

Mục lục

Hiệu lực của chính sách an toàn vĩ mô tới sự ổn định của thị trường ngoại hối tại Việt Nam	<i>Phạm Thị Hoàng Anh</i>	2
Vai trò của tỷ giá CNY: Kênh dẫn tác động tràn chính sách tiền tệ Trung Quốc đến Châu Á và Việt Nam	<i>Phạm Thị Tuyết Trinh, Bùi Thị Thiện Mỹ, Lê Phan Ái Nhân</i>	11
Quản trị lợi nhuận và quyết định khu vực sáp nhập ở Việt Nam	<i>Đặng Hữu Mẫn, Hoàng Dương Việt Anh, Lê Thùy Dung</i>	23
Đặc điểm hội đồng quản trị và thông tin bất cân xứng: ảnh hưởng điều tiết của loại hình doanh nghiệp	<i>Phan Bùi Gia Thủy, Nguyễn Trần Phúc, Ngô Vi Trọng</i>	33
Ảnh hưởng của phương pháp chọn mẫu đối với kết quả dự báo khó khăn tài chính cho các công ty niêm yết	<i>Vũ Thị Loan, Đinh Hồng Linh, Nguyễn Thu Nga</i>	43
Vận dụng kế toán quản trị trong doanh nghiệp: các nhân tố tác động và ảnh hưởng của nó đến hiệu quả kinh doanh	<i>Nguyễn Thu Hiền</i>	51
Các yếu tố ảnh hưởng đến sự tham gia của người dân trong xây dựng nông thôn mới tại huyện Việt Yên, tỉnh Bắc Giang	<i>Mai Thị Huyền, Nông Hữu Tùng, Nguyễn Thị Ngọc Mai</i>	61
Ảnh hưởng của mối quan hệ quen biết tới cơ hội thăng tiến của nhân viên trong khu vực công tại thành phố Cần Thơ	<i>Nguyễn Thị Phương Dung</i>	71
Kết nối cung - cầu tín dụng chính thức nhằm thúc đẩy quá trình tái cơ cấu ngành nông nghiệp trên địa bàn tỉnh Yên Bái	<i>Đỗ Xuân Luận, Đỗ Minh Khang</i>	82

HIỆU LỰC CỦA CHÍNH SÁCH AN TOÀN VĨ MÔ TỚI SỰ ỔN ĐỊNH CỦA THỊ TRƯỜNG NGOẠI HỐI TẠI VIỆT NAM

Phạm Thị Hoàng Anh
Học viện Ngân hàng
Email: anhpth@hvn.edu.vn

Ngày nhận: 16/4/2019
Ngày nhận bản sửa: 14/6/2019
Ngày duyệt đăng: 05/10/2019

Tóm tắt:

Nghiên cứu tập trung đánh giá hiệu lực của chính sách an toàn vĩ mô qua kênh các công cụ liên quan đến ngoại hối cho chuỗi dữ liệu theo tháng giai đoạn 2007-6/2018 tại Việt Nam. Mô hình hồi quy đơn cho thấy một số công cụ như quy định tỷ lệ trạng thái ngoại tệ mở trên vốn tự có, dự trữ bắt buộc đối với tiền gửi ngoại tệ đã phát huy được hiệu lực truyền dẫn tới sự ổn định của thị trường ngoại hối Việt Nam. Trong khi đó, các công cụ hạn chế đối tượng cho vay ngoại tệ, kết hối ngoại tệ lại chưa phát huy được tính hiệu lực. Mặc dù vậy, nghiên cứu cũng tìm ra bằng chứng cho thấy kích hoạt đồng thời các công cụ sẽ làm tăng khả năng hỗ trợ trong nâng cao hiệu lực truyền dẫn chính sách an toàn vĩ mô tại Việt Nam.

Từ khóa: Hiệu lực, ngoại hối, chính sách an toàn vĩ mô, Việt Nam.

Mã JEL: E52, F31, E47.

The effectiveness of macroprudential policy in foreign exchange market stability: The case of Vietnam

Abstract:

The paper aims at assessing effectiveness of macroprudential policy (MaPP) through channels related to foreign exchange in Vietnam, based on the monthly data period 2007 - June 2018. The Ordinary least squares model suggested that MaPP instruments such as ratio of net open position in foreign exchange over equity and reserve requirements for foreign currency deposits were effective in stabilizing the foreign exchange market in Vietnam. On another hand, surrender requirements and restrictions to entities that could borrow foreign currency were found not to be effective during 2007-June 2018. However, the study provided empirical evidence that a comprehensive package of measures activated simultaneously could enhance the effectiveness of macroprudential policy in Vietnam.

Keywords: Effectiveness, foreign exchange, macroprudential policy, Vietnam.

JEL code: E52, F31, E47.

1. Giới thiệu

Cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008-2009 cho thấy thị trường tài chính tiền tệ thế giới đang thiếu một khung chính sách cần thiết để giúp dự báo và ứng phó với những mất cân đối về tài chính bất ngờ xảy ra và gây ra những hậu quả kinh tế vĩ mô nghiêm trọng. Để duy trì sự ổn định của hệ thống, các tổ chức tài chính tiền tệ quốc tế và ngân hàng trung ương các nước phải xây dựng và ứng dụng khung chính sách an toàn vĩ mô phù hợp, đồng thời phải nâng cao tính hiệu lực của chúng để có thể giúp ổn định hệ thống tài chính.

Tại Việt Nam, tỷ giá đô la Mỹ trên đồng Việt Nam (USD/VND) là một biến số gây sự chú ý đặc biệt của các nhà hoạch định chính sách, các nhà nghiên cứu cũng như giới đầu tư khi liên tục có những biến động, gây nên những bất ổn về kinh tế vĩ mô, gây bất ổn thị trường. Để bình ổn tỷ giá và thị trường ngoại hối, Ngân hàng Nhà nước Việt Nam đã phải thực thi rất nhiều những công cụ trong đó có cả các công cụ chính sách tiền tệ, và các công cụ của chính sách an toàn vĩ mô. Do đó, tính hiệu lực của các công cụ đã được kích hoạt sẽ tác động như thế nào tới mục tiêu cuối cùng là ổn định tài chính vẫn là một câu hỏi cần được quan tâm và giải đáp.

Nghiên cứu tập trung đánh giá hiệu lực của chính sách an toàn vĩ mô qua kênh các công cụ liên quan đến ngoại hối cho chuỗi dữ liệu theo tháng giai đoạn 2007-6/2018 tại Việt Nam. Ngoài phần giới thiệu, bài nghiên cứu được kết cấu thành bốn phần như sau. Sau tổng quan nghiên cứu, tác giả tập trung giới thiệu mô hình và phương pháp nghiên cứu để đánh giá tính hiệu lực của chính sách an toàn vĩ mô qua kênh các công cụ liên quan đến ngoại hối. Dựa trên mô hình hồi quy đơn, phần bốn của nghiên cứu tập trung vào phân tích và nhận định các kết quả thu được từ chuỗi dữ liệu theo tháng giai đoạn 2007-2018 tại Việt Nam. Phần cuối của nghiên cứu là các khuyến nghị chính sách nhằm nâng cao tính hiệu lực của chính sách an toàn vĩ mô tới bình ổn thị trường ngoại hối tại Việt Nam.

2. Tổng quan nghiên cứu

Chính sách an toàn vĩ mô (Macroprudential policies) được xem như việc xây dựng khuôn khổ và việc sử dụng các công cụ an toàn để hạn chế rủi ro hệ thống tài chính nhằm đạt được mục tiêu cuối cùng là ổn định tài chính. Kể từ sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu, chính sách an toàn vĩ mô

ngày càng được các nhà hoạch định chính sách, các nhà khoa học quan tâm, chú ý hơn. Cụ thể, ngân hàng trung ương nhiều quốc gia đã kích hoạt nhiều nhóm công cụ khác nhau, trong đó tập trung vào nhóm các công cụ về tiêu chuẩn tín dụng và tiêu chuẩn vốn. Tuy nhiên, đối với các nền kinh tế có dư nợ vay ngoại tệ và thị trường ngoại hối nhiều biến động thì ngân hàng trung ương có xu hướng sử dụng thêm các công cụ liên quan đến ngoại hối như tại các nền kinh tế mới nổi châu Á, châu Mỹ La tinh hoặc các nền kinh tế chuyển đổi tại Đông – Trung Âu. Đó là các công cụ: (i) Hạn chế đối với các thể chế có thể vay các khoản vay bằng ngoại tệ từ các ngân hàng (ví dụ như các thể chế có doanh thu là ngoại tệ); (ii) Áp dụng tỷ lệ dự trữ bắt buộc phân chu kỳ và đối với tiền gửi ngoại tệ; (iii) Giới hạn về chênh lệch tiền tệ trên toàn hệ thống, (iv) Giới hạn về trạng thái ngoại tệ mở trên vốn tự có; (v) Kết hối ngoại tệ. (Glocker & Towbin, 2012; Tobal, 2014; Brozoza-Brzezina & cộng sự, 2015; Terrier & cộng sự, 2011; Tovar & cộng sự, 2012; Lim & cộng sự, 2013; Aguirre & Repetton, 2017; Claessens & cộng sự, 2013; Fendoglu, 2017).

Vấn đề quan trọng nhất khi kích hoạt các công cụ đó chính là đánh giá hiệu lực truyền dẫn của các công cụ này tới mục tiêu cuối cùng đó chính là giảm thiểu nguy cơ rủi ro hệ thống, qua đó ổn định hệ thống tài chính. Tuy nhiên, có thể thấy hiện có khá ít các nghiên cứu đánh giá hiệu lực của chính sách an toàn vĩ mô, đặc biệt là hiệu lực qua kênh công cụ liên quan đến ngoại hối. Trên thực tế, khi đánh giá tác động của nhóm công cụ chính sách an toàn vĩ mô liên quan đến ngoại hối tới mục tiêu rủi ro hệ thống, các nghiên cứu trước đây thường được kiểm chứng thông qua tác động tới hai mục tiêu trung gian đó là (i) tác động tới tỷ giá (Glocker & Towbin, 2012; Tobal, 2014; Brozoza-Brzezina & cộng sự, 2015); (ii) tác động đến tăng trưởng tín dụng, đặc biệt là tín dụng ngoại tệ (Terrier & cộng sự, 2011; Tovar & cộng sự, 2012; Lim & cộng sự, 2013; Aguirre & Repetton, 2017; Claessens & cộng sự, 2013; Fendoglu, 2017).

Các nghiên cứu trước đây tìm ra được các kết luận tương đối khác nhau về tác động của các công cụ này đối với mục tiêu trung gian thứ nhất. Cụ thể, nghiên cứu của Tobal (2014) đã tổng hợp tất cả các công cụ chính sách an toàn vĩ mô liên quan đến ngoại hối tại các quốc gia Mỹ La tinh. Nghiên cứu cho rằng giảm chênh lệch về các loại tiền trong bảng

tổng kết tài sản của các ngân hàng thương mại đóng vai trò quan trọng trong việc bình ổn tỷ giá trên thị trường ngoại hối. Ngoài ra, các công cụ khác như giảm chênh lệch kỳ hạn giữa các loại tiền, giảm thiểu thâm hụt cán cân vãng lai,... có tác động khá tích cực đến thị trường ngoại hối tại các quốc gia Mỹ La Tinh. Trong khi đó, nghiên cứu của Brozoza-Brzezina & cộng sự (2015) tìm ra bằng chứng thực nghiệm cho thấy tính hiệu lực trong thực thi chính sách giám sát an toàn vĩ mô trong giai đoạn 2000-2012 tại Ba Lan là khá yếu tới sự ổn định của tỷ giá cũng như lãi suất. Sử dụng số liệu của hệ thống ngân hàng thương mại tại Brazil, nghiên cứu của Glocker & Towbin (2012) đã phân tích tác động của việc nới lỏng/thắt chặt tỷ lệ dự trữ bắt buộc đối với cả tiền gửi nội tệ và ngoại tệ tới giảm thiểu rủi ro hệ thống trong cả dài hạn và ngắn hạn. Thông qua mô hình SVAR (Mô hình tự hồi quy véctor dạng cấu trúc), nghiên cứu đã tìm ra bằng chứng cho thấy khi ngân hàng trung ương nâng tỷ lệ dự trữ bắt buộc sẽ giảm áp lực tới tỷ giá trên thị trường ngoại hối.

Đối với mục tiêu trung gian thứ hai, nghiên cứu của Aguirre & Repetton (2017) dựa trên dữ liệu tín dụng của hệ thống ngân hàng tại Argentina trong giai đoạn 2009-2014 đã đi một kết luận đó là khi kích hoạt hoặc thắt chặt giới hạn tỷ lệ trạng thái ngoại tệ trên vốn tự có sẽ có tác động tích cực tới chu kỳ tín dụng cũng như tăng trưởng tín dụng tại quốc gia này. Nghiên cứu của Tovar & cộng sự (2012) cho rằng việc giới hạn tỷ lệ trạng thái ngoại tệ mở trên vốn tự có tại các ngân hàng thương mại đã kiềm chế tăng trưởng tín dụng tại năm quốc gia châu Mỹ La Tinh, trong giai đoạn tháng 1/2003 đến tháng 4/2011. Trước đó, nghiên cứu của Lim & cộng sự (2013) cũng đã áp dụng mô hình dữ liệu bảng cho giai đoạn 2000-2010 cho các nhóm quốc gia khác nhau và tìm ra bằng chứng thực nghiệm cho thấy công cụ hạn chế sự bùng nổ của tín dụng ngoại tệ, và tỷ lệ dự trữ bắt buộc đối với tiền gửi ngoại tệ đã góp phần hạn chế chu kỳ tín dụng cũng như đòn bẩy trong hệ thống ngân hàng. Kết luận tương tự được chứng minh trong các nghiên cứu của Claessens & cộng sự (2013), Fendoglu (2017).

Nghiên cứu này có một số điểm mới so với các nghiên cứu trước đây như sau. *Thứ nhất*, theo hiểu biết của tôi, đây là nghiên cứu đầu tiên tại Việt Nam đánh giá tính hiệu lực của chính sách an toàn vĩ mô tại Việt Nam qua kênh các công cụ liên quan đến ngoại hối trong giai đoạn 2007-6/2018. *Thứ hai*,

khác với các nghiên cứu trên thế giới trước đây, nghiên cứu này sử dụng chỉ số áp lực trên thị trường ngoại hối (Exchange Market Pressure - EMP) để đo lường sự ổn định của thị trường ngoại hối tại Việt Nam – được coi là biến số phụ thuộc trong mô hình định lượng. Biến chênh lệch tỷ giá chính thức và tỷ giá tự do được sử dụng để đo lường tính nhất quán và tin cậy của mô hình lựa chọn. *Thứ ba*, do các công cụ liên quan đến ngoại hối được kích hoạt tại Việt Nam là khá đa dạng và được ít quốc gia trên thế giới sử dụng như hạn chế đối tượng vay ngoại tệ, kết hối ngoại tệ, và áp lãi suất trần đối với tiền gửi ngoại tệ. Chính vì vậy, nghiên cứu này đóng góp thêm bằng chứng thực nghiệm đối với tổng quan nghiên cứu về tính hiệu lực của các công cụ liên quan đến ngoại hối tại các nền kinh tế mới nổi châu Á như Việt Nam.

3. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

Để đánh giá tác động của chính sách an toàn vĩ mô tới sự ổn định của thị trường ngoại hối tại Việt Nam, dựa trên nghiên cứu của Eichengreen & cộng sự (1996) và Weymark (1997), Cerutti và cộng sự (2015), nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy đơn dựa trên khung đánh giá cụ thể như sau:

Chính sách an toàn vĩ mô có liên quan đến ngoại hối bị thắt chặt → Sẽ làm giảm cầu ngoại tệ và tăng cung ngoại tệ trong nền kinh tế → Giảm áp lực giảm giá nội tệ → Giảm nguy cơ bất ổn/rủi ro hệ thống, đặc biệt là những biến động trên thị trường ngoại hối. Vì vậy, mô hình được mô tả dưới dạng đơn giản như sau (Zhang & Zoli, 2014):

$$Y_t = \alpha + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 CPI_t + \beta_3 DELTA R_t + \beta_4 TB_t + \beta_5 RES_t + \beta_6 MAPP1_t + \beta_7 MAPP2a_t + \beta_8 MAPP3_t + \beta_9 MAPP4a_t + \beta_9 MAPP5_t + u_t \quad (1)$$

$$Y_t = \alpha + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 CPI_t + \beta_3 DELTA R_t + \beta_4 TB_t + \beta_5 RES_t + \beta_6 MAPPIndex_t + u_t \quad (2)$$

Các số liệu trong mô hình được thu thập theo tháng cho giai đoạn từ tháng 1/2007 đến tháng 6 năm 2018 – tổng cộng 138 quan sát. Các nguồn dữ liệu bao gồm: Tổng cục Thống kê, Thống kê Tài chính quốc tế, www.vietcombank.com.vn (tỷ giá tại các ngân hàng thương mại), tỷ giá trên thị trường tự do, tỷ giá bình quân trên thị trường ngoại tệ liên ngân hàng (từ tháng 1/2016 là tỷ giá trung tâm), các văn bản pháp lý của Ngân hàng Nhà nước (thu thập từ www.sbv.gov.vn).

Trong đó:

- Sự ổn định của thị trường ngoại hối (Y) được đo

lường bằng 2 biến số đại diện:

+ *Chỉ số áp lực trên thị trường ngoại hối - EMP* (Exchange market pressure): Chỉ số áp lực thị trường ngoại hối đo lường mức chênh lệch giữa cung cầu của một tiền tệ trên thị trường ngoại hối. Mức chênh lệch cung cầu đối với tiền tệ của một quốc gia trên thị trường quốc tế chính bằng chênh lệch giữa tổng giá trị xuất khẩu và nhập khẩu của chính quốc gia đó. Sự mất cân đối cung cầu tiền tệ trên thị trường ngoại hối sẽ bị loại trừ thông qua sự biến động của tỷ giá hối đoái ($\Delta \log H_t$) và sự thay đổi trong dự trữ ngoại hối quốc gia ($\Delta \log RES_t$ hoặc $\Delta RES_t/MS_{t-1}$). Chỉ số EMP được xác định dựa vào công thức của Eichengreen & cộng sự (1996) và Weymark (1997):

$$EMP_t = \Delta E_t - \frac{SD(\Delta E_t)}{SD(\Delta RES_t)} \Delta RES_t + \frac{SD(\Delta E_t)}{SD(i_t - i_t^*)} (i_t - i_t^*) \quad (3)$$

Chỉ số áp lực trên thị trường ngoại hối được xác định cho 5 chuỗi số liệu tỷ giá: tỷ giá trung tâm, tỷ giá mua-bán tại các ngân hàng thương mại, tỷ giá mua-bán trên thị trường tự do.

+ *Chênh lệch tỷ giá thị trường chính thức và thị trường tự do - PMP* (Parallel market premium tỷ lệ % – đây là biến số đại diện cho mức độ biến

động của thị trường ngoại hối): Chỉ số này được sử dụng trong các nghiên cứu Eichengreen & cộng sự (1996), Takagi & Phạm (2011) để đo lường mức độ ổn định của thị trường ngoại hối. Chênh lệch được xác định bằng cách lấy chênh lệch giữa tỷ giá trên thị trường tự do (lấy số liệu tỷ giá bán trên thị trường tự do Hà Nội) và tỷ giá trên thị trường chính thức (số liệu thu thập theo quý từ trang web của Ngân hàng Nhà nước). Biến số này được tính áp dụng cho hai chuỗi số liệu theo đó tỷ giá chính thức là (i) tỷ giá trung tâm của Ngân hàng Nhà nước, (ii) là tỷ giá bán tại ngân hàng thương mại.

$$PMP = \frac{\text{Tỷ giá bán trên thị trường tự do} - \text{Tỷ giá chính thức}}{\text{Tỷ giá chính thức}} * 100\% \quad (4)$$

Tác giả sử dụng 2 nhóm biến đại diện này để đánh giá tính nhất quán của kết quả nghiên cứu.

- *Tỷ lệ lạm phát (% month on month) - CPI*

- *Chênh lệch lãi suất DELTA_R = (i_t - i_t^{*}):* chênh lệch giữa lãi suất đồng Việt Nam (VND) tiền gửi 3 tháng (i_t) và lãi suất đô la Mỹ (USD) 3 tháng của tín phiếu kho bạc Mĩ (i_t^{*}).

- *Dự trữ ngoại hối - RES:* được đo lường bằng tỷ lệ dự trữ ngoại hối theo tuần nhập khẩu.

Bảng 1: Tổng hợp thời điểm kích hoạt các công cụ MaPP liên quan đến ngoại hối của Việt Nam

Biến	Nội dung	Thời điểm kích hoạt
MaPP1	Quy định hạn chế đối tượng cho vay ngoại tệ ¹	-Thông tư 07/2011 của Ngân hàng Nhà nước (2011a). -Thông tư 24/2015 của Ngân hàng Nhà nước (2016) và các Thông tư sửa đổi sau đó.
MaPP2	Quy định về trạng thái ngoại tệ	- Quyết định số 1081/2002 của Thống đốc Ngân hàng Nhà nước (2002). - Quyết định số 1168/2003 của Thống đốc Ngân hàng Nhà nước (2003a) về việc sửa đổi Điều 1 Quyết định 1081/2002/QĐ-NHNN. - Thông tư 07/2012 của Ngân hàng Nhà nước (2012).
MaPP3	Quy định về kết hối ngoại tệ	- Thông tư 13/2011 của Ngân hàng Nhà nước (2011b).
MaPP4	Biến liên quan đến áp tỷ lệ dự trữ bắt buộc đối với tiền gửi ngoại tệ	- Quyết định số 581/2003/QĐ-NHNN của Thống đốc Ngân hàng Nhà nước (2003b). - Tăng tỷ lệ dự trữ bắt buộc từ 4% lên 6% (9/4/2011); và 7% (ngày 1 tháng 6 năm 2011).
MaPP5	Quy định tỷ lệ trần lãi suất đối với tiền gửi ngoại tệ	- Chính thức áp trần lãi suất huy động USD là 3% (ngày 9 tháng 4 năm 2011); 2% (ngày 2 tháng 6 năm 2011); 1,25% (ngày 28 tháng 6 năm 2013); 1% (ngày 18 tháng 3 năm 2014); 0,25% cho tổ chức kinh tế và 0,75% cho cá nhân (ngày 29 tháng 10 năm 2014); 0% cho tổ chức kinh tế và 0,25% cho cá nhân (ngày 29 tháng 9 năm 2015); 0% cho cả hai (ngày 17 tháng 12 năm 2015).

Nguồn: Tác giả tự tổng hợp từ www.sbv.gov.vn.

Bảng 2: Hiệu lực của chính sách an toàn vĩ mô tới chỉ số áp lực trên thị trường ngoại hối (EMP)

Biến số	Tỷ giá trung tâm/Tỷ giá chính thức			
	Mô hình 1	Mô hình 2	Mô hình 3	Mô hình 4
C	-12,282	-15,333	17,447	-20,403
EMP1(-1)			0,321***	0,278***
Lạm phát	0,158		-0,152	
Chênh lệch LS	0,218*		0,297**	
Dự trữ	0,035		0,055	
Cán cân TM	-0,026		-0,023	
MAPPindex			-0,094**	
MAPPindex(-1)				-0,061
MAPP1	-0,141			
MAPP2	-1,926***			
MAPP3	1,152**			
MAPP4	-1,041*			
MAPP5	0,289*			
CRISIS	2,012***	1,676***		0,976***
Lạm phát (-1)		0,191		0,215
Chênh lệch LS(-1)		0,001		-0,053
Dự trữ (-1)		0,003		-0,008
Cán cân TM(-1)		-0,015		-0,011***
MAPP1(-1)		-0,051		
MAPP2B(-1)		-1,579**		
MAPP3(-1)		1,260**		
MAPP4(-1)		-1,241**		
MAPP5(-1)		0,182		

Ghi chú: ***, **, * thể hiện các hệ số có mức ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5% và 10%.

- Cán cân thương mại - TB (Trade balance): được đo lường bằng tỷ lệ % của chênh lệch xuất nhập khẩu trên tổng sản phẩm quốc nội (GDP).

- Vector các công cụ chính sách an toàn vĩ mô liên quan đến ngoại hối được mã hóa theo quy ước chung như sau:

(i) Mỗi khi các công cụ này được kích hoạt thì biến số đại diện cho công cụ đó nhận giá trị bằng 1. Sau đó, nếu công cụ này được thắt chặt thì lại được tăng thêm 1, hoặc nếu công cụ này nới lỏng thì sẽ giảm đi 1. (Tổng hợp các công cụ được kích hoạt trong giai đoạn 2007-2018 được thể hiện trong Bảng 1).

(ii) Chỉ số MaPP - MaPPindex: được tính bằng tổng đơn giản của các công cụ chính sách an toàn vĩ mô được kích hoạt trong giai đoạn đó.

4. Các kết quả và bình luận

Qua kiểm định nghiệm đơn vị, có 2 chuỗi số liệu DELTAR và RES_IM chỉ dừng sau khi đã lấy sai phân (I(1)). Kết quả thu được từ mô hình hồi quy đơn giản sau khi đã kiểm tra các khuyết tật (phương

sai sai số thay đổi, tự tương quan, đa cộng tuyến) của mô hình được thể hiện ở các Bảng 2, 3, 4. Kết quả với chênh lệch tỷ giá chính thức – tự do là biến phụ thuộc tương đối nhất quán với mô hình gốc sử dụng chỉ số áp lực thị trường ngoại hối. Một số kết luận chính rút ra như trong Bảng 2.

Thứ nhất, trong các công cụ được kích hoạt, việc quy định trạng thái ngoại tệ trên vốn tự có (MaPP2) được chứng minh có tác động tích cực ngay lập tức trong bình ổn thị trường ngoại hối tại Việt Nam, giai đoạn 2007-2018, với mức ý nghĩa 5%. Nói cách khác, khi Ngân hàng Nhà nước Việt Nam sử dụng công cụ này theo hướng thắt chặt (giảm tỷ lệ trạng thái ngoại tệ mở trên vốn tự có từ $\pm 30\%$ xuống $\pm 20\%$) đã giảm thiểu áp lực trên thị trường ngoại hối. Kết luận này được giải thích dựa vào 2 tác động kì vọng của việc áp dụng và thắt chặt tỷ lệ trạng thái ngoại tệ mở trên vốn tự có, đó là:

(i) Khi Ngân hàng Nhà nước Việt Nam giảm tỷ lệ trạng thái ngoại tệ mở sẽ làm giảm hiện tượng đầu cơ găm giữ ngoại tệ, đặc biệt là từ phía các ngân hàng thương mại, qua đó giảm áp lực tới tỷ giá cũng

Bảng 3: Hiệu lực của chính sách an toàn vĩ mô tới chỉ số áp lực trên thị trường ngoại hối (EMP)

Biến số	Tỷ giá tại ngân hàng thương mại			
	Mô hình 1	Mô hình 2	Mô hình 3	Mô hình 4
C	6,987	-27,157	1,753	-21,017
EMP3(-1)	0,220**	0,212**	0,307***	0,368***
Lạm phát	-0,042		-0,008	
Chênh lệch LS	0,257**		0,279**	
Dự trữ	-0,010*		-0,007	
Cán cân TM	-0,025		-0,027*	
MAPPindex			-0,034	
MAPPindex(-1)				-0,105***
MAPP1	0,109			
MAPP2	-1,314**			
MAPP3	0,761			
MAPP4	-0,661			
MAPP5	0,110			
CRISIS	1,299**	1,164**	1,030***	
Lạm phát (-1)		0,298		0,230
Chênh lệch LS(-1)		-0,032		-0,066
Dự trữ (-1)		0,027		0,021
Cán cân TM(-1)		-0,002		0,004
MAPP1(-1)		-0,157		
MAPP2B(-1)		-1,073		
MAPP3(-1)		0,692		
MAPP4(-1)		-0,702		
MAPP5(-1)		0,127		

Ghi chú: ***, **, * thể hiện các hệ số có mức ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5% và 10%.

như áp lực trên thị trường ngoại hối tại Việt Nam.

(ii) Thêm vào đó, thông qua việc giảm tỷ lệ trạng thái ngoại tệ mở sẽ giúp các ngân hàng thương mại hạn chế được nguy cơ rủi ro tỷ giá khi tỷ giá biến động bất thường. Điều này sẽ góp phần làm tăng cường sự lành mạnh, an toàn của cả hệ thống ngân hàng nói chung, và từng ngân hàng thương mại nói riêng.

Thứ hai, mô hình bình phương tối thiểu (OLS) cũng đưa đến một kết quả cho thấy tăng tỷ lệ dự trữ bắt buộc đối với tiền gửi ngoại tệ góp phần làm giảm áp lực trên thị trường ngoại hối tại Việt Nam, giai đoạn 2007-2018, với mức ý nghĩa 10%. Dự trữ bắt buộc là một công cụ truyền thống trong điều hành chính sách tiền tệ của các ngân hàng trung ương trên thế giới (Mishkin, 2015). Theo nguyên lý, khi tỷ lệ dự trữ bắt buộc đối với tiền gửi ngoại tệ tăng lên sẽ làm tăng chi phí trong huy động tiền gửi ngoại tệ. Vì vậy các ngân hàng có thể sẽ chuyển hướng tìm các kênh huy động vốn khác rẻ hơn thay vì huy động bằng ngoại tệ. Do đó, các ngân hàng có thể sẽ hạ lãi suất huy động đối với tiền gửi ngoại tệ, khiến

cho tiền gửi ngoại tệ không còn hấp dẫn so với tiền gửi nội tệ với các nhà đầu tư/người gửi tiền, đẩy nội tệ lên giá trong ngắn hạn (Terrier & cộng sự, 2011; Tovar & cộng sự, 2012). Cộng với việc áp trần lãi suất tiền gửi ngoại tệ, thậm chí lãi suất huy động đối với tiền gửi ngoại tệ chỉ còn là 0% (đối với cả cá nhân và các tổ chức kinh tế), sẽ góp phần giảm mạnh tỷ lệ đô la hóa tiền gửi tại Việt Nam, tăng cường hiệu lực điều hành chính sách tiền tệ và chính sách an toàn vĩ mô. Kết luận này là nhất quán với kết luận thu được từ nghiên cứu của Glocker & Towbin (2012).

Như vậy, có thể thấy rằng hiện Ngân hàng Nhà nước Việt Nam đang áp dụng các biện pháp tác động tới phía cung vốn ngoại tệ cho nền kinh tế thông qua tăng tỷ lệ dự trữ bắt buộc bằng ngoại tệ và quy định trần lãi suất tiền gửi ngoại tệ. Giải pháp này đang góp phần tích cực nhằm hướng tới chủ trương của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam đó là “chuyển hoàn toàn từ quan hệ vay mượn ngoại tệ sang quan hệ mua bán ngoại tệ tại Việt Nam”. Tuy nhiên, khi xét riêng lẻ, hiệu lực của công cụ áp trần lãi suất trần đối với

Bảng 4: Hiệu lực của chính sách an toàn vĩ mô tới chỉ số áp lực trên thị trường ngoại hối (EMP)

Biến số	Tỷ giá trên thị trường ngoại tệ tự do			
	Mô hình 1	Mô hình 2	Mô hình 3	Mô hình 4
C	5,774	-4,006	-5,707	-4,523
EMP5(-1)	0,276***		0,331***	0,331**
Lạm phát	-0,026		0,069	0,217
Chênh lệch LS	0,301*		0,304	0,294
Dự trữ	0,031		0,032	0,002
Cán cân TM	-0,032		-0,033	-0,036
MAPPindex			-0,046	-0,343
MAPPindex(-1)				0,287
MAPP1	0,120			
MAPP2	-1,607*			
MAPP3	0,712			
MAPP4	-0,371			
MAPP5	0,034			
CRISIS	1,188*	1,578**	1,130**	1,117**
Lạm phát (-1)		0,087		-0,158
Chênh lệch LS(-1)		0,054		-0,004
Dự trữ (-1)		-0,043		-0,044
Cán cân TM(-1)		-0,017		0,010
MAPP1(-1)		-0,091		
MAPP2B(-1)		-2,065**		
MAPP3(-1)		0,840		
MAPP4(-1)		-0,583		
MAPP5(-1)		0,075		

Ghi chú: ***, **, * thể hiện các hệ số có mức ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5% và 10%.

tiền gửi ngoại tệ khá trái ngược trong các giai đoạn khác nhau. Cụ thể, nghiên cứu của Phạm Thị Hoàng Anh & cộng sự (2017) cho chuỗi số liệu đến 2016 cho thấy công cụ này có phát huy tác dụng trong bình ổn thị trường ngoại hối. Trong khi đó, nếu kéo dài thời gian nghiên cứu đến tháng 6 năm 2018 thì kết quả lại ngược lại. Đây là một kết quả khá thú vị và có thể giải thích như sau: Trong giai đoạn từ 2011, Ngân hàng Nhà nước liên tục giảm trần lãi suất tiền gửi ngoại tệ và chỉ còn 0% vào thời điểm tháng 12 năm 2015, hành động này đã góp phần tích cực trong bình ổn tỷ giá. Sau đó, do lãi suất đã xuống mức đáy, dư địa giảm lãi suất tiền gửi ngoại tệ không còn, nên hiệu lực tác động của nó tới tỷ giá là dường như không đáng kể.

Thứ ba, một kết quả khá ngạc nhiên là việc hạn chế đối tượng vay ngoại tệ (nếu để riêng lẻ) được chứng minh có tác động không mong muốn khi làm tăng áp lực trên thị trường ngoại hối tại Việt Nam, giai đoạn 2007-2018. Nói cách khác, việc quy định chỉ có những doanh nghiệp/tổ chức có nguồn thu ngoại tệ mới được phép vay bằng ngoại tệ vẫn là

nguyên nhân dẫn đến sự biến động trên thị trường ngoại hối cho dù đối tượng vay ngoại tệ có nguồn thu bằng ngoại tệ. Diễn biến này có thể bắt nguồn từ sự không cân xứng về thời điểm giữa dòng ngoại tệ vào và ra của khách hàng và ngân hàng, dẫn đến những thiếu hụt tạm thời về ngoại tệ. Trong bối cảnh đó, khách hàng vẫn bắt buộc phải tìm mua ngoại tệ để đáp ứng và có thể làm tăng cầu ngoại tệ, qua đó ảnh hưởng đến tỷ giá và thị trường ngoại hối. Kết luận này cho thấy, đến 1 thời điểm thích hợp, Ngân hàng Nhà nước cần chấm dứt hoàn toàn việc vay mượn bằng ngoại tệ. Từ đó hoàn tất định hướng chiến lược: chuyển hoàn toàn từ quan hệ vay mượn sang quan hệ mua bán ngoại tệ.

Thứ tư, mặc dù có một số công cụ riêng lẻ chưa phát huy được hiệu lực, tuy nhiên kết quả từ mô hình hồi quy đơn OLS cho thấy khi tất cả các công cụ được kích hoạt cùng một lúc thì có tác động tốt tới tỷ giá và thị trường ngoại hối Việt Nam trong giai đoạn 2007-2018 ở mức ý nghĩa 1% hoặc 5% tùy theo mô hình. Nói cách khác, các công cụ này bổ trợ cho nhau khi hướng tới mục tiêu điều hành chung của

Ngân hàng Nhà nước. Ví dụ, để triển khai tốt “Đề án chống đô la hóa nền kinh tế”, Ngân hàng Nhà nước đã tác động tới cả phía cung và cầu đối với vốn vay bằng ngoại tệ:

(i) Ở phía cung vốn vay bằng ngoại tệ: Ngân hàng Nhà nước áp dụng trần lãi suất đối với tiền gửi ngoại tệ cũng như tăng tỷ lệ dự trữ bắt buộc bằng ngoại tệ đã giúp giảm tỷ lệ tăng trưởng tiền gửi bằng ngoại tệ, cũng như giảm tỷ trọng tiền gửi ngoại tệ trên tổng tiền gửi tại các ngân hàng thương mại Việt Nam.

(ii) Ở phía cầu vốn vay ngoại tệ: Ngân hàng Nhà nước đã hạn chế đối tượng được phép vay bằng ngoại tệ, và nhóm đối tượng này dần bị thu hẹp. Theo Thông tư 42/2018, hoạt động vay ngoại tệ sẽ còn thu hẹp hơn nữa khi chỉ có doanh nghiệp vay ngoại tệ để sản xuất kinh doanh hàng xuất khẩu.

Thứ năm, trạng thái của cán cân thương mại là một trong những yếu tố có tác động ngược chiều chỉ số áp lực trên thị trường ngoại hối ở mức ý nghĩa 10% tại Việt Nam trong giai đoạn 2007-2018. Nói cách khác, khi cán cân thương mại thặng dư thì chỉ số áp lực trên thị trường ngoại hối sẽ giảm xuống, đồng nghĩa với sự ổn định của tỷ giá, và ngược lại. Kết quả này được giải thích như sau: Cán cân thương mại thâm hụt sẽ dẫn đến cầu ngoại tệ tăng vượt cung, gây áp lực tới tỷ giá. Tại Việt Nam, tỷ giá chính thức được điều hành bởi Ngân hàng Nhà nước theo hướng linh hoạt có quản lý, trong khi đó, tỷ giá thị trường tự do hoàn toàn chịu ảnh hưởng bởi quan hệ cung cầu cộng với các yếu tố mang tính tâm lý đầu cơ bầy đàn. Chính vì vậy, khi cầu ngoại tệ tăng mạnh, tỷ giá thị trường tự do sẽ tăng ngay lập tức, trong khi đó, tỷ giá chính thức không biến động quá nhiều. Diễn biến này sẽ làm gia tăng chênh lệch tỷ giá thị trường chính thức và thị trường tự do

Thứ sáu, dự trữ ngoại hối là yếu tố quan trọng góp phần bình ổn tỷ giá và thị trường ngoại hối tại Việt Nam, giai đoạn 2007-2012 với mức ý nghĩa 10%. Lý thuyết tài chính quốc tế cho thấy dự trữ ngoại hối chính là tài sản quan trọng giúp ngân hàng trung ương can thiệp vào thị trường ngoại hối nhằm bình ổn tỷ giá. Cụ thể, khi dự trữ ngoại hối tăng sẽ đồng nghĩa với (i) cân đối ngoại tệ trên thị trường ngoại hối rất tốt, (ii) có lượng ngoại tệ sẵn có để bán khi

thị trường cần. Nhờ đó, chỉ số áp lực trên thị trường ngoại hối sẽ giảm xuống.

5. Kết luận và khuyến nghị chính sách

Bài nghiên cứu tập trung đánh giá hiệu lực của chính sách giám sát an toàn vĩ mô qua kênh các công cụ liên quan đến ngoại hối cho chuỗi dữ liệu theo tháng giai đoạn từ 2007 đến tháng 6 năm 2018 tại Việt Nam. Trên cơ sở kết quả thu được từ mô hình hồi quy đơn giản, nghiên cứu rút ra một số kết luận chính và khuyến nghị chính sách như sau.

Thứ nhất, quy định về tỷ lệ trạng thái ngoại tệ mở trên vốn tự có tại các ngân hàng thương mại được chứng minh phát huy được hiệu lực trong giảm thiểu áp lực trên thị trường ngoại hối Việt Nam trong thời gian gần đây. Kết luận này cho thấy Ngân hàng Nhà nước Việt Nam cần tiếp tục duy trì công cụ mang tính hành chính này để giảm thiểu tâm lý đầu cơ găm giữ ngoại tệ của các thành viên tổ chức (institutional investors) trên thị trường ngoại hối, từ đó giúp bình ổn tỷ giá.

Thứ hai, một số công cụ chính sách an toàn vĩ mô khác như hạn chế đối tượng vay ngoại tệ, trần lãi suất ngoại tệ... chưa phát huy được hiệu lực truyền dẫn nhưng kết hợp kích hoạt các công cụ cùng một lúc (thể hiện thông qua chỉ số chính sách giám sát an toàn vĩ mô) lại cho thấy tác động tích cực đến sự ổn định của thị trường tài chính tại Việt Nam. Kết luận này hàm ý rằng đến một thời điểm thích hợp, Ngân hàng Nhà nước Việt Nam cần chấm dứt hoàn toàn việc vay mượn bằng ngoại tệ, trên cơ sở đó có thể thực hiện triệt để định hướng chiến lược “chuyển hoàn toàn từ quan hệ đi vay và cho vay bằng ngoại tệ sang quan hệ mua bán ngoại tệ”. Không những thế, nghiên cứu cũng cho thấy Ngân hàng Nhà nước Việt Nam cần kích hoạt đồng thời nhiều công cụ để các công cụ này bổ trợ, hỗ trợ nhau trong truyền dẫn chính sách an toàn vĩ mô đến mục tiêu cuối cùng.

Thứ ba, kết quả thu được từ mô hình cho thấy Việt Nam cần ổn định kinh tế vĩ mô thông qua kiềm chế lạm phát, tăng dự trữ ngoại hối, và giảm thâm hụt cán cân thương mại. Đây được coi là những nền tảng quan trọng giúp Việt Nam có được sự ổn định về tài chính, tránh nguy cơ rủi ro hệ thống cho hệ thống tài chính nói chung, và hệ thống ngân hàng nói riêng.

Lời thừa nhận/cảm ơn: Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ Phát triển khoa học và công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong đề tài mã số 502.99 - 2016.01.

Tài liệu tham khảo:

- Aguirre, H. & Repetton, G. (2017), 'Capital and currency based macroprudential policies: An evaluation using credit registry data', *BIS working paper No.672*, Monetary and Economic Department, BIS.
- Brzoza-Brzezina, M., Kolasa, M. & Makarski, K. (2015), 'Monetary and macroprudential policy with foreign currency loans', *Working Paper Series No. 1783*, European Central Bank.
- Cerutti, E., Claessens, S. & Laeven, L. (2015), 'The use and effectiveness of macroprudential policies: New evidence', *IMF working paper WP/15/61*, International Monetary Fund.
- Claessens, S., Ghosh, S. & Mihet, R. (2013), 'Macroprudential policies to mitigate financial system vulnerabilities', *Journal of International Money and Finance*, 39, 153-185.
- Eichengreen, Rose & Wyplosz (1996), 'Contagious currency crises', *NBER Working Paper No. w5681*, National Bureau of Economic Research.
- Fendoglu, Salih (2017), 'Credit cycles and capital flows: Effectiveness of the macroprudential policy framework in emerging market economies', *Working paper No 17/13*, Central bank of Republic of Turkey.
- Glocker, C. & Towbin, P. (2012), 'The macroeconomic effects of reserve requirements', *WIFO Working Paper No 420*, WIFO.
- Lim, C.H., Krznar, I., Lipinsky, F., Otani, A. & Wu, X. (2013), 'The macroprudential framework; policy responsiveness and institutional arrangements', *IMF Working Paper No 13/166*, International Monetary Fund.
- Mishkin, F.S. (2015), *The Economics of Money, Banking and Financial Market*, 11th edition, Pearson.
- Ngân hàng Nhà nước (2011a), *Thông tư số 07/2011/TT-NHNN về Quy định cho vay bằng ngoại tệ của tổ chức tín dụng đối với khách hàng vay là người cư trú*, ban hành ngày 24 tháng 03 năm 2011.
- Ngân hàng Nhà nước (2011b), *Thông tư số 13/2011/TT-NHNN về Quy định việc mua, bán ngoại tệ của tập đoàn kinh tế, tổng công ty nhà nước*, ban hành ngày ngày 31 tháng 05 năm 2011.
- Ngân hàng Nhà nước (2012), *Thông tư số 07/2012/TT-NHNN về Quy định về trạng thái ngoại tệ của các tổ chức tín dụng, chi nhánh ngân hàng nước ngoài*, ban hành ngày 20 tháng 03 năm 2012.
- Ngân hàng Nhà nước (2016), *Thông tư số 24/2015/TT-NHNN về Quy định cho vay bằng ngoại tệ của tổ chức tín dụng, chi nhánh ngân hàng nước ngoài đối với khách hàng vay là người cư trú*, ban hành ngày 08 tháng 12 năm 2015.
- Ngân hàng Nhà nước (2018), *Thông tư số 42/2018/TT-NHNN về Sửa đổi, bổ sung một số điều của Thông tư số 24/2015/TT-NHNN ngày 08 tháng 12 năm 2015 của Thống đốc Ngân hàng Nhà nước Việt Nam quy định cho vay bằng ngoại tệ của tổ chức tín dụng, chi nhánh ngân hàng nước ngoài đối với khách hàng vay là người cư trú*, ban hành ngày 28 tháng 12 năm 2018.
- Phạm Thị Hoàng Anh & cộng sự (2017), 'Điều hành Chính sách Giám sát an toàn vĩ mô: kinh nghiệm quốc tế và khuyến nghị cho Việt Nam', Đề tài nghiên cứu khoa học cấp ngành 2016, Ngân hàng Nhà nước Việt Nam.
- Takagi, S. & Phạm, T.H.A (2011), 'Responding to the global financial crisis: Vietnamese exchange rate policy, 2008-2009', *Journal of Asian Economics*, 22(6), 507-517.
- Terrier, G., Valdes, R., Tovar, C., Chan-Lau, J., Fernández-Valdovinos, C., García-Escribano, M., Medeiros, C., Tang, M., Martin, M.V. & Walker, C. (2011), 'Policy instruments to lean against the wind in Latin America', *IMF Working Paper 11/159*, International Monetary Fund.
- Thống đốc Ngân hàng Nhà nước (2002), *Quyết định số 1081/2002/QĐ-NHNN về Trạng thái ngoại tệ của các tổ chức tín dụng được phép hoạt động ngoại hối*, ban hành ngày 07 tháng 10 năm 2002.
- Thống đốc Ngân hàng Nhà nước (2003a), *Quyết định số 1168/2003/QĐ-NHNN về Việc sửa đổi Điều 1 Quyết định số 1081/2002/QĐ-NHNN ngày 7/10/2002 của Thống đốc Ngân hàng Nhà nước về trạng thái ngoại tệ của các tổ chức tín dụng được phép hoạt động ngoại hối*, ban hành ngày 02 tháng 10 năm 2003.
- Thống đốc Ngân hàng Nhà nước (2003b), *Quyết định số 581/2003/QĐ-NHNN về Việc ban hành quy chế dự trữ bắt buộc đối với các tổ chức tín dụng*, ban hành ngày 09 tháng 6 năm 2003.
- Tobal, M. (2014), 'Prudential regulation, currency mismatches, and exchange rate regimes in Latin America and the Caribbean', *Research Papers No.17*, CEMLA.
- Tovar, C., Garcia-Escribano, M. & Martin, M.V. (2012), 'Credit growth and the effectiveness of reserve requirements and other macroprudential instruments in Latin America', *IMF Working Paper 12/142*, International Monetary Fund.
- Weymark, Diana N. (1997), 'Measuring exchange market pressure and intervention in interdependent economies: A two-country model', *Review of International Economics*, 5(1), 72-82.
- Zhang, L. & Zoli, E. (2014), 'Leaning against the wind: Macroprudential policy in Asia', *IMF Working Paper No.14/22*, International Monetary Fund.

VAI TRÒ CỦA TỶ GIÁ CNY: KÊNH DẪN TÁC ĐỘNG TRÀN CHÍNH SÁCH TIỀN TỆ TRUNG QUỐC ĐẾN CHÂU Á VÀ VIỆT NAM

Phạm Thị Tuyết Trinh

Khoa Kinh tế Quốc tế, Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

E-mail: trinhptt@buh.edu.vn

Bùi Thị Thiện Mỹ

Bộ môn Toán, Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

E-mail: mybtt@buh.edu.vn

Lê Phan Ái Nhân

Khoa Kinh tế Quốc tế, Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

E-mail: nhanlpa@buh.edu.vn

Ngày nhận: 08/4/2019

Ngày nhận bản sửa: 03/6/2019

Ngày duyệt đăng: 05/10/2019

Tóm tắt:

Nghiên cứu làm sáng tỏ vai trò của tỷ giá Nhân dân tệ (CNY) đối với 10 nền kinh tế châu Á và Việt Nam trong giai đoạn quý 1 năm 2002 – quý 3 năm 2018 ở khía cạnh kênh dẫn tác động tràn từ chính sách tiền tệ Trung Quốc bằng phương pháp tự hồi quy vector ứng dụng thống kê Bayes (BVAR). Kết quả nghiên cứu cho thấy kênh tỷ giá có dẫn ảnh hưởng từ chính sách tiền tệ Trung Quốc đến châu Á và Việt Nam. Ngân hàng trung ương Trung Quốc (PBC) thắt chặt tiền tệ làm CNY lên giá; tuy nhiên, do kênh tỷ giá chịu lấn át bởi các kênh khác, cán cân thương mại Trung Quốc được cải thiện chứ không xấu đi như kỳ vọng. Mặt khác, tỷ giá CNY thay đổi cũng kéo theo sự thay đổi tỷ giá các nước châu Á (trừ Việt Nam) do những lo ngại đồng tiền nước mình lên giá so với CNY làm ảnh hưởng đến khả năng cạnh tranh thương mại.

Từ khoá: BVAR, tác động tràn chính sách tiền tệ, Trung Quốc, tỷ giá

Mã JEL: C11, C32, E52, O24.

The role of CNY exchange rate: Channel of Chinese monetary policy spillovers to Asian countries and Vietnam

Abstract:

This study examines the role of CNY exchange rate on ten Asian and Vietnamese economies in the period of from 2nd quarter of 2002 to 3rd quarter of 2018 in terms of channel of Chinese monetary policy spillovers by using the Bayesian vector autoregressive (BVAR) model. The results show that Chinese monetary policy affects Asian and Vietnamese economies through exchange rate channel. The tightening monetary policy of People's Bank of China (PBC) causes CNY to appreciate; however, because the exchange rate channel is overwhelmed by other channels, Chinese trade balance does not deteriorate as theoretically expected but improves. On the other hand, movements of CNY also lead to movements of other currency of Asian countries (except Vietnam) due to concerns that their currency appreciation against CNY affects trade competitiveness negatively.

Keywords: BVAR, monetary policy spillover, China, exchange rate

JEL Code: C11, C32, E52, O24.

1. Giới thiệu

Trung Quốc có ảnh hưởng ngày càng lớn đối với hoạt động thương mại và tài chính thế giới, đặc biệt là châu Á, kể từ khi trở thành thành viên chính thức của Tổ chức Thương mại Thế giới (WTO) cuối năm 2001. Diễn biến của kinh tế Trung Quốc do vậy cũng đã cho thấy ảnh hưởng tràn đến các nền kinh tế châu Á (Furceri, 2017). Trong số các yếu tố dẫn tác động tràn từ Trung Quốc, tỷ giá được đặc biệt quan tâm do: (i) Trung Quốc đã từng bước cho phép tỷ giá CNY linh hoạt hơn từ năm 2005; (ii) biến động CNY có ảnh hưởng đến tình trạng cán cân thương mại khổng lồ của Trung Quốc với các nền kinh tế. Nghiên cứu này được thực hiện nhằm xem xét vai trò của CNY như một kênh dẫn tác động tràn từ chính sách tiền tệ Trung Quốc đến các nền kinh tế châu Á và Việt Nam. Theo đó, nghiên cứu sẽ làm rõ: khi PBC thay đổi chính sách tiền tệ, tỷ giá CNY sẽ phản ứng như thế nào, và phản ứng này của CNY sẽ ảnh hưởng như thế nào đến các nền kinh tế châu Á khác.

2. Cơ sở lý thuyết

Mundell (1963), Fleming (1962) và sau đó là Dornbusch (1976) đã đặt nền móng cho các nghiên cứu về tác động tràn của chính sách tiền tệ thông qua kênh tỷ giá. Trong nền kinh tế mở với cơ chế tỷ giá thả nổi và vốn lưu chuyển tự do, khi ngân hàng trung ương thực thi chính sách tiền tệ nới lỏng, lãi suất thực giảm, đầu tư trong nước trở nên kém hấp dẫn hơn so với đầu tư nước ngoài, gây ra áp lực giảm giá nội tệ, sức cạnh tranh của hàng hoá sản xuất trong nước nhờ vậy được cải thiện, xuất khẩu tăng, nhập khẩu giảm. Kết quả là sản lượng tăng, áp lực lạm phát trong nước tăng. Tuy nhiên, tác động này có thể bị bù trừ bởi hiệu ứng cân đối tài chính (balance sheet effect). Nội tệ giảm giá khi chính sách tiền tệ nới lỏng có thể làm gia tăng các khoản nợ nước ngoài tính bằng nội tệ, sản lượng do đó có thể sụt giảm (Blanchard & cộng sự, 2010).

Thay đổi trong chính sách tiền tệ theo hướng nới lỏng không những tác động đến nền kinh tế trong nước mà còn ảnh hưởng đến các nền kinh tế là đối tác thương mại, hệ quả là cán cân thương mại ở các nước này xấu đi và sản lượng giảm. Ngược lại, chính sách tiền tệ thắt chặt lại có tác động tích cực đối với cán cân thương mại và sản lượng của các nền kinh tế là đối tác thương mại. Tác động tràn qua kênh tỷ

giá do vậy được gọi là hiệu ứng chuyển dịch chi tiêu (expenditure – shifting effect).

