

Tập trung quyền sở hữu, tính độc lập của ban quản trị và hành vi chấp nhận rủi ro: Bảng chứng tại Việt Nam

LÊ ĐẠT CHÍ

Trường Đại học Kinh tế TP.HCM – chitcdn@ueh.edu.vn

TRẦN HOÀI NAM

tranhoainam.ueh@gmail.com

Ngày nhận:

04/05/2017

Ngày nhận lại:

27/05/2017

Ngày duyệt đăng:

31/05/2017

Mã số:

0517-G32-V03

Nghiên cứu nhằm mục đích xem xét tác động của sự tập trung quyền sở hữu và tính độc lập của ban quản trị lên hành vi chấp nhận rủi ro của các công ty niêm yết tại VN. Sử dụng mẫu dữ liệu có tính đại diện cao trong giai đoạn 2008–2015 cũng như áp dụng các kỹ thuật ước lượng chuyên biệt nhằm xử lý các vấn đề về kinh tế lượng, nghiên cứu phát hiện mối quan hệ nghịch biến (đồng biến) giữa tập trung quyền sở hữu (tính độc lập của ban quản trị) và hành vi chấp nhận rủi ro của doanh nghiệp. Kết quả xác nhận tầm quan trọng của 2 cơ chế quản trị doanh nghiệp đặc thù, gồm: Cấu trúc sở hữu và cơ cấu ban quản trị trong mối liên hệ với đặc tính rủi ro của các quyết định doanh nghiệp trong bối cảnh VN.

Abstract

Từ khóa:

Chấp nhận rủi ro; Quản trị doanh nghiệp; Tập trung quyền sở hữu; Tính độc lập; Ban quản trị.

Keywords:

Risk-taking; Corporate governance; Ownership concentration; Board independence.

This paper aims to investigate the effects of ownership concentration and board independence on risk-taking behavior of Vietnamese listed firms. Using an extensive dataset for the 2008–2015 period and employing specific estimation techniques, the study finds a negative (positive) relation between ownership concentration (board independence) and firm risk-taking. The empirical results verify corporate governance mechanisms (i.e. ownership structure and board composition) as influential sources of the riskiness of corporate decisions in Vietnam.

1. Giới thiệu

Trong nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm hiện hành về hành vi chấp nhận rủi ro (CNRR) ở cấp độ công ty, các cơ chế quản trị doanh nghiệp (QTDN) là đối tượng chính được quan tâm nhiều nhất (Amihud & Lev, 1981; Adam & cộng sự, 2005; John & cộng sự, 2008; Faccio & cộng sự, 2011; Boubakri & cộng sự, 2013). Mục tiêu nghiên cứu tập trung xem xét các đặc tính QTDN như: Cấu trúc sở hữu hay cơ cấu ban quản trị (BQT) sẽ ảnh hưởng như thế nào đến động lực ban điều hành về việc chấp nhận dự án đầu tư rủi ro, và do vậy tác động đến giá trị doanh nghiệp.

Về phương diện cấu trúc sở hữu, John và cộng sự (2008), Paligorova (2010) đưa ra nhận định doanh nghiệp có các cổ đông lớn với mức độ đa dạng hóa cao thường quyết định đầu tư vào các dự án rủi ro cao hơn vì đi kèm với mức lợi nhuận cao. Ngược lại, nếu mức độ tập trung quyền sở hữu cao, doanh nghiệp sẽ có xu hướng lựa chọn các dự án cẩn trọng hơn để đảm bảo lợi ích và quyền điều hành của cổ đông kiểm soát. Bản chất của mối liên hệ giữa tập trung quyền sở hữu và khuynh hướng CNRR được tham chiếu trở lại bài toán xung đột lợi ích trong lý thuyết đại diện, trong đó, tập trung quyền sở hữu được xem là cơ chế giám sát hiệu quả của nhiều cổ đông lớn đối với động cơ bảo thủ trong các quyết định có tính rủi ro của cổ đông lớn nhất, cũng như của ban giám đốc (Jensen & Meckling, 1976; Shleifer & Vishny, 1997).

Một cơ chế QTDN khác được quan tâm là cơ cấu BQT. Về phương diện lý thuyết đại diện, người giám đốc thường mong muốn tối đa hóa lợi ích cá nhân tương ứng với sự đánh đổi trên lợi nhuận công ty, do đó, họ cần phải được kiểm soát bởi một BQT nhằm giảm thiểu các tổn thất cho cổ đông. Do vậy, việc công ty có một BQT gồm các thành viên độc lập với ban quản lý sẽ giúp tối đa hóa thành quả của công ty. Sự độc lập có thể đạt được bằng cách tách biệt vai trò khởi xướng và thực thi quyết định với vai trò phê chuẩn và kiểm soát quyết định (Fama & Jensen, 1983). Vì vậy, sự độc lập của BQT sẽ có tác động tích cực lên thành quả của doanh nghiệp. Ngược lại, các lý thuyết quản trị cho rằng giám đốc là người quan tâm đến việc đạt thành quả cao và có thể sử dụng quyền lực của mình để hành động vì lợi ích cổ đông (Donalson & Davis, 1991). Trong bối cảnh này, BQT được xem là một cơ chế giúp hình thành các mối liên kết với môi trường bên ngoài (Pfeffer & Salancik, 1978). Sự hỗ trợ hoặc tham gia điều hành của các thành viên BQT, những chuyên gia có chiều sâu kiến thức và các kết nối bên ngoài, được cho là sẽ

làm tăng thành quả của doanh nghiệp. Đồng thời, khuynh hướng CNRR phản ánh qua hành vi ra các quyết định có tính rủi ro của người giám đốc trong mối liên kết với thành quả doanh nghiệp. Như vậy, mối quan hệ giữa cơ cấu BQT và hành vi CNRR cũng khác biệt giữa lí thuyết đại diện và lí thuyết quản trị.

Nghiên cứu này tập trung vào 2 cơ chế quan trọng của QTDN trong mối liên hệ với hành vi CNRR. Cụ thể, nghiên cứu xem xét vai trò điều tiết hành vi CNRR của tập trung quyền sở hữu và tính độc lập của BQT. Mục tiêu của nghiên cứu hướng đến mở rộng lí thuyết hiện hành về mối quan hệ giữa QTDN và hành vi CNRR bằng việc kiểm chứng trong một thị trường đang phát triển điển hình như VN. Tác giả sử dụng một mô hình thống nhất có kiểm soát các nhân tố QTDN khác và các yếu tố chuyên biệt có khả năng giải thích cho hành vi CNRR của doanh nghiệp.

