là 11.671 triệu đồng, con số này không lớn so với tổng tài sản trung bình của các DN trong mẫu nghiên cứu là 792.721 triệu đồng cho thấy lợi nhuận trung bình đạt được còn thấp, điều này có thể do ảnh hưởng từ cuộc khủng hoảng kinh tế năm 2008.

Số lao động trung bình của các DN là 461 người. Vốn chủ sở hữu trung bình đạt 169.161 triệu đồng. Mức độ biến động của hầu hết các biến số là khá cao do độ lệch chuẩn của các biến lớn. Điều này cho thấy có sự chênh lệch lớn về các chỉ tiêu hoạt động giữa các DN. Nguyên nhân là do các DN thuộc các ngành khác nhau có quy mô hoạt động không đồng đều, đồng thời trong cùng một ngành, những DN có thời gian hoạt động lâu hơn thì các chỉ tiêu hoạt động sẽ lớn hơn các DN mới thành lập.

Các DN sử dụng trên 50% là nợ để tài trợ cho hoạt động kinh doanh của mình khi tỷ lệ nợ/vốn chủ sở hữu (CTV) của DN trung bình là 53,21%. Điều này ngụ ý rằng, hầu hết các DN đang phải đối mặt với cơ cấu vốn có rủi ro với tỷ lệ nợ cao. Tỷ lệ tài sản hữu hình trên nguồn vốn của DN trung bình chiếm 31,09%. Tốc độ tăng trưởng tài sản qua các năm của DN trung bình đạt 12,28%, độ lệch chuẩn tương đối lớn, 25,10% vì các DN của các ngành khác nhau có phản ứng khác biệt trong xu thế biến động của thị trường.

Phần lớn các DN trong mẫu điều tra có quy mô vừa và lớn, các DN quy mô nhỏ chỉ chiếm 29%, trong khi đó DN có quy mô vừa và lớn chiếm tỷ trọng lần lượt là 35% và 36%. Xét về cơ cấu sở hữu DN, DN ngoài quốc doanh có tỷ trọng cao, chiếm đến 71%; trong khi đó số DNNN chỉ chiếm 9%.

**Bảng 1: Số quan sát trong mẫu theo các ngành kinh tế**

Ngành	Số quan sát	Tỷ trọng (%)
Nông nghiệp	81	1,73
Công nghiệp chế biến, chế tạo	3.816	81,48
Xây dựng	585	12,50
Hoạt động tài chính	201	4,29
Tổng	4.683	100,00