Ngoài kênh tỷ giá, chính sách tiền tệ còn ảnh hưởng tràn đến các nền kinh tế khác qua kênh tổng cầu và tài chính (Ammer & cộng sự, 2016). Chính sách tiền tệ nới lỏng thông qua hai kênh này gây hiệu ứng kích thích chi tiêu (expenditure – increasing effect), tác động tích cực đến nền kinh tế đối tác, chứ không tiêu cực như phân tích thông qua kênh tỷ giá. Cụ thể, kênh tổng cầu cho thấy chính sách tiền tệ một nước nới lỏng kích thích tiêu dùng và đầu tư, làm tăng cầu đối với hàng hoá nhập khẩu, do đó làm tăng xuất khẩu và thúc đẩy tăng trưởng ở các nền kinh tế đối tác. Kênh tài chính cho thấy chính sách tiền tệ nới lỏng khiến lãi suất giảm và giá tài sản tăng ở nước sở tại, việc điều chỉnh danh mục đầu tư sang tài sản ở nước ngoài có tác động đến nền kinh tế nước ngoài, làm giảm lãi suất và tăng giá tài sản, tăng tổng cầu, thúc đẩy tăng trưởng kinh tế ở nước ngoài. Như vậy, tác động tràn chính sách tiền tệ của một nền kinh tế đến các nền kinh tế khác là tích cực hay tiêu cực phụ thuộc vào sự vượt trội của kênh tỷ giá, hoặc kênh tổng cầu và tài chính.

Ở khía cạnh thực nghiệm, các nghiên cứu chủ yếu tập trung vào tác động tràn của chính sách tiền tệ của Mỹ hoặc châu Âu do quy mô của các nền kinh tế này và vai trò quan trọng của đô la Mỹ (USD) và euro (EUR) trên thị trường tài chính quốc tế. Kết quả ở hầu hết các nghiên cứu đều cho thấy mức độ tác động tràn của chính sách tiền tệ thông qua kênh tỷ giá yếu hơn so với kênh tổng cầu và tài chính. Akinci & Queralto (2018), Ammer & cộng sự (2016) chứng minh rằng chính sách tiền tệ nới lỏng ở Mỹ làm GDP nước ngoài tăng. Mặt khác, chế độ tỷ giá là một yếu tố ảnh hưởng đến độ lớn của tác động tràn của chính sách tiền tệ. Các quốc gia có tỷ giá neo theo USD thường phản ứng mạnh hơn trước cú sốc tăng lãi suất ở Mỹ so với các quốc gia có chế độ tỷ giá linh hoạt (Georgiadis, 2016).

Trong khi đó, nghiên cứu về tác động tràn từ chính sách tiền tệ Trung Quốc nói chung còn khá ít (Samimi & cộng sự, 2019), phân tích riêng vai trò của kênh truyền dẫn tỷ giá hầu như rất hiếm, mà nguyên nhân có thể là do vai trò hạn chế của CNY so với USD hay EUR. Xét các nghiên cứu tương tự về vai trò của tỷ giá, chẳng hạn như ảnh hưởng của biến động tỷ giá CNY đến cán cân thương mại Trung Quốc và toàn cầu, kết quả cho thấy ảnh

hưởng này là rất hạn chế. Guo (2017) chứng minh rằng cán cân thương mại Trung Quốc trong suốt giai đoạn 2000-2012 không nhạy trước những thay đổi trong tỷ giá thực đa phương. Zhang & Sato (2013) cho rằng cán cân thương mại của Trung Quốc chủ yếu chịu ảnh hưởng của cầu thế giới và lợi thế so sánh, còn tác động của tỷ giá hầu như không đáng kể. Những kết quả trên gợi ý rằng tác động tràn từ chính sách tiền tệ Trung Quốc qua kênh tỷ giá có thể yếu hơn so với các kênh khác. Mặt khác, liên quan đến ảnh hưởng của tỷ giá CNY đến tỷ giá các nước khác, Keddad (2019), Ma & McCauley (2011) phân tích diễn biến tương đồng của tỷ giá CNY với tỷ giá các nước khác, qua đó nhấn mạnh về tầm ảnh hưởng ngày càng gia tăng của CNY. Keddad (2019) chứng minh rằng tỷ giá ở các nền kinh tế Đông Á phản ứng mạnh khi CNY giảm giá hơn là khi CNY tăng giá, cho thấy các nền kinh tế này không muốn đồng tiền nước mình tăng giá so với CNY.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình và giả thuyết nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng mô hình tự hồi quy vector ứng dụng thống kê Bayes (BVAR) được phát triển bởi Doan & cộng sự (1984) và Litterman (1980, 1986). BVAR giải quyết vấn đề đa kích thước bằng cách thu gọn không gian tham số. Hàm phân phối xác suất tiên nghiệm (prior probability density function) cho các tham số được đặt ra không dựa trên thông tin từ mẫu. Sau đó, tính toán hàm mật độ xác suất hậu nghiệm (posterior probability density function) cho các tham số của mô hình bằng cách kết hợp phân phối tiên nghiệm và thông tin từ mẫu được phản ánh qua hàm hợp lý (likelihood function) theo công thức Bayes.

$$g(\theta|E) \propto f(E|\theta).g(\theta) \quad (1)$$

Trong đó, $g(\theta)$ là hàm mật độ xác suất tiên nghiệm cho tham số θ , giả thuyết về $g(\theta)$ có trước khi có bằng chứng E từ mẫu; $f(E|\theta)$ là hàm mật độ xác suất của thông tin E từ mẫu với điều kiện tiên nghiệm về θ , được gọi là hàm hợp lý; và $g(\theta|E)$ là hàm mật độ xác suất của θ với điều kiện thông tin mẫu E , được gọi là hàm mật độ xác suất hậu nghiệm. Do vậy, tiếp cận BVAR tập trung chủ yếu vào việc đặt ra phân phối tiên nghiệm cho tham số của mô hình.

Mô hình BVAR tổng quát được viết dưới dạng:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + BZ_t + \mu + \varepsilon_t \quad (2)$$

Trong đó, Y_t là vector ($n \times 1$) của các biến nội sinh dừng; Z_t là vector ($n \times 1$) biến ngoại sinh; μ là vector ($n \times 1$) của hằng số; ε_t là vector ($n \times 1$) của sai số có phân phối đồng nhất và độc lập thoả mãn: $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ nghĩa là sai số ngẫu nhiên có phân phối chuẩn nhiều chiều với kỳ vọng bằng 0 ($E(\varepsilon_t) = 0$ với mọi t) và ma trận hiệp phương sai giữa các sai số ngẫu nhiên là $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$; A_i ($i = 1, 2, \dots, p$) là ma trận ($n \times n$) hệ số thể hiện tác động của các giá trị trễ; và B là vector hệ số thể hiện tác động của các biến ngoại sinh lên biến nội sinh.

Nghiên cứu sử dụng tiếp cận khối (block) để xây dựng vector biến nội sinh Y_t . Ba khối biến được xây dựng theo trật tự: Trung Quốc (cn), châu Á (a) và Việt Nam (vn). Việt Nam được tách làm một khối riêng nhằm so sánh phản ứng của Việt Nam với các nước châu Á khác. Khối biến của Trung Quốc gồm: sản lượng (y) và giá cả (p) đại diện cho mục tiêu chính sách tiền tệ; cán cân thương mại (tb) phản ánh ảnh hưởng của kênh tỷ giá; cung tiền ($m2$) đại diện cho trạng thái điều kiện tiền tệ của PBC do cung tiền được PBC dùng làm mục tiêu trung gian (Kamber & Mohanty, 2018); tỷ giá (e) và lãi suất chuẩn (i) đại diện cho điều hành chính sách tiền tệ của PBC.

Mỗi khối biến của châu Á và Việt Nam bao gồm sản lượng (y) và giá cả (p) đại diện cho mục tiêu chính sách tiền tệ và biến lãi suất chính sách (i) đại diện cho điều hành chính sách tiền tệ. Theo đó, vector Y_t bao gồm 12 biến số:

$$Y_t = [(y^{cn}, p^{cn}, tb^{cn}, m2^{cn}, e^{cn}, i^{cn}), (y^a, p^a, i^a), (y^{vn}, p^{vn}, i^{vn})] \quad (3)$$

Nghiên cứu đưa ảnh hưởng khủng hoảng 2008 (c08) vào mô hình dưới dạng biến giả ngoại sinh do những biến động lớn của khủng hoảng đã tạo ra các điểm gãy cấu trúc trong diễn biến của các biến số trong hệ thống BVAR được xây dựng.

Mô hình (3) được dùng để phân tích ảnh hưởng của cú sốc lãi suất PBC đến tỷ giá CNY và cán cân thương mại Trung Quốc với kỳ vọng PBC tăng lãi suất, nội tệ tăng giá làm cán cân thương mại Trung Quốc xấu đi. Kỳ vọng này ngầm cho rằng hiệu ứng cân đối tài chính không lấn át ảnh hưởng của tác động dịch chuyển chi tiêu do nợ nước ngoài của Trung Quốc rất thấp – tỷ lệ nợ nước ngoài so với GDP trung bình 10% trong giai đoạn nghiên cứu.

Mặt khác, Trung Quốc theo đuổi chế độ tỷ giá được kiểm soát. Tương tự, các nền kinh tế châu Á cũng kiểm soát khá chặt diễn biến tỷ giá và không ít

nền kinh tế xem ổn định giá trị đối ngoại của nội tệ như một mục tiêu của điều hành chính sách tiền tệ. Thương mại Trung Quốc với các nước châu Á nói riêng và thế giới nói chung được hưởng lợi lớn từ diễn biến tỷ giá CNY; do vậy, những biến động của tỷ giá CNY có thể dẫn đến những phản ứng tương tự của các nước nhằm bảo vệ sức cạnh tranh thương mại của nền kinh tế. Nghiên cứu xem xét thêm tác động tràn của thay đổi tỷ giá CNY đến các tỷ giá của châu Á. Biến tỷ giá (e) được đưa vào thay thế cho vị trí lãi suất chính sách (i) châu Á và Việt Nam trong mô hình (3) ở trên. Khi đó vector Y_t được cấu trúc theo trật tự sau:

$$Y_t = [(y_t^{cn}, p_t^{cn}, tb_t^{cn}, m2_t^{cn}, e_t^{cn}, i_t^{cn}), (y_t^a, p_t^a, e_t^a), (y_t^{vn}, p_t^{vn}, e_t^{vn})] \quad (4)$$

Ảnh hưởng của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến chính sách tiền tệ châu Á và Việt Nam được đo lường qua phản ứng của tỷ giá châu Á và Việt Nam với cú sốc tỷ giá CNY. Theo đó giả thuyết được đặt ra là tỷ giá CNY tăng (USD lên giá so với CNY) làm tỷ giá các đồng tiền châu Á cũng tăng.

3.2. Các giả định tiên nghiệm

Mô hình BVAR tổng quát (2) được viết dưới dạng rút gọn:

$$Y = AX + BZ + \varepsilon \quad (5)$$

Trong đó, $Y = [Y_1, Y_2, \dots, Y_p]'$; $X = [X_1, X_2, \dots,$

$X_p]'$, với $X_t = [Y'_{t-1}, \dots, Y'_{t-p}, I]'$; $\varepsilon = [\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_p]'$ và $A = [A_1, A_2, \dots, A_p, \mu]'$ là ma trận gồm các hệ số hồi quy của biến trễ và hằng số.

Nhằm thuận tiện trong việc tính toán, các phân phối tiên nghiệm đặt cho các ma trận A , B và Σ thường được chọn sao cho hàm mật độ xác suất tiên nghiệm và hậu nghiệm có cùng họ (family), được gọi là họ liên hợp tự nhiên.

3.2.1. Tiên nghiệm cho ma trận A

Litterman (1980, 1986) đề xuất tiên nghiệm Minnesota cho việc chọn họ liên hợp tự nhiên cho (A, Σ) là phân phối Wishart nghịch đảo chuẩn (normal inverse Wishart distribution):

$$vec(A) | \Sigma \sim N(A_0, \Sigma \otimes \Omega_0); \Sigma \sim IW(S_0, \alpha_0) \quad (6)$$

Trong đó, $(A_0, \Omega_0, S_0, \alpha_0)$ được gọi là các siêu tham số (hyperparameter) của các phân phối tiên nghiệm cho (A, Σ) .

Theo đó, Litterman cho rằng các biến nội sinh của mô hình VAR tuân theo bước ngẫu nhiên có bụi (random walk with drift):

$$Y_{n,t} = \mu_n + Y_{n,t-1} + \varepsilon_{n,t} \quad (7)$$

với các giả định: (i) Những độ trễ gần nhất của các biến sẽ cung cấp nhiều thông tin hơn những độ trễ xa; (ii) Độ trễ của biến nội sinh sẽ có ảnh hưởng mạnh hơn đến chính biến nội sinh đó so với các độ trễ của các biến nội sinh khác.

Bảng 1: Tính toán biến số

Ký hiệu biến	Tên biến	Đo lường	Nguồn
y	Sản lượng	Tăng trưởng sản lượng so với cùng kỳ năm trước	ARIC (2019)
p	Giá cả	Lạm phát so với cùng kỳ năm trước	IFS (2019)
m2	Cung tiền	Tăng trưởng cung tiền so với cùng kỳ năm trước	IFS (2019)
i	Lãi suất chính sách tiền tệ	Lãi suất tính theo năm	Ngân hàng trung ương các nước
e	Tỷ giá	Thay đổi tỷ giá danh nghĩa niêm yết với USD so với quý trước	IFS (2019)
tb	Cán cân thương mại	Logarithm tự nhiên của tỷ lệ xuất khẩu/nhập khẩu	IFS (2019)

Nguồn: Nhóm tác giả.

Từ đó, phân phối tiên nghiệm Minnesota chọn các siêu tham số của ma trận A sao cho mỗi phương trình trong quá trình VAR sẽ tập trung vào dạng phương trình (7). Các hệ số trong các ma trận A_i ($i=1, \dots, p$) được giả định độc lập và có kỳ vọng, phương sai được xác định như sau:

$$E[(A_l)_{ij}|\Sigma] = \begin{cases} \delta_i & \text{khi } i = j, l = 1 \\ 0 & \text{các trường hợp khác} \end{cases} \quad (8)$$

$$Var[(A_l)_{ij}|\Sigma] = \begin{cases} \frac{\gamma}{f(l)}, i = j, \forall l \\ \frac{\gamma}{f(l)} \cdot w_{ij} \cdot \frac{s_i}{s_j}, i \neq j, \forall l \end{cases} \quad (9)$$

Ở định nghĩa (8), δ_i được Litterman (1986) đề xuất bằng 1. Tuy nhiên, nghiên cứu chọn $\delta_i = 0,9$ theo đề xuất của Utlaut & Roye (2010) vì cho rằng các biến nội sinh không hoàn toàn tuân theo bước ngẫu nhiên.

Ở định nghĩa (9), γ được gọi là độ chặt chung (overall tightness) của tiên nghiệm. Nếu γ quá lớn, thông tin tiên nghiệm không thể hiện vai trò trong

phân tích mô hình, kết quả ước lượng mô hình gần giống với phương pháp bình phương tối thiểu thông thường (OLS) cổ điển. Nếu γ quá nhỏ, quá trình VAR phụ thuộc hoàn toàn vào thông tin tiên nghiệm, dữ liệu mẫu không đóng góp vai trò trong quá trình phân tích mô hình. Theo Banbura (2010), khi lượng biến số tăng lên, số lượng tham số cần được thu gọn để tránh khả năng mô hình rơi vào dạng quá phù hợp. Do số lượng biến trong mô hình BVAR của nghiên cứu rất lớn, nghiên cứu xác định giá trị siêu tham số là $\gamma = 0,1$ tương tự như Utlaut & Roye (2010).

$f(l) = l^d$ thể hiện mức độ phân tán thông tin của biến trễ quanh giá trị tiên nghiệm trung bình 0 (với độ trễ lớn hơn 1). Theo giả định trực quan (i) của Litterman, với những độ trễ gần sẽ cung cấp thông tin giải thích cho biến phụ thuộc nhiều hơn. Do đó $f(l)$ được chọn sao cho phương sai của hệ số hồi quy tại những độ trễ lớn càng nhỏ. Nghiên cứu chọn $d = 0,1$ theo Utlaut & Roye (2010).

Bảng 2: Lãi suất chính sách ngân hàng trung ương các nước sử dụng trong nghiên cứu

Nước	Tên ngân hàng trung ương	Lãi suất chính sách	Nguồn
CN	People's Bank of China	Lãi suất cho vay	IFS (2019)
HK	HongKong Monetary Authority	Lãi suất cơ bản (base rate)	HKMA (2019)
IN	Reserve bank of India	Lãi suất repo	RBI (2019)
ID	Bank Sentral Republik Indonesia	Lãi suất repo 7 ngày	BSRI (2019)
JP	Bank of Japan	Lãi suất chiết khấu	BOJ (2019)
KR	Bank of Korea	Lãi suất cơ bản	IFS (2019)
MA	Bank Negara Malaysia	Lãi suất chính sách qua đêm (overnight policy rate)	BNM (2019)
SG	Monetary Authority of Singapore	Lãi suất chính sách	MAS (2019)
PH	Bangko Sentral Ng Pilipinas	Lãi suất mua lại đảo qua đêm (overnight reverse repurchase)	BSP (2019)
TW	Central bank of the republic of China (Taiwan)	Lãi suất chiết khấu	CBC (2019)
TH	Bank of Thailand	Lãi suất chính sách	BOT (2019)
VN	Ngân hàng Nhà nước Việt Nam	Lãi suất tái chiết khấu	NHNN (2019)

Nguồn: Nhóm tác giả

Bảng 3: Trọng số các nước châu Á

Nước	Trọng số	Nước	Trọng số
HK	0,14	MA	0,06
IN	0,08	PH	0,02
ID	0,04	SG	0,11
JP	0,25	TW	0,09
KR	0,15	TH	0,06

Nguồn: Nhóm tác giả.

$w_{ij} \in [0;1]$ thể hiện cụ thể giả định (ii) của Litterman. Tỷ lệ $w_{ij} \cdot \frac{s_i}{s_j}$ thể hiện tỷ trọng khác nhau về mức độ ảnh hưởng thông tin của bậc trễ l của biến nội sinh Y_j đối với biến nội sinh Y_i . Theo Litterman (1986), Banbura (2010), nghiên cứu chọn s_i là sai số chuẩn của phần dư thu được từ mô hình tự hồi quy đơn mỗi biến nội sinh Y_i theo biến trễ với bậc trễ p . Nghiên cứu đồng thời chọn $w_{ij} = 0,5$ theo khuyến nghị của Utlaut & Roye (2010).

3.2.2. Tiên nghiệm cho ma trận B và ma trận Σ

Ma trận B được chọn là không có thông tin tiên nghiệm. Đối với ma trận hiệp phương sai của các sai số ngẫu nhiên Σ (cấp $n \times n$), được giả định có phân phối tiên nghiệm Wishart nghịch đảo: $\Sigma \sim iW(S_0, \alpha_0)$. Khi đó, $E(\Sigma) = \frac{1}{\alpha_0 - n - 1} S_0$ là ma trận kỳ vọng tiên nghiệm của Σ . Giả định các sai

số ngẫu nhiên của quá trình VAR là độc lập nhau, nghiên cứu chọn $E(\Sigma) = \text{diag}[\sigma_1^2, \dots, \sigma_n^2]$ với σ_i^2 là phương sai của phần dư từ mô hình tự hồi quy đơn của mỗi biến nội sinh theo biến trễ với bậc trễ p . Cách chọn tiên nghiệm cho Σ như trên tương tự như Caraiani (2010), Carriero & cộng sự (2009).

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Các nước châu Á trong nghiên cứu gồm Hong Kong (HK), Ấn Độ (IN), Indonesia (ID), Nhật Bản (JB), Hàn Quốc (KR), Malaysia (MA), Philippines (PH), Singapore (SG), Đài Loan (TW), Thái Lan (TH) và Việt Nam (VN). Các nước này chiếm trung bình 80% giá trị thương mại hai chiều của Trung Quốc với châu Á, và chiếm gần như tuyệt đối ở mức 98% FDI Trung Quốc với châu Á hàng năm.

Bảng 1 và 2 trình bày cách tính toán các biến số

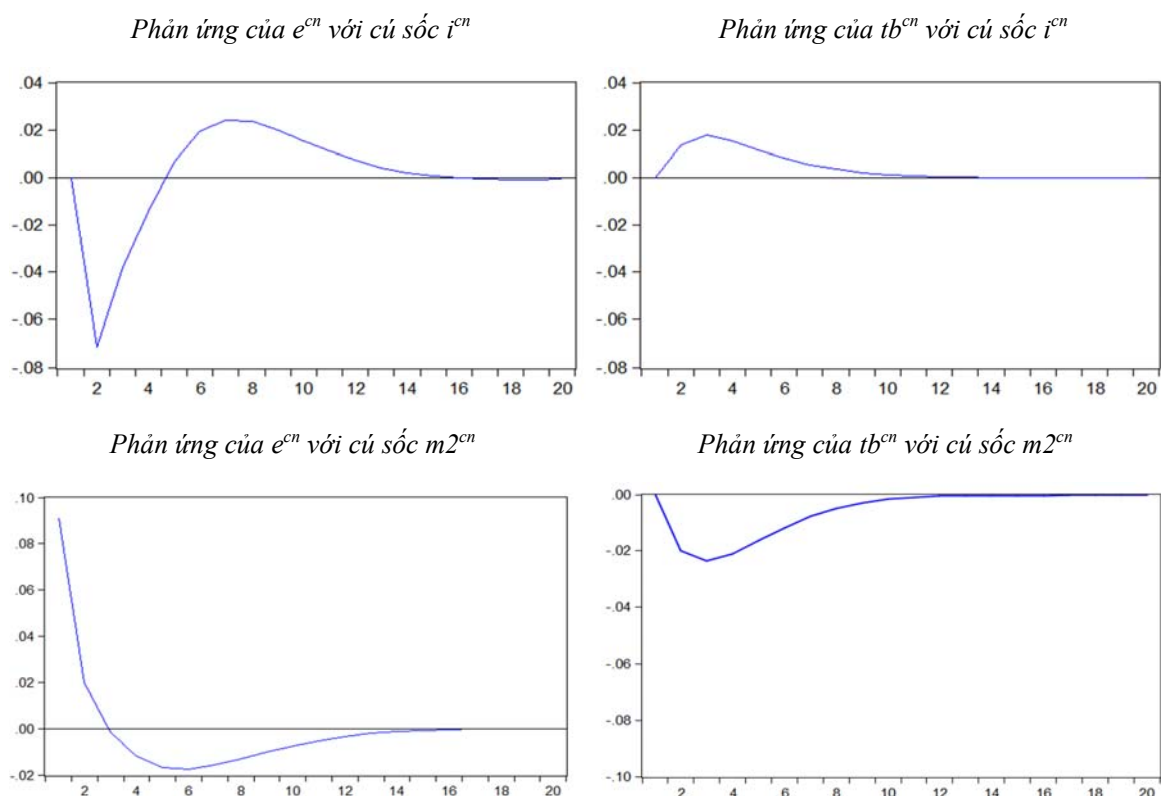
Bảng 4: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị bằng ADF và PP

Nước/ nhóm nước	Kiểm định	y	P	m2	i	e	tb
Trung Quốc: ^{cn}	ADF	^t -2,55*	-2,37	-5,69***	-3,06**	ⁿ -3,02***	-2,25
	PP	^t -2,52*	-3,04**	-5,83***	-3,14**	ⁿ -3,26***	-2,35*
Việt Nam: ^{vn}	ADF	-1,95	-2,71*		-3,07**	-1,70*	
	PP	-2,50*	-2,06		-2,39	-4,67***	
Châu Á: ^a	ADF	-5,66***	-4,16***		ⁿ -1,70*	ⁿ -5,90***	
	PP	-3,60***	-2,57*		ⁿ -1,58*	ⁿ -5,57***	

Ghi chú: ⁿ: phương trình không có hằng số và xu hướng; ^t: phương trình có hằng số và xu hướng; ***, **, * cho biết mức ý nghĩa ở 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Nhóm tác giả.

Hình 1: Phản ứng của tỷ giá CNY và cán cân thương mại Trung Quốc với cú sốc lãi suất và cung tiền PBC

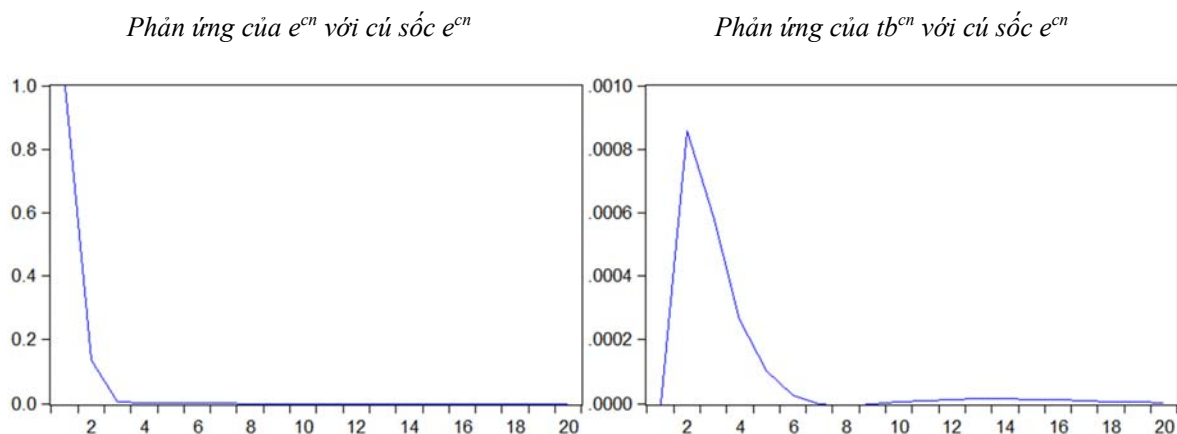


Nguồn: Nhóm tác giả

và nguồn dữ liệu. Dữ liệu cho nghiên cứu có tần suất quý trong giai đoạn quý 1 năm 2002 – quý 3 năm 2018. Biến số của Trung Quốc và Việt Nam được thu thập trực tiếp của từng nước. Đối với nhóm châu Á, từng biến được tính là trung bình có trọng số của các nước châu Á (không bao gồm Việt Nam) với

trọng số của mỗi nước là tỷ trọng thương mại trong giai đoạn nghiên cứu. Nghiên cứu sử dụng trọng số thương mại là tổng xuất nhập khẩu của từng nước nhằm phản ánh sự liên hệ lẫn nhau giữa các nền kinh tế trong khu vực do sự thay đổi của nền kinh tế có lưu chuyển thương mại lớn có thể ảnh hưởng đến

Hình 2: Phản ứng của cán cân thương mại Trung Quốc với cú sốc tỷ giá CNY



Nguồn: Nhóm tác giả.

các nền kinh tế khác. Do vậy, ảnh hưởng của chính sách tiền tệ Trung Quốc có thể tràn đến những nền kinh tế có liên kết thương mại không cao với Trung Quốc nhưng có liên kết thương mại lớn với những nước là đối tác lớn của Trung Quốc.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Đặc điểm thống kê dữ liệu

Bảng 3 cho biết trọng số các nước để tính toán biến số của châu Á và nhóm nước. JP có trọng số thương mại lớn nhất, chiếm 25%, kế đến là KR, HK, SG ở mức trên 10%; các nước còn lại có trọng số nhỏ hơn 10%.

Tính dừng của các chuỗi biến số được kiểm định bằng phương pháp Augmented Dickey Fuller (ADF) và Phillip Perron (PP). Bảng 4 cho thấy các chuỗi y , p , $m2$, i , e và tb của Trung Quốc, châu Á và Việt Nam đều dừng ít nhất theo một phương pháp kiểm định (ADF hoặc PP), phù hợp cho ước lượng bằng BVAR.

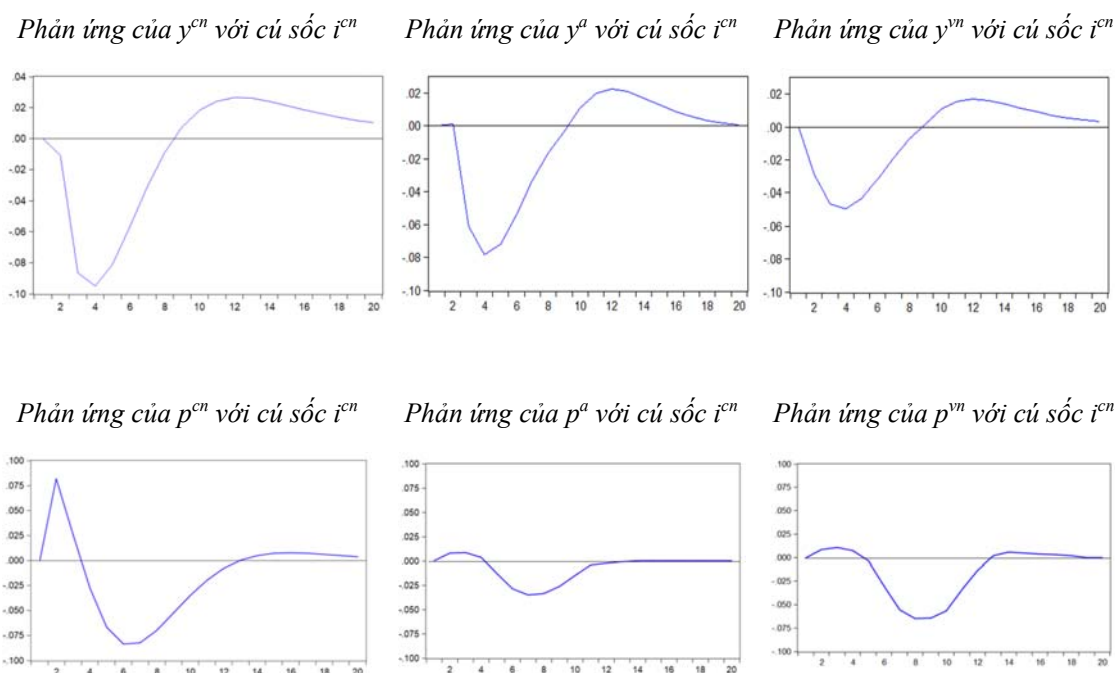
4.2. Tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc qua kênh tỷ giá

Vai trò của kênh tỷ giá được làm sáng tỏ qua phản ứng của tỷ giá và cán cân thương mại Trung Quốc với cú sốc chính sách tiền tệ (Hình 1). PBC tăng 1% lãi suất làm tỷ giá CNY giảm từ quý thứ 2 ở mức

0,07% và chỉ phản ứng đến quý thứ 4 sau sốc. Sự lên giá của CNY là phù hợp với lý thuyết đồng thời cho thấy tỷ giá CNY đã có sự linh hoạt nhất định khi Trung Quốc chuyển sang chế độ tỷ giá thả nổi có kiểm soát vào đầu năm 2005. Tuy nhiên, trái ngược với lý thuyết, cán cân thương mại Trung Quốc lại được cải thiện nhẹ, tăng 0,018% ở quý thứ 3 sau sốc và đạt cân bằng mới ở mức tăng 0,072% vào quý thứ 7 sau sốc. Tương tự, PBC tăng 1% cung tiền làm tỷ giá CNY tăng từ quý thứ nhất ở mức 0,91% và phản ứng đến hết quý thứ 3. Cán cân thương mại Trung Quốc lại giảm 0,02% từ quý thứ 2, đạt cân bằng mới giảm 0,11% sau 9 quý.

Phản ứng xấu đi của cán cân thương mại khi PBC mở rộng tiền tệ (và ngược lại) cho thấy kênh tỷ giá đã không có vai trò đáng kể mà bị lấn át bởi các kênh khác. Nhận định này được đưa ra dựa trên cơ sở diễn biến tỷ giá CNY có ảnh hưởng đến cán cân thương mại Trung Quốc. Hình 2 cho thấy tỷ giá CNY tăng 1% làm cán cân thương mại Trung Quốc tăng nhưng ở mức rất chùng mịch, tổng mức tăng 5 quý sau sốc chỉ có 0,002%. Kết quả này cũng nhất quán với các nghiên cứu trước (Guo, 2017; Zhang & Sato, 2013) cho thấy vai trò của tỷ giá CNY trong việc hỗ trợ tình trạng thương mại Trung Quốc nhưng vai trò này không đáng kể.

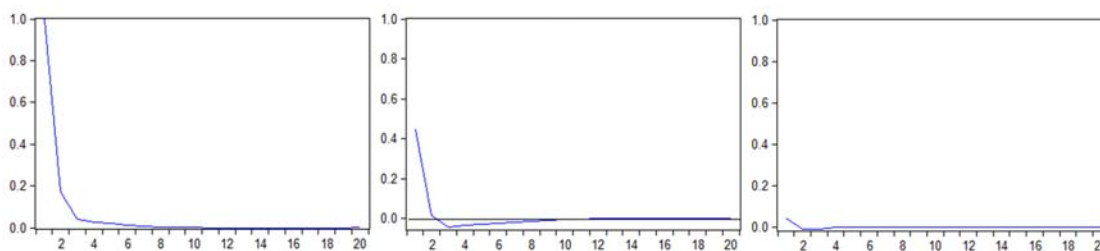
Hình 3: Phản ứng của sản lượng và lạm phát châu Á và Việt Nam với cú sốc lãi suất Trung Quốc



Nguồn: Nhóm tác giả.

Hình 4: Phản ứng tỷ giá châu Á và Việt Nam với cú sốc tỷ giá Trung Quốc

Phản ứng của e^{cn} với cú sốc e^{cn} Phản ứng của e^a với cú sốc e^{cn} Phản ứng của e^{vn} với cú sốc e^{cn}



Nguồn: Nhóm tác giả.

Kết quả này đặt ra nghi vấn rằng chính sách tiền tệ Trung Quốc có ảnh hưởng cùng chiều đến các nền kinh tế châu Á và Việt Nam bởi kênh tỷ giá chịu sự lấn át của các kênh khác. Để làm sáng tỏ điều này, nghiên cứu đo lường thêm phản ứng của sản lượng và lạm phát châu Á và Việt Nam với cú sốc lãi suất PBC. Hình 3 cho thấy PBC tăng 1% lãi suất làm sản lượng và lạm phát Trung Quốc, châu Á và Việt Nam đều giảm. Tuy nhiên, ảnh hưởng của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến châu Á và Việt Nam yếu hơn so với ảnh hưởng đến chính nền kinh tế Trung Quốc do chỉ có khu vực kinh tế đối ngoại của châu Á và Việt Nam chịu ảnh hưởng. Như vậy, kết quả này khẳng định thêm cho ảnh hưởng bị lấn át của kênh tỷ giá.

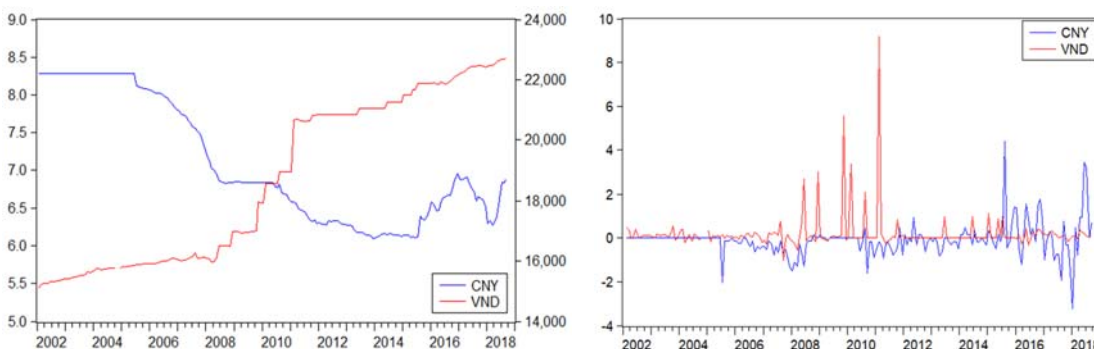
4.3. Ảnh hưởng của tỷ giá CNY đến tỷ giá châu Á và Việt Nam

Hình 4 cho thấy phản ứng của tỷ giá châu Á và Việt Nam với cú sốc tăng 1% tỷ giá USD/CNY. Tỷ giá châu Á tăng ở mức 0,45% ngay sau đó và không có phản ứng tiếp theo, tỷ giá đồng Việt Nam (VND) không có phản ứng đáng kể, chỉ tăng ở mức rất nhỏ, 0,04%. Sự thay đổi tỷ giá các nước châu Á theo biến

động tỷ giá CNY ở chừng mực nào đó có thể xem là phản ứng của các nước này với ảnh hưởng tràn từ Trung Quốc qua kênh tỷ giá, bởi việc giảm giá theo sự giảm giá của CNY làm tương quan giá hàng hoá giữa các nước không thay đổi nhiều. Theo đó, ảnh hưởng qua kênh tỷ giá đã bị hạn chế. Kết quả này phù hợp với những nhận định về ảnh hưởng ngày càng lớn của CNY đối với biến động tỷ giá các nước châu Á (Keddad, 2019; Ma & McCauley, 2011). Do giao dịch thương mại và vốn của Trung Quốc với châu Á ngày càng lớn, các nước phản ứng thuận chiều với biến động tỷ giá CNY nhằm tránh ảnh hưởng của thay đổi tỷ giá đến tình trạng các giao dịch.

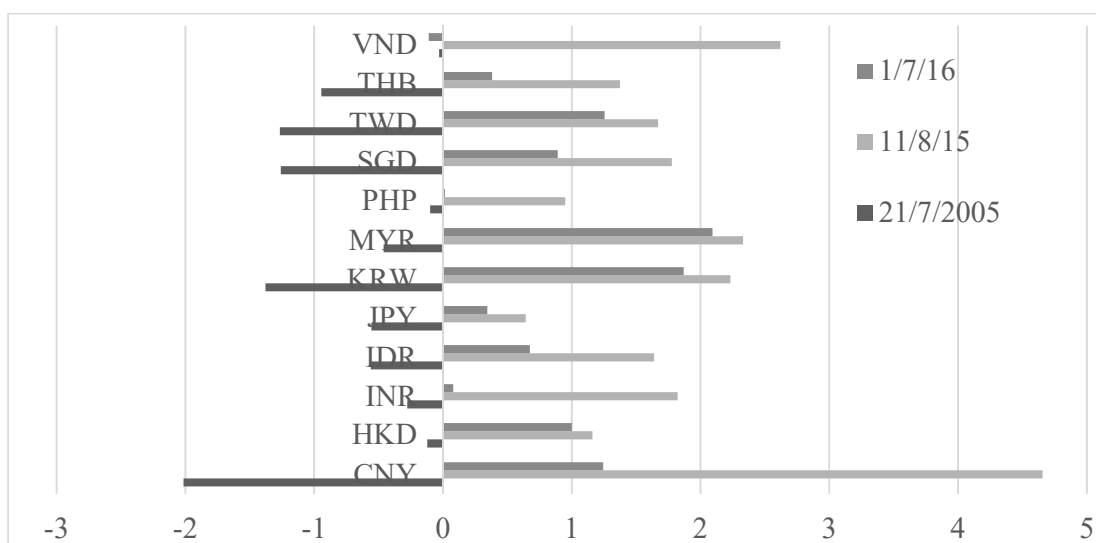
Khác với tỷ giá các nước, tỷ giá VND không phản ứng với thay đổi của tỷ giá CNY. Nguyên nhân có thể là do: (i) Trung Quốc không phải là đối tác xuất khẩu lớn nhất của Việt Nam mặc dù là đối tác nhập khẩu lớn nhất; (ii) ổn định tỷ giá là một trong những mục tiêu của điều hành chính sách tiền tệ tại Việt Nam. Hình 5 minh chứng thêm cho những lập luận này. Tỷ giá VND biến động khác biệt so với CNY. Tỷ giá USD/VND thường biến động tăng và phần

Hình 5: Diễn biến tỷ giá CNY và VND



Nguồn: IFS (2019).

Hình 6: Cú sốc tỷ giá CNY và biến động tỷ giá các đồng tiền châu Á



Ghi chú: tỷ giá tăng: các đồng tiền châu Á giảm giá; tỷ giá giảm: các đồng tiền châu Á tăng giá
 Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả từ IMF (2019)

lớn trong biên độ rất hẹp, riêng giai đoạn 2008-2011 mức biến động mạnh hơn; trong khi đó USD/CNY diễn biến theo xu hướng giảm.

Tuy nhiên, Hình 5 cũng cho thấy có những thời điểm tỷ giá VND biến động tương đồng với biến động tỷ giá CNY, cụ thể là những lần CNY giảm giá rất mạnh tạo nên cú sốc cho thị trường. Để thấy rõ hơn điều này, nghiên cứu xem xét biến động tỷ giá các đồng tiền châu Á và Việt Nam trong 3 sự kiện tỷ giá CNY biến động mạnh do thay đổi cơ chế điều hành tỷ giá. (i) Ngày 21 tháng 7 năm 2005, PBC tuyên bố áp dụng chế độ tỷ giá thả nổi có kiểm soát, từ bỏ neo với USD và sử dụng chế độ ngang giá trung tâm được xác định dựa trên tham chiếu với rổ tiền tệ. Đồng thời, PBC đã định giá lại tỷ giá CNY, CNY dần tăng giá từ mức 8,28 CNY/USD. Tuy nhiên, CNY đã được neo lại với USD ở mức 6,84 CNY/USD khi khủng hoảng tài chính toàn cầu xảy ra và giữ mức neo này cho đến tháng 6 năm 2010. Sau khủng hoảng, PBC không có tuyên bố cụ thể về cơ chế điều hành tỷ giá, trong khi IMF cho rằng CNY được điều hành theo một cơ chế gần như bỏ trườn, CNY cũng tăng giá dần trong giai đoạn này. (ii) Ngày 11 tháng 8 năm 2015, PBC bất ngờ thông báo về nguyên tắc điều hành tỷ giá mới với mức ngang giá trung tâm đầu ngày được xác định dựa trên giá đóng cửa của thị trường liên ngân hàng vào ngày trước đó trong biên độ $\pm 2\%$. Thị trường đã bị

sốc làm CNY giảm giá rất mạnh trong hai ngày tiếp theo. Lo ngại CNY giảm giá ngoài khả năng kiểm soát, PBC buộc phải tuyên bố không có cải cách cơ chế tỷ giá vào ngày 13 tháng 8 năm 2015 để ổn định tâm lý thị trường. (iii) Đến đầu tháng 1 năm 2016, PBC không tuyên bố rầm rộ với công chúng nhưng đã chuyển sang cơ chế điều hành tỷ giá mới dựa trên giá đóng cửa và tỷ giá CNY lý thuyết để giữ chỉ số rổ tiền không thay đổi trong 24 giờ trước đó. Tỷ giá CNY đã trở nên linh hoạt hơn rất nhiều. Về diễn biến, CNY tiếp tục giảm giá.

Hình 6 cho thấy các đồng tiền châu Á đều biến động cùng chiều với biến động tỷ giá CNY ở cả chiều tăng và giảm giá. Riêng VND không tăng khi CNY tăng giá nhưng giảm khi CNY giảm giá. Thêm vào đó, tỷ giá USD/VND không tăng khi USD/CNY tăng 1,25% vào tháng 1 năm 2016 nhưng lại tăng 2,62% khi USD/CNY tăng mạnh 4,65% trong sự kiện ngày 11 tháng 8 năm 2015 và 4 ngày sau đó. Điều này lý giải cho phân tích bằng BVAR với cú sốc được định nghĩa ở 1% đã không thấy được phản ứng của VND. Nghiên cứu cho rằng, do đặc thù quan hệ kinh tế với Trung Quốc (qui mô thương mại chính ngạch và tiểu ngạch lớn, đầu tư nước ngoài tăng nhanh), và thực tế sử dụng CNY trong thanh toán thương mại biên giới, tỷ giá VND có phản ứng với biến động tỷ giá CNY nhưng chỉ với những biến động mạnh.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Ảnh hưởng qua kênh tỷ giá làm cán cân thương mại Trung Quốc được hưởng lợi khi PBC mở rộng tiền tệ và ngược lại. Tuy nhiên, tác động của tỷ giá đến cán cân thương mại Trung Quốc rất chùng mực do kênh tỷ giá chịu lẫn át bởi các kênh khác, phản ánh qua sự xấu đi của cán cân thương mại khi PBC mở rộng tiền tệ và ngược lại.

Ngoài ra, tỷ giá CNY thay đổi kéo theo sự thay đổi tỷ giá các nước châu Á do những lo ngại đồng tiền nước mình lên giá so với CNY làm ảnh hưởng đến khả năng cạnh tranh thương mại. Trong khi đó, tỷ giá VND không thay đổi do Việt Nam có kiểm soát tỷ giá và ổn định tỷ giá cũng là một trong những mục tiêu của điều hành tiền tệ tại Việt Nam. Điều này hàm ý rằng có thể Việt Nam phải phản ứng bằng một biến số khác. Theo quan điểm tiền tệ và thuyết

“bộ ba bất khả thi”, việc hạn chế tỷ giá linh hoạt sẽ làm cho các điều kiện tiền tệ trong nước chịu ảnh hưởng của chính sách tiền tệ bên ngoài. Đây có thể là vấn đề Việt Nam đang gặp thách thức khi hạn chế linh hoạt tỷ giá.

Kết quả nghiên cứu đã khẳng định thêm cho tầm ảnh hưởng của chính sách kinh tế Trung Quốc đối với khu vực nói chung và Việt Nam nói riêng. Việc dự báo trước tác động của những chính sách kinh tế từ Trung Quốc là việc làm cần thiết để có những ứng phó kịp thời. Ngoài ra, việc chịu ảnh hưởng lớn từ nền kinh tế bên ngoài sẽ làm cho hoạt động kinh tế trong nước phụ thuộc vào những biến động ngoài tầm kiểm soát. Do vậy, cần thiết phải có những biện pháp nhằm giảm ảnh hưởng bên ngoài đến nền kinh tế trong nước để có thể chủ động hơn trong việc điều hành kinh tế.

Tài liệu tham khảo:

- Akinci, O. & Queralto, A. (2018), ‘Balance Sheets, Exchange Rates, and International Monetary Spillovers’, *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, 849, retrieved on March 1st 2019, from <https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/staff_reports/sr849.pdf>.
- Ammer, J., De Pooter, M., Erceg, C.J. & Kamin, S.B. (2016), ‘International Spillovers of Monetary Policy’, *IFDP Notes*, 2016-02-08-1, retrieved on March 1st 2019, from <<https://www.federalreserve.gov/econresdata/notes/ifdp-notes/2016/international-spillovers-of-monetary-policy-20160208.html>>.
- Asian Regional Integration Center [ARIC] (2019), *Economic and Financial Indicators Database*, retrieved on March 1st 2019, from <<http://aric.adb.org/macroindicators>>.
- Banbura, M., Giannone, D. & Reichlin, L. (2010), ‘Large bayesian vector autoregression’, *Journal of Applied Econometrics*, 25, 71-92.
- Bank of Japan (2019), *Statistics*, retrieved on March 1st 2019, from <<http://www.boj.or.jp/en/statistics/index.htm/>>.
- Bank Negara Malaysia (2019), *Database*, retrieved on March 1st 2019, from <<http://www.bnm.gov.my/>>.
- Bank Sentral Republik Indonesia (2019), *Database*, retrieved on March 1st 2019, from <<https://www.bi.go.id/en/Default.aspx>>.
- Bank of Thailand (2019), *Database*, retrieved on March 1st 2019, from <<https://www.bot.or.th/English/MonetaryPolicy/Pages/default.aspx>>.
- Bangko Sentral Ng Pilipinas (2019), *Database*, retrieved on March 1st 2019, from <http://www.bsp.gov.ph/statistics/efs_fsa1.asp>.
- Blanchard, O.J., Faruquee, H. & Das, M. (2010), ‘The Initial Impact of the Crisis on Emerging Market Countries’, *Brookings Papers on Economic Activity*, 263-323. retrieved on March 1st 2019, from <https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2010/03/2010a_bpea_blanchard.pdf>.
- Caraiani, P. (2010), ‘Forecasting Romanian GDP using a BVAR model’, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 13(4), 76-87.
- Carriero, A., Kapetanios, G. & Marcellino, M. (2009), ‘Forecasting exchange rates with a large Bayesian VAR’, *International Journal of Forecasting*, 25, 400-417.

- Central bank of the Republic of China (Taiwan) (2019), *Database*, retrieved on March 1st 2019, from <<https://www.cbc.gov.tw/mp2.html>>.
- Doan, T., Litterman, R. & Sims, C. (1984), 'Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions', *Econometric Reviews*, 3(1), 1-100.
- Dornbusch, R. (1976), 'Expectations and Exchange Rate Dynamics', *Journal of Political Economy*, 84, 1161-1176.
- Fleming, J.M. (1962), 'Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates', *International Monetary Fund Staff Papers*, 9(3), 369-380.
- Furceri, D., Jalles, J.T. & Zdzienicka, A. (2017), 'China Spillovers: New Evidence from Time – Varying Estimates', *Open Economies Review*, 28(3), 413–429.
- Georgiadis, G. (2016), 'Determinants of global spillovers from US monetary policy', *Journal of International Money and Finance*, 67 (C), 41-61.
- Guo, W. (2017), 'Impact of Renminbi appreciation on China's trade balance: From empirical evidence', *American Journal of Industrial and Business Management*, 7, 816-831.
- Hong Kong Monetary Authority (2019), *Database*, retrieved on March 1st 2019, from <<https://www.hkma.gov.hk/eng/index.shtml>>.
- International Monetary Fund [IMF] (2019), *Exchange rate data*, retrieved on March 1st 2019, from <https://www.imf.org/external/np/fin/data/param_rms_mth.aspx>.
- International Financial Statistics (2019), *Database*, retrieved on March 1st 2019, from <<http://data.imf.org>>.
- Kamber, G. & Mohanty, M.S. (2018), 'Do interest rates play a major role in monetary policy transmission in China?', *BIS working paper*, 714, retrieved on March 1st 2019, from <<https://www.bis.org/publ/work714.pdf>>.
- Keddad, B. (2019), 'How do the Renminbi and other East Asian currencies co-move?', *Journal of International Money and Finance*, 91(C), 49-70.
- Litterman, R. (1980), 'Techniques for forecasting with vector autoregressions', Ph.D. Dissertation, University of Minnesota, USA.
- Litterman, R. (1986), 'Forecasting with Bayesian vector autoregressions: Five years of experience', *Journal of Business and Economic Statistics*, 4(1), 25-38.
- Ma, G. & McCauley, R.N. (2011), 'The evolving renminbi regime and implications for Asian currency stability', *Journal of the Japanese and International Economies*, 25, 23-38.
- Monetary Authority of Singapore (2019), *Database*, retrieved on March 1st 2019, from <<http://www.mas.gov.sg/>>.
- Mundell, R.A. (1963), 'Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates', *Canadian Journal of Economic and Political Science*, 29(3), 475– 485.
- Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2019), *Cơ sở dữ liệu*, truy cập ngày 1 tháng 3 năm 2019, từ <<http://www.sbv.gov.vn>>.
- Reserve Bank of India (2019), *Database*, retrieved on March 1st 2019, from <<https://www.rbi.org.in/>>.
- Samimi, A.J., Asadi, S.P. & Sheidaei, Z. (2019), 'The international spillover of China's monetary policy: a case study of a developing country', *China Economic Journal*, 12(1), 52-67.
- Utlaut, J. & Roye, B.V. (2010), 'The effects of external shocks to business cycles in emerging Asia: A Bayesian VAR approach', *Kiel working papers*, 1668, retrieved on March 1st 2019, from <https://www.ifw-kiel.de/fileadmin/Dateiverwaltung/IfW-Publications/Bjoern_van_Roye/the-effects-of-external-shocks-on-business-cycles-in-emerging-asia-a-bayesian-var-approach/the-effects-of-external-shocks-on-business-cycles-in-emerging-asia-a-bayesian-var-model.pdf>.
- Zhang, Z. & Sato, K. (2013). 'The RMB exchange rate and its impact on the trade balance', presentation at *2013 UWA Workshop on the Chinese Economy*, the University of Western Australia, April 3rd – 5th.

QUẢN TRỊ LỢI NHUẬN VÀ QUYẾT ĐỊNH KHU VỰC SÁP NHẬP Ở VIỆT NAM

Đặng Hữu Mẫn

Khoa Tài chính, Trường Đại học Kinh tế, Đại học Đà Nẵng

Email: man.dang@due.edu.vn

Hoàng Dương Việt Anh

Khoa Ngân hàng, Trường Đại học Kinh tế, Đại học Đà Nẵng

Email: anhhdv@due.edu.vn

Lê Thùy Dung

Trường Đại học Kinh tế Nghệ An

Email: ledung.vinh@gmail.com

Ngày nhận: 16/6/2019

Ngày nhận bản sửa: 15/7/2019

Ngày duyệt đăng: 05/10/2019

Tóm tắt:

Bài báo này khảo sát ảnh hưởng của quản trị lợi nhuận của công ty mục tiêu đến quyết định lựa chọn khu vực sáp nhập của các công ty đầu tư dựa trên mẫu khảo sát toàn bộ các thương vụ sáp nhập và mua lại ở thị trường Việt Nam giai đoạn 2005-2018. Kết quả nghiên cứu cho thấy các công ty đầu tư nước ngoài có xu hướng lựa chọn các công ty mục tiêu có ít hành vi điều chỉnh lợi nhuận. Kết quả này khẳng định sự bất đối xứng thông tin, nhân tố thị trường không hoàn hảo cũng như rủi ro của việc thâm nhập thị trường mới ảnh hưởng mạnh đến quá trình ra quyết định khu vực sáp nhập của các công ty đầu tư, và cung cấp những hàm ý chính sách có giá trị tham khảo đối với nhà đầu tư và nhà quản trị công ty.