Sử dụng các mẫu dữ liệu cân đối và không cân đối có tính đại diện cao của các công ty niêm yết trên 2 sàn giao dịch chứng khoán VN giai đoạn 2008–2015 cũng như áp dụng các kĩ thuật ước lượng chuyên biệt, kết quả nghiên cứu cho thấy có mối quan hệ nghịch biến giữa tập trung quyền sở hữu (và đồng biến giữa tính độc lập của BQT) với hành vi CNRR của doanh nghiệp ở VN. Trong khi bằng chứng về tập trung quyền sở hữu củng cố cho quan điểm của lí thuyết đại diện thì bằng chứng về tính độc lập của BQT hỗ trợ lập luận hàm ý từ lí thuyết quản trị. Cuối cùng, nghiên cứu sẽ đưa ra một số hàm ý chính sách nhấn mạnh lên vai trò của cơ chế QTDN nội bộ trong bối cảnh VN.

Các phần còn lại của nghiên cứu được bố trí như sau: Phần 2 trình bày các nền tảng lí thuyết liên quan; phần 3 mô tả phương pháp luận bao gồm: Mô hình, kĩ thuật, và dữ liệu; phần 4 báo cáo các kết quả nghiên cứu về hành vi CNRR với việc nhấn mạnh vào vai trò của tập trung quyền sở hữu và tính độc lập của BQT; và cuối cùng là phần 5, kết luận.

2. Cơ sở lí thuyết

2.1. Tập trung quyền sở hữu và hành vi chấp nhận rủi ro

Trong một nghiên cứu có tầm ảnh hưởng rộng, La Porta và cộng sự (2000) kết luận rằng một chính sách bảo vệ nhà đầu tư chặt chẽ được kì vọng sẽ làm tăng hành vi CNRR của doanh nghiệp, trong khi đó, một chính sách QTDN cấp độ quốc gia ở mức độ yếu thường sẽ dẫn tới những chính sách đầu tư cẩn trọng hơn. Điều này được giải thích qua các nghiên cứu của Stulz (2005), John và cộng sự (2008): Do các quốc gia có mức độ QTDN kém thì thị trường vốn thường kém phát triển cũng như có rất ít cơ hội đa dạng

hóa, kèm theo là chi phí phá sản cao đã làm trầm trọng hơn vấn đề tập trung đầu tư/sở hữu. Nói cách khác, các nhà đầu tư chi phối doanh nghiệp tại các quốc gia này thường có xu hướng e ngại rủi ro hơn do vị thế tập trung quyền sở hữu của họ.

Một hướng nghiên cứu về hành vi CNRR tập trung vào các quốc gia phát triển - nơi có sự phân hóa mạnh trong quyền sở hữu, điển hình như nghiên cứu của: Amihud và Lev (1981), Wright và cộng sự (1996) về các công ty ở Mỹ. Một hướng nghiên cứu khác điển hình hơn cho khắp thế giới là tập trung vào các thị trường mà ở đó có các công ty bị chi phối bởi một nhóm cổ đông kiểm soát. Thật vậy, vai trò của cổ đông lớn trong hành vi CNRR được hỗ trợ bởi nhiều bằng chứng thực nghiệm trong bối cảnh các nước đang phát triển hoặc mới nổi - nơi đặc trưng bởi sự tập trung quyền sở hữu cao (Paligorova, 2010; Mishra, 2011; Koerniadi & cộng sự, 2014; Haider & Fang, 2016).

Lí thuyết đại diện luận giải rằng sự hiện diện của cổ đông lớn sẽ làm giảm các vấn đề đại diện liên quan đến cơ chế QTDN yếu kém từ bên trong (Jensen & Meckling, 1976). Mức độ tập trung quyền sở hữu vì vậy sẽ tác động lên giá trị doanh nghiệp thông qua cơ chế giám sát hiệu quả và liên kết chiến lược (Pound, 1988). Bên cạnh đó, sự hiện diện và quyền lực biểu quyết của nhiều cổ đông lớn sẽ dẫn đến xu hướng giảm thiểu những hành vi bảo thủ của các cổ đông kiểm soát lớn nhất cũng như ban quản lí (Shleifer & Vishny, 1997; Dyck & Zingales, 2004). Faccio và cộng sự (2011) đưa ra bằng chứng cho thấy những doanh nghiệp được kiểm soát bởi những cổ đông lớn kém đa dạng hóa có chính sách đầu tư bảo thủ hơn những doanh nghiệp có cơ cấu cổ đông với mức độ đa dạng hóa cao.

Như vậy, lí thuyết dự báo một mối tương quan kì vọng giữa tập trung quyền sở hữu và hành vi CNRR là âm (-).

2.2. Tính độc lập của ban quản trị và hành vi chấp nhận rủi ro

BQT được xem là một yếu tố quan trọng trong cấu trúc QTDN của các doanh nghiệp lớn vì nó đóng vai trò kiểm soát sự chệch hướng của ban giám đốc đi xa lợi ích cổ đông (Fama & Jensen, 1983). Từ quan điểm của lí thuyết đại diện, tính độc lập của BQT giữ vai trò quan trọng trong việc định hình hành vi chiến lược của công ty (Deutsch & cộng sự, 2007). Baysinger và Hoskisson (1990) cho rằng sự chi phối của các thành viên độc lập có thể ảnh hưởng ngược chiều lên hành vi CNRR nhờ sự kết hợp giữa kiểm soát chiến lược và kiểm soát kết quả tài chính và giúp chia sẻ khuynh hướng CNRR với người

giám đốc. Tuy nhiên, quan điểm này của lý thuyết đại diện về vai trò kiểm soát và tư vấn chiến lược của thành viên độc lập có rất ít bằng chứng thực nghiệm củng cố.

Trái ngược với lý thuyết đại diện, lý thuyết quản trị (Donaldson & Davis, 1991) công nhận các động lực phi tài chính trong hành vi giám đốc. Các giám đốc được cho là quan tâm đến việc đạt được thành quả cao và sử dụng quyền lực của mình để hành động vì lợi ích cổ đông. Tiếp cận bổ sung ở góc độ BQT doanh nghiệp, lý thuyết phụ thuộc nguồn lực (Pfeffer & Salancik, 1978) cho rằng các thành viên độc lập trong BQT đóng vai trò phối hợp các hành động của tổ chức doanh nghiệp và cung cấp các mối quan hệ với bên ngoài. Theo đó, các thành viên độc lập hiện diện trong BQT nhằm mang lại các nguồn lực cần thiết và đem lại thành quả tốt hơn cho doanh nghiệp. Vì vậy, lý thuyết phụ thuộc nguồn lực dự báo rằng một khi các thành viên BQT độc lập với việc điều hành sẽ làm tăng khả năng CNRR bởi vì khi đó cho phép doanh nghiệp tiếp cận các nguồn lực năng suất hơn, khả năng pháp lý và thông tin tốt hơn (Schoorman & cộng sự, 1981; Mizruchi, 1996).

