

# Foreign ownership and risk taking behavior: Empirical evidence from Vietnamese listed firms

Nguyen Huu Truc\*

*Faculty of Finance-Banking and Business Administration, Quy Nhon University, Vietnam*

*Received: 12/11/2020; Accepted: 12/12/2020*

## ABSTRACT

This research investigates the effect of foreign ownership on corporate risk taking behavior. To measure the risk taking, the study employs two different proxies: idiosyncratic risk and total risk. The study uses the GMM estimator of dynamic panel data models to deal with endogeneity. Using a comprehensive data set for firms listed on Hochiminh Stock Exchange and Hanoi Stock Exchange from 2007 to 2017, the regression results show that foreign ownership increases corporate risk-taking. The results are consistent, regardless of how risk-taking is measured.

**Keywords:** *Risk-taking, foreign ownership, Vietnam.*

---

\*Corresponding author.

Email: [nguyenhuutruc@qnu.edu.vn](mailto:nguyenhuutruc@qnu.edu.vn)

# Sở hữu nước ngoài và hành vi chấp nhận rủi ro: Trường hợp các công ty niêm yết Việt Nam

Nguyễn Hữu Trúc\*

*Khoa Tài chính ngân hàng và Quản trị kinh doanh, Trường Đại học Quy Nhơn, Việt Nam*

*Ngày nhận bài: 12/11/2020; Ngày nhận đăng: 12/12/2020*

## TÓM TẮT

Nghiên cứu này xem xét tác động của sở hữu nước ngoài đến hành vi chấp nhận rủi ro của các công ty tại Việt Nam. Hành vi chấp nhận rủi ro được đo lường thông qua biến động của rủi ro đặc thù và rủi ro tổng thể. Để xử lý vấn đề nội sinh trong các nghiên cứu về quản trị công ty, nghiên cứu sử dụng mô hình GMM hệ thống để kiểm soát các nguồn gốc nội sinh nhằm đảm bảo các ước lượng mang lại kết quả nhất quán. Sử dụng dữ liệu của các công ty niêm yết trên hai Sở Giao dịch chứng khoán Hà Nội và Thành phố Hồ Chí Minh trong giai đoạn 2007 - 2017, kết quả hồi quy cho thấy sở hữu nước ngoài làm tăng hành vi chấp nhận rủi ro của các công ty tại Việt Nam với cả hai thước đo.

**Từ khóa:** *Chấp nhận rủi ro, sở hữu nước ngoài, Việt Nam.*

## 1. GIỚI THIỆU

Tầm quan trọng của việc chấp nhận rủi ro đã được đề cập trong nhiều nghiên cứu. Để mong đợi nhận được lợi nhuận cao, nhà đầu tư phải chấp nhận rủi ro nhiều hơn. Ở cấp độ công ty cũng tồn tại sự đánh đổi tương tự. Để tạo ra giá trị cho cổ đông, công ty phải đầu tư vào các dự án có rủi ro đặc thù cao. Tuy nhiên, các nhà quản lý thường miễn cưỡng thực hiện dự án như vậy.<sup>1</sup> Trong khi các cổ đông có thể dễ dàng loại bỏ rủi ro đặc thù của công ty bằng cách đa dạng hóa đầu tư thì các nhà quản lý vẫn tiếp tục phải gánh vác rủi ro đó. Do đó, các nhà quản lý có xu hướng muốn từ bỏ các dự án có rủi ro cao mặc dù có thể mang lại nhiều lợi nhuận. May<sup>2</sup> và Holmstrom<sup>3</sup> giải thích rằng các nhà quản lý cân nhắc đến lợi ích cá nhân của họ khi đưa ra các quyết định ảnh hưởng đến mức độ rủi ro của công ty. Bertrand và Mullainathan<sup>4</sup> chỉ ra rằng bất cứ khi nào họ

có cơ hội, các nhà quản lý công ty thường chọn chấp nhận ít rủi ro hơn.

Một số chủ sở hữu nước ngoài được chào mời tham gia nắm quyền sở hữu thường là đóng vai trò là các cổ đông lớn gánh vác vấn đề tăng vốn cho công ty từ đó làm tăng sự biến động của thu nhập công ty. Mặt khác, các chủ sở hữu nước ngoài cũng được tin rằng sẽ giúp cho công ty có thể áp dụng các tiến bộ mới vào các dự án chẳng hạn như giới thiệu công nghệ mới, cắt giảm chi phí, hạ giá thành hoặc thắt chặt sự kiểm soát trong quá trình sản xuất, từ đó làm tăng mức độ không chắc chắn trong dòng thu nhập của công ty. Frydman và cộng sự<sup>5</sup> cho rằng với nguồn lực tài chính và kỹ năng quản lý của mình, các nhà đầu tư nước ngoài có lợi thế hơn so với các chủ sở hữu khác và dẫn đến hiệu quả hoạt động tích cực hơn. Ngoài ra, tư nhân hóa phát hành cổ phiếu mở cửa cho các khoản đầu tư nước ngoài

\*Tác giả liên hệ chính.

