

# Chính sách lãi suất với sự phát triển ngành công nghiệp hỗ trợ: trường hợp ngành công nghiệp hỗ trợ ô tô Việt Nam

TRẦN THỊ PHƯƠNG DỊU

*Nghiên cứu này xem xét tác động của chính sách lãi suất đến sự phát triển của ngành công nghiệp hỗ trợ ô tô Việt Nam giai đoạn 2007-2014. Kết quả nghiên cứu cho thấy, tăng lãi suất sẽ ảnh hưởng tiêu cực tới "đầu ra" cũng như việc làm của doanh nghiệp. Kết quả nghiên cứu là cơ sở đề xuất một số hàm ý chính sách thúc đẩy sự phát triển của ngành công nghiệp hỗ trợ ô tô nói riêng và ngành công nghiệp hỗ trợ nói chung.*

**Từ khóa:** lãi suất, tín dụng, công nghiệp hỗ trợ, công nghiệp hỗ trợ ô tô.

## 1. Mở đầu

Ngành công nghiệp hỗ trợ (CNHT) là các ngành công nghiệp sản xuất máy móc, thiết bị, sản xuất vật liệu, linh kiện, phụ kiện, bán thành phẩm đầu vào cho ngành công nghiệp sản xuất, lắp ráp các sản phẩm hoàn chỉnh, đáp ứng nhu cầu của người tiêu dùng cuối cùng. Ngành CNHT trợ có vai trò quan trọng, quyết định sự tăng trưởng của ngành công nghiệp chính nói riêng và của nền công nghiệp sản xuất trên cơ sở tạo ra nhiều hơn giá trị gia tăng. Sự phát triển của ngành CNHT góp phần làm tăng sức cạnh tranh của sản phẩm công nghiệp chính trên cơ sở hoàn thiện chuỗi cung ứng, góp phần tiết kiệm chi phí sản xuất nhờ tính kinh tế theo quy mô và tính kinh tế theo phạm vi của các công đoạn sản xuất linh kiện, hay nhờ sự hoạt động hiệu quả của hệ thống logistics. Bản thân các công ty đa quốc gia, không phân biệt hình thức sở hữu luôn ý thức được yêu cầu nâng cao năng lực cạnh tranh, do đó cần nâng cao giá trị gia tăng cho sản phẩm. Chính vì vậy, các doanh nghiệp lớn luôn tìm kiếm các doanh nghiệp có năng lực để cung cấp các sản phẩm phụ trợ, nhằm tối ưu hóa giữa tỷ lệ sản xuất bởi bản thân các công ty đa quốc gia và tỷ lệ thuê ngoài, với mục tiêu cuối cùng là tối đa hóa lợi nhuận. Chính vì

vậy, phát triển ngành CNHT không chỉ tạo điều kiện cho các doanh nghiệp hiện hữu nâng cao năng lực cạnh tranh, mà còn tạo môi trường kinh doanh thuận lợi để thu hút đầu tư từ các công ty đa quốc gia tiềm năng.

Tuy đã có những cải thiện của môi trường chính sách thời gian qua, song ngành CNHT Việt Nam vẫn còn kém phát triển. Các cơ sở lắp ráp của các công ty đa quốc gia ở Việt Nam như: Honda, Toyota... vẫn tiếp tục nhập khẩu một tỷ lệ lớn các bán thành phẩm, nguyên vật liệu vụ hoạt động sản xuất (lắp ráp) ở Việt Nam. Tỷ lệ nội địa hóa, trong bối cảnh các chính sách bảo hộ thương mại không còn được sử dụng, đối với các ngành công nghiệp lắp ráp rất thấp.

Trong bối cảnh đó, nhiều nền kinh tế đã sử dụng các công cụ của chính sách tiền tệ, kết hợp với công cụ khác của chính sách ngành để thúc đẩy sự phát triển của CNHT. Các chính sách này đều hướng tới việc kích hoạt tính kinh tế theo quy mô và/hoặc tính kinh tế theo phạm vi để giúp các doanh nghiệp tham gia các ngành CNHT cắt giảm chi phí sản xuất, hạ giá thành sản phẩm để cạnh tranh với các sản phẩm nhập khẩu.

Trần Thị Phương Dịu, ThS., Học viện Tài chính.