Như vậy, các lý thuyết dự báo mối tương quan kì vọng giữa tính độc lập của BQT và hành vi CNRR có thể là dương (+) hoặc âm (-).

3. Mô tả dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Để nghiên cứu mối quan hệ giữa các cơ chế QTDN và hành vi CNRR ở các doanh nghiệp VN, tác giả sử dụng mô hình tổng quát sau:

$$RISK_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_{it} + \delta IND_i + \theta YEAR_t + e_i + u_{it} \quad (1)$$

Trong đó,

RISK: Thuộc đo khuynh hướng CNRR của doanh nghiệp;

X: Vector gồm các yếu tố QTDN (cấu trúc sở hữu và cơ cấu BQT, trong đó có 2 yếu tố quan tâm là tập trung quyền sở hữu và tính độc lập của BQT) và có thể bao gồm biến độ trễ 1 thời kì của biến phụ thuộc RISK trong tiếp cận mô hình động;

Z: Vector gồm các biến kiểm soát về các đặc trưng cấp độ công ty (như: Quy mô, đòn bẩy tài chính, cường độ đầu tư, tài sản hữu hình, khả năng sinh lợi, cơ hội tăng trưởng, và tuổi của công ty);

IND và YEAR: Lần lượt là các vector biến giả ngành và năm có kiểm soát các tác động cố định về ngành và thời gian ;

e_i : Đại diện cho những yếu tố không thể quan sát được; và
 u_{it} : Thành phần nhiễu đặc tính.

Cụ thể:

RISK được đo bằng độ lệch chuẩn của các tỉ suất sinh lợi hàng tháng trong 12 tháng của năm - $\sigma(\text{Return})$, đại diện cho tính rủi ro tổng thể của doanh nghiệp. Bên cạnh đó, tác giả sử dụng thêm các thước đo khác đặc trưng tính rủi ro trong chính sách đầu tư doanh nghiệp bao gồm: Biến động tỉ suất sinh lợi hoạt động - $\sigma(\text{ROA})$, và biến động tỉ số giữa giá trị thị trường và giá trị thay thế của 1 tài sản hữu hình (Tobin's Q)¹. Trong đó, tỉ suất sinh lợi hoạt động (ROA) đo bằng tỉ số lợi nhuận trước thuế và lãi vay trên tổng tài sản; và giá trị Tobin's Q (TobinQ) đo bằng giá trị thị trường trên giá trị sổ sách của tài sản.

Tập trung quyền sở hữu (Concentration) - một thành phần của cấu trúc sở hữu, đo bằng tỉ lệ sở hữu cổ phần của các cổ đông nắm giữ ít nhất 5%; tính độc lập của BQT (Board Independence) - một thành phần của cơ cấu BQT, đo bằng tỉ lệ thành viên BQT không giữ chức vụ trong ban giám đốc và không nắm giữ cổ phần công ty.

Để kiểm soát các nguồn gốc QTDN khác của khuynh hướng CNRR, tác giả đưa vào thêm các thành phần khác của 2 cơ chế QTDN:

- Các thành phần khác của cấu trúc sở hữu bao gồm: Sở hữu nhà nước (State Ownership) - tỉ lệ sở hữu cổ phần của chính phủ trong công ty; sở hữu nước ngoài (Foreign Ownership) - tỉ lệ sở hữu cổ phần của các nhà đầu tư nước ngoài; và sở hữu CEO (CEO Ownership) - tỉ lệ sở hữu cổ phần công ty của giám đốc điều hành (CEO).

- Các thành phần khác của cơ cấu BQT bao gồm: Kiểm nhiệm tổng giám đốc (CEO Duality) với biến giả bằng 1 nếu chủ tịch BQT đồng thời là tổng giám đốc (CEO) của công ty, ngược lại bằng 0; giới tính CEO là nữ (Female CEO) với biến giả bằng 1 nếu CEO là nữ, ngược lại bằng 0; quy mô BQT (Board Size) - số thành viên BQT; và sự đa dạng giới tính (Gender Diversity) - tỉ lệ thành viên nữ trong BQT.

Liên quan đến các biến kiểm soát cấp độ công ty, vận dụng theo các cách tiếp cận của Adams và cộng sự (2005), Nguyen (2011; 2012), Faccio và cộng sự (2016), tác giả

¹ Các giá trị này được đo bằng phần dư tuyệt đối từ các hồi quy tương ứng thông qua tiến trình kiểm định phương sai thay đổi Glejser (1969). Phương pháp này tương tự với Adam & cộng sự (2005) và Nguyen (2012).

sử dụng các biến như sau: Quy mô công ty (Firm Size) tính bằng logarit của tổng tài sản; đòn bẩy tài chính (Leverage) - tỉ số nợ vay trên tổng nợ vay và vốn cổ phần; khả năng sinh lợi (ROA) - tỉ lệ thu nhập trước thuế và lãi vay (EBIT) trên tổng tài sản đầu kì; cường độ đầu tư (Capex) - tỉ lệ chi tiêu vốn trên doanh thu; tuổi công ty (Age) - số năm tính từ khi công ty niêm yết; tính hữu hình tài sản (Tangibility) - tỉ số tài sản cố định hữu hình trên tổng tài sản; và biến đại diện cho cơ hội tăng trưởng (Sales Growth) đo bằng tỉ lệ phần trăm tăng trưởng trong doanh thu.

3.2. Vấn đề nội sinh và kỹ thuật ước lượng

Để ước lượng thực nghiệm mô hình (1), tác giả sử dụng cả tiếp cận tĩnh và tiếp cận động. Sự khác biệt giữa 2 tiếp cận là có và không có sự xuất hiện của biến phụ thuộc trễ đóng vai trò như biến giải thích. Liên quan đến tiếp cận tĩnh, mô hình (1) ban đầu được ước lượng bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS) có kiểm soát các tác động cố định (Fixed Effects) theo thời gian (Year) và ngành (Industry). Tác giả không sử dụng trực tiếp các biến giả đại diện cho tác động cố định ở mức độ công ty (Firm Fixed Effects) bởi vì đặc tính cấu trúc sở hữu có sự thay đổi chậm theo thời gian, và do đó ước lượng tác động cố định ở mức độ công ty sẽ không xác định được hiệu ứng trên các biến này (Adams & cộng sự, 2005). Thay vào đó, việc hồi quy mô hình (1) sẽ sử dụng tùy chỉnh gom nhóm (Cluster) ở mức độ công ty với các ước lượng sai số chuẩn được hiệu chỉnh.

