



Mối quan hệ giữa hiệu quả hoạt động và cấu trúc vốn của các doanh nghiệp tại Việt Nam

LÝ PHƯƠNG THÙY^a, VƯƠNG QUỐC DUY^a, PHẠM LÊ THÔNG^{a,*}

^a Khoa Kinh tế, Đại học Cần Thơ

THÔNG TIN	TÓM TẮT
Ngày nhận: 16/04/2019 Ngày nhận lại: 18/06/2019 Duyệt đăng: 04/07/2019 Mã phân loại JEL: B26, C33, G32 Từ khóa: Doanh nghiệp; Hiệu quả hoạt động; Cấu trúc vốn; Việt Nam; 3SLS. Keywords: Enterprise; Efficiency; Capital structure; Vietnam; 3SLS.	Nghiên cứu này nhằm xác định mối quan hệ tương tác đồng thời giữa cấu trúc vốn và hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp, sử dụng mô hình hệ phương trình đồng thời được ước lượng bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất ba bước (3SLS) với hiệu ứng cố định của doanh nghiệp. Bài viết sử dụng dữ liệu bảng của 19.453 doanh nghiệp với 33.415 quan sát thuộc các ngành: Nông, lâm, thủy sản, công nghiệp chế biến, chế tạo, xây dựng, và bất động sản được trích từ bộ số liệu điều tra doanh nghiệp Việt Nam do Tổng cục Thống kê thực hiện giai đoạn 2009–2016. Kết quả nghiên cứu cho thấy hiệu quả hoạt động và cấu trúc vốn có sự tương tác qua lại lẫn nhau. Các doanh nghiệp có xu hướng sử dụng nợ nhiều hơn khi hiệu quả đạt được càng cao, và ở chiều ngược lại, tỷ lệ nợ tác động lên hiệu quả hoạt động theo dạng hình chữ U ngược. Bên cạnh đó, kết quả nghiên cứu còn cho thấy các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động bao gồm: Tài sản hữu hình, thời gian hoạt động, quy mô và loại hình doanh nghiệp. Ngoài ra, cấu trúc vốn của doanh nghiệp còn phụ thuộc vào: Tài sản hữu hình, đặc điểm riêng của tài sản, lợi ích thuế phi nợ vay, quy mô và loại hình của doanh nghiệp. Abstract This study determines the simultaneous impacts between capital structure and efficiency of enterprises by using the three-stage least squares (3SLS) regression technique associated with firm fixed effects estimation. This analysis utilizes the panel data of 19,453 enterprises forming into 33,415 observations in agriculture, forestry and

* Tác giả liên hệ.

Email: thuy1515005@gstudent.ctu.edu.vn (Lý Phương Thùy), vquyduy@ctu.edu.vn (Vương Quốc Duy), plthong@ctu.edu.vn (Phạm Lê Thông).
Trích dẫn bài viết: Lý Phương Thùy, Vương Quốc Duy, & Phạm Lê Thông. (2019). Mối quan hệ giữa hiệu quả hoạt động và cấu trúc vốn của các doanh nghiệp tại Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh châu Á*, 30(6), 28–45.

aquaculture; manufacturing; construction; and real estate sectors. These data are collected from the Vietnam Enterprise Surveys conducted by the General Statistics Office during 2010–2017 period. The estimation results show that there are simultaneously significant effects between efficiency and capital structure of the firms. Enterprises with higher leverage are likely to gain higher profitability; on a other hand, the impact of leverage on efficiency is characterized by an inverted U shape. In addition, firm-specific efficiency level is found to be dependent on tangible assets, age, size, and ownership structure of the firms while capital structure is dependent on tangible assets, asset features, non-debt tax shields, size and ownership structure.

1. Giới thiệu

Hiệu quả hoạt động kinh doanh (HQHĐKD) của các doanh nghiệp là chủ đề rất được quan tâm trong lĩnh vực tài chính doanh nghiệp. Việc lựa chọn cấu trúc vốn phù hợp là một trong những chiến lược quan trọng nhằm nâng cao HQHĐKD của các doanh nghiệp. Theo lý thuyết chi phí đại diện (Agency Cost Hypothesis) của Jensen và Meckling (1976) thì cấu trúc vốn tác động trực tiếp đến chi phí đại diện, vì thế ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động (HQHĐ) của doanh nghiệp. Mặt khác, HQHĐ của doanh nghiệp lại tác động trực tiếp đến quá trình quyết định cấu trúc vốn (Myers & Majluf, 1984). Các nghiên cứu thực nghiệm của Berger và Udell (2006) cùng Margaritis và Psillaki (2010) đã nhận định rằng tồn tại mối tương tác qua lại giữa cấu trúc vốn và HQHĐ của doanh nghiệp.

Tuy nhiên, phần lớn các nghiên cứu thực nghiệm hiện nay trên thế giới và ở Việt Nam chỉ mới dừng lại ở các phân tích ảnh hưởng một chiều giữa cấu trúc vốn và HQHĐ của doanh nghiệp. Chẳng hạn, Jensen (1986) hay Abor (2005) cho thấy cấu trúc vốn có tác động lên HQHĐ của doanh nghiệp. Bên cạnh đó, nghiên cứu của Trương Đông Lộc và cộng sự (2015) tìm thấy HQHĐ của doanh nghiệp ảnh hưởng đáng kể đến sự lựa chọn cấu trúc vốn. Vì thế, chưa có những bằng chứng định lượng đủ thuyết phục để chứng minh mối quan hệ tương tác giữa cấu trúc vốn và HQHĐ của các doanh nghiệp.

Bài nghiên cứu này nhằm xác định mối quan hệ tương tác giữa cấu trúc vốn và HQHĐ của các doanh nghiệp cũng như các yếu tố ảnh hưởng đến chúng để tìm ra giải pháp phù hợp trong việc lựa chọn cấu trúc vốn nhằm nâng cao HQHĐ của các doanh nghiệp trong nước. Bài viết sử dụng dữ liệu bảng của 19.453 doanh nghiệp với 33.415 quan sát được trích từ bộ số liệu điều tra doanh nghiệp Việt Nam do Tổng cục Thống kê thực hiện giai đoạn 2009–2016. Để phân tích mối quan hệ đồng thời giữa HQHĐ và cấu trúc vốn, nhóm tác giả ước lượng hệ phương trình đồng thời giữa các biến nội sinh gồm HQHĐ và cấu trúc vốn bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất ba bước (3SLS) với các biến khử trung bình theo thời gian (Time-Demeaned Variables) để kiểm soát hiệu ứng cố định của các doanh nghiệp trong dữ liệu bảng. HQHĐ của doanh nghiệp được đo lường bằng hiệu quả tương đối được ước lượng từ hàm sản xuất biên ngẫu nhiên (Stochastic Frontier Approach – SFA). Bên cạnh đó, để xem xét tính vững của các ước lượng, nhóm nghiên cứu còn sử dụng chỉ tiêu đo lường hiệu quả ROA để đối chiếu các kết quả ước lượng với nhau. Kết quả nghiên cứu cho thấy HQHĐ và cấu trúc vốn có sự tương tác qua lại lẫn nhau. Kết quả ước lượng cũng tương đồng giữa các chỉ số hiệu quả khác nhau. Do vậy, việc ước lượng bằng phương pháp 3SLS sẽ cho ước lượng vững và hiệu quả hơn so với việc ước lượng các hệ số trong

các mô hình riêng lẻ. Các doanh nghiệp có xu hướng sử dụng nợ nhiều hơn khi HQHĐ đạt được càng cao, và ở chiều ngược lại, tỷ lệ nợ tác động lên HQHĐ theo dạng hình chữ U ngược.