Tại Việt Nam, sự ra đời của Quy hoạch phát triển CNHT đến năm 2010, tầm nhìn 2020 (2007) và các văn bản đi kèm đã thiết lập môi trường pháp lý cho sự phát triển của CNHT. Sự phát triển của CNHT tiếp tục được hỗ trợ về mặt pháp lý với sự ra đời của Nghị định 111/2015/NĐ-CP về phát triển CNHT (hiệu lực từ ngày 1-1-2016). Trên cơ sở khung pháp lý đó, một số chính sách cụ thể như chính sách tín dụng đối với các dự án sản xuất sản phẩm CNHT thuộc Danh mục ưu tiên phát triển, với lãi suất ưu đãi từ nguồn tín dụng đầu tư của Nhà nước; chính sách cho vay ngắn hạn bằng đồng Việt Nam tại các tổ chức tín dụng, chi nhánh ngân hàng nước ngoài với mức lãi suất cho vay theo trần lãi suất cho vay theo quy định của Ngân hàng Nhà nước tại từng thời kỳ... đã được triển khai.

Một số nghiên cứu đã xem xét vai trò của lãi suất đến sự phát triển của công nghiệp hỗ trợ tại Việt Nam, như nghiên cứu của Lê Thị Thanh Huyền (2011), Trịnh Thị Phan Lan (2011)...hay của Trương Minh Tuệ (2016). Phần lớn các nghiên cứu đã áp dụng phương pháp định tính, xem xét mối quan hệ giữa các chính sách với sự phát triển của CNHT. Chưa nghiên cứu nào thử nghiệm cấu trúc tác động cụ thể, trên cơ sở phân tích định

lượng, để đánh giá cường độ ảnh hưởng của chính sách đến sự phát triển của ngành công nghiệp hỗ trợ. Vì vậy, nghiên cứu này áp dụng phương pháp kinh tế lượng với dữ liệu dạng mảng để đánh giá về vai trò chính sách (đại diện bởi lãi suất) đến sự phát triển của các doanh nghiệp thuộc CNHT (trên cơ sở đại diện bởi hiệu quả tài chính, đầu ra và việc làm) cho ngành công nghiệp ô tô Việt Nam.

## 2. Mô hình phân tích

### 2.1. Mô hình ảnh hưởng của lãi suất đến hiệu quả của doanh nghiệp

Theo nghiên cứu của Mayende (2013), tác động của lãi suất đến hiệu quả doanh nghiệp được chỉ định dưới dạng mô hình Cobb-Douglas mở rộng như sau:

$$Q_{it} = A^{\lambda} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} T_{it}^{\gamma} Z_{it}^{\delta} \quad (1)$$

Trong đó:  $Q_{it}$  là đầu ra của doanh nghiệp;  $K_{it}$  là vốn của doanh nghiệp;  $L_{it}$  là số lao động của doanh nghiệp;  $T_{it}$  là lãi suất của doanh nghiệp;  $Z_{it}$  là vector đại diện cho các đặc tính của doanh nghiệp có tác động đến kết quả đầu ra.

Phương trình (2) - có được trên cơ sở lấy logarit tự nhiên phương trình (1) - là mô hình phản ánh tác động của biến lãi suất và các biến khác đối với đầu ra của doanh nghiệp:

$$\ln Q_{it} = \alpha_0 + \delta_m \ln K_{it} + \delta_n \ln L_{it} + \beta_k T_{k,it} + \Omega_k Z_{k,it} + \text{year dummies} + \vartheta_{it} \quad (2)$$

Trong đó:  $\vartheta_{it} = \mu_i + \omega_t + \varepsilon_{it}$

Trong phương trình (2),  $Q_{it}$  là đầu ra của doanh nghiệp  $i$  tại thời gian  $t$ . Biến  $T$  là lãi suất.

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu mảng ảnh hưởng ngẫu nhiên hoặc ảnh hưởng cố định. Lợi thế của ước lượng ảnh hưởng cố định là nó có thể loại bỏ đi những yếu tố không quan sát được không biến động theo thời gian (Wooldridge, 2010). Tuy thế, theo Wintoki và cộng sự (2012), vai trò của lãi suất đến hiệu quả tài chính doanh nghiệp cần được giải thích bằng mô hình động. ứng dụng mô hình mảng động để giải quyết bản chất động của tiến trình kinh tế đã trở thành quan trọng

trong những năm gần đây (Flannery & Hankins, 2013). Wintoki, Linck, và Netter (2012), cho rằng bản chất mối quan hệ giữa quản trị doanh nghiệp và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp là mối quan hệ động. Nói cách khác, hiệu quả doanh nghiệp thời điểm hiện tại chịu ảnh hưởng bởi hiệu quả doanh nghiệp trong quá khứ. Bản chất động này được xem như một nguồn tiềm năng cho vấn đề nội sinh và điều này dẫn tới các mô hình truyền thống sẽ không thể vượt qua được (Flannery & Hankins, 2013; Wintoki, et al., 2012). Để kiểm soát vấn đề nội sinh động, các mô hình thực nghiệm coi biến *hiệu quả doanh nghiệp* như một biến phục thuộc phải



được xem xét trong một khuôn khổ động mà ở đó các biến phụ thuộc trễ được sử dụng như biến giải thích (Wintoki, et al., 2012).