Tính nội sinh là một vấn đề cần quan tâm khi nghiên cứu thực nghiệm các mô hình liên quan đến QTDN. Wintoki và cộng sự (2012) chỉ ra 3 nguồn gốc của bài toán nội sinh trong nghiên cứu QTDN gồm: Đặc tính động của mô hình, đặc tính tác động đồng thời giữa các biến, và các đặc tính công ty không đồng nhất mà không thể quan sát. Bước đầu tiên để xử lý vấn đề nội sinh, như đã đề cập ở trên, tác giả sử dụng các ước lượng kiểm soát tác động cố định về thời gian và ngành cũng như tùy chỉnh Cluster ở mức độ công ty nhằm loại bỏ các đặc tính công ty chuyên biệt ngành, thời gian, cũng như đạt được các ước lượng hiệu chỉnh phương sai thay đổi không thể quan sát. Trong trường hợp tính nội sinh xuất hiện, các ước lượng OLS và tác động cố định cho dữ liệu bảng này có thể bị chệch. Khi đó, các ước lượng được thực hiện bằng hồi quy Mômen tổng quát (GMM hệ thống) liên quan đến dữ liệu bảng động sẽ thích hợp hơn. Tuy nhiên, nếu các biến hồi quy thực tế là ngoại sinh, tham số ước lượng từ OLS và tác động cố định lại hiệu quả hơn các ước lượng từ GMM động.

Tác giả thực hiện kiểm định sự hiện diện tính nội sinh trong mối quan hệ giữa hành vi CNRR và QTDN thông qua kiểm định Durbin-Wu-Hausman (DWH) về tính nội sinh.

Tùy vào kết quả kiểm định DWH, tác giả sẽ sử dụng kết quả từ ước lượng GMM động hay ước lượng tác động cố định ban đầu cho mục đích phân tích. Một khi kiểm định cho thấy sự tồn tại tính nội sinh, tác giả sẽ báo cáo kết quả ước lượng dữ liệu bảng động GMM hệ thống với tiếp cận của Blundell và Bond (1998) vì đây được xem là lựa chọn mặc định dưới điều kiện nội sinh (Flannery & Hankins, 2013). Nếu kiểm định không cho thấy sự tồn tại tính nội sinh, tác giả sẽ đồng thời thực hiện thêm ước lượng hiệu chỉnh biến giả bình phương nhỏ nhất - ước lượng chính xác nhất trong trường hợp dữ liệu bảng động (Flannery & Hankins, 2013) nhằm bổ sung cho kết quả từ ước lượng tác động cố định trên dữ liệu bảng tĩnh.

3.3. *Mô tả dữ liệu nghiên cứu*

3.3.1. Lựa chọn mẫu

Để ước lượng mô hình (1), tác giả sử dụng mẫu dữ liệu gồm các công ty niêm yết trên 2 sàn giao dịch chứng khoán VN giai đoạn 2008–2015, ngoại trừ: Ngân hàng, công ty bảo hiểm, và công ty chứng khoán. Nguồn dữ liệu bao gồm: Cơ sở dữ liệu báo cáo tài chính của Thomson Reuters, và dữ liệu ban quản lý của Vietstock. Dữ liệu Thomson Reuters được sử dụng để đo lường các biến kế toán chuyên biệt của công ty cũng như thước đo hành vi CNRR². Dữ liệu Vietstock được dùng để tính toán và xác định các đặc tính QTDN gồm các thành phần: Cấu trúc sở hữu và cấu trúc BQT.

Mẫu dữ liệu bảng cân đối sau cùng gồm 151 công ty với 1.208 quan sát. Bên cạnh đó, một mẫu dữ liệu bảng không cân đối gồm 539 công ty với 3.315 quan sát cũng được sử dụng nhằm tăng tính vững cho các ước lượng nhờ tăng số quan sát mang tính đại diện tốt hơn cho bối cảnh các công ty ở VN. Đối với các mẫu dữ liệu bảng không cân đối này, số năm quan sát cho mỗi công ty phải liên tục và tối thiểu là 3 năm.

Bảng 1 trình bày các ngành được nghiên cứu dựa trên hệ thống phân loại ngành của Thomson Reuters. Các công ty trong mẫu nghiên cứu thuộc 9 nhóm ngành, bao gồm: Năng lượng, vật liệu cơ bản, công nghiệp, thương mại bán sỉ, thương mại bán lẻ, bất động sản, chăm sóc sức khỏe, công nghệ, và tiện ích. Trong 2 mẫu cân đối và không cân đối, mẫu hình tỉ trọng các công ty phân bổ giữa các ngành là giống nhau với ngành công nghiệp chiếm tỉ lệ cao nhất (trên 23%); các ngành như: Chăm sóc sức khỏe, công nghệ

² Nhằm xử lý các vấn đề tiềm tàng liên quan đến quan sát ngoại lai, các biến khả năng sinh lợi, đòn bẩy tài chính, cường độ đầu tư, tính hữu hình tài sản, và cơ hội tăng trưởng được thu thập và làm sạch dữ liệu (Winsorize) ở mức 1%.

và tiện ích chiếm tỉ lệ thấp nhất (dưới 5%).

Bảng 1

Phân loại ngành theo hệ thống phân ngành của Thomson Reuters

Tên ngành	Mã ngành	Mẫu không cân đối		Mẫu cân đối	
		Số quan sát	Tỉ trọng (%)	Số quan sát	Tỉ trọng (%)
Năng lượng	50	237	7,15	64	5,30
Vật liệu cơ bản	51	583	17,59	224	18,54
Công nghiệp	52	958	28,90	280	23,18
Thương mại (bán sỉ)	53	515	15,54	232	19,21
Thương mại (bán lẻ)	54	346	10,44	200	16,56
Bất động sản	55	349	10,53	72	5,96
Chăm sóc sức khỏe	56	98	2,96	32	2,65
Công nghệ	57	115	3,47	56	4,64
Tiện ích	59	114	3,44	48	3,97
Tổng cộng		3.315	100,00	1.208	100,00

3.3.2. Thống kê mô tả

Bảng 2 trình bày các thông số thống kê cho tất cả các biến sử dụng trong nghiên cứu. Ngoại trừ biến phụ thuộc RISK được báo cáo dựa trên cả 2 mẫu cân đối và không cân đối chuyên biệt, các biến còn lại báo cáo dựa trên mẫu không cân đối.