Bài nghiên cứu được tổ chức thành 5 phần. Phần 1 và phần 2 lần lượt trình bày tổng quan lý thuyết và thực nghiệm về vấn đề nghiên cứu cũng như phương pháp nghiên cứu được sử dụng. Phần 3 mô tả dữ liệu được dùng cho phân tích. Phần 4 trình bày các kết quả thực nghiệm về ước lượng hiệu quả hoạt động và mối quan hệ tương tác giữa HQHĐ với cấu trúc vốn của các doanh nghiệp. Cuối cùng, phần 5 kết luận những kết quả nghiên cứu quan trọng và đề xuất các kiến nghị nhằm nâng cao HQHĐ của các doanh nghiệp Việt Nam.

2. Cơ sở lý thuyết và phương pháp nghiên cứu

2.1. Tổng quan các nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm

2.1.1. Ảnh hưởng của cấu trúc vốn đến hiệu quả hoạt động

Lý thuyết chi phí đại diện (Agency Cost Theory) của Jensen và Meckling (1976) nhấn mạnh tầm quan trọng của chi phí đại diện phát sinh từ việc tách quyền sở hữu và quyền kiểm soát của các doanh nghiệp. Theo đó, các nhà quản lý có xu hướng tối đa hóa lợi ích riêng của họ chứ không phải lợi ích của doanh nghiệp vì thế làm giảm giá trị của doanh nghiệp. Khi doanh nghiệp sử dụng tỷ lệ nợ cao có thể làm giảm chi phí đại diện, từ đó làm tăng giá trị doanh nghiệp do nhà quản lý chịu sự giám sát thêm từ các chủ nợ hoặc chịu áp lực phải tạo ra dòng tiền mặt để trang trải nợ nên phải hoạt động theo hướng có lợi cho doanh nghiệp (Jensen, 1986). Do đó, việc chọn tỷ lệ nợ cao có thể giảm thiểu xung đột lợi ích giữa cổ đông và nhà quản lý (Myers, 2001), từ đó làm giảm chi phí đại diện và làm tăng HQHĐ của doanh nghiệp. Park và Jang (2013) cũng đã chứng minh rằng đòn cân nợ là một phương thức hiệu quả để giảm sự thất thoát của dòng tiền tự do giúp làm tăng hiệu suất của doanh nghiệp. Các nghiên cứu thực nghiệm của Berger và Udell (2006), Margaritis và Psillaki (2010) hay Nguyễn Xuân Quý và Phạm Lê Thông (2018) cũng đã chỉ ra rằng cấu trúc vốn tác động tích cực lên hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

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 kiệt quệ tài chính và nguy cơ phá sản trở nên đáng kể. Trong tình huống này, việc tăng sử dụng nợ có thể làm tăng chi phí lãi vay, từ đó làm giảm giá trị doanh nghiệp (Berger & Udell, 2006). Nghiên cứu thực nghiệm của Abor (2005), Nenu và cộng sự (2018) hay Jaworski và Czerwionka (2018) cho thấy đòn bẩy tài chính tác động ngược chiều đến HQHĐ của các doanh nghiệp. Stulz (1990) đã phát triển mô hình dự báo rằng nợ có thể có cả tác động tích cực lẫn tiêu cực đến HQHĐ của doanh nghiệp. Như vậy, mối quan hệ giữa đòn cân nợ và HQHĐ có thể theo dạng hình chữ U ngược. Ban đầu, khi tỷ lệ nợ tăng có thể làm tăng HQHĐ nhưng khi nợ tăng đến một ngưỡng nào đó sẽ làm giảm HQHĐ của doanh nghiệp. Nghiên cứu thực nghiệm của Margaritis và Psillaki (2010) ở Pháp cùng Le và Phan (2017) ở Việt Nam đã chứng minh cho quan điểm này.

2.1.2. Ảnh hưởng của hiệu quả hoạt động đến cấu trúc vốn

HQHĐ cũng có ảnh hưởng đến quyết định cấu trúc vốn trong doanh nghiệp. Theo lý thuyết cấu trúc vốn hiện đại MM của Modigliani và Miller (1958), trong trường hợp có thuế, các doanh nghiệp có khả năng sinh lời lớn thường sử dụng nợ nhiều hơn như là một tấm chắn thuế thu nhập doanh

ng nghiệp. Jensen (1986) cũng cho rằng những doanh nghiệp 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 giá trị doanh nghiệp. Ngược lại, theo lý thuyết trật tự phân hạng (Pecking Order Theory) của Myers và Majluf (1984) thì các nhà quản lý thích tài trợ cho các dự án bằng nguồn vốn từ nội bộ hơn sau đó mới đến nguồn vốn từ bên ngoài. Ngoài ra, các doanh nghiệp có lợi nhuận không thích huy động thêm vốn chủ sở hữu nhằm tránh việc dàn trải quyền sở hữu. Điều này có nghĩa rằng các doanh nghiệp có suất sinh lời cao thường có tỷ lệ nợ vay thấp. Kết quả nghiên cứu của Huang và Song (2006), Biger và cộng sự (2007) cùng nghiên cứu ở Việt Nam của Trương Đông Lộc và cộng sự (2015) đã thể hiện điều này.

Bên cạnh đó, Berger và Udell (2006) đưa ra hai giả thuyết về ảnh hưởng của HQHĐ của doanh nghiệp đến cấu trúc vốn. Giả thuyết thứ nhất: Giả thuyết Hiệu quả - Rủi ro (Efficiency - Risk Hypothesis) cho rằng những doanh nghiệp hoạt động hiệu quả cao thường dùng nợ nhiều hơn do doanh nghiệp có thể sử dụng suất sinh lời kỳ vọng cao của mình như một vùng đệm an toàn để bảo vệ doanh nghiệp tránh rủi ro của chi phí kiệt quệ tài chính, phá sản hoặc thanh lý. Giả thuyết thứ hai: Giả thuyết Giá trị - Nhượng quyền (Franchise - Value Hypothesis) lại cho rằng những doanh nghiệp hiệu quả hơn có xu hướng lựa chọn cấu trúc vốn với tỷ lệ nợ tương đối thấp để bảo vệ thu nhập trong tương lai có nguồn gốc từ hiệu quả lợi nhuận cao thay vì dùng nó để trả lãi vay. Như vậy, khả năng sinh lợi có thể tác động cùng chiều hoặc ngược chiều lên cấu trúc vốn của doanh nghiệp.

2.1.3. Mối quan hệ nhân quả giữa cấu trúc vốn và hiệu quả hoạt động

Như vậy, các lý thuyết và nghiên cứu thực nghiệm được trình bày ở phần trên cho thấy rằng cấu trúc vốn và HQHĐ có mối quan hệ tương tác với nhau. Cấu trúc vốn tác động đến HQHĐ và ngược lại HQHĐ chi phối cấu trúc vốn. Demsetz và Villalonga (2001) đã chứng minh mối quan hệ giữa cấu trúc vốn và HQHĐ là nội sinh. Gần đây, mối quan hệ nhân quả này cũng được chứng minh bởi các nghiên cứu thực nghiệm như Berger và Udell (2006) cùng Margaritis và Psillaki (2007, 2010). Dựa trên số liệu của các doanh nghiệp và ngân hàng, Berger và Udell (2006) cùng Margaritis và Psillaki (2010) đều cung cấp thêm bằng chứng cho lý thuyết chi phí đại diện của Jensen và Meckling (1976). Bên cạnh đó, Berger và Udell (2006) và Margaritis và Psillaki (2010) còn bổ sung bằng chứng cho mối quan hệ nhân quả giữa HQHĐ và cấu trúc vốn dựa trên nền tảng của hai giả thuyết cạnh tranh: (1) Giả thuyết Hiệu quả - Rủi ro và (2) Giả thuyết Giá trị - Nhượng quyền.