Việc bổ sung các biến phụ thuộc với độ trễ vào vế phải của mô hình cho phép kiểm soát các yếu tố lịch sử, không quan sát được, có ảnh hưởng tiềm năng đến hiệu quả doanh nghiệp tại thời điểm hiện tại và có tiềm năng loại bỏ tính chệch của vấn đề biến bỏ sót (Wooldridge, 2009). Thêm nữa, ngay cả khi

$$ROA_{it} = \alpha_0 + \sum_{s=1}^k \alpha_s ROA_{it-s} + \delta_m T_{it} + \beta_k Z_{k,it} + \text{year dummies} + \vartheta_{it} \quad (3)$$

Trong đó:  $\vartheta_{it} = \mu_i + \omega_t + \varepsilon_{it}$

Trong phương trình (3),  $ROA_{it}$  là hiệu quả tài chính của doanh nghiệp  $i$  năm  $t$ . Tham số  $\alpha_s$  là hệ số ước lượng của các biến phụ thuộc trễ. Sự thay đổi của lãi suất đại diện cho sự thay đổi của chính sách tiền tệ. Đây là những biến quan tâm chính trong mô hình.

Trong nghiên cứu này, vector  $Z$  là tập hợp các biến về đặc tính của doanh nghiệp được sử dụng trong mô hình trên cơ sở kế thừa phát hiện của các nghiên cứu trước đó. Tác giả cũng kiểm soát sự khác biệt tiềm năng bắt nguồn từ sự khác biệt thông qua các ngành bằng việc sử dụng các biến giả. Ngoài ra,  $\mu_i$  đại diện cho những đặc tính của doanh nghiệp  $i$  không quan sát được;  $\omega_t$  đại diện cho những ảnh hưởng của các nhân tố không biến động theo thời gian. Những ảnh hưởng này được kiểm soát bởi các biến giả thời gian;  $\varepsilon_{it}$  là sai số ngẫu nhiên phân phối chuẩn.

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it-1} + \delta_m T_{it} + \beta_k Z_{k,it} + \text{year dummies} + \text{industry dummies} + \vartheta_{it} \quad (4)$$

Liên quan đến vấn đề ước lượng, trong sự hiện diện của AR(1) trong phương trình (2), những ước lượng OLS gộp và ảnh hưởng cố định sẽ cung cấp những ước lượng không vững (Flannery & Hankins, 2013; Nickell, 1981; Wintoki, et al., 2012). Một vài nghiên cứu sử dụng cách tiếp cận biến công cụ (IV) truyền thống. Tuy nhiên, việc phát hiện về một bộ biến công cụ bên ngoài dường như là

hệ số ước lượng của biến phụ thuộc có độ trễ không phải là mối quan tâm trực tiếp, việc cho phép tiến trình động trong tiến trình tiềm ẩn có thể là một nhân tố quan trọng để xem xét lại ước lượng ổn định của các nhân tố khác (Bond, 2002, tr.142). Vì vậy, để cho phép tạo ra các kết quả có thể so sánh, tác giả dựa trên một số mô hình thực nghiệm (e.g., Wintoki, et al., 2012) và được chỉ định như sau:

Trên cơ sở các nghiên cứu như Nguyen, Locke và Reddy (2014); Wintoki và cộng sự (2012), thông tin từ quá khứ có thể được kiểm soát bởi hai biến trễ của biến phụ thuộc. Để khám phá điều này, tác giả tiến hành ước lượng một chỉ định mà ở đó hiệu quả tài chính hiện tại là một biến phụ thuộc được hồi quy với hai biến trễ và các biến giải thích khác như trong mô hình (1). Sử dụng việc tạo dựng này, một tác động không ý nghĩa của  $Y_{it-2}$  vào hiệu quả tài chính hiện tại của doanh nghiệp được phát hiện. Vì vậy, điều này hàm ý rằng biến phụ thuộc trễ một giai đoạn trong giai đoạn mô hình cấu trúc tự hồi quy bậc 1 [AR(1)] là đủ để kiểm soát vấn đề nội sinh động. Phát hiện này là đồng thuận với kết quả của Zhou, Faff, và Alpert (2014), những người cho rằng một cấu trúc AR(1) tỏ ra là không tránh khỏi khi gần như tất cả các bộ dữ liệu mảng được sử dụng trong các nghiên cứu về hiệu quả tài chính là ngắn. Chỉ định mô hình cấu trúc AR(1) được trình bày chi tiết như sau.