Từ khóa: Quản trị lợi nhuận, sáp nhập & mua lại, khu vực sáp nhập, công ty đầu tư, công ty mục tiêu.

Mã JEL: G34, G32.

Earnings management and acquisition location decision in Vietnam

Abstract:

This paper examines the impact of the target firms' earnings management behavior on acquirer's acquisition location decision using a comprehensive sample of all merger & acquisition (M&A) deals in Vietnam over the period of 2005-2018. The results show that foreign acquirers tend to choose target companies with less earnings management behaviour. This result confirms the information asymmetry between insiders and outsiders, and the imperfect market as well as the risk of entering new markets in general strongly influence the acquirers' location decision-making. The study also proposes policy recommendations to investors and firm managers.

Keywords: Earnings management, merger & acquisition, acquisition location, acquirers, target firms.

Mã JEL: G34, G32

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh toàn cầu hóa, khi rào cản về văn hóa, môi trường pháp lý, **xâm nhập** thị trường dần được gỡ bỏ thì xu thế sáp nhập và **mua bán** (M&A) xuyên biên giới đang trở thành một trong những chiến lược đầu tư trọng yếu của các nhà đầu tư để có thể xâm nhập và mở rộng thị phần. Dường như các công ty ngày càng quan tâm đến động cơ cũng như các quyết định đầu tư chiến lược thông qua các thương vụ **mua lại**, đặc biệt là khi xâm nhập vào các thị trường mới nổi (Bekaert & Harvey, 2000). Việc lựa chọn mục tiêu đầu tư của các công ty chịu sự chi phối trực tiếp bởi vấn đề thông tin được công bố. Một số nghiên cứu đã chỉ ra ảnh hưởng của quản trị lợi nhuận (*earnings management*) đến tính bất đối xứng thông tin và lượng thông tin cung cấp ra bên ngoài, và do đó ảnh hưởng trực tiếp đến kết quả và sự thành công của các thương vụ M&A (Schwert, 1996; Chemmanur & cộng sự, 2009...). Quản trị lợi nhuận đã tác động trực tiếp đến giá cổ phiếu của các bên tham gia (Schwert, 1996), và ảnh hưởng trực tiếp đến quyết định lựa chọn đối tác mục tiêu của các công ty thu tóm, đặc biệt nếu họ đến từ một thị trường bên ngoài với sự khác biệt về môi trường thể chế, văn hóa, và các khía cạnh xã hội. Do đó, một công ty ít có quản trị lợi nhuận sẽ góp phần cải thiện chất lượng thông tin hàm chứa trong cổ phiếu, tạo điều kiện thúc đẩy tính hiệu quả của thị trường chứng khoán nói chung và sự phát triển của thị trường M&A nói riêng.

Thị trường M&A Việt Nam trong những năm qua đã *đạt được sự tăng trưởng vượt bậc*. Làn sóng M&A của các đối tác đầu tư nước ngoài vào Việt Nam thực sự bùng nổ trong những năm vừa qua với số lượng và quy mô giao dịch ngày càng gia tăng. Số liệu của cơ sở dữ liệu SDC Platinum thuộc tập đoàn Thomson Reuters cho thấy, tổng giá trị các thương vụ M&A dưới tất cả các hình thức khác nhau ở Việt Nam giai đoạn 2007-2018 lên đến 48,8 tỷ USD. Chỉ trong 6 tháng đầu năm 2018, các nhà đầu tư nước ngoài đã chi tới 4,1 tỷ USD, tăng 82,4% so với cùng kỳ năm 2017, để góp vốn, mua cổ phần trong các doanh nghiệp ở Việt Nam (Diễn đàn M&A Việt Nam, 2018).¹ Nếu như trước đây, đa phần nhà đầu tư nước ngoài lựa chọn lập dự án, xây nhà máy mới để đầu tư ở Việt Nam, thì dữ liệu của SDC Platinum cho thấy trong 5 năm trở lại đây, đầu tư trực tiếp nước ngoài được phát triển chủ yếu thông qua kênh mua lại cổ

phần xuyên biên giới (*Cross-border acquisitions*). Nhiều nhà đầu tư nước ngoài lựa chọn hình thức đầu tư thông qua mua lại và sáp nhập để có thể hình thành các mối quan hệ chiến lược với các công ty nội địa, từ đó có thể theo đuổi mục tiêu **thâm nhập** thị trường của mình. Nguyên nhân chính là do sự phát triển của thị trường nội địa Việt Nam, quy mô dân số và nhu cầu tiêu dùng cao đã kích thích các tập đoàn nước ngoài mua cổ phần của các doanh nghiệp Việt. Các thương vụ thành công lớn gần đây là một minh chứng điển hình, như Thaibev (Thái Lan) mua Sabeco, Central Group (Thái Lan) mua BigC, TTC Holdings (Thái Lan) mua Metro Việt Nam, Fraser and Neave (Singapore) mua cổ phần Vinamilk, Mizuho (Nhật Bản) mua cổ phần Vietcombank (theo dữ liệu SDC Platinum, 2019),... Triển vọng phát triển thị trường M&A Việt Nam trong những năm tới là cực kỳ khả quan khi xu hướng đầu tư theo hình thức góp vốn, mua cổ phần đang ngày càng gia tăng.

Tuy vậy, thị trường M&A Việt Nam vẫn còn nhiều thách thức đặt ra, đặc biệt ở khía cạnh pháp lý. Hoạt động M&A được hướng dẫn và điều chỉnh bởi nhiều luật khác nhau, thiếu sự thống nhất dẫn đến sự quản lý chồng chéo giữa các luật. Cụ thể, quy định liên quan hoạt động sáp nhập và mua lại được quy định tại Bộ Luật Dân sự, Luật Doanh nghiệp, Luật Đầu tư, nhưng ở Việt Nam vẫn chưa có các quy định về chống thu tóm M&A trên thị trường (Pham & cộng sự, 2015). Bên cạnh đó, các doanh nghiệp Việt còn nhiều hạn chế về năng lực quản trị, chưa nhận thức đúng về tầm quan trọng của việc tạo ra một môi trường thông tin có chất lượng và bền vững đối với chiến lược phát triển dài hạn của doanh nghiệp dưới lăng kính của nhà đầu tư. Nhiều doanh nghiệp còn thiếu minh bạch trong công bố thông tin liên quan đến báo cáo tài chính, báo cáo quản trị, đặc biệt là đối với các doanh nghiệp chưa niêm yết. Thực trạng báo cáo tài chính và công bố thông tin chưa minh bạch, thao túng báo cáo tài chính và sự gia tăng quản trị lợi nhuận ở Việt Nam (McGee, 2009) có khả năng gây ảnh hưởng đến định giá chào mua trong thương vụ, cản trở dòng vốn M&A xuyên biên giới vào Việt Nam. Tuy nhiên, các nghiên cứu hiện có về M&A ở Việt Nam vẫn chưa xem xét tác động của quản trị lợi nhuận của công ty mục tiêu đến quá trình lập kế hoạch sáp nhập của các công ty thu tóm, đặc biệt khi công ty thu tóm đến từ hải ngoại. Do đó, nghiên cứu của chúng tôi là công trình đầu tiên được

ghi nhận ở Việt Nam xem xét ảnh hưởng của vấn đề quản trị lợi nhuận đến quá trình ra quyết định khu vực sáp nhập (Nội địa hoặc xuyên biên giới) ở một thị trường mới nổi nhưng có sự tăng trưởng hoạt động M&A đáng kể thời gian qua.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Quyết định lựa chọn khu vực đầu tư

Trong các nghiên cứu thực nghiệm hiện có, các đặc điểm về kết quả hoạt động tài chính của các công ty mục tiêu trong giai đoạn trước và sau khi hoàn thành thương vụ là tương đối rõ ràng và cũng là các thuộc tính thúc đẩy các công ty đầu tư ra quyết định lựa chọn khu vực đầu tư (Nội địa hoặc Xuyên biên giới).² Nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã kết luận rằng các công ty mục tiêu có kết quả hoạt động tài chính kém trong giai đoạn trước khi thông báo thương vụ (Safieddine & Titman, 1999). Tuy nhiên, những nghiên cứu này không tách rời các công ty mục tiêu được mua bởi các công ty đầu tư trong nước hoặc nước ngoài.

Một vài nghiên cứu thực nghiệm gần đây đã cố gắng bổ sung khoảng trống này và thấy rằng các công ty mục tiêu trong nước hoạt động kém so với các công ty mục tiêu bị đầu tư bởi các công ty nước ngoài trước thời điểm thông báo thương vụ (Fukao & cộng sự, 2006; Zhu & cộng sự, 2011). Phát hiện này phù hợp với một giả thuyết được chấp nhận chung, *giả thuyết thị trường kiểm soát công ty (Market for Corporate Control)*, giải thích động cơ đằng sau việc mua lại một phần trong nước. Theo đó, giả thuyết này cho thấy các công ty đầu tư trong nước có xu hướng chọn các công ty hoạt động kém làm đối tác chiến lược của họ. Conn & cộng sự (2005), Moeller & Schlingemann (2005) giải thích rằng các công ty đầu tư trong nước dễ dàng xác định các công ty hoạt động yếu hơn so với các công ty đầu tư nước ngoài, vì họ hoạt động trong thị trường nội địa và có nhiều thông tin hơn so với các công ty đầu tư nước ngoài.

Không giống như mua lại trong nước, động cơ của mua lại xuyên biên giới đã được nghiên cứu rộng rãi bởi các học giả tài chính và kinh doanh quốc tế. Nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã ủng hộ rằng mua lại xuyên biên giới được sử dụng như một phương pháp thâm nhập thị trường chiến lược vào thị trường nước ngoài (*Strategic Market Entry Theory*). Theo đó, lý thuyết này cho thấy, trái ngược với các công

ty đầu tư trong nước, các công ty đầu tư xuyên biên giới thường tìm kiếm các công ty ở thị trường nước ngoài có kết quả hoạt động tốt tại thời điểm thông báo thương vụ (Bertrand & Zitouna, 2008; Balsvik & cộng sự, 2010; Zhu & cộng sự, 2011). Nguyên nhân chính là do các công ty mục tiêu có mạng lưới phân phối lớn, uy tín thương hiệu, nguồn nhân lực có trình độ cao và điều kiện tài chính mạnh mẽ có thể giúp các công ty đầu tư nước ngoài thích nghi nhanh ở một thị trường mới (Hennart & Reddy, 1997; Chen, 2008). Ngoài ra, một số nghiên cứu nhận thấy rằng các công ty đầu tư nước ngoài tương đối bất lợi hơn so với các công ty đầu tư trong nước do sự bất cân xứng thông tin về sự khác biệt về kế toán, văn hóa và pháp lý. Do đó, các công ty mục tiêu có thông tin và kết quả hoạt động tốt có xu hướng được các công ty đầu tư nước ngoài mua lại vì chúng có thể được định giá đúng về giá chào mua cũng như giá trị cộng hưởng dự kiến.

2.2. Ảnh hưởng tiềm năng của quản trị lợi nhuận đối với quyết định khu vực M&A

Quản trị lợi nhuận đề cập đến sự can thiệp của các nhà quản lý thông qua việc điều chỉnh trong báo cáo tài chính và cấu trúc các giao dịch để làm sai lệch các thông tin nhằm đạt được mục tiêu cá nhân của mình (Barth & cộng sự, 2013). Thông qua quản trị lợi nhuận, số liệu trên các báo cáo tài chính không còn phản ánh chính xác thông tin tình hình hoạt động kinh doanh của công ty dẫn đến bất đối xứng thông tin xảy ra với các bên liên quan, điều này phù hợp với giả thuyết đưa ra trong lý thuyết đại diện (Jensen & Meckling, 1976).³ Nếu có sự bất đối xứng về giá trị thật của cổ phiếu giữa các công ty tham gia quá trình M&A, nhiều khả năng sẽ dẫn đến rò rỉ thông tin và do đó ảnh hưởng trực tiếp đến việc lựa chọn mục tiêu, quá trình đàm phán và giá trị tạo ra sau khi thương vụ hoàn thành (Chemmanur & cộng sự, 2009).

Quản trị lợi nhuận một phần phản ánh **m**ôi trường thông tin của công ty. **M**ôi trường thông tin kém nghĩa là công ty không có sự minh bạch thông tin, đặc biệt là minh bạch trong công bố thu nhập (George & cộng sự, 2009), gia tăng mức độ bất cân xứng thông tin (*information asymmetry*) giữa những người bên trong và bên ngoài công ty.⁴ Healy & Palepu (2001) cho rằng ngay cả trong một thị trường vốn hiệu quả, vẫn có khả năng xảy ra vấn đề quản trị

lợi nhuận từ các nhà quản lý công bố ra bên ngoài. Các nghiên cứu hiện có chủ yếu tập trung vào quản trị lợi nhuận của công ty thu tóm. Trong các thương vụ M&A, các công ty thu tóm có xu hướng sử dụng quản trị lợi nhuận nhằm làm tăng giá cổ phiếu, từ đó có thể làm giảm tỷ lệ hoán đổi cổ phiếu trong các thương vụ giao dịch lựa chọn phương thức thanh toán bằng chứng khoán (Erickson & Wang, 1999). Dường như giả thuyết thị trường hiệu quả đã hỗ trợ cho sự tồn tại của vấn đề quản trị lợi nhuận trong các thương vụ mua lại. Theo đó, trong một thương vụ M&A, các bên tham gia có thể thỏa thuận giao dịch bằng cổ phiếu và các nhà quản lý công ty thu tóm nhiều khả năng thực hiện các điều chỉnh về mặt số liệu kế toán để có thể thay đổi giá trị cổ phiếu, từ đó thay đổi lợi nhuận công ty. Jensen (2004) ủng hộ giả thuyết định giá quá cao (*overvaluation*) của các công ty thu tóm và cho rằng việc định giá cao làm gia tăng các quyết định của nhà quản lý, dẫn đến việc các nhà quản lý có thể thực hiện các thương vụ mua lại kém, nhiều khả năng họ gặp sai lầm trong việc lựa chọn mục tiêu đầu tư. Một số nghiên cứu chỉ ra rằng các công ty thu tóm đã thực hiện quản trị lợi nhuận trước khi thực hiện kế hoạch sáp nhập bằng cổ phiếu (Louis, 2004), dường như các công ty này đang nỗ lực trong việc gia tăng giá trị cổ phiếu của mình trước khi sáp nhập, dẫn đến khả năng họ có thể giảm chi phí mua lại. Các kết quả thực nghiệm ở trên cho thấy ảnh hưởng quản trị lợi nhuận làm thu nhập tích lũy của công ty thu tóm tăng cao hơn trong các thương vụ đàm phán giao dịch bằng cổ phiếu so với các thương vụ giao dịch bằng tiền mặt. Trong khi đó, minh chứng đưa ra từ nghiên cứu của Botsaria & Meeks (2018) cho thấy tác động của quản trị lợi nhuận đến thu nhập của công ty thu tóm phụ thuộc vào sự phát triển của môi trường hoạt động M&A.

Một số bằng chứng hiện có cho thấy quản trị lợi nhuận của công ty mục tiêu nhằm gia tăng giá cổ phiếu công ty trước khi thực hiện các thương vụ M&A đã ảnh hưởng trực tiếp đến giá chào mua từ công ty thu tóm, và do đó ảnh hưởng trực tiếp đến khả năng thành công của giao dịch (Schwert, 1996; Betton & cộng sự, 2008). Trong thực tế, các công ty thu tóm nước ngoài có xu hướng xâm nhập thị trường mới thông qua quá trình mua lại, sáp nhập và các công ty này có xu hướng bị hấp dẫn bởi các công ty mục tiêu có thanh khoản cao. Tuy nhiên, nếu các công ty mục tiêu theo đuổi quản trị lợi nhuận,

nhiều khả năng sẽ làm thay đổi giá trị sổ sách cổ phiếu công ty và làm thiên lệch các số liệu tài chính khác. Chính vì điều này có thể dẫn đến việc định giá không chính xác giá trị cũng như tác động đến tính hấp dẫn của cổ phiếu, gia tăng khả năng không thành công của thương vụ, ảnh hưởng trực tiếp đến quyết định bỏ vốn đầu tư của các nhà đầu tư trong nước và nước ngoài. Đặc biệt, trong các thương vụ giao dịch bằng cổ phiếu, khi công ty mục tiêu và công ty thu tóm đến từ các quốc gia khác nhau, mức độ bất đối xứng thông tin cao thì vấn đề thiếu hụt thông tin giữa các bên tham gia sẽ dẫn đến tình trạng các công ty thu tóm không thể kiểm soát được mức giá cổ phiếu mà công ty mục tiêu chào bán, cũng như việc các công ty mục tiêu không thể kiểm soát được giá cổ phiếu công ty thu tóm chào mua khi chấp nhận thanh toán bằng hoán đổi cổ phiếu. Điều này dễ dẫn đến gia tăng phần bù thương vụ phải trả của công ty thu tóm khi thương vụ giao dịch hoàn tất, đặc biệt là khi hai công ty không hoạt động trong cùng một lãnh thổ. Do đó, các công ty thu tóm có thể phải cân nhắc khi tìm kiếm mục tiêu ở các khu vực khác nhau dựa trên cơ sở phân tích quản trị lợi nhuận của công ty mục tiêu. Từ các lập luận ở trên, chúng tôi đề xuất giả thuyết chính như sau:

Giả thuyết cơ sở: Các công ty thu tóm nước ngoài có xu hướng mua lại các công ty mục tiêu có ít hành vi quản trị lợi nhuận.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Mẫu nghiên cứu được sử dụng bao gồm tất cả các thương vụ M&A thành công ở Việt Nam giai đoạn 2005-2018 được thu thập từ cơ sở dữ liệu có trả phí Thomson Reuters SDC Platinum. Sau khi loại bỏ các thương vụ trong đó các công ty thu tóm chào mua dưới 5% và nắm giữ ít hơn 5% cổ phần tại công ty mục tiêu sau khi thương vụ được hoàn thành, mẫu cuối cùng chúng tôi thu thập được gồm 486 thương vụ M&A thành công giai đoạn 2005-2018. Bên cạnh đó, dữ liệu về tài chính công ty được thu thập từ nguồn đáng tin cậy, *StoxPlus*, công ty chuyên cung cấp dữ liệu kinh tế tài chính ở Việt Nam.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Để khảo sát ảnh hưởng của quản trị lợi nhuận đến sự lựa chọn khu vực M&A của các công ty thu tóm, chúng tôi dựa trên mô hình hồi quy Probit với dữ liệu chéo (*Cross-sectional data regression*) như sau:

$$CROSS-BORDER_{i,t} = \beta_0 + \beta IEM_{i,t-1} + \beta_2 CONTROLS_{i,t-1} + \gamma_j + \delta_t + \zeta_{i,t}$$

Trong đó:

Biến phụ thuộc (CROSS-BORDER): Đây là biến nhị phân, nhận giá trị bằng 1 nếu thương vụ thuộc nhóm xuyên biên giới, nghĩa là công ty thu tóm và công ty mục tiêu không đến từ cùng một quốc gia, và bằng 0 nếu thương vụ đó thuộc nhóm M&A nội địa.

Biến độc lập (EM):

Dựa trên các nghiên cứu hiện có, chẳng hạn Shivakumar (2000), chúng tôi sử dụng tiêu chí *dồn tích bất thường*, hoặc *dồn tích phụ trội (abnormal accruals)* tại cuối năm tài khóa để đo lường quản trị lợi nhuận của công ty. Dồn tích bất thường là sự chênh lệch giữa dồn tích kỳ vọng so với dồn tích thực tế. Cụ thể như sau:

Dồn tích kỳ vọng:

$$E \frac{ACC_{it}}{A_{it} - 1} = \alpha_1 \frac{1}{A_{it} - 1} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_{it}}{A_{it} - 1} + \alpha_3 \frac{GPPE_{it}}{A_{it} - 1}$$

trong đó:

$A_{i,t-1}$: Tổng tài sản vào cuối năm $t-1$ của công ty i .

ΔREV_{it} : Chênh lệch doanh thu thuần giữa năm t và năm $t-1$.

$GPPE_{it}$: Tài sản cố định gộp vào cuối năm t .

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$: Tham số của mỗi công ty.

Các tham số của mô hình $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ được ước lượng sử dụng hồi quy OLS:

$$\frac{ACC_{it}}{A_{it} - 1} = \alpha_1 \frac{1}{A_{it} - 1} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_{it}}{A_{it} - 1} + \alpha_3 \frac{GPPE_{it}}{A_{it} - 1} + \varepsilon$$

trong đó:

ACC_{it} : Dồn tích thực tế của công ty i trong năm t .

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$: Kết quả ước lượng của $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ sử dụng hồi quy OLS.

Biến kiểm soát (CONTROLS):

Chúng tôi xác định một tập hợp các biến được sử dụng để kiểm soát các hiệu ứng khác được xác định bởi các nghiên cứu trước đây (Andriopoulos & Yang, 2015). Để kiểm soát mô hình, chúng tôi sử dụng 2 nhóm biến kiểm soát sau đây:

- *Các biến nội tại của công ty mục tiêu (firm-level)* (được thu thập từ báo cáo tài chính vào năm tài chính gần nhất kết thúc trước thời điểm xảy ra

thương vụ) gồm:

SIZE, Quy mô công ty, được xác định bằng cách lấy logarithm tự nhiên của Tổng tài sản.

LEVERAGE, Đòn bẩy tài chính, được xác định bằng cách lấy Tổng nợ/ tổng tài sản.

Q, Hệ số Tobin's Q, được xác định bằng cách lấy (Giá trị thị trường của vốn cổ phần + Giá trị thị trường của nợ)/(Giá trị sổ sách của vốn cổ phần + Giá trị sổ sách của nợ).

SALESGROWTH, Tỷ lệ tăng trưởng doanh thu.

- *Các biến đặc điểm của thương vụ (deal-specific)* gồm:

RELATED, biến nhị phân, nhận giá trị 1 nếu công ty mục tiêu và công ty thu tóm hoạt động trong cùng một lĩnh vực, và nhận giá trị 0 cho trường hợp ngược lại.

CASH, biến nhị phân, nhận giá trị 1 nếu thương vụ được thanh toán bằng tiền mặt, và nhận giá trị 0 cho các trường hợp còn lại.

TOEHOLD, biến liên tục, phản ánh phần trăm vốn cổ phần mà công ty thu tóm có sở hữu trong công ty mục tiêu tại thời điểm thông báo thương vụ.

Để hạn chế ảnh hưởng của những quan sát ngoại vi (*outliers*), chúng tôi biến đổi (*winsorizing*) các quan sát của các biến ở phân vị 1% và phân vị 99% trong phân phối mẫu của mỗi biến liên tục. Winsorizing là thủ tục thay thế các giá trị cực đoan với các giá trị của các quan sát tại ngoại vi, từ đó giảm ảnh hưởng của những giá trị cực đoan lên các kết quả thống kê.

Mô hình (1) cũng bao gồm ảnh hưởng cố định ngành (γ_j) và ảnh hưởng cố định năm (δ_t) nhằm kiểm soát tác động chi phối của ngành và năm lên ảnh hưởng của quản trị công ty đến chính sách phân phối cổ tức. Ngoài ra, sai số chuẩn cũng đã được điều chỉnh (*robust standard errors*) để giải quyết hiện tượng phương sai không đồng nhất và được ước lượng theo ngành để giải quyết vấn đề tự tương quan.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả mẫu nghiên cứu

Bảng 1 trình bày thống kê mô tả các biến theo khu vực thu tóm. Đối với nhóm các biến nội tại của công ty mục tiêu, kết quả nghiên cứu cho thấy trong các thương vụ mua lại xuyên biên giới thì tỷ lệ tăng trưởng doanh thu trung bình là 36% với tỷ

Bảng 1: Kết quả thống kê mô tả các biến

Biến	M&A xuyên biên giới				M&A nội địa				Kiểm định chênh lệch (t-ratio)
	Số quan sát	Giá trị trung bình	Giá trị trung vị	Độ lệch chuẩn	Số quan sát	Giá trị trung bình	Giá trị trung vị	Độ lệch chuẩn	
<i>SIZE</i>	59	26.76	26.76	1.76	420	27.00	26.85	1.51	1.15
<i>SALESGROWTH</i>	56	0.36	0.15	1.07	408	0.34	0.15	1.44	-0.09
<i>LEVERAGE</i>	59	0.46	0.46	0.25	419	0.50	0.50	0.26	1.17
<i>Q</i>	40	0.03	0.02	0.33	303	0.07	0.00	0.41	0.50
<i>RELATED</i>	61	0.05	0.00	0.22	424	0.06	0.00	0.24	0.43
<i>CASH</i>	61	0.41	0.00	0.50	424	0.38	0.00	0.48	-0.52
<i>TOEHOLD</i>	61	0.05	0.05	0.02	424	0.14	0.05	0.11	1.64

Nguồn: Tính toán của tác giả.

lệ nợ trung bình đạt 46%. Trong khi đó, các công ty mục tiêu trong các thương vụ M&A nội địa có tăng trưởng doanh thu trung bình đạt 34% với tỷ lệ nợ trung bình đạt 50%. Đặc biệt, nghiên cứu không nhận thấy có sự khác biệt nào giữa các công ty mục tiêu trong nhóm M&A nội địa và xuyên biên giới xét ở khía cạnh đặc điểm tài chính.

Về phương diện các đặc điểm thương vụ, các thương vụ mua lại xuyên biên giới có tỷ lệ sở hữu vốn cổ phần tại công ty mục tiêu trước khi có thông báo thương vụ là 5%, tỷ lệ thu tóm cùng ngành trung bình là 5%, và tỷ lệ thanh toán bằng tiền mặt

trung bình là 41%. Trong khi đó, các thương vụ M&A nội địa có tỷ lệ thanh toán bằng tiền mặt trung bình là 38% và tỷ lệ thu tóm cùng ngành trung bình là 6% nhưng tỷ lệ sở hữu mà công ty thu tóm hiện có tại công ty mục tiêu lên đến 14%. Tương tự, nghiên cứu không nhận thấy có sự khác biệt nào giữa nhóm M&A nội địa và xuyên biên giới xét ở khía cạnh đặc điểm thương vụ.

Trong Bảng 2, chúng tôi báo cáo thống kê mô tả sự khác biệt về đặc điểm của các thương vụ mua lại theo hai nhóm, nhóm công ty mục tiêu có quản trị lợi nhuận cao và nhóm có hành vi điều chỉnh lợi

Bảng 2: Đặc điểm của các thương vụ theo từng nhóm quản trị lợi nhuận

Biến	Nhóm quản trị lợi nhuận cao				Nhóm quản trị lợi nhuận thấp				Kiểm định chênh lệch (t-ratio)
	Số quan sát	Giá trị trung bình	Giá trị trung vị	Độ lệch chuẩn	Số quan sát	Giá trị trung bình	Giá trị trung vị	Độ lệch chuẩn	
<i>SIZE</i>	172	27.02	27.04	1.27	173	27.34	27.21	1.75	1.99**
<i>SALESGROWTH</i>	172	0.35	0.18	0.76	170	0.22	0.15	0.48	-1.89*
<i>LEVERAGE</i>	172	0.45	0.49	0.22	173	0.49	0.49	0.23	1.47
<i>Q</i>	171	0.08	0.00	0.44	173	0.04	0.00	0.34	-0.98
<i>CROSS-BORDER</i>	171	0.12	0.00	0.33	173	0.11	0.00	0.31	-0.37
<i>RELATED</i>	172	0.06	0.00	0.23	173	0.06	0.00	0.23	-0.01
<i>CASH</i>	172	0.41	0.00	0.49	173	0.42	0.00	0.49	0.06
<i>TOEHOLD</i>	172	0.11	0.05	0.08	173	0.08	0.05	0.04	-1.12

Ghi chú: Ký hiệu ** và * lần lượt chỉ mức ý nghĩa 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 3: Quản trị lợi nhuận giữa 2 khu vực M&A

Quản trị lợi nhuận (EM)	M&A Xuyên biên giới				M&A Nội địa				Kiểm định chênh lệch (t-ratio)
	Số quan sát	Giá trị trung bình	Giá trị trung vị	Độ lệch chuẩn	Số quan sát	Giá trị trung bình	Giá trị trung vị	Độ lệch chuẩn	
Trước khi thông báo thương vụ (Pre-bid)	40	0.097	0.089	0.085	304	0.150	0.079	0.292	1.14
Sau khi thương vụ hoàn thành (Post-bid)	44	0.330	0.057	1.051	286	0.126	0.066	0.198	-2.98***

Ghi chú: Ký hiệu *** chỉ mức ý nghĩa 1%.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

nhuận thấp.⁵ Kết quả cho thấy các công ty mục tiêu ở nhóm quản trị lợi nhuận thấp có quy mô lớn hơn so với nhóm còn lại. Tuy nhiên, tỷ lệ tăng trưởng doanh thu trung bình của nhóm quản trị lợi nhuận cao đạt thấp hơn so với nhóm quản trị lợi nhuận thấp. Ngoài ra, kết quả từ nghiên cứu không nhận thấy có sự khác biệt có ý nghĩa thống kê về tỷ lệ nợ,

hệ số Tobin's Q, tỷ lệ thu mua cùng ngành, và tỷ lệ thanh toán tiền mặt giữa nhóm công ty mục tiêu có quản trị lợi nhuận cao và nhóm có quản trị lợi nhuận thấp.

4.2. Sự khác biệt về quản trị lợi nhuận giữa 2 khu vực M&A

Bảng 3 mô tả sự khác biệt về quản trị lợi nhuận

Bảng 4: Quản trị lợi nhuận và quyết định lựa chọn khu vực M&A

Biến	Quyết định lựa chọn khu vực M&A		
	(1)	(2)	(3)
<i>EM</i>	-0.067** (-2.22)	-0.059* (-1.95)	-0.064** (-2.08)
<i>SIZE</i>		0.000 (0.06)	0.001 (0.12)
<i>SALESGROWTH</i>		-0.024 (-1.31)	-0.022 (-1.19)
<i>LEVERAGE</i>		-0.149 (-1.57)	-0.157 (-1.63)
<i>Q</i>		-0.043 (-1.12)	-0.039 (-0.99)
<i>RELATED</i>			0.004 (0.06)
<i>CASH</i>			0.032 (0.84)
<i>TOEHOLD</i>			-0.003*** (-2.57)
<i>Constant</i>	0.259* (1.67)	0.313 (0.75)	0.267 (0.63)
<i>Hiệu ứng Ngành, Năm</i>	IY	IY	IY
<i>Adj.R²</i>	0.03	0.04	0.05
<i>Số quan sát</i>	343	339	339

Ghi chú: Ký hiệu ***, ** và * lần lượt chỉ mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%. Các mô hình ở trên đã bao gồm ảnh hưởng cố định ngành (γ_i) và ảnh hưởng cố định năm (δ_t) nhằm kiểm soát tác động chi phối của ngành (I) và năm (Y) đối với ảnh hưởng của QTLN đến sự lựa chọn khu vực M&A.

của công ty mục tiêu phân theo khu vực M&A giai đoạn trước và sau khi thương vụ được hoàn thành. Kết quả cho thấy trong giai đoạn trước khi thương vụ được thông báo (*Pre-bid period*)⁶, không có sự khác biệt trong quản trị lợi nhuận giữa hai nhóm thương vụ M&A. Tuy nhiên, trong giai đoạn sau khi thương vụ được hoàn thành (*Post-bid period*), các công ty mục tiêu trong những thương vụ xuyên biên giới có hành vi điều chỉnh lợi nhuận lớn hơn so với nhóm công ty trong thương vụ nội địa. Kết quả này cung cấp một bằng chứng khá thú vị, theo đó, sau khi công ty mục tiêu ở Việt Nam được mua lại bởi các đối tác từ nước ngoài, trong năm đầu tiên sau khi “kết hợp”, các công ty mục tiêu này lại có nhiều hành vi điều chỉnh lợi nhuận so với các công ty mục tiêu nội địa. Kết quả này phù hợp với thực tế môi trường thể chế yếu và cơ chế quản trị kém ở các nước tiếp nhận đầu tư (trong mẫu nghiên cứu này là Việt Nam). Nói cách khác, các công ty đầu tư nước ngoài có vẻ như đã dựa trên sự quản lý lỏng lẻo về cơ chế quản trị của các công ty Việt Nam để thao túng báo cáo tài chính và điều chỉnh lợi nhuận.

4.3. Quản trị lợi nhuận và quyết định lựa chọn khu vực M&A

Chúng tôi tiếp tục trả lời câu hỏi nghiên cứu, phải chăng đã có hành vi điều chỉnh lợi nhuận tại thời điểm thông báo thương vụ của các công ty mục tiêu, và phải chăng những công ty được mua lại xuyên biên giới sẽ ít có xu hướng điều chỉnh lợi nhuận? Trong Bảng 4, chúng tôi thực hiện hồi quy Probit để xem xét mối tương quan giữa quản trị lợi nhuận của công ty mục tiêu và việc lựa chọn khu vực M&A của công ty đầu tư. Kết quả hồi quy cho thấy biến EM có mối tương quan ngược chiều và có ý nghĩa thống kê ở mức 5% đối với biến CROSS-BORDER. Điều này có nghĩa rằng các công ty đầu tư nước ngoài có xu hướng mua lại các công ty mục tiêu có ít quản trị lợi nhuận, và kết quả này phù hợp với giả thuyết cơ sở của chúng tôi. Nguyên nhân có thể là các công ty đầu tư nước ngoài khá thận trọng trong việc lựa chọn các công ty mục tiêu để có thể thâm nhập thị trường mới một cách ít rủi ro nhất; trong khi đó, các công ty đầu tư nội địa do có lợi thế về thị trường và thông tin nên có thể sẵn sàng chấp nhận các đối tác có quản trị lợi nhuận cao.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Bài viết nghiên cứu ảnh hưởng của quản trị lợi

nhuận đến việc lựa chọn khu vực mua lại (nội địa hoặc xuyên biên giới). Sử dụng một mẫu toàn diện các thương vụ tại Việt Nam, trong giai đoạn 2005-2018, kết quả nghiên cứu xác nhận các công ty đầu tư nước ngoài có xu hướng lựa chọn các công ty mục tiêu Việt Nam ít có quản trị lợi nhuận để giảm thiểu rủi ro thâm nhập thị trường. Kết quả này khẳng định quản trị lợi nhuận ảnh hưởng mạnh đến quá trình lập kế hoạch và ra quyết định M&A của công ty đầu tư.

Về mặt lý thuyết, kết quả nghiên cứu của bài báo đã cung cấp minh chứng xác nhận ảnh hưởng của vấn đề quản trị lợi nhuận của các công ty mục tiêu đối với quyết định lựa chọn khu vực M&A của các công ty đầu tư. Thông qua đánh giá vấn đề quản trị lợi nhuận của công ty mục tiêu, nghiên cứu đã bổ sung bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa môi trường thông tin công ty và quá trình tái cấu trúc công ty, cung cấp thêm một bằng chứng mới về vai trò của sự minh bạch hóa môi trường thông tin của công ty đối với quá trình ra quyết định đầu tư của các doanh nghiệp.

Về mặt thực tiễn, nghiên cứu này là công trình đầu tiên khảo sát ảnh hưởng của một trong những đặc điểm của môi trường thông tin công ty, quản trị lợi nhuận trong thị trường M&A Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cung cấp một số hàm ý chính sách quan trọng.

Thứ nhất, trong các thương vụ M&A, không phân biệt mua lại nội địa hay mua lại xuyên biên giới, đều xuất hiện quản trị lợi nhuận. Do đó, việc nghiên cứu ảnh hưởng của quản trị lợi nhuận sẽ giúp các công ty đầu tư lựa chọn các đối tác đầu tư chiến lược phù hợp. Các cổ đông lớn và hội đồng quản trị cũng có thể có những chính sách và hành động phù hợp nhằm kiểm soát quản trị lợi nhuận của ban điều hành công ty. Nếu làm tốt điều này, có thể nâng cao chất lượng thông tin công bố ra bên ngoài, đảm bảo môi trường thông tin ngày càng minh bạch, từ đó góp phần thúc đẩy sự phát triển của thị trường M&A Việt Nam. Mặt khác, quản trị lợi nhuận ảnh hưởng trực tiếp đến chi phí bỏ ra của các công ty đầu tư, do đó tác động đến khả năng thành công của một thương vụ M&A. Bởi vậy, các nhà quản trị công ty mục tiêu cần cân nhắc trong quản trị lợi nhuận để có thể gia tăng chất lượng thông tin công bố ra bên ngoài, từ đó có thể giúp minh bạch hóa thông tin của

công ty, thu hút các nhà đầu tư trong và ngoài nước mua cổ phiếu công ty.

Thứ hai, kết quả nghiên cứu cung cấp bằng chứng về quản trị lợi nhuận ở thị trường M&A Việt Nam, và khuyến nghị các nhà hoạch định chính sách cần xây dựng cơ chế quản trị công ty và cơ chế giám sát công bố thông tin. Nếu thông tin công bố sai lệch quá nhiều so với thực tế (thể hiện qua quản trị lợi

nhuận), điều này sẽ gây ra sự biến động giá cổ phiếu trên thị trường, ảnh hưởng đến vai trò và chức năng của thị trường chứng khoán cũng như quyền lợi của nhà đầu tư.

Thứ ba, đối với các nhà đầu tư, cần xem xét thận trọng trong việc lựa chọn cổ phiếu mục tiêu, đặc biệt cần dựa trên sự minh bạch thông tin của các công ty mục tiêu.

Ghi chú:

1. <https://baodautu.vn/dien-dan-ma-viet-nam-nam-2018-buoc-ngoat-moi-ky-nguyen-moi-d85195.html>
2. Quyết định lựa chọn khu vực thu tóm (*Acquisition location choice*) là bộ phận quan trọng trong toàn bộ quy trình xây dựng chiến lược tái cấu trúc của các công ty thu tóm. Họ có thể lựa chọn thu tóm nội địa (thu tóm công ty mục tiêu trong cùng một quốc gia) hoặc thu tóm xuyên biên giới (thu tóm công ty mục tiêu ở quốc gia khác).
3. Nghiên cứu của Barth & cộng sự (2013) nhận thấy rằng những công ty ít có bất cân xứng trong công bố thông tin thu nhập sẽ có chi phí vốn thấp hơn và phản ánh chính xác hơn giá trị công ty.
4. Lý thuyết thông tin bất đối xứng (*Asymmetric Information theory*) cho rằng mức độ minh bạch thông tin khác nhau đáng kể giữa các công ty là do sự khác biệt về môi trường thông tin. Chính vì vậy, các công ty trong thương vụ M&A có thể có mức độ thông tin bất đối xứng khác nhau (Healy & Palepu, 2001). Các công ty thu tóm nước ngoài sẽ gặp bất lợi về thông tin so với các công ty thu tóm nội địa (Zhu & cộng sự, 2011), và do đó sẽ tìm kiếm các cơ hội đầu tư ít rủi ro hơn.
5. Chúng tôi định nghĩa nhóm công ty có quản trị lợi nhuận cao (thấp) là nhóm công ty mà trong đó giá trị EM của mỗi công ty lớn (nhỏ) hơn giá trị trung vị (Median) của mẫu nghiên cứu trong năm t-1 trước thời điểm thông báo thương vụ.
6. Chúng tôi sử dụng năm t-1 để biểu thị giai đoạn tiền mua lại, và năm t+1 cho giai đoạn hậu mua lại.

Tài liệu tham khảo:

- Andriosopoulos, D., & Yang, S. (2015), 'The impact of institutional investors on mergers and acquisitions in the United Kingdom', *Journal of Banking & Finance*, 50, 547-561.
- Balsvik, R., Stefanie, A., Haller, S.S. (2010), 'Picking "Lemons" or Picking "Cherries"? Domestic and Foreign Acquisitions in Norwegian Manufacturing', *Scandinavian Journal of Economics*, 112 (2), 361-387.
- Barth, M.E., Konchitchki, Y., Landsman, W., R. (2013), 'Cost of Capital and Earnings Transparency', *Journal of Accounting and Economics*, 55 (2-3), 206-24.
- Bekaert, G., & C.R. Harvey. (2000), 'Foreign speculators and emerging equity markets', *Journal of Finance*, 55, 565-613.
- Bertrand, O., Zitouna, H. (2008), 'Domestic versus cross-border acquisitions: which impact on the target firms' performance?', *Applied Economics*, 40, 2221-2238.
- Betton, S., Eckbo, B., Thorburn, K. (2008), 'Markup pricing revisited', Tuck school of business working paper No. 2008-45. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1094946>.
- Botsaria, A. & Meeks, G. (2018), 'Acquirers' earnings management ahead of stock-for-stock bids in 'hot' and 'cold' markets', *Journal of Accounting and Public Policy*, 37, 355-375.
- Chemmanur, T. J., Paeglis, I. & Simonyan, K. (2009), 'The medium of exchange in acquisitions: Does the private information of both acquirer and target matter?', *Journal of Corporate Finance*, 15, 523-542.

- Chen, S.-F. (2008), 'The motives for international acquisitions: capability procurements, strategic considerations, and the role of ownership structures', *Journal of International Business Studies*, 39 (3), 454-471.
- Conn, R.L., Cosh, A., Guest, P.M., Hughes, A. (2005), 'The Impact on UK Acquirers of Domestic, Cross-border, Public and Private Acquisitions', *Journal of Business Finance & Accounting*, 32, 815-870.
- Erickson, M., Wang, S.W. (1999), 'Earnings management by acquiring firms in stock for stock mergers', *Journal of Accounting and Economics*, 27(2), 149-176.
- Fukao, K., Ito, K., Kwon, H.U., Takiza, M. (2006), 'Cross-Border Acquisitions and Target Firms' Performance: Evidence From Japanese Firm-Level Data', NBER Working Paper, 12422.
- George, J. J., Xu, D., Yao, T. (2009), 'The Information Content of Idiosyncratic Volatility', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(1), 1-28.
- Healy, P. M. & Palepu, K. G. (2001), 'Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature', *Journal of Accounting and Economics*, 31, 405-440.
- Hennart, J.F., Reddy, S. (1997), 'The Choice between Mergers/Acquisitions and Joint Ventures: The Case of Japanese Investors in the United States', *Strategic Management Journal*, 18, 1-12.
- 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. (2004), 'The Agency Cost of Overvalued Equity and the Current State of Corporate Finance', *European Financial Management*, 10, 549-565.
- Louis, H. (2004), 'Earnings management and the market performance of acquiring firms', *Journal of Financial Economics*, 74 (1), 121-148.
- McGee, R. (2009), 'An Overview of Corporate Governance Practices in Vietnam', *Corporate Governance in Developing Economies*, 235-238.
- Moeller, S.B., & Schlingemann, F.P. (2005), 'Global diversification and bidder gains: A comparison between cross-border and domestic acquisitions', *Journal of Banking & Finance*, 29, 533-564.
- Pham, N., Oh, K.B., Pech, R. (2015), 'Mergers and acquisitions: CEO duality, operating performance and stock returns in Vietnam', *Pacific-Basin Finance Journal*, 35, Part A, 298-316.
- Safieddine, A., Titman, S. (1999), 'Leverage and Corporate Performance: Evidence from Unsuccessful Takeovers', *Journal of Finance*, 54, 547-580.
- Schwert, G.W. (1996), 'Markup pricing in mergers and acquisitions', *Journal of Financial Economics*, 41, 153-192.
- Shivakumar, L. (2000), 'Do firms mislead investors by overstating earnings before seasoned equity offerings?', *Journal of Accounting and Economics*, 29 (3), 339-371
- Zhu, P.C, Jog, V., & Otchere, I. (2011), 'Partial acquisitions in emerging markets: A test of the strategic market entry and corporate control hypotheses', *Journal of Corporate Finance*, 17, 288-305.

ĐẶC ĐIỂM HỘI ĐỒNG QUẢN TRỊ VÀ THÔNG TIN BẤT CÂN XỨNG: ẢNH HƯỞNG ĐIỀU TIẾT CỦA LOẠI HÌNH DOANH NGHIỆP

Phan Bùi Gia Thủy

Đại học Nguyễn Tất Thành

Email: pbgthuy@ntt.edu.vn

Nguyễn Trần Phúc

Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

Email: phucnt@buh.edu.vn

Ngô Vi Trọng

Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

Email: trongnv@buh.edu.vn

Ngày nhận: 06/3/2019

Ngày nhận bản sửa: 12/4/2019

Ngày duyệt đăng: 05/10/2019

Tóm tắt:

Nghiên cứu được thực hiện với mục đích ước lượng sự tác động của đặc điểm hội đồng quản trị, gồm: thành viên hội đồng quản trị độc lập không điều hành và trình độ học vấn đến thông tin bất cân xứng. Trên cơ sở phân tích một mẫu gồm 161 công ty niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh giai đoạn 2009 – 2015 tương ứng 1019 quan sát, kết quả nghiên cứu cho thấy thành viên hội đồng quản trị độc lập không điều hành và trình độ học vấn của hội đồng quản trị ảnh hưởng đến thông tin bất cân xứng chịu sự điều tiết của loại hình doanh nghiệp, gồm công ty có và không có vốn Nhà nước. Ngoài ra, ở nhóm gồm các công ty không có vốn Nhà nước, đặc điểm độc lập và trình độ học vấn của hội đồng quản trị tác động ngược chiều đến thông tin bất cân xứng, trong khi sự tác động này không có ý nghĩa đối với nhóm gồm các công ty có vốn Nhà nước.

Từ khóa: Thành phần lựa chọn ngược, thông tin bất cân xứng, đặc điểm hội đồng quản trị, quản trị công ty, thành viên hội đồng quản trị độc lập.

JEL: G10; G30.

Board of director's characteristics and asymmetric information: The moderating effect of the firm type

Abstract:

This study is to determine the impact of the director board's characteristics including independent directors and education level of board members on asymmetric information. Based on analyzing 161 firms listed on HOSE from 2009 to 2015 with 1,019 observations, the results show that the effect of the directors' independence and educational qualifications on asymmetric information depends on the moderation of the type of firms, state-owned and non-state-owned firms. Moreover, increasing in many outside directors and board members with a high education level could decline the risk of private information with non-state-owned firms, while this impact is not significant with state-owned ones.

Keywords: Adverse selection component, asymmetric information, characteristics of board, corporate governance, independent directors.

JEL: G10; G30.

1. Giới thiệu

Thông tin bất cân xứng và đặc điểm hội đồng quản trị đã được nghiên cứu chuyên sâu từ những năm 1970. Thông tin bất cân xứng là nguyên nhân gây ra vấn đề lựa chọn ngược, chi phí người đại diện và bất ổn thị trường. Giải pháp cho vấn đề này đòi hỏi một cơ chế quản trị công ty theo thông lệ quốc tế, cụ thể đó là hội đồng quản trị (Cai & cộng sự, 2006; Kanagaretnam & cộng sự, 2007; Elbadry & cộng sự, 2015).

Nhiều công trình nghiên cứu tập trung vào mối quan hệ giữa đặc điểm của hội đồng quản trị và thông tin bất cân xứng theo nhiều khía cạnh khác nhau. Bên cạnh kết quả đạt được, vẫn tồn tại khoảng trống đó là không nhiều nghiên cứu xem xét đến đặc điểm độc lập và trình độ học vấn của hội đồng quản trị trong việc hạn chế thông tin bất cân xứng xét trong bối cảnh loại hình doanh nghiệp khác nhau, cụ thể là doanh nghiệp có và không có vốn Nhà nước. Theo các nhà nghiên cứu và Tổ chức Hợp tác và Phát triển Kinh tế (OECD), ảnh hưởng của thành viên hội đồng quản trị độc lập và tính chuyên gia của hội đồng quản trị đối với thông tin bất cân xứng có thể khác nhau đối với loại hình doanh nghiệp. Ở công ty có vốn Nhà nước, hội đồng quản trị bị hạn chế thông tin từ cấp điều hành (Wang, 2012), không được tinh gọn và ngại thay đổi với biến động môi trường kinh doanh (OECD, 2015), thiếu tính chuyên nghiệp cũng như khả năng giám sát độc lập (Wang & cộng sự, 2016; OECD, 2018). Kết quả, khả năng hoạt động độc lập và sự hiểu biết của các thành viên hội đồng quản trị không được phát huy hiệu quả trong môi trường công ty có vốn Nhà nước. Ở Việt Nam, hiện rất hiếm hoặc dường như không có các công trình nghiên cứu thực hiện ước lượng mối quan hệ giữa đặc điểm hội đồng quản trị và thông tin bất cân xứng, nhất là mối quan hệ này được so sánh và đối chiếu giữa các doanh nghiệp quốc doanh và ngoài quốc doanh.

Kết quả nghiên cứu cho thấy tồn tại ảnh hưởng ngược chiều của thành viên hội đồng quản trị độc lập không điều hành và trình độ học vấn của hội đồng quản trị đến thông tin bất cân xứng ở nhóm công ty không có vốn Nhà nước, nhưng không có ý nghĩa đối với nhóm công ty có vốn Nhà nước. Phát hiện này đóng góp hữu ích trên phương diện học thuật và là cơ sở tham khảo cho các công ty niêm yết hướng đến xây dựng cấu trúc quản trị công ty hiệu quả.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Thông tin bất cân xứng

Thông tin bất cân xứng, xét phạm vi trên thị trường chứng khoán khi thực hiện giao dịch cổ phiếu, phản ánh một hoặc một nhóm đối tượng sở hữu những thông tin quan trọng về công ty mà chưa được công bố ra đại chúng, trong khi các nhà đầu tư khác không thể tiếp cận (Chae, 2005). Do đó, một khi giao dịch xảy ra, nhà đầu tư có thông tin sẽ thu được lợi ích tương ứng với phần tổn thất mà nhà đầu tư không có thông tin phải gánh chịu. Mức tổn thất này được gọi là chi phí lựa chọn ngược, một dạng hệ quả của thông tin bất cân xứng khi thực hiện giao dịch cổ phiếu (Copeland & Galai, 1983; Glosten & Milgrom, 1985).

Đo lường thông tin bất cân xứng có thể được áp dụng theo nhiều phương pháp khác nhau như phương pháp đối chiếu giá chuẩn (Venkatesh & Chiang, 1986; Lee, 1993; Huang & Stoll, 1996) và phương pháp kinh tế lượng (Glosten & Harris, 1988; George & cộng sự, 1991; Madhavan & cộng sự, 1997). Mỗi phương pháp có những ưu điểm, nhược điểm, và điều kiện sử dụng khác nhau tùy thuộc vào cơ sở thiết lập mô hình, gồm cơ sở thu nhập từ giao dịch, cân đối thu nhập và chi phí; hay thông tin chuỗi đặt lệnh và khả năng tiếp cận dữ liệu giao dịch, gồm dữ liệu giao dịch trong ngày hay đóng cửa cuối ngày của nhà nghiên cứu. Đối với quốc gia có thị trường chứng khoán đang phát triển, mô hình kinh tế lượng của George & cộng sự (1991) theo biến chỉ báo thường được áp dụng để đo lường thông tin bất cân xứng.

Một trong những cơ chế hiệu quả có thể hạn chế được thông tin bất cân xứng đó là đặc điểm hội đồng quản trị. Đặc điểm hội đồng quản trị được xem là cơ chế phát tín hiệu đến các nhà đầu tư bên ngoài và cơ chế giám sát đối với các nhà điều hành bên trong doanh nghiệp (Jensen & Meckling, 1976). Không những vậy, các thông lệ quốc tế tốt về quản trị công ty nhằm quy định các tiêu chuẩn về đặc điểm của hội đồng quản trị đã góp phần hạn chế rủi ro thông tin và bất bình đẳng giữa các cổ đông, kết quả là gia tăng tính minh bạch của thị trường.

2.2. Đặc điểm hội đồng quản trị và thông tin bất cân xứng

Nghiên cứu tập trung vào sự tác động của thành viên hội đồng quản trị độc lập không điều hành và trình độ học vấn của hội đồng quản trị đến thông tin bất cân xứng, và có xét đến bối cảnh loại hình doanh nghiệp khác nhau, cụ thể là loại hình doanh nghiệp

có vốn Nhà nước và doanh nghiệp tư nhân.

2.2.1. Thành viên Hội đồng quản trị độc lập không điều hành

Theo lý thuyết người đại diện, thành viên hội đồng quản trị độc lập bên ngoài công ty đại diện tốt cho cổ đông hơn và có khả năng giám sát các nhà quản lý tốt hơn so với các thành viên hội đồng quản trị tham gia điều hành (Weisbach, 1988). Hơn nữa, ở những công ty có nhiều thành viên hội đồng quản trị độc lập, mức độ công bố thông tin ra đại chúng sẽ nhiều hơn (Chen & Jaggi, 2000); do đó, hạn chế được thông tin bất cân xứng giữa các nhà đầu tư bên ngoài và môi trường hoạt động bên trong của công ty (Armstrong & cộng sự, 2014; Elbadry & cộng sự, 2015). Chính vì vậy, nghiên cứu xây dựng giả thuyết như sau:

H₁: Thành viên hội đồng quản trị độc lập không điều hành tác động ngược chiều đến thông tin bất cân xứng.