2.2. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp tiếp cận bằng hàm sản xuất biên ngẫu nhiên để ước lượng HQHĐ của các doanh nghiệp; sau đó, sử dụng hệ phương trình đồng thời 3SLS để tìm ra mối quan hệ giữa cấu trúc vốn và HQHĐ. Bên cạnh đó, để đánh giá tính vững của kết quả ước lượng mô hình, chỉ tiêu ROA còn được sử dụng làm thước đo hiệu quả để đối chiếu với thước đo hiệu quả tương đối được ước lượng từ hàm sản xuất biên ngẫu nhiên.

2.2.1. Phương pháp đo lường hiệu quả

Trong các hoạt động sản xuất, hiệu quả có thể được hiểu là khả năng biến đổi một tập hợp đầu vào nhất định thành một lượng đầu ra lớn nhất (Farrell, 1957). HQHĐ có thể được ước tính từ hàm sản xuất biên ngẫu nhiên được xây dựng bởi Aigner và cộng sự (1977) cùng Meeusen và van den Broeck (1977); sau đó được phát triển bởi Battese và Coelli (1992). Ý tưởng cơ bản của hàm này là phần sai số được cấu thành bởi hai phần: (1) 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 (2) phần sai số một bên biểu diễn ảnh hưởng của sự phi hiệu quả trong mô hình giới hạn ngẫu nhiên. Hai phần này được giả định độc lập với nhau. Mô hình sản xuất biên ngẫu nhiên có dạng:

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

Trong đó:

$\ln(Y_i)$: Logarit của đầu ra đối với doanh nghiệp thứ i ;

X_i : Vector đầu vào tương ứng với quá trình sản xuất của đơn vị thứ i tại thời điểm t ;

β : Vector các hệ số ứng với biến độc lập trong hàm sản xuất, có thể được ước lượng bằng phương pháp thích hợp cực đại (Maximum Likelihood Estimation – MLE) (Jondrow & cộng sự, 1982);

v_i : Các sai số đo lường và các phần nhiễu khác đối với đường biên (có phân phối đối xứng, biểu diễn những nhân tố ngẫu nhiên, do những yếu tố ngoài tầm kiểm soát của doanh nghiệp như chính sách, thể chế...);

u_i : Biến ngẫu nhiên độc lập không âm, phản ánh phần không hiệu quả kỹ thuật trong sản xuất của các đơn vị trong ngành (là nhiều do phi hiệu quả kỹ thuật gây ra, mức phi hiệu quả của nhà sản xuất thứ i so với đường biên) (Meeusen & 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.

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

$$EFF = E[\exp(-\hat{u}/Y_i)] \quad (2)$$

Sai số phi hiệu quả, u_i , từ mô hình (1) được dùng để tính mức HQHD của từng doanh nghiệp theo công thức (2).

Để đánh giá HQHD (EFF) của các doanh nghiệp, nhóm tác giả sử dụng hàm Cobb-Douglas. Hàm ước lượng có dạng:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln C_{it} + \beta_3 \ln E_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Trong đó:

$\ln Y_{it}$: Logarit của doanh thu thuần của doanh nghiệp thứ i trong năm t ;

$\ln L$, $\ln C$ và $\ln E$: Lần lượt là logarit của số lao động thường xuyên, tổng chi phí hoạt động, vốn chủ sở hữu của các doanh nghiệp;

ε_{it} : Sai số, bao gồm 2 thành phần: v_i và u_i ;

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$: Các tham số cần được ước lượng, đo lường hệ số co giãn của đầu ra theo các yếu tố đầu vào. Các tham số này có thể ước lượng bằng phương pháp ước lượng thích hợp cực đại (Maximum Likelihood Estimation – MLE) (Meeusen & van den Broeck, 1977).

2.2.2. Phương pháp xác định mối quan hệ giữa cấu trúc vốn và hiệu quả hoạt động

Do cấu trúc vốn và HQHD có mối quan hệ nhân quả vì thế cấu trúc vốn vừa là biến kết quả vừa là biến nguyên nhân với HQHD. Do đó, nghiên cứu sử dụng hai phương trình để xác định mối quan hệ hai chiều này: (1) Một phương trình xác định ảnh hưởng của cơ cấu vốn đến hiệu quả của doanh nghiệp để kiểm định giả thuyết hiệu quả - rủi ro, và giả thuyết giá trị - nhượng quyền; và (2) một

phương trình xác định các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu HQHĐ với cấu trúc vốn là một trong những biến độc lập để kiểm định giả thuyết chi phí đại diện.

Nghiên cứu này sử dụng hệ phương trình đồng thời để đánh giá mối quan hệ nhân quả giữa cấu trúc vốn và HQHĐ. Hệ phương trình đồng thời được thể hiện như sau:

$$\begin{cases} EFF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LEV_{it} + \alpha_2 LEV_{it}^2 + \alpha_3 X_{1it} + \lambda_{1i} + \varepsilon_{1it} \\ LEV_{it} = \beta_0 + \beta_1 EFF_{it} + \alpha_2 X_{2it} + \lambda_{2i} + \varepsilon_{2it} \end{cases} \quad (4)$$

Trong đó:

EFF_{it} : HQHĐ – Biến phụ thuộc/độc lập của quan sát thứ i , HQHĐ còn được đo lường bằng chỉ tiêu ROA của các doanh nghiệp;

LEV_{it} : Cấu trúc vốn – Biến phụ thuộc/độc lập của quan sát thứ i ;

X_i : Vector các biến độc lập;

α và β : Các hệ số hồi quy;

λ : Các yếu tố không quan sát được có ảnh hưởng cố định đến EFF hay LEV và có thể có tương quan với các biến độc lập trong hệ phương trình (4); và

ε_{it} : Sai số ngẫu nhiên.

Nghiên cứu sử dụng đòn bẩy tài chính chung (Tỷ lệ nợ/Tổng tài sản) đại diện cho cấu trúc vốn. Việc đưa thêm biến số bình phương của LEV để kiểm định tác động phi tuyến của LEV lên EFF. Các biến số LEV và EFF có thể tác động lẫn nhau trong hai phương trình nên được xem là biến nội sinh. X là các biến độc lập gồm: Quy mô doanh nghiệp, tốc độ tăng trưởng, thời gian hoạt động, loại hình doanh nghiệp, hình thức sở hữu, tỷ lệ tài sản cố định, lợi ích thuế phi nợ, và đặc điểm riêng của tài sản. Các biến độc lập trên được sử dụng trong các nghiên cứu thực nghiệm của: Le và Harvie (2010), Charoenrat và cộng sự (2013), Le và Phan (2017), Nguyễn Xuân Quý và Phạm Lê Thông (2018), Nenu và Gherghina (2018) hay Jaworski và Czerwionka (2018). Để bảo đảm tính xác định của các phương trình trong hệ phương trình (4), các tập biến độc lập trong hai phương trình phải có sự khác biệt.

Do các sai số ngẫu nhiên ε_{it} trong hệ phương trình (4) có thể tương quan với nhau nên việc ước lượng các tham số trong các phương trình riêng lẻ có thể bị chệch và kém hiệu quả. Vì thế, để có được kết quả ước lượng vững và hiệu quả hơn, ước lượng bình phương bé nhất ba giai đoạn (3SLS) được sử dụng (Wooldridge, 2010). Các ước lượng có được theo phương pháp 3SLS là các ước lượng chệch nhưng vững.

3. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu từ cuộc điều tra doanh nghiệp do Tổng cục Thống kê thực hiện bao gồm những thông tin về năng lực sản xuất và kết quả sản xuất - kinh doanh của 19.453 doanh nghiệp thuộc các ngành: Nông, lâm, thủy sản (nông nghiệp), công nghiệp chế biến, chế tạo, xây dựng và bất động sản trên phạm vi cả nước trong các năm 2009, 2011, 2013, 2015 và 2016 tương ứng với 33.415 quan sát. Kết quả nghiên cứu thể hiện trên Bảng 1 cho thấy: Ngành công nghiệp chế biến chế tạo có tỷ trọng lớn nhất, chiếm trên 71%; tiếp đó là ngành xây dựng, với tỷ lệ trên 22%; các doanh nghiệp

thuộc ngành bất động sản chỉ chiếm 4,07%; và nông nghiệp là ngành có tỷ trọng thấp nhất trong mẫu điều tra chiếm 1,74%.

Bảng 1.

Số quan sát trong mẫu theo các ngành kinh tế

Ngành	Số quan sát	Tỷ trọng (%)
Nông nghiệp	583	1,74
Công nghiệp chế biến, chế tạo	23.825	71,30
Xây dựng	7.649	22,89
Bất động sản	1.358	4,07
Tổng	33.415	100,00

Số liệu kết quả thống kê từ Bảng 2 cho thấy giá trị trung bình của doanh thu thuần đạt 194.933 triệu đồng, chi phí hoạt động trung bình là 188.517 triệu đồng. Chênh lệch giữa doanh thu thuần và chi phí trung bình khá cao, cho thấy lợi nhuận trung bình của các doanh nghiệp được cải thiện dần sau thời gian khủng hoảng kinh tế năm 2008 và năm 2012. Số lao động trung bình là 216 người, vốn chủ sở hữu trung bình đạt 82.453 triệu đồng. Mức độ biến động của hầu hết các biến số trong mô hình là khá cao vì có sự chênh lệch lớn về các chỉ tiêu hoạt động giữa các doanh nghiệp với nhau. Nguyên nhân là do các doanh nghiệp thuộc các ngành khác nhau có quy mô hoạt động không đồng đều; đồng thời, trong cùng một ngành, những doanh nghiệp có thời gian hoạt động lâu hơn thì các chỉ tiêu hoạt động sẽ lớn hơn các doanh nghiệp mới thành lập.

Bảng 2.

Mô tả và đo lường các yếu tố trong mô hình hàm sản xuất Cobb-Douglas

Biến số	Định nghĩa và đo lường	Trung bình	Độ lệch chuẩn
<i>Mô hình hàm sản xuất biến ngẫu nhiên</i>			
Doanh thu	Doanh thu thuần là biến phụ thuộc (Triệu đồng)	194.933	568.661
Lao động	Số lao động (Người)	216	765
Vốn	Vốn chủ sở hữu (Triệu đồng)	82.453	287.640
Chi phí	Tổng chi phí hoạt động (Triệu đồng)	188.517	539.909
Nông nghiệp*	Biến giả chỉ doanh nghiệp trong các ngành nông nghiệp	1,74	0,13
Công nghiệp chế biến	Biến giả chỉ doanh nghiệp trong các ngành công nghiệp chế biến và chế tạo	71,30	0,45
Xây dựng	Biến giả chỉ doanh nghiệp trong các ngành Xây dựng	22,89	0,42
Bất động sản	Biến giả chỉ doanh nghiệp trong các ngành Bất động sản	4,06	0,19

Ghi chú: * Các nhóm tham chiếu trong mô hình.

Nguồn: Bộ số liệu điều tra doanh nghiệp của Tổng cục Thống kê giai đoạn 2009–2016.

Kết quả thống kê từ Bảng 3 cho thấy, phần lớn các doanh nghiệp trong mẫu điều tra có quy mô nhỏ, chiếm đến 40%, trong khi đó, doanh nghiệp có quy mô lớn chỉ chiếm 29%. Xét về cơ cấu doanh

ng nghiệp, doanh nghiệp ngoài quốc doanh có tỷ trọng cao, chiếm đến 91%; trong khi đó, số doanh nghiệp nhà nước chỉ chiếm 5%. Thời gian hoạt động trung bình của các doanh nghiệp trên 10 năm. Chỉ số ROA bình quân của các doanh nghiệp khá thấp, chỉ đạt 6,78%. Các doanh nghiệp sử dụng trên 50% là nợ để tài trợ cho quá trình kinh doanh của mình. Điều này ngụ ý rằng, hầu hết các doanh nghiệp trong nghiên cứu đang phải đối mặt với cấu trúc vốn có rủi ro với tỷ lệ nợ cao. Tỷ lệ tài sản hữu hình trên nguồn vốn của doanh nghiệp trung bình chiếm 33,16%. Tốc độ tăng trưởng tài sản qua các năm của doanh nghiệp trung bình đạt 27,46%, độ lệch chuẩn tương đối lớn vì các doanh nghiệp của các ngành khác nhau có phản ứng khác biệt trong xu thế biến động của thị trường. Tỷ lệ giá vốn hàng bán trên doanh thu thuần trung bình chiếm 89,75%. Tỷ lệ khấu hao trên tổng tài sản trung bình chiếm 16,13%.

Bảng 3.

Mô tả và đo lường các yếu tố trong mô hình tương tác giữa cấu trúc vốn và hiệu quả hoạt động

Biến số	Định nghĩa và đo lường	Trung bình	Độ lệch chuẩn
Hiệu quả	Mức HQHD của doanh nghiệp (%), được tính từ hàm sản xuất.	–	–
ROA**	Lợi nhuận sau thuế/Tổng tài sản (%)	6,78	177,90
Cấu trúc vốn	Tỷ lệ nợ/Vốn chủ sở hữu của doanh nghiệp (%)	52,39	26,39
Cấu trúc vốn bình phương	Cấu trúc vốn bình phương của doanh nghiệp	3.441,49	2.639,06
Tài sản hữu hình	Tỷ lệ tài sản hữu hình/vốn của doanh nghiệp (%)	33,16	25,41
Tốc độ tăng trưởng	Tốc độ tăng trưởng tài sản qua các năm (%)	27,46	360
Đặc điểm riêng của tài sản	Tỷ lệ giá vốn hàng bán/Doanh thu thuần (%)	89,75	37,64
Lợi ích thuế phi nợ	Tỷ lệ khấu hao/Tổng tài sản (%)	16,13	15,96
Tuổi	Số năm hoạt động (năm)	10,79	8,13
Tuổi bình phương	Số năm hoạt động bình phương	182,79	369,99
Quy mô nhỏ*	Biến giả chỉ doanh nghiệp có vốn tới 20 tỷ đồng đối với các doanh nghiệp thuộc khu vực nông, lâm, thủy sản; công nghiệp và Xây dựng và doanh nghiệp có vốn tới 10 tỷ đồng với các doanh nghiệp thuộc khu vực thương mại dịch vụ (Chính phủ, 2009).	0,40	0,49
Quy mô vừa	Biến giả chỉ doanh nghiệp có nguồn vốn từ trên 20 tỷ đồng đến 100 tỷ đồng đối với các doanh nghiệp thuộc khu vực nông, lâm, thủy sản; công nghiệp và xây dựng và doanh nghiệp có nguồn vốn từ trên 10 tỷ đồng đến 50 tỷ đồng với các doanh nghiệp thuộc khu vực thương mại dịch vụ	0,31	0,46
Quy mô lớn	Biến giả chỉ doanh nghiệp có nguồn vốn trên 100 tỷ đồng đối với các doanh nghiệp thuộc khu vực nông, lâm, thủy sản; công nghiệp và xây	0,29	0,45

Biến số	Định nghĩa và đo lường	Trung bình	Độ lệch chuẩn
	dựng và doanh nghiệp có vốn trên 50 tỷ đồng với các doanh nghiệp thuộc khu vực thương mại dịch vụ		
Doanh nghiệp Nhà nước	Biến giả chỉ doanh nghiệp nhà nước hay doanh nghiệp có vốn cổ phần nhà nước chiếm hơn 50%	0,05	0,21
Doanh nghiệp nước ngoài	Biến giả chỉ doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài	0,04	0,19
Doanh nghiệp ngoài quốc doanh*	Biến giả chỉ doanh nghiệp các loại hình doanh nghiệp ngoài quốc doanh	0,91	0,28

Ghi chú: * Các nhóm tham chiếu trong mô hình;

** Biến ROA được sử dụng để so sánh với kết quả của mô hình với biến EFF.

4. Kết quả 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 doanh nghiệp được trình bày trong Bảng 4.

Bảng 4.