Email: [nguyenhuutruc@qnu.edu.vn](mailto:nguyenhuutruc@qnu.edu.vn)

dẫn đến việc sở hữu nước ngoài có nhiều khả năng thúc đẩy cải thiện quản trị cấp công ty hơn là các nhà đầu tư trong nước.<sup>6,7</sup> John và cộng sự<sup>8</sup> kết luận rằng quản trị hiệu quả sẽ tác động tích cực đến việc chấp nhận rủi ro của doanh nghiệp. Ngoài ra, sự tham gia của nhà đầu tư nước ngoài sẽ giúp các công ty tăng cường nguồn vốn đầu tư quốc tế. Sự đa dạng hóa này sau đó rất có thể sẽ thúc đẩy việc chấp nhận rủi ro của công ty.<sup>9</sup>

Nghiên cứu này xem xét tác động của sở hữu nước ngoài đến hành vi chấp nhận rủi ro của các công ty Việt Nam. Tác động của các nhà đầu tư nước ngoài được kỳ vọng là tích cực vì họ có xu hướng thường là các tổ chức lớn có quyền ảnh hưởng đến chính sách của một công ty.<sup>6,10,11</sup> Ngoài ra, họ cũng là những nhà đầu tư thích rủi ro khi đưa hoạt động đầu tư của mình vượt ra khỏi lãnh thổ quốc gia. Để làm được điều đó, các nhà đầu tư nước ngoài phải là những người có kỹ năng quản lý, đánh giá được đối tượng đầu tư tiềm năng. Sự tham gia sở hữu của nhà đầu tư nước ngoài làm cho các chiến lược đầu tư của công ty theo hướng chấp nhận rủi ro nhiều hơn. Sự hiện diện của chủ sở hữu nước ngoài cung cấp cơ chế giám sát mạnh mẽ đối với các nhà quản lý, từ đó góp phần làm cho quản trị công ty trở nên hiệu quả hơn.<sup>7,12</sup>

Về thước đo hành vi chấp nhận rủi ro, nhiều nghiên cứu đo lường mức độ chấp nhận rủi ro bởi biến động thu nhập từ số liệu kế toán (chẳng hạn tỷ suất sinh lời của tổng tài sản (ROA)<sup>8,13-15</sup> hay tỷ suất sinh lời của vốn chủ sở hữu (ROE).<sup>9,15</sup> Tuy nhiên kết quả thu nhập từ dữ liệu kế toán có thể bị thao túng bởi hành vi quản trị thu nhập. Trên thế giới đã có hàng loạt vụ bê bối kế toán liên quan đến hành vi quản trị thu nhập.<sup>16</sup> Tại Việt Nam cũng diễn ra phổ biến hiện tượng thao túng báo cáo tài chính.<sup>17,18</sup> Như vậy, sử dụng các số liệu kế toán để đo lường rủi ro có thể phản ánh không chính xác hành vi chấp nhận rủi ro của công ty tại Việt Nam. Do đó, tương tự một số nghiên cứu khác, trong bài báo này tác giả sử dụng biến động tỷ suất sinh lời của cổ phiếu công ty trên thị trường chứng khoán để đo lường hành vi chấp nhận rủi ro. Cụ thể, chấp nhận rủi ro đo lường thông qua biến động của

rủi ro toàn bộ,<sup>13,19,20</sup> rủi ro hệ thống và rủi ro đặc thù.<sup>19,20</sup>

Về kết quả thực nghiệm, tác động thuận chiều của sở hữu nước ngoài đến hành vi chấp nhận rủi ro được đề cập trong nhiều nghiên cứu nước ngoài. Các nghiên cứu này cho rằng các công ty có quyền sở hữu của các nhà đầu tư nước ngoài thường gắn với giá trị công ty cao hơn, điều này là kết quả của các chính sách đầu tư rủi ro hơn.<sup>8,21</sup> Kết quả nghiên cứu của Doidge và cộng sự<sup>22</sup> và Leuz và cộng sự<sup>23</sup> cũng kết luận rằng các chủ sở hữu nước ngoài gắn với mức độ chấp nhận rủi ro của công ty nhiều hơn. Tại Việt Nam, nghiên cứu của Vo<sup>15</sup> cũng đưa ra bằng chứng rằng mối quan hệ của sở hữu nước ngoài và mức độ chấp nhận rủi ro là quan hệ thuận chiều. Tuy nhiên, nghiên cứu chỉ sử dụng hồi quy OLS và FEM để kiểm định mối quan hệ mà chưa đề cập đến việc xử lý các nguồn gốc nội sinh, đặc biệt là nội sinh động có thể dẫn đến những hậu quả nghiêm trọng cho việc suy luận.<sup>24</sup>

Mục đích của bài báo này là nhằm nghiên cứu tác động của sở hữu nước ngoài đến hành vi chấp nhận rủi ro của các công ty niêm yết trên Thị trường chứng khoán Việt Nam. Như đã đề cập, tại thị trường Việt Nam hiện tượng thao túng báo cáo tài chính vẫn còn diễn ra với các hình thức khác nhau, tác giả sử dụng biến động của rủi ro tổng thể và rủi ro đặc thù để đo lường hành vi chấp nhận rủi ro. Nghiên cứu này có ý nghĩa quan trọng cả về mặt học thuật và thực tiễn. Về mặt học thuật, nghiên cứu làm rõ mối quan hệ giữa sở hữu nước ngoài và hành vi chấp nhận rủi ro trong bối cảnh một quốc gia đang phát triển là Việt Nam. Về mặt thực tiễn, nghiên cứu cung cấp minh chứng khoa học cho việc xây dựng và thực hiện các chính sách nhằm phát huy ảnh hưởng tích cực của nhà đầu tư nước ngoài tại các công ty niêm yết tại Việt Nam.