Không phủ nhận vai trò quan trọng của các thành viên hội đồng quản trị độc lập, tuy nhiên hiệu quả hoạt động của các thành viên này có thể phụ thuộc vào đặc trưng loại hình doanh nghiệp (Shleifer & Vishny, 1997), cụ thể là doanh nghiệp có và không có vốn Nhà nước. Đối với công ty quốc doanh, các thành viên hội đồng quản trị độc lập ít có quyền lực trong việc sa thải các giám đốc điều hành (Kato & Long, 2006). Khi muốn thu thập thông tin, họ chọn cách thức hòa nhã đối với các nhà quản lý, đặc biệt là những nhà quản lý lâu năm. Ngoài ra, họ được bổ nhiệm bởi cơ quan đoàn thể Nhà nước vì vậy họ có thể hoạt động theo chủ trương, nhiệm vụ chính trị của Nhà nước thay vì tối đa hóa giá trị cho cổ đông và các bên liên quan (Xu & Wang, 1999). Các quan điểm này hàm ý ở các công ty quốc doanh, thành viên hội đồng quản trị độc lập không điều hành hoạt động kém hiệu quả hơn so với các công ty ngoài quốc doanh. Chính vì vậy nghiên cứu xây dựng giả thuyết như sau:

H₂: Tồn tại khác biệt về sự tác động của thành viên hội đồng quản trị độc lập không điều hành đến thông tin bất cân xứng giữa công ty có và không có vốn Nhà nước.

2.2.2. Trình độ học vấn của hội đồng quản trị

Các nhà quản lý có trình độ học vấn cao, được đào tạo bài bản và chuyên sâu có khuynh hướng công bố thông tin ra bên ngoài nhiều hơn (Ahmed & Nicholls, 1994), góp phần gia tăng tính kịp thời và độ tin cậy của thông tin báo cáo tài chính (Yunos & cộng sự, 2012); do đó hạn chế được thông tin bất cân

xứng của công ty (Chemmanur & cộng sự, 2009). Hơn nữa, Lewis & cộng sự (2014) chỉ ra rằng thành viên hội đồng quản trị có trình độ học vấn cao có trách nhiệm với công bố thông tin hơn. Mặt khác, Elbadry & cộng sự (2015) cho thấy thành viên hội đồng quản trị hiểu biết chuyên sâu về tài chính làm gia tăng tính thanh khoản cổ phiếu. Ngoài ra, một nghiên cứu ở Việt Nam của Võ Hồng Đức & Phan Bùi Gia Thủy (2013) minh chứng trình độ học vấn của hội đồng quản trị làm tăng hiệu quả hoạt động công ty. Vì vậy, giả thuyết nghiên cứu được đặt ra:

H₃: Trình độ học vấn của hội đồng quản trị tác động ngược chiều đến thông tin bất cân xứng.

Thành viên hội đồng quản trị có trình độ học vấn cao được xem là nguồn lực quan trọng cho công ty, tuy nhiên nguồn lực này có thể chịu ảnh hưởng từ loại hình doanh nghiệp (OECD, 2018). Wang & cộng sự (2016) chỉ ra mức độ hoạt động chuyên nghiệp của thành viên hội đồng quản trị ở công ty có vốn Nhà nước thường không hiệu quả. Mặc dù họ có hiểu biết chuyên sâu nhưng không nhận đủ thông tin quan trọng từ các nhà điều hành để ra các quyết định cần thiết, từ đó giảm đi hiệu quả hoạt động giám sát (Wang, 2012). Mặt khác, bên cạnh mục tiêu tối đa hóa lợi nhuận và giá trị cho cổ đông, thành viên hội đồng quản trị ở công ty có vốn Nhà nước phải đáp ứng các nhiệm vụ khác như nhiệm vụ chính trị và bảo toàn vốn Nhà nước (Huang & Yu, 2006). Kết quả, các thành viên hội đồng quản trị ở công ty quốc doanh không thể hiện được những hiểu biết và tính chuyên gia của mình trong hoạt động vì lợi ích cao nhất của công ty và đối xử bình đẳng với các cổ đông. Do đó giả thuyết được đặt ra:

H₄: Tồn tại khác biệt về sự tác động của trình độ học vấn của hội đồng quản trị đến thông tin bất cân xứng giữa công ty có và không có vốn Nhà nước.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Đo lường thông tin bất cân xứng

Nghiên cứu sử dụng thành phần lựa chọn ngược được áp dụng từ mô hình của George & cộng sự (1991) theo biến chỉ báo đại diện cho thông tin bất cân xứng. Mô hình George & cộng sự (1991) theo biến chỉ báo được sử dụng vì khả năng áp dụng phù hợp trong việc đo lường thông tin bất cân xứng ở Việt Nam (Nguyễn Văn Ngãi & cộng sự, 2016; Phan Bùi Gia Thủy & cộng sự, 2018). Mô hình này được ước lượng thông qua phương trình hồi quy sau:

$$2RD_{TM,it} = a_0 + a_1(S_{qt})[Q_{it} - Q_{it-1}] + \varepsilon_{it}$$

Trong đó: $RD_{TM,it} = \Delta P_{it} - \Delta M_{it}$ là sai lệch giữa

thay đổi giá đóng cửa cuối ngày (ΔP_{it}) và thay đổi giá trị trung bình của giá đặt mua và giá đặt bán (ΔM_{it}); S_{qi} là khoảng chênh lệch yết giá; Q_{it} là biến chỉ báo giao dịch được xác định theo Lee & Ready (1991), có giá trị +1 nếu tại thời điểm cuối ngày giá đóng cửa của cổ phiếu cao hơn giá trị trung bình của giá đặt mua và giá đặt bán của cổ phiếu đó, ngược lại Q_{it} có giá trị -1; $a_1 = \pi$ là thành phần chi phí xử lý đặt lệnh. Do đó, thành phần lựa chọn ngược trung bình đối với mẫu nghiên cứu được tính bằng $1 - a_1$.

Đặt: $x_{it} = (S_{qi})[Q_{it} - Q_{it-1}]$ và $y_{it} = 2RD_{TM,it}$ ứng với mỗi cổ phiếu i , thành phần lựa chọn ngược riêng cho mỗi cổ phiếu i áp dụng mô hình George & cộng sự (1991) theo biến chỉ báo, $ASC_{GKN,i}$ được thực hiện theo công thức dưới đây:

$$ASC_{GKN,i} = 1 - \hat{a}_{1,i} = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x})(y_{it} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x})^2}$$

3.2. Phương pháp phân tích dữ liệu

Phương pháp phân tích dữ liệu được thực hiện theo các bước như sau. Trước tiên, để ước lượng mối quan hệ giữa đặc điểm hội đồng quản trị và thông tin bất cân xứng, nghiên cứu sử dụng phương pháp kinh tế lượng, ước lượng hệ số hồi quy của các yếu tố đại diện cho đặc điểm của hội đồng quản trị với thông tin bất cân xứng. Mô hình kinh tế lượng được thể hiện qua phương trình hồi quy như sau:

$$ASC_{GKN,it} = \alpha_0 + \alpha_1 Outd_{it} + \alpha_2 Edu_{it} + \sum_{j=1}^J \beta_j CGVar_{j,it} + \sum_{k=1}^K \delta_k CVar_{k,it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Phương trình (1) mô tả các đặc điểm của hội đồng quản trị có khả năng ảnh hưởng đến thông tin bất cân xứng tương ứng theo dấu kỳ vọng. Trong đó, biến phụ thuộc (ASC_{GKN}) là thông tin bất cân xứng khi thực hiện giao dịch cổ phiếu. Các biến giải thích gồm có $Outd$: tỷ lệ thành viên hội đồng quản trị độc lập không điều hành và Edu : tỷ lệ thành viên hội đồng quản trị có trình độ học vấn sau đại học. Ngoài ra, các đặc điểm khác của hội đồng quản trị ($CGVar$) và các biến kiểm soát ($CVar$) cũng được thể hiện trong phương trình.

Tiếp đến, với mục đích kiểm định sự tác động của thành viên hội đồng quản trị độc lập không điều hành và trình độ học vấn của hội đồng quản trị đến thông tin bất cân xứng liệu sẽ phụ thuộc vào loại hình doanh nghiệp, bao gồm doanh nghiệp có và không có vốn Nhà nước, nghiên cứu áp dụng đề xuất của DeMaris (2004), lần lượt đưa biến tích $Gov*Outd$ và $Gov*Edu$ (với Gov là biến giả chỉ định công ty

có vốn Nhà nước) vào phương trình (1) để được phương trình hồi quy (2) và (3) dưới đây như sau:

$$ASC_{GKN,it} = \alpha_0 + \alpha_1 Outd_{it} + \alpha_2 Edu_{it} + \gamma Gov_{it} * Outd_{it} + \sum_{j=1}^J \beta_j CGVar_{j,it} + \sum_{k=1}^K \delta_k CVar_{k,it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$ASC_{GKN,it} = \alpha_0 + \alpha_1 Outd_{it} + \alpha_2 Edu_{it} + \lambda Gov_{it} * Edu_{it} + \sum_{j=1}^J \beta_j CGVar_{j,it} + \sum_{k=1}^K \delta_k CVar_{k,it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Thực hiện ước lượng phương trình hồi quy (2) và (3). Kết quả ước lượng hệ số hồi quy γ của biến tích $Gov*Outd$ và λ của biến tích $Gov*Edu$ sẽ là cơ sở để bác bỏ hay chấp nhận giả thuyết nghiên cứu. Mẫu nghiên cứu sẽ được chia thành hai nhóm, gồm các công ty có vốn Nhà nước và các công ty không có vốn Nhà nước. Kết quả ước lượng hồi quy trên hai nhóm sẽ cho biết chiều hướng tác động của thành viên hội đồng quản trị độc lập và trình độ học vấn của hội đồng quản trị đến thông tin bất cân xứng đối với công ty có và không có vốn Nhà nước.

Khái quát lại các định nghĩa và cách thức đo lường các biến nghiên cứu sẽ được trình bày trong Bảng 1.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu đo lường thông tin bất cân xứng, tính thanh khoản, giá và biến động giá của cổ phiếu được thu thập từ dữ liệu thống kê giá giao dịch và thống kê đặt lệnh của các công ty niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh. Giai đoạn được chọn để thu thập dữ liệu trong quý 1 (từ ngày 01 tháng 01 đến ngày 31 tháng 03) trong 7 năm, từ quý 1 năm 2010 cho đến quý 1 năm 2016. Quý 1 là thời điểm mà các công ty niêm yết công bố thông tin về báo cáo thường niên và báo cáo tài chính kiểm toán cuối năm. Đây là thời điểm tiềm ẩn nhiều thông tin bất cân xứng giữa những người bên trong công ty và cá nhân bên ngoài khi thực hiện giao dịch cổ phiếu. Ngoài ra, dữ liệu nghiên cứu liên quan đến đặc điểm hội đồng quản trị và đặc điểm công ty được thu thập từ các báo cáo quản trị công ty, báo cáo thường niên, tài liệu họp đại hội đồng cổ đông, và báo cáo tài chính cuối năm, giai đoạn từ năm 2009 đến 2015.

Mẫu nghiên cứu không bao gồm các công ty có niên độ tài chính không trùng vào thời điểm cuối năm; các công ty thuộc diện bị cảnh báo, kiểm soát

Bảng 1: mô tả các định nghĩa và đo lường các biến nghiên cứu

Biến	Định nghĩa	Đo lường
ASC_{GKN}	Thành phần lựa chọn ngược	Áp dụng mô hình George & cộng sự (1991) theo biến chỉ báo
$BoardSize$	Quy mô hội đồng quản trị	Tổng số thành viên hội đồng quản trị
$Outd$	Thành viên hội đồng quản trị độc lập không điều hành	Tỷ lệ thành viên hội đồng quản trị độc lập không điều hành có trong hội đồng quản trị
$Gender$	Thành viên hội đồng quản trị nữ	Tỷ lệ thành viên nữ có trong hội đồng quản trị
Edu	Trình độ học vấn sau đại học	Tỷ lệ thành viên hội đồng quản trị có trình độ học vấn sau đại học
$Dual$	Quyền kiêm nhiệm	$Dual = 1$, chủ tịch hội đồng quản trị kiêm tổng giám đốc $Dual = 0$, chủ tịch hội đồng quản trị không kiêm tổng giám đốc
Own	Sở hữu cổ phiếu của hội đồng quản trị	Tỷ lệ sở hữu cổ phiếu của các thành viên hội đồng quản trị
Gov	Công ty có vốn Nhà nước	$Gov = 1$, nếu công ty có vốn Nhà nước $Gov = 0$, nếu công ty không có vốn Nhà nước
$Depth$	Thanh khoản của cổ phiếu	Tổng số cổ phiếu tại giá đặt mua và giá đặt bán tốt nhất trên tổng số cổ phiếu lưu hành
$Volatility$	Biến động giá cổ phiếu	Độ lệch chuẩn của giá cổ phiếu
Opp	Mức cơ hội tăng trưởng	$Opp = 1$ khi $TobinQ > 1$, cơ hội tăng trưởng cao $Opp = 0$ khi $TobinQ < 1$, cơ hội tăng trưởng thấp Với: $TobinQ = [\text{Thị giá của vốn chủ sở hữu} + \text{Tổng nợ}] / \text{Tổng tài sản}$
$Bank St$	Nợ ngắn hạn ngân hàng	Nợ ngắn hạn ngân hàng / Tổng tài sản
$Bank Lt$	Nợ dài hạn ngân hàng	Nợ dài hạn ngân hàng / Tổng tài sản
$DumYear$	Giai đoạn thay đổi biên độ giá giao dịch từ 5% lên 7%	$DumYear = 1$; giai đoạn 2013-2016 với biên độ 7% $DumYear = 0$; giai đoạn 2010-2012 với biên độ 5%
$FirmSize$	Quy mô hoạt động công ty	Logarit tự nhiên của Tổng tài sản
$Industry$	Ngành hoạt động	Biến giả chỉ định ngành hoạt động

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ các nghiên cứu trước.

đặc biệt, buộc hủy niêm yết hoặc hủy niêm yết tự nguyện; các công ty tài chính; và các công ty không công bố thông tin có liên quan đến các biến nghiên cứu. Mẫu nghiên cứu sau cùng bao gồm 161 công ty giai đoạn 2009 – 2015 với tổng cộng gồm có 1019 số quan sát.

4.2. Đặc điểm mẫu nghiên cứu

Bảng 2 trình bày số liệu thống kê thành phần lựa chọn ngược của các công ty có trong mẫu nghiên cứu (ASC_{GKN}), các công ty có vốn Nhà nước ($ASC_{GKN|Gov}$), và các công ty không có vốn Nhà nước ($ASC_{GKN|Non-Gov}$) trong giai đoạn từ quý 1 năm 2010 (Q1.2010) đến quý 1 năm 2016 (Q1.2016). Nếu bỏ qua kỳ Q1.2014, về mặt tổng quan, $ASC_{GKN|Gov}$ khác biệt không đáng kể so với $ASC_{GKN|Non-Gov}$.

Bảng 3 trình bày số liệu thống kê mô tả, bao gồm số liệu về giá trị trung bình, giá trị nhỏ nhất, giá trị lớn nhất, và độ lệch chuẩn của ASC_{GKN} , thành viên

hội đồng quản trị độc lập không tham gia điều hành, và trình độ học vấn của hội đồng quản trị.

Số liệu thống kê ở Bảng 3 cho thấy 51,8% tỷ trọng số thành viên trong ban hội đồng quản trị là các thành viên độc lập không tham gia điều hành ($Outd$). Tuy nhiên, vẫn tồn tại một số công ty không có sự hiện diện của các thành viên này. Ngoài ra, tỷ lệ các thành viên hội đồng quản trị có trình độ học vấn sau đại học (Edu) chiếm 23,7%. Bảng 4 trình bày kết quả so sánh các biến ASC_{GKN} , $Outd$, và Edu ở công ty có vốn Nhà nước và công ty không có vốn Nhà nước.

Bảng 4 cho thấy ở các công ty không có vốn Nhà nước, ASC_{GKN} và $Outd$ không có sự khác biệt khi so với hai đại lượng này tương ứng ở công ty có vốn Nhà nước. Trong khi đó, Edu ở công ty không có vốn Nhà nước có giá trị nhỏ hơn và có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 1% khi so với Edu ở công ty có

Bảng 2: Thống kê thành phần lựa chọn ngược trung bình qua các kỳ

Thời kỳ	Mẫu nghiên cứu		Công ty có vốn Nhà nước		Công ty không có vốn Nhà nước		Kiểm định sự khác biệt	
	n	ASC_{GKN}	n	ASC_{GKN}	n	ASC_{GKN}	t-test	Prob.
				<i>Gov</i>		<i>Non-Gov</i>		
Tổng	1019	64,3%	682	63,9%	337	64,9%	1,126	0,261
Q1.2016	155	69,5%	88	69,1%	67	69,9%	0,463	0,644
Q1.2015	160	73,5%	100	73,3%	60	73,8%	0,233	0,816
Q1.2014	161	69,5%	108	71,1%	53	66,4%	-2,552 **	0,012
Q1.2013	161	63,4%	113	63,6%	48	62,9%	-0,383	0,703
Q1.2012	147	52,2%	105	52,4%	42	51,8%	-0,282	0,779
Q1.2011	135	60,7%	94	60,2%	41	62,1%	1,129	0,262
Q1.2010	100	56,8%	74	56,5%	26	57,7%	0,619	0,539

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

vốn Nhà nước.

4.3. Kết quả nghiên cứu

Trước khi thực hiện ước lượng phương trình hồi quy, các hệ số tương quan giữa các biến độc lập và chỉ số nhân tử phóng đại phương sai (VIF) sẽ được kiểm tra nhằm đảm bảo mô hình không bị hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng. Bảng 5 thể hiện ma trận tương quan giữa các biến với nhau. Kết quả cho thấy hệ số tương quan cao nhất là 0,36 được thể hiện thông qua sự tương quan giữa tỷ lệ nợ dài hạn ngân hàng ($Bank_Lt$) và quy mô hoạt động của công ty ($FirmSize$) và chỉ số VIF lớn nhất có giá trị là 1,50. Kết quả này cho thấy hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình là không đáng kể.

Sau khi đã kiểm tra hệ số tương quan giữa các

cặp biến và hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình, nghiên cứu tiến hành ước lượng các phương trình hồi quy cần thiết. Bảng 6 trình bày kết quả hồi quy về mối quan hệ giữa các đặc điểm của hội đồng quản trị và thông tin bất cân xứng. Kết quả kiểm định Breusch-Pagan và Hausman khuyến nghị mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên (Random Effect Model - REM) là phương pháp thích hợp để ước lượng phương trình hồi quy.

Kết quả hồi quy ở Cột [1] trong Bảng 6 cho thấy hệ số hồi quy của biến $Outd$ và Edu đều không có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 10%. Ở Cột [2], hệ số hồi quy của hai biến này cũng không có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 10% khi thực hiện kiểm soát các biến ngành hoạt động.

Bảng 3: Thống kê mô tả

Biến quan sát	Trung bình	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Độ lệch chuẩn
ASC_{GKN}	64,3%	25,4%	92,0%	12,6%
$Outd$	51,8%	0%	100%	19,7%
Edu	23,7%	0%	100%	23,0%

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

Bảng 4: So sánh các biến quan sát ở công ty có và không có vốn Nhà nước

Biến quan sát	Công ty có vốn Nhà nước	Công ty không có vốn Nhà nước	Kiểm định sự khác biệt	
			t-test	Prob.
ASC_{GKN}	63,9%	64,9%	1,126	0,261
$Outd$	51,4%	52,6%	0,935	0,350
Edu	25,5%	19,9%	-3,924 ***	0,000

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

Bảng 5: Ma trận tương quan

Biến quan sát	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	VIF
(1) ASC_{GKN}	1											----
(2) $BoardSize$	0,16	1										1,13
(3) $Outd$	0,06	-0,01	1									1,05
(4) $Gender$	0,06	0,07	-0,09	1								1,06
(5) Edu	0,07	0,04	-0,00	0,09	1							1,14
(6) Own	-0,08	0,08	-0,12	0,11	-0,10	1						1,13
(7) $Depth$	-0,18	-0,04	-0,10	-0,10	-0,15	-0,01	1					1,08
(8) $Volatility$	-0,08	0,18	0,04	0,09	0,10	-0,00	0,02	1				1,12
(9) $Bank_St$	-0,06	-0,04	-0,15	0,04	-0,03	0,25	0,10	-0,12	1			1,17
(10) $Bank_Lt$	-0,03	0,09	0,02	-0,10	0,08	0,00	-0,01	-0,10	-0,10	1		1,24
(11) $FirmSize$	0,24	0,29	0,03	0,08	0,28	0,16	-0,15	0,16	0,11	0,36	1	1,50

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

Tiếp đến ở Cột [3], hệ số hồi quy của biến tích $Gov*Outd$ mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 1% (0,089; $p < 0,01$). Thực hiện kiểm soát các biến ngành hoạt động, ở Cột [4] hệ số hồi quy của biến tích này cũng mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 1% (0,081; $p < 0,01$). Kết quả này chấp nhận giả thuyết H_2 , tính hiệu quả của thành viên hội đồng quản trị độc lập

không điều hành trong việc hạn chế thông tin bất cân xứng ở công ty có vốn Nhà nước kém hơn khi so với ở công ty không có vốn Nhà nước.

Sau cùng ở Cột [5], hệ số hồi quy của biến tích $Gov*Edu$ mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 5% (0,068; $p < 0,05$). Thực hiện kiểm soát các biến ngành hoạt động ở Cột [6], hệ số hồi quy của biến tích này cũng mang dấu dương và

Bảng 6: Kết quả hồi quy

Biến quan sát	ASC_{GKN}					
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Hằng số	0,203 **	0,170 **	0,236 ***	0,205 **	0,212 **	0,180 **
$Outd$	-0,021	-0,021	-0,081 ***	-0,076 ***	-0,020	-0,020
Edu	-0,016	-0,012	-0,016	-0,011	-0,066 **	-0,058 **
Gov	-0,014	-0,012	-0,062 ***	-0,056 **	-0,029 *	-0,026 *
$Gov*Outd$	-----	-----	0,089 ***	0,081 ***	-----	-----
$Gov*Edu$	-----	-----	-----	-----	0,068 **	0,064 **
$BoardSize$	0,008 **	0,008 **	0,008 **	0,008 **	0,008 **	0,009 **
$Gender$	0,020	0,016	0,017	0,013	0,025	0,022
$Dual$	-0,003	0,001	-0,002	0,001	-0,003	0,001
Own	-0,098 **	-0,092 **	-0,107 **	-0,101 **	-0,098 **	-0,093 **
$Depth$	-13,987 ***	-15,287 ***	-14,136 ***	-15,455 ***	-14,386 ***	-15,812 ***
$Volatility$	-0,008 ***	-0,008 ***	-0,008 ***	-0,008 ***	-0,008 ***	-0,008 ***
Opp	0,040 ***	0,040 ***	0,040 ***	0,040 ***	0,041 ***	0,041 ***
$Bank_St$	-0,078 ***	-0,077 ***	-0,078 ***	-0,078 ***	-0,079 ***	-0,076 ***
$Bank_Lt$	-0,135 ***	-0,144 ***	-0,141 ***	-0,149 ***	-0,132 ***	-0,142 ***
$FirmSize$	0,027 ***	0,029 ***	0,027 ***	0,029 ***	0,027 ***	0,029 ***
$DumYear$	0,112 ***	0,111 ***	0,111 ***	0,110 ***	0,112 ***	0,111 ***
$Industry$	-----	Kiểm soát	-----	Kiểm soát	-----	Kiểm soát
Số quan sát	1019	1019	1019	1019	1019	1019
R^2 adj.	35,7%	36,5%	35,9%	36,7%	35,8%	36,6%
Durbin-Watson	1,761	1,768	1,765	1,773	1,763	1,771
Breusch-Pagan	714,207 ***	754,079 ***	692,782 ***	734,024 ***	716,126 ***	753,240 ***
Hausman	14,662 ***	16,718 ***	14,937 ***	16,743 ***	14,636 ***	16,770 ***

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

Bảng 7: Kết quả hồi quy theo loại hình doanh nghiệp khác nhau

Biến quan sát	ASC _{GKN Gov}		ASC _{GKN Non-Gov}			
	[1]	[2]	[3]		[4]	
Hàng số	0,157	0,140	0,203	**	0,163	*
Outd	-0,007	-0,008	-0,060	**	-0,053	**
Edu	-0,002	0,004	-0,064	**	-0,051	*
BoardSize	0,010	0,010	0,010	*	0,010	*
Gender	0,004	0,004	0,043		0,029	
Dual	-0,012	-0,009	0,017		0,018	
Own	-0,196	-0,168	-0,103	**	-0,099	**
Depth	-17,847	-18,018	-10,933	*	-12,745	*
Volatility	-0,009	-0,009	-0,009	***	-0,009	***
Opp	0,045	0,044	0,034	**	0,034	***
Bank_St	-0,115	-0,112	-0,023		-0,016	
Bank_Lt	-0,139	-0,146	-0,207	**	-0,201	***
FirmSize	0,029	0,030	0,029	***	0,031	***
DumYear	0,117	0,116	0,094	***	0,091	***
Industry	-----	Kiểm soát	-----		Kiểm soát	
Số quan sát	682	682	337		337	
R ² adj.	40,1%	41,4%	28,9%		29,4%	
Durbin-Watson	1,854	1,877	1,717		1,739	
Breusch-Pagan	345,077	365,446	86,446	***	83,804	***
Hausman	15,019	16,404	12,380		13,400	

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 10% (0,064; $p < 0,10$). Kết quả này chấp nhận giả thuyết H_4 , công ty có vốn Nhà nước làm thay đổi độ mạnh của mối quan hệ giữa trình độ học vấn của hội đồng quản trị và thông tin bất cân xứng.

Tiếp theo, mẫu nghiên cứu được chia thành hai nhóm, gồm các công ty có vốn Nhà nước và các công ty không có vốn Nhà nước. Bảng 7 trình bày kết quả hồi quy theo hai nhóm riêng biệt. Kết quả kiểm định Breusch-Pagan và Hausman khuyến nghị sử dụng phương pháp REM để ước lượng phương trình hồi quy.

Đối với các công ty có vốn Nhà nước, kết quả hồi quy ở Cột [1] trong Bảng 7 cho thấy hệ số hồi quy của biến *Outd* và *Edu* đều không có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 10%. Ở Cột [2], hệ số hồi quy của hai biến này cũng không có ý nghĩa khi thực hiện kiểm soát các biến ngành hoạt động. Kết quả này cho thấy thành viên hội đồng quản trị độc lập không điều hành và trình độ học vấn của hội đồng quản trị không có mối quan hệ với thông tin bất cân xứng ở công ty có vốn Nhà nước.

Trong khi đó, đối với các công ty không có vốn Nhà nước, kết quả hồi quy ở Cột [3] cho thấy hệ số hồi quy của biến *Outd* mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 5% (-0,060; $p < 0,05$).

Ngoài ra, hệ số hồi quy của biến *Edu* cũng mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 5% (-0,064; $p < 0,05$). Thực hiện kiểm soát các biến ngành hoạt động, ở Cột [4], hệ số hồi quy của hai biến này cũng mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 5% đối với biến *Outd* (-0,053; $p < 0,05$) và mức ý nghĩa 10% đối với biến *Edu* (-0,051; $p < 0,10$). Kết quả này cho thấy thành viên hội đồng quản trị hoạt động độc lập và có trình độ học vấn cao sẽ ảnh hưởng ngược chiều đến thông tin bất cân xứng ở công ty không có vốn Nhà nước; trong khi mối quan hệ này không có ý nghĩa ở công ty có vốn Nhà nước.

4.4. Thảo luận

4.4.1. Thành viên hội đồng quản trị độc lập không điều hành

Tương tự như kết quả nghiên cứu của (Armstrong & cộng sự, 2014; Elbadry & cộng sự, 2015), nghiên cứu thấy thành viên hội đồng quản trị độc lập không điều hành ảnh hưởng ngược chiều đến thông tin bất cân xứng. Tuy nhiên, đối với dữ liệu quan sát ở Việt Nam, ảnh hưởng ngược chiều này chỉ có ý nghĩa đối với công ty không có vốn Nhà nước nhưng không có ý nghĩa đối với công ty có vốn Nhà nước và đối với mẫu nghiên cứu. Kết quả này hàm ý tính hiệu quả của thành viên hội đồng quản trị độc lập không

điều hành trong việc hạn chế thông tin bất cân xứng ở công ty không có vốn Nhà nước cao hơn so với ở công ty có vốn Nhà nước.

Có thể giải thích cho hiện tượng này như sau. Trước tiên, theo Shleifer & Vishny (1997), hiệu quả hoạt động của các thành viên hội đồng quản trị độc lập không điều hành có khả năng phụ thuộc vào đặc trưng loại hình doanh nghiệp, ở đây là doanh nghiệp có và không có vốn Nhà nước. Tiếp đến, ở công ty có vốn Nhà nước, các thành viên hội đồng quản trị độc lập không điều hành được bổ nhiệm bởi cơ quan đoàn thể Nhà nước vì vậy họ có khả năng hoạt động theo chủ trương, nhiệm vụ chính trị của Nhà nước thay vì tối đa hóa giá trị cho cổ đông (Xu & Wang, 1999). Sau cùng, họ bị giới hạn về quyền lực và sức ảnh hưởng đối với các giám đốc điều hành (Kato & Long, 2006). Do đó, các thành viên hội đồng quản trị độc lập không điều hành ở các công ty có vốn Nhà nước đã không thực hiện chức năng giám sát một cách hiệu quả.

4.4.2. Trình độ học vấn của hội đồng quản trị

Các nhà quản lý có trình độ học vấn cao có khuynh hướng công bố thông tin nhiều hơn ra bên ngoài (Ahmed & Nicholls, 1994), góp phần gia tăng tính kịp thời và mức độ tin cậy của thông tin liên quan đến báo cáo tài chính của công ty (Yunos & cộng sự, 2012). Tương tự như nghiên cứu của Chemmanur & cộng sự (2009), Lewis & cộng sự (2014), nghiên cứu tìm thấy tồn tại mối quan hệ ngược chiều giữa các thành viên hội đồng quản trị có trình độ học vấn cao và thông tin bất cân xứng. Tuy nhiên, xét bối cảnh ở Việt Nam, mối quan hệ ngược chiều này chỉ có ý nghĩa đối với công ty không có vốn Nhà nước.

Trong khi, nó lại không có ý nghĩa đối với công ty có vốn Nhà nước và đối với mẫu nghiên cứu. Như vậy, môi trường hoạt động ở các công ty có vốn Nhà nước chưa khuyến khích được các thành viên hội đồng quản trị thể hiện sự hiểu biết và tính chuyên gia của mình trong việc hạn chế rủi ro thông tin giữa các nhà đầu tư bên trong và bên ngoài doanh nghiệp.

5. Khuyến nghị

Kết quả nghiên cứu cho thấy ở các công ty không có vốn Nhà nước, các thành viên hội đồng quản trị hoạt động độc lập và có trình độ học vấn cao là một nguồn lực quan trọng trong việc hạn chế thông tin bất cân xứng. Tuy nhiên, ở các công ty có vốn Nhà nước, các đặc điểm này thể hiện không đáng kể. Do đó, cổ đông ở các công ty ngoài quốc doanh nên bổ nhiệm và/hoặc tái bổ nhiệm các thành viên hội đồng quản trị độc lập và có trình độ học vấn cao vào ban hội đồng quản trị. Mặt khác, đối với các công ty có vốn Nhà nước, cần tách biệt và phân định rõ giữa thành viên hội đồng quản trị độc lập trên danh nghĩa chỉ nhằm đáp ứng quy định pháp lý và thành viên hội đồng quản trị hoạt động độc lập trên thực tế. Từ đó, trách nhiệm và quyền hạn tương ứng cần được quy định cụ thể đối với các thành viên hội đồng quản trị độc lập trong quá trình thực thi các chức năng và nhiệm vụ của hội đồng quản trị. Ngoài ra, công ty cần đảm bảo không có sự khác biệt về nghĩa vụ pháp lý giữa thành viên được Nhà nước đề cử và thành viên do công ty hay cổ đông khác bổ nhiệm. Đồng thời, xây dựng môi trường hoạt động thuận lợi để các thành viên hội đồng quản trị thể hiện hết khả năng về hiểu biết và tính chuyên gia của mình.

Tài liệu tham khảo:

- Ahmed, K. & Nicholls, D. (1994), 'The impact of non-financial company characteristics on mandatory disclosure compliance in developing countries: The case of Bangladesh', *The International Journal of Accounting*, 29(1), 62-77.
- Armstrong, C.S., Core, J.E. & Guay, W.R. (2014), 'Do independent directors cause improvements in firm transparency?', *Journal of Financial Economics*, 113(3), 383-403.
- Cai, C.K., Keasey, K. & Short, H. (2006), 'Corporate governance and information efficiency in security markets', *European Financial Management*, 12(5), 763-787.
- Chae, J. (2005), 'Trading volume, information asymmetry, and timing information', *The Journal of Finance*, 60(1), 413-442.
- Chemmanur, T.J., Paeglis, I. & Simonyan, K. (2009), 'Management quality, financial and investment policies, and asymmetric information', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(5), 1045-1079.
- Chen, C.J.P. & Jaggi, B. (2000), 'Association between independent non-executive directors, family control and financial disclosures in Hong Kong', *Journal of Accounting and Public Policy*, 19(4-5), 285-310.
- Copeland, T. & Galai, D. (1983), 'Information effects on the bid-ask spread', *The Journal of Finance*, 38(5), 1457-1469.

- DeMaris, A. (2004), *Regression with social data: Modeling continuous and limited response variables*, John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey, USA.
- Elbadry, A., Gounopoulos, D. & Skinner, F. (2015), 'Governance quality and information asymmetry', *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 24(2-3), 127-157.
- George, T.J., Kaul, G. & Nimalendran, M. (1991), 'Estimation of the bid-ask spread and its components: A new approach', *The Review of Financial Studies*, 4(4), 623-656.
- Glosten, L.R. & Harris, L.E. (1988), 'Estimating the components of the bid/ask spread', *Journal of Financial Economics*, 21(1), 123-142.
- Glosten, L.R. & Milgrom, P.R. (1985), 'Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders', *Journal of Financial Economics*, 14(1), 71-100.
- Huang, R.D. & Stoll, H.R. (1996), 'Dealer versus auction markets: A paired comparison of execution costs on NASDAQ and the NYSE', *Journal of Financial Economics*, 41(3), 313-357.
- Huang, S. & Yu, J. (2006), 'The nature, objectives and social responsibilities of state-owned enterprises', *China Industrial Economy*, 2, 68-76.
- 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.
- Kanagaretnam, K., Lobo, G.J. & Whalen, D.J. (2007), 'Does good corporate governance reduce information asymmetry around quarterly earnings announcements?', *Journal of Accounting and Public Policy*, 26(4), 497-522.
- Kato, T. & Long, C. (2006), 'CEO turnover, firm performance and enterprise reform in China: Evidence from micro data', *Journal of Comparative Economics*, 34(4), 796-817.
- Lee, C.M.C. (1993), 'Market integration and price execution for NYSE-listed securities', *The Journal of Finance*, 48(3), 1009-1038.
- Lee, C.M.C. & Ready, M.J. (1991), 'Inferring trade direction from intraday data', *The Journal of Finance*, 46(2), 733-746.
- Lewis, B.W., Walls, J.L. & Dowell, G.W.S. (2014), 'Difference in degrees: CEO characteristics and firm environmental disclosure', *Strategic Management Journal*, 35(5), 712-722.
- Madhavan, A., Richardson, M. & Roomans, M. (1997), 'Why do security prices change? A transaction-level analysis of NYSE stocks', *The Review of Financial Studies*, 10(4), 1035-1064.
- Nguyễn Văn Ngãi, Trần Thị Tú Anh & Phan Bùi Gia Thủy (2016), 'Mức độ thông tin bất cân xứng: Minh chứng từ các công ty niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh', *Tạp chí Khoa học Trường Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh*, 1(46), 58-66.
- OECD (2015), *OECD Guidelines on Corporate Governance of State-Owned Enterprises*, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2018), *Professionalising Boards of Directors of State-Owned Enterprises: Stocktaking of National Practices*, OECD Publishing, Paris.
- Phan Bui Gia Thuy, Nguyen Tran Phuc & Ngo Vi Trong (2018), 'Signals of market and firm characteristics and asymmetric information', proceeding of *Asia Conference on Business and Economic Studies*, University of Economics Ho Chi Minh City, Vietnam.
- Shleifer, A. & Vishny, R.W. (1997), 'A survey of corporate governance', *The Journal of Finance*, 52(2), 737-783.
- Venkatesh, P.C. & Chiang, R. (1986), 'Information asymmetry and the dealer's bid-ask spread: A case study of earnings and dividend announcements', *The Journal of Finance*, 41(5), 1089-1102.
- Võ Hồng Đức & Phan Bùi Gia Thủy (2013), 'Tác động của đặc điểm hội đồng quản trị đến hiệu quả hoạt động công ty: Minh chứng từ Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 188(2), 68-75.
- Wang, J. (2012), 'Corporate governance under state control: The Chinese experience', *Theoretical Inquiries in Law*, 13(2), 487-502.
- Wang, Y., Jin, P. & Yang, C. (2016), 'Relations between the professional backgrounds of independent directors in state-owned enterprises and corporate performance', *International Review of Economics and Finance*, 42, 404-411.
- Weisbach, M.S. (1988), 'Outside directors and CEO turnover', *Journal of Financial Economics*, 20, 431-460.
- Xu, X. & Wang, Y. (1999), 'Ownership structure and corporate governance in Chinese stock companies', *China Economic Review*, 10(1), 75-98.
- Yunos, R.R., Smith, M. & Ismail, Z. (2012), 'The relationship between board skills and conservatism: Malaysian evidence', *Journal of Modern Accounting and Auditing*, 8(8), 1173-1184.

ẢNH HƯỞNG CỦA PHƯƠNG PHÁP CHỌN MẪU ĐỐI VỚI KẾT QUẢ DỰ BÁO KHÓ KHĂN TÀI CHÍNH CHO CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT

Vũ Thị Loan

Đại học Kinh tế, Đại học Quốc gia Hà Nội

Email: loanvu.kttn@gmail.com

Đinh Hồng Linh

Đại học Kinh tế và Quản trị kinh doanh – Đại học Thái Nguyên

Email: dhlinh23@gmail.com

Nguyễn Thu Nga

Đại học Kinh tế và Quản trị kinh doanh – Đại học Thái Nguyên

Email: thungadhkt@gmail.com

Ngày nhận: 28/02/2019

Ngày nhận bản sửa: 08/7/2019

Ngày duyệt đăng: 05/10/2019

Tóm tắt:

Nghiên cứu này được tiến hành nhằm xây dựng mô hình dự báo khó khăn tài chính cho các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam có tính đến tác động của phương pháp chọn mẫu đến kết quả dự báo của mô hình. Các công ty gặp khó khăn tài chính là các công ty bị hủy niêm yết bắt buộc do thua lỗ trong ba năm liên tiếp hoặc lỗ lũy kế vượt quá vốn điều lệ. Sử dụng cùng kỹ thuật dự báo Binary Logistic, ba mô hình được xây dựng tương ứng với ba trường hợp số lượng công ty không gặp khó khăn tài chính bằng, gấp đôi và gấp ba lần số lượng công ty khó khăn tài chính trong mẫu nghiên cứu. Kết quả phân tích cho thấy, khi số lượng công ty không gặp khó khăn tài chính tài chính tăng dần thì khả năng dự báo chính xác của mô hình càng cao.

Từ khóa: Dự báo, khó khăn tài chính, mô hình Logistic, phương pháp chọn mẫu.

Mã JEL: G00, G11, G17.

Impacts of sampling technique on the performance of a financial distress prediction model

Abstract:

This study aims to construct a financial distress prediction model for listed firms on Vietnam Stock Exchange that accounts for any effects of sampling technique on the performance of the model. A firm is considered financially distressed when it is required to be delisted by the Vietnam Stock Exchange because of suffering three consecutive years or having its accumulated losses over its charter capital. Using binary logistic as a classifier, there are three models established corresponding with three sample sizes. The analysis shows that the higher the number of non financially distressed firms, the greater the model's prediction accuracy level.

Keywords: Prediction, financial distress, binary logistic, sampling technique.

JEL code: G00, G11, G17.

1. Giới thiệu

Khái niệm khó khăn tài chính (KKTC) được đưa ra lần đầu tiên bởi Beaver (1966) để mô tả tình trạng doanh nghiệp thiếu tiền để thanh toán cho các nghĩa vụ nợ mà hậu quả là phải vay tiền ngân hàng, bán tài sản công ty hay tệ nhất là đứng trên bờ vực phá sản. Vì vậy, Altman (1968) trong nghiên cứu về mô hình chấm điểm Z-score khẳng định rằng phá sản doanh nghiệp chính là một định nghĩa chính thức của khó khăn tài chính. Khó khăn tài chính, trong các nghiên cứu sau này, được nhận biết tách rời với phá sản doanh nghiệp do tình trạng khó khăn tài chính của doanh nghiệp không phải lúc nào cũng dẫn đến tình trạng phá sản (Pindado & cộng sự, 2008). Vì vậy, một mô hình dự báo trở nên rất quan trọng trong việc giúp công ty tránh khỏi tình trạng phá sản (Santoso, 2018). Theo cách tiếp cận này, một công ty gặp khó khăn tài chính nếu: (1) dòng tiền thuần tạo ra nhỏ hơn lãi phải trả và giá trị thị trường của công ty sụt giảm liên tiếp trong hai năm (Asquith & cộng sự, 1994); (2) công ty chịu sự kiểm soát đặc biệt của Sở giao dịch chứng khoán (Xu & cộng sự, 2015; Geng & cộng sự, 2014); (3) cổ phiếu bị hủy hoặc tạm ngừng giao dịch trên thị trường chứng khoán (Lin & cộng sự, 2014); (4) hệ số mô tả khả năng thanh toán lãi vay nhỏ hơn 0,7 (Bhattacharjee & Han, 2014).

Khái niệm dự báo khó khăn tài chính gắn liền với thuật ngữ cảnh báo sớm (early warning) được hiểu là việc nhận biết tình trạng khó khăn tài chính của một chủ thể trong tương lai từ các chỉ báo trong quá khứ và hiện tại. Việc dự báo khó khăn tài chính được bắt nguồn từ lý luận cho rằng hoàn toàn có thể phát hiện các dấu hiệu về khó khăn tài chính của một doanh nghiệp trước khi doanh nghiệp đó chính thức lâm vào tình trạng này. Dự báo khó khăn tài chính đã trở thành vấn đề trọng tâm trong tài chính doanh nghiệp và việc xây dựng các mô hình dự báo khó khăn tài chính đã thu hút rất nhiều sự quan tâm của các nhà nghiên cứu trên toàn thế giới. Các mô hình được xây dựng đã sử dụng một hệ thống các biến dự báo phong phú, các kỹ thuật dự báo đa dạng từ truyền thống đến hiện đại không nằm ngoài mục đích nâng cao độ chính xác trong dự báo. Bên cạnh các biến và kỹ thuật dự báo, do số lượng các công ty gặp khó khăn tài chính chiếm tỷ lệ khá nhỏ trong tổng thể nên việc lựa chọn cỡ mẫu cũng sẽ ảnh hưởng đáng kể đến kết quả dự báo. Có thể thấy rằng, đánh giá về tác động của phương pháp chọn mẫu tới độ chính xác trong dự báo đã được đưa ra từ khá lâu, trong nghiên cứu của Zmijewski (1984) nhưng chủ đề này cũng chưa nhận được sự quan tâm thích đáng trong các nghiên cứu có liên quan. Chính vì

vậy, nghiên cứu này được tiến hành nhằm xây dựng một mô hình dự báo khó khăn tài chính cho các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam có tính đến sự ảnh hưởng của các phương pháp chọn mẫu. Trong đó, một công ty được nhận biết là khó khăn tài chính khi công ty bị hủy niêm yết bắt buộc theo yêu cầu của Ủy ban Chứng khoán Nhà nước do những yếu kém trong hoạt động kinh doanh của mình. Từ đó, kết quả nghiên cứu có thể giúp các nhà quản trị công ty, các nhà đầu tư và các đối tượng có liên quan đưa ra các quyết định phù hợp để nâng cao hiệu quả hoạt động của công ty cũng như hạn chế rủi ro trong kinh doanh.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Các yếu tố của một mô hình dự báo khó khăn tài chính

Thuật ngữ “cảnh báo sớm” (Early warning) đã trở nên phổ biến trong kinh tế vĩ mô, quản trị kinh doanh và “cảnh báo sớm” về tình trạng khó khăn tài chính trở thành một đề tài trọng tâm trong quản lý tài chính doanh nghiệp cũng như ngày càng thu hút nhiều nghiên cứu của các học giả trên toàn thế giới. Theo Lin & cộng sự (2014), độ chính xác của một mô hình dự báo phụ thuộc vào việc lựa chọn các biến dự báo và kỹ thuật dự báo.

Các mô hình sử dụng kỹ thuật truyền thống được biết với các đại diện là Beaver (1966), Altman (1968) và sau đó là Ohlson (1980). Năm 1966, Beaver là người tiên phong trong việc đưa ra mô hình dự báo khó khăn tài chính sử dụng các chỉ số tài chính, gọi là mô hình hồi quy đơn biến. Altman (1968) đã giới thiệu kỹ thuật phân tích biệt số nhằm dự báo khó khăn tài chính với mô hình Z-score. Tuy nhiên, sự phổ biến của mô hình biệt số sau đó bị suy giảm do có sự xuất hiện của kỹ thuật phân tích hồi quy Logistic do Ohlson (1980) xây dựng. Mô hình Logistic ước tính xác suất xảy ra khó khăn tài chính của doanh nghiệp mà không kèm theo các yêu cầu về phân phối chuẩn và phương sai bằng nhau đối với dữ liệu như trong mô hình Z-score. Trong các nghiên cứu gần đây, việc dự báo khó khăn tài chính ngày càng được hoàn thiện với việc áp dụng các thuật toán máy học hiện đại như mô hình cây quyết định Decision Tree, mạng thần kinh nhân tạo Neural Network, mô hình máy hỗ trợ vector SVM (Support Vector Machine).

Bên cạnh kỹ thuật dự báo, biến dự báo trong các mô hình khá đa dạng và có thể được chia thành 3 nhóm: chỉ số tài chính, chỉ số kinh tế vĩ mô và các biến thị trường. Nhóm các chỉ số tài chính, tính toán từ hệ thống báo cáo tài chính của doanh nghiệp được

sử dụng trong hầu hết các nghiên cứu vì chúng phản ánh khá đầy đủ các khía cạnh tài chính của công ty: khả năng thanh toán, khả năng sinh lời, cấu trúc vốn,... của doanh nghiệp. Bên cạnh đó, các biến số thị trường cũng trở nên phổ biến trong mô hình dự báo vì chúng chứa đựng các ước tính về thu nhập trong tương lai của doanh nghiệp (Beaver & cộng sự, 2005). Các biến thị trường có thể là giá cổ phiếu, tỷ suất lợi nhuận của chứng khoán và chỉ số vốn hóa thị trường (Beaver & cộng sự, 2005; Tinoco & cộng sự, 2013). Do số lượng các công ty gặp khó khăn tài chính thường cao trong giai đoạn khủng hoảng kinh tế nên các biến số kinh tế vĩ mô cũng có vai trò quan trọng trong dự báo khó khăn tài chính (Koopman & Lucas, 2005). Các chỉ số kinh tế vĩ mô có thể là lãi suất, chu kỳ kinh tế (Bhattacharjee & Han, 2014), GDP, cung tiền và chỉ số giá tiêu dùng CPI (Alifiah, 2014).

Ở Việt Nam, các nghiên cứu có liên quan thường gắn với việc dự báo rủi ro phá sản hay chấm dứt tín dụng trong các ngân hàng thương mại, hầu hết là vận dụng hay điều chỉnh mô hình chấm điểm Z-score của Altman. Có thể kể đến nghiên cứu của Hay Sinh (2013) để ước tính xác suất phá sản của Công ty cổ phần Công nghiệp Cao su Miền Nam dựa trên 4 chỉ số tài chính của công ty này; nghiên cứu của Đào Thị Thanh Bình (2013) cũng sử dụng phương pháp tiếp cận của Altman (1968) để xây dựng mô hình định mức tín dụng cho các công ty sản xuất ở Việt Nam.

2.2. Ảnh hưởng của phương pháp chọn mẫu đối với mô hình dự báo khó khăn tài chính

Trong một mô hình dự báo, bên cạnh việc lựa chọn các kỹ thuật hay thuật toán sử dụng, các nghiên cứu thực nghiệm cũng nhận thấy vai trò của phương pháp chọn mẫu trong việc nâng cao tính chính xác của một mô hình dự báo. Zmijewski (1984) trong nghiên cứu đầu tiên liên quan đến chủ đề này đã phân chia phương pháp chọn mẫu thành hai phần: chọn mẫu phân tầng ngẫu nhiên và phương pháp chọn mẫu hoàn toàn.

Phương pháp chọn mẫu phân tầng ngẫu nhiên được sử dụng khi mẫu nghiên cứu bao gồm tất cả các công ty khó khăn tài chính và chỉ một phần các công ty không gặp khó khăn tài chính. Để lựa chọn vào trong mẫu, các công ty khó khăn tài chính và không khó khăn tài chính thường có sự tương đồng về ngành nghề hoặc quy mô công ty. Chọn mẫu phân tầng ngẫu nhiên được sử dụng rộng rãi trong các nghiên cứu được tiến hành bởi Beaver (1966); Altman (1968); Geng & cộng sự (2014). Như vậy,

tỷ lệ các công ty gặp khó khăn tài chính trong mẫu nghiên cứu thường lớn hơn nhiều so với tỷ lệ của các công ty này trong tổng thể. Vì thế, phương pháp chọn mẫu này có ưu điểm là khắc phục được tình trạng số công ty khó khăn tài chính quá nhỏ so với tổng thể (Shaonan & cộng sự, 2015). Tuy nhiên, tỷ lệ công ty khó khăn tài chính trong mẫu lớn có thể dẫn tới việc các ước lượng của mô hình dự báo không đảm bảo sự chính xác (Zmijewski, 1984; Shaonan & cộng sự, 2015).

Ngược lại với phương pháp chọn mẫu phân tầng ngẫu nhiên, phương pháp chọn mẫu toàn bộ là phương pháp lựa chọn tất cả các công ty không gặp khó khăn tài chính và các công ty khó khăn tài chính vào trong mẫu nghiên cứu. Chẳng hạn, Ohlson (1980) trong nghiên cứu của mình đã lựa chọn tất cả 2.050 công ty không khó khăn tài chính và 105 công ty khó khăn tài chính để xây dựng một mô hình dự báo khó khăn tài chính. Phương pháp chọn mẫu toàn bộ cũng được sử dụng khá rộng rãi trong các nghiên cứu sau này, chẳng hạn nghiên cứu của Bharath & Shumway (2008) hay Kim & Sohn (2010). Phương pháp chọn mẫu này có khả năng nâng cao tính chính xác của các ước lượng do tỷ lệ các công ty khó khăn tài chính trong mẫu tương đồng với tổng thể (Ohlson, 1980; Zmijewski, 1984). Tuy nhiên, phương pháp này đòi hỏi khối lượng tính toán khá lớn và có thể gây ra hiện tượng mất cân bằng dữ liệu (class imbalance) do các lớp dữ liệu (khó khăn tài chính và không khó khăn tài chính) quá chênh lệch và từ đó giảm bớt chất lượng của mô hình dự báo.