không thể khi tất cả các biến độc lập được xem không ngoại sinh. Để giải quyết vấn đề không vững và những thách thức này trong quá trình ước lượng, tác giả sử dụng phương pháp ước lượng hệ thống hai bước (two-step GMM) đề xuất bởi Blundell and Bond (1998). Những ước lượng này là vượt trội so với ước lượng OLS or FE phương pháp để kiểm soát sự khác biệt không quan sát được, nội sinh



động, tính đồng thời và các yếu tố không quan sát được mà không biến động theo thời gian (Blundell & Bond, 1998; Wintoki, et al., 2012).

**2.2. Mô hình ảnh hưởng của lãi suất đến việc làm**

Theo các tác giả như Greenaway, Hine, and Wright (1999) và Milner and Wright (1998), chỉ định mô hình về tác động của các nhân tố đến việc làm bắt đầu bằng việc sử dụng hàm sản xuất Cobb-Douglas dạng giản đơn đối với doanh nghiệp *i* tại thời gian *t*:

$$Q_{it} = A^\lambda K_{it}^\alpha L_{it}^\beta \quad (5)$$

Trong đó  $Q_{it}$  = đầu ra thực, và hai yếu tố đầu vào,  $K_{it}$  = vốn and  $L_{it}$  = lao động.

$$\frac{\partial Q_{it}}{\partial K_{it}} = \alpha A^\lambda K_{it}^{\alpha-1} L_{it}^\beta \quad (6)$$

$$\frac{\partial Q_{it}}{\partial L_{it}} = \beta A^\lambda K_{it}^\alpha L_{it}^{\beta-1} \quad (7)$$

Một doanh nghiệp sẽ theo đuổi chiến lược tối đa hóa lợi nhuận sẽ chọn mức độ lao động và vốn sao cho doanh thu biên của lao động ( $MRP_L$ ), cân bằng với tiền lương (*w*) và doanh thu vốn ( $MRP_K$ ) là cân bằng với chi phí vốn (*c*)

Nhân (7) với đơn vị giá (P):  $MRP_L = p\beta A^\lambda K_{it}^\alpha L_{it}^{\beta-1} = w$  (8)

Và nhân (6) với đơn vị giá (P):  $MRP_K = p\alpha A^\lambda K_{it}^{\alpha-1} L_{it}^\beta = c$  (9)

$$\ln L_{it} = \phi_0 + \phi_1 \ln(w/c) + \phi_2 \ln(Q_{it}) + \phi_3 \ln K_{it} + \phi_{3it} O_{it} + \phi_5 X_{it} \quad (17)$$

**3. Kết quả và thảo luận**

**3.1. Định nghĩa và đo lường các biến trong mô hình**

**BẢNG 1: Định nghĩa và đo lường các biến trong mô hình**

Biến số	Định nghĩa	Đo lường	Ảnh hưởng kỳ vọng
ROA	Hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, được đo lường bằng lợi nhuận thuần trên tổng tài sản	Giá trị liên tục	
Ln(l)	Tổng số lao động của doanh nghiệp	Giá trị liên tục	+
Ln(k)	Tổng vốn của doanh nghiệp	Giá trị liên tục	+
Ln(output)	Tổng doanh thu bán hàng của doanh nghiệp	Giá trị liên tục	+
Ln(w)	Tiền lương của người lao động	Giá trị liên tục	+/-
Ls	Lãi suất theo năm	Giá trị liên tục	-
State	Doanh nghiệp có loại hình sở hữu nhà nước	Biến giả	+/-
Private	Doanh nghiệp có loại hình sở hữu tư nhân	Biến giả	+/-
Foreign	Doanh nghiệp có loại hình sở hữu nước ngoài	Biến giả	+/-

Từ phương trình (8):  $K_{it}^\alpha = \frac{w}{p\beta A^\lambda L_{it}^{\beta-1}}$  (10)

Từ phương trình (9):  $K_{it}^{\alpha-1} = \frac{c}{p\alpha A^\lambda L_{it}^\beta}$  (11)

Từ phương trình (11):  $K_{it}^\alpha = \frac{cK_{it}}{p\alpha A^\lambda L_{it}^\beta}$  (12)

Tuy thế (10) = (12), tìm ra K:  $K_{it} = \frac{w\alpha}{c\beta} L_{it}$  (13)