Nguồn: trích từ Điều tra Doanh nghiệp 2010-2014

**Bảng 2: Mô tả và đo lường các yếu tố trong mô hình nghiên cứu**

Biến số	Định nghĩa và đo lường	Trung bình	Độ lệch chuẩn
<b>Mô hình hàm sản xuất biên ngẫu nhiên</b>			
Doanh thu	Doanh thu thuần là biến phụ thuộc (triệu đồng)	340.117	1.705.836
Lao động	Số lao động (người)	461	2.194
Vốn	Vốn chủ sở hữu (triệu đồng)	169.161	907.377
Chi phí	Tổng chi phí hoạt động (triệu đồng)	328.446	1.539.833
<b>Mô hình hiệu quả hoạt động</b>			
Hiệu quả	Biến phụ thuộc, mức HQHĐ của DN (%), được tính từ hàm sản xuất.	-	-
Cấu trúc vốn (CTV)	Tỷ lệ nợ/Vốn chủ sở hữu của DN (%)	53,21	25,68
CTV bình phương	Cấu trúc vốn bình phương của DN	3.491,42	2.629,46
Tài sản hữu hình	Tỷ lệ tài sản hữu hình/vốn của DN (%)	31,09	23,47
Tốc độ tăng trưởng	Tốc độ tăng trưởng tài sản qua các năm (%)	12,28	25,10
Nông nghiệp*	Biến giả chỉ DN trong các ngành Nông nghiệp	0,02	0,13
Công nghiệp chế biến	Biến giả chỉ DN trong các ngành công nghiệp chế biến và chế tạo	0,81	0,38
Xây dựng	Biến giả chỉ DN trong các ngành Xây dựng	0,13	0,33
Tài chính	Biến giả chỉ DN trong các ngành Tài chính	0,04	0,20
Quy mô nhỏ*	Biến giả chỉ DN có vốn tới 20 tỷ đồng đối với các DN thuộc khu vực nông, lâm, thủy sản; công nghiệp và Xây dựng và DN có vốn tới 10 tỷ đồng với các DN thuộc khu vực thương mại dịch vụ (Chính phủ, 2009).	0,29	0,44
Quy mô vừa	Biến giả chỉ DN có nguồn vốn từ trên 20 tỷ đồng đến 100 tỷ đồng đối với các DN thuộc khu vực nông, lâm, thủy sản; công nghiệp và Xây dựng và DN có nguồn vốn từ trên 10 tỷ đồng đến 50 tỷ đồng với các DN thuộc khu vực thương mại dịch vụ	0,35	0,47
Quy mô lớn	Biến giả chỉ DN có nguồn vốn trên 100 tỷ đồng đối với các DN thuộc khu vực nông, lâm, thủy sản; công nghiệp và Xây dựng và DN có vốn trên 50 tỷ đồng với các DN thuộc khu vực thương mại dịch vụ	0,36	0,48
DN Nhà nước	Biến giả chỉ DN nhà nước hay DN có vốn cổ phần nhà nước chiếm hơn 50%	0,09	0,28
DN nước ngoài	Biến giả chỉ DN có vốn đầu tư nước ngoài	0,20	0,39
DN ngoài quốc doanh*	Biến giả chỉ DN các loại hình DN ngoài quốc doanh	0,71	0,45

\* Các nhóm tham chiếu trong mô hình hồi quy

Nguồn: trích từ Điều tra Doanh nghiệp 2010-2014

#### 4 KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ THẢO LUẬN

##### 4.1 Hàm sản xuất biên ngẫu nhiên và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp

Kết quả ước lượng mô hình hàm sản xuất biên ngẫu nhiên của các DN được trình bày trong Bảng 3.

Kết quả ước lượng cho thấy, mức ý nghĩa của kiểm định LR có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, chứng tỏ rằng các biến độc lập trong mô hình ước lượng có ảnh hưởng đến biến phụ thuộc của mô hình. Hệ số ước lượng của các biến lao động (L), vốn (K) và tổng chi phí (C), đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%

và mang dấu dương, cho thấy sự gia tăng đầu ra khi các yếu tố đầu vào tăng. Đồng thời, hệ số biến giả ngành Tài chính và năm đều dương có ý nghĩa thống kê ở mức 1% cho thấy doanh thu thuần của ngành Tài chính lớn hơn so với ngành Nông nghiệp. Trong khi đó, doanh thu thuần của các ngành Nông nghiệp, Công nghiệp và Xây dựng không có sự khác biệt đáng kể nên các hệ số các biến giả này không có ý nghĩa thống kê, và doanh thu thuần của năm 2013, 2011 đều lớn hơn năm 2009 do năm 2009 bị ảnh hưởng từ cuộc khủng hoảng kinh tế năm 2008.

Biến giả thích chi phí hoạt động, vốn chủ sở hữu và số lao động đều có tác động thuận chiều đến doanh thu thuần của DN. Doanh thu thuần chịu ảnh

hưởng nhiều nhất bởi chi phí hoạt động. Trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, chi phí hoạt động tăng 1% thì doanh thu thuần tăng 0,987%; trong khi đó, mỗi phần trăm tăng lên của vốn chủ sở hữu và số lao động chỉ làm doanh thu thuần tăng lần lượt là 0,018% và 0,019%. Kết quả nghiên cứu trái ngược với kết quả nghiên cứu của Vu (2003) trên các DN quốc doanh và nghiên cứu của Tran *et al.* (2008), Le and Charles (2010) đối với các DN vừa và nhỏ, trong các nghiên cứu này, lao động có tác động lớn lên doanh thu của DN. Điều này có thể được lý giải do đối tượng của nghiên cứu này bao gồm các DN với mọi quy mô, những DN quy mô lớn thường được trang bị với trình độ công nghệ cao hơn các DN vừa và nhỏ nên lượng vốn và chi phí đóng vai trò chủ yếu quyết định sản lượng được sản xuất ra.