Như vậy, có thể thấy rằng, hai phương pháp chọn mẫu cơ bản khác nhau về tỷ lệ các công ty khó khăn tài chính trong mẫu so với tỷ lệ này trong tổng thể. Nếu như phương pháp phân tầng ngẫu nhiên có thể dẫn tới sự kém chính xác trong dự báo thì phương pháp chọn mẫu toàn bộ có khả năng dẫn đến hiện tượng mất cân bằng dữ liệu. Từ đó dẫn đến câu hỏi nghiên cứu về khả năng cải thiện mô hình dự báo khó khăn tài chính nếu như tăng số lượng công ty không gặp khó khăn tài chính khi sử dụng phương pháp chọn mẫu phân tầng ngẫu nhiên.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mục tiêu nghiên cứu

Nghiên cứu được thực hiện với mục tiêu đánh giá sự thay đổi của phương pháp chọn mẫu hay cỡ mẫu được lựa chọn tới kết quả của mô hình dự báo của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Trong đó, công ty gặp khó khăn tài chính là công ty bị hủy niêm yết bắt buộc theo yêu cầu của Ủy ban Chứng khoán Nhà nước. Công ty bị hủy

Bảng 1: Các biến dự báo trong mô hình

Nhóm	Mô tả
Khả năng thanh khoản	X ₁ Tổng nợ/Tổng tài sản
	X ₂ Tài sản ngắn hạn/Nợ ngắn hạn
	X ₃ (Tài sản ngắn hạn – Hàng tồn kho)/Nợ ngắn hạn
	X ₄ Nợ phải trả/Vốn chủ sở hữu
	X ₅ Nợ ngắn hạn/Tổng tài sản
	X ₆ Lưu chuyển thuần từ hoạt động kinh doanh/Nợ ngắn hạn
	X ₇ EBIT/Chi phí lãi vay
Khả năng sinh lời	X ₈ (Doanh thu- Chi phí bán hàng)/Doanh thu
	X ₉ Lợi nhuận ròng/Doanh thu
	X ₁₀ LN trước thuế/Tổng tài sản
	X ₁₁ LN ròng/Tổng tài sản
	X ₁₂ LN ròng/Tài sản ngắn hạn
	X ₁₃ LN ròng/Tài sản cố định
	X ₁₄ LN ròng/Vốn chủ sở hữu
Khả năng hoạt động	X ₁₅ LN từ hoạt động chính/Tổng tài sản
	X ₁₆ Doanh thu bán hàng/Tài sản lưu động
	X ₁₇ Doanh thu bán hàng/Tài sản cố định
	X ₁₈ Chi phí từ hoạt động chính/Hàng tồn kho
	X ₁₉ LN từ hoạt động chính/Phải thu
	X ₂₀ Giá vốn hàng bán/Phải trả
Khả năng tăng trưởng	X ₂₁ Tốc độ tăng trưởng lợi nhuận từ hoạt động chính
	X ₂₂ Tốc độ tăng trưởng tài sản
	X ₂₃ Tốc độ tăng trưởng lợi nhuận ròng
Cấu trúc	X ₂₄ Tài sản ngắn hạn/Tổng tài sản
	X ₂₅ Tài sản cố định/Tổng tài sản
	X ₂₆ Vốn chủ sở hữu/Tài sản dài hạn
	X ₂₇ Nợ ngắn hạn/Tổng nợ phải trả
Khả năng tăng vốn	X ₂₈ LN ròng/Số lượng cổ phiếu lưu hành
	X ₂₉ Tài sản ròng/Số lượng cổ phiếu lưu hành
	X ₃₀ Sự tăng lên của tiền và tương đương tiền/Số lượng CP lưu hành
	X ₃₁ Dự trữ vốn/Số lượng CP lưu hành
Sở hữu nhà nước	X ₃₂ Sở hữu nhà nước

Nguồn: Geng & cộng sự (2014).

niêm yết bắt buộc khi gặp những vấn đề nghiêm trọng về khả năng thanh toán các khoản nợ khi bị lỗ liên tiếp 3 năm hoặc số lỗ lũy kế đã vượt trên mức vốn điều lệ, theo quy định tại Điều 60 Nghị định 58/2012/NĐ-CP của Chính phủ ban hành ngày 20/07/2012.

Trong khoảng thời gian nghiên cứu từ 2009 đến 2017 có 68 công ty bị hủy niêm yết bắt buộc. Nhằm phục vụ cho mục tiêu nghiên cứu, các dữ liệu được thu thập theo quy mô tăng dần tương ứng với 3 mô

hình khác nhau:

- Mô hình 1.1: số lượng các công ty khó khăn tài chính (68 công ty) bằng số các công ty không khó khăn tài chính (68 công ty).

- Mô hình 1.2: số lượng các công ty khó khăn tài chính (68 công ty) bằng 1/2 lần số các công ty không khó khăn tài chính (136 công ty).

- Mô hình 1.3: số lượng các công ty khó khăn tài chính (68 công ty) bằng 1/3 lần số các công ty không khó khăn tài chính (204 công ty).

3.2. Thước đo, biến số

Trong mô hình dự báo, biến phụ thuộc thể hiện tình trạng khó khăn tài chính và nhận hai giá trị như sau: $Y = 1$ nếu công ty gặp khó khăn tài chính; $Y = 0$ nếu công ty không gặp khó khăn tài chính. Các biến độc lập, đóng vai trò dự báo khó khăn tài chính được lựa chọn là 31 chỉ số được sử dụng trong nghiên cứu của Geng & cộng sự (2014) vì các chỉ số này phản ánh đầy đủ các khía cạnh tài chính của doanh nghiệp như khả năng thanh khoản, khả năng sinh lời, khả năng hoạt động, khả năng tăng trưởng và cơ cấu vốn của doanh nghiệp. Tác giả bổ sung biến (X_{32}) nhằm đánh giá vai trò của vốn nhà nước trong cấu trúc vốn của doanh nghiệp tới khả năng gặp khó khăn tài chính của doanh nghiệp. Các biến lựa chọn trong các mô hình được mô tả trong bảng 1.

3.3. Phương pháp phân tích

Dữ liệu thu thập sẽ được xử lý và phân tích sử dụng mô hình Logit nhị thức (Binary Logistic). Mô hình Logit nhị thức là mô hình hồi quy đặc biệt khi biến phụ thuộc là một biến nhị phân chỉ nhận hai giá trị 0 và 1. Mô hình hồi quy dùng để dự đoán xác suất để xảy ra một sự việc dựa vào thông tin từ các biến độc lập trong mô hình. Mô hình này có ưu điểm là không gắn với yêu cầu về phân phối chuẩn và phương sai bằng nhau của biến dự báo vì thế mô hình đã được áp dụng phổ biến trong các nghiên cứu của Ohlson (1980), Hua & cộng sự (2007), Alifiah (2014).

Mô hình Logit có dạng:

$$P = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n)}}$$

Trong đó P nhận giá trị 1 nếu công ty khó khăn tài chính và giá trị 0 khi công ty có tình hình tài chính lành mạnh. Xác suất càng lớn hơn 0,5 thì nguy cơ khó khăn tài chính càng cao và ngược lại. Mô hình này được phân tích dưới sự hỗ trợ bởi phần mềm SPSS 23.0.

Khi sử dụng mô hình để dự báo khó khăn tài

chính, các bước phân tích được tiến hành bao gồm: kiểm tra độ phù hợp của mô hình, kiểm định ý nghĩa của các hệ số và kiểm định độ phù hợp tổng quát của mô hình. Độ phù hợp tổng quát của mô hình được dựa trên chỉ tiêu -2LL (-2log likelihood), thước đo này càng nhỏ càng tốt. Mô hình này cũng đòi hỏi kiểm định giả thuyết hệ số hồi quy là khác không. Trong phần mềm SPSS 23.0, mức ý nghĩa quan sát đưa ra trong bảng Omnibus Tests of Model Coefficients để quyết định bác bỏ hay chấp nhận H_0 . Mô hình cũng được coi là phù hợp nếu kiểm định Hosmer & Lemeshow không có ý nghĩa. Mô hình dự báo tốt đến đâu được thể hiện qua bảng phân loại (classification table) trong đó so sánh trị số thực và trị số dự đoán cho từng biểu hiện và tỷ lệ dự đoán đúng sự kiện.

4. Phân tích kết quả nghiên cứu

4.1. Kết quả phân tích sự phù hợp của mô hình

Khi thực hiện các kiểm định cần thiết, mô hình được coi là phù hợp nếu giá trị -2 Log likelihood tính toán được nhỏ, kiểm định Omnibus đảm bảo mức ý nghĩa và kiểm định Hosmer & Lemeshow không có ý nghĩa. Kết quả kiểm định trên bảng 2 cho biết, cả ba mô hình đều có độ tin cậy và phù hợp do các kiểm định cần thiết đều được thỏa mãn.

4.2. Kết quả đánh giá khả năng dự báo của mô hình

Sử dụng kỹ thuật dự báo Binary Logistic để dự báo một công ty vào nhóm khó khăn tài chính ($Y=1$) hoặc không khó khăn tài chính ($Y=0$) dựa vào xác suất tính toán được, độ chính xác trong dự báo trong cả ba mô hình thể hiện trong bảng 3. Bảng này cho biết độ chính xác trong dự báo tăng dần từ mô hình 1.1 cho đến mô hình 1.3. Nói cách khác, khi số lượng công ty không gặp khó khăn tài chính trong mẫu tăng lên thì mô hình dự báo có độ chính xác càng cao. Hay, khi tỷ lệ công ty gặp khó khăn tài chính trong mẫu giảm dần thì mô hình càng dự báo đúng. Độ chính xác của mô hình còn được đánh giá bằng thống kê về sai lầm trong dự báo, trong đó sai

Bảng 2: Kết quả kiểm định mô hình Logit

	Kiểm định Omnibus		-2 Log likelihood	Kiểm định Hosmer and Lemeshow	
	Chi-square	Sig.		Chi-square	Sig.
Mô hình 1.1	101,45	0,00	42,7	1,58	0,99
Mô hình 1.2	93,54	0,00	64,2	8,35	0,40
Mô hình 1.3	87,66	0,00	65,2	2,67	0,95

Nguồn: Kết quả phân tích trên SPSS 23.0.

Bảng 3: Kết quả dự báo khó khăn tài chính

Mô hình	Độ chính xác (%)	Sai lầm loại I (%)	Sai lầm loại II (%)
Mô hình 1.1	78,68	29,41	13,20
Mô hình 1.2	90,70	17,60	5,10
Mô hình 1.3	93,01	11,76	5,40

Nguồn: Kết quả phân tích trên SPSS 23.0.

lầm loại I là sai lầm khi một công ty gặp khó khăn tài chính được dự báo không gặp khó khăn tài chính và sai lầm loại II là sai lầm khi một công ty không khó khăn tài chính được xếp vào nhóm gặp khó khăn tài chính. Kết quả dự báo cho thấy, sai lầm loại I và loại II cũng giảm dần từ mô hình 1.1 cho tới mô hình 1.3. Như vậy, mô hình có khả năng dự báo với độ chính xác cao nhất là mô hình có số lượng công ty không gặp khó khăn tài chính lớn gấp 3 lần công ty gặp khó khăn tài chính.

Từ 32 biến độc lập ban đầu, sử dụng phương pháp LR Backward Stepwise, các biến được loại dần căn cứ vào xác suất của trị thống kê Likelihood-Ratio để tìm ra các biến có khả năng phân biệt tốt nhất. Kết quả cho thấy, khi số lượng công ty không khó khăn tài chính trong mẫu tăng lên, các biến có khả năng phân biệt được giữ lại trong mô hình cũng nhiều hơn. Bảng 4 cho biết, mô hình 1.1 giữ lại 9 biến độc lập trong khi số biến độc lập trong hai mô hình 1.2 và 1.3 lần lượt là 11 và 17. Hệ số tương quan của

các biến độc lập trong từng mô hình cũng được mô tả trên bảng 4. Trong khi đó, tổng hợp các biến được loại ra khỏi 3 mô hình được thể hiện trong phụ lục 01.

Bảng 4 cho biết, mặc dù các biến độc lập là không hoàn toàn giống nhau, nhìn chung cả ba mô hình đều nhấn mạnh tầm quan trọng của khả năng thanh toán (Tổng nợ/Tổng tài sản, Nợ ngắn hạn/Tổng tài sản), khả năng sinh lời (Lợi nhuận ròng/Tổng tài sản, Lợi nhuận ròng/Tài sản ngắn hạn, Lợi nhuận ròng/Tài sản cố định); khả năng tăng vốn (Tài sản ròng/Số lượng cổ phiếu lưu hành). Đặc biệt, biến mô tả sở hữu nhà nước (X_{32}) có ý nghĩa thống kê và khả năng phân biệt trong mô hình 1.3 trong khi biến này đều bị loại bỏ trong mô hình 1.1 và 1.2. Hệ số tương quan của biến X_{32} cho thấy, doanh nghiệp có sở hữu vốn của Nhà nước thì ít có khả năng gặp khó khăn tài chính. Biến X_5 (Nợ ngắn hạn/tổng tài sản) có hệ số tương quan dương lớn nhất trong cả ba mô hình. Ngoài ra, hệ số tương quan của các biến có ý nghĩa

Bảng 4: Hệ số tương quan của các biến trong mô hình

	Mô hình 1.1		Mô hình 1.2		Mô hình 1.3	
	Biến	Hệ số	Biến	Hệ số	Biến	Hệ số
1	X_1	32,39	X_1	21,80	X_1	17,99
2	X_5	35,20	X_4	0,32	X_4	0,23
3	X_6	-1,52	X_5	26,06	X_5	18,42
4	X_9	0,45	X_7	-0,09	X_7	-0,01
5	X_{11}	26,13	X_{12}	-5,32	X_9	1,29
6	X_{12}	-12,76	X_{13}	-2,37	X_{12}	-7,27
7	X_{13}	-6,46	X_{14}	0,77	X_{13}	-2,57
8	X_{15}	-6,49	X_{19}	-0,36	X_{14}	1,21
9	X_{27}	23,14	X_{20}	-0,55	X_{17}	-0,13
10			X_{27}	16,80	X_{19}	-0,71
11			X_{29}	0,04	X_{21}	0,05
12					X_{22}	0,32
13					X_{23}	0,04
14					X_{27}	11,03
15					X_{29}	0,05
16					X_{30}	-0,14
17					X_{32}	-1,31

Nguồn: Kết quả phân tích trên SPSS 23.0.

trong cả 3 mô hình đều mang dấu phù hợp với suy đoán ban đầu về mối quan hệ giữa biến độc lập và biến phụ thuộc.

5. Kết luận

Nghiên cứu này được tiến hành nhằm xây dựng một mô hình dự báo khó khăn tài chính cho các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam có tính đến sự tác động của các phương pháp chọn mẫu khác nhau. Từ 32 biến dự báo ban đầu, các biến được lựa chọn đã giảm xuống đáng kể nhằm bảo đảm độ tin cậy và mức ý nghĩa của các biến này. Kết quả nghiên cứu cho thấy các biến liên quan đến hệ số nợ trên tổng tài sản, khả năng sinh lời, khả năng hoạt động và khả năng tăng vốn đóng vai trò quan trọng trong việc dự báo khó khăn tài chính của các công ty niêm yết. Ngoài ra, biến độc lập mô tả sự có mặt của vốn Nhà nước trong cơ cấu vốn của doanh nghiệp cũng có khả năng dự báo khó khăn tài chính trong mô hình có số công ty không gặp khó khăn tài chính nhiều nhất (mô hình 1.3).

Kết quả phân tích các mô hình khác nhau cho thấy, việc sử dụng các cỡ mẫu khác nhau về số lượng các công ty không khó khăn tài chính có ảnh hưởng đến kết quả dự báo của mô hình. Dù số lượng công ty khó khăn tài chính là như nhau nhưng mô hình càng có nhiều công ty không khó khăn tài chính thì độ chính xác trong dự báo càng cao. Nói cách khác, tỷ lệ các công ty khó khăn tài chính trong mẫu nghiên cứu gần với tỷ lệ đó của tổng thể thì khả năng dự báo của mô hình càng tốt. Kết hợp với nhận xét về số lượng biến độc lập trong mô hình có thể thấy mô hình bao gồm càng nhiều công ty không khó khăn tài chính trong mẫu nghiên cứu càng đòi hỏi nhiều biến dự báo nhưng lại có kết quả dự báo càng cao và ngược lại. Tuy nhiên, kết quả nghiên cứu cũng đặt ra hướng nghiên cứu mới về việc độ chính xác của mô hình có tiếp tục tăng lên nếu tỷ lệ các công ty không khó khăn tài chính trong mẫu nghiên cứu rất gần với tổng thể như trong phương pháp lấy mẫu toàn bộ hay không.

Phụ lục 01: Tổng hợp các biến dự báo được loại khỏi các mô hình

TT	Mô hình 1.1		Mô hình 1.2		Mô hình 1.3	
	Biến	Mức ý nghĩa	Biến	Mức ý nghĩa	Biến	Mức ý nghĩa
1	X ₂	0,78	X ₂	0,26	X ₂	0,29
2	X ₃	0,72	X ₃	0,35	X ₃	0,14
3	X ₄	0,45	X ₆	0,49	X ₆	0,20
4	X ₇	0,73	X ₆	0,76	X ₈	0,80
5	X ₈	0,61	X ₉	0,35	X ₁₀	0,81
6	X ₁₀	0,91	X ₁₀	0,96	X ₁₁	0,70
7	X ₁₄	0,06	X ₁₁	0,48	X ₁₅	0,25
8	X ₁₆	0,78	X ₁₅	0,23	X ₁₆	0,80
9	X ₁₇	0,49	X ₁₆	0,13	X ₁₈	0,70
10	X ₁₈	0,65	X ₁₇	0,46	X ₂₀	0,16
11	X ₁₉	0,73	X ₁₈	0,75	X ₂₄	0,22
12	X ₂₀	0,88	X ₂₁	0,93	X ₂₅	1,00
13	X ₂₁	0,05	X ₂₂	0,27	X ₂₆	0,82
14	X ₂₂	0,96	X ₂₃	0,27	X ₂₈	0,88
15	X ₂₃	0,94	X ₂₄	0,16	X ₃₁	0,67
16	X ₂₄	0,77	X ₂₅	0,54		
17	X ₂₅	0,27	X ₂₆	0,76		
18	X ₂₆	0,05	X ₂₈	0,45		
19	X ₂₈	0,50	X ₃₀	0,93		
20	X ₂₉	0,37	X ₃₁	0,72		
21	X ₃₀	0,48	X ₃₂	0,25		
22	X ₃₁	0,90				
23	X ₃₂	0,53				

Nguồn: Kết quả phân tích trên SPSS 23.0.

Tài liệu tham khảo:

- Alifiah, M. (2014), 'Prediction of financial distress companies in the trading and services sector in Malaysia using macroeconomic variables', *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 129, 90 – 98.
- Altman, E. I. (1968), 'Financial Ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy', *Journal of finance*, 23, 589-609.
- Asquith, P., Gertner, R. & Scharfstein, D. (1994), 'Anatomy of financial distress: an examination of junk-bond issuers', *Q J Econ*, 109, 625–58
- Beaver W. (1966), 'Financial ratios as predictors of failures', *Journal of Accounting research*, 4, 71-111.
- Beaver, W. H., McNichols, M. F. & Rhie, J. W. (2005), 'Have financial statements become less informative? Evidence from the ability of financial ratios to predict bankruptcy', *Review of Accounting Studies*, 10, 93–122.
- Bharath, S. & Shumay, T. (2008), 'Forecasting Default with the Merton Distance to Default Model', *Rev. Financ. Study*, 21, 1339–1369.
- Bhattacharjee A. & Han J. (2014), 'Financial distress of Chinese firms: Microeconomic, macroeconomic and institutional influences', *China Economic Review*, 30, 244–262.
- Đào Thị Thanh Bình (2013), 'Mô hình xếp hạng tín dụng cho các công ty sản xuất ở Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 188, 39-49.
- Geng R., Bose I. & Chen, X. (2014), 'Prediction of financial distress: An empirical study of listed Chinese companies using data mining', *European of Operational Research*, 241, 236-247.
- Hay Sinh (2013), 'Ước tính xác suất phá sản trong thẩm định giá trị doanh nghiệp', *Phát triển & Hội nhập*, 8(18), 52-57.
- Hua, Z., Wang, Y., Xu, X., Zhang, B. & Liang, L. (2007), 'Predicting corporate financial distress based on integration of support vector machine and logistic regression', *Expert Systems with Applications*, 33(2), 434–440.
- Kim, H. S. & Sohn, S.Y. (2010), 'Support vector machines for default prediction of SMEs based on technology credit', *European Journal of Operational Research*, 201, 838–846.
- Koopman, S.J. & Lucas, A. (2005), 'Business and default cycles for credit risk', *Journal of Applied Econometrics*, 20, 311-323
- Lin, F., Liang, D., Yeh, C. & Huang J. (2014), 'Novel feature selection methods to financial distress prediction', *Expert Systems with Applications*, 41(5), 2472–2483.
- Ohlson, D. (1980), 'Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy', *Journal of Accounting Research*, 18(1), 109–131
- Pindado, J., Rodrigues, L. & Torre, C. (2008), 'Estimating financial distress likelihood', *Journal of Business Research*, 61, 995–1003
- Santoso, N., Wibowo, W. (2018), 'Financial Distress Prediction using Linear Discriminant Analysis and Support Vector Machine', *J. Phys.: Conf. Ser* 979, 1-7, DOI:10.1088/1742-6596/979/1/012089
- Shaonan, T., Yan, Y. & Guo, H. (2015), 'Variable selection and corporate bankruptcy forecasts', *Journal of Banking & Finance*, 52(C), 89-100
- Tinoco, M. H., Holmes, P. & Wilson, N. (2013), 'Polytomous response financial distress models: The role of accounting, market and macroeconomic variables', *International Review of Financial Analysis*, 1-39, doi:10.1016/j.irfa.2018.03.017
- Xu, K., Zhao, Q. & Bao, X. (2015), 'Study on early warning of enterprise financial distress – based on partial least squares logistic regression', *Acta Oeconomica*, 65, 3–16, DOI: <http://dx.doi.org/10.1556/032.65.2015.S2.2>
- Zmijewski, M. (1984), 'Methodological issues related to the estimation of financial distress prediction models', *Journal of Accounting Research*, 22, 59-82.

VẬN DỤNG KẾ TOÁN QUẢN TRỊ TRONG DOANH NGHIỆP: CÁC NHÂN TỐ TÁC ĐỘNG VÀ ẢNH HƯỞNG CỦA NÓ ĐẾN HIỆU QUẢ KINH DOANH

Nguyễn Thu Hiền

Học viện Tài chính

Email: hiennt@hvtc.edu.vn; nguyenthuhien101282@gmail.com

Ngày nhận: 16/4/2019

Ngày nhận bản sửa: 08/7/2019

Ngày duyệt đăng: 02/10/2019

Tóm tắt:

Nghiên cứu nhằm phát hiện và cung cấp bằng chứng về mối quan hệ nhân quả giữa các nhân tố tác động đến việc vận dụng kế toán quản trị và ảnh hưởng của nó đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp ở Việt Nam. Dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu được thu thập từ kết quả khảo sát tại 235 doanh nghiệp và được xử lý bằng phần mềm SPSS 20, AMOS 20 để kiểm định mức độ phù hợp của thang đo, mô hình lý thuyết thông qua hệ số tin cậy Cronbach's Alpha, phân tích nhân tố khám phá (EFA), nhân tố khẳng định (CFA) và mô hình phương trình cấu trúc (SEM). Kết quả nghiên cứu cho thấy có 05 nhân tố tác động đến khả năng vận dụng kế toán quản trị vào doanh nghiệp, trong đó quy mô doanh nghiệp tác động mạnh nhất và trình độ nhân viên kế toán tác động yếu nhất trong nhóm các nhân tố. Đồng thời, việc vận dụng các kỹ thuật kế toán quản trị như: chi phí, dự toán, đánh giá hiệu suất, chiến lược và hỗ trợ quá trình ra quyết định sẽ góp phần cải thiện, nâng cao hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp.

Từ khóa: Hiệu quả kinh doanh, doanh nghiệp, kế toán quản trị.

Mã JEL: M41,C12.

Applying management accounting in enterprises: The affecting factors and their impacts on business efficiency

Abstract:

This study aims to detect and provide evidence of a causal relationship between factors affecting the use of management accounting and their impacts on the business efficiency of enterprises in Vietnam. Data used in the study were collected from the survey of 235 enterprises and processed by SPSS 20, AMOS 20 software to test the suitability of the scale and theoretical models through the coefficient trust Cronbach's Alpha, Exploratory Factor Analysis (EFA), Confirmatory Factor Analysis (CFA) and Structural Equation Modelling (SEM). The results show that five determinants are impacting on the ability to apply management accounting in enterprises. In detail, the scale of enterprises has the strongest impact and the accountant's ability has the weakest impact among the group of factors. At the same time, the implementation of the management accounting practices such as cost, budget, performance evaluation, strategy and supporting decision-making process will contribute to improving business efficiency.

Keywords: Business efficiency, enterprises, management accounting.

JEL code: M41.

1. Giới thiệu

Trong thời gian qua ở Việt Nam, hệ thống doanh nghiệp phát triển nhanh cả về số lượng lẫn quy mô, cùng với đó thì sự cạnh tranh và những thách thức đối với khả năng quản lý của doanh nghiệp theo đó cũng tăng lên (Bùi Ngọc Toàn, 2016). Vì vậy, doanh nghiệp muốn tồn tại, phát triển bền vững và đóng góp vào sự phát triển của nền kinh tế, nhà quản trị doanh nghiệp cần có các quyết định chính xác và hiệu quả hơn trong kinh doanh nhằm giúp doanh nghiệp của mình đạt được những lợi thế vượt trội so với đối thủ cạnh tranh. Để giúp nhà quản trị đưa ra các quyết định kịp thời và chính xác thì thông tin do kế toán quản trị cung cấp đóng vai trò rất quan trọng, đây là yếu tố quyết định cải thiện hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp (Wang & Huynh, 2013), hay việc vận dụng các kỹ thuật kế toán quản trị như chi phí, lập dự toán, đánh giá hiệu suất, thông tin để ra quyết định và phân tích chiến lược là công cụ kích thích và nâng cao hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp (Maziriri & Mapuranga, 2017).

Ở Việt Nam, thuật ngữ kế toán quản trị xuất hiện và được công nhận trong Luật Kế toán kể từ năm 2003, bên cạnh đó chưa có nhiều hệ thống văn bản quy phạm pháp luật hướng dẫn việc áp dụng kế toán quản trị trong các doanh nghiệp. Chính vì vậy, việc vận dụng kế toán quản trị vào công tác quản lý chưa được các doanh nghiệp quan tâm đúng mức và còn hạn chế, điều này làm ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Cùng với đó, số lượng các nghiên cứu về kế toán quản trị còn rất khiêm tốn (Doan & cộng sự, 2011), đặc biệt là các nghiên cứu thực nghiệm về kế toán quản trị.

Nghiên cứu này với mục tiêu phát hiện và cung cấp bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ nhân quả giữa các nhân tố tác động và ảnh hưởng của việc vận dụng kế toán quản trị đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp. Kết quả nghiên cứu cho thấy có 05 nhân tố tác động đến khả năng vận dụng kế toán quản trị trong doanh nghiệp, trong đó quy mô doanh nghiệp tác động mạnh nhất và trình độ nhân viên kế toán tác động yếu nhất trong nhóm các nhân tố. Đồng thời, nghiên cứu này cũng chỉ ra rằng việc vận dụng kế toán quản trị sẽ góp phần cải thiện và nâng cao hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp.

2. Cơ sở lý thuyết, xây dựng giả thuyết và mô hình nghiên cứu

2.1. Kế toán quản trị

Kế toán quản trị là một trong những công cụ chính để ra quyết định ở mọi cấp độ của tổ chức (Mayanja, 2010) nhằm đo lường, phân tích và báo

cáo các thông tin tài chính và phi tài chính giúp nhà quản lý đưa ra quyết định để thực hiện các mục tiêu của tổ chức (Horngren & cộng sự, 2014). Thực hành kế toán quản trị cung cấp các thông tin liên quan cho tổ chức nhằm tăng thêm giá trị cho khách hàng và tổ chức của mình (Nuhu & cộng sự, 2016), tạo điều kiện cho các quyết định hiệu quả và hỗ trợ tổ chức trong việc thúc đẩy các hành vi có chủ đích (Axelsson & cộng sự, 2002). Thực hành kế toán quản trị có thể bao gồm lập dự toán, đánh giá hiệu suất, thông tin cho việc ra quyết định và phân tích chiến lược (Gichaaga, 2014), hay là một tập hợp rộng rãi các kỹ thuật kế toán quản trị như: dự toán, đánh giá hiệu suất, chi phí, ra quyết định, tổ chức thực hiện và phân tích chiến lược (Abdel-Kader & Luther, 2006).

2.2. Hiệu quả kinh doanh

Hiệu quả kinh doanh là để đo lường, đánh giá thành tựu của một tổ chức, hoặc là “khả năng hoạt động để đáp ứng mong muốn của các cổ đông lớn trong công ty” (Smith & Reece, 1999). Chính vì điều đó, hiểu được ý nghĩa của hiệu quả kinh doanh là điều kiện tiên quyết để đo lường hiệu suất tổ chức (Maziriri & Chinomona, 2016). Thông thường các chỉ số được sử dụng để đo lường hiệu quả kinh doanh là lợi nhuận, lợi tức đầu tư, doanh thu hoặc số lượng khách hàng (Wood, 2006), giảm chi phí, nâng cao doanh thu và khả năng cạnh tranh (Hove & cộng sự, 2014).

2.3. Giả thuyết và mô hình nghiên cứu

Để giải quyết mục tiêu nghiên cứu, việc xây dựng các giả thuyết và mô hình nghiên cứu dựa trên cơ sở lý thuyết, tài liệu có liên quan trong các nghiên cứu trước là rất quan trọng.

Quy mô doanh nghiệp và vận dụng kế toán quản trị: quy mô doanh nghiệp tác động đến cả cấu trúc lẫn việc sử dụng các công cụ kiểm soát quản lý trong doanh nghiệp. Theo Haldma & Laats (2002), Abdel-Kader & Luther (2008) quy mô doanh nghiệp có ảnh hưởng đến việc sử dụng kế toán quản trị trong quá trình tổ chức, kinh doanh. Một doanh nghiệp lớn hơn thường có tổng nguồn lực lớn hơn và hệ thống thông tin nội bộ tốt hơn, tạo thuận lợi cho việc phổ biến kế toán quản trị. Các doanh nghiệp lớn hơn cũng có hệ thống phức tạp hơn và gặp phải nhiều vấn đề khó khăn hơn, chính vì điều này đã tạo tiền đề cho việc phổ biến kế toán quản trị. Hutaibat (2005) đã chỉ ra rằng quy mô doanh nghiệp (được đo lường bằng doanh thu, số lượng nhân viên, các phòng ban,...) có mối quan hệ chặt chẽ với việc vận dụng kế toán quản trị, cụ thể: khi quy mô doanh nghiệp tăng lên

thì doanh nghiệp có xu hướng gia tăng, mở rộng việc vận dụng các công cụ kỹ thuật kế toán quản trị. Như vậy, giả thuyết đầu tiên được xây dựng như sau:

Giả thuyết H1: Các doanh nghiệp có quy mô càng lớn thì khả năng vận dụng kế toán quản trị vào doanh nghiệp càng cao.

Nhận thức của chủ sở hữu/nhà quản lý công ty và vận dụng kế toán quản trị: chủ sở hữu/nhà quản lý là các đối tượng tham gia vào quá trình quản lý công ty, vì vậy họ cần nhận thức được vai trò cũng như tầm quan trọng của thông tin kế toán quản trị trong quá trình ra quyết định quản lý, điều hành doanh nghiệp nhằm cải thiện và nâng cao hiệu quả doanh nghiệp. Tuy nhiên, sự nhận thức của chủ sở hữu/nhà quản lý về vai trò của thông tin kế toán quản trị ở các mức độ, các doanh nghiệp là khác nhau, vì vậy việc vận dụng kế toán quản trị tại các doanh nghiệp sẽ khác nhau. Khi nghiên cứu, Shields (1995), Lybaert (1998), Brown & cộng sự (2004) đã chỉ ra mức độ tác động của nhân tố nhận thức của chủ sở hữu/nhà quản lý đến việc vận dụng kế toán quản trị. Trên cơ sở đó, giả thuyết thứ hai được phát triển như sau:

Giả thuyết H2: Các doanh nghiệp có người chủ sở hữu/người điều hành có hiểu biết về kế toán quản trị, đánh giá cao tính hữu ích của các công cụ kỹ thuật kế toán quản trị thì khả năng vận dụng kế toán quản trị vào doanh nghiệp càng cao.

Chi phí cho việc tổ chức kế toán quản trị và vận dụng kế toán quản trị: ở Việt Nam số lượng doanh nghiệp nhỏ và vừa chiếm tỷ trọng lớn trong tổng số doanh nghiệp đang hoạt động. Đặc điểm của doanh nghiệp nhỏ và vừa là nguồn vốn hạn chế, trong khi để có một bộ phận kế toán quản trị tốt, các doanh nghiệp cần phải đầu tư một khoản phí không nhỏ để đào tạo nhân viên kế toán quản trị và các chi phí khác phục vụ cho việc áp dụng kế toán quản trị, chính vì vậy rất ít doanh nghiệp có khả năng đầu tư hoặc nếu có thì luôn cân nhắc giữa chi phí đầu tư và hiệu quả mang lại của công tác kế toán quản trị. Khi nghiên cứu về các nhân tố tác động đến việc vận dụng kế toán quản trị trong các doanh nghiệp nhỏ và vừa tại Việt Nam, Trần Ngọc Hùng (2016) đã chỉ ra nhân tố chi phí cho việc tổ chức kế toán quản trị tác động đến việc vận dụng kế toán quản trị. Do vậy, giả thuyết thứ ba được xây dựng như sau:

Giả thuyết H3: Khi vận dụng kế toán quản trị nếu yêu cầu về đầu tư chi phí tổ chức kế toán quản trị càng thấp thì khả năng vận dụng kế toán quản trị vào doanh nghiệp càng cao.

Trình độ nhân viên kế toán và vận dụng kế toán quản trị: trong doanh nghiệp sự hiện diện của các

nhân viên kế toán có đủ trình độ chuyên môn là một yếu tố quan trọng tác động đến việc vận dụng kế toán quản trị. Thông thường trong các doanh nghiệp lớn thường có phòng ban kế toán/tài chính chuyên biệt và có xu hướng tuyển dụng những nhân viên kế toán có đủ trình độ chuyên môn để thực hiện những báo cáo cũng như tư vấn chuyên nghiệp. Ngược lại, những doanh nghiệp nhỏ hầu hết đều thuê mượn các nhân viên kế toán có đủ trình độ chuyên môn (Ahmad, 2012). Một số nghiên cứu chỉ ra rằng có sự tương thích giữa việc hiện diện của các nhân viên kế toán chuyên nghiệp với mức độ hiểu biết cao về vận dụng kế toán quản trị trong doanh nghiệp (Ismail & King, 2007) hay sự hiện diện của các nhân viên kế toán chuyên nghiệp trong doanh nghiệp nhỏ và vừa sẽ giúp cho khả năng vận dụng kế toán quản trị cao hơn (McChlery & cộng sự, 2004). Vì thế, giả thuyết thứ tư được xây dựng như sau:

Giả thuyết H4: Các doanh nghiệp có đội ngũ nhân viên kế toán được đào tạo có chứng chỉ nghề hoặc bằng cấp kế toán chuyên nghiệp thì khả năng vận dụng kế toán quản trị vào doanh nghiệp sẽ càng cao.

Văn hóa doanh nghiệp và vận dụng kế toán quản trị: xét từ góc độ quản trị tác nghiệp, văn hóa doanh nghiệp bao gồm một hệ thống những ý nghĩa, giá trị, niềm tin chủ đạo, cách nhận thức và phương pháp tư duy được mọi thành viên trong một tổ chức cùng thống nhất và có ảnh hưởng ở phạm vi rộng đến nhận thức, hành động của từng thành viên. Văn hóa doanh nghiệp có vai trò quan trọng trong quản lý, là công cụ triển khai chiến lược, phương pháp tạo động lực cho người lao động và sức mạnh đoàn kết cho tổ chức. Khi nghiên cứu về tác động của nhân tố văn hóa doanh nghiệp đến việc vận dụng kế toán quản trị, Erserim (2012) chỉ ra rằng các loại hình văn hóa doanh nghiệp như: văn hóa hỗ trợ; văn hóa cải tiến và văn hóa quản lý theo mục tiêu có tác động đến việc vận dụng kế toán quản trị. Vì vậy, giả thuyết tiếp theo được xây dựng như sau:

Giả thuyết H5: Các doanh nghiệp có văn hóa doanh nghiệp hỗ trợ mạnh thì khả năng vận dụng kế toán quản trị vào doanh nghiệp càng cao.

Vận dụng kế toán quản trị và hiệu quả kinh doanh: Mikes (2006) cho rằng thực hành kế toán quản trị có vai trò quan trọng trong việc cải thiện hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp, hay nói cách khác thực hành kế toán quản trị đảm bảo hiệu quả trong quản lý và cũng có thể cải thiện hiệu suất của tổ chức (Ahmad & Mohamed-zabri, 2013). Ngoài ra, kế toán quản trị cung cấp thông tin cho các chủ thể trong tổ chức

để họ có thể lập kế hoạch, kiểm soát hoạt động, ra quyết định và đánh giá hiệu quả hoạt động (Kinney & Raiborn, 2011) giúp doanh nghiệp tăng khả năng cạnh tranh trên thị trường và giảm thất bại trong kinh doanh (Mitchell & Reid, 2000). Theo Maziriri & Mapuranga (2017), việc vận dụng kỹ thuật kế toán quản trị như chi phí, lập dự toán, đánh giá hiệu suất, thông tin để ra quyết định và phân tích chiến lược là công cụ kích thích và nâng cao hiệu quả kinh doanh của các doanh nghiệp nhỏ và vừa. Do vậy, giả thuyết cuối cùng được phát triển như sau:

Giả thuyết H6: Vận dụng kế toán quản trị vào doanh nghiệp có ảnh hưởng thuận chiều đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp.

Dựa vào việc xem xét các nghiên cứu được thảo luận ở trên, sáu giả thuyết được xây dựng cho nghiên cứu này và được mô tả thông qua mô hình nghiên cứu trong Hình 1.

3. Phương pháp và thiết kế nghiên cứu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu này được tiến hành bằng cách sử dụng kết hợp phương pháp nghiên cứu định tính (tổng quan các lý thuyết, tài liệu nghiên cứu trước đây có liên quan đến nghiên cứu) và mô hình nghiên cứu định lượng (kiểm định mức độ phù hợp của thang đo và mô hình lý thuyết thông qua hệ số tin cậy Cronbach's Alpha, phân tích nhân tố khám phá EFA, nhân tố khẳng định CFA và mô hình cấu trúc SEM bằng phần mềm SPSS 20, AMOS 20) để xác định mối quan hệ giữa các cấu trúc được điều tra.

3.2. Thiết kế nghiên cứu

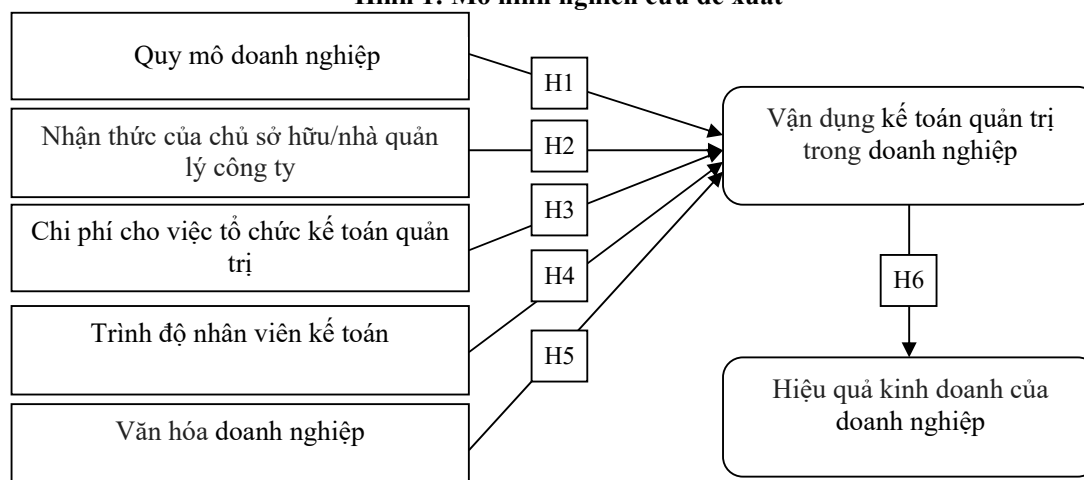
Cỡ mẫu: các nhà nghiên cứu cho rằng kích thước

mẫu tối thiểu phải từ 100 đến 150 (Hair & cộng sự, 1998). Theo Bollen (1989) thì kích thước mẫu tối thiểu là 5 mẫu cho 1 ước lượng (tỷ lệ 5:1) (Nguyễn Đình Thọ, 2011).

Dữ liệu nghiên cứu: Dữ liệu sử dụng cho nghiên cứu này được thu thập thông qua bảng câu hỏi khảo sát được phỏng vấn trực tiếp hoặc gửi qua bưu điện, email tới đối tượng khảo sát tại 235 doanh nghiệp (trong đó, 85 doanh nghiệp quy mô lớn chiếm 36,2%, 150 doanh nghiệp quy mô nhỏ và vừa chiếm 63,8%) ngành xây dựng, sản xuất, thương mại và dịch vụ trên địa bàn một số tỉnh, thành phố của Việt Nam (như Hà Nội, Bắc Ninh, Hà Nam, Hải Phòng, Quảng Ninh, Đà Nẵng, thành phố Hồ Chí Minh, Bình Dương...) từ tháng 5 đến tháng 9 năm 2018. Đối tượng được khảo sát là giám đốc/tổng giám đốc (chiếm 10,6%), phó giám đốc/phó tổng giám đốc tài chính (chiếm 14,9%), kế toán trưởng (chiếm 29,8%), kế toán viên (chiếm 36,2%), nhân viên kế toán quản trị và những người tham gia kế toán quản trị của doanh nghiệp (chiếm 8,5%).

Ý nghĩa của các biến trong nghiên cứu: Biến “Quy mô doanh nghiệp (SIZE)” gồm 03 biến quan sát: Doanh thu của doanh nghiệp lớn (SIZE1), Số lượng nhân viên của doanh nghiệp lớn (SIZE2), Số lượng các phòng ban, chi nhánh của doanh nghiệp lớn (SIZE3). Biến “Nhận thức của chủ sở hữu/nhà quản lý công ty (PERC)” gồm 04 biến quan sát: Đánh giá cao về tính hữu ích các công cụ kỹ thuật kế toán quản trị (PERC1), Hiểu biết về các công cụ kỹ thuật kế toán quản trị (PERC2), Có nhu cầu cao về việc vận dụng kế toán quản trị (PERC3), Chấp nhận mức chi phí cao trong việc đầu tư vận dụng kế

Hình 1: Mô hình nghiên cứu đề xuất



Nguồn: Tác giả tổng hợp.

toán quản trị (PERC4). Biến “Trình độ nhân viên kế toán (QUAL)” gồm 04 biến quan sát: Trình độ từ trung cấp, cao đẳng nghề (QUAL1), Trình độ từ cử nhân kế toán trở lên (QUAL2), Có các chứng chỉ về kế toán chuyên nghiệp trong nước (QUAL3), Có các chứng chỉ về kế toán chuyên nghiệp quốc tế (QUAL4). Biến “Chi phí cho việc tổ chức kế toán quản trị (COST)” gồm 02 biến quan sát: Đầu tư công nghệ phục vụ việc tổ chức kế toán quản trị (COST1), Tư vấn từ các tổ chức/chuyên gia về tổ chức kế toán quản trị (COST2). Biến “Văn hoá doanh nghiệp (CULT)” gồm 03 biến quan sát: Sự hỗ trợ từ các nhà quản trị đối với nhân viên trong doanh nghiệp (CULT1), Sự hỗ trợ lẫn nhau từ nhân viên trong các phòng ban của doanh nghiệp (CULT2), Sự đồng thuận về mục tiêu phát triển chung của doanh nghiệp (CULT3). Biến “Vận dụng kế toán quản trị

(POSS)” gồm 05 biến quan sát: Kỹ thuật kế toán quản trị chi phí (POSS1), Kỹ thuật kế toán quản trị dự toán (POSS2), Kỹ thuật kế toán quản trị đánh giá hiệu suất (POSS3), Kỹ thuật kế toán quản trị hỗ trợ quá trình ra quyết định (POSS4), Kỹ thuật kế toán quản trị chiến lược (POSS5). Biến “Hiệu quả kinh doanh (BPER)” gồm 04 biến quan sát: Tăng khả năng cạnh tranh trên thị trường (BPER1), Tiết kiệm các chi phí (BPER2), Nâng cao doanh thu (BPER3), Tăng khả năng sinh lời (BPER4).

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kiểm định độ tin cậy thang đo và phân tích nhân tố khám phá (EFA)

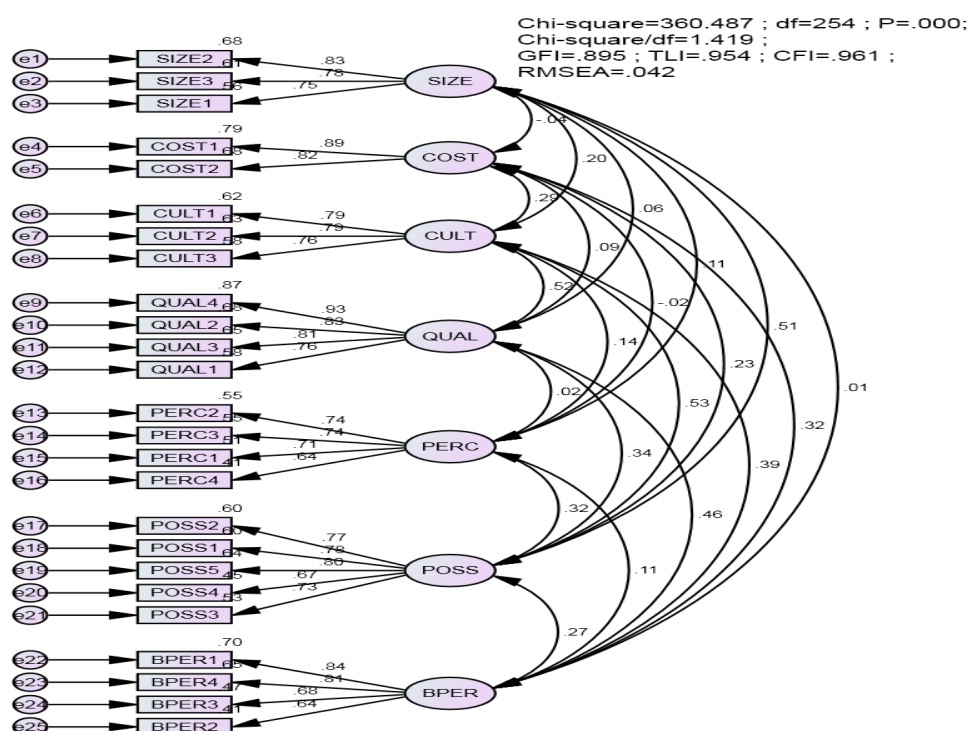
Trước khi kiểm định các giả thuyết của nghiên cứu này, tác giả tiến hành một số quy trình để kiểm tra độ tin cậy của thang đo và xây dựng tính hợp lệ

Bảng 1: Kết quả kiểm định độ tin cậy thang đo và phân tích EFA

Nhân tố	Biến quan sát	Hệ số tải nhân tố	Tương quan biến tổng	Độ tin cậy		Phương sai trích (AVE)	Chỉ tiêu
				Cronbach's Alpha	Tổng hợp (C.R)		
SIZE	SIZE1	0,849	0,661	0,825	0,829	0,617	Sig: 0,000 KMO: 0,765 Eigenvalues: 3,235 Tổng phương sai trích: 74,218%
	SIZE2	0,876	0,714				
	SIZE3	0,840	0,676				
PERC	PERC1	0,785	0,608	0,802	0,803	0,505	
	PERC2	0,817	0,647				
	PERC3	0,816	0,651				
	PERC4	0,737	0,555				
QUAL	QUAL1	0,823	0,719	0,895	0,900	0,695	
	QUAL2	0,856	0,764				
	QUAL3	0,838	0,750				
	QUAL4	0,906	0,862				
CULT	CULT1	0,848	0,706	0,809	0,824	0,609	
	CULT2	0,809	0,668				
	CULT3	0,790	0,648				
COST	COST1	0,917	0,733	0,846	0,847	0,735	
	COST2	0,917	0,733				
POSS	POSS1	0,832	0,722	0,860	0,865	0,563	
	POSS2	0,821	0,695				
	POSS3	0,768	0,635				
	POSS4	0,745	0,603				
	POSS5	0,851	0,751				
BPER	BPER1	0,857	0,710	0,827	0,837	0,558	
	BPER2	0,835	0,603				
	BPER3	0,798	0,641				
	BPER4	0,769	0,674				

Nguồn: Kết quả phân tích từ phần mềm SPSS 20, AMOS 20.

Hình 2: Mô hình phân tích nhân tố khẳng định CFA



Nguồn: Kết quả phân tích từ phần mềm AMOS 20.

của các dữ liệu nghiên cứu. Kết quả kiểm định độ tin cậy thang đo và phân tích EFA các biến ở Bảng 1 cho thấy tất cả các biến đều có hệ số tương quan biến tổng > 0,3 và hệ số Cronbach's Alpha biến tổng > 0,6 nên các thang đo có ý nghĩa và biến thành phần trong thang đo là đáng tin cậy. Hệ số Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) thỏa mãn tiêu chí $0,5 \leq KMO \leq 1$ nên đạt yêu cầu, kiểm định Barlett's có $Sig < 5\%$ cho thấy các biến quan sát này có liên quan chặt chẽ với nhau và phù hợp cho việc phân tích EFA. Tổng phương sai trích > 50%, tại Eigenvalues > 1, nên đạt yêu cầu (Gerbing & Anderson, 1988). Các biến đặc trưng đều có hệ số tải nhân tố $\geq 0,5$ được xem là có ý nghĩa thực tiễn khi phân tích EFA (Hair & cộng sự, 1998). Kết quả phân tích EFA các biến là hoàn toàn phù hợp, các nhân tố trích ra đều có độ tin cậy và giá trị. Sau khi thực hiện kiểm định độ tin cậy thang đo và phân tích EFA của các biến, kết quả vẫn giữ nguyên các biến quan sát thuộc nhóm các nhân tố và được đưa vào trong mô hình nghiên cứu.

Như vậy, sau khi thực hiện kiểm định thang đo và phân tích EFA, các thang đo đều có độ tin cậy, các biến đều thỏa điều kiện của phân tích EFA và không có biến quan sát nào bị loại, dữ liệu nghiên cứu hoàn toàn phù hợp. Kết quả này cung cấp nền tảng trước khi phân tích nhân tố khẳng định CFA và mô hình

cấu trúc SEM.

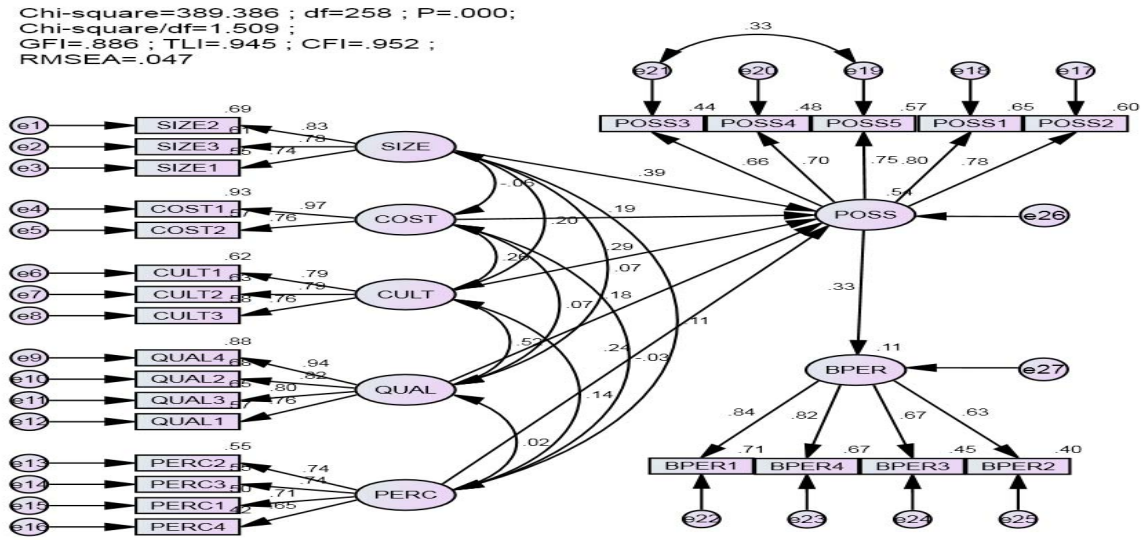
4.2. Phân tích nhân tố khẳng định CFA

Kết quả phân tích CFA (Hình 2) cho thấy mô hình đạt được độ tương thích tốt với dữ liệu, thể hiện qua các chỉ số như: Chi-square là 360,487 với 254 bậc tự do (df), giá trị $p = 0,000 (< 0,05)$ (Jöreskog & Sörbom, 1989). Nếu điều chỉnh theo bậc tự do có Chi-square/df = 1,419 < 3, các chỉ tiêu khác nhau như GFI = 0,895, TLI = 0,954, CFI = 0,961 (Segars & Grover, 1993) và RMSEA = 0,042 < 0,080 (Taylor & cộng sự, 1993) đều đạt yêu cầu độ tương thích. Trọng số đã chuẩn hóa của các biến quan sát > 0,5 (nhỏ nhất là 0,640) cho thấy các thang đo đạt tính đơn hướng (Steenkamp & Van Trijp, 1991) và giá trị hội tụ (Gerbing & Anderson, 1988). Hệ số tương quan của các nhân tố < 1 có ý nghĩa thống kê. Vì vậy, các khái niệm trên đều đạt được giá trị phân biệt. Độ tin cậy tổng hợp (CR) và phương sai trích (AVE) của từng nhân tố > 50% (Bảng 1) nên các khái niệm đạt yêu cầu.

4.3. Phân tích mô hình phương trình cấu trúc SEM

Kết quả phân tích mô hình phương trình cấu trúc SEM (Hình 3) cho thấy mô hình này thích hợp với dữ liệu thị trường, thể hiện qua các giá trị thống kê

Hình 3: Mô hình phương trình cấu trúc SEM



Nguồn: Kết quả phân tích từ phần mềm AMOS 20.

như Chi-square là 389,386 với 258 bậc tự do (df), giá trị $p = 0,000 (< 0,05)$. Nếu điều chỉnh theo bậc tự do có Chi-square/df = 1,509 < 3, các chỉ tiêu khác nhau như: GFI = 0,886, TLI = 0,945, CFI = 0,952 và RMSEA = 0,047 < 0,080 đều đạt yêu cầu độ tương thích.