Thay thế  $K_{it}$  từ phương trình (13) vào phương trình (10):

$$Q_{it} = A^\lambda \left( \frac{w\alpha}{c\beta} L_{it} \right)^\alpha L_{it}^\beta \quad (14)$$

Từ phương trình (14):  $Q_{it} = A^\lambda w^\alpha L_{it}^\alpha L_{it}^\beta c^{-\alpha} \beta^{-\alpha}$  (15)

Lấy logarit tự nhiên hai vế và biến đổi, chúng ta có:

$$\ln L_{it} = \phi_0 + \phi_1 \ln\left(\frac{w}{c}\right) + \phi_2 \ln(Q_{it}) \quad (16)$$

Trong đó:

$$\phi_0 = -(\lambda \ln A + \alpha \ln \alpha - \alpha \ln \beta) / (\alpha + \beta)$$

$$\phi_1 = -\alpha / (\alpha + \beta) \quad \phi_2 = 1 / (\alpha + \beta)$$

Theo một số nghiên cứu gần đây (Disney, Boeri, và Jappelli, 2004), lao động cũng phụ thuộc vào sự thay đổi của lãi suất, và các loại hình sở hữu của doanh nghiệp. Vì vậy, phương trình (16) được viết như sau:



### 3.2. Nguồn số liệu

Mục tiêu nghiên cứu của phần này là xem xét tác động của lãi suất đến hiệu quả của các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ ô tô ở Việt Nam. Nghiên cứu dựa trên bộ tổng điều tra doanh nghiệp hàng năm từ năm 2007-2014. Tổng cục Thống kê tiến hành điều tra đối tất cả các doanh nghiệp hàng năm trên toàn bộ quốc gia sử dụng mạng lưới văn phòng thống kê là các cục thống kê các tỉnh và các quận, huyện. Tất cả các doanh nghiệp đăng ký sẽ được tiến hành khảo sát. Cuộc điều tra bao gồm tất cả các loại hình doanh nghiệp, doanh nghiệp nhà nước, doanh nghiệp hợp doanh, công ty tư nhân và nước ngoài. Số liệu doanh nghiệp điều tra hàng

năm là rất lớn. Ví dụ, số quan sát được tiến hành điều tra trong những năm gần đây đối các năm tương ứng 305,345 doanh nghiệp đối năm 2011, và 339,287 đối năm 2012. Thú vị rằng những cuộc điều tra có thể tạo dựng được bộ dữ liệu mảng qua thời gian và bao gồm các doanh nghiệp trong các ngành công nghiệp hỗ trợ. Tác giả tiến hành nghiên cứu bộ dữ liệu điều tra từ năm 2007-2014 đối với các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ ô tô. Việc có đầy đủ thông tin cho phép tác giả đánh giá tác động sự thay đổi của lãi suất đến các khía cạnh khác nhau của doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ ô tô. Cụ thể, thống kê mô tả của các biến chính trong mô hình như bảng 2.

**BẢNG 2: Mô tả thống kê của các biến trong mô hình**

Biến số	Giá trị trung bình	Giá trị tối thiểu	Giá trị tối đa	Độ lệch chuẩn
ROA	-0,094	-4,85	2,09	0,43
Lnoutput	8,39	1,067	15,12	2,35
lnL	4,42	0,693	9,89	1,66
lnK	8,86	2,82	15,58	2,25
Lnwage	6,22	0,20	12,07	1,93
Foreign	0,27	0	1	0,44
Private	0,66	0	1	0,47
State	0,054	0	1	0,22
LSCV	12,37	8,9	16,95	2,66

Bảng 3 trình bày kết quả ước lượng từ phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS). Như là cơ sở để so sánh, trước tiên kết quả hồi quy ước lượng ban đầu được tiến hành bằng sử dụng phương pháp bình phương nhỏ nhất đối với dữ liệu gộp được báo cáo. Cột 1 của bảng 3 chỉ ra một mối quan hệ dương giữa lãi suất và các yếu tố đầu ra của hiệu quả doanh nghiệp. Cụ thể, nghiên cứu chỉ ra rằng gia tăng lãi suất sẽ dẫn tới số lao động của doanh nghiệp tăng. Kết quả có ý nghĩa tại mức 1%. Phát hiện là trái ngược với những phát hiện của những nghiên cứu gần đây bởi Svenssen (2007) của những doanh nghiệp Châu Phi. Những kết quả trái ngược ban đầu hàm ý rằng điều tra ban đầu bằng

OLS có thể bị chệch như hậu quả của việc không kiểm soát được các nhân tố không quan sát được.