**Bảng 3: Hàm sản xuất biên ngẫu nhiên Cobb-Douglas**

Biến	Hệ số ước lượng	Giá trị z
Hằng số	0,024	0,51
Lao động	0,019***	4,11
Vốn	0,018***	3,86
Chi phí	0,987***	194,85
Công nghiệp	-0,019	-0,53
Xây dựng	-0,061	-1,56
Tài chính	0,146***	3,15
2011	0,028***	2,92
2013	0,074***	6,53
$\sigma^2$	78,87	
$\lambda'$	0,999	
$Pr > \chi^2$	0,000	
Số quan sát	4.683	

\*\*\* biểu diễn hệ số ước lượng có ý nghĩa thống kê ở mức 1%

Nguồn: ước lượng từ số liệu của Điều tra DN 2010-2014.

Giá trị ước lượng của  $\lambda' = 0,999$  cho chúng ta biết rằng sự phi hiệu quả ảnh hưởng phần lớn sự biến động của doanh thu thuần của các DN. Điều này cho ta thấy, DN hoạt động có hiệu quả phần lớn phụ thuộc vào việc sử dụng các đầu vào và khả năng quản lý của DN.

**Bảng 4: Mức hiệu quả của các doanh nghiệp**

Mức hiệu quả (%)	Số Quan sát	Tỷ trọng (%)
> 90	2.397	51,18
80-90	1.819	38,84
< 80	467	9,98
Trung bình		86,76
Thấp nhất		0,51
Cao nhất		98,69

Nguồn: ước lượng từ số liệu của Điều tra DN 2010 - 2014.

Theo kết quả ước lượng mô hình, mức hiệu quả đạt được của các DN trong giai đoạn nghiên cứu khá cao, trung bình đạt 86,76%. DN đạt hiệu quả cao nhất có mức hiệu quả đạt 98,69%. Kết quả này cho thấy, hiệu quả sử dụng các yếu tố đầu vào của DN tương đối cao. Kết quả này cao hơn so với mức hiệu quả trung bình từ nghiên cứu của Pham *et al.* (2010) và Chu and Kalirajan (2011) sử dụng bộ dữ liệu từ Điều tra DN năm 2000 và 2003 đạt 60 - 64%, Thang *et al.* (2006) đạt 79,2% đối với các DN trong ngành dệt may và 81,5% đối với các DN trong phân khúc may mặc trong giai đoạn 1997 - 2000, Nguyen *et al.* (2007) sử dụng dữ liệu Điều tra DN do Tổng cục thống kê thực hiện năm 2000-2003 cho thấy hiệu quả trung bình của các DNVN đạt 39,9% và 49,7%. Như vậy, hoạt động của các DN trong giai đoạn nghiên cứu đạt hiệu quả cao hơn nhiều so với những năm trước đó.

Số liệu trong Bảng 4 cho thấy, có tới 2.397 quan sát có mức hiệu quả nằm trong khoảng 90-100% chiếm tỷ lệ cao nhất, đạt trên 50%; các DN có mức hiệu quả dưới 80% chiếm tỷ lệ rất thấp, chưa đến 10%. Mức hiệu quả đạt được của các DN có sự chênh lệch nhau rất lớn. DN có mức hiệu quả cao nhất đạt 98,69%, trong khi đó DN có mức hiệu quả thấp nhất chỉ đạt 0,51%. Điều này cho thấy tiềm năng tăng doanh thu thuần của các DN còn khá lớn nếu cải thiện được hiệu quả sử dụng đầu vào.