Kết quả kiểm định ở Bảng 2 cho thấy các mối quan hệ đều có ý nghĩa thống kê ($P\text{-value} < 5\%$) và tất cả sáu giả thuyết trong nghiên cứu này đều được chấp nhận.

5. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Kết quả kiểm định mối quan hệ giữa các giả thuyết (Bảng 2) cho thấy:

Quy mô doanh nghiệp và vận dụng kế toán quản trị: quy mô doanh nghiệp là một yếu tố quan trọng, có tác động cùng chiều và mạnh nhất đến khả năng vận dụng kế toán quản trị trong các doanh nghiệp ($H1: \beta = 0,394$). Phát hiện này chứng minh rằng đối với các doanh nghiệp Việt Nam, quy mô doanh nghiệp có tác động rất lớn và là một trong những yếu tố quyết định đến việc vận dụng kế toán quản trị trong doanh nghiệp. Các doanh nghiệp có quy mô càng lớn thì khả năng vận dụng kế toán quản trị vào doanh nghiệp càng cao. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Abdel-Kader & Luther (2008), Haldma & Laats (2002) và Hutaibat (2005).

Văn hóa doanh nghiệp và vận dụng kế toán quản trị: văn hóa doanh nghiệp có tác động cùng chiều và là yếu tố dự báo về khả năng vận dụng kế toán quản trị. Kết quả kiểm định chỉ ra rằng sự gắn kết chặt chẽ giữa các thành viên trong công ty, sự chia sẻ về thông tin hay hỗ trợ lẫn nhau giữa các nhà quản lý với nhân viên, giữa các nhân viên với nhau sẽ là tiền đề tốt cho việc vận dụng kế toán quản trị vào doanh nghiệp. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Erserim (2012).

Nhận thức của chủ sở hữu/nhà quản lý công ty và vận dụng kế toán quản trị: nhận thức của chủ sở hữu/nhà quản lý công ty cũng là một yếu tố khá quan trọng và tác động cùng chiều đến việc vận dụng kế toán quản trị. Kết quả kiểm định này cho thấy khi chủ sở hữu/nhà quản lý công ty có hiểu biết về kế toán quản trị, đánh giá cao tính hữu ích cũng như vai trò và tầm quan trọng của các công cụ kỹ thuật kế toán quản trị trong quá trình quản lý, điều hành doanh nghiệp để nâng cao hiệu quả doanh nghiệp, sẽ góp phần cải thiện và làm gia tăng khả năng vận dụng kế toán quản trị. Kết quả này đồng nhất với nghiên cứu của Shields (1995), Lybaert (1998) và Brown & cộng sự (2004).

Chi phí cho việc tổ chức kế toán quản trị và vận dụng kế toán quản trị: chi phí cho việc tổ chức kế

Bảng 2: Kết quả kiểm định mối quan hệ giữa các giả thuyết trong nghiên cứu

Mối quan hệ	Giá trị ước lượng chuẩn hóa	S.E.	C.R.	P-value	Kết luận giả thuyết
Vận dụng kế toán quản trị (POSS) <--- Quy mô doanh nghiệp (SIZE)	0,394	0,063	5,740	***	Chấp nhận
Vận dụng kế toán quản trị (POSS) <--- Văn hóa doanh nghiệp (CULT)	0,291	0,087	3,452	***	Chấp nhận
Vận dụng kế toán quản trị (POSS) <--- Chi phí cho việc tổ chức kế toán quản trị (COST)	0,185	0,048	2,718	0,007	Chấp nhận
Vận dụng kế toán quản trị (POSS) <--- Trình độ nhân viên kế toán (QUAL)	0,179	0,033	2,509	0,012	Chấp nhận
Vận dụng kế toán quản trị (POSS) <--- Nhận thức của chủ sở hữu/nhà quản lý (PERC)	0,241	0,047	3,685	***	Chấp nhận
Hiệu quả kinh doanh (BPER) <--- Vận dụng kế toán quản trị (POSS)	0,329	0,075	4,328	***	Chấp nhận

Ghi chú: ***: mức ý nghĩa 1%, S.E.: độ lệch chuẩn, C.R.: giá trị tới hạn.

Nguồn: Kết quả phân tích từ phần mềm AMOS 20.

toán quản trị nổi lên như một yếu tố mới ảnh hưởng và tác động cùng chiều đến khả năng vận dụng kế toán quản trị ở các doanh nghiệp Việt Nam. Điều này được giải thích rằng do kế toán quản trị mới xuất hiện ở Việt Nam nên để có một bộ phận kế toán quản trị tốt cần đầu tư một khoản phí không nhỏ, vì vậy các doanh nghiệp luôn cân nhắc giữa chi phí đầu tư và hiệu quả mang lại của kế toán quản trị, chi phí cho việc tổ chức kế toán quản trị càng thấp thì khả năng vận dụng kế toán quản trị vào doanh nghiệp càng cao. Kết quả này đồng nhất với nghiên cứu của Trần Ngọc Hùng (2016).

Trình độ nhân viên kế toán trong doanh nghiệp và vận dụng kế toán quản trị: trình độ nhân viên kế toán trong doanh nghiệp cũng là một trong những yếu tố quan trọng, có tác động cùng chiều và yếu nhất đến khả năng vận dụng kế toán quản trị (H4: $\beta = 0,179$). Phát hiện này cho thấy trong doanh nghiệp các nhân viên kế toán được đào tạo có chứng chỉ nghề hoặc bằng cấp kế toán chuyên nghiệp sẽ có mức độ hiểu biết cao về vận dụng kế toán quản trị. Tuy nhiên, ở Việt Nam đa phần nhân viên kế toán chỉ có kinh nghiệm về kế toán tài chính, còn kiến thức về kế toán quản trị vẫn còn hạn chế (do kế toán quản trị mới được công nhận kể từ năm 2003 nên chưa có nhiều hệ thống văn bản quy phạm pháp luật hướng dẫn) cũng như chưa được đào tạo bài bản về kế toán quản trị. Nhân tố này có ảnh hưởng ít nhất trong nhóm các nhân tố tác động đến khả năng vận

dụng kế toán quản trị. Kết quả nghiên cứu này phù hợp với nghiên cứu của Ahmad (2012), Ismail & King (2007) và McChlery & cộng sự (2004)

Vận dụng kế toán quản trị và hiệu quả kinh doanh: việc vận dụng các công cụ kỹ thuật kế toán quản trị như chi phí, dự toán, đánh giá hiệu suất, chiến lược và hỗ trợ quá trình ra quyết định là một trong những yếu tố rất quan trọng ảnh hưởng và tác động (cùng chiều) mạnh mẽ đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp (H6: $\beta = 0,329$). Điều này chứng tỏ rằng việc vận dụng kế toán quản trị vào công tác quản lý, điều hành sẽ góp phần cải thiện và nâng cao hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp. Kết quả nghiên cứu tương đồng với nghiên cứu của Maziriri & Mapuranga (2017).

6. Kết luận và ý nghĩa của nghiên cứu

Qua việc nghiên cứu tổng quan các nghiên cứu trước đây ở Việt Nam và trên thế giới có thể thấy vai trò quan trọng của kế toán quản trị cũng như việc vận dụng các công cụ kỹ thuật kế toán quản trị với hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp. Nghiên cứu này sử dụng một mô hình phân tích đường dẫn để kiểm tra mối quan hệ nhân quả giữa các nhân tố tác động cũng như việc vận dụng kế toán quản trị ảnh hưởng đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng trong 05 nhân tố tác động đến khả năng vận dụng kế toán quản trị tại các doanh nghiệp ở Việt Nam, quy mô doanh nghiệp nổi lên như là một nhân tố quan trọng tác động cùng

chiều và mạnh nhất, trong khi trình độ nhân viên kế toán trong doanh nghiệp tác động yếu nhất trong nhóm các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng vận dụng kế toán quản trị. Đồng thời, nghiên cứu này cho thấy việc vận dụng các kỹ thuật kế toán quản trị (chi phí, dự toán, đánh giá hiệu suất, chiến lược và hỗ trợ quá trình ra quyết định) sẽ kích thích và góp phần cải thiện, nâng cao hiệu quả kinh doanh của các doanh nghiệp Việt Nam.

Nghiên cứu này cung cấp bằng chứng tương đối quan trọng trong mối quan hệ giữa các nhân tố tác động đến việc vận dụng kế toán quản trị, và việc vận dụng các kỹ thuật kế toán quản trị sẽ ảnh hưởng đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp Việt Nam. Nghiên cứu này có thể được sử dụng như một nguồn tài liệu tham khảo cho nhà nghiên cứu tương lai về các vấn đề tương tự. Bên cạnh đó, nghiên cứu này có thể giúp nhà quản trị doanh nghiệp hiểu rõ hơn về mức độ tác động của từng nhân tố đến việc vận dụng kế toán quản trị cũng như vai trò của kế toán quản trị với hiệu quả kinh doanh (vận dụng kế toán quản trị sẽ mang lại hiệu quả kinh doanh tốt cho doanh

nh nghiệp). Cuối cùng, nghiên cứu này là nguồn cung cấp thông tin khá hữu ích cho các nhà hoạch định đề tham khảo trong quá trình xây dựng các chính sách nhằm gia tăng khả năng vận dụng kế toán quản trị trong doanh nghiệp.

Bên cạnh những kết quả đạt được, nghiên cứu này vẫn còn một số giới hạn và các nghiên cứu trong tương lai cần xem xét, mở rộng trong nghiên cứu. Đầu tiên, dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu được thu thập thông qua việc khảo sát tại nhiều loại hình doanh nghiệp (quy mô, ngành nghề khác nhau,...) nên không thấy được tính đại diện cho từng loại hình doanh nghiệp. Thứ hai, trên thực tế có nhiều nhân tố khác có thể tác động tới việc vận dụng kế toán quản trị trong doanh nghiệp như: nguồn lực khách hàng, mức độ cạnh tranh trên thị trường, chiến lược kinh doanh, ngành nghề kinh doanh,... nhưng chưa được xem xét trong nghiên cứu này. Cuối cùng, nghiên cứu sử dụng phương pháp phân tích, tổng hợp từ các nghiên cứu đã được công bố khá lâu, kích thước mẫu nghiên cứu còn nhỏ nên tính khái quát chưa cao làm ảnh hưởng đến chất lượng của nghiên cứu.

Tài liệu tham khảo:

- Abdel-Kader, M. & Luther, R. (2006), 'Management accounting practices in the British food and drinks industry', *British Food Journal*, 108(5), 336-357.
- Abdel-Kader, M. & Luther, R. (2008), 'The impact of firm characteristics on management accounting practices: A UK-based empirical analysis', *The British Accounting Review*, 40(1), 2-27.
- Ahmad, K. (2012), 'The use of management accounting practices in Malaysian SMEs', Ph.D thesis, University of Exeter, South West England, United Kingdom.
- Ahmad, K. & Mohamed-zabri, S. (2013), 'The relationship between the use of management accounting practices and the performance of Malaysian medium-sized enterprises', *Proceedings of the 2nd International Conference on Global Optimization and Its Applications 2013*, Avillion Legacy Melaka Hotel, Malaysia, 129-139.
- Axelsson, B., Laage-Hellman, J. & Nilsson, U. (2002), 'Modern management accounting for modern purchasing', *European Journal of Purchasing & Supply Management*, 8(1), 53-62.
- Bollen, K.A. (1989), *Structural Equations with Latent Variables*, John Wiley and Sons Inc., New York.
- Brown, J.H., Gillooly, J.F., Allen, A.P., Savage, V.M. & West, G.B. (2004), 'Toward a metabolic theory of ecology', *Ecology*, 85(7), 1771-1789.
- Bùi Ngọc Toán (2016), 'Tác động của chính sách vốn lưu động đến khả năng sinh lợi trên tổng tài sản của các doanh nghiệp ngành bất động sản Việt Nam', *Tạp chí Khoa học Đại học Cần Thơ*, 44, 18-27.
- Doan, N.P.A., Nguyen, D.T. & Mia, L. (2011), 'Western management accounting practices in Vietnamese enterprises: Adoption and perceived benefits', *Pacific Accounting Review*, 23(2), 142-164.
- Erserim, A. (2012), 'The impact of organization culture, firm's characteristics and external environment of firms on management accounting practices: an empirical research on industrial firms in Turkey', *Procedia – Social and behavioral Sciences*, 62, 372-376.
- Gerbing, D.W. & Anderson, J.C. (1988), 'Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach', *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423.
- Gichaaga, P.M. (2014), 'Effects of management accounting practices on financial performance of manufacturing companies in Kenya', Master of Science in Finance Dissertation, School of Business, University of Nairobi, Nairobi, Kenya.

- Hair, J.F., Anderson, R.E., Tatham, R.L. & Black, W.C. (1998), *Multivariate data analysis*, 5th edition, Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall International, Inc.
- Haldma, T. & Laats, K. (2002), 'Contingencies influencing the management accounting practices of Estonian manufacturing companies', *Management Accounting Research*, 13(4), 379-400.
- Hornngren, C.T., Datar, S.M. & Rajan, M.V. (2014), *Cost Accounting: A Managerial Emphasis*, Pearson Prentice Hall, New Jersey, USA.
- Hove, P., Sibanda, K. & Pooe, D. (2014), 'The impact of Islamic banking on entrepreneurial motivation, firm competitiveness and performance in South African small and medium enterprises', *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 5(15), 165-174.
- Hutaibat, A.K. (2005), 'Management accounting practices in Jordan – A contingency approach', Ph.D thesis, University of Bristol, United Kingdom.
- Ismail, N.A. & King, M. (2007), 'Factors influencing the alignment of accounting information systems in small and medium sized Malaysian manufacturing firms', *Journal of Information Systems and Small Business*, 1(1/2), 1-20.
- Jöreskog, K.G. & Sörbom, D. (1989), *Lisrel 7. A guide to the program and applications*, 2nd edition, SPSS Inc, Chicago.
- Kinney, M.R. & Raiborn, C.A. (2011), *Cost accounting: foundations and evolutions*, 8th edition, Mason, OH: South-Western Cengage Learning, 18-893.
- Lybaert, N. (1998), 'The information use in a SME: its importance and some elements of influence', *Small Business Economics*, 10(2), 171-191.
- Mayanja, M.K. (2010), 'Management accounting as an instrument for corporate governance in Botswana', Dissertation, University of South Africa, Pretoria.
- Maziriri, E.T. & Chinomona, E. (2016), 'Modelling the influence of relationship marketing, green marketing and innovative marketing on the business performance of small, medium and micro enterprises (SMMES)', *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 8(3), 127-139.
- Maziriri, E.T. & Mapuranga, M. (2017), 'The impact of management accounting practices (maps) on the business performance of small and medium enterprises with in the Gauteng province of South Africa', *Journal of Accounting and Management*, 7(2), 12-25.
- McChlery, S., Meechan, L. & Godfrey, A.D. (2004) 'Barriers and catalysts to sound financial management systems in small sized enterprises', *CIMA Research Executive Summaries Series*, 1(3), 1-7.
- Mikes, A. (2006), *Interactive Control Use as a Political and Institutional Phenomenon – The Case of Divisional Control in a Financial Services Organization*, retrieved May 29th 2007, from <<http://www.ssrn.com>>.
- Mitchell, F. & Reid, G.C. (2000), 'Editorial problems, challenges and opportunities: the small business as a setting for management accounting research', *Management Accounting Research*, 11(4), 385-390.
- Nguyễn Đình Thọ (2011), *Phương pháp nghiên cứu khoa học trong kinh doanh: thiết kế và thực hiện*, Nhà xuất bản Lao động – Xã hội, Hà Nội.
- Nuhu, N.A., Baird, K. & Appuhami, R. (2016), 'The association between the use of management accounting practices with organizational change and organizational performance', *Advances in Management Accounting*, 26, 67-98.
- Segars, A.H. & Grover, V. (1993), 'Re-examining perceived ease of use and usefulness: A confirmatory factor analysis', *MIS Quarterly*, 17(4), 517-525.
- Shields, M.D. (1995), 'An empirical analysis of firms' implementation experiences with activity-based costing', *Journal of Management Accounting Research*, 7(4), 148-166.
- Smith, T.M. & Reece, J.S. (1999), 'The relationship of strategy, fit, productivity and business performance in a services setting', *Journal of Operations Management*, 17(2), 145-161.
- Steenkamp, J.B.E.M. & Van Trijp, H.C.M. (1991), 'The use of lisrel in validating marketing constructs', *International Journal of Research in Marketing*, 8(4), 283-299.
- Taylor, S.A., Sharland, A., Cronin, J.J. & Bullard, W. (1993), 'Recreational service quality in the international setting', *International Journal of Service Industry Management*, 4(4), 68-86.
- Trần Ngọc Hùng (2016), 'Các nhân tố tác động đến việc vận dụng kế toán quản trị trong các doanh nghiệp nhỏ và vừa tại Việt Nam', luận án tiến sĩ, Đại học Kinh tế thành phố Hồ Chí Minh.
- Wang, D.H.M. & Huynh, Q.L. (2013), 'Mediating role of knowledge management in effect of management accounting practices on firm performance', *Journal of Knowledge Management, Economics and Information Technology*, 3(6), 1-25.
- Wood, E.H. (2006), 'The internal predictors of business performance in small firms', *Journal of Small Business and Enterprise Development*, 13(3), 441-452.

CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN SỰ THAM GIA CỦA NGƯỜI DÂN TRONG XÂY DỰNG NÔNG THÔN MỚI TẠI HUYỆN VIỆT YÊN, TỈNH BẮC GIANG

Mai Thị Huyền

Khoa kinh tế tài chính, trường Đại học Nông Lâm Bắc Giang

Email: huyenmt@bafu.edu.vn

Nông Hữu Tùng

Khoa kinh tế tài chính, trường Đại học Nông Lâm Bắc Giang

Email: nonghuutung@hotmail.com.vn

Nguyễn Thị Ngọc Mai

Hội đồng nhân dân huyện Việt Yên, tỉnh Bắc Giang

Email: maikt@gmail.com

Ngày nhận: 30/5/2019

Ngày nhận bản sửa: 08/7/2019

Ngày duyệt đăng: 03/10/2019

Tóm tắt:

Thành công trong xây dựng nông thôn mới phụ thuộc không nhỏ vào sự huy động sức mạnh nội lực và mức độ tham gia của cộng đồng. Sự tham gia của người dân trong xây dựng nông thôn mới tại huyện Việt Yên, mặc dù khá tích cực, nhưng mức độ tham gia còn hạn chế. Xây dựng nông thôn mới cần sự vào cuộc sâu rộng hơn của người dân. Bài viết sử dụng phương pháp phân tích hồi quy đa biến trên cơ sở điều tra 90 hộ gia đình trên địa bàn nghiên cứu, đã làm rõ được các nhân tố chủ yếu có ảnh hưởng đến quyết định tham gia của người dân gồm thu nhập, nghề nghiệp, sự lãnh đạo của chính quyền địa phương, mức độ hiểu biết và kỳ vọng của người dân. Trên cơ sở đó, các tác giả khuyến nghị một số giải pháp tăng cường sự tham gia của người dân trong xây dựng nông thôn mới bền vững trong thời gian tới.

Từ khoá: Xây dựng nông thôn mới, yếu tố ảnh hưởng, tham gia của người dân.

Mã JEL: A1 – Kinh tế chung

Determinants influencing the participation of local citizen in new rural construction program in Viet Yen district, Bac Giang province

Abstract:

The success of the New Rural Development Program depends heavily on the mobilizations of the internal resources and community's participation. In Viet Yen district, the participation of local people in the New Rural development program is evaluated to be active, however, still at limited level. The New Rural Development Program requires more comprehensive participation. Data were collected from a survey of 90 household's and multiple regression technique is employed. Main factors affecting the participation of local people in the "New Rural" are identified, namely: household's income, household head occupation, local authorities leadership, the people's knowledge and expectation from the program. Several key recommendations to enhance the sustainable participation of local people in the rural development are proposed accordingly.

Keywords: "New Rural Development" program; affecting factors, local people participation.

JEL code: A1

1. Đặt vấn đề

Việt Yên là huyện đầu tiên của tỉnh Bắc Giang đạt chuẩn nông thôn mới vào năm 2018, huyện đã phát huy được sức mạnh tổng hợp của hệ thống chính trị trong việc tuyên truyền nâng cao nhận thức và huy động mọi tổ chức, cá nhân tham gia thực hiện thắng lợi chủ trương xây dựng nông thôn mới trên địa bàn huyện. Nhiều phong trào thi đua xây dựng nông thôn mới được các tổ chức, đoàn thể triển khai thực hiện có hiệu quả như chương trình giao ước thi đua “Việt Yên chung tay xây dựng nông thôn mới” giai đoạn 2016-2020 gắn với cuộc vận động “Toàn dân đoàn kết xây dựng nông thôn mới”. Chương trình đã thu hút được sự tham gia của người dân, kết quả đáng khích lệ, năm 2018 toàn huyện đã có 3.988 hộ tham gia chung tay xây dựng nông thôn mới với tổng giá trị 37,6 tỷ VND (Ủy ban Nhân dân huyện Việt Yên, 2019). Đến nay huyện đã có 17/17 xã đạt chuẩn nông thôn mới. Diện mạo nông thôn có nhiều thay đổi, nhất là hệ thống giao thông nông thôn, kết cấu hạ tầng xã hội. Mô hình sản xuất tập trung bước đầu được hình thành, thu nhập và đời sống vật chất, tinh thần của người dân được cải thiện, nhận thức của người dân được thay đổi, đã phát huy được vai trò chủ thể của nhân dân trong xây dựng nông thôn mới. Mặc dù sự tham gia của người dân trên địa bàn huyện Việt Yên khá tích cực trong thời gian vừa qua, nhưng sự tham gia đó vẫn còn hạn chế ở cả mức độ và nội dung.

Mục tiêu của bài viết là *đánh giá* các yếu tố ảnh hưởng đến sự tham gia của người dân trong xây dựng nông thôn mới trên địa bàn huyện Việt Yên, tỉnh Bắc Giang. Dựa trên căn cứ này, những khuyến nghị giải pháp tăng cường sự tham gia của người dân trong xây dựng nông thôn mới bền vững trong thời gian tới được đề xuất.

2. Khái quát về kết quả xây dựng nông thôn mới huyện Việt Yên tỉnh Bắc Giang

Chương trình xây dựng nông thôn mới giai đoạn 2011-2015 đã thu hút được sự tham gia của người dân và doanh nghiệp, nhờ đó huy động được nguồn lực rất lớn, đẩy nhanh tiến độ thực hiện chương trình. Bộ máy chỉ đạo thực hiện chương trình được hình thành khá đồng bộ. Nhiều cơ chế, chính sách được ban hành có tác dụng thiết thực và trở thành động lực thúc đẩy tiến độ triển khai chương. Kết quả thực hiện chương trình mục tiêu Quốc gia xây dựng nông thôn mới trong các năm qua cho thấy, cả

nước đã triển khai xây dựng trên 5.000 công trình với khoảng 70.000 km đường giao thông nông thôn; xây dựng, sửa chữa, nâng cấp hơn 3.000 công trình thủy lợi. Nhiều địa phương tổ chức thực hiện dồn điền, đổi thửa, thiết kế lại hệ thống giao thông thủy lợi, chuẩn bị điều kiện đẩy nhanh đưa cơ giới hóa vào đồng ruộng. Bên cạnh mô hình “Cánh đồng mẫu lớn”, các địa phương tập trung xây dựng mô hình sản xuất hiệu quả, phù hợp với điều kiện thực tế của địa phương để giúp người dân tăng thu nhập, cải thiện đời sống (Chính phủ, 2015). Tính đến ngày 31/12/2015, cả nước đã có 1.526 xã (chiếm 17,1%) đạt chuẩn nông thôn mới. Đến tháng 9/2016, đã có 2045 xã đạt tiêu chí nông thôn mới (đạt 23%), 24 đơn vị cấp huyện được Thủ tướng Chính phủ ban hành Quyết định công nhận đạt chuẩn nông thôn mới; Tỷ lệ hộ nghèo khu vực nông thôn giảm từ 17,4% năm 2010 xuống còn khoảng 8,2% năm 2015 (bình quân giảm 1,84%/năm). Tỷ lệ hộ nghèo ở các huyện nghèo giảm từ 50,07% cuối năm 2011 xuống còn dưới 28% cuối năm 2015 (bình quân giảm trên 5%/năm). Có 53,36% số xã đạt tiêu chí về hộ nghèo. Riêng những xã đã đạt tiêu chí nông thôn mới, mức thu nhập bình quân tăng từ 16 triệu VND năm 2011 lên 28,4 triệu VND năm 2015 (Phạm Thị Mỹ Dung, 2017).

Xây dựng nông thôn mới đã thực sự trở thành phong trào sâu rộng khắp cả nước. Điển hình như tỉnh Hà Tĩnh, riêng giai đoạn từ năm 2011-2015, địa phương đã trích ngân sách gần 700 tỷ VND hỗ trợ người dân xây dựng nông thôn mới. Thông qua các chính sách hỗ trợ của nhà nước, người dân Hà Tĩnh đã đóng góp hơn 4.000 tỷ VND, góp phần quan trọng nâng tổng số xã đạt chuẩn nông thôn mới của Hà Tĩnh lên 82 xã (chiếm 35% tổng số xã) và trên địa bàn không còn xã đạt dưới 9 tiêu chí (Ngô Tuấn, 2017). Quảng Ninh, năm 2018 có 72 xã đạt chuẩn nông thôn mới (chiếm 64,8% số xã), riêng giai đoạn 2016-2018 có 55 xã đạt chuẩn nông thôn mới (vượt 12 xã so với kế hoạch), tỉnh đã làm hồ sơ trình Trung ương thẩm định, xét hai đơn vị cấp huyện hoàn thành Chương trình xây dựng nông thôn mới là Uông Bí và Cẩm Phả, đưa số đơn vị cấp huyện đạt chuẩn nông thôn mới thành 04 đơn vị, đạt 66,6% kế hoạch của tỉnh và đạt 80% kế hoạch Trung ương giao. Tổng nguồn lực huy động thực hiện Chương trình xây dựng nông thôn mới trong ba năm (2016-2018) của tỉnh Quảng Ninh đạt 72.356 tỷ VND, trong đó ngân sách nhà nước hỗ trợ 3.208

tỷ VND tương ứng 4,43%; nguồn vốn doanh nghiệp trên 23.650 tỷ VND chiếm 32,68%; nguồn vốn cộng đồng dân cư đóng góp là 3.680 tỷ VND, vốn vay tín dụng đạt trên 41.719 tỷ VND, bằng 57,7% tổng nguồn vốn thực hiện chương trình, cho thấy sự chủ động và vào cuộc tích cực của dân nông thôn (Chu Văn Trí, 2019). Việt Yên là huyện đầu tiên của tỉnh Bắc Giang về đích nông thôn mới năm 2018, có 17/17 xã đạt chuẩn nông thôn mới, đạt cả 19/19 tiêu chí (Ủy ban Nhân dân tỉnh Bắc Giang, 2018). Kết quả đạt được đã khẳng định vai trò chủ thể của người dân, khẳng định việc huy động sức dân xây dựng nông thôn mới là hết sức cần thiết.

Người dân tham gia hoạt động sản xuất, thành lập doanh nghiệp, hợp tác xã sản xuất, chế biến, tiêu thụ nông sản, cũng như các dịch vụ nông nghiệp, nông thôn khác. Toàn huyện đến năm 2018 có 75 hợp tác xã, trong đó có 56 hợp tác xã hoạt động trong lĩnh vực nông nghiệp với 3.737 thành viên, có khoảng trên 1.000 hộ gia đình, cá nhân là thành viên hợp tác xã nông nghiệp. Hầu hết các hợp tác xã đều kinh doanh có hiệu quả như: hợp tác xã Nông nghiệp tổng hợp Minh Tâm đạt lợi nhuận trên 15 tỷ VND/năm; hợp tác xã thương mại và dịch vụ nông nghiệp, công nghệ cao Khang Thịnh có lợi nhuận trên 6 tỷ VND/năm, hợp tác xã dược liệu Khánh Hoa đạt lợi nhuận trên 4 tỷ VND/năm, hợp tác xã Quyết Thắng đạt lợi nhuận trên 3 tỷ VND/năm. Ngoài ra, trên địa bàn huyện còn đang có 13 trang trại, hàng năm mỗi trang trại có doanh thu hàng tỷ VND. Đối với các tổ chức xã hội cũng đã phát huy tốt vai trò của mình trong công tác hội như Hội Nông dân đã vận động hội viên của mình tích cực tham gia phong trào thi đua sản xuất kinh doanh giỏi, mỗi năm có khoảng 9.000 hộ đạt danh hiệu sản xuất kinh doanh giỏi. Hội Nông dân cũng hướng dẫn hội viên của mình xây dựng 42 mô hình sản xuất kinh doanh giỏi; 4 mô hình kinh tế tập thể; 02 mô hình liên kết sản xuất (Ủy ban Nhân dân huyện Việt Yên, 2019).

Bên cạnh đó, người dân còn khá tích cực trong đổi mới và phát triển các hình thức tổ chức sản xuất có hiệu quả ở nông thôn, giữ gìn nếp sống văn hóa, bảo vệ an ninh trật tự và bảo vệ môi trường thôn xóm: Một số mô hình sản xuất có hiệu quả kinh tế cao như mô hình măng tây xanh ở thôn Lửa Hồng xã Tự Lạn (triển khai từ năm 2015), đến nay đã cho thu nhập 150 triệu VND/ha/năm; mô hình sản xuất rau an toàn, ứng dụng công nghệ cao thôn Minh Sơn xã Trung Sơn (triển khai từ đầu năm 2017) đã có thu

nhập năm đầu đạt 200 triệu VND/ha/năm; mô hình nông nghiệp ứng dụng công nghệ cao, xây dựng nhà lưới tại xã Việt Tiến với quy mô gần 15.000 m² nhà lưới, cho thu nhập cao 200-250 triệu VND/nhà/năm. Các mô hình kinh tế với hình thức tổ chức sản xuất mới được phát triển mạnh mẽ trong thời gian 3 năm qua (Ủy ban Nhân dân huyện Việt Yên, 2019). Điều này khẳng định sự tham gia của người dân trong đổi mới và phát triển mô hình tổ chức sản xuất, hay nói cách khác đây chính là sức hút của xây dựng nông thôn mới.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phương pháp thu thập dữ liệu và thông tin

3.1.1. Thu thập dữ liệu và tài liệu thứ cấp

Nguồn tài liệu thứ cấp bao gồm các thông tin, số liệu chung về tình hình xây dựng nông thôn mới, các văn bản của Chính phủ, ngành chức năng. Các bài nghiên cứu về xây dựng nông thôn mới, các bài báo về sự tham gia của người dân trong xây dựng nông thôn mới từ các Bộ, Ngành, các nhà khoa học, các địa phương cũng được thu thập để phân tích.

3.1.2. Thu thập dữ liệu, thông tin sơ cấp

Số liệu được thu thập thông qua cuộc điều tra trên cơ sở xác định mẫu điều tra có tính chất đại diện cho tổng thể các đơn vị nghiên cứu với 90 hộ gia đình trên địa bàn 3 xã: Tự Lạn, Văn Trung, Trung Sơn. Ngoài ra, tác giả còn thực hiện phỏng vấn sâu đối với lãnh đạo huyện Việt Yên và 3 xã, các cán bộ chuyên môn.

Phương pháp điều tra: phỏng vấn theo bảng hỏi kết hợp với thảo luận nhóm.

3.2 Phương pháp xử lý và phân tích số liệu, thông tin

Ngoài các phương pháp “truyền thống” của thống kê như thống kê mô tả và so sánh, nhóm tác giả còn nghiên cứu sử dụng phương pháp phân tích hồi quy đa biến thông qua phần mềm Eviews để xác định mối tương quan giữa các nhân tố ảnh hưởng đến tổng mức tham gia đóng góp của người dân về đất, công trình, ngày công và kinh phí trong quá trình xây dựng nông thôn mới.

Nội dung của phương pháp này nhằm đánh giá các yếu tố ảnh hưởng đến sự tham gia của người dân trên các thông tin định tính và không theo dạng phân phối mà dựa trên cơ sở đánh giá khách quan từ nguồn tài liệu sơ cấp thông qua việc nhìn nhận của người được phỏng vấn.

Bảng 1. Tổng hợp kết quả tham gia các hoạt động xây dựng nông thôn mới trên địa bàn nghiên cứu

TT	Nội dung	Tổng số		Trong đó					
				Xã Tự Lạn		Xã Vân Trung		Xã Trung Sơn	
		Người	Tỷ lệ (%)	Người	Tỷ lệ (%)	Người	Tỷ lệ (%)	Người	Tỷ lệ (%)
1	Phát triển hạ tầng kinh tế xã hội	56	62,2	18	60,0	23	76,7	15	50,0
2	Phát triển sản xuất và dịch vụ nông thôn	68	75,6	26	86,7	14	46,7	28	93,3
3	Đổi mới và phát triển các hình thức tổ chức sản xuất có hiệu quả ở nông thôn	12	13,3	8	26,7	2	6,7	2	6,7
4	Xây dựng đời sống văn hóa, thông tin và truyền thông nông thôn	90	100,0	30	100,0	30	100,0	30	100,0
5	Vệ sinh môi trường nông thôn	74	82,2	26	86,7	20	66,7	28	93,3
6	Bảo đảm an ninh trật tự ở nông thôn	82	91,1	27	90,0	26	86,7	29	96,7

Nguồn: Số liệu điều tra, 2018.

3.3. Mô hình nghiên cứu

Để phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến sự tham gia của người dân trong xây dựng nông thôn mới, bài viết sử dụng mô hình hồi quy với biến phụ thuộc là tổng kinh phí đóng góp của các hộ gia đình (đóng góp tiền, ngày công, hiến đất, phá dỡ công trình hiện trạng) và các nhân tố tác động như thu nhập của hộ gia đình, sự kỳ vọng của người dân về lợi ích của xây dựng nông thôn mới đến đời sống của người dân, mức độ hiểu biết của người dân, sự lãnh đạo của chính quyền địa phương.

Mô hình hồi quy tổng thể (PRF):

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + \alpha_1 NN_{1i} + \alpha_2 NN_{2i} + u_i$$

Mô hình hồi quy mẫu (SRF):

$$Y_i = b_1 + b_2 X_{2i} + b_3 X_{3i} + b_4 X_{4i} + b_5 X_{5i} + a_1 NN_{1i} + a_2 NN_{2i} + e_i$$

Trong đó:

Y_i là tổng kinh phí đóng góp về tiền, hiện vật, đất, công lao động của hộ gia đình (triệu VND/hộ).

X_{2i} là thu nhập trung bình/tháng/người của hộ gia đình (triệu VND/tháng/người).

X_{3i} là sự kỳ vọng của người dân về lợi ích của xây dựng nông thôn mới đến đời sống của người dân (mức); Với 4 mức: Rất kỳ vọng (4), Kỳ vọng (3), bình thường (2), Không kỳ vọng (1).

X_{4i} là sự hiểu biết của người dân về xây dựng nông thôn mới (mức); Với 4 mức: Rất hiểu (4), Hiểu (3), Hiểu ít (2), Không biết (1).

X_{5i} là đánh giá của người dân về sự lãnh đạo của chính quyền địa phương (mức); Với 4 mức: Rất tốt (4), Tốt (3), bình thường (2), Yếu (1).

NN_{1i} và NN_{2i} là biến giả phản ánh nghề nghiệp của người có thu nhập chính của gia đình; Với $NN_{1i} =$

Bảng 2. Tổng hợp nguồn kinh phí xây dựng nông thôn mới của huyện Việt Yên

Đơn vị tính: triệu VND

TT	Năm	Tổng kinh phí	Trong đó					
			Trung ương	Tỉnh	Huyện	Xã	Nhân dân, doanh nghiệp	Lồng ghép
1	2011	41.167	200	700	11.395	12.401	8.786	7.685
2	2012	114.134	11.284	6.593	13.45	48.522	17.097	17.188
3	2013	122.809	4.856	8.456	14.851	41.628	26.339	26.679
4	2014	221.457	24.558	32.358	35.894	85.293	29.679	13.675
5	2015	286.662	8.567	152.845	18.737	57.087	37.314	12.112
6	2016	426.515	41.747	4.568	65.213	156.094	88,683	70.210
7	2017	233.002	19.437	8.904	63.935	84.402	35.089	21.235
8	2018	118.578	10.470	18.0489	15.670	28.711	37.618	8.060
	Cộng	1.445.746	110.649	214.424	210.025	485.427	242.987	98.574

Nguồn: Các báo cáo của Ủy ban Nhân dân huyện Việt Yên và tính toán của tác giả.

1, nếu người có thu nhập chính của gia đình có nghề nghiệp là nông dân và $NN_{1i} = 0$, nếu là trường hợp khác; $NN_{2i} = 1$, nếu người có thu nhập chính của gia đình có nghề nghiệp là dịch vụ nông nghiệp và $NN_{2i} = 0$, nếu là trường hợp khác.

Kết quả ước lượng mô hình được trình bày trong mục 3.2.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Sự tham gia của người dân trong xây dựng nông thôn mới của huyện Việt Yên, tỉnh Bắc Giang

Thành công trong chương trình mục tiêu Quốc gia xây dựng nông thôn mới của huyện Việt Yên là do một phần đã huy động được nội lực và sự tham gia của cộng đồng. Kết quả khảo sát 90 hộ điều tra cho thấy, phần lớn số hộ tham gia đóng góp cho xây dựng nông thôn mới trên địa bàn. Các hoạt động như xây dựng cơ sở hạ tầng, phát triển sản xuất và

Bảng 3. Đóng góp của người dân trong xây dựng nông thôn mới

TT	Mức đóng góp kinh phí bình quân hộ	Tổng số		Trong đó					
				Xã Tự Lạn		Xã Vân Trung		Xã Trung Sơn	
		Người	Tỷ lệ (%)	Người	Tỷ lệ (%)	Người	Tỷ lệ (%)	Người	Tỷ lệ (%)
1	Trên 50 triệu VND	4	4,4	2	6,7	0	0,0	2	6,7
2	10-50 triệu VND	11	12,2	4	13,3	3	10,0	4	13,3
3	5-10 triệu VND	29	32,2	9	30,0	9	30,0	11	36,7
4	Dưới 5 triệu VND	46	51,1	15	50,0	18	60,0	13	43,3
	Tổng cộng:	90	100	30	100	30	100	30	100

Nguồn: Số liệu điều tra, 2018.

Bảng 4. Đánh giá của người dân đối với các nhân tố tác động đến sự tham gia của người dân

TT	Nội dung	Tổng số		Trong đó					
				Tự Lạn		Vân Trung		Trung Sơn	
		Người	Tỷ lệ (%)	Ngư ời	Tỷ lệ %	Ngư ời	Tỷ lệ %	Người	Tỷ lệ %
I	Thu nhập TB của người dân								
1	Trên 5 triệu VND	2	2,2	2	6,7	0	0,0	0	0,0
2	4 - 5 triệu VND	29	32,2	11	36,7	6	20,0	12	40,0
3	3 - 4 triệu VND	36	40,0	14	46,7	18	60,0	4	13,3
4	2 - 3 triệu VND	19	21,1	2	6,7	5	16,7	12	40,0
5	Dưới 2 triệu VND	4	4,4	1	3,3	1	3,3	2	6,7
II	Sự hiểu biết của người dân								
1	Rất hiểu	22	24,4	11	36,7	1	3,3	10	33,3
2	Hiểu	43	47,8	17	56,7	11	36,7	15	50,0
3	Hiểu ít	25	27,8	2	6,7	18	60,0	5	16,7
III	Sự kỳ vọng của người dân								
1	Rất kỳ vọng	20	22,2	9	30,0	0	0,0	11	36,7
2	Kỳ vọng	38	42,2	17	56,7	6	20,0	15	50,0
3	Bình thường	26	28,9	4	13,3	18	60,0	4	13,3
4	Không kỳ vọng	6	6,7	0	0,0	6	20,0	0	0,0
IV	Nghề nghiệp								
1	Sản xuất nông nghiệp	41	45,6	15	50,0	11	36,7	15	50,0
2	Dịch vụ nông nghiệp	5	5,6	3	10,0	1	3,3	1	3,3
3	Khác	44	48,9	12	40,0	18	60,0	14	46,7
V	Sự lãnh đạo của chính quyền địa phương								
1	Rất tốt	47	52,2	19	63,3	19	63,3	9	30,0
2	Tốt	39	43,3	11	36,7	8	26,7	20	66,7
3	Trung bình	4	4,4	0	0,0	3	10,0	1	3,3

Nguồn: Số liệu điều tra, 2018.

dịch vụ nông thôn, xây dựng đời sống văn hóa nông thôn, bảo vệ môi trường và đảm bảo trật tự an ninh được đông đảo người dân tham gia (Bảng 1).

Từ bảng 2 cho thấy, đóng góp kinh phí trực tiếp bằng vật tư, tài sản và tiền của người dân tăng đáng kể, chiếm 16,81% tổng số kinh phí cho xây dựng nông thôn mới, đặc biệt năm 2016 tổng kinh phí người dân đóng góp tăng 137,67% so với năm 2015 và bằng kinh phí đóng góp trong 3 năm 2011 - 2013. Đây là năm cao điểm thực hiện phong trào xây dựng nông thôn mới trên địa bàn huyện. Trong tổng số kinh phí đóng góp trên chủ yếu là sự đóng góp xây

dựng các công trình nhà văn hóa, cứng hóa đường trục thôn, đường xóm. Trong đó, đáng chú ý là sự đóng góp trong xây dựng đường trục thôn có tỷ lệ đóng góp khoảng 80%.

Khảo sát trên 90 hộ điều tra, kết quả cho thấy có 100% số hộ tham gia đóng góp cho xây dựng nông thôn mới trên địa bàn. Tuy nhiên, phần góp của người dân còn hạn chế, có tới trên 50% số hộ đóng góp dưới 5 triệu VND (Bảng 3), do phần lớn hộ nông dân có thu nhập thấp, hiểu biết của người dân về xây dựng nông thôn mới còn hạn chế.

4.2. Các yếu tố ảnh hưởng đến sự tham gia của

Bảng 5. Kết quả ước lượng mô hình hồi quy đa biến

Các biến	Hệ số	Sai số chuẩn	Thống kê t	Giá trị P
Hằng số	-65.1137	6.9401	-9.38224	0
Thu nhập/khâu (X_2)	4.220722	0.654569	6.448093	0
Kỳ vọng về lợi ích của người dân (X_3)	-3.00264	2.069926	-1.4506	0.1507
Hiểu biết của người dân (X_4)	4.255256	2.384336	1.784671	0.078
Sự lãnh đạo của chính quyền địa phương (X_5)	16.7193	2.813815	5.941861	0
Nghề nghiệp chính của hộ là nông dân (NN_1)	6.201261	1.729917	3.584717	0.0006
Nghề nghiệp chính của hộ là dịch vụ nông nghiệp (NN_2)	8.328176	3.973574	2.09589	0.0391
Hệ số xác định	0.751412			
Hệ số xác định điều chỉnh	0.733442			
Giá trị Log likelihood	-310.577			
Giá trị F	41.8144			

người dân trong xây dựng nông thôn mới

Trong nghiên cứu này, năm yếu tố cơ bản là sự ảnh hưởng của thu nhập, sự hiểu biết, sự kỳ vọng của người dân, nghề nghiệp và sự lãnh đạo của chính quyền địa phương được xác định có ảnh hưởng đến quyết định tham gia của người dân trong xây dựng nông thôn mới. Số liệu được trình bày trên bảng 4.

Thu nhập thấp ảnh hưởng đến mức độ đóng góp của người dân cho xây dựng nông thôn mới, chủ yếu người dân có thu nhập dưới 5 triệu VND (97,8%). Sự hiểu biết cũng có tác động khá đến sự tham gia, với 72,2% người dân có sự hiểu biết ở mức biết đến rất biết, tương ứng với tỷ lệ người dân tham gia các hoạt động xây dựng nông thôn mới ở mức 60-80%. Sự kỳ vọng cũng có tác động, với đa số phiếu được hỏi có sự kỳ vọng tương ứng và tỷ lệ thuận với sự tham gia của người dân. Sự kỳ vọng của người dân càng cao thì sự tham gia vào các hoạt động xây dựng nông thôn mới càng cao.

Nghề nghiệp của người dân ảnh hưởng lớn đến sự đóng góp của người dân, các hộ sản xuất nông

ng nghiệp và dịch vụ nông nghiệp cao thì đóng góp cao, điều đó được minh chứng qua bảng 3 và 4, xã Tụ Lạn và xã Trung Sơn có số hộ điều tra làm nghề sản xuất nông nghiệp và dịch vụ nông nghiệp cao, mức đóng góp bằng tiền và hiện vật cao hơn và ngược lại. Cụ thể: 20% số hộ được hỏi của mỗi xã đóng góp trên 10 triệu VND, thậm chí mức đóng góp trên 50 triệu VND của cả 2 xã này là 6,7%. Ngược lại, xã Vân Trung có 60% số hộ được hỏi có nghề nghiệp không thuộc lĩnh vực nông nghiệp như công nhân, lao động tự do thì đóng góp phần lớn dưới 5 triệu VND/hộ. Như vậy, mức đóng góp gắn nhiều đến lợi ích của người tham gia.

Sự lãnh đạo của chính quyền các cấp có ảnh hưởng đến sự tham gia của người dân. Vì vậy, cần nâng cao trách nhiệm lãnh đạo chính quyền địa phương để thu hút sự tham gia của người dân trong xây dựng nông thôn mới.

Dựa trên kết quả ước lượng được trình bày tại Bảng 5, ta có kết luận sau:

- Giá trị F = 41,8 và Log-likelihood = - 310,57

cho biết mô hình ước lượng có ý nghĩa thống kê hay mô hình có thể giải thích được số liệu thực tế của vùng nghiên cứu, với 75% biến động của biến phụ thuộc Y được giải thích bởi các biến đưa vào mô hình.

- Hằng số, thu nhập/khẩu (X_2), sự lãnh đạo của chính quyền địa phương (X_5), nghề nghiệp chính của hộ là nông dân (NN_1) có ý nghĩa thống kê ở mức 1%; nghề nghiệp chính của hộ là dịch vụ nông nghiệp (NN_2) có ý nghĩa thống kê ở mức 5%; hiểu biết của người dân (X_4) - ở mức 10%, trong khi kỳ vọng về lợi ích của người dân đối với xây dựng nông thôn mới (X_3) không có ý nghĩa thống kê. Cụ thể:

- $b_2 = 4,22$ có nghĩa nếu người dân có thu nhập trung bình tăng thêm 1 triệu VND/khẩu thì gia đình đó sẽ tăng mức đóng góp thêm 4,22 triệu VND;

- $b_4 = 4,26$ có nghĩa sự hiểu biết của người dân về xây dựng nông thôn mới tăng lên 1 mức, thì người dân sẽ tăng mức đóng góp đối với xây dựng nông thôn mới thêm 4,26 triệu VND;

- $b_5 = 16,72$ có nghĩa người dân đánh giá tăng thêm một mức đối với sự lãnh đạo của chính quyền địa phương thì người dân sẽ tăng mức đóng góp đối với xây dựng nông thôn mới thêm 16,72 triệu VND;

- $a_1 = 6,20$ có nghĩa người dân làm nông nghiệp sẽ đóng góp nhiều hơn người dân không tham gia các hoạt động trong lĩnh vực nông nghiệp 6,20 triệu VND;

- $a_2 = 8,33$ có nghĩa người dân làm dịch vụ nông nghiệp sẽ đóng góp nhiều hơn người dân không tham gia các hoạt động trong lĩnh vực nông nghiệp 8,33 triệu VND.

Một điều ngạc nhiên là hệ số b_3 không có ý nghĩa thống kê hay kỳ vọng về lợi ích của người dân đối với xây dựng nông thôn mới (X_3) không có tương quan với mức đóng góp của hộ. Điều này xảy ra có thể do trong quá trình điều tra thu thập nhận xét của người dân về sự kỳ vọng, sự hiểu biết chưa phản ánh đầy đủ và đúng nhất với bản chất sự kỳ vọng, sự hiểu biết của người dân.

Có thể thấy, sự tác động của các nhân tố đối với sự đóng góp của người dân trong xây dựng nông thôn mới là mối quan hệ thuận. Đây đều là những nguyên nhân tích cực. Ngoài ra, mức thu nhập và đánh giá của người dân về sự lãnh đạo của chính quyền địa phương đến quyết định đóng góp trong quá trình xây dựng nông thôn mới là khá cao (mức

tăng 4-16 triệu VND). Bên cạnh đó có thể thấy, người dân tham gia vào các hoạt động nông nghiệp (sản xuất nông nghiệp, dịch vụ nông nghiệp) có sự khác biệt về mức đóng góp so với các ngành nghề khác như công nhân, lao động tự do. Người dân tham gia hoạt động nông nghiệp sẽ sẵn sàng đóng góp nhiều hơn so với những người không tham gia hoạt động nông nghiệp 6-8 triệu VND, trong đó nếu tham gia hoạt động dịch vụ nông nghiệp thì sẽ sẵn sàng đóng góp nhiều hơn 8,3 triệu VND. Như vậy, người dân đã thấy được lợi ích và kỳ vọng vào sự thay đổi, tác động tích cực của việc xây dựng nông thôn mới đến sản xuất, kinh doanh của người dân, và chương trình nông thôn mới cũng trực tiếp có ảnh hưởng đến nông dân và những người làm nông nghiệp.

Như vậy, qua kết quả phân tích có thể thấy rằng, các nhân tố ảnh hưởng thuận chiều đến quyết định mức đóng góp của các hộ gia đình trên địa bàn. Đây đều là những nhân tố cơ bản tác động đến ý thức tham gia chung tay xây dựng nông thôn mới của người dân. Trong năm nhân tố trên có một nhân tố khách quan có thể tác động để tăng lượng, đó là nhân tố sự lãnh đạo của chính quyền địa phương. Còn lại bốn nhân tố chủ quan, trong đó có nhân tố sự kỳ vọng, thu nhập và sự hiểu biết của người dân về xây dựng nông thôn mới là những nhân tố tác động có thể thay đổi để phát huy tác động tích cực của các nhân tố đến các quyết định tham gia xây dựng nông thôn mới của người dân. Từ đó, chúng ta có thể áp dụng các giải pháp tác động vào các nhân tố trên để tăng cường hơn nữa sự tham gia của người dân, đạt được đích đến cuối cùng của xây dựng nông thôn mới là người người, nhà nhà đều hồ hởi, chung sức, chung lòng xây dựng nông thôn từ diện mạo đến lối sống, văn hóa và sản xuất.

Tuy nhiên, kết quả phân tích cũng cho thấy, các nhân tố ảnh hưởng đến sự tham gia của người dân trong xây dựng nông thôn mới có những nhân tố tác động mạnh như nhân tố sự lãnh đạo của chính quyền địa phương. Nhưng để tăng được một mức độ đánh giá của người dân cần sự nỗ lực, sự thay đổi rất lớn của bộ máy chính quyền từ huyện đến xã, thậm chí đến đội ngũ lãnh đạo thôn. Hơn thế, sự đánh giá còn mang tính chủ quan, do đó để người dân thực sự hiểu, đánh giá đúng về sự lãnh đạo của chính quyền địa phương cần tác động không chỉ từ một phía của bộ máy chính quyền.

Nhân tố nghề nghiệp tác động khá lớn, mức đóng góp của người làm việc trong lĩnh vực nông nghiệp

cao hơn những người không làm việc trong lĩnh vực nông nghiệp 6,2-8,3 triệu VND. Nhưng đề tác động chuyển đổi nghề nghiệp từ các lĩnh vực khác sang nông nghiệp cần khoảng thời gian dài và tác động mang tính chất vĩ mô. Do đó, đối tượng tác động cần lựa chọn có trọng tâm, trọng điểm.

4.3. Giải pháp tăng cường sự tham gia của người dân trong xây dựng nông thôn mới

Một là, nâng cao vai trò của người dân trong các hoạt động: Nâng cao vai trò của người dân trong quản lý và sử dụng các công trình đã được đầu tư. Các mô hình phát triển nông thôn mới trước hết cần gắn liền với lợi ích của người dân, trên nguyên tắc dựa vào nội lực và cộng đồng địa phương. Nhà nước chỉ hỗ trợ một phần làm động lực để phát huy sự đóng góp của người dân và cộng đồng, tăng cường các hoạt động có tính cộng đồng thu hút người dân tham gia.

Hai là, nâng cao năng lực, trách nhiệm của chính quyền các cấp: Nâng cao trách nhiệm người đứng đầu trong xây dựng nông thôn mới. Nhà nước cần đưa chỉ tiêu nâng cao tiêu chí nông thôn mới, chỉ tiêu xã nông thôn mới kiểu mẫu làm nhiệm vụ trọng tâm người đứng đầu. Đồng thời, địa phương cũng cần tranh thủ vai trò của các tổ chức chính trị - xã hội trong tổ chức thực hiện và vận động nhân dân trong phát triển nông thôn và xây dựng nông thôn mới.