Để xử lý vấn đề nội sinh trong các nghiên cứu về quản trị công ty, bao gồm các yếu tố không thể quan sát được, tính đồng thời và nội sinh động có thể dẫn đến những hậu quả nghiêm trọng cho việc suy luận. Tương tự Wintoki và cộng sự<sup>24</sup>, tác giả sử dụng mô hình GMM hệ

thống để kiểm soát cả ba loại nội sinh nhằm đảm bảo các ước lượng mang lại kết quả nhất quán.

## 2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT

Djankov và Murrell<sup>25</sup> và Estrin và cộng sự,<sup>26</sup> trong cuộc khảo sát về tác động của cổ phần hóa trong các nền kinh tế đang chuyển đổi cho thấy rằng cổ phần hóa có sự tham gia sở hữu của nhà đầu tư nước ngoài làm tăng hiệu quả quản lý và tái cấu trúc cho công ty nhiều hơn. Cụ thể, quá trình tái cấu trúc khi có sự tham gia của các nhà đầu tư nước ngoài làm tăng sự biến động của các dòng thu nhập của công ty bởi vì họ vừa là những nhà đầu tư có xu hướng ưa thích rủi ro khi quyết định đầu tư ra khỏi lãnh thổ quốc gia vừa có kỹ năng quản lý cao có thể mang đến khả năng vận dụng các cải tiến mới cho các dự án của công ty mà họ đầu tư. Hơn nữa, Gillan và Starks<sup>6</sup> và Ferreira và Matos<sup>7</sup> nhận thấy rằng các chủ sở hữu nước ngoài cung cấp sự ủng hộ tích cực hơn so với các nhà đầu tư trong nước trong việc xây dựng cơ chế quản trị công ty hiệu quả hơn, từ đó ảnh hưởng đến các quyết định trong chính sách đầu tư của công ty. Tương tự, Stulz<sup>27</sup> lập luận rằng việc mở cửa thị trường vốn cho các nhà đầu tư nước ngoài tham gia giúp cải thiện tình hình quản trị công ty và vì thế ảnh hưởng đến hành vi chấp nhận rủi ro của các nhà quản lý.<sup>8</sup> Doidge và cộng sự<sup>22</sup> và Leuz và cộng sự<sup>23</sup> nhận thấy rằng các nhà đầu tư nước ngoài sẽ tránh các công ty có quản trị kém bởi vì nó thường liên quan với vấn đề bất cân xứng thông tin nghiêm trọng, điều này không những gây thiệt hại cho các nhà đầu tư nước ngoài mà còn gây bất lợi cho nhà quản lý công ty khi cân nhắc hành vi chấp nhận rủi ro. Tương tự như vậy, Denis và McConnell<sup>21</sup> kết luận rằng các công ty có quyền sở hữu có sự tham gia của các nhà đầu tư nước ngoài thường gắn với giá trị công ty cao hơn, điều này là kết quả của các chính sách đầu tư rủi ro hơn (tương tự John và cộng sự<sup>8</sup>). Kết quả nghiên cứu của Doidge và cộng sự<sup>22</sup> kết luận rằng các chủ sở hữu nước ngoài gắn với mức độ chấp nhận rủi ro của công ty nhiều hơn.

Tại Việt Nam, nghiên cứu của Vo<sup>15</sup> cũng kết luận rằng sở hữu nước ngoài và mức độ chấp

nhận rủi ro có mối quan hệ thuận chiều. Tuy nhiên, nghiên cứu chỉ dừng lại ở việc sử dụng hồi quy OLS và FEM để kiểm định mối quan hệ. Trong khi đó, việc bỏ qua các nguồn gốc nội sinh, đặc biệt là nội sinh động có thể dẫn đến những hậu quả nghiêm trọng cho việc suy luận.<sup>24</sup> Do đó, cần tiếp tục nghiên cứu để kiểm chứng tác động của sở hữu nước ngoài đến hành vi chấp nhận rủi ro tại Việt Nam có kiểm soát vấn đề nội sinh.