Trong nỗ lực kiểm soát những yếu tố không quan sát được, nghiên cứu này sử dụng hồi quy mảng ảnh hưởng cố định, kết quả chỉ ra rằng một sự gia tăng của lãi suất sẽ dẫn tới việc làm giảm 0,029% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi. Kết quả này như kỳ vọng và hàm ý rằng lãi suất được coi là một chi phí của doanh nghiệp. Kết quả ước lượng này cũng chỉ ra việc sử dụng phương pháp bình phương nhỏ nhất làm cho kết quả chệch so với kết quả thực. Điều này có thể phản ánh một sự thật rằng việc gia tăng lãi suất làm gia tăng chi phí của doanh nghiệp, có thể làm



doanh nghiệp thu hẹp quy mô sản xuất. Kết quả là doanh nghiệp có nhu cầu tuyển dụng ít hơn. Kết quả này cũng đồng thuận với những phát hiện được chỉ ra bởi các nghiên cứu trước

đây của Duranton et al. (2011).

**3.3. Kết quả ước lượng**

**BẢNG 3: Tác động của lãi suất đến hiệu quả doanh nghiệp**

VARIABLES	lnl	lnl	lnoutput	lnoutput	lnoutput	ROA	ROA
	Pooled OLS	FE	Pooled OLS	FE	GMM	Pooled OLS	GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Lnk	0,1308*** (0,017)	0,2238*** (0,032)	0,5410*** (0,040)	0,2634*** (0,087)	0,0799 (0,157)	-0,0570*** (0,021)	-0,1645*** (0,063)
Lnw	0,7121*** (0,019)	0,5620*** (0,035)					
LSCV	0,7682*** (0,026)	-0,0290*** (0,007)	0,1192*** (0,023)	0,0240 (0,044)	-0,5619* (0,309)	0,0066 (0,015)	-0,3025** (0,136)
Private	0,0146 (0,052)	-0,1867* (0,105)	0,2596** (0,118)	0,3526* (0,180)	-0,4236 (0,535)	0,1472** (0,069)	0,1339 (0,156)
Foreign	-0,2462*** (0,056)	-0,4832*** (0,115)	-0,0670 (0,140)	0,0682 (0,217)	-0,3077 (0,536)	0,0123 (0,087)	-0,0247 (0,194)
L.lnoutput			0,0936*** (0,019)	-0,0787*** (0,018)	0,0054 (0,019)		
L.lnl			0,6869*** (0,054)	0,5957*** (0,136)	1,3709*** (0,198)	0,0747*** (0,021)	0,2218*** (0,081)
L.ROA						0,3882*** (0,078)	0,2047*** (0,071)
Constant	-9,2314*** (0,324)	-0,7685*** (0,285)	-2,0281*** (0,456)	1,6255* (0,983)	8,7903** (4,120)	-0,0708 (0,313)	3,1793* (1,652)
Observations	2.219	2.218	1.254	1.253	1.254	1.254	1.254
R-squared	0,922	0,829	0,869	0,779		0,242	
Chi-squared của kiểm định Hansen (P-value)					46,16 (0,767)		112,70 (0,385)

**Ghi chú:** Sai số chuẩn vũng là trong ngoặc; \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1, biến công cụ ngoại sinh đối với mô hình đầu ra của doanh nghiệp và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Mô hình kiểm soát biến giả thể hiện sự khác biệt giữa các tỉnh và năm.

Để cung cấp một bức tranh đầy đủ hơn về ảnh hưởng của lãi suất, nghiên cứu này xem xét một khoảng chỉ số rộng hơn bằng việc không chỉ xem xét tác động của lãi suất vào việc làm mà còn vào sản lượng hàng bán ra cũng như hiệu quả tài chính doanh nghiệp. Trong phương trình bao gồm việc đưa biến trễ của biến phụ thuộc vào như một biến giải thích, việc sử dụng phương pháp OLS và mô

hình mảng ảnh hưởng cố định đều có thể bị chệch. Vì vậy, nghiên cứu tiến hành ước lượng hệ thống động hai giai đoạn (two-step dynamic GMM systems) như cách tiếp cận bởi Wintoki et.al (2012). Nó được lưu ý rằng các ước lượng OLS và ảnh hưởng mảng cố định có thể đạt được ước lượng hiệu quả hơn ước lượng hệ thống mảng động nếu chúng ta không có các biến công cụ thực sự mạnh. Vì