#### 4.2 Các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp

Kết quả ước lượng mô hình các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả của DN trong Bảng 5 cho thấy mô hình FEM phù hợp với số liệu hơn, dựa trên mức ý nghĩa của kiểm định Hausman. Mô hình ước lượng FEM giải thích được 26,63% biến động của HQKT. Mức ý nghĩa từ kiểm định Wald về phương sai sai số thay đổi cho thấy sai số của mô hình thông qua hai cách tiếp cận đều bị hiện tượng phương sai sai số thay đổi, vì vậy tác giả sử dụng sai số chuẩn điều chỉnh của White (White's heteroscedasticity corrected standard error) để khắc phục hiện tượng. Kết quả ước lượng các yếu tố ảnh hưởng đến HQHĐ của DN được giải thích bằng kết quả của cách tiếp cận FEM.

Kết quả ước lượng trong Bảng 5 cho thấy hệ số ước lượng của các biến cấu trúc vốn và bình phương của nó có ý nghĩa thống kê ở 1%. Hệ số của biến bình phương của cấu trúc vốn có giá trị âm cho thấy mối quan hệ giữa cấu trúc vốn và HQHĐ có thể theo dạng hình chữ U ngược. Ban đầu, khi tỷ lệ nợ tăng có thể làm tăng hiệu quả nhưng khi nợ tăng đến một ngưỡng nào đó sẽ làm giảm HQHĐ của DN. Kết quả nghiên cứu này tương tự với nghiên cứu của Margaritis and Psillaki (2010). Điều này góp phần chứng minh lý thuyết "chi phí đại diện" (Agency

cost hypothesis) của Jensen và Meckling (1976) rằng cấu trúc vốn có ảnh hưởng đến hiệu quả của DN. Bên cạnh đó, lý thuyết MM của Modigliani and Miller (1958) trong trường hợp có thuế, các DN có khả năng sinh lời lớn thường sử dụng nợ nhiều hơn như là một tấm chắn thuế thu nhập DN. Đồng thời, Jensen (1986) cũng cho rằng những DN có khả năng sinh lợi lớn thường sử dụng nhiều nợ hơn để hạn chế dòng tiền mặt tự do làm phát sinh chi phí đại diện, từ đó làm tăng HQHĐ của DN. Bên cạnh đó, Ross (1977) cho rằng một công ty hoạt động kém hiệu quả hơn sẽ phát hành ít nợ hơn, vì khi phát hành nợ có thể dẫn tới một xác suất phá sản cao. Như vậy, HQHĐ của DN có thể tăng lên cùng với mức độ sử dụng nợ vì sự gia tăng mức độ nợ tăng cường nhận thức của thị trường về tình hình hoạt động của DN.

Tuy nhiên, khi tỷ lệ nợ cao đến một ngưỡng nào đó, chi phí của những khoản nợ bên ngoài vượt qua lợi ích từ việc giảm chi phí đại diện khi sử dụng đòn cân nợ cao. Lúc này chi phí khôn khéo tài chính và nguy cơ phá sản trở nên đáng kể. Nguy cơ vỡ nợ có thể tạo ra vấn đề thiếu đầu tư (Myers, 1977). Trong tình huống này, việc tăng sử dụng nợ có thể làm tăng tổng chi phí đại diện từ đó làm giảm giá trị công ty (Berger and Udell, 2006).

Như vậy, trong nghiên cứu này tại một mức nợ vay được xác định trước của DN, HQHĐ của DN có tương quan thuận với tỷ lệ nợ vay khi tỷ lệ nợ chiếm dưới  $35,20\% \left( = \frac{0,0600521}{2 \times 0,000853} \right)$  vì lúc này nợ sẽ làm giảm chi phí đại diện. Khi tỷ lệ nợ vay vượt quá 35,20%, HQHĐ có tương quan âm với tỷ lệ nợ vì lợi ích thu được từ mức vay nợ tăng thêm nhỏ hơn mức gia tăng của chi phí đại diện.