Giả thuyết được đưa ra trong nghiên cứu này như sau:

*Sở hữu nước ngoài có tác động tích cực đến hành vi chấp nhận rủi ro của các nhà quản lý tại các công ty niêm yết tại Việt Nam.*

## 3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

### 3.1. Nguồn dữ liệu

Bài báo này sử dụng dữ liệu của các công ty niêm yết phi tài chính trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh và Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội giai đoạn 2007 - 2017. Dữ liệu bao gồm các thông tin trên các báo cáo tài chính và thông tin về giá cổ phiếu trên sàn giao dịch chứng khoán. Dữ liệu được cung cấp bởi FiinGroup (trước đây là StockPlus), nhà cung cấp dữ liệu kinh tế tài chính hàng đầu tại Việt Nam. Mẫu nghiên cứu không bao gồm các tổ chức tài chính (ngân hàng, công ty chứng khoán và công ty bảo hiểm) vì các công ty này khác nhau về đặc điểm kinh doanh, đặc điểm tài chính và các yêu cầu quản lý cụ thể so với các công ty niêm yết phi tài chính. Dữ liệu sau khi thu thập được tiến hành loại bỏ các giá trị ngoại lai để đảm bảo kết quả đáng tin cậy. Mẫu cuối cùng dựa trên một bảng dữ liệu không cân bằng bao gồm 577 công ty niêm yết phi tài chính.

### 3.2. Đo lường các biến

#### 3.2.1. Biến phụ thuộc

Để xem xét ảnh hưởng của sở hữu nước ngoài đến hành vi chấp nhận rủi ro tại các công ty niêm yết Việt Nam, nghiên cứu sử dụng hai cách đo lường rủi ro.

Đầu tiên, tác giả tính độ lệch chuẩn của tỷ suất sinh lời hàng tuần trong mỗi năm của cổ

phiếu và sử dụng biến này đại diện cho rủi ro tổng thể (Stdret). Thước đo này phù hợp với các nghiên cứu trước đây.<sup>13,20,28</sup>

Thứ hai, mức độ chấp nhận rủi ro của công ty được đo lường bằng rủi ro đặc thù (Ivol). Tương tự Akbar và cộng sự,<sup>29</sup> Jiraporn và Lee,<sup>20</sup> tác giả tính độ lệch chuẩn của phần dư từ mô hình thị trường dưới đây:<sup>30</sup>

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 r_{M,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Trong đó:

$r_{i,t}$ : Tỷ suất sinh lợi cổ phiếu  $i$  trong tuần thứ  $t$  của mỗi năm.

$r_{M,t}$ : Tỷ suất sinh lợi của danh mục thị trường trong tuần thứ  $t$  của mỗi năm. Danh mục thị trường được xác định bao gồm toàn bộ cổ phiếu niêm yết trên mỗi Sở Giao dịch tương ứng.

$\varepsilon_{i,t}$ : Phần dư ngẫu nhiên.

### 3.2.2. Biến độc lập:

Sở hữu nước ngoài (Foreign), nhận giá trị bằng 1 nếu quyền sở hữu công ty có sự tham gia của nhà đầu tư nước ngoài, còn lại bằng 0).<sup>31</sup>

### 3.2.3. Biến kiểm soát:

Các biến kiểm soát dựa trên các nghiên cứu trước đây.<sup>14,20</sup> Quy mô công ty (Size) được đo lường bởi logarit tự nhiên của tổng tài sản; đòn bẩy tài chính (Lev) là tỉ lệ nợ trên tổng tài sản; chi tiêu đầu tư (Capex) là tỉ lệ chi tiêu vốn đầu tư trên tổng tài sản; dòng tiền (Cashflows) là tỉ số của dòng tiền tự do trên tổng tài sản; giá trị Tobin'Q (TobinQ) đo bằng giá trị thị trường trên giá trị sổ sách của tài sản.

### 3.3. Mô hình phân tích

Wintoki và cộng sự<sup>24</sup> chỉ ra rằng rất nhiều nghiên cứu chỉ ra rằng có ít nhất hai nguồn nội sinh tiềm ẩn trong các nghiên cứu về quản trị công ty, đó là các yếu tố không thể quan sát được và tính đồng thời. Một nguồn nội sinh khác thường bị bỏ qua là nội sinh động, bỏ qua những nguồn nội sinh này dẫn đến những hậu quả nghiêm trọng cho việc suy luận. Do đó, tác giả dựa theo Wintoki và cộng sự<sup>24</sup> sử dụng mô hình GMM hệ thống để kiểm soát cả ba loại nội sinh nhằm đảm bảo các

ước lượng mang lại kết quả nhất quán. Phương pháp này lấy độ trễ của biến phụ thuộc và các biến giải thích để sử dụng làm biến công cụ. Độ trễ của các biến đo lường mức độ chấp nhận rủi ro (biến phụ thuộc) được đưa vào mô hình để nắm bắt tác động của việc chấp nhận rủi ro trong quá khứ đối với việc chấp nhận rủi ro ở hiện tại. Theo Wintoki và cộng sự,<sup>24</sup> mô hình động có dạng: *hành vi chấp nhận rủi ro của công ty = f(chấp nhận rủi ro của công ty trong quá khứ, sở hữu nước ngoài, đặc điểm của công ty, tác động cố định)*.