vậy, các kiểm định Durbin-Wu-Hausman được kiểm định. Theo nghiên cứu của Schultz và cộng sự (2010), kiểm định được tiến hành trên phương trình dạng mức vào mối quan hệ giữa lãi suất và hiệu quả đầu ra và hiệu quả tài chính được tiến hành. Sự khác biệt trễ một năm của các biến giải thích như  $\Delta \ln Y_{it-1}$ ,  $\Delta \ln size_{it-1}$ ,  $\Delta \text{bribe}_{it-1}$ , and  $\Delta \text{leverage}_{it-1}$ , được xem như là các biến công cụ với các biến ngoại sinh bên ngoài là biến giả năm và tuổi của doanh nghiệp. Kết quả chỉ ra rằng việc sử dụng phương pháp GMM là cần thiết và giá trị của hệ thống ước lượng bởi phương pháp ước lượng hệ thống hai giai đoạn bằng việc kiểm tra các thống kê Hansen và chỉ về giá trị của biến công cụ đối với vấn đề chỉ định vượt quá (over-identification). Các kết quả được trình bày trong dòng cuối cùng của bảng 3. Giá trị P-values của thống kê Hansen-J là 0,385 và 0,767, hàm ý rằng các biến công cụ trong hệ thống GMM của nghiên cứu này là giá trị.

Như kết quả trong cột 3, 4 và 5 của bảng 3, vai trò của lãi suất đến đầu ra của doanh nghiệp là có ý nghĩa thống kê ở mức 5% hoặc 10% tùy thuộc vào mô hình ước lượng. Sau khi kiểm soát các yếu tố không quan sát được cũng như vấn đề nội sinh động trong mô hình, 1% gia tăng của lãi suất dẫn tới giảm 0,5% đầu ra doanh nghiệp, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi. Kết quả trong cột cuối cùng của bảng 3 cũng chỉ ra rằng có một mối quan hệ âm giữa hiệu quả tài chính của doanh nghiệp và lãi suất. Phát hiện này cung cấp những bằng chứng hỗ trợ những phát hiện trước đây, khi sự gia tăng của lãi suất dẫn tới thu hẹp quy mô sản xuất hoặc lượng bán và từ đó dẫn tới làm giảm hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Phát hiện này cũng hỗ trợ những nhận thức của lý thuyết sản xuất và phản ánh sự thật rằng việc gia tăng lãi suất cao hơn có thể làm cho doanh nghiệp gia tăng chi phí và từ đó có thể dẫn tới giảm hiệu quả tài chính.

Liên quan đến các đặc điểm của doanh nghiệp, như kỳ vọng, việc gia tăng đầu ra và

vốn là các yếu tố quan trọng đối với doanh nghiệp mở rộng sản xuất. Kết quả cho thấy khi đầu ra của doanh nghiệp gia tăng 1% sẽ giúp doanh nghiệp gia tăng tuyển dụng lao động là 0,0246%, trong điều kiện các nhân tố khác không đổi. Kết quả là đồng thuận với phần lớn kết quả của các nghiên cứu trước đây (ví dụ, Mayende, 2013). Tương tự, kết quả cũng chỉ ra rằng, việc gia tăng nguồn vốn giúp doanh nghiệp mở rộng sản xuất và cần nhiều lao động hơn; các doanh nghiệp nước ngoài có nhu cầu tuyển dụng thấp hơn so với các doanh nghiệp nhà nước.

Liên quan vai trò của giá trị trễ của các yếu tố hiệu quả đầu ra, tài chính đến đầu ra và hiệu quả tài chính hiện tại, kết quả ước lượng chỉ ra một tác động dương và tích cực của các yếu tố đầu ra trước đây đến hiệu quả hiện tại của doanh nghiệp không liên quan đến loại mô hình nào được ước lượng. Phát hiện này đồng thuận với các nghiên cứu trước đây (ví dụ: Wintoki et.al (2012). Những kết quả này hàm ý hiệu quả tài chính quá khứ là một nhân tố quan trọng trong việc xem xét bản chất động về các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Kết quả cũng chỉ ra rằng việc bỏ đi nhân tố này trong mô hình có thể làm cho các nghiên cứu thất bại trong việc xem xét tác động thực của lãi suất đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp.

### 3. Kết luận

Đóng góp vào những nghiên cứu về vai trò của chính sách tài chính đến hiệu quả của ngành công nghiệp hỗ trợ tại Việt Nam, nghiên cứu này xem xét vai trò của lãi suất đến hiệu quả đầu ra của doanh nghiệp. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng việc gia tăng lãi suất phần lớn làm giảm các yếu tố đầu ra của doanh nghiệp như vấn đề tạo việc làm, sản lượng đầu ra và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi.