Bảng 2**Thống kê mô tả**

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
Các biến QTDN					
Tập trung quyền sở hữu	3.315	0,0852	0,2027	0,0000	0,9812
Tính độc lập của BQT	3.315	0,1395	0,1931	0,0000	1,0000
Sở hữu nhà nước	3.315	0,2117	0,2558	0,0000	0,9926
Sở hữu nước ngoài	3.315	0,0170	0,0584	0,0000	0,4894
Sở hữu CEO	3.315	0,0404	0,0841	0,0000	0,6474
Kiểm nhiệm CEO	3.315	0,3514	0,4775	0	1
CEO nữ	3.315	0,0630	0,2431	0	1
Quy mô BQT	3.315	5,4757	1,1162	1	13
Sự đa dạng giới tính	3.315	0,1369	0,1584	0,0000	0,8000
Các biến đặc tính chuyên biệt công ty					
Khả năng sinh lợi	3.315	0,0893	0,0892	−0,1040	0,4098
Đòn bẩy tài chính	3.315	0,3276	0,2511	0,0000	0,8338
Quy mô công ty	3.315	26,9111	1,4544	23,2204	32,6116
Cường độ đầu tư	3.315	0,0858	0,1885	0,0000	1,2721
Tuổi công ty	3.315	5,2938	2,7130	1	16
Tính hữu hình tài sản	3.315	0,2567	0,2116	0,0015	0,8757
Cơ hội tăng trưởng	3.315	0,1877	0,6131	−0,7545	4,1126
Thước đo hành vi CNRR: RISK					
$\sigma(\text{Return})$ (Mẫu cân đối)	1.208	0,1316	0,0698	0,0361	0,3763
$\sigma(\text{Return})$ (Mẫu không cân đối)	3.315	0,1266	0,0660	0,0327	0,3734
$\sigma(\text{ROA})$ (Mẫu cân đối)	1.208	0,0566	0,0501	0,0001	0,3517

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
$\sigma(\text{ROA})$ (Mẫu không cân đối)	3.315	0,0581	0,0523	0,0000	0,3395
$\sigma(\text{TobinQ})$ (Mẫu cân đối)	720	0,1689	0,1901	0,0010	1,4916
$\sigma(\text{TobinQ})$ (Mẫu không cân đối)	2.023	0,1671	0,1964	0,0002	1,8684

Đối với các biến giải thích quan tâm, thống kê với 3.315 quan sát công ty theo năm (Firm-Year) cho thấy mức độ tập trung quyền sở hữu trung bình là 8,5% với mức tập trung lớn nhất là 98%, và tỉ lệ thành viên độc lập của BQT trung bình là 14%. Đối với cả 3 thước đo đại diện cho hành vi CNRR, nhìn chung sự gia tăng cỡ mẫu từ hình thức cân đối sang hình thức không cân đối không làm thay đổi đáng kể các giá trị thống kê. Với việc số quan sát tăng lên gấp hơn 2,7 lần so với mẫu cân đối, mẫu không cân đối rõ ràng đạt mức đại diện tốt hơn cho bối cảnh nghiên cứu ở VN. Thực tế này sẽ giúp các ước lượng trên mẫu không cân đối nếu được áp dụng kỹ thuật kinh tế lượng phù hợp sẽ tạo ra các giá trị phân tích tốt hơn.

Bảng 3 sẽ trình bày mối tương quan cặp giữa các biến QTDN và các biến kiểm soát.

Bảng 3

Ma trận tương quan giữa các biến quản trị doanh nghiệp và các biến kiểm soát

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
Tập trung quyền sở hữu (1)	1,00															
Tính độc lập của BQT (2)	0,00 (0,86)	1,00														
Sở hữu nhà nước (3)	0,09*** (0,00)	-0,10*** (0,00)	1,00													
Sở hữu nước ngoài (4)	0,06*** (0,00)	-0,27*** (0,00)	0,11*** (0,00)	1,00												
Sở hữu CEO (5)	-0,02 (0,36)	-0,15*** (0,00)	0,03 (0,12)	0,41*** (0,00)	1,00											
Kiểm nhiệm CEO (6)	0,03** (0,04)	-0,08*** (0,00)	0,05*** (0,00)	0,09*** (0,00)	0,08*** (0,00)	1,00										
CEO nữ (7)	0,05*** (0,00)	-0,12*** (0,00)	0,11*** (0,00)	0,00 (0,86)	0,01 (0,68)	0,06*** (0,00)	1,00									
Quy mô BQT (8)	0,04** (0,02)	-0,06*** (0,00)	0,11*** (0,00)	-0,04** (0,04)	-0,10*** (0,00)	0,01 (0,42)	0,05*** (0,00)	1,00								
Sự đa dạng giới tính (9)	0,04** (0,03)	-0,17*** (0,00)	0,07*** (0,00)	0,12*** (0,00)	0,08*** (0,00)	0,34*** (0,00)	0,07*** (0,00)	0,04** (0,02)	1,00							
Khả năng sinh lợi (10)	0,08*** (0,00)	0,06*** (0,00)	0,05*** (0,01)	-0,05*** (0,01)	-0,01 (0,72)	0,08*** (0,00)	0,08*** (0,00)	-0,12*** (0,00)	0,07*** (0,00)	1,00						
Đòn bẩy tài chính (11)	-0,03* (0,00)	-0,01 (0,00)	-0,10*** (0,00)	0,07*** (0,00)	0,01 (0,00)	-0,08*** (0,00)	0,06*** (0,00)	-0,09*** (0,00)	-0,09*** (0,00)	-0,18*** (0,00)	1,00					

	(0,09)	(0,63)	(0,00)	(0,00)	(0,61)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)					
Quy mô công ty (12)	0,18***	0,00	0,06***	0,03*	-0,08***	0,07***	0,27***	0,08***	-0,02	0,02	0,43***	1,00				
	(0,00)	(0,86)	(0,00)	(0,09)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,28)	(0,23)	(0,00)					
Cường độ đầu tư (13)	0,05***	-0,02	0,05***	-0,04**	-0,06***	0,02	0,13***	0,05***	-0,01	-0,02	0,10***	0,20***	1,00			
	(0,01)	(0,18)	(0,01)	(0,01)	(0,00)	(0,17)	(0,00)	(0,01)	(0,52)	(0,20)	(0,00)	(0,00)				
Tuổi công ty (14)	0,03*	-0,01	0,09***	-0,11***	-0,14***	0,03*	0,04**	0,19***	0,00	-0,12***	-0,03	0,11***	-0,06***	1,00		
	(0,09)	(0,42)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,07)	(0,01)	(0,00)	(1,00)	(0,00)	(0,14)	(0,00)	(0,00)			
Tính hữu hình tài sản (15)	0,00	0,09***	-0,01	-0,09***	-0,09***	-0,06***	0,09***	-0,02	-0,09***	0,04**	0,19***	0,11***	0,32***	0,00	1,00	
	(0,95)	(0,00)	(0,63)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,18)	(0,00)	(0,04)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,85)		
Cơ hội tăng trưởng (16)	0,01	-0,06***	0,02	0,03	-0,01	0,03**	0,01	0,02	0,04**	0,16***	-0,02	0,07***	0,03**	-0,09***	-0,03*	1,00
	(0,41)	(0,00)	(0,20)	(0,11)	(0,58)	(0,05)	(0,63)	(0,35)	(0,01)	(0,00)	(0,36)	(0,00)	(0,05)	(0,00)	(0,07)	