Do đó, tác giả sử dụng mô hình thực nghiệm sau để xem xét ảnh hưởng của sở hữu nước ngoài đến hành vi chấp nhận rủi ro của nhà quản lý:

$$CRT_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 CRT_{i,t-1} + \beta_2 Foreign_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \beta_4 Leverage_{i,t} + \beta_5 Capex_{i,t} + \beta_6 Cashflows_{i,t} + \beta_7 Tobin's Q_{i,t} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Trong đó,  $CRT_{i,t}$  thể hiện hành vi chấp nhận rủi ro đo lường bởi rủi ro đặc thù và rủi ro toàn bộ của công ty  $i$  trong thời gian  $t$  như ở mục (3.2.1).  $CRT_{i,t-1}$  là biến độ trễ của biến phụ thuộc.  $Foreign_{i,t}$  là biến giả thể hiện quyền sở hữu công ty của nhà đầu tư nước ngoài của công ty  $i$  trong thời gian  $t$ , nhận các giá trị như ở mục (3.2.2). Các biến kiểm soát đặc thù của doanh nghiệp (bao gồm *Size*, *Leverage*, *Capex*, *Cashflows*, *Tobin's Q*) của công ty  $i$  trong thời gian  $t$  như đã trình bày ở phần (3.2.3) đo lường các biến. Nghiên cứu thực hiện kiểm soát hiệu ứng năm (*Year*) và hiệu ứng ngành (*Industry*) trong các phân tích nhằm kiểm soát tác động chi phối của thời gian và ngành đến hành vi chấp nhận rủi ro;  $\varepsilon_{i,t}$  là phần dư tương ứng của công ty  $i$  trong thời gian  $t$ .

## 4. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

### 4.1. Thống kê mô tả và ma trận tương quan

Bảng 1 trình bày kết quả thống kê mô tả của các biến trong mô hình nghiên cứu sau khi đã được xử lý loại bỏ các giá trị ngoại lai. Mức chấp nhận rủi ro trung bình của các công ty trong khoảng thời gian nghiên cứu là 0,134 khi đo lường chấp nhận rủi ro bởi rủi ro tổng thể và 0,054 khi đo lường bởi rủi ro đặc thù.

Bảng 1. Thống kê mô tả các biến nghiên cứu

| Biến              | Số quan sát | Giá trị trung bình | Độ lệch chuẩn | Phân vị 90% | Giá trị trung vị | Phân vị 10% |
|-------------------|-------------|--------------------|---------------|-------------|------------------|-------------|
| <i>Stdret</i>     | 4.877       | 0,134              | 0,066         | 0,232       | 0,120            | 0,061       |
| <i>Ivol</i>       | 4.777       | 0,054              | 0,019         | 0,082       | 0,051            | 0,031       |
| <i>Foreign</i>    | 5.337       | 0,768              | 0,422         | 1,000       | 1,000            | 0,000       |
| <i>Size</i>       | 5.867       | -0,929             | 1,424         | 0,891       | -0,998           | -2,789      |
| <i>Leverage</i>   | 5.863       | 0,502              | 0,228         | 0,792       | 0,529            | 0,175       |
| <i>Capex</i>      | 5.566       | 0,006              | 0,041         | 0,084       | -0,001           | -0,043      |
| <i>Cash flows</i> | 4.262       | 0,101              | 0,079         | 0,215       | 0,088            | 0,017       |
| <i>Tobin's Q</i>  | 5.863       | 1,028              | 0,330         | 1,642       | 0,960            | 0,665       |

Nguồn: tác giả tổng hợp từ STATA

Kết quả ở Bảng 2 thể hiện hệ số tương quan Pearson giữa các biến độc lập trong mô hình. Theo Gujarati<sup>32</sup> đa cộng tuyến không phải là vấn đề nghiêm trọng nếu hệ số tương quan giữa hai biến độc lập nhỏ hơn 0,8. Có thể thấy

mức độ tương quan giữa các biến độc lập khá thấp. Do vậy, có thể loại bỏ khả năng xảy ra đa cộng tuyến trong các phân tích hồi quy của mô hình nghiên cứu đã đề xuất.

Bảng 2. Ma trận hệ số tương quan giữa các biến

| Biến             | <i>Stdret</i> | <i>Ivol</i> | <i>Size</i> | <i>Leverage</i> | <i>Cash flows</i> | <i>Capex</i> | <i>Tobin's Q</i> |
|------------------|---------------|-------------|-------------|-----------------|-------------------|--------------|------------------|
| <i>Stdret</i>    | 1,000         |             |             |                 |                   |              |                  |
| <i>Ivol</i>      | 0,711         | 1,000       |             |                 |                   |              |                  |
|                  | 0,000         |             |             |                 |                   |              |                  |
| <i>Size</i>      | -0,179        | -0,328      | 1,000       |                 |                   |              |                  |
|                  | 0,000         | 0,000       |             |                 |                   |              |                  |
| <i>Leverage</i>  | 0,068         | 0,065       | 0,326       | 1,000           |                   |              |                  |
|                  | 0,000         | 0,000       | 0,000       |                 |                   |              |                  |
| <i>Capex</i>     | 0,0346        | 0,003       | 0,074       | 0,072           | 1,000             |              |                  |
|                  | 0,017         | 0,846       | 0,000       | 0,000           |                   |              |                  |
| <i>Cashflows</i> | -0,086        | -0,127      | -0,044      | -0,387          | 0,020             | 1,000        |                  |
|                  | 0,000         | 0,000       | 0,004       | 0,000           | 0,019             |              |                  |
| <i>Tobin's Q</i> | -0,166        | -0,149      | 0,113       | -0,071          | 0,032             | 0,460        | 1,000            |
|                  | 0,000         | 0,000       | 0,000       | 0,000           | 0,016             | 0,000        |                  |