Hàm sản xuất biên ngẫu nhiên Cobb-Douglas

Biến	Hệ số ước lượng	Giá trị thống kê z
Hằng số	0,0252**	2,10
Lao động	0,0125***	11,00
Vốn	0,0245***	22,06
Chi phí	0,9656***	818,03
Công nghiệp	0,0902***	9,68
Xây dựng	0,0434***	4,56
Bất động sản	0,1919***	17,24
2011	0,0293***	3,58
2013	0,0262***	6,18
2015	0,0654***	19,89
2016	0,1198***	24,25
σ^2	23,269	
λ'	0,998	
Số quan sát	33.415	
$\Pr > \chi^2$	0,000	

Ghi chú: **,*** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 5% và 1%.

Kết quả ước lượng trong Bảng 4 cho thấy, hệ số các biến lao động, vốn, chi phí trong hàm sản xuất biên ngẫu nhiên đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, chứng tỏ về tổng thể các biến độc lập được chọn có ảnh hưởng đến doanh thu. Hệ số ước lượng của các biến lao động (L), vốn (K) và tổng chi phí (C) đều mang dấu dương, đúng với kỳ vọng và có ý nghĩa phù hợp với lý thuyết kinh tế về sự gia tăng đầu ra khi các yếu tố đầu vào tăng. Kết quả ước lượng mô hình cho thấy $\lambda' = 0,998$ thể hiện sự biến động của doanh thu thuần chủ yếu do tác động của các yếu tố đầu vào gồm số lao động, vốn và chi phí hoạt động. Như vậy, doanh nghiệp hoạt động có hiệu quả phần lớn phụ thuộc vào việc sử dụng các yếu tố đầu vào và khả năng quản lý của doanh nghiệp.

Các biến giải thích: Chi phí hoạt động, vốn và số lao động đều tác động thuận chiều đến doanh thu thuần của doanh nghiệp. Trong các biến được đưa vào mô hình, chi phí hoạt động là biến tác động nhiều nhất đến doanh thu thuần. Chi phí hoạt động tăng 1% thì doanh thu thuần tăng 0,965% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi; trong khi đó, mỗi phần trăm tăng lên của số lao động và vốn chỉ làm doanh thu thuần lần lượt tăng 0,012% và 0,024%. Kết quả nghiên cứu trên tương tự với nghiên cứu của Charoenrat và cộng sự (2013) nhưng lại trái ngược với kết quả được tìm thấy trong nghiên cứu của Vu (2003) khi lao động đóng vai trò chủ yếu trong việc làm thay đổi doanh thu của các doanh nghiệp.

Hệ số biến giả ngành công nghiệp chế biến, chế tạo, xây dựng và bất động sản đều mang giá trị dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% cho thấy với cùng mức yếu tố đầu vào, các ngành này đều đạt mức doanh thu thuần cao hơn so với ngành nông nghiệp trong giai đoạn 2009–2016. Bên cạnh đó, hệ số biến giả các năm đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và mang giá trị dương, điều này cho thấy rằng mức doanh thu thuần ở các năm 2011, 2013, 2015 và 2016 đều lớn hơn năm 2009. Kết quả này cho thấy tình hình hoạt động kinh doanh của các doanh nghiệp dần được phục hồi sau giai đoạn khủng hoảng.

Bảng 5.

Phân phối hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp

Ngành	Số doanh nghiệp	Trung bình	Nhỏ nhất	Lớn nhất
Nông nghiệp	583	89,42	18,84	98,69
Công nghiệp	23.825	92,04	17,18	99,83
Xây dựng	7.649	91,49	15,46	99,85
Bất động sản	1.358	90,04	7,32	99,64
Toàn ngành	33.415	91,78	7,33	99,85

HQHD của các doanh nghiệp được thể hiện qua Bảng 5, mức hiệu quả đạt được của các doanh nghiệp giai đoạn nghiên cứu khá cao, trung bình đạt 91,78%; nếu các doanh nghiệp sử dụng đầu vào đạt hiệu quả cao nhất sẽ có tiềm năng tăng doanh thu thuần lên đến 99,85%; tuy nhiên, mức hiệu quả đạt được của các doanh nghiệp có sự chênh lệch nhau rất lớn, doanh nghiệp có mức hiệu quả cao nhất đạt 99,85%, trong khi đó, doanh nghiệp có mức hiệu quả thấp nhất là 7,33%. Điều này nói lên rằng: Khả năng tăng HQHD của các hiệu quả còn khá lớn nếu cải thiện được hiệu quả sử dụng đầu vào. Kết quả này cao hơn mức hiệu quả trung bình từ nghiên cứu của Phạm và cộng sự (2010) và Chu và Kalirajan (2011) khi sử dụng bộ dữ liệu từ điều tra doanh nghiệp năm 2000 và 2003, chỉ đạt 60%–64%.

4.2. *Mối quan hệ tương tác đồng thời giữa cấu trúc vốn và hiệu quả hoạt động*

Phương pháp 3SLS hiệu ứng cố định với các biến được khử trung bình theo thời gian được dùng để ước lượng các hệ phương trình đồng thời giữa HQHĐ và cấu trúc vốn của các doanh nghiệp ở Việt Nam với số liệu bảng trong giai đoạn 2009–2016. Bảng 6 trình bày kết quả ước lượng của mô hình. Giá trị kiểm định χ^2 của các mô hình đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, chứng tỏ các biến độc lập được chọn trong mô hình có tác động đến biến phụ thuộc. Bên cạnh đó, hệ số ước lượng của các biến nội sinh trong các hệ phương trình đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, qua đó cho thấy có sự tương tác đồng thời giữa HQHĐ và cấu trúc vốn.

4.2.1. *Kiểm định giả thuyết chi phí đại diện*

Trong phương trình với HQHĐ là biến phụ thuộc (phần trên của Bảng 6), hệ số ước lượng của biến cấu trúc vốn và bình phương của nó đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, hệ số của cấu trúc vốn mang dấu dương còn hệ số của biến cấu trúc vốn bình phương lại mang dấu âm. Như vậy, mối quan hệ giữa HQHĐ và cấu trúc vốn có dạng hình chữ U ngược. Nghĩa là, khi tỷ lệ nợ tăng có thể làm tăng hiệu quả nhưng khi tăng nợ đến một ngưỡng nào đó sẽ làm HQHĐ của doanh nghiệp giảm xuống. Kết quả này tương tự với kết quả của Margaritis và Psillaki (2010) ở Pháp hay Le và Phan (2017) ở Việt Nam.

Ở nhánh đi lên của đường Parabol, HQHĐ sẽ tăng lên khi tỷ lệ nợ tăng. Nghiên cứu của Abor (2005) cho kết quả tương tự, khi tỷ lệ nợ cao đến một ngưỡng nào đó thì 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 tăng sử dụng nợ có thể làm tăng chi phí kiệt quệ tài chính, từ đó làm giảm hiệu quả của doanh nghiệp. Điều này cũng thể hiện qua các nghiên cứu thực nghiệm của Berger và Udell (2006), Nguyen và Nguyen (2015).

Theo kết quả ước lượng, ngưỡng tỷ lệ nợ vay làm EFF đạt tối đa được xác định ở mức 56,45%, $\left(= \frac{4,4256}{2 \times 0,0392}\right)$. Ngưỡng tỷ lệ nợ vay làm ROA đạt cực đại ở mức 27,32% $\left(= \frac{1,9967}{2 \times 0,03653}\right)$.