Hệ số của biến tài sản hữu hình có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy biến số này có mối quan hệ ngược chiều với HQHĐ. Nhiều nghiên cứu thực nghiệm ngoài nước cho thấy mối quan hệ ngược chiều giữa tỷ lệ tài sản hữu hình và hiệu quả DN (Demsetz and Villalonga, 2001; Konijn *et al.*, 2011). Bên cạnh đó, nghiên cứu ở Việt Nam của Quang and Xin (2014), Tristan and Cuong (2015) trên các công ty thuộc sàn chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh cũng cho thấy rằng tài sản cố định có ảnh hưởng ngược chiều đến HQHĐ. Điều này có thể lý giải rằng các DN đã đầu tư quá nhiều vào tài sản

cố định, nhưng lại sử dụng chúng chưa hiệu quả, kết quả là hiệu quả DN giảm.

Tăng trưởng là một trong những điều kiện cơ bản để DN có thể đạt được các mục tiêu của mình trong quá trình hoạt động sản xuất kinh doanh. Tăng trưởng giúp DN tích lũy về nguồn vốn và cơ sở vật chất máy móc, từ đó mở rộng đầu tư sản xuất. Tốc độ tăng trưởng làm tăng HQHĐ DN và tác động này có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%. Những nghiên cứu thực nghiệm của Abor (2005) ở Ghana, Maury (2006) ở Châu Âu, King and Santor (2008) ở Canada, Salim and Yadav (2012) ở Malaysia, Tristan and Cuong (2015) ở Việt Nam cũng cho thấy điều này. Các công ty có tốc độ tăng trưởng cao sẽ tạo dựng được uy tín đối với khách hàng cũng như phía nhà cung cấp và các nhà đầu tư, tạo điều kiện tốt cho quá trình hoạt động kinh doanh từ đó nâng cao HQHĐ.

Theo kết quả ước lượng, các DN có quy mô nhỏ hoạt động có hiệu quả hơn các DN có quy mô vừa và lớn và sự chênh lệch này có mức ý nghĩa 1%. Choe *et al.* (2014) nghiên cứu trên các DN Úc cũng tìm thấy một tác động tiêu cực của quy mô DN đến hoạt động công ty. Ở Việt Nam, quy mô DN có ảnh hưởng tiêu cực đến HQHĐ (Nam and Thao, 2013) vì trong khi các DN trở nên ngày càng lớn hơn, DN có xu hướng đầu tư vào các lĩnh vực khác nhau mà có thể gây ra tổn hại cho lĩnh vực kinh doanh cốt lõi của DN. Do đó, việc tăng quy mô kinh doanh cũng tiềm ẩn yếu tố bất lợi về cách thức quản lý, chi phí giám sát tăng lên cùng với quy mô và mức độ minh bạch về thông tin giảm, đồng thời việc mở rộng sang lĩnh vực kinh doanh khác bên cạnh ngành nghề chính của DN có những rủi ro tiềm ẩn nếu DN không quản lý tốt thì có thể dẫn đến phá sản, làm ảnh hưởng đến ngành chủ chốt của DN.

Hệ số ước lượng của biến giá DN nước ngoài dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, trong khi đó hệ số ước lượng của biến giá DN nhà nước âm nhưng không có ý nghĩa thống kê. Điều này cho thấy rằng, trong giai đoạn điều tra thì các DN nước ngoài hoạt động hiệu quả hơn các DN ngoài quốc doanh. Kết quả này trái ngược với nghiên cứu của Nam and Vy (2013) sử dụng dữ liệu của các công ty niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2008-2011 cho thấy rằng sở hữu nước ngoài tác động tiêu cực đến hiệu quả DN.