Ba là, tăng cường thông tin, tuyên truyền, tập huấn cho các đối tượng: Thường xuyên đổi mới hình thức, cách thức tuyên truyền. Việc mở rộng đối tượng tập huấn, không chỉ dừng lại ở đối tượng cán bộ cấp xã và lãnh đạo, trưởng các đoàn thể ở thôn, mà cần tổ chức tập huấn kiến thức về xây dựng nông thôn mới kiểu mẫu cho các hội viên các tổ chức hội. Tổ chức các hoạt động tuyên truyền sâu rộng về chủ trương, chính sách của Đảng và Nhà nước để vận động người dân tham gia chương trình; làm thay đổi nhận thức, trách nhiệm của mọi người dân và cộng đồng đối với phát triển nông thôn, nhằm khơi dậy phong trào tự vận động phát triển trong cộng đồng dân cư nông thôn.

Bốn là, thu hút sự tham gia của người dân trong lĩnh vực nông nghiệp: Cần có các chính sách khuyến khích phát triển nông nghiệp hàng hóa, nông nghiệp công nghệ cao để thu hút ngày càng nhiều lao động nông nghiệp. Bên cạnh đó, Nhà nước cần tiếp tục có cơ chế hỗ trợ về đầu tư cơ sở hạ tầng trong lĩnh vực nông nghiệp như hệ thống trạm bơm, kênh mương, đường nội đồng từ 5m trở lên để tiếp tục tạo điều

kiện thuận lợi cho phát triển nông nghiệp, góp phần tích cực trong việc thu hút người dân tham gia hoạt động nông nghiệp.

5. Kết luận

Chương trình xây dựng nông thôn mới đã được triển khai khá bài bản ở các xã trên địa bàn huyện Việt Yên. Huyện đã khuyến khích, tạo động lực để người dân hiến đất, phá dỡ các công trình hiện có của gia đình để mở rộng đường giao thông, đóng góp tiền, ngày công lao động trong quá trình xây dựng nông thôn mới. Sự tham gia của người dân trên địa bàn toàn huyện nói chung khá tích cực trong thời gian từ năm 2011 đến nay với tổng số kinh phí nhân dân đóng góp là 242,99 tỷ VND, chiếm tới 16,81% tổng số kinh phí cho xây dựng nông thôn mới trên địa bàn huyện. Kết quả đến hết năm 2018, tất cả các xã trong huyện đã về đích nông thôn mới, đời sống vật chất và tinh thần của người dân được cải thiện, diện mạo nông thôn thay đổi rõ rệt.

Sự tham gia của người dân ở mỗi địa phương là khác nhau. Sự hài lòng của người dân đối với những nội dung đã được tham gia tuy ở mức cao (97% hài lòng và rất hài lòng), nhưng đánh giá rất hài lòng còn chưa thực chất, sự hiểu biết về xây dựng nông thôn mới của người dân còn chưa rõ nét, 65% người dân được hỏi hiểu và rất hiểu về xây dựng nông thôn mới. Kết quả phân tích hồi quy còn cho thấy, mức độ hiểu biết của người dân không có ý nghĩa thống kê.

Các nhân tố ảnh hưởng đến sự tham gia của người dân do cơ bản có ảnh hưởng lớn đến quyết định tham gia của người dân (chỉ tiêu tổng số kinh phí đóng góp về tiền, công, vật tư, đất). Ba nhân tố có tác động chính và có ý nghĩa thống kê là thu nhập của người dân và sự lãnh đạo của chính quyền địa phương, nghề nghiệp của người dân. Đây là ba nhân tố có tác động rất tích cực, có ý nghĩa thay đổi lớn. Do đó, Chính quyền địa phương cần tác động mạnh, sử dụng những điểm mạnh của ba nhân tố này để có thể tác động tích cực, hiệu quả đến sự tham gia của người dân.

Để tăng cường sự tham gia của người dân trong xây dựng nông thôn mới trên địa bàn huyện Việt Yên, cần tập trung vào bốn nhóm giải pháp: Nâng cao vai trò của người dân trong các hoạt động; Nâng cao năng lực, trách nhiệm của chính quyền các cấp; Tăng cường thông tin, tuyên truyền, tập huấn cho các đối tượng; Thu hút sự tham gia của người dân trong lĩnh vực nông nghiệp.

Tài liệu tham khảo:

- Chính phủ (2015), Báo cáo 507/BC-CP, Đánh giá kết quả thực hiện các Chương trình mục tiêu quốc gia giai đoạn 2011-2015 và định hướng xây dựng các chương trình mục tiêu quốc gia giai đoạn 2016-2020, ban hành ngày 13 tháng 10 năm 2015.
- Chu Văn Trí (2019), *Quảng Ninh: Nhìn lại 3 năm (2016 - 2018) thực hiện Chương trình MTQG xây dựng nông thôn mới*, truy cập tháng 7 năm 2019, từ <http://www.khuyennongvn.gov.vn/vi-VN/chuong-trinh-nganh-nong-nghiep/xay-dung-nong-thon-moi/quang-ninh-nhin-lai-3-nam-2016-2018-thuc-hien-chuong-trinh-mtqg-xay-dung-nong-thon-moi_t114c34n18284>.
- Ngô Tuấn (2017), Hà Tĩnh phát huy vai trò người dân trong xây dựng nông thôn mới, Nhân dân điện tử', truy cập tháng 9 năm 2017, từ <<http://nhandan.com.vn/chinhtri/item/32411002-ha-tinh-phat-huy-vai-tro-nguoi-dan-trong-xay-dung-nong-thon-moi.html>>.
- Phạm Thị Mỹ Dung (2017), 'Huy động và quản lý nguồn lực cho xây dựng nông thôn mới: Lý luận, thực trạng và đề xuất', *Kỹ yếu hội thảo khoa học Quản lý huy động và sử dụng nguồn lực trong nông thôn mới*, Hà Nội tháng 5 năm 2017, 12.
- Ủy ban Nhân dân tỉnh Bắc Giang (2018), *Số 01/BC- BCD, Sơ Kết 3 năm (2016-2018) thực hiện chương trình mục tiêu quốc gia xây dựng nông thôn mới, phương hướng nhiệm vụ và giải pháp thực hiện giai đoạn 2018 – 2020*, ban hành ngày 03 tháng 8 năm 2018.
- Ủy ban Nhân dân huyện Việt Yên (2019), *Số 09/BC-Ủy ban Nhân dân. Kết quả triển khai chương trình mục tiêu quốc gia xây dựng nông thôn mới trên địa bàn huyện Việt Yên năm 2018; Phương hướng nhiệm vụ 2019*, ban hành ngày 15 tháng 01 năm 2019.

ẢNH HƯỞNG CỦA MỐI QUAN HỆ QUEN BIẾT TỚI CƠ HỘI THĂNG TIẾN CỦA NHÂN VIÊN TRONG KHU VỰC CÔNG TẠI THÀNH PHỐ CẦN THƠ

Nguyễn Thị Phương Dung
Khoa Kinh tế, Trường Đại học Cần Thơ
E-mail: phuongdung@ctu.edu.vn

Ngày nhận: 17/01/2019
Ngày nhận bản sửa: 26/4/2019
Ngày duyệt đăng: 05/10/2019

Tóm tắt:

Nghiên cứu ảnh hưởng của các mối quan hệ quen biết đến cơ hội thăng tiến nghề nghiệp của nhân viên khu vực công tại thành phố Cần Thơ. Nghiên cứu được thực hiện với bộ dữ liệu là 200 quan sát là nhân viên làm việc trong khu vực công, phương pháp phân tích được sử dụng là mô hình cấu trúc tuyến tính SEM. Kết quả nghiên cứu cho thấy các mối quan hệ quen biết: (1) quan hệ đặc biệt ở nơi làm việc và (2) quan hệ cá nhân có ảnh hưởng tích cực đến cơ hội thăng tiến nghề nghiệp của nhân viên khu vực công tại thành phố Cần Thơ. Đồng thời, nghiên cứu còn đề xuất một số hướng nhằm giúp cho tổ chức xem xét cơ hội thăng tiến một cách minh bạch và công bằng hơn.

Từ khóa: Các mối quan hệ quen biết, Cơ hội thăng tiến nghề nghiệp, Quan hệ cá nhân.

Mã JEL: O15

The impact of special relationship on career advancement of employee in public area in Can Tho city

Abstract:

The study aimed to determine the impact of special relationship to career advancement of employee in public area in Can Tho city. Analytical methods factor analysis was used to test and determine the scale, with 200 observations which contained employees working in the public sector. Then, Structural Equation Modelling (SEM) was applied to find the determinants influencing career advancement. The results show that career advancement was affected by individual ties inside and outside the organization. This study suggested further research dimensions.

Keywords: Special relationship, career advancement, private relationship.

JEL Code: O15

1. Giới thiệu

Nhân lực hành chính công là một trong những yếu tố rất quan trọng và mang tính quyết định của nền hành chính nhà nước. Thật vậy, nguồn nhân lực này đóng góp vai trò to lớn trong sự phát triển kinh tế - xã hội của Việt Nam trong thời đại hội nhập kinh tế và toàn cầu hóa. Thủ tướng Chính phủ (2011) đã xác định các mục tiêu phát triển nhân lực Việt Nam. Theo đó, nhân lực khu vực công cần được trang bị đầy đủ các kiến thức chuyên môn, nghiệp vụ và kỹ năng để hoàn thành tốt nhiệm vụ. Phần thưởng vinh dự nhất dành cho các nhân viên xuất sắc chính là thăng tiến nghề nghiệp - điều mà hầu như mọi nhân viên trong khu vực công đều mong muốn, để chứng tỏ được năng lực bản thân cũng như có nguồn thu nhập cao hơn từ vị trí công việc. Thế nhưng, không phải tất cả nhân viên đều thăng tiến nghề nghiệp bằng năng lực thật sự bản thân, vẫn còn những yếu tố văn hóa khác ảnh hưởng đến con đường thăng tiến sự nghiệp, mà nổi bật chính là “quan hệ đặc biệt” (*guanxi*).

Chính những mối quan hệ đặc biệt cá nhân tạo nên cơ hội dễ dàng cho sự thăng tiến nghề nghiệp của nhân viên, đặc biệt trong khu vực công - nhà nước. Trong những gần đây, xã hội luôn đề cập và quan tâm đến thông tin các cán bộ; công, viên chức có các mối quan hệ thân thiết với lãnh đạo cấp trên sẽ dễ dàng được thăng chức. Hoặc trong gia đình, có người làm việc trong nhà nước thì người thân cũng dễ dàng vào làm trong các cơ quan này không cần quan tâm đến năng lực chuyên môn. Chúng ta vẫn chưa xác định được chính xác những quan điểm, thông tin này có thật sự chính xác hay không? Thế nhưng, có thể nói rằng ở Việt Nam các kênh (mối) quan hệ thông tin này tồn tại phi chính thức trong tổ chức và rất khó xác định mức độ tác động của chúng (Nguyễn Thị Phương Dung, 2014). Các mối quan hệ này trong xã hội phương Đông nói chung và Việt Nam nói riêng là rất phức tạp (Bedford, 2011). Chúng vừa là điều kiện thuận lợi nhưng cũng vừa là bất lợi cho các nhân viên có được mối quan hệ quen biết khi thăng tiến công việc. Nhìn chung, việc nghiên cứu các mối quan hệ quen biết ảnh hưởng đến cơ hội thăng tiến nhân viên khu vực công có ý nghĩa vô cùng to lớn, đây là nghiên cứu để các nhà lãnh đạo, quản lý, cũng như cán bộ, công chức, viên chức có thể thấy được những điểm mạnh cũng như những hạn chế khi tận dụng mối quan hệ quen biết

để được thăng tiến nghề nghiệp.

Nói rộng hơn, tác động ở mức vĩ mô là đến sự phát triển của kinh tế - xã hội. Từ những lập luận trên, nghiên cứu mạnh dạn đề xuất hướng nghiên cứu “Ảnh hưởng của mối quan hệ quen biết tới cơ hội thăng tiến của nhân viên trong khu vực công tại thành phố Cần Thơ”. Mục tiêu của nghiên cứu là khám phá và đo lường các yếu tố thuộc hai thành phần của khái niệm quan hệ quen biết và cơ hội thăng tiến và xác định mức độ ảnh hưởng của các mối quan hệ quen biết đến cơ hội thăng tiến nhân viên khu vực công.

2. Cơ sở lý thuyết và mô hình nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

2.1.1. Lý thuyết về các mối quan hệ quen biết

Lý thuyết mạng xã hội (social network theory) được xem là lý thuyết nền của các mối quan hệ quen biết. Lý thuyết mạng xã hội được Granovetter nghiên cứu năm 1973. Ông cho rằng trong xã hội các mối quan hệ mạnh hay yếu là tùy thuộc vào mức độ thân thiết và mức độ tiếp xúc thường xuyên giữa các cá nhân. Ông cũng cho rằng các cá nhân có mối quan hệ yếu có liên quan đến mạng lưới các mối quan hệ bạn bè và người quen. Tiếp nối thành tựu Granovetter là công trình của Lin (1982) và Lin (1990) về lý thuyết nguồn lực xã hội (social resource theory). Ông cho rằng các mối quan hệ yếu có thể liên kết mọi người từ mọi tầng lớp xã hội. Do đó, các nguồn lực xã hội như là sức mạnh đối với người có nhu cầu cần giúp đỡ (Bian & Huang, 2009). Sự kết hợp 2 lý thuyết đã giải thích được bản chất của mạng lưới các mối quan hệ trong xã hội phương Đông (Bian, 2012).

Quan hệ cá nhân được định nghĩa như là mối quan hệ đặc biệt giữa hai người với nhau (Alston, 1989), quan hệ cá nhân có nghĩa là mạng lưới quan hệ hoặc mối quan hệ đặc biệt (Jacobs, 1979). Không chỉ giới hạn mối quan hệ của hai người, mà Jacobs cho rằng mối quan hệ đặc biệt này có liên quan đến cả mạng lưới mối quan hệ của xã hội. Quan hệ cá nhân còn được xác định dưới góc nhìn của mối quan hệ quyền lực và lợi ích, cụ thể là, Gold (1985) cho rằng quan hệ cá nhân là mối quan hệ về quyền lực khi sự kiểm soát của một người làm những việc có lợi hoặc thể hiện quyền lực đối với người khác. Nghĩa là, người có quyền lực hoặc địa vị xã hội, họ sẽ sử dụng quyền lực hiện có để giúp đỡ và thể hiện sức mạnh của địa vị xã hội đối với người khác. Thế nhưng, sự giúp đỡ

này không phải lúc nào cũng thực hiện được bởi hạn chế của những quy định chính thức để kiểm soát trật tự của xã hội. Điều này đi đến kết luận rằng trong xã hội Việt Nam tồn tại hai kênh mối quan hệ là chính thức và phi chính thức (Nguyễn Thị Phương Dung, 2014).

Lý thuyết về các mối quan hệ quen biết được chia thành: (1) Các mối quan hệ quen biết bên ngoài tổ chức, nghĩa là mạng lưới quan hệ của một người gồm gia đình (họ hàng), bạn thân, và những người có mối quan hệ với các thành viên gia đình (Taormina & Gao, 2010). Quan hệ quen biết đề cập đến việc kết nối xã hội và quan hệ song phương tiềm ẩn (không phải một cách rõ ràng) khi quan tâm đến lợi ích lẫn nhau (Yang, 1994). Quan hệ cá nhân được đo lường: (a) tìm kiếm sự giúp đỡ qua quan hệ xã hội từ các thành viên gia đình, (b) sự giúp đỡ qua quan hệ bạn bè và (c) quan hệ có qua có lại (trương hỗ). (2) Các mối quan hệ bên trong tổ chức: Các mối quan hệ ở nơi làm việc được mô tả là quá trình các cá nhân thực hiện công việc hàng ngày của họ thông qua việc tương tác với đồng nghiệp, quản lý và những người bên ngoài tổ chức để thực hiện tốt công việc tại nơi làm việc (Bedford, 2011). Vì vậy, quan hệ này được hiểu là quan hệ theo thời gian gồm có yếu tố tình cảm trong quá trình làm việc, dựa trên mức độ tiếp xúc thường xuyên giữa các cá nhân (Chen & Tjosvold, 2007). Quan hệ ở nơi làm việc gồm có (a) mối quan hệ giữa quản lý và nhân viên và (b) quan hệ đồng nghiệp. Nghiên cứu kế thừa thang đo của Nguyễn Thị Phương Dung (2014), thang đo này đã được xây dựng bộ tiêu chí để đo lường quan hệ đặc biệt năm 2014, nghiên cứu đã điều chỉnh cho phù hợp với thị trường 2018.

2.1.2. Lý thuyết về cơ hội thăng tiến

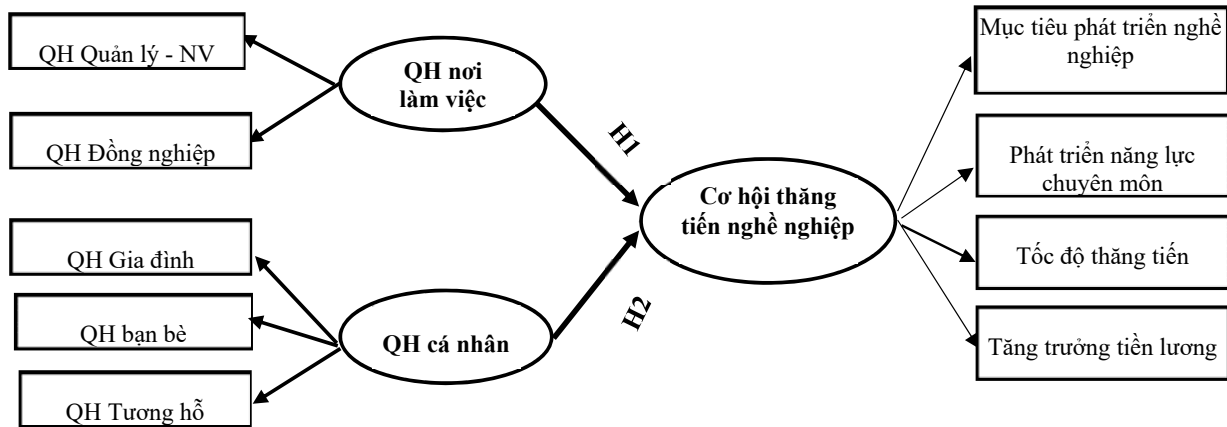
Lý thuyết về thăng tiến nghề nghiệp (career advancement) được hình thành và phát triển dựa vào lý thuyết nền là lý thuyết xây dựng nghề nghiệp (Career construction theory) (Savickas, 2013). Thông qua lăng kính xây dựng nghề nghiệp, phát triển sự nghiệp thành công được xem là quá trình tích hợp thành công nhu cầu cá nhân với kỳ vọng của xã hội (Savickas & cộng sự, 2009; Hirschi & cộng sự, 2015). Do đó, thăng tiến nghề nghiệp là một trong ba quan điểm của thuyết xây dựng nghề nghiệp. Phần lớn nghiên cứu về thăng tiến nghề nghiệp là xác định quá trình phát triển trong sự nghiệp của một người (Weng & McElroy, 2009)

hơn là kết quả của tiến trình nỗ lực. Thăng tiến nghề nghiệp là kết quả nỗ lực của một người được định nghĩa như là nhận thức của một người về cơ hội phát triển và thăng tiến trong một tổ chức (Jans, 1989). Tuy nhiên, các nghiên cứu ít chú ý đến những cách cụ thể mà nhân viên có thể đánh giá cơ hội phát triển và thăng tiến của họ. Weng & cộng sự (2010) đã đề xuất rằng sự phát triển nghề nghiệp của nhân viên có thể được đề cập thông qua 4 yếu tố: tiến bộ mục tiêu nghề nghiệp, phát triển khả năng chuyên môn, tốc độ thăng tiến và tăng lương. Đây là khái niệm đa hướng có hàm ý là sự phát triển nghề nghiệp vừa là chức năng của những nỗ lực của chính nhân viên trong tiến trình đạt được mục tiêu tiến bộ về nghề nghiệp cá nhân và có được những kỹ năng mới và phần thưởng dành cho sự nỗ lực từ tổ chức như chương trình thăng tiến và tăng lương. Quan điểm đa hướng về sự phát triển nghề nghiệp cũng có thể được hiểu hoàn thành những lời hứa từ phía người sử dụng lao động (Coyle-Shapiro & Morrow, 2006). Nghiên cứu kế thừa thang đo của Weng & cộng sự (2010) và điều chỉnh cho phù hợp với hoàn cảnh Việt Nam.

2.2. Mô hình đề xuất

Theo Bedford (2011), quan hệ làm việc là “quá trình mà các cá nhân có mối quan hệ trải qua thời gian dựa trên các yếu tố tình cảm để có thể thực hiện công việc”. Theo lập luận của Bedford (2011) thì các mối quan hệ này sẽ được hình thành qua thời gian bởi nó có yếu tố tình cảm can thiệp vào quá trình thực hiện công việc. Khác với xã hội Phương Tây, các mối quan hệ đặc biệt ở thị trường Việt Nam được phát triển từ việc tiếp xúc thường xuyên có liên quan đến công việc trong và ngoài giờ làm việc (Nguyễn Thị Phương Dung, 2014). Khi nhân viên có mối quan hệ đặc biệt với người quản lý, thì nhân viên sẽ nhận được lợi ích nhiều hơn so với các đồng nghiệp khác bởi quản lý sẽ ưu tiên trong việc ra các quyết định có lợi (Wei & cộng sự, 2010). Nghĩa là, yếu tố tình cảm can thiệp vào quá trình quyết định. Theo Cheung và cộng sự (2008) và Zhai & cộng sự (2013), nhân viên có mối quan hệ tốt với quản lý của họ có thể họ hưởng lợi từ người quản lý của mình như nhận được nhiều phần thưởng như sự phát triển nghề nghiệp, cơ hội thăng tiến và có lợi thế về tăng lương (Wei & cộng sự, 2010). Tuy nhiên, trên đây chỉ là nhận định của Wei & cộng sự (2010) và mối quan hệ này chưa được kiểm chứng. Từ những lập

Hình 1: Mô hình lý thuyết được đề xuất



luận trên, nghiên cứu cho rằng thật cần thiết phải kiểm chứng mối quan hệ đặc biệt ở nơi làm việc và cơ hội thăng tiến nghề nghiệp của nhân viên khu vực công ở Cần Thơ như sau:

H1: Có mối quan hệ dương giữa các mối quan hệ quen biết ở nơi làm việc và cơ hội thăng tiến nghề nghiệp của nhân viên khu vực công tại thành phố Cần Thơ

Quan hệ cá nhân được hiểu là mạng lưới quan hệ của một người gồm gia đình, bạn thân, và những người có mối quan hệ với các thành viên gia đình (Taormina & Gao, 2010). Các mối quan hệ này thúc đẩy việc chia sẻ nguồn lực giữa các cá nhân trong xã hội. Theo Yang (1994), quan hệ cá nhân đề cập đến việc kết nối xã hội và quan hệ song phương tiềm ẩn khi quan tâm đến lợi ích lẫn nhau. Điều này có nghĩa là, một cá nhân có thể sử dụng mối quan hệ của bản thân và gia đình để tác động đến quyền lợi cá nhân của họ. Vì thế, sự giúp đỡ đặc biệt từ gia đình, bạn bè và những người có thể kết nối quan hệ cá nhân bởi việc duy trì các mối quan hệ có ích là cần thiết để thực hiện sự giúp đỡ và tặng quà để đạt được lợi ích cho bản thân (Taormina & Gao, 2010). Theo lý thuyết thăng tiến nghề nghiệp cho rằng các nghiên cứu ít chú ý đến những cách cụ thể mà nhân viên có thể đánh giá cơ hội phát triển và thăng tiến của họ. Nghĩa là để đạt được cơ hội thăng tiến nhân viên sẽ dùng đến nhiều sự trợ giúp từ gia đình để đạt được lợi ích cá nhân. Ở Việt Nam, mà cụ thể là khu vực công thì các mối quan hệ phi chính thức là một kênh quan trọng trong việc tìm việc, hợp đồng kinh doanh, cơ hội thăng tiến. Thế nhưng, các vấn đề này vẫn chưa được kiểm chứng. Do đó, nghiên cứu cho

rằng thật cần thiết phải kiểm chứng mối quan hệ này ở thị trường Cần Thơ như sau:

H2: Có mối quan hệ dương giữa các mối quan hệ cá nhân và cơ hội thăng tiến nghề nghiệp của nhân viên khu vực công tại thành phố Cần Thơ

3. Phương pháp nghiên cứu

Số liệu sơ cấp được thu thập bằng cách phỏng vấn trực tiếp các cán bộ, công chức, viên chức nhà nước tại các sở, ban ngành trên địa bàn thành phố Cần Thơ như sở công thương, sở xây dựng, chi cục thuế, bệnh viện, trường học, viện kiểm soát và ủy ban nhân dân. Nghiên cứu sử dụng phương pháp chọn mẫu thuận tiện bởi vấn đề nghiên cứu là nhạy cảm “các mối quan hệ quen biết”, “cơ hội thăng tiến”. Với số cỡ mẫu là 200 quan sát.

Nghiên cứu có hai khám niệm là các mối quan hệ quen biết và cơ hội thăng tiến. Tất cả các thang đo thành phần được kiểm định độ tin cậy thông qua phương pháp kiểm định Cronbach’s alpha, phân tích nhân tố EFA, và kiểm định mô hình lý thuyết bằng mô hình cấu trúc tuyến tính SEM. Lý do sử dụng mô hình SEM vì đây là mô hình giải thích được các khái niệm ẩn cũng như xác định đồng thời được ảnh hưởng trực tiếp và gián tiếp của mô hình nghiên cứu.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả kiểm định độ tin cậy thang đo

4.1.1. Thang đo cơ hội thăng tiến

Kết quả kiểm định Cronbach’s alpha cho khái niệm cơ hội thăng tiến nghề nghiệp bao gồm 4 thành phần là: (1) Mục tiêu phát triển nghề nghiệp, (2) phát triển năng lực chuyên môn, (3) tốc độ thăng tiến và (4) tăng trưởng tiền lương. Kết quả kiểm định cho

Bảng 1: Kết quả Cronbach's alpha thang đo cơ hội thăng tiến nghề nghiệp

Biến quan sát	Hệ số tương quan biến tổng	Cronbach's alpha nếu loại biến	Hệ số Cronbach's alpha
THANG ĐO CƠ HỘI THĂNG TIẾN NGHỀ NGHIỆP			
Mục tiêu phát triển nghề nghiệp			
CGP1	0,732	0,854	0,882
CGP2	0,759	0,842	
CGP3	0,721	0,858	
CGP4	0,766	0,839	
Phát triển năng lực chuyên môn			
PAD1	0,607	0,628	0,748
PAD2	0,593	0,655	
PAD3	0,544	0,715	
Tốc độ thăng tiến			
PS1	0,668	0,788	0,834
PS2	0,808	0,720	
PS3	0,509	0,853	
PS4	0,682	0,782	
Tăng trưởng tiền lương			
RG1	0,840	0,886	0,921
RG2	0,830	0,894	
RG3	0,850	0,876	
THANG ĐO CÁC MỐI QUAN HỆ ĐẶC BIỆT Ở NƠI LÀM VIỆC			
Quản lý – nhân viên			
QLNV1	0,707	0,900	0,911
QLNV2	0,796	0,893	
QLNV3	0,834	0,890	
QLNV4	0,651	0,904	
QLNV5	0,660	0,903	
QLNV6	0,764	0,896	
QLNV7	0,708	0,900	
QLNV8	0,605	0,907	
QLNV9	0,505	0,912	
Quan hệ đồng nghiệp			
DN1	0,553	0,768	0,794
DN2	0,532	0,777	
DN3	0,724	0,682	
DN4	0,622	0,737	

Nguồn: Kết quả điều tra, 2018.

thấy tất cả các thang đo đều đạt độ tin cậy cao. Điều này được thể hiện chi tiết ở Bảng 1,

Khái niệm mối quan hệ quen biết ở nơi làm việc gồm 2 thành phần: (1) quan hệ quản lý – nhân viên và (2) quan hệ đồng nghiệp. Để kiểm định đạt yêu cầu. Kết quả kiểm định được trình bày ở Bảng 1, hai khái niệm thành phần đều có hệ số $\alpha > 0,7$, trong đó mối quan hệ quản lý – nhân viên được đánh giá là tốt khi có hệ số $\alpha > 0,9$. Khái niệm quan hệ quản lý – nhân viên có biến DN5 bị loại, khi loại biến này thì hệ số α biến tổng tăng từ 0,755 lên 0,794. Như vậy, mối quan hệ đặc biệt nơi làm việc sau khi thực hiện

kiểm định thang đo độ tin cậy Cronbach's alpha thì còn lại 11 biến có ý nghĩa.

4.1.2. Thang đo các mối quan hệ cá nhân

Thang đo mối quan hệ cá nhân gồm 3 thành phần: (1) quan hệ gia đình, (2) mối quan hệ bạn bè và (3) mối quan hệ tương hỗ. Kết quả phân tích số liệu Bảng 2, khái niệm các mối quan hệ cá nhân ban đầu gồm có 3 thành phần, sau khi thực hiện kiểm định độ tin cậy Cronbach's alpha thì chỉ còn lại 2 thành phần là (1) mối quan hệ gia đình và (2) mối quan hệ tương hỗ. Nhóm mối quan hệ bạn bè đã bị loại và không

Bảng 2: Kết quả Cronbach's alpha thang đo các mối quan hệ cá nhân

Biến quan sát	Tương quan biến tổng	Cronbach's alpha nếu loại biến	Hệ số Cronbach's alpha
Quan hệ gia đình			
GD1	0,650	0,804	0,839
GD2	0,733	0,779	
GD3	0,715	0,785	
GD4	0,703	0,792	
GD5	0,426	0,859	
Quan hệ bạn bè			
BB1	0,261	0,538	0,552
BB2	0,253	0,581	
BB3	0,581	0,303	
BB4	0,325	0,489	
Quan hệ tương hỗ			
TH1	0,344	0,733	0,713
TH2	0,541	0,625	
TH3	0,629	0,566	
TH4	0,496	0,653	

Nguồn: Kết quả điều tra, 2018.

có ý nghĩa thống kê bởi hệ số α chỉ có $0,552 < 0,6$.

4.2. Kết quả phân tích nhân tố khám phá EFA

4.2.1. Phân tích nhân tố khám phá cho khái niệm cơ hội thăng tiến nghề nghiệp

Khi thực hiện phân tích nhân tố khám phá thì việc kiểm định KMO là rất cần thiết trong EFA. Kết quả phân tích nhân tố khám phá với 14 biến đã thỏa mãn điều kiện kiểm định độ tin cậy ở mức ý nghĩa 1%. Kết quả cho thấy hệ số KMO = 0,853; chứng tỏ phân tích nhân tố cho việc nhóm các biến này lại với nhau là thích hợp. Với tổng phương sai trích bằng 69,418%, nghĩa là 3 nhóm quan sát này giải thích được 69,418% độ biến thiên của dữ liệu thị trường.

4.2.2. Phân tích nhân tố khám phá cho khái niệm quan hệ quen biết nơi làm việc

Khái niệm mối quan hệ quen biết ở nơi làm việc gồm hai thành phần là (1) quan hệ quản lý – nhân viên và (2) quan hệ đồng nghiệp. Kết quả phân tích nhân tố EFA khái niệm quan hệ quen biết nơi làm việc cho thấy, hệ số KMO = 0,878 > 0,5; Sig. = 0,000 < 0,01, các chỉ số đạt được độ tin cậy cao. Tổng phương sai trích của khái niệm là 59,695%, với ý nghĩa phân chung của thang đo đóng góp vào khái niệm quan hệ quen biết ở nơi làm việc cao hơn phần riêng và sai số. Điều này chứng tỏ thang đo này giải thích tốt khái niệm các mối quan hệ ở nơi làm việc.

4.2.3. Phân tích nhân tố khám phá EFA cho khái niệm các mối quan hệ cá nhân

Khái niệm quan hệ cá nhân được đo lường bởi 3 thành phần: (1) quan hệ gia đình, (2) quan hệ bạn bè và (3) quan hệ tương hỗ. Nhưng nhóm biến quan hệ bạn bè đã bị loại khỏi nghiên cứu khi thực hiện kiểm định độ tin cậy, còn lại chỉ còn 7 biến quan sát được đưa vào phân tích nhân tố khám phá EFA. Kết quả phân tích EFA cho thấy, KMO = 0,810 > 0,5, Sig. = 0,000 < 0,01, có hai nhân tố được trích với tổng phương sai trích của khái niệm là 56,413% > 50%, trọng số tải của các nhân tố đều lớn hơn 0,6. Điều này có thể giải thích rằng thang đo giải thích tốt khái niệm quan hệ cá nhân.

4.3. Kết quả kiểm định giả thuyết - mô hình cấu trúc tuyến tính SEM

Để đạt được mục tiêu nghiên cứu, sau khi thực hiện các kiểm định phân tích nhân tố khám phá EFA và phân tích nhân tố khẳng định CFA để kiểm tra mức độ phù hợp của thang đo với dữ liệu thị trường. Nhằm kiểm định sự phù hợp của mô hình lý thuyết, bài viết này sử dụng công cụ phân tích cấu trúc tuyến tính SEM, nhằm xem xét mối liên hệ giữa các nhân tố thành phần các mối quan hệ ảnh hưởng đến cơ hội thăng tiến nghề nghiệp của cán bộ, công chức, viên chức khu vực nhà nước tại TP.Cần Thơ. Kết quả kiểm định SEM được trình bày ở hình 2.

Kết quả kiểm định cho thấy mô hình có 442 bậc tự do; các giá trị thống kê như sau: CMIN/df = 1,483 < 2; P = 0,000; TLI = 0,900 > 0,9; CFI = 0,911 > 0,9; RMSEA = 0,064 < 0,08. Điều này chứng tỏ rằng mô

Bảng 3: Bảng ma trận xoay các nhân tố - Phân tích nhân tố khám phá EFA

CƠ HỘI THĂNG TIẾN	Nhân tố		
	Tốc độ thăng tiến và tăng lương	Mục tiêu phát triển nghề nghiệp	Phát triển năng lực chuyên môn
RG2	0,867		
RG1	0,843		
RG3	0,839		
PS4	0,834		
PS2	0,796		
PS1	0,670		
PS3	0,510		
CGP4		0,805	
CGP3		0,798	
CGP2		0,770	
CGP1		0,674	
PAD3			0,626
PAD1			0,608
PAD2			0,604

Hệ số KMO = 0,853; Tổng phương sai trích = 69,418%; Giá trị Sig. Kiểm định Bartlett's = 0,000

QUAN HỆ Ở NƠI LÀM VIỆC	Nhân tố	
	Quan hệ đặc biệt giữa quản lý - NV	Quan hệ đặc biệt giữa đồng nghiệp
QLNV3	0,866	
QLNV2	0,859	
QLNV6	0,830	
QLNV7	0,829	
QLNV5	0,725	
QLNV4	0,661	
QLNV1	0,618	
QLNV9		0,865
DN2		0,753
QLNV8		0,619
DN3		0,511

Hệ số KMO = 0,878; Tổng phương sai trích = 59,695%; Giá trị Sig. Kiểm định Bartlett's = 0,000

QUAN HỆ CÁ NHÂN	Nhân tố	
	Quan hệ gia đình	Quan hệ tương hỗ
GD2	0,867	
GD3	0,767	
GD1	0,746	
GD4	0,735	
TH3		0,730
TH4		0,697
TH2		0,632

Hệ số KMO = 0,810; Tổng phương sai trích = 56,413%; Giá trị Sig. Kiểm định Bartlett's = 0,000

Nguồn: Kết quả điều tra, 2018.

hình nghiên cứu phù hợp với dữ liệu thị trường.

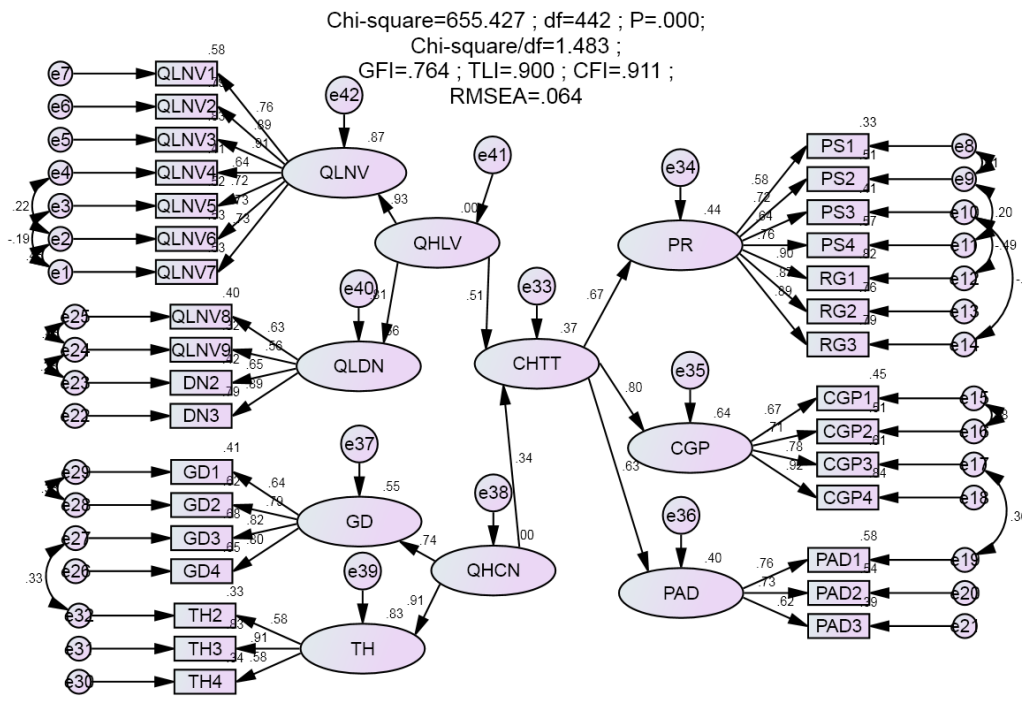
Kết quả ước lượng của các tham số chính trong mô hình nghiên cứu được trình bày ở Bảng 4. Kết quả cho thấy tất cả các mối quan hệ đều có ý nghĩa thống kê ($p < 0,05$), nghĩa là các giả thuyết H1, H2 về mối quan hệ của các khái niệm đề ra trong mô hình nghiên cứu đều được chấp nhận. Trong đó, giả thuyết H1 đạt giá trị thống kê ở mức ý nghĩa 1% ($p = 0,002 < 0,01$). Giả thuyết H2 đạt giá trị thống kê ở

mức ý nghĩa 5% ($p = 0,012 < 0,05$).

Các mối quan hệ trong Bảng 4 cho thấy, các mối quan hệ quen biết nơi làm việc và các mối quan hệ cá nhân tác động trực tiếp và cùng chiều với cơ hội thăng tiến của nhân viên khu vực công. Để phân tích các mối quan hệ trong mô hình lý thuyết cần phải chú ý trị tuyệt đối của hệ số hồi quy càng lớn thì thể hiện mối quan hệ giữa chúng càng mạnh.

Mô hình lý thuyết: Kết quả ước lượng mô hình,

Hình 2: kết quả mô hình SEM (chuẩn hoá)



quan hệ làm việc và quan hệ cá nhân tác động dương và trực tiếp đến cơ hội thăng tiến nghề nghiệp. Kết quả phân tích cho thấy, mỗi quan hệ làm việc có tác động mạnh nhất đến cơ hội thăng tiến của người lao động với hệ số chuẩn hoá 0,509. Kết quả này là phù hợp với tình hình thực tế. Bởi một nhân viên, việc tiếp xúc với quản lý hay lãnh đạo cấp trên, tiếp xúc với đồng nghiệp là thường xuyên. Khi có mối quan hệ tốt với đồng nghiệp, với quản lý thì việc hoàn thành công việc được giao một cách tốt nhất là dễ dàng. Từ đó, quản lý cấp trên nhìn nhận được năng lực cũng như sự ưu ái hơn và đề bạt thăng tiến cho nhân viên. Do đó, mỗi quan hệ tốt với quản lý, với đồng nghiệp chính là yếu tố quan trọng giúp người lao động có nhiều cơ hội phát triển nghề nghiệp của mình.

Kết quả phân tích cũng cho thấy, mỗi quan hệ cá nhân cũng có tác động dương và trực tiếp đến cơ hội thăng tiến nghề nghiệp của nhân viên khu vực công với hệ số chuẩn hoá là 0,340. Kết quả này là phù hợp với tình hình thực tế. Bởi lẽ, mỗi quan hệ cá nhân gồm có quan hệ gia đình và quan hệ tương hỗ. Khi một cá nhân cần sự giúp đỡ thì những người thân trong gia đình, họ hàng là người mà sẽ được nhờ vả đầu tiên. Những người thân trong gia đình với nhiều năm kinh nghiệm và mối quan hệ quen biết rộng rãi

có thể giúp đỡ để cá nhân có cơ hội thăng tiến. Bên cạnh đó, những đối tác hay các mối quan hệ ân nghĩa bên ngoài xã hội cũng là nhân tố có thể giúp người lao động có cơ hội phát triển nghề nghiệp, dựa vào các mối quan hệ quen biết của họ. Nhìn chung, mỗi quan hệ cá nhân cũng tạo điều kiện giúp đỡ nhân viên khi có nhu cầu thăng tiến nghề nghiệp.

Kiểm định ước lượng mô hình bằng Bootstrap

Để đánh giá độ tin cậy của các ước lượng, trong các phương pháp nghiên cứu định lượng bằng phương pháp lấy mẫu, thông thường chúng ta phải chia ra làm hai mẫu con. Hiệu số giữa trung bình các ước lượng từ Bootstrap và các ước lượng ban đầu gọi là độ chệch (CR). Trị tuyệt đối các độ chệch này càng nhỏ, càng có ý nghĩa thống kê. Theo Lê Dân và Nguyễn Thị Trang (2011) thì độ chênh lệch (CR) nhỏ hơn hoặc bằng 1,5 là tốt. Bên cạnh đó, Phạm Lê Hồng Nhung & cộng sự (2012), cùng một số tác giả khác cho rằng, độ chênh lệch nhỏ hơn hoặc bằng 2 là đạt yêu cầu. Để kiểm định độ tin cậy của các hệ số ước lượng, bài viết này tiến hành kiểm định Bootstrap đối với mô hình nghiên cứu chính thức với số lượng mẫu lặp lại N = 500 lần.

Kết quả ước lượng bằng Bootstrap cho thấy, có sự xuất hiện độ chệch giữa các ước lượng nhưng giá

Bảng 4: Hệ số hồi quy của các mối quan hệ (chưa chuẩn hoá)

Giá thuyết	Tương quan		Ước lượng	S.E	C.R	P	
H1	QHLV	→	CHTT	0,222	0,072	3,093	0,002
H2	QHCN	→	CHTT	0,250	0,099	2,516	0,012

Nguồn: Kết quả điều tra, 2018.

trị tuyệt đối của CR nhỏ hơn 2 nên có thể nói là độ chệch nhỏ và có ý nghĩa thống kê ở độ tin cậy 95%. Vì vậy, có thể kết luận các ước lượng trong mô hình đáng tin cậy.

5. Kết luận và hàm ý nghiên cứu

5.1. Kết luận

Các công trình nghiên cứu trước đây về cơ hội thăng tiến nghề nghiệp kết luận rằng thăng tiến nghề nghiệp có mối quan hệ mạnh đến kết quả và chất lượng công việc của nhân viên (Weng & cộng sự, 2014), thăng tiến nghề nghiệp có mối quan hệ mạnh với hành vi nhân viên và sự cống hiến của nhân viên cho tổ chức (Carmeli & cộng sự, 2005; Heimler & cộng sự, 2012). Phần lớn các công trình nghiên cứu về cơ hội thăng tiến nghề nghiệp được thực hiện ở phương Tây. Việt Nam có sự khác biệt về văn hóa và điều này được chứng minh thông qua kết quả nghiên cứu là trong xã hội Việt Nam luôn tồn tại các mối quan hệ quen biết. Các mối quan hệ này được hiểu là quan hệ đặc biệt ở nơi làm việc và các mối quan hệ cá nhân, điều này được thể hiện rõ nét ở khu vực công mà cụ thể là ảnh hưởng đến cơ hội thăng tiến của nhân viên. Nghĩa là, ở Việt Nam nói chung và Cần Thơ nói riêng là các mối quan hệ đặc biệt can thiệp vào quá trình ra quyết định thăng tiến, bổ nhiệm của nhân viên. Sự thăng tiến của cán bộ, công chức, viên chức là việc người đó có vị trí việc làm tốt hơn, quyền lực cao hơn (bổ nhiệm giữ chức vụ lãnh đạo), có thu nhập cao hơn, cơ hội về kinh tế, chính trị nhiều hơn hoặc vị trí xã hội, uy tín cao hơn so với chỗ làm khi chưa chuyển (Đỗ Thị Thanh Hương, 2015). Thăng tiến cũng có nghĩa là cán bộ được xã hội nhìn nhận với một địa vị khác cao hơn. Kết quả nghiên cứu này phù hợp với

nhận định của Đỗ Thị Thanh Hương (2015). Kết quả nghiên cứu đóng góp vào lý thuyết thăng tiến nghề nghiệp là một người thăng tiến trong công việc họ không chỉ bị chi phối bởi hiệu suất làm việc, mức độ đóng góp cho tổ chức, thái độ và hành vi mà còn bị ảnh hưởng bởi các mối quan hệ phi chính thức bên trong và bên ngoài tổ chức.

5.2. Hàm ý của nghiên cứu và các đề xuất

5.2.1. Hàm ý xây dựng chính sách thăng tiến cho người lao động nhằm hạn chế mức độ tác động của các mối quan hệ nơi làm việc bên trong tổ chức

Kết quả nghiên cứu đã chỉ ra rằng, các mối quan hệ đặc biệt ở nơi làm việc có tác động mạnh và thuận chiều đến cơ hội thăng tiến của nhân viên. Nghĩa là, một cá nhân có mối quan hệ tình cảm càng tốt với quản lý, với đồng nghiệp thì cơ hội thăng tiến càng cao. Điều này là đúng với thực tế trong xã hội hiện nay. Vấn đề thăng tiến là vấn đề quan trọng vì liên quan đến lợi ích cá nhân, hơn nữa nó có tác động đến tập thể, hoạt động của cơ quan tổ chức. Thế nhưng, mối quan hệ tình cảm nơi công sở đã tồn tại trong khu vực nhà nước, làm ảnh hưởng đến quyết định thăng tiến của các cá nhân không công bằng và minh bạch. Do đó, các nhà lãnh đạo cần phải rõ ràng và minh bạch trong các quyết định xét duyệt thăng tiến cho cấp dưới của mình. Phải thực sự lựa chọn những cá nhân có đủ năng lực chuyên môn, đạo đức, kỹ năng nghiệp vụ,... để được đề bạt thăng tiến.

5.2.2. Hàm ý xây dựng chính sách thăng tiến cho người lao động nhằm hạn chế mức độ tác động của các mối quan hệ cá nhân

Kết quả nghiên cứu cũng cho thấy, mối quan hệ cá nhân bên ngoài tổ chức cũng có tác động thuận

Bảng 5: Kết quả ước lượng bằng Bootstrap

Tương quan		Ước lượng	SE	SE - Trung bình	Bias	SE - CR Bias	CR		
QHLV	→	CHTT	0,509	0,172	0,007	0,523	0,014	0,010	1,400
QHCN	→	CHTT	0,340	0,138	0,006	0,341	0,001	0,008	0,125

Nguồn: Kết quả điều tra, 2018.

chiều đến việc thăng tiến của cán bộ, công chức, viên chức nhà nước. Trong thực tế, hiện tượng “con ông cháu cha” là điều mà mọi người đều biết nhưng nó lại tồn tại dưới hình thái ngầm. Việc sử dụng mối quan hệ của gia đình, những người có chức quyền hay sự giúp đỡ từ bên ngoài thông qua yếu tố “tiền” làm phương tiện để có được những chức vụ, vị trí cao trong cơ quan đã xảy ra. Điều này là ngược lại với quy định, các chính sách mà cơ quan nhà nước đã đưa ra. Thế nhưng, nó vẫn tồn tại và ngày càng

ngày càng nhiều hơn và ở mức nghiêm trọng hơn. Để hạn chế và triệt để được vấn đề này, chỉ có các nhà lãnh đạo là người có thể thay đổi được. Do đó, thật sự cần thiết để công khai các quy trình xét duyệt về phần thưởng, quy trình đánh giá thi đua trong tổ chức, những cơ hội đào tạo, thăng tiến phải được phổ biến trong toàn thể cơ quan. Nhà lãnh đạo cần phải minh bạch, rõ ràng trong việc đưa ra các quyết định liên quan đến lợi ích của nhân viên – thăng tiến nghề nghiệp.

Tài liệu tham khảo:

- Alston, J. (1989), ‘Wa, guanxi, and inhwa: Managerial principles in Japan, China, and Korea’, *Business Horizons*, 2(2), 26–31.
- Bedford, O. (2011), ‘Guanxi-Building in the Workplace: A Dynamic Process Model of working and Backdoor Guanxi’, *Journal of Business Ethics*, 104, 149-158.
- Bian, Y. & Huang, X. (2009), ‘Network resources and job mobility in China’s transitional economy’, *Research in the Sociology of Work*, 19, 255–282.
- Bian, Y. (2012), *Social networks and status attainment*, Social Sciences Academic Press, Beijing.
- Carmeli, A., Shalom, R. & Weisberg, J. (2005), ‘Considerations in organizational career advancement: what really matters’, *Personnel Review*, 36(2), 190-204.
- Chen, N. & Tjosvold, D. (2007), ‘Guanxi and Leader Member Relationships Between American Managers and Chinese Employees: Open-Minded Dialogue as Mediator’, *Asia Pacific Journal of Management*, 24, 171–196.
- Cheung MF, Wu WP, Wu AK, & Wong MM (2009), ‘Supervisor–Subordinate Guanxi and Employee Work Outcomes: The Mediating Role of Job Satisfaction’, *Journal of Business Ethics*, 88, 77–89.
- Coyle-Shapiro, J., & Morrow, P. C. (2006), ‘Organizational and client commitment among contracted employees’, *Journal of Vocational Behavior*, 68, 416-431.
- Đỗ Thị Thanh Hương (2015), ‘Về sự thăng tiến trong công tác của nữ cán bộ, công chức (trường hợp tỉnh Tuyên Quang)’, *Tạp chí Thông tin Khoa học Xã hội*, 8, 23-30.
- Granovetter, M. (1973), ‘The strength of weak ties’, *American Journal of Sociology*, 78, 1360–1380.
- Gold, T. (1985), ‘After comradeship: Personal relations in China since the cultural revolution’, *China Quarterly*, 104, 657–675.
- Heimler, R., Rosenberg, S. & Morote, E. (2012), ‘Predicting career advancement with structural equation modelling’, *Education & Training*, 54, 85-94.
- Hirschi, A., Herrmann, A. & Keller, A.C. (2015), ‘Career adaptivity, adaptability, and adapting: A conceptual and empirical investigation’, *Journal of Vocational Behavior*, 87, 1–10, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2014.11.008>.
- Jacobs, J. (1979), ‘A preliminary model of particularistic ties in Chinese political alliances: Kan-ch’ingandkuan-hsiin a rural Taiwanese township’, *The China Quarterly*, 78, 237–273.
- Lin, N. (1982), ‘Social resources and instrumental action’, in Marsden, P.V. & Lin, N. (Eds.), *Social structure and network analysis* (131–145), Sage, Beverly Hills, CA.
- Lin, N. (1990), ‘Social resources and social mobility: a structural theory of status attainment’, in Breiger, R. (Ed.), *Social Mobility and Social Structure* (247–271), Cambridge University Press, New York.
- Lê Dân & Nguyễn Thị Trang (2011), ‘Mô hình đánh giá sự trung thành của sinh viên dựa vào phân tích nhân tố’, *Tạp chí Khoa học và Công nghệ - Đại học Đà Nẵng*, 2, 135-142.
- Nguyễn Thị Phương Dung (2014), ‘Các mối quan hệ quen biết có ảnh hưởng đến động cơ làm việc của nhân viên không?’, *Tạp chí Đại học Cần Thơ*, 33C, 23-32.
- Phạm Lê Hồng Nhung, Đinh Công Thành, Nguyễn Khánh Vân & Lê Thị Hồng Vân (2012), *Kiểm định thang đo chất lượng dịch vụ trong đào tạo đại học trường hợp nghiên cứu tại các trường đại học tư thục khu vực đồng bằng sông Cửu Long*, Kỷ yếu Khoa học Đại học Cần Thơ, 203-213, Nhà xuất bản Đại học Cần Thơ, Cần Thơ.
- Savickas, M. L. (2013), ‘Career construction theory and practice’, in Lent, R.W. & Brown, S.D. (Eds.), *Career*

- development and counselling: Putting theory and research into work* (147–183), (2nd ed.), Wiley Hoboken, NJ.
- Taormina, J. & Gao, H. (2010), 'A research model for Guanxi behavior: Antecedents, measures, and outcomes of Chinese social networking', *Social Science Research*, 39(6), 1195–1212.
- Thủ tướng Chính phủ (2011), Quyết định Số 579/QĐ-TTg, phê duyệt chiến lược phát triển nhân lực Việt Nam thời kỳ 2011-2020, ban hành ngày 19 tháng 04 năm 2011.
- Wei, L., Liu, J., Chen, Y. & Wu, L. (2010), 'Political skill, supervisor–subordinate guanxi and career prospects in Chinese firms', *Journal of Management Studies*, 47(3), 437–454.
- Weng, Q., McElroy, J., Morrow, P. & Liu, R. (2010), 'The relationship between career growth and organizational commitment', *Journal of Vocational Behavior*, 77(3), 391–400.
- Weng, Q.X. & McElroy, J.C. (2009), 'Vocational self-concept crystallization as a mediator of the relationship between career self-management and job decision effectiveness', *Journal of Vocational Behavior*, 76(2), 234–243.
- Yang, M. (1994), *Gifts, Favors, and Banquets: The Art of Social Relationship in China*, Cornell University Press, Ithaca, NY.
- Zhai, Q., Lindorff, M. & Cooper, B. (2013), 'Workplace guanxi: Its dispositional antecedents and mediating role in the affectivity–job satisfaction relationship', *Journal of Business Ethics*, 117(3), 541–551.