Bên cạnh cấu trúc vốn, các yếu tố như: Cấu trúc tài sản, tốc độ tăng trưởng, quy mô và loại hình doanh nghiệp cũng ảnh hưởng đến HQHĐ của doanh nghiệp, trong khi đó, hệ số của biến tốc độ tăng trưởng mang dấu dương nhưng không có ý nghĩa thống kê. Hệ số biến tỷ lệ tài sản cố định có ý nghĩa thống kê ở mức 5% và 1% lần lượt ở mô hình EFF và mô hình ROA, mang dấu dương, nghĩa là tài sản cố định có tác động tích cực đến HQHĐ của doanh nghiệp. Khi tỷ lệ tài sản cố định tăng 1% thì HQHĐ tăng 0,0203% (trong điều kiện các yếu tố khác cố định). Kết quả này trái ngược với kết quả nghiên cứu của Nguyen và Nguyen (2015) khi nghiên cứu trên các doanh nghiệp ở Việt Nam giai đoạn 2006–2014. Kết quả này cho thấy, các doanh nghiệp Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu đã khai thác được tiềm năng của tài sản cố định và sử dụng hiệu quả hơn các năm trước.

Bảng 6.

Tác động đồng thời giữa cấu trúc vốn và hiệu quả hoạt động

Biến số	Hệ số	Giá trị z	Hệ số	Giá trị z
Biến phụ thuộc: EFF			Biến phụ thuộc: ROA	
Cấu trúc vốn	4,4256***	135,32	1,9967***	12,97
Cấu trúc vốn bình phương	-0,0392***	-110,81	-0,0365***	-22,11
Tài sản hữu hình	0,0203**	2,54	0,2427***	6,14
Tốc độ tăng trưởng	0,0005	0,99	0,0051*	1,9
Thời gian hoạt động	-0,1084*	-0,75	-1,7952***	-15,07
Thời gian hoạt động bình phương	-0,0007	-0,54	0,0286***	12,97
Doanh nghiệp nhà nước	6,7027***	7,26	1,8851	0,42
Doanh nghiệp nước ngoài	10,3868***	10,55	-8,9191*	-18,70
Doanh nghiệp quy mô vừa	-8,2203***	-17,17	38,2149***	16,89
Doanh nghiệp quy mô lớn	-9,2740***	-18,27	0,0286***	12,97
Số quan sát	33.415		33.415	
R^2	88,21		0,07	
χ^2	231.196,03		28.999,47	
$Pr > \chi^2$	0,000		0,000	
Biến phụ thuộc: LEV			Mô hình ROA	
Mô hình EFF			Mô hình ROA	
Hiệu quả hoạt động	0,4939***	121,96	2,0218***	15,56
Tài sản hữu hình	-0,1203***	-16,26	0,0173	0,54
Tốc độ tăng trưởng	0,0005	0,17	0,0034*	1,88
Đặc điểm riêng của tài sản	0,0931***	28,98	0,1640***	24,88
Lá chắn thuế phi nợ	-0,1655***	-14,11	-0,1727***	-10,20
Doanh nghiệp nhà nước	-5,7684***	-9,05	-0,8074	-0,27
Doanh nghiệp nước ngoài	-10,7962***	-15,04	-11,8626***	-3,5
Doanh nghiệp quy mô vừa	10,5380***	31,69	33,4944***	23,42
Doanh nghiệp quy mô lớn	10,0878***	29,26	29,1398***	18,95
Số quan sát	33.415		33.415	
R^2	81,55		36,89	
χ^2	148.638,00		5.473,93	
$Pr > \chi^2$	0,000		0,000	

Ghi chú: *, **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

Hệ số của biến tốc độ tăng trưởng đều mang dấu dương ở hai mô hình, không có ý nghĩa thống kê ở mô hình EFF, nhưng lại có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 10% ở mô hình ROA. Nghĩa là tốc độ tăng trưởng có ảnh hưởng cùng chiều lên ROA, các nghiên cứu của Nguyen và Nguyen (2015), Le và Phan (2017) ở Việt Nam cùng Jaworski và Czerwonka (2018) ở Ba Lan cũng đều cho kết quả tương tự.

Hệ số của biến doanh nghiệp có quy mô vừa và lớn có ý nghĩa thống kê ở mức 1% ở cả hai mô hình, và mang dấu âm, cho thấy rằng các doanh nghiệp có quy mô nhỏ đạt HQHĐ cao hơn so với các doanh nghiệp vừa và lớn. Điều này ngược với kết quả nghiên cứu của Charoenrat và cộng sự (2013). Tuy nhiên, nghiên cứu của Le và Harvie (2010) lại cho kết quả tương tự. Điều này là đáng ngạc nhiên khi các doanh nghiệp lớn có thể tận hưởng được lợi thế từ quy mô, kinh nghiệm và khả năng của họ để tiếp cận thông tin, công nghệ; trong khi đó, các doanh nghiệp nhỏ có thể có được lợi thế nhờ sự linh hoạt cho phép họ nhanh chóng đa dạng hóa và điều chỉnh hoạt động của mình để phù hợp hơn với sự biến động nhanh chóng và ngày càng phức tạp của nền kinh tế trong giai đoạn nghiên cứu.

Hệ số ước lượng của biến doanh nghiệp nhà nước và doanh nghiệp nước ngoài đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1% trong mô hình của EFF và mang dấu dương, nghĩa là các doanh nghiệp nhà nước và doanh nghiệp nước ngoài có mức hiệu quả đạt được cao hơn các doanh nghiệp ngoài quốc doanh trong nước. Nghiên cứu của Le và Harvie (2010) cho kết quả tương tự. Tuy nhiên, kết quả này khác với kết quả nghiên cứu của Phung và Le (2013). Các doanh nghiệp nước ngoài ngày càng đầu tư mở rộng sản xuất tại Việt Nam, với những công ty đa quốc gia, có nguồn vốn lớn và thị trường rộng khắp kèm theo sự chuyên nghiệp trong cách thức quản lý và phục vụ, sản phẩm đạt chất lượng cao là những yếu tố giúp cho các doanh nghiệp nước ngoài có lợi thế và mang lại hiệu quả cao trong quá trình hoạt động. Những doanh nghiệp nhà nước do được hưởng nhiều ưu đãi (thuận lợi khi tiếp cận đất đai, dễ dàng tiếp cận nguồn vốn, được ưu tiên tiếp cận tài nguyên, khoáng sản và các nguồn lực tự nhiên hay đặc quyền kinh doanh trong một số lĩnh vực đặc thù, được nhà nước đầu tư về đào tạo nhân lực) trở nên kém năng động, sử dụng nguồn vốn vào sản xuất kinh doanh không hiệu quả, tỷ lệ nợ cao gây ra rủi ro thanh khoản, máy móc công nghệ dần trở nên lạc hậu, công tác quản trị chậm đổi mới là những nguyên nhân làm cho hiệu quả sử dụng đầu vào của doanh nghiệp nhà nước bị hạn chế (Trần Kim Hào & Nguyễn Thị Nguyệt, 2012).