**Bảng 5: Kết quả ước lượng tác động của các yếu tố đến hiệu quả hoạt động của DN theo phương FEM và REM**

Chỉ tiêu	Mô hình FEM	Sai số chuẩn	Mô hình REM	Sai số chuẩn
Cấu trúc vốn	0,0600***	0,0185	0,0665***	0,0164
Cấu trúc vốn bình phương	-0,0008***	0,0002	-0,0009***	0,0002
Tài sản hữu hình	-0,0923***	0,0059	-0,0812***	0,0052
Tăng trưởng	0,0267***	0,0033	0,0261***	0,0033
Quy mô vừa	-0,3538***	0,3105	-2,6281***	0,3561
Quy mô lớn	-8,2689***	0,5398	-6,0036***	0,4764
DNNN	0,5296	1,2137	-0,2074	0,6764
DN nước ngoài	4,3668***	0,2510	4,6425***	0,2855
Số quan sát	4.683		4.683	
R <sup>2</sup>	0,2663		0,2631	
Kiểm định Wald	2.300.000***			
Kiểm định Hausman	81,49***			

Ghi chú: \*\*\*, \*\* và \*: có ý nghĩa thống kê lần lượt ở mức 1%, 5% và 10%; Giá trị trong ngoặc là sai số chuẩn

### 5 KẾT LUẬN

HQHD của các DN trong giai đoạn 2009 – 2013 được ước lượng bằng hàm sản xuất biên ngẫu nhiên Cobb-Douglas với đầu ra là doanh thu thuần và các đầu vào bao gồm vốn, lao động và chi phí hoạt động sản xuất kinh doanh. Các DN đoạn nghiên cứu có mức hiệu quả trung bình đạt 86,76%. Các DN thuộc ngành Tài chính, DN có quy mô nhỏ và DN có vốn đầu tư nước ngoài hoạt động có hiệu quả hơn các DN khác. Tuy nhiên, mức HQHD giữa các DN có sự chênh lệch rất lớn. Kết quả này cho thấy, tiềm năng tăng doanh thu của DN còn rất lớn khi các DN tìm ra giải pháp để sử dụng đầu vào hiệu quả hơn. Đồng thời, HQHD của DN còn phụ thuộc vào các yếu tố: cấu trúc vốn, tài sản hữu hình, tốc độ tăng trưởng. Cấu trúc vốn tác động lên HQHD theo hình chữ U ngược, tài sản hữu hình tác động ngược chiều và tốc độ tăng trưởng tác động cùng chiều đến HQHD.

Thông qua kết quả nghiên cứu, tác giả đề xuất các kiến nghị nhằm nâng cao HQHD của các DN trong giai đoạn nền kinh tế có nhiều trở ngại như sau: Các DN cần phải điều chỉnh mức độ nợ vay nhằm tối ưu hóa lợi ích do khoản nợ mang lại để có cấu trúc vốn phù hợp với DN mình, từ đó giúp nâng cao HQHD của DN. Trong giai đoạn khủng hoảng kinh tế, các DN nên cân nhắc kỹ quyết định đầu tư vào tài sản hữu hình, vì phần lớn các tài sản này có chi phí rất cao và phải mất nhiều năm mới thu hồi được vốn. Đồng thời, các DN tận dụng triệt để những cơ hội để nâng cao tốc độ tăng trưởng của mình góp phần nâng cao HQHD.

### TÀI LIỆU THAM KHẢO

Abor, J., 2005. The effect of capital structure on profitability: an empirical analysis of listed firms in Ghana. *The Journal of Risk Finance*. 6: 438-445.

Aigner, D. J., and Cain, G.G., 1977. Statistical Theories of Discrimination in Labor Markets. *Industrial and Labor Relations Review*. 30(2):175-187.

Battese, G.E., and Corra, G.S., 1977. Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*. 21: 169-179.

Battese, G.E., and Coelli, T.J., 1992. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*. 3: 153–169.

Berger, A. N., and Patti, B. D., 2006. Capital structure and firm performance: A new approach to testing agency theory and an application to the banking industry. *Journal of Banking & Finance*. 30: 1065-1102.

Berger, A. N., and Humphrey, D. B., 1992. Measurement and efficiency issues in commercial banking. In *Output measurement in the service sectors*. University of Chicago Press. 1992a: 245-279.

Berger, A. N., and Humphrey, D. B., 1997. Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research. *European Journal of Operational Research*. 98: 175-212.