Nguồn: tác giả tổng hợp từ STATA

4.2. Kết quả thực nghiệm

Kết quả hồi quy của mô hình nghiên cứu được thể hiện ở Bảng 3. Cột (1) thể hiện kết quả ước lượng khi hành vi chấp nhận rủi ro đo lường bởi rủi ro toàn bộ, cột (2) là kết quả khi đo lường bởi

rủi ro đặc thù. Cả hai mô hình được thực hiện hồi quy bằng phương pháp GMM hệ thống để xử lý vấn đề nội sinh. Với mỗi thước đo, tác giả thực hiện kiểm soát hiệu ứng năm và hiệu ứng ngành. Kết quả cho thấy biến sở hữu nước ngoài

có tác động mạnh (có mức ý nghĩa thống kê 1%) và thuận chiều đến biến động rủi ro tổng thể và rủi ro đặc thù. Tác động thuận chiều đã cung cấp bằng chứng ủng hộ cho giả thuyết nghiên cứu đã đề cập rằng sở hữu nước ngoài có tác động tích cực đến hành vi chấp nhận rủi ro của các nhà quản lý tại các công ty niêm yết tại Việt Nam. Điều này cho thấy các nhà đầu tư nước ngoài là những nhà đầu tư thích rủi ro khi quyết định đầu tư ra ngoài lãnh thổ quốc gia sẽ có tác động đến việc lựa chọn các chiến lược đầu tư của công ty theo hướng rủi ro nhiều hơn. Bên cạnh đó, họ có nhiều kỹ năng quản lý tốt giúp cho công ty có thể vận dụng được các cải tiến mới vào các dự án đầu tư. Các dự án rủi ro cao và được quản trị tốt giúp cho công ty có khả năng nhận được nhiều lợi nhuận, đồng nghĩa với biến động dòng thu nhập của công ty cao hơn. Do đó, sở hữu nước ngoài làm tăng mức độ chấp nhận rủi ro của công ty. Điều này cũng phù hợp với quan điểm cho rằng các nhà đầu tư nước ngoài thường tránh các công ty có quản trị kém và có vấn đề bất cân xứng thông tin nghiêm trọng. Họ có kỹ năng để lựa chọn được các công ty có quản trị tốt, điều này cũng thường gắn với kết quả kinh doanh của công ty tốt hơn. Do đó, sở hữu nước ngoài gắn với mức độ chấp nhận rủi ro cao hơn. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của các nghiên cứu tiền nhiệm.<sup>14,15,22</sup>

**Bảng 3.** Sở hữu nước ngoài và hành vi chấp nhận rủi ro

|                                     | <i>Stdret</i>         | <i>Ivol</i>            |
|-------------------------------------|-----------------------|------------------------|
| <i>Biến độc lập</i>                 | (1)                   | (2)                    |
| <i>Stdret</i> <sub><i>t-1</i></sub> | 0,1058***<br>(5,78)   |                        |
| <i>Ivol</i> <sub><i>t-1</i></sub>   |                       | 0,1182***<br>(3,81)    |
| <i>Foreign</i>                      | 0,1058***<br>(9,72)   | 0,0264***<br>(7,74)    |
| <i>Size</i>                         | -0,0076***<br>(-6,75) | -0,0057***<br>(-14,57) |
| <i>Lev</i>                          | 0,036**<br>(2,24)     | 0,0423***<br>(8,94)    |

Wintoki và cộng sự<sup>24</sup> đã chỉ rõ rằng tương quan chuỗi có thể tồn tại trong AR (1) nhưng không nên có tương quan chuỗi trong AR (2). Kết quả ước lượng cho thấy giá trị p-value của AR (2) trong mô hình (1) và (2) lần lượt là 0,636 và 0,759 (đều lớn hơn 0,1). Những giá trị này cho thấy không có mối tương quan chuỗi trong AR (2). Ngoài ra, kết quả của kiểm định Hansen cho tính hiệu lực của mô hình có giá trị p-value là 0,574 trong mô hình (1) và 0,122 trong mô hình (2) cho thấy các công cụ được sử dụng trong nghiên cứu này là hợp lệ. Cuối cùng là kiểm định khác biệt Hansen cho giá trị p-value là 0,944 và 0,496 trong mô hình (1) và (2) cho thấy tính vấn đề nội sinh đã được xử lý bởi các công cụ phù hợp được sử dụng trong mô hình. Giá trị p-value của kiểm định khác biệt Hansen cho thấy rằng các công cụ được sử dụng trong bài báo này là ngoại sinh.