4.2.2 Kiểm định giả thuyết về mối quan hệ tương tác đồng thời giữa cấu trúc vốn và hiệu quả hoạt động

Trong phương trình các yếu tố tác động lên cấu trúc vốn, hệ số ước lượng của biến HQHĐ, EFF và ROA, đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và mang dấu dương. Kết quả này cho thấy, ở chiều ngược lại HQHĐ có ảnh hưởng đến cấu trúc vốn. Trong điều kiện các yếu tố không đổi, EFF tỷ lệ thuận với tỷ số nợ, khi EFF tăng 1% có thể làm tăng tỷ lệ nợ lên 0,49%. doanh nghiệp có khả năng sinh lời cao thường dùng nợ nhiều hơn do doanh nghiệp có thể sử dụng suất sinh lợi kỳ vọng cao của mình như một vùng đệm an toàn để bảo vệ doanh nghiệp tránh rủi ro của chi phí kiệt quệ tài chính, phá sản hoặc thanh lý. Kết quả này phù hợp với giả thuyết hiệu quả - rủi ro và ngược với lý thuyết trật tự phân hạng của Myers và Majluf (1984) trong tài trợ của doanh nghiệp. Nghiên cứu thực nghiệm của Bowen và cộng sự (1982) cho kết quả tương tự.

Ngoài ra, cấu trúc vốn còn bị ảnh hưởng bởi quy mô hoạt động, loại hình doanh nghiệp, tỷ lệ tài sản hữu hình, đặc điểm riêng của tài sản, lá chắn thuế phi nợ vay. Hệ số các biến độc lập này đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Tốc độ phát triển của doanh nghiệp tác động cùng chiều lên cơ cấu vốn

nhưng không có ý nghĩa thống kê. Tốc độ tăng trưởng tác động cùng chiều lên tỷ lệ nợ trong mô hình ROA. Các doanh nghiệp có tốc độ tăng trưởng cao thì HQHĐ cũng sẽ cao vì các doanh nghiệp tăng trưởng có thể tạo ra lợi nhuận từ các khoản đầu tư của mình. Nghiên cứu thực nghiệm của Abor (2005) cũng cho thấy điều này.

Quy mô doanh nghiệp tác động cùng chiều lên tỷ số nợ. Điều này phù hợp với lý thuyết đánh đổi trong cấu trúc vốn (Trade-off Theory) của DeAngelo và Masulis (1980), tức là những doanh nghiệp có quy mô càng lớn thì càng dễ dàng tiếp cận với các nguồn vốn vay mượn và sử dụng nhiều nợ vay hơn các doanh nghiệp có quy mô nhỏ. Tỷ lệ tài sản hữu hình/tổng tài sản tỷ lệ nghịch với chỉ số nợ. Điều này có nghĩa là các doanh nghiệp được điều tra có khuynh hướng sử dụng vốn chủ sở hữu để đầu tư nhiều vào tài sản hữu hình hơn là chọn nợ vay. Qua đó, các doanh nghiệp rất thận trọng trong việc sử dụng nguồn nợ vay dài hạn để đầu tư cho tài sản cố định của mình. Nguyễn Thành Cường (2008) cũng cho kết quả tương tự với tổng nợ/tổng nguồn vốn khi nghiên cứu ở các doanh nghiệp thủy sản ở Khánh Hòa.

Đặc điểm riêng của tài sản doanh nghiệp (giá vốn hàng bán/doanh thu thuần) có tác động cùng chiều lên tỷ số nợ. Điều này cho thấy các doanh nghiệp có tỷ lệ giá vốn hàng bán/doanh thu thuần cao sử dụng nhiều nợ vay hơn. Kết quả của Titman và Wessels (1988) tại các doanh nghiệp công nghiệp tại Mỹ cũng cho thấy điều này.

Với loại hình doanh nghiệp, các doanh nghiệp nước ngoài sử dụng ít nợ vay hơn các doanh nghiệp ngoài quốc doanh trong nước, tỷ lệ nợ giữa các doanh nghiệp nhà nước và doanh nghiệp ngoài quốc doanh dường như không có sự khác biệt khi hệ số biến này không có ý nghĩa thống kê trong nghiên cứu này.

Lợi ích thuế phi nợ vay (Non-debt Tax Shields – NDTs) đo lường bằng khấu hao/tổng tài sản. Hệ số biến này có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và mang dấu âm, nghĩa là các doanh nghiệp có tầm chắn thuế phi nợ vay càng cao thì sử dụng nợ càng ít vì bên cạnh lãi vay thì doanh nghiệp có thể sử dụng khấu hao để làm giảm khoản thuế thu nhập doanh nghiệp phải nộp. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của DeAngelo và Masulis (1980).

Thời gian hoạt động có ảnh hưởng ngược chiều đến hiệu quả. HQHĐ của doanh nghiệp sẽ tăng dần theo thời gian hoạt động, đến một ngưỡng nào đó sẽ giảm xuống vì lúc đó những doanh nghiệp hoạt động lâu năm trở nên già cỗi, trì trệ, kém năng động so với sự vận động của nền kinh tế nếu không tiến hành cải tiến kịp thời. Pasanen (2007) cho thấy rằng các doanh nghiệp hoạt động lâu năm có xu hướng sở hữu máy móc thiết bị cũ, trong khi các doanh nghiệp trẻ vừa gia nhập thị trường và trang bị công nghệ hiện đại. Nghiên cứu của Le và Harvie (2010) cho thấy mối quan hệ ngược chiều giữa tuổi của doanh nghiệp và HQHĐ.

Các doanh nghiệp có quy mô vừa và lớn đều sử dụng nợ vay nhiều hơn các doanh nghiệp nhỏ, khi các hệ số của những biến này điều dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% cho thấy quy mô doanh nghiệp tỷ lệ thuận với tỷ số nợ. Điều này phù hợp với lý thuyết đánh đổi trong cấu trúc vốn của DeAngelo và Masulis (1980), tức là các doanh nghiệp có quy mô càng lớn thì càng dễ dàng tiếp cận với các nguồn vốn vay mượn và sử dụng nhiều nợ vay hơn các doanh nghiệp có quy mô nhỏ.

5. Kết luận

Bài nghiên cứu tìm ra mối quan hệ đồng thời giữa cấu trúc vốn và HQHĐ của các doanh nghiệp tại Việt Nam giai đoạn 2009–2016 từ bộ số liệu điều tra doanh nghiệp được Tổng cục Thống kê thực hiện. Khi các doanh nghiệp có HQHĐ càng cao thì có xu hướng sử dụng nhiều nợ để tài trợ cho quá trình đầu tư hơn, kết quả ước lượng này ủng hộ giả thuyết hiệu quả - rủi ro. Ở chiều ngược lại, khi tỷ lệ nợ dưới mức 55,64% trong mô hình EFF và dưới 27,32% trong mô hình ROA thì quyết định sử dụng nhiều nợ để tài trợ cho hoạt động giúp các doanh nghiệp giảm được chi phí đại diện của việc sử dụng vốn chủ sở hữu, từ đó làm tăng HQHĐ, khi tỷ lệ nợ vượt quá 55,64% và 27,32% thì khi tỷ lệ nợ tăng lên sẽ làm giảm HQHĐ vì lúc này sự gia tăng của chi phí đại diện lớn hơn lợi ích thu được từ mức nợ tăng thêm.

Bên cạnh đó, nghiên cứu còn cho thấy HQHĐ của doanh nghiệp còn bị ảnh hưởng bởi các yếu tố: Tỷ lệ tài sản hữu hình, quy mô và loại hình doanh nghiệp. Doanh nghiệp có tỷ lệ tài sản hữu hình /tổng tài sản cao thì hiệu quả doanh nghiệp đạt được cao, doanh nghiệp nhỏ đạt hiệu quả biên cao hơn doanh nghiệp vừa và lớn trong mô hình EFF; ngược lại, ở mô hình ROA, các doanh nghiệp vừa và lớn hoạt động sẽ có ROA lớn hơn các doanh nghiệp nhỏ, các doanh nghiệp nhà nước hoạt động có hiệu quả hơn so với các doanh nghiệp ngoài quốc doanh và doanh nghiệp nước ngoài hoạt động có hiệu quả hơn doanh nghiệp trong nước ở mô hình EFF, trong mô hình ROA thì các doanh nghiệp nước ngoài sẽ có ROA thấp hơn các doanh nghiệp trong nước; thời gian hoạt động tác động theo dạng hình chữ U thuận đến ROA, trong khi đó, trong mô hình EFF, thời gian hoạt động ảnh hưởng đến EFF chỉ nằm ở nhánh đi xuống. Ngoài ra, cấu trúc vốn của doanh nghiệp còn phụ thuộc vào: Tỷ lệ tài sản hữu hình, đặc điểm riêng của tài sản, lợi ích thuế phi nợ vay, quy mô và loại hình của doanh nghiệp.