Charoenrat, T., and Harvie, C., 2014. The efficiency of SMEs in Thai Manufacturing: A Stochastic frontier analysis. *Economic Modelling*. 43: 372-393.

Châu Thị Kim Hà và Phạm Lê Thông, 2011. Hiệu quả kỹ thuật của các ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí Công nghệ ngân hàng*. 69: 20-26.

Chính phủ, 2009. Nghị định số: 56/2009/NĐ-CP, ngày 30/06/2009 về việc “Trợ giúp phát triển doanh nghiệp nhỏ và vừa”, ngày truy cập: 30/09/2018. Địa chỉ: [http://www.chinhphu.vn/portal/page/portal/chinhphu/hethongvanban?class\\_id=1&mode=detail&document\\_id=88612](http://www.chinhphu.vn/portal/page/portal/chinhphu/hethongvanban?class_id=1&mode=detail&document_id=88612).

- Choe, C., Dey, T., and Mishra, V., 2014. Corporate diversification, executive compensation and firm value: evidence from Australia. *Australian Journal of Management*. 39(3): 395 – 414.
- Chu, S. N., and Kalirajan, K., 2011. Impact of Trade Liberalisation on Technical Efficiency of Vietnamese Manufacturing Firms. *Science Technology and Society*. 16(3): 265-284.
- Demsetz, H., and Villalonga, B., 2001. Ownership structure and corporate performance. *Journal of Corporate Finance*. 7: 209–233.
- Farrell, M.J., 1957. The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A*. 120(3): 253-290.
- Goddard, J., Tavakoli, M., and Wilson, J., 2005. Determinants of Profitability in European Manufacturing and Services: Evidence from a Dynamic Panel Model. *Applied Financial Economics*. 15(18): 1269-1282.
- Hausman, J. A., 1978. Specification test in econometrics. *Econometrica*. 46(6): 1252 – 1271.
- Jensen, M. C., and Meckling, W. H., 1976. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*. 3: 305-360.
- Jensen, M. C., 1986. Agency cost of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *Corporate Finance, and Takeovers. American Economic Review*. 76(2): 323-329.
- Jondrow, J., Knox Lovell, C.A., Materov, I.S., and Schmidt, P., 1982. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of Econometrics*. 19(2-3):233-238.
- Koopmans, T. C., 1951. An analysis of production as an efficient combination of activities. In: *Activity analysis of production and allocation*. Jonw Wiley, New York, 389.
- Kumbhakar, S. C., 1990. Production Frontiers, Panel Data, and Time-Varying Technical Inefficiency. *Journal of Econometrics*. 46: 201-211.
- King, M.R., and Santor, E., 2008. Family values: ownership structure, performance and capital structure of Canadian firms. *Journal of Banking and Finance*. 32: 2423 –2432.
- Kinda, T., 2012. Foreign ownership, sales to multinationals and firm efficiency: the case of Brazil, Morocco, Pakistan, South Africa and Vietnam. *Applied Economics Letters*. 19(6): 551-555.
- Konijn, S.J.J., Kräussl, R., and Lucas, A., 2011. Blockholder Dispersion and Firm Value. *Journal of Corporate Finance*. 17: 1330–1339.
- Le, V., and Harvie, C., 2010. Firm performance in Vietnam: evidence from manufacturing small and medium enterprises. Working Paper Series 04–10. University of Wollongong Economics. 1–33.
- Lee, J., 2009. Does Size Matter in Firm Performance? Evidence from US Public Firms. *International Journal of the Economics of Business*. 16(2):189-203.
- Margaritis, D., and Psillaki, M., 2007. Cappital structure and Fim efficiency. *Journal of Business Finance & Accounting*. 34(9-10): 1447 – 1469.
- Margaritis, D., and Psillaki, M., 2010. Capital structure, equity ownership and firm performance. *Journal of Banking & Finance*. 34: 621 – 632.
- Maury, B., 2006. Family ownership and firm performance: empirical evidence from Western European corporations. *Journal of Corporate Finance*. 12: 321–341.
- Meeusen, W., and Broeck, J., 1977. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review*. 18: 435-444.
- Modigliani, F., and Miller, M., 1958. The cost of capital, corporate finance and the theory of investment. *American Economic Review*. 48: 261-97.
- Myers, S., 1977. Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*. 5: 147–175.
- Myers, S. C., 2001. Capital Structure. *Journal of Economic Perspectives*. 15(2): 81-102.
- Nam, P.D., and Vy, L. T. P., 2013. Foreign Ownership, Capital Structure and Firm Performance: Empirical Evidence from Vietnamese Listed Firms. *The IUP Journal of Corporate Governance*. XII(2): 40-58.
- Nam, P.D., and Thao, H.T.P., 2013. Corporate ownership and firm performance in emerging market: a study of Vietnamese listed firms. *Proceedings of World Business and Social Science Research Conference*. October 2013, Bangkok, 15 pages.
- Nguyen, K. M., Giang, T. L., and Bach, N. T., 2007. Technical Efficiency of the Small and Medium Manufacturing Enterprises in Vietnam. *The Korean Economic Review*. 23(1): 187-221.
- Nguyễn Việt Hùng, 2008. Phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của các NHTM Việt Nam. Luận án Tiến sỹ Kinh tế. Trường Đại học Kinh tế Quốc dân. Hà Nội.
- Pham, H. T., Dao, T. L., and Reilly, B., 2010. Technical efficiency in the Vietnamese manufacturing sector. *Journal of International Development*. 22(4): 503-520.
- Quang, D.X., and Zhong Xing, W., 2014. The impact of ownership structure and capital structure on financial performance of Vietnamese firms. *International Business Reseach*. 7(2): 64-71.
- Rand, J., and Tarp, F., 2006. Market Liberalization and Firm Efficiency: The Case of Vietnamese Manufacturing. Institute of Economics Working