KẾT NỐI CUNG - CẦU TÍN DỤNG CHÍNH THỨC NHẪM THÚC ĐẨY QUÁ TRÌNH TÁI CƠ CẤU NGÀNH NÔNG NGHIỆP TRÊN ĐỊA BÀN TỈNH YÊN BÁI

Đỗ Xuân Luận

Khoa Kinh tế & Phát triển Nông thôn, Trường Đại học Nông lâm Thái Nguyên

E-mail: doxuanluan@tuaf.edu.vn

Đỗ Minh Khang

Cục Thống kê tỉnh Yên Bái

E-mail: dmkhanyba@gso.gov.vn

Ngày nhận: 13/3/2019

Ngày nhận bản sửa: 20/5/2019

Ngày duyệt đăng: 05/10/2019

Tóm tắt:

Nghiên cứu này phân tích những rào cản trong kết nối cung cầu tín dụng nông nghiệp trên địa bàn tỉnh Yên Bái. Kết quả cho thấy các rào cản có liên quan đến tài sản thế chấp, sở hữu tài khoản ngân hàng, trình độ học vấn, năng lực quản lý vốn vay ủy thác và diện tích đất canh tác. Để tháo gỡ những rào cản, nhà nước cần tăng cường cấp giấy chứng nhận quyền sử dụng đất và quyền sở hữu tài sản trên đất để các chủ thể nông nghiệp có thể sử dụng thế chấp ngân hàng. Ngoài ra, thúc đẩy tiếp cận tài khoản ngân hàng là cần thiết để phát triển tài chính toàn diện và tăng khả năng tiếp cận tín dụng cho khu vực nông nghiệp. Hội phụ nữ và hội nông dân cần được nâng cao năng lực trong quản lý vốn vay ủy thác. Ngân hàng cần chủ động hơn trong xây dựng mối quan hệ đối tác chiến lược với phía cầu tín dụng và các cơ quan quản lý nhà nước để mở rộng tín dụng nông nghiệp ít phụ thuộc tài sản thế chấp.

Từ khoá: Cầu tín dụng, Cung tín dụng, Tái cơ cấu nông nghiệp, Yên Bái.

Mã phân loại JEL: O12, Q14, E51.

Bridging the credit gap between demand and supply for stimulating the process of agricultural restructuring in Yen Bai province

Abstract:

This study analyses the constraints in bridging the credit gap between demand and supply in Yen Bai province. The results show that constraints are very much relevant to collateral availability, ownership of bank accounts, educational level, the capacity in managing trust loans and farm size. To relax credit access constraints, the government should grant land use rights and assets on land so that agricultural actors can use them as collateral to apply bank credit. In addition, facilitating access to bank accounts is needed to develop financial inclusion and encourage the agricultural sector's access to credit. The capacity of local unions such as farmers' and women's unions should be improved to better manage trust loans. Banks need to be more active in developing a strategic relationship with borrowers and relevant governmental agencies to expand collateral less-dependent loans.

Keywords: Credit demand; credit supply; agriculture restructuring; Yen Bai.

JEL code: O12, Q14, E51

1. Giới thiệu

Ngành nông nghiệp giữ vai trò rất quan trọng trong cung cấp thực phẩm cần thiết để nuôi sống dân số đang tăng trên thế giới. Trong bối cảnh biến đổi khí hậu, tổng diện tích đất canh tác có xu hướng giảm, vấn đề tái cơ cấu ngành nông nghiệp nhằm gia tăng giá trị và hiệu quả là mối quan tâm hàng đầu đối với các nhà hoạch định chính sách trên thế giới. Trong các nguồn lực hỗ trợ cho sản xuất và kinh doanh nông nghiệp, vốn tín dụng có vai trò quan trọng giúp gia tăng đầu tư, thúc đẩy ứng dụng khoa học công nghệ và tăng năng suất nông nghiệp (Cui & cộng sự, 2017).

Tại Việt Nam, Chính phủ (2017) đã thực hiện chính sách tái cơ cấu ngành nông nghiệp theo hướng bền vững nhằm nâng cao giá trị nông sản và cải thiện đời sống của nông dân. Để cung ứng vốn cho nông nghiệp, Chính phủ (2018) đã hoàn thiện chính sách tín dụng nhằm tạo ra hành lang pháp lý thông thoáng hơn trong cho vay nông nghiệp. Tuy nhiên, dư nợ tín dụng nông nghiệp chỉ chiếm khoảng 18% tổng dư nợ tín dụng của nền kinh tế trong khi nông nghiệp vẫn là một hoạt động kinh tế quan trọng của khoảng 40% dân số (Tổng cục Thống kê, 2017). Do đó, việc kết nối cung cầu tín dụng nhằm khơi thông luồng vốn cho nông nghiệp nhận được rất nhiều sự quan tâm của các học giả và các nhà hoạch định chính sách.

Những nghiên cứu về tín dụng cho nông nghiệp nông thôn ở Việt Nam có xu hướng gia tăng trong những năm gần đây. Chẳng hạn, Quach (2017) và Do & Bauer (2016) cho thấy tiếp cận tín dụng có tác động tích cực đến giảm nghèo ở Việt Nam. Mặc dù, kết quả nghiên cứu của các tác giả đều chỉ ra vai trò tích cực của tín dụng đối với phát triển nông nghiệp và giảm nghèo, rất ít các nghiên cứu trước đây phân tích làm rõ các rào cản tiếp cận tín dụng trên cơ sở xem xét toàn diện các yếu tố về cung, cầu tín dụng và vai trò kết nối của nhà nước.

Nghiên cứu này lựa chọn tỉnh Yên Bái, nơi nông nghiệp giữ vai trò quan trọng đối với sinh kế của đại bộ phận cộng đồng dân tộc thiểu số để đánh giá thực trạng kết nối cung-cầu tín dụng nông nghiệp và đề xuất giải pháp nhằm tháo gỡ những rào cản. Nghiên cứu được cấu trúc gồm những phần chính sau đây: Sau phần giới thiệu, phần 2 trình bày cơ sở lý thuyết của nghiên cứu, trong đó trọng tâm vào thảo luận các rào cản trong kết nối cung cầu tín dụng. Phần

3 sẽ trình bày chi tiết về phương pháp nghiên cứu, trong đó nhấn mạnh việc sử dụng kết hợp giữa số liệu thứ cấp và sơ cấp, phương pháp định lượng và định tính. Phần 4 phân tích thực trạng cung ứng tín dụng nông nghiệp và những rào cản tiếp cận của doanh nghiệp, hợp tác xã và các hộ gia đình. Phần 5 kết luận và đề xuất những can thiệp chính sách nhằm kết nối cung cầu tín dụng bền vững.

2. Cơ sở lý thuyết của nghiên cứu

2.1. Tái cơ cấu ngành nông nghiệp và vai trò của nguồn vốn tín dụng

Trong hơn 30 năm qua, ngành nông nghiệp Việt Nam đã có sự gia tăng lớn về năng suất và sản lượng. Tuy nhiên, giá trị nông sản, hiệu quả nông nghiệp và thu nhập của nông dân còn thấp. Áp lực từ biến đổi khí hậu và sự khan hiếm các nguồn lực cho sản xuất nông nghiệp đòi hỏi ngành nông nghiệp Việt Nam cần tái cơ cấu để hiệu quả và bền vững hơn (Jaffee & cộng sự, 2016). Tuy nhiên, để tái cơ cấu nông nghiệp thành công, việc tháo gỡ những rào cản trong tiếp cận vốn tín dụng nhằm gia tăng đầu tư cho nông nghiệp là rất cần thiết (Nguyễn Đình Long & Nguyễn Thị Hải Yến, 2016).

2.2. Các yếu tố ảnh hưởng đến cung tín dụng trong quá trình tái cơ cấu ngành nông nghiệp

Các tổ chức tín dụng thường xem xét các yếu tố như trình độ học vấn, năng lực sản xuất kinh doanh để ra quyết định cho vay (Cole & Sokolyk, 2016). Tuy nhiên, sự phân mảnh đất nông nghiệp, cơ sở hạ tầng kém phát triển, chi phí giao dịch cao và thiếu sản phẩm bảo hiểm là những nguyên nhân chính khiến các tổ chức tín dụng ngại cho vay nông nghiệp (Phan & Gan, 2017).

Trong nỗ lực lý giải nguyên nhân các tổ chức tín dụng thường yêu cầu tài sản thế chấp, Karlan & Morduch (2010) cho rằng ngân hàng ngại cho vay nông nghiệp là do thiếu tiếp cận thông tin về các hoạt động của bên vay như lịch sử vay vốn, năng lực tài chính và mức độ rủi ro trong sản xuất, kinh doanh. Để giảm thiểu sự phụ thuộc vào tài sản thế chấp, việc đổi mới cách tiếp cận cho vay, chẳng hạn như cho vay theo chuỗi giá trị được coi là công cụ hiệu quả (Swinnen & Kuijpers, 2017). Các doanh nghiệp, hợp tác xã và hộ nông dân sản xuất quy mô nhỏ sẽ thuận lợi hơn trong tiếp cận tín dụng ngân hàng nếu họ cùng hợp tác theo chuỗi liên kết để giảm thiểu rủi ro sản xuất kinh doanh (Birthal & cộng sự, 2017).

2.3. Các yếu tố ảnh hưởng đến cầu tín dụng trong quá trình tái cơ cấu ngành nông nghiệp

Sự sẵn có và khả năng đáp ứng các yêu cầu về tài sản thế chấp của bên đi vay là một yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng. Kemper & cộng sự (2015) cho rằng quyền tài sản đối với đất canh tác ở Việt Nam có mối liên hệ mật thiết đến tiếp cận tín dụng chính thức. Phát hiện này ngụ ý rằng việc cấp giấy chứng nhận sử dụng đất cho các hộ gia đình là một chiến lược nhằm giảm thiểu những rào cản tiếp cận tín dụng.

Asante-Addo & cộng sự (2017) kết luận diện tích đất nông nghiệp ảnh hưởng đáng kể đến khả năng tiếp cận tín dụng của các hộ nông dân. Trædal & Vedeld (2018) nhấn mạnh đến vai trò của diện tích đất lâm nghiệp trong duy trì sinh kế của các hộ gia đình nông thôn và cũng là điều kiện tiên quyết ảnh hưởng đến nhu cầu đầu tư và khả năng tiếp cận tín dụng của doanh nghiệp lâm nghiệp tại Việt Nam. Trên thực tế, tín dụng và quy mô đất nông nghiệp là hai yếu tố đầu vào bổ sung, giữ vai trò quyết định đến hiệu quả sản xuất nông nghiệp (Chandio & cộng sự, 2017). Ngoài ra, điều kiện cơ sở hạ tầng và tiếp cận thị trường thuận lợi sẽ thúc đẩy các giao dịch tài chính nói chung và giao dịch tín dụng nông nghiệp nói riêng (Sohns & Revilla Diez, 2017).

2.4. Vai trò của chính phủ trong kết nối cung - cầu tín dụng nhằm thúc đẩy quá trình tái cơ cấu ngành nông nghiệp

Khoảng cách giữa cung và cầu tín dụng được lý giải bởi thiếu tài sản thế chấp, chi phí cao liên quan đến sàng lọc, giám sát, thực thi trách nhiệm hoàn trả vốn vay (Bonnet & cộng sự, 2016). Mặc dù tài sản thế chấp là cần thiết để đảm bảo cho một khoản vay, tính thanh khoản và giá trị tài sản thế chấp có thể ảnh hưởng đến lượng vốn ngân hàng sẵn sàng cung ứng (Niinimäki, 2018).

Chính phủ có vai trò quan trọng trong thiết kế hệ thống chính sách và luật tín dụng, cung cấp thông tin thị trường, nâng cấp cơ sở hạ tầng để thu hút các nguồn tín dụng phát triển nông nghiệp (Zander, 2016). Chính phủ cũng có thể bảo lãnh cho các khoản vay không có tài sản bảo đảm và trợ cấp lãi suất đối với các khoản vay ưu đãi. Ngoài ra, các chính sách quy định mức cho vay không cần tài sản thế chấp cũng tạo áp lực để các ngân hàng nâng cao năng lực quản trị và thẩm định các dự án vay vốn trong nông nghiệp.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phương pháp thu thập số liệu

3.1.1. Số liệu thứ cấp

Số liệu thứ cấp được thu thập từ các nguồn đã công bố chính thức như báo cáo của ngân hàng nhà nước chi nhánh tỉnh, báo cáo kết quả kinh doanh của ngân hàng, niên giám thống kê và các bài báo khoa học được công bố trên các tạp chí uy tín.

3.1.2. Số liệu sơ cấp

Số liệu sơ cấp được thu thập trên địa bàn tỉnh Yên Bái, nơi có tỷ lệ nghèo cao và sản xuất nông nghiệp là nguồn sinh kế chính cho đa số cộng đồng dân tộc thiểu số. Từ năm 2015, tỉnh Yên Bái đã triển khai thực hiện Đề án tái cơ cấu ngành nông nghiệp nhằm phát triển nông nghiệp theo chuỗi giá trị để hình thành vùng nguyên liệu gắn với chế biến và tiêu thụ sản phẩm. Tuy nhiên, quá trình tái cơ cấu cần lượng vốn đầu tư lớn, đặc biệt là nguồn vốn tín dụng chính thức (Ủy ban Nhân dân Tỉnh Yên Bái, 2015).

Để đảm bảo số liệu thứ cấp đại diện cho các vùng sinh thái khác nhau, nghiên cứu lựa chọn 4 huyện bao gồm Văn Yên, Văn Chấn, Trấn Yên và Lục Yên. Số liệu từ phía cung tín dụng được thu thập trên cơ sở phỏng vấn sâu với đại diện ngân hàng nhà nước chi nhánh tỉnh, Ngân hàng Nông nghiệp và Phát triển Nông thôn (Agribank), Ngân hàng Chính sách Xã hội (VBSP) và các quỹ tín dụng nhân dân (PCF) chi nhánh huyện. Về phía cầu tín dụng, tổng số 711 hộ gia đình được lựa chọn theo phương pháp ngẫu nhiên phân tầng từ 54 thôn, 18 xã và 4 huyện đại diện (Bảng 1). Các cuộc phỏng vấn nhằm tìm hiểu về nhu cầu, thực trạng và những rào cản trong tiếp cận tín dụng chính thức. Ngoài ra, nghiên cứu sử dụng các câu hỏi mở để phỏng vấn sâu với đại diện các cơ quan nhà nước để tìm hiểu về vai trò, thuận lợi và khó khăn trong kết nối cung cầu tín dụng.

3.2 Phương pháp phân tích số liệu

3.2.1. Phân tích số liệu thứ cấp

Đối với các số liệu thứ cấp, tác giả tổng hợp và tính toán một số chỉ tiêu chính như tỷ trọng và tốc độ tăng dư nợ cho vay nông nghiệp. Các chỉ tiêu trên sẽ được nhận xét, đánh giá gắn với đặc thù sản xuất nông nghiệp của địa phương trên cơ sở tham vấn ý kiến các bên liên quan.

3.2.2. Phương pháp phân tích số liệu sơ cấp

Số liệu từ phỏng vấn trực tiếp các hộ gia đình

Bảng 1: Tổ chức, cá nhân được lựa chọn phỏng vấn trực tiếp

Tổ chức phỏng vấn	Huyện				Tổng cỡ mẫu
	Văn Yên	Trần Yên	Văn Chấn	Lục Yên	
Câu tín dụng					
Doanh nghiệp	5	2	2	1	10
Hợp tác xã	2	1	1	1	5
Hộ gia đình	319	120	109	163	711
Cung tín dụng					
Agribank	1	1	1	1	4
VBSP	1	1	1	1	4
PCF	3	2	3	0	8
Cơ quan nhà nước kết nối					
Hội liên hiệp phụ nữ	5	5	5	3	18
Hội nông dân	5	5	5	3	18
Trung tâm dịch vụ nông nghiệp huyện	1	1	1	1	4
Ủy ban nhân dân xã	5	5	6	3	18

Nguồn: Tác giả tự xây dựng trên cơ sở thiết kế nghiên cứu và tham vấn cán bộ địa phương, 2017.

sẽ được phân tích sử dụng mô hình kinh tế lượng Heckman 2 bước. Bước 1 ước lượng mô hình Probit nhằm phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận tín dụng chính thức của các hộ gia đình. Giả sử lợi ích kỳ vọng từ sử dụng vốn vay được ký hiệu là VV_i . Thực tế vay vốn của hộ gia đình thứ i được ký hiệu Y_i , nhận giá trị bằng 1 nếu hộ được vay và nhận giá trị 0 nếu thực tế hộ không vay từ nguồn chính thức trong vòng 24 tháng qua, tính từ thời điểm phỏng vấn. Mối quan hệ này được mô tả qua mô hình (1):

$$VV_i = \begin{cases} 1, & \text{if } LI_i^* = \beta_i X_{1i} + \varepsilon_{1i} > 0 \\ 0, & \text{if } LI_i^* = \beta_i X_{1i} + \varepsilon_{1i} < 0 \end{cases} \quad (1)$$

Trong mô hình (1), không được quan sát thực mà chỉ quan sát được thực tế vay vốn của hộ gia đình; β là véc tơ tham số $k \times 1$ cần được ước lượng bởi mô hình. LI_i^* là tập hợp các biến giải thích, đại diện cho nguồn lực của hộ gia đình và có thể ảnh hưởng đến tiếp cận tín dụng của hộ gia đình; ε_{1i} là phần dư từ ước lượng mô hình (1). Do biến phụ thuộc trong mô hình (1) là biến nhị phân nên mô hình (1) được ước lượng bằng phương pháp ước lượng hợp lý cực đại (Norton & Dowd, 2018).

Bước 2 sử dụng phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS) để phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến lượng vốn vay hộ gia đình nhận được thông qua mô

hình (2), được viết như sau:

Trong mô hình (2), LVV_i là số tiền vay hộ gia đình thứ i nhận được và biến này chỉ được quan sát đối với các hộ thực tế có vay vốn; X_{2i} là tập hợp các biến giải thích đại diện cho nguồn lực của hộ và có thể ảnh hưởng đến lượng vốn vay mà hộ nhận được; ε_{2i} là phần dư từ ước lượng mô hình (2).

$$LVV_i = \beta X_{2i} + \varepsilon_{2i} \quad (2)$$

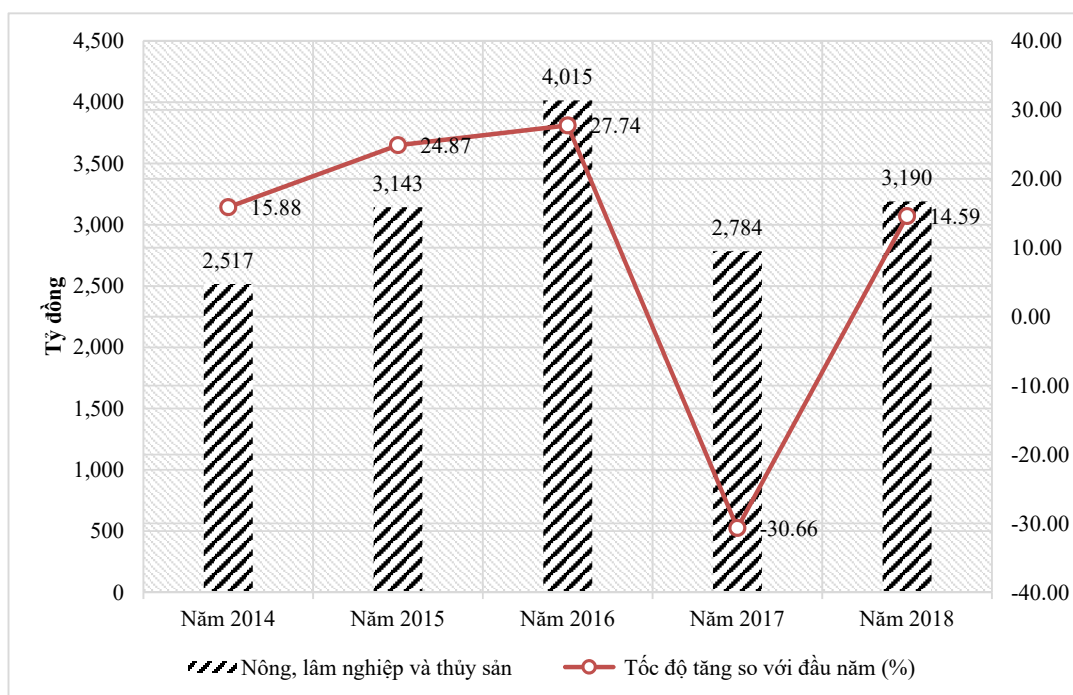
Ước lượng trực tiếp mô hình (2) có thể dẫn đến các hệ số ước lượng chệch, gây ra bởi hai nguyên nhân: (i) Các thông tin về đặc điểm vốn vay và thực tế sử dụng vốn vay không thể quan sát cho toàn bộ mẫu khảo sát vì chỉ một phần số hộ khảo sát được vay vốn; và (ii) Rất khó quan sát và đo lường động lực vay vốn, trình độ tổ chức sản xuất, kinh doanh của các hộ vay vốn. Để khắc phục hai vấn đề đã nêu, tỷ lệ nghịch đảo (IV_Mill_Ratio) ước lượng từ mô hình (1) sẽ được bổ sung vào mô hình (2) như một biến độc lập (Heckman & Vytlacil, 2001). IV_Mill_Ratio được tính theo công thức sau:

$$IV_Mill_Ratio = \frac{\phi}{(1 - \text{capphi})} \quad (3)$$

Trong đó:

$$\text{The } \phi = \frac{1}{\text{sqrt}(2\pi)} * \exp\left(-\frac{p_1^2}{2}\right) \quad (4)$$

Hình 1: Dự nợ tín dụng ngành nông, lâm nghiệp, thủy sản giai đoạn năm 2014 – 2018



Nguồn: Tính toán từ số liệu Ngân hàng Nhà nước chi nhánh tỉnh Yên Bái.

p_i is là giá trị dự đoán từ ước lượng mô hình (1).

Mô hình (2) được phát triển thành mô (5) và được viết như sau:

$$LVV_{ij} = \beta X_{2ij} + \delta_{ij} IV_Mill_Ratio_{ij} + \varepsilon_{5ij} \quad (5)$$

Trong mô hình số (5): LVV_{ij} là số tiền vay hộ gia đình thứ i nhận được và biến này chỉ được quan sát đối với các hộ có vay vốn; X_{2ij} là tập hợp các biến giải thích; ε_{5i} là phần dư từ ước lượng mô hình (5).

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thực trạng cung tín dụng nông nghiệp tại tỉnh Yên Bái

4.1.1. Dự nợ tín dụng nông nghiệp

Mặc dù tăng trưởng với tốc độ bình quân 7,99%/năm, mức dư nợ cho vay nông nghiệp chỉ chiếm tỷ trọng 22,34% trên tổng dư nợ cho vay của hệ thống ngân hàng (Hình 1). Xét về kỳ hạn cho vay, tỷ lệ khách hàng vay trung và dài hạn chiếm khoảng 60%. Xét về cơ cấu cho vay nông nghiệp, tín dụng phục vụ phát triển nông nghiệp, nông thôn theo nghị định của Chính phủ (2015) luôn chiếm tỷ trọng hơn 40% trở lên trong tổng dư nợ tín dụng hàng năm. Dự nợ cho vay chương trình mục tiêu Quốc gia về xây dựng nông thôn mới chiếm tỷ trọng trên 74%. Dự

nợ cho vay chương trình tín dụng chính sách xã hội của Ngân hàng chính sách xã hội chiếm từ 13% đến 18% trong tổng dư nợ.

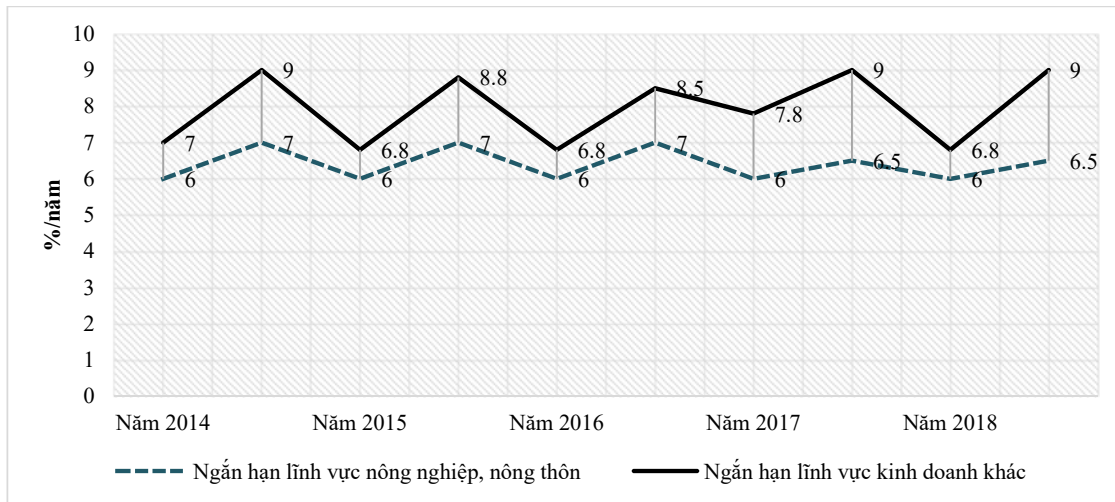
Nợ xấu trong giai đoạn năm 2014 - 2018 là tương đối thấp, dao động trong khoảng từ 0,23% đến 0,37% trong tổng dư nợ. Hình thức cho vay các khoản tín dụng nhỏ theo hình thức tín chấp, theo tổ nhóm có ưu điểm là tăng tiếp cận tín dụng không cần tài sản thế chấp cho các hộ thu nhập thấp. Mặc dù tỷ lệ nợ xấu giai đoạn năm 2014 - 2018 ở mức an toàn¹, nợ xấu chủ yếu tập trung chủ yếu là các khoản vay nhỏ, không có tài sản đảm bảo nên việc xử lý, thu hồi nợ gặp khó khăn. Ngoài ra, năng lực của các tổ chức chính trị xã hội như hội nông dân, hội liên hiệp phụ nữ trong quản lý nhóm, quản lý vốn vay ủy thác và tư vấn cho các hộ thành viên sử dụng vốn hiệu quả còn hạn chế.

4.1.2. Lãi suất cho vay nông nghiệp

Lãi suất cho vay nông nghiệp, nông thôn ngắn hạn và dài hạn trong giai đoạn năm 2014 - 2018 thấp hơn lĩnh vực kinh doanh khác (Hình 2). Trong khi chi phí hoạt động và lãi tiền gửi còn cao, mức lãi suất thấp hơn sẽ ảnh hưởng đến lợi nhuận và sự sẵn lòng cho vay của các tổ chức tín dụng trên địa bàn.

Doanh nghiệp và hợp tác xã cho rằng thời hạn

Hình 2: Mặt bằng lãi suất cho vay ngắn hạn giai đoạn 2014 - 2018



Nguồn: Tính toán từ số liệu Ngân hàng Nhà nước chi nhánh tỉnh Yên Bái.

và hạn mức cho vay cần điều chỉnh để phù hợp với chu kỳ sản xuất nông nghiệp. Các ngân hàng, quỹ tín dụng thường đưa ra các thời hạn vay cứng là 6 tháng, 12 tháng, 24 tháng hoặc 36 tháng và thời hạn vay vốn chưa thực sự phù hợp với chu kỳ sản xuất nông nghiệp.

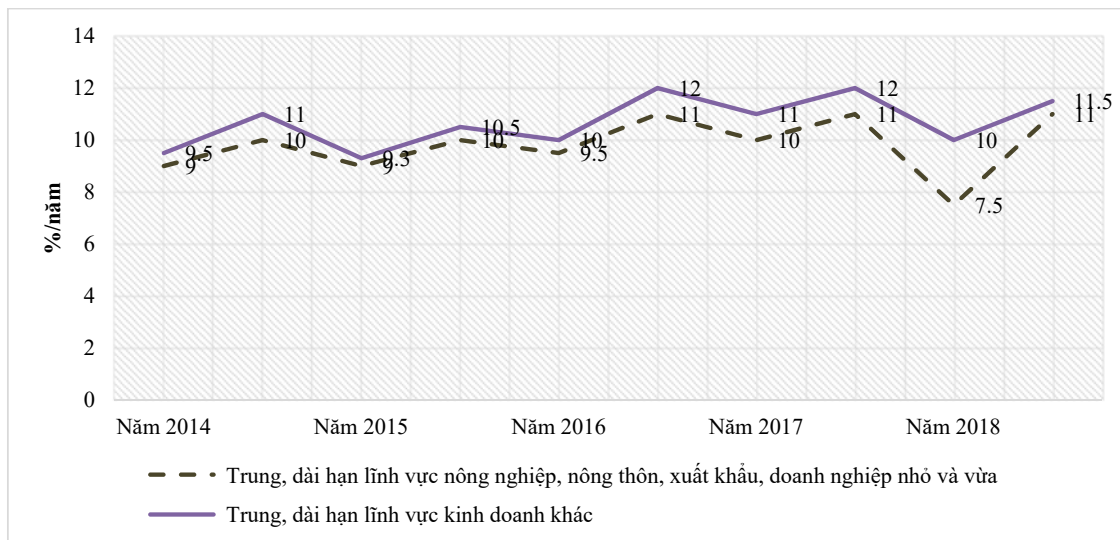
4.2. Thực trạng và những rào cản trong tiếp cận tín dụng

4.2.1. Thực trạng tiếp cận tín dụng

Nhìn chung, các doanh nghiệp và hợp tác xã có nhu cầu đều được tiếp cận tín dụng ngân hàng. Tuy

nhiên, lượng vốn vay chỉ đáp ứng được khoảng 43-44% so với nhu cầu. Nguyên nhân chính là các ngân hàng yêu cầu tài sản thế chấp để ra quyết định cho vay với mức tối đa thường không quá 70% giá trị tài sản thế chấp. Hợp tác xã chủ yếu dùng tài sản của thành viên hợp tác xã để thế chấp ngân hàng và thường gặp khó khăn khi xây dựng phương án sử dụng vốn hiệu quả. Các hộ gia đình được vay lượng trung bình là 46,13 triệu đồng, đáp ứng được 76,01% lượng vốn đăng ký (Bảng 2). Ngân hàng chưa chấp nhận thế chấp bằng các tài sản di động

Hình 3: Mặt bằng lãi suất cho vay trung và dài hạn giai đoạn 2014 - 2018



Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu cung cấp bởi Ngân hàng Nhà nước chi nhánh tỉnh Yên Bái.

Bảng 2: Thực trạng tiếp cận tín dụng của các hợp tác xã, doanh nghiệp và hộ gia đình

Chỉ tiêu	Hợp tác xã (n=6)	Doanh nghiệp (n=10)	Hộ gia đình (n=711)
Tỷ lệ được vay vốn (%)	100	100	52,74
Lượng vốn nhận được bình quân (triệu đồng)	2.120	5.580	46,13
Lượng vốn vay theo nhu cầu (triệu đồng)	8.250	11.670	60,65
Tỷ lệ đáp ứng nhu cầu (%)	43,03	44,28	76,01
Kỳ hạn vay bình quân (tháng)	24,00	13,56	44,20
Lãi suất bình quân (%/tháng)	0,75	0,83	0,71
Tỷ lệ khoản vay cần thế chấp (%)	100	100	23,23
Tỷ lệ các khoản vay sử dụng cho nông nghiệp (%)	100	100	88,50

Nguồn: Tổng hợp từ kết quả phỏng vấn doanh nghiệp, hợp tác xã, 2017.

như máy móc, trang thiết bị, nông sản do chi phí cao trong quản lý và thanh lý tài sản.

4.2.2. Những rào cản trong tiếp cận tín dụng của hộ gia đình

Bảng 3 trình bày kết quả ước lượng mô hình Heckman 2 bước nhằm xác định các rào cản trong tiếp cận vốn vay chính thức của hộ gia đình. Các chỉ tiêu thống kê như Wald Chi² (6), Prob>Chi² cho thấy mô hình ước lượng là phù hợp. Vấn đề ước lượng chệch do chọn mẫu không được thể hiện vì tỷ lệ nghịch đảo IV_Mill_Ratio (Lamda) không có ý nghĩa thống kê ở mức 5%.

Kết quả ước lượng ở mô hình 1 cho thấy các hộ có sở hữu tài khoản ở ngân hàng thì khả năng tiếp cận vốn vay lớn hơn các hộ khác. Phát hiện này phù hợp với nghiên cứu bởi DeLoach & Smith-Lin (2018) khi kết luận rằng sở hữu tài khoản ngân hàng không chỉ giúp các hộ gia tăng tiết kiệm, hiểu biết tài chính, thúc đẩy giao dịch tài chính thuận lợi hơn mà còn giúp ngân hàng quản lý dòng tiền của người vay dễ dàng hơn. Tuy nhiên, trong nghiên cứu này chỉ có 10,97 % số hộ được khảo sát có tài khoản ngân hàng. Do đó, tăng cường tiếp cận tài khoản ngân hàng có thể giúp các hộ gia đình tiếp cận tín dụng thuận lợi hơn. Kết quả ước lượng còn cho thấy hệ số ước lượng của biến đại diện cho tuổi của chủ hộ có giá trị âm và có ý nghĩa thống kê với độ tin cậy 99%. Chủ hộ trẻ tuổi hơn có thể năng động hơn

trong tiếp cận thông tin và có nhu cầu lớn hơn về tín dụng để khởi nghiệp. Ngoài ra, tuổi của chủ hộ có tương quan với kiến thức, kinh nghiệm và khả năng ra quyết định kinh tế (Dorfleitner & cộng sự, 2017).

Thành viên trong các tổ chức chính trị- xã hội ở địa phương giúp các hộ gia đình tiếp cận vốn vay thuận lợi hơn. Kết quả này được lý giải bởi thực tế hội nông dân và hội liên hiệp phụ nữ giữ vai trò trung gian kết nối tín dụng giữa ngân hàng với hộ gia đình. Các tổ chức hội phổ biến thông tin cho nông dân và giúp hình thành các nhóm sở thích để chia sẻ, hỗ trợ lẫn nhau trong các hoạt động phát triển kinh tế. Kết quả này phù hợp với phát hiện bởi Uronu & Ndiege (2018) khi cho rằng thành viên trong các hội giúp hộ gia đình tăng cường các mối quan hệ xã hội và thúc đẩy các hộ gia đình áp dụng khoa học kỹ thuật, tiếp cận thị trường và tín dụng.

Trong cả hai mô hình ước lượng, hệ số ước lượng của biến tài sản thế chấp có giá trị dương và có ý nghĩa thống kê với độ tin cậy 99%. Ở Việt Nam, quyền sử dụng đất, thể hiện qua việc sở hữu giấy chứng nhận quyền sử dụng đất có thể sử dụng để đảm bảo cho các khoản vay ngân hàng và quỹ tín dụng nhân dân. Việc cung cấp quyền sử dụng đối với đất nông nghiệp là cần thiết để thúc đẩy đầu tư nông nghiệp (Simelton & cộng sự, 2017). Tuy nhiên, giấy chứng nhận quyền sử dụng đất chủ yếu được cấp cho hộ gia đình, nên khi thực hiện giao dịch tại cơ

Bảng 3: Kết quả ước lượng các yếu tố ảnh hưởng đến tiếp cận tín dụng của hộ gia đình

Các biến giải thích	Thống kê mô tả các biến		Mô hình 1: Tiếp cận vốn vay		Mô hình 2: Lượng vốn vay	
	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Hệ số ước lượng	P-value	Hệ số ước lượng	P-value
Trình độ học vấn của chủ hộ (số năm đi học)	6,5898	3,8425	-0,0868 (0,0848)	0,306	0,1504*** (0,0509)	0,003
Tuổi của chủ hộ (năm)	45,0661	11,0460	-0,7497*** (0,2577)	0,004	0,1721 (0,1531)	0,261
Số nhân khẩu (người)	4,6849	1,5964	0,1607 (0,1910)	0,400	-	-
Khoản vay cần thế chấp (1= Có)	0,1941	0,3958	3,1357*** (0,4247)	0,000	0,5275*** (0,0840)	0,000
Hộ có tài khoản ngân hàng (1= Có)	0,1097	0,3127	0,6877*** (0,2191)	0,002	-	-
Hộ được tập huấn kỹ thuật nông nghiệp (1=Có)	0,1716	0,3773	0,1699 (0,1794)	0,344	-	-
Hộ là thành viên của hội nông dân hoặc hội liên hiệp phụ nữ (1=Có)	0,2813	0,4499	2,5761*** (0,2030)	0,000	-	-
Chủ hộ là dân tộc Kinh (1= Có)	0,3671	0,4823	-	-	0,1735** (0,0794)	0,029
Số lao động của hộ (lao động)	2,7299	1,1159	-	-	-0,0557 (0,0940)	0,553
Diện tích canh tác (ha)	1,6836	2,5563	-	-	0,0752** (0,0306)	0,014
Hệ số chặn của mô hình	-	-	1,8613 (1,0472)	0,075	2,4844*** (0,5902)	0,000
IV_Mill_Ratio	-	-	-	-	-0,1106 (0,0719)	0,124
Số quan sát (hộ)	-	-	-	-	711	-
Thống kê Wald chi2(6)	-	-	-	-	69,65	-
Prob>chi2	-	-	-	-	0,0000	-
Rho	-	-	-	-	-0,1642	-
Sigma	-	-	-	-	0,6735	-

Ghi chú: Những biến liên tục được lấy giá trị Logarit tự nhiên (Ln);

Giá trị trong ngoặc đơn () là sai số chuẩn của hệ số ước lượng;

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

quan đăng ký giao dịch bảo đảm, các thành viên trong hộ gia đình đều phải ký tên, dẫn đến khó khăn trong hoàn thiện thủ tục thế chấp tài sản.

Ngoài tài sản thế chấp, kết quả ước lượng ở mô hình 2 cho thấy trình độ học vấn, dân tộc của chủ hộ và quy mô đất canh tác có ảnh hưởng đến lượng vốn vay nhận được. Học vấn tốt hơn có thể cho phép nông dân áp dụng kỹ thuật canh tác, tăng đầu tư và sử dụng tín dụng hiệu quả hơn (Barslund & Tarp, 2008). Những chủ hộ có học vấn và địa vị xã hội

cao, có quan hệ quen biết rộng rãi sẽ tiếp cận nguồn vốn tín dụng thuận lợi hơn. Do đó, trình độ học vấn là một chỉ số đánh giá khả năng tín dụng của nông dân (Bai & cộng sự, 2019).

Các hộ dân tộc Kinh nhận được lượng vốn vay cao hơn 17,35% so với các hộ dân tộc thiểu số. Hệ số ước lượng của biến này có dấu dương và có ý nghĩa thống kê với độ tin cậy 95%. Ngoài các yếu tố đã phân tích, diện tích đất canh tác có tương quan thuận chiều tới lượng vốn nhận được. Kết quả này

được giải thích bởi các hộ có diện tích canh tác lớn có thể tận dụng lợi thế theo quy mô sản xuất để gia tăng hiệu quả sản xuất, từ đó dễ dàng hơn trong thuyết phục ngân hàng cho vay (Diep, 2013).

5. Kết luận và khuyến nghị chính sách

Hạn chế trong tiếp cận vốn tín dụng được xem là rào cản đầu tư nông nghiệp theo hướng nâng cao giá trị gia tăng và cải thiện thu nhập cho nông dân. Mỗi quan tâm chính của nghiên cứu này là phân tích những rào cản trong kết nối cung – cầu tín dụng chính thức, từ đó đề xuất giải pháp tăng cường vốn nhằm thúc đẩy quá trình tái cơ cấu ngành nông nghiệp trên địa bàn tỉnh Yên Bái. Nghiên cứu sử dụng kết hợp phân tích định lượng và định tính, trên cơ sở sử dụng số liệu thứ cấp và số liệu sơ cấp từ phỏng vấn trực tiếp các bên liên quan. Mô hình kinh tế lượng Heckman hai bước được vận dụng để phân tích rào cản trong tiếp cận tín dụng của hộ gia đình. Thông tin thu thập thông qua các cuộc phỏng vấn sâu được sử dụng để bổ sung cho phân tích định lượng.

Kết quả nghiên cứu cho thấy tăng trưởng dư nợ tín dụng có tăng trong những năm qua nhưng tỷ trọng trong tổng dư nợ tín dụng còn rất hạn chế. Mặc dù có nhu cầu lớn về tín dụng, các doanh nghiệp, hợp tác xã và hộ gia đình được tiếp cận lượng vốn vay thấp hơn đáng kể so với nhu cầu, ngay cả khi ngân hàng có nguồn vốn dồi dào. Trong các rào cản kết nối cung – cầu tín dụng, thiếu tài sản thế chấp có giá trị và những thủ tục liên quan đến thế chấp tài sản được xem là rào cản lớn nhất. Ngoài ra, năng lực tài chính, năng lực quản trị và xây dựng phương án sử dụng vốn hạn chế là những trở ngại lớn đối với doanh nghiệp, hợp tác xã trong tiếp cận tín dụng chính thức. Các ngân hàng và quỹ tín dụng từ chối nhận tài sản lưu động, hợp đồng xuất khẩu và các nông sản làm tài sản thế chấp do liên quan đến chi phí quản lý và thanh lý tài sản.

Một phát hiện khác của nghiên cứu đó là sở hữu tài khoản ngân hàng giúp tăng cường tín của các hộ gia đình. Tuy nhiên, tỷ lệ số hộ có tài khoản còn rất thấp. Mặc dù thành viên trong các tổ chức chính trị xã hội có tương quan thuận tới khả năng tiếp cận tín dụng của hộ gia đình, các cán bộ ở các tổ chức hội chủ yếu là nông dân với kiến thức và năng lực hạn chế trong quản lý vốn và phát triển sản xuất kinh doanh nên thường gặp khó khăn trong tư vấn

thúc đẩy hội viên sử dụng vốn hiệu quả. Khi lượng vốn ủy thác và số hội viên tăng lên, các tổ chức hội thường gặp khó khăn trong thực hiện vai trò kết nối cung cầu.

Những phát hiện trong nghiên cứu này gợi ý rằng để thúc đẩy kết nối cung cầu tín dụng nông nghiệp, nhà nước cần đẩy nhanh quá trình cấp giấy chứng nhận quyền sử dụng đất và tài sản trên đất để bên đi vay có thể sử dụng làm tài sản thế chấp. Bên cạnh đó, Nhà nước cần khuyến khích các ngân hàng phát triển các chương trình giáo dục tài chính nhằm tăng cường khả năng tiếp cận tài khoản ngân hàng và các dịch vụ tài chính khác cho khu vực nông nghiệp, nông thôn. Ngoài ra, các tổ chức hội ở địa phương như hội nông dân và hội phụ nữ cần được nâng cao năng lực trong quản lý vốn vay ủy thác, phát huy vai trò kết nối cung cầu tín dụng.

Ngân hàng cần tham gia chủ động hơn vào nông nghiệp như một đối tác thực sự trong chuỗi giá trị nông sản để tìm kiếm cơ hội cho vay ít phụ thuộc tài sản thế chấp. Đặc biệt, ngân hàng cần đơn giản các thủ tục và điều kiện vay vốn. Thay vì yêu cầu phải có sổ đỏ đất và các tài sản thế chấp khác, ngân hàng có thể xem xét tài sản trên đất, tài sản hình thành từ vốn vay, các hợp đồng liên kết trong sản xuất và tiêu thụ... để ra quyết định cho vay. Đồng thời, ngân hàng cần điều chỉnh cơ cấu nguồn vốn vay, nhất là các khoản vay trung hạn và dài hạn cho phù hợp với chu kỳ sản xuất kinh doanh nông nghiệp.

Đối với phía cầu tín dụng, các doanh nghiệp, hợp tác xã và hộ gia đình cần nâng cao năng lực quản trị tài chính và xây dựng các phương án sử dụng vốn khả thi. Bên cạnh đó, nhà nước đóng vai trò hết sức quan trọng trong việc đảm bảo tính chính xác và tin cậy của các thông tin về đăng ký kinh doanh, báo cáo kết quả kinh doanh của các doanh nghiệp, hợp tác xã để giúp ngân hàng dễ dàng hơn trong xét duyệt hồ sơ vay vốn. Đồng thời, Nhà nước cần nâng cấp hệ thống cơ sở hạ tầng giao thông để giảm chi phí giao dịch và nâng cao hiệu quả kinh doanh nông nghiệp. Trong dài hạn, nhà nước cần giữ vai trò kiến tạo, thúc đẩy quan hệ hợp tác nhiều bên giữa ngân hàng, doanh nghiệp, hợp tác xã, trang trại, nông dân và cơ quan nhà nước để cùng chia sẻ rủi ro và lợi ích trong kết nối cung cầu tín dụng nông nghiệp bền vững.

Ghi chú:

1.Theo Ngân hàng Thế giới, tỷ lệ này ở mức dưới 5% là có thể chấp nhận được và tốt nhất là ở mức 1-3%.

Lời thừa nhận/Cảm ơn: Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ phát triển khoa học và công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong đề tài mã số 502.01-2016.12”.

Tài liệu tham khảo:

- Asante-Addo, C., Mockshell, J., Zeller, M., Siddig, K. & Egyir, I. S. (2017), ‘Agricultural credit provision: What really determines farmers’ participation and credit rationing?’ *Agricultural Finance Review*, 77(2), 239-256.
- Bai, C., Shi, B., Liu, F., & Sarkis, J. (2019), ‘Banking credit worthiness: Evaluating the complex relationships’, *Omega*, 83, 26-38. DOI: <10.1016/j.omega.2018.02.001>.
- Barslund, M. & Tarp, F. (2008), ‘Formal and informal rural credit in four provinces of Vietnam’, *The Journal of Development Studies*, 44(4), 485-503. DOI: <10.1080/00220380801980798>.
- Birthal, P.S., Chand, R., Joshi, P.K., Saxena, R., Rajkhowa, P., Khan, M.T. & Chaudhary, K.R. (2017), ‘Formal versus informal: Efficiency, inclusiveness and financing of dairy value chains in Indian punjab’, *Journal of Rural Studies*, 54, 288-303.
- Bonnet, J., Cieply, S. & Dejardin, M. (2016), ‘Credit rationing or overlending? An exploration into financing imperfection’, *Applied Economics*, 48(57), 5563-5580.
- Chandio, A.A., Jiang, Y., Wei, F., Rehman, A. & Liu, D. (2017), ‘Farmers’ access to credit: Does collateral matter or cash flow matter?—Evidence from Sindh, Pakistan’, *Cogent Economics & Finance*, 5(1), 1369383.
- Chính Phủ (2018), *Nghị định số 116/2018/NĐ-CP về sửa đổi, bổ sung một số điều của Nghị định số 55/2015/NĐ-CP ngày 09 tháng 6 năm 2015 của Chính phủ về Chính sách tín dụng phục vụ phát triển nông nghiệp, nông thôn, ban hành ngày 07 tháng 9 năm 2018.*
- Chính Phủ (2017), *Quyết định Số 1819/QĐ-TTg về việc phê duyệt Kế hoạch cơ cấu lại ngành nông nghiệp giai đoạn 2017-2020, ban hành ngày 16 tháng 11 năm 2017.*
- Chính Phủ (2015), *Nghị định số 55/2015/NĐ-CP về “Chính sách tín dụng phục vụ phát triển nông nghiệp, nông thôn, ban hành ngày 09 tháng 6 năm 2015.*
- Cui, Y., Sun, G., Siddik, M.N.A., & Liu, X. (2017), ‘Analysis on determinants of rural household credit in China’, *Journal of Interdisciplinary Mathematics*, 20(5), 1179-1201. DOI: <10.1080/09720502.2017.1334361>.
- Cole, R. & Sokolyk, T. (2016), ‘Who needs credit and who gets credit? Evidence from the surveys of small business finances’, *Journal of Financial Stability*, 24, 40–60. DOI: <10.1016/j.jfs.2016.04.002>.
- DeLoach, S.B. & Smith-Lin, M. (2018), ‘The Role of Savings and Credit in Coping with Idiosyncratic Household Shocks’, *The Journal of Development Studies*, 54(9), 1513-1533. DOI: <10.1080/00220388.2017.1380795>.
- Diep Thanh Tung (2013), ‘Changes in the technical and scale efficiency of rice production activities in the Mekong delta, Vietnam’, *Agricultural and Food Economics*, December 2013, 1-16. DOI: <10.1186/2193-7532-1-16>.
- Dorflleitner, G., Just-Marx, S. & Priberny, C. (2017), ‘What drives the repayment of agricultural micro loans? Evidence from Nicaragua’, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 63, 89-100.
- Đỗ Xuân Luận & Bauer, S (2016), ‘Does credit access affect household income homogeneously across different groups of credit recipients? Evidence from rural Vietnam’, *Journal of Rural Studies*, 47, 186-203. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2016.08.001>.
- Heckman, J.J. & Vytlacil, E.J. (2001), ‘Instrumental variables, selection models, and tight bounds on the average treatment effect’, *In Econometric Evaluation of Labour Market Policies*, 1-15, Physica, Heidelberg.
- Jaffee, S.M, Dang Kim Son & Nguyen Do Anh Tuan (2016), ‘Agricultural modernization transforming Vietnamese agriculture: Gaining more for less’, *Vietnam Development Report*, 1(1), 1-152

- Karlan, D. & Morduch, J. (2010), 'Access to finance', In *Handbook of development economics*, 5, 4703-4784, Elsevier.
- Kemper, N., Ha, L.V. & Klump, R. (2015), 'Property Rights and Consumption Volatility: Evidence from a Land Reform in Vietnam', *World development*, 71, 107-130. DOI: <<https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2013.11.004>>.
- Niinimäki, J.P. (2018), 'Collateral in credit rationing in markets with asymmetric information', *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 68, 97-102.
- Nguyễn Đình Long & Nguyễn Thị Hải Yến (2016), 'Tái cơ cấu ngành nông nghiệp Việt Nam', *Tạp chí Khoa học xã hội Việt Nam*, 2(99), 8-16.
- Norton, E.C. & Dowd, B.E. (2018), 'Log odds and the interpretation of logit models', *Health Services Research*, 53(2), 859-878.
- Phan Đình Khoi & Gan, C. (2017), *Rural Credit Market and Microfinance in Vietnam*, Microfinance in Asia, 23-46, DOI: <https://doi.org/10.1142/9789813147959_0002>.
- Quach, M.H. (2017), 'Does access to credit improve household welfare in the long-run?', *The Journal of Developing Areas*, 51(1), 129-142.
- Simelton, E.S., Catacutan, D.C., Dao, T.C., Dam, B.V. & Le, T.D. (2017), 'Factors constraining and enabling agroforestry adoption in Viet Nam: a multi-level policy analysis', *Agroforestry Systems*, 91(1), 51-67. DOI: <[10.1007/s10457-016-9906-2](https://doi.org/10.1007/s10457-016-9906-2)>.
- Sohns, F. & Revilla Diez, J. (2017), 'Self-Employment and Its Influence on the Vulnerability to Poverty of Households in Rural Vietnam—A Panel Data Analysis', *Geographical Review*, 107(2), 336-359.
- Swinnen, J. & Kuijpers, R. (2017), 'Value chain innovations for technology transfer in developing and emerging economies: Conceptual issues, typology, and policy implications', *Food Policy*, DOI: <<https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2017.07.013>>.
- Tổng cục Thống kê (2017), *Niên giám Thống kê*, Nhà Xuất bản Thống kê, Hà Nội.
- Trædal, L.T. & Vedeld, P. (2018), 'Cultivating forests, 'The role of forest land in household livelihood adaptive strategies in the Bac Kan Province of northern Vietnam', *Land Use Policy*, 73, 249-258. DOI: <<https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2018.02.004>>.
- Uronu, A. & Ndiege, B.O. (2018), 'Rural Financial Inclusion: Prospects and Challenges of Collective Action in Extending Financial Services among Rural Smallholders Farmers in Tanzania', *International Journal of Agricultural Economics*, 3(2), 23.
- Ủy Ban nhân dân tỉnh Yên Bái (2015), *Quyết định số 27/QĐ-UBND về việc ban hành Quy định chính sách hỗ trợ phát triển sản xuất nông, lâm nghiệp và thủy sản gắn với tái cơ cấu ngành nông nghiệp tỉnh Yên Bái giai đoạn 2016 – 2020*, ban hành ngày 31 tháng 12 năm 2015.
- Zander, R. (2016), *Risks and Opportunities of Non-Bank-Based Financing for Agriculture: The Case of Agricultural Value Chain Financing*, German Development Institute.