Liên quan đến các nhân tố truyền thống về đặc điểm doanh nghiệp, kết quả thực nghiệm nói chung đồng thuận với các nghiên



cứ thực nghiệm quốc tế khác. Ví dụ, những doanh nghiệp có hiệu quả tài chính tốt trước đây có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính hiện tại. Kết quả hàm ý rằng: mối quan hệ giữa lãi suất các chỉ số như hiệu quả tài chính và hiệu quả đầu ra của doanh nghiệp nên được tiến hành trong một khuôn khổ động; những doanh nghiệp có số lao động lớn hơn và nguồn vốn tốt hơn có hiệu quả đầu ra cao hơn so với những doanh nghiệp có nguồn lực đầu vào hạn chế hơn; những doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ của nhà nước có quy mô lớn hơn những doanh nghiệp tư nhân.

Kết quả nghiên cứu trên đây đưa ra hàm ý như sau: việc gia tăng lãi suất đi cùng với một hiệu quả đầu ra của doanh nghiệp thấp hơn, vì vậy, các hoạt động hỗ trợ của Chính phủ cho doanh nghiệp như hỗ trợ lãi suất có thể là một nhân tố quan trọng giúp những doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ ô tô nói riêng và ngành công nghiệp hỗ trợ nói chung có thể tăng trưởng, phát triển, mở rộng sản xuất, tạo thêm công ăn việc làm và đạt được hiệu quả tài chính tốt hơn. Trong bối cảnh phần lớn các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ ô tô có quy mô nhỏ và rất nhỏ với tiềm lực vốn hạn chế, các biện pháp hỗ trợ tài chính thông qua chính sách ưu đãi lãi suất đóng vai trò quan trọng vì sự phát triển của ngành công nghiệp hỗ trợ Việt Nam./.

#### TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Belotti F., Di Porto E. & Santoni G. (2016), *The effect of local taxes on firm performance: evidence from geo-referenced data*, Retrieved from <http://www.diva-portal.org/smash/record.jsf?pid=diva2%3A904258&dswid=-4905>.
2. Blundell R. & Bond S. (1998), Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
3. Bond S. R. (2002), Dynamic panel data models: A guide to micro data methods and practice, *Portuguese Economic Journal*, 1(2), 141.
4. Disney, Boeri & Jappelli (2014), Are contributions to public pension programmes a tax on employment? *Economic Policy*, 269-311.
5. Flannery M. J., & Hankins K. W. (2013), Estimating dynamic panel models in corporate finance, *Journal of Corporate Finance*, 19, 1-19.
6. Greenaway D., Hine R. C. & Wright P. (1999), An empirical assessment of the impact of trade on employment in the United Kingdom, *European Journal of Political Economy*, 15(3), 485-500.
7. Mayende S. (2013), Effects of Tax Incentives on Firm Performance: Evidence from Uganda, *The J. Pol. & L.*, 6, 95.
8. Milner C. & Wright P. (1998), Modelling labour market adjustment to trade liberalisation in an industrialising economy, *The Economic Journal*, 108(447), 509-528.
9. Nguyen T., Locke S. & Reddy K. (2014), A dynamic estimation of governance structures and financial performance for Singaporean companies, *Economic Modelling*, 40(C), 1-11.
10. Nickell S. (1981), Biases in dynamic models with fixed effects, *Econometrica*, 49(6), 1417-1426.
11. Schultz E. L., Tan D. T. & Walsh K. D. (2010), Endogeneity and the corporate governance-performance relation, *Australian Journal of Management*, 35(2), 145-163.
12. Wintoki M. B., Linck J. S. & Netter J. M. (2012), Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance, *Journal of Financial Economics*, 105(3), 581-606.
13. Wooldridge J. M. (2009), *Introductory econometrics: A modern approach* (4 ed.), Mason, USA: South-Western Cengage Learning.
14. Zhou Q., Faff R. & Alpert K. (2014), Bias correction in the estimation of dynamic panel models in corporate finance, *Journal of Corporate Finance*, 25, 494-513.
15. Lê Thị Thanh Huyền (2011), *Kinh nghiệm quốc tế về chính sách tài chính cho phát triển công nghiệp hỗ trợ*, Tài liệu hội thảo khoa học, Viện Chiến lược chính sách tài chính.
16. Trịnh Thị Phan Lan (2011), *Công nghiệp phụ trợ cần một chính sách tài chính cụ thể hơn*, Tài liệu hội thảo khoa học, Viện Chiến lược chính sách tài chính.
17. Trương Minh Tuệ (2016), *Chính sách tài chính thúc đẩy công nghiệp hỗ trợ Việt Nam*, Luận án tiến sĩ kinh tế, Học viện Tài chính.