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

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Bằng chứng từ mô hình tĩnh

Kết quả ước lượng mô hình (1) tính ứng với thước đo hành vi CNRR σ (Return) được trình bày trong Bảng 4 (chỉ ước lượng với dữ liệu bảng cân đối). Cột (1) và (2) của Bảng 4 tương ứng với khi chưa đưa và khi đã đưa các biến QTDN kiểm soát vào ước lượng. Kết quả cho thấy chiều tương quan và mức tín hiệu của các biến quan tâm và các biến kiểm soát chuyên biệt công ty là vững qua 2 ước lượng. Tập trung quyền sở hữu không có tín hiệu có ý nghĩa trong vai trò giải thích RISK. Tính độc lập của BQT có ý nghĩa thống kê mạnh 1% và vững. Các nhân tố QTDN khác có tín hiệu với các mức ý nghĩa khác nhau gồm: Sở hữu CEO (5%), CEO nữ (1%), và sự đa dạng giới tính (10%). Các yếu tố chuyên biệt công ty giữ vai trò kiểm soát mạnh gồm: Quy mô công ty, tuổi công ty, và cơ hội tăng trưởng đều ở mức ý nghĩa 1%. Trong khi đó, tín hiệu của khả năng sinh lợi đã yếu đi, tương ứng 5% và 10% trước và sau khi kiểm soát các biến QTDN khác.

Như vậy, tính độc lập của BQT là biến quan tâm duy nhất có ý nghĩa thống kê, giữ vai trò giải thích mạnh cho hành vi CNRR được phản ánh trong biến động giá cổ phần. Mỗi quan hệ dương hàm ý quan điểm của lý thuyết quản trị rằng sự độc lập của BQT sẽ làm tăng khuynh hướng CNRR vì công ty được phép tiếp cận với các nguồn lực năng suất, pháp lý, và thông tin tốt hơn.

Bảng 4

Bằng chứng tĩnh của hành vi chấp nhận rủi ro - Mô hình σ (Return) tĩnh

Biến độc lập	(1) Mẫu cân đối		(2) Mẫu cân đối	
	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t-statistic)	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t-statistic)
Tập trung quyền sở hữu	-0,0007	(-0,06)	-0,0059	(-0,57)
Tính độc lập của BQT	0,0370	(2,60)***	0,0381	(2,64)***
Sở hữu nhà nước			-0,0111	(-1,34)
Sở hữu nước ngoài			0,0153	(0,49)
Sở hữu CEO			0,0604	(2,58)**
Kiểm nhiệm CEO			0,0014	(0,30)

Biến độc lập	(1) Mẫu cân đối		(2) Mẫu cân đối	
	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t-statistic)	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t-statistic)
CEO nữ			-0,0204	(-4,15)***
Quy mô BQT			-0,0016	(-1,14)
Sự đa dạng giới tính			-0,0220	(-1,73)*
Khả năng sinh lợi	-0,0592	(-2,07)**	-0,0481	(-1,74)*
Đòn bẩy tài chính	0,0158	(1,59)	0,0135	(1,36)
Quy mô công ty	-0,0070	(-4,54)***	-0,0057	(-3,93)***
Cường độ đầu tư	0,0035	(0,41)	0,0069	(0,82)
Tuổi công ty	-0,0046	(-3,16)***	-0,0039	(-2,8)***
Tính hữu hình tài sản	-0,0012	(-0,11)	0,0003	(0,03)
Cơ hội tăng trưởng	0,0166	(3,23)***	0,0185	(3,73)***
Hệ số chặn	0,2906	(6,30)***	0,2769	(6,65)***
Tác động cố định theo ngành	Có		Có	
Tác động cố định theo năm	Có		Có	
Số công ty	151		151	
Số quan sát	1.208		1.208	
Hệ số R ²	0,3231		0,3379	

Ghi chú: Biến phụ thuộc: $RISK = \sigma(\text{Return})$;

Tất cả các sai số chuẩn được hiệu chỉnh để tùy ý phương sai thay đổi;

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

Những tiến trình tương tự được áp dụng cho 2 thước đo bổ sung của hành vi CNRR về góc độ quyết định đầu tư, $\sigma(\text{ROA})$ và $\sigma(\text{TobinQ})$ với các kết quả ước lượng được trình bày trong Bảng 5 và Bảng 6.

Bảng 5Bảng chứng minh của hành vi chấp nhận rủi ro – Mô hình $\sigma(\text{ROA})$ tĩnh

Biến độc lập	(1) Mẫu cân đối		(2) Mẫu cân đối	
	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t-statistic)	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t-statistic)
Tập trung quyền sở hữu	0,0155	(1,53)	0,0110	(1,30)
Tính độc lập của BQT	0,0083	(0,78)	0,0092	(0,87)
Sở hữu nhà nước			0,0046	(0,70)
Sở hữu nước ngoài			-0,0152	(-0,76)
Sở hữu CEO			0,0728	(2,31)**
Kiểm nhiệm CEO			-0,0043	(-1,12)
CEO nữ			-0,0007	(-0,06)
Quy mô BQT			0,0009	(0,50)
Sự đa dạng giới tính			-0,0070	(-0,52)
Khả năng sinh lợi	0,2160	(4,06)***	0,2171	(4,15)***
Đòn bẩy tài chính	-0,0496	(-5,01)***	-0,0486	(-5,13)***
Quy mô công ty	-0,0001	(-0,07)	-0,0007	(-0,37)
Cường độ đầu tư	0,0114	(1,68)*	0,0142	(2,07)**
Tuổi công ty	0,0001	(0,07)	0,0004	(0,26)
Tính hữu hình tài sản	0,0175	(1,57)	0,0172	(1,59)
Cơ hội tăng trưởng	0,0091	(1,93)*	0,0107	(2,46)**
Hệ số chặn	0,0064	(0,12)	0,0190	(0,35)
Tác động cố định theo ngành	Có		Có	
Tác động cố định theo năm	Có		Có	
Số công ty	151		151	
Số quan sát	1.208		1.208	
Hệ số R^2	0,2858		0,2971	

Ghi chú: Biến phụ thuộc: $\text{RISK} = \sigma(\text{ROA})$;

Tất cả các sai số chuẩn được hiệu chỉnh để tùy ý phương sai thay đổi;

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

Trong khi cả tập trung quyền sở hữu và tính độc lập BQT không có tín hiệu ý nghĩa trong mô hình $\sigma(\text{ROA})$ nhưng lại cùng giữ vai trò giải thích đáng kể trong mô hình $\sigma(\text{TobinQ})$.