Thông qua kết quả nghiên cứu, để nâng cao HQHĐ, các doanh nghiệp cần phải điều chỉnh mức độ nợ vay để có cấu trúc vốn phù hợp nhằm tối ưu hóa lợi ích do khoản nợ mang lại cho doanh nghiệp. Các doanh nghiệp nên cân nhắc kỹ quyết định đầu tư vào tài sản cố định trong giai đoạn khủng hoảng kinh tế vì phần lớn các tài sản này có chi phí cao và phải mất nhiều năm mới thu hồi được vốn. Trong giai đoạn nền kinh tế có nhiều khó khăn, các doanh nghiệp có quy mô lớn nên tìm ra giải pháp quản lý chặt chẽ nhằm tránh thất thoát lãng phí nguồn lực, sử dụng nguồn nhân lực một cách hiệu quả để có thể phản ứng nhanh chóng với sự thay đổi phức tạp của môi trường kinh doanh, do vậy nên thận trọng khi mở rộng kinh doanh đa dạng hóa sang lĩnh vực khác■

Tài liệu tham khảo

- Abor, J. (2005). The effect of capital structure on profitability: An empirical analysis of listed firms in Ghana. *Journal of Risk Finance*, 6(5), 438–445.
- Aigner, D., Lovell, C. K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6(1), 21–37.
- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1992). Frontier production functions, technical efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, 3(1–2), 153–169.
- Berger, A. N., & Udell, P. (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(4), 1065–1102.
- Biger, N., Nguyen, N. V., & Hoang, Q. X. (2007). The determinants of capital structure: Evidence from Vietnam. In *Asia-Pacific Financial Markets: Integration, Innovation and Challenges* (pp. 307–326). UK, Bingley: Emerald Group Publishing Limited.
- Bowen, R. M., Daley, L. A., & Huber Jr, C. C. (1982). Evidence on the existence and determinants of inter-industry differences in leverage. *Financial Management*, 11(4), 10–20.
- Charoenrat, T., Harvie, C., & Amornkitvikai, Y. (2013). Thai manufacturing small and medium sized enterprise technical efficiency: Evidence from firm-level industrial census data. *Journal of Asian Economics*, 27, 42–56.
- Chính phủ. (2009). *Nghị định số 56/2009/NĐ-CP ngày 30 tháng 6 năm 2009 Về trợ giúp phát triển doanh nghiệp nhỏ và vừa*. Truy cập từ <https://thuvienphapluat.vn/van-ban/Doanh-nghiep/Nghi-dinh-56-2009-ND-CP-tro-giup-phat-trien-doanh-nghiep-nho-vua-90635.aspx>
- Chu, S. N., & Kalirajan, K. (2011). Impact of trade liberalisation on technical efficiency of Vietnamese manufacturing firms. *Science Technology & Society*, 16(3), 265–284.
- DeAngelo, H., & Masulis, R. W. (1980). Optimal capital structure under corporate and personal taxation. *Journal of Financial Economics*, 8(1), 3–29.
- Demsetz, H., & Villalonga, B. (2001). Ownership structure and corporate performance. *Journal of Corporate Finance*, 7(3), 209–233.
- Farrell, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)*, 120(3), 253–281.
- Huang, S. & Song, F. M. (2006). The determinants of capital structure: Evidence from China. *China Economic Review*, 17(1), 14–35.
- Jaworski, J., & Czerwonka, L. (2018). Impact of capital structure on enterprise's profitability: Evidence from Warsaw stock exchange. In *Proceedings of the 9th Economics & Finance Conference* (No. 7109137) (pp. 90–100). Czech Republic, Prague: International Institute of Social and Economic Sciences.
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305–360.

- Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review*, 76(2), 323–329.
- Jondrow, J., Lovell, C. K., Materov, I. S., & Schmidt, P. (1982). On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of Econometrics*, 19(2–3), 233–238.
- Le, T. P. V., & Phan, T. B. N. (2017). Capital structure and firm performance: Empirical evidence from a developing country. *Research in International Business and Finance*, 42, 710–726.
- Le, V., & Harvie, C. (2010). Firm performance in Vietnam: Evidence from manufacturing small and medium enterprises. *Working Paper Series 04–10* (pp. 1–33). Wollongong: University of Wollongong.
- Margaritis, D., & Psillaki, M. (2007). Capital structure and firm efficiency. *Journal of Business Finance & Accounting*, 34(9–10), 1447–1469.
- Margaritis, D., & Psillaki, M. (2010). Capital structure, equity ownership and firm performance. *Journal of Banking & Finance*, 34(3), 621–632.
- Meeusen, W., & van den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18(2), 435–444.
- Modigliani, F., & Miller, M. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of finance. *American Economic Review*, 48(3), 291–297.
- Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187–221.
- Nenu, A., Vintilă, G., & Gherghina, Ș. C. (2018). The impact of capital structure on risk and firm performance: Empirical evidence for the bucharest stock exchange listed companies. *International Journal of Financial Studies*, 6(41), 1–29.
- Nguyễn Thành Cường. (2008). Các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc tài chính của doanh nghiệp chế biến thủy sản Khánh Hòa. *Tạp chí Khoa học - Công nghệ Thủy sản*, 3, 54–59.
- Nguyễn Xuân Quý, & Phạm Lê Thông. (2018). Mô hình hệ phương trình đồng thời giữa cấu trúc vốn và hiệu quả tài chính của các ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 250(4), 53–61.
- Nguyen, T., & Nguyen, H. C. (2015). Capital structure and firms' performance: Evidence from Vietnam. *International Journal of Economics and Finance*, 7(12), 1–10.
- Park, K., & Jang, S. S. (2013). Capital structure, free cash flow, diversification and firm performance: A holistic analysis. *International Journal of Hospitality Management*, 33, 51–63.
- Pasanen, M. (2007). SME growth strategies: Organic or non-organic?. *Journal of Enterprising Culture*, 15(04), 317–338.
- Pham, H. T., Dao, T. L., & Reilly, B. (2010). Technical efficiency in the Vietnamese manufacturing sector. *Journal of International Development*, 22(4), 503–520.
- Phung, D. N., & Le, T. P. V. (2013). Foreign ownership, capital structure and firm performance: empirical evidence from Vietnamese listed firms. *The IUP Journal of Corporate Governance*, 12(2), 40–58.

- Stulz, R. (1990). Managerial discretion and optimal financing policies. *Journal of Financial Economics*, 26(1), 3–27.
- Titman, S., & Wessels, R. (1988). The determinants of capital structure choice. *Journal of Finance*, 43(1), 1–19.
- Trần Kim Hào, & Nguyễn Thị Nguyệt. (2012). Nâng cao hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp nhà nước nhằm duy trì tăng trưởng kinh tế. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 175, 30–38.
- Trương Đông Lộc, Nguyễn Thị Thu Vỹ, & Võ Văn Dứt. (2015). Mối quan hệ giữa thanh khoản cổ phiếu và cấu trúc vốn của công ty: Nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam. *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, 117, 16–26.
- Vu, Q. N. (2003). Technical efficiency of industrial state-owned enterprises in Vietnam. *Asian Economic Journal*, 17(1), 87–101.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Mass: MIT Press.