Ngoài ra, kết quả hồi quy cho thấy chiều hướng tác động nhất quán đối với cả hai thước đo là rủi ro tổng thể và rủi ro đặc thù. Điều này chứng tỏ những ảnh hưởng từ độ rộng lớn của thị trường khi đo lường hành vi chấp nhận rủi ro bằng rủi ro toàn bộ so với rủi ro đặc thù không ảnh hưởng đến hướng tác động của mối quan hệ trên.

|                                             |                     |                       |
|---------------------------------------------|---------------------|-----------------------|
| <i>Capex</i>                                | 0,166***<br>(3,50)  | 0,0349***<br>(2,80)   |
| <i>Cashflows</i>                            | -0,041<br>(-1,25)   | 0,0511***<br>(6,08)   |
| <i>Tobin's Q</i>                            | -0,015**<br>(-2,16) | -0,0124***<br>(-6,13) |
| <i>Tác động cố định theo năm</i>            | <i>Có</i>           | <i>Có</i>             |
| <i>Tác động cố định theo ngành</i>          | <i>Có</i>           | <i>Có</i>             |
| <i>Số quan sát</i>                          | 1705                | 1687                  |
| <i>Số nhóm</i>                              | 424                 | 424                   |
| <i>Số công cụ</i>                           | 180                 | 195                   |
| <i>AR (1) (p-value)</i>                     | 0,000               | 0,000                 |
| <i>AR (2) (p-value)</i>                     | 0,636               | 0,759                 |
| <i>Kiểm định Hansen (p-value)</i>           | 0,574               | 0,122                 |
| <i>Kiểm định khác biệt Hansen (p-value)</i> | 0,944               | 0,496                 |

Nguồn: tính toán của tác giả từ STATA

Ghi chú: Giá trị trong ngoặc đơn là giá trị p-value của các hệ số hồi quy; \*, \*\*, \*\*\* thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 10%, 5%, và 1%.

5. KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý

Bài báo này nghiên cứu tác động của sở hữu nước ngoài đến hành vi chấp nhận rủi ro của các nhà quản lý tại các công ty niêm yết phi tài chính Việt Nam từ năm 2007 đến 2017. Tác giả đo lường mức độ chấp nhận rủi ro của công ty thông qua biến động của tỷ suất sinh lời của chứng khoán trên thị trường, cụ thể là biến động của rủi ro tổng thể và rủi ro đặc thù. Sử dụng bảng dữ liệu không cân và phương pháp ước lượng GMM hệ thống hai bước, kết quả ước lượng cho thấy sở hữu nước ngoài làm tăng hành vi chấp nhận rủi ro của nhà quản lý tại Việt Nam. Kết quả này cho thấy các nhà đầu tư nước ngoài tác động đến việc lựa chọn các chiến lược của công ty theo hướng chấp nhận rủi ro nhiều hơn. Điều này dẫn đến biến động các dòng thu nhập của công ty cao hơn. Bên cạnh đó, mức biến động cao của thu nhập công ty còn đến từ việc nhà đầu tư nước ngoài đóng góp các kỹ năng quản lý mới hay sự ủng hộ tích cực trong việc xây dựng cơ chế quản trị của công ty tốt hơn. Như vậy, quản trị công ty tốt trong bối cảnh công ty có nhiều dự án rủi ro

làm cho thu nhập của công ty có xu hướng biến động cao hơn và theo hướng tích cực. Do đó, sở hữu nước ngoài thúc đẩy hành vi chấp nhận rủi ro của các nhà quản lý công ty.

Như vậy, để phát huy được những ảnh hưởng tích cực của nhà đầu tư nước ngoài đối với quản trị công ty, các cơ quan chức năng cần ban hành và sửa đổi các chính sách phù hợp để mở cửa thị trường vốn và thu hút sự tham gia sở hữu của các nhà đầu tư nước ngoài. Các nguyên tắc quản trị công ty cũng phải được quy định rõ nhằm tạo cơ chế minh bạch, giảm vấn đề bất cân xứng thông tin để thu hút nhà đầu tư nước ngoài tham gia sở hữu. Từ đó, công ty có thể huy động thêm vốn để mở rộng sản xuất kinh doanh, đồng thời vận dụng được các cải tiến mới, xây dựng cơ chế quản trị công ty hiệu quả hơn.

Lời cảm ơn:

Nghiên cứu này được thực hiện trong khuôn khổ đề tài khoa học công nghệ cấp cơ sở của Trường Đại học Quy Nhơn với mã số T2019.631.26.

## TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Fama, E. Agency Problems and the Theory of the Firm, *Journal of Political Economy*, **1980**, 88(2), 288-307.
2. May, D. Do managerial motives influence firm risk reduction strategies? *Journal of Finance*, **1995**, 50, 1291-1308.
3. Holmstrom, B. Managerial incentive problems: a dynamic perspective. *The Review of Economic Studies*, **1999**, 66, 169-182.
4. Bertrand, M., Mullainathan, S. Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences, *Journal of Political Economy*, **2003**, 111, 1043-1075.
5. Frydman, R., Gray, C., Hessel, M., Rapaczynski, A. When does privatization work? The impact of private ownership on corporate performance in the transition economies, *Quarterly Journal of Economics*, **1999**, 114, 1153-1191.
6. Gillan, S. L., Starks, L. T. Corporate governance, corporate ownership, and the role of institutional investors: A global perspective, *Journal of Applied Finance*, **2003**, 13, 4-22.
7. Ferreira, M.A., Matos, P. The colors of investors' money: The role of institutional investors around the world, *Journal of Financial Economics*, **2008**, 88, 499-533.
8. John, K., Litov, L. & Yeung, B. Corporate Governance and Risk-Taking. *The Journal of Finance*, **2008**, 6(4), 1679-1728.
9. Faccio, M., Marchica, M. T. & Mura, R. Large Shareholder Diversification and Corporate Risk-Taking, *Review of Financial Studies*, **2011**, 24(11), 3601-3641.
10. Shleifer, A., Vishny, R. Large shareholders and corporate control, *Journal of Political Economy*, **1986**, 94, 461-488.
11. Cronqvist, H., Fahlenbrach, R. Large shareholders and corporate policies. *The Review of Financial Studies*, **2009**, 22, 3941-3976.
12. Jackson, G., Moerke, A. Continuity and change in corporate governance: comparing Germany and Japan, *Corporate Governance: An International Review*, **2005**, 13, 351-361.
13. Cheng, S. Board size and the variability of corporate performance, *Journal of Financial Economics*, **2008**, 87(1), 157-176.
14. Boubakri, N., Cosset, J. C. & Saffar, W. The role of state and foreign owners in corporate risk-taking: Evidence from privatization, *Journal of Financial Economics*, **2013**, 108(3), 641-658.
15. Vo, Xuan Vinh. Foreign investors and corporate risk taking behavior in an emerging market, *Finance Research Letters*, **2016**, 18, 273-277.
16. Goncharov, I. *Earnings Management and its Determinants: Closing Gaps in Empirical Accounting Research*, Peter Lang Publisher, 2005.
17. Phạm Thị Bích Vân. Các cách đo lường sự trung thực của chỉ tiêu lợi nhuận, *Tạp chí Ngân hàng*, **2013**, 1, 39-47.
18. Nguyễn Thị Ngọc Lan. *Nghiên cứu tác động của quản trị thu nhập đến lợi suất chứng khoán của các công ty phi tài chính niêm yết trên Thị trường chứng khoán Việt Nam*, Luận án tiến sĩ kinh tế, Trường Đại học kinh tế quốc dân, 2017.
19. Nguyen, P. Corporate governance and risk-taking: Evidence from Japanese firms, *Pacific-Basin Finance Journal*, **2011**, 19(3), 278-297.
20. Jiraporn, P. & Lee, S. M. How do Independent Directors Influence Corporate Risk-Taking? Evidence from Quasi-Natural Experiment, *International Review of Finance*, **2011**, doi: 10.1111/irfi.12144.
21. Denis, D. K., McConnell, J. J. International corporate governance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **2003**, 38, 1-36.
22. Doidge, C., Karolyi, G., Lins, K., Miller, D., Stulz, R. Private benefits of control, ownership, and the cross-listing decision, *Journal of Finance*, **2009**, 64, 425-466.
23. Leuz, C., Lins, K., Warnock, F. Do foreigners invest less in poorly governed firms? *Review of Financial Studies*, **2009**, 22, 3245-3285.
24. Wintoki, M. B., Linck, J. S., & Netter, J. M. Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance, *Journal of Financial Economics*, **2012**, 105(3), 581-606.

25. Djankov, S., Murrell, P. Enterprise restructuring in transition: A quantitative survey, *Journal of Economic Literature*, **2002**, 40, 739–792
26. Estrin, S., Hanousek, J., Kocenda, E., Svejnar, J. The effects of privatization and ownership in transition economies, *Journal of Economic Literature*, **2009**, 47, 699–728.
27. Stulz, R. Globalization, corporate finance, and the cost of capital, *Journal of Applied Corporate Finance*, **1999**, 12, 8–25.
28. Koerniadi, H., Krishnamurti, C. & Tourani-Rad, A. Corporate governance and risk-taking in New Zealand, *Australasian Journal of Management*, **2014**, 39(2), 3-18.
29. Akbar, S., Kharabsheh, B., Poletti-Hughes, J. & Ali Shah, S. H. Board structure and corporate risk taking in the UK financial sector, *International Review of Financial Analysis*, **2017**, doi: [10.1016/j.irfa.2017.02.001](https://doi.org/10.1016/j.irfa.2017.02.001)
30. Adams, R. B., Almeida, H. & Ferreira, D. Powerful CEOs and Their Impact on Corporate Performance, *Review of Financial Studies*, **2005**, 18(4), 1403–1432.
31. Guadalupe, M., Kuzmina, O., & Thomas, C. Innovation and Foreign Ownership. *American Economic Review*, **2012**, 102(7), 3594–3627.
32. Gujarati, D.N. *Basic Econometrics*, 4<sup>th</sup> edition, McGRAW-HILL, 2003.