Bảng 6

Bảng chứng tĩnh của hành vi chấp nhận rủi ro - Mô hình $\sigma(\text{TobinQ})$ tĩnh

Biến độc lập	(1) Mẫu cân đối		(2) Mẫu cân đối	
	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t-statistic)	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t-statistic)
Tập trung quyền sở hữu	0,0723	(2,22)**	0,0517	(1,81)*
Tính độc lập của BQT	0,0627	(1,68)*	0,0764	(2,21)**
Sở hữu nhà nước			-0,0001	(0,00)
Sở hữu nước ngoài			-0,1492	(-1,01)
Sở hữu CEO			0,0269	(0,21)
Kiểm nhiệm CEO			0,0400	(1,54)
CEO nữ			0,0475	(1,55)
Quy mô BQT			-0,0162	(-3,89)***
Sự đa dạng giới tính			-0,0450	(-0,75)
Khả năng sinh lợi	0,6325	(3,7)***	0,5661	(3,52)***
Đòn bẩy tài chính	-0,2860	(-7,06)***	-0,2575	(-6,81)***
Quy mô công ty	0,0262	(2,51)**	0,0278	(3,06)***
Cường độ đầu tư	-0,0106	(-0,58)	-0,0045	(-0,22)
Tuổi công ty	-0,0159	(-2,72)***	-0,0086	(-1,71)*
Tính hữu hình tài sản	0,0528	(1,23)	0,0804	(2,1)**
Cơ hội tăng trưởng	-0,0084	(-0,35)	-0,0030	(-0,13)
Hệ số chặn	-0,4364	(-1,51)	-0,3990	(-1,58)
Tác động cố định theo ngành	Có		Có	
Tác động cố định theo năm	Có		Có	
Số công ty	90		90	

Biến độc lập	(1) Mẫu cân đối		(2) Mẫu cân đối	
	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t-statistic)	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t-statistic)
Số quan sát	720		720	
Hệ số R^2	0,3379		0,3345	

Ghi chú: Biến phụ thuộc: $RISK = \sigma(TobinQ)$;

Tất cả các sai số chuẩn được hiệu chỉnh để tùy ý phương sai thay đổi;

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

4.2. Kiểm định tính nội sinh của các biến giải thích

Bảng 7 trình bày kết quả kiểm định Durbin–Wu–Hausman (DWH) về tính nội sinh cho tập hợp các biến giải thích trong mô hình (1). Các ước lượng kiểm định được thực hiện trên cả 2 nhóm mẫu quan sát: Cân đối và không cân đối. Kiểm định DWH áp dụng cho hồi quy của lần lượt 3 biến đại diện hành vi CNRR lên các biến QTDN và các biến kiểm soát đặc tính công ty. Các biến công cụ bao gồm: Các độ trễ sai phân của các biến hành vi CNRR, các biến QTDN, và các biến kiểm soát. Cụ thể, kiểm định sử dụng các biến công cụ gồm các độ trễ 1 kì của sai phân các biến QTDN, các độ trễ 0 và 1 kì của sai phân các biến kiểm soát, các độ trễ 1 và 2 kì của sai phân biến hành vi CNRR. Kiểm định thực hiện việc kiểm chứng tính nội sinh đối với các biến QTDN và các biến kiểm soát với giả thuyết H_0 : Tất cả các biến là ngoại sinh. Các biến giả ngành và năm được xem là các biến ngoại sinh.

Bảng 7

Kiểm định Durbin–Wu–Hausman (DWH) về tính nội sinh của các biến hồi quy trong mô hình (1)

	$\sigma(\text{Return})$	$\sigma(\text{ROA})$	$\sigma(\text{TobinQ})$
Bảng cân đối			
Thống kê kiểm định DWH	38,82	24,79	12,62
p-value	0,00	0,07	0,70
Bậc tự do	16	16	16

	$\sigma(\text{Return})$	$\sigma(\text{ROA})$	$\sigma(\text{TobinQ})$
Bảng không cân đối			
Thống kê kiểm định DWH	60,32	35,45	21,16
p-value	0,00	0,00	0,17
Bậc tự do	16	16	16

Ghi chú: Giả thuyết H_0 : Các biến hồi quy là ngoại sinh

Kết quả kiểm định được trình bày trong Bảng 7 cho thấy giả thuyết H_0 bị bác bỏ cho cả mẫu dữ liệu cân đối và không cân đối trong mô hình $\sigma(\text{Return})$ tĩnh và $\sigma(\text{ROA})$ tĩnh. Chính vì vậy càng có cơ sở để tin rằng các biến giải thích trong mô hình (1) với $\sigma(\text{Return})$ tĩnh và $\sigma(\text{ROA})$ tĩnh là nội sinh. Tình huống này đưa đến việc áp dụng tiếp cận động GMM hệ thống cho mô hình $\sigma(\text{Return})$ và $\sigma(\text{ROA})$ như một lựa chọn mặc định hiệu quả nhằm có thể đưa ra các kết quả thích hợp dùng để phân tích sau cùng. Kiểm định DWH không tìm thấy vấn đề nội sinh ở mô hình $\sigma(\text{TobinQ})$, điều này hàm ý rằng kết quả ở Bảng 6 là đủ cơ sở để phân tích. Mặc dù vậy, tác giả vẫn tiến hành thêm ước lượng hiệu chỉnh biến giả bình phương nhỏ nhất nhằm xem xét trường hợp động của mối quan hệ giữa hành vi CNRR và QTDN.

4.3. Bằng chứng từ mô hình động

Bảng 8 trình bày kết quả ước lượng mô hình (1) động ứng với thước đo $\sigma(\text{Return})$ trên cả 2 mẫu cân đối và không cân đối. Mức ý nghĩa mạnh của biến phụ thuộc trễ (RISK_{t-1}) ở cả 2 mẫu của Bảng 8 hàm ý tính dai dẳng trong hành vi CNRR qua thời gian, rằng sự gia tăng biến động tỉ suất sinh lợi cổ phần kì trước sẽ được thị trường ghi nhớ đóng góp tăng vào biến động tỉ suất sinh lợi cổ phần ở kì kế tiếp.