- Paper. Copenhagen: University of Copenhagen. Denmark, 235.
- Ross, S., 1977. The determination of financial structure: The intensive signalling approach. *The Bell Journal Of Economics*. 8: 23–40.
- Salim, M., and Yadav, R., 2012. Capital structure and firm performance: Evidence from Malaysian listed companies. *Social and Behavioral Sciences*. 65: 156-166.
- Schmidt, P., and Sickles, R. C., 1984. Production frontiers and panel data. *Journal of Business & Economic Statistics*. 2(4): 367-374.
- Tran, T. B., Grafton, R. Q., and Kompas, T., 2008. Firm efficiency in a transitional economy: Evidence from Vietnam. *Asian Economic Journal*. 22(1): 47-66.
- Tristan, N., and Cuong, N.H., 2015. Capital structure and firms' performance: evidence from Vietnam's Stock exchange. *International Journal of Economics and Finance*. 7(12): 1 – 10.
- Thang, N., Thanh, T.T, and Dat, V.H., 2006. Productivity Analysis for Vietnam's Textile and Garment Industry. *The Philippine Review of Economics*. XLIII: 131-166.
- Tổng Cục Thống Kê, 2016. Hiệu quả của các doanh nghiệp trong nước giai đoạn 2005-2014. Nhà xuất bản Thống Kê. Hà Nội, 256 trang.
- Tổng cục thống kê, 2016. Kết quả sản xuất kinh doanh của doanh nghiệp Việt Nam giai đoạn 2010-2014. Nhà xuất bản Thống Kê. Hà Nội, 538 trang.
- VCCI, 2014. Báo cáo thường niên doanh nghiệp Việt Nam 2013. Nhà xuất bản Thông Tin và Truyền Thông. Hà Nội, 178.
- Vu, Q. N., 2003. Technical efficiency of industrial state-owned enterprises in Vietnam. *Asian Economic Journal*. 17(1): 87-101.
- Wang, H. J., and Schmidt, P., 2002. One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels. *Journal of Productivity Analysis*. 18(2): 129-144.
- Yazdanfar, D., 2013. Profitability determinants among micro firms: evidence from Swedish data. *International Journal of Managerial Finance*. 9(2): 150-160.