Bảng 8

Bằng chứng động của hành vi chấp nhận rủi ro - Mô hình $\sigma(\text{Return})$ động

Biến phụ thuộc	(1) Bảng cân đối		(2) Bảng không cân đối	
	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t-statistic)	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t-statistic)
RISK_{t-1}	0,1335	(3,06)***	0,1123	(3,50)***
Tập trung quyền sở hữu	0,0059	(0,54)	-0,0364	(-2,83)***
Tính độc lập của BQT	0,0334	(2,04)**	0,0170	(2,22)**

Biến phụ thuộc	(1) Bảng cân đối		(2) Bảng không cân đối	
	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t-statistic)	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t-statistic)
Sở hữu nhà nước	-0,0042	(-0,48)	-0,0094	(-1,87)*
Sở hữu nước ngoài	0,0409	(1,16)	0,0346	(1,49)
Sở hữu CEO	0,0348	(0,97)	0,0361	(1,75)*
Kiểm nhiệm CEO	0,0001	(0,02)	0,0011	(0,36)
CEO nữ	-0,0142	(-0,84)	-0,0022	(-0,38)
Quy mô BQT	-0,0022	(-1,12)	-0,0019	(-1,66)*
Sự đa dạng giới tính	0,0110	(0,64)	-0,0005	(-0,04)
Khả năng sinh lợi	-0,0071	(-0,09)	-0,0354	(-2,07)**
Đòn bẩy tài chính	0,0463	(1,32)	0,0155	(2,51)**
Quy mô công ty	-0,0095	(-2,33)**	-0,0058	(-4,9)***
Cường độ đầu tư	-0,0014	(-0,10)	0,0008	(0,10)
Tuổi công ty	-0,0026	(-1,44)	-0,0019	(-3,23)***
Tính hữu hình tài sản	0,0154	(1,06)	0,0150	(2,04)**
Cơ hội tăng trưởng	0,0092	(0,74)	0,0055	(2,35)**
Hệ số chặn	0,3284	(3,22)***	(khuyết)	(khuyết)
Tác động cố định theo ngành	Có		Có	
Tác động cố định theo năm	Có		Có	
Số công ty	151		539	
Số quan sát	1.057		2.776	
Số biến công cụ	132		78	
Kiểm định Arellano-Bond: AR(1)	0,000		0,000	
Kiểm định Arellano-Bond: AR(2)	0,692		0,993	
Kiểm định Sargan	0,304		0,422	
Kiểm định Hansen	0,150		0,412	

Ghi chú: Biến phụ thuộc: RISK= σ (Return);

Các ước lượng được thực hiện bằng hồi quy Mômen tổng quát (GMM hệ thống);

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

Kết quả thu được sau khi xử lý các nguồn gốc ngoại sinh bằng ước lượng động GMM hệ thống trên cả dữ liệu cân đối (132 công ty) và dữ liệu không cân đối (539 công ty) cho thấy tính độc lập của BQT có vai trò quyết định trong hành vi CNRR của doanh nghiệp. Mỗi quan hệ này một lần nữa củng cố quan điểm được hàm ý bởi lý thuyết quản trị trong bối cảnh nghiên cứu ở VN. Vai trò của tập trung quyền sở hữu như yếu tố quyết định sự biến động tỉ suất sinh lợi cổ phần khi nghiên cứu trên cỡ mẫu lớn. Mỗi quan hệ âm giữa tập trung quyền sở hữu và hành vi CNRR củng cố cho quan điểm của lý thuyết đại diện rằng sự hiện diện của cổ đông lớn sẽ làm giảm các vấn đề đại diện liên quan đến cơ chế QTDN yếu kém từ bên trong (Jensen & Meckling, 1976), và mức độ tập trung quyền sở hữu vì vậy sẽ tác động lên thành quả doanh nghiệp thông qua cơ chế giám sát hiệu quả và liên kết chiến lược (Pound, 1988).

Trong số 7 biến QTDN khác được đưa vào mô hình (1) nhằm kiểm soát hành vi CNRR, chỉ có 3 biến có tín hiệu ý nghĩa là: Sở hữu nhà nước, sở hữu CEO, và quy mô BQT nhưng mức ý nghĩa thống kê chỉ là 10%. Tuy nhiên, tín hiệu ý nghĩa xuất hiện sau khi cỡ mẫu được tăng lên (mẫu không cân đối có số quan sát gấp 2,7 lần mẫu cân đối) sẽ đặt ra vấn đề về tính khái quát của mẫu đại diện. Cụ thể, những bằng chứng này đặt ra yêu cầu cần thiết xác định vai trò của các yếu tố QTDN còn lại trong điều kiện dữ liệu cho phép nghiên cứu xa hơn.

Đối với các biến kiểm soát chuyên biệt công ty, ngoại trừ biến kiểm soát cường độ đầu tư không có ý nghĩa thống kê, các biến còn lại gồm: Tỉ suất sinh lợi trên tài sản, đòn bẩy nợ, quy mô công ty, tuổi công ty, tài sản hữu hình, và tăng trưởng doanh thu đều có ý nghĩa thống kê.

Xét về góc độ chính sách đầu tư doanh nghiệp, các kết quả ước lượng bổ sung cho mô hình (1) ở Bảng 9 và Bảng 10 củng cố cho bằng chứng về vai trò của tập trung quyền sở hữu như một cơ chế QTDN đối với hành vi CNRR. Mặc dù vai trò QTDN của tính độc lập của BQT không được tìm thấy trong bối cảnh này, sự xuất hiện ý nghĩa của tính độc lập của BQT trong mô hình tĩnh ở Bảng 6 vẫn có giá trị thực nghiệm nhằm bổ sung cho kết luận về vai trò QTDN của tính độc lập của BQT trong mô hình $\sigma(\text{Return})$ động như kết quả tìm thấy ở Bảng 8.

Bảng 9Bảng chứng động của hành vi CNRR - Mô hình $\sigma(\text{ROA})$ động

Biến độc lập	(1) Bảng cân đối		(2) Bảng không cân đối	
	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t -statistic)	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t -statistic)
RISK_{t-1}	0,2798	(5,45)***	0,2862	(7,87)***
Tập trung quyền sở hữu	0,0071	(0,83)	0,0172	(2,78)***
Tính độc lập của BQT	-0,0106	(-1,13)	-0,0014	(-0,24)
Sở hữu nhà nước	0,0027	(0,33)	0,0070	(1,71)*
Sở hữu nước ngoài	-0,0207	(-0,96)	-0,0053	(-0,34)
Sở hữu CEO	0,0418	(1,5)	0,0014	(0,08)
Kiểm nhiệm CEO	0,0023	(0,58)	-0,0010	(-0,37)
CEO nữ	-0,0103	(-1,05)	0,0044	(0,67)
Quy mô BQT	0,0003	(0,18)	0,0033	(2,30)**
Sự đa dạng giới tính	0,0002	(0,01)	0,0003	(0,03)
Khả năng sinh lợi	0,1348	(1,68)*	0,0744	(1,28)
Đòn bẩy tài chính	-0,0813	(-2,71)***	-0,0103	(-0,58)
Quy mô công ty	0,0027	(0,95)	-0,0101	(-2,33)**
Cường độ đầu tư	0,0148	(1,78)*	0,0140	(0,56)
Tuổi công ty	-0,0011	(-0,79)	-0,0008	(-1,18)
Tính hữu hình tài sản	0,0179	(1,55)	-0,0031	(-0,31)
Cơ hội tăng trưởng	0,0239	(4,47)***	0,0138	(6,43)***
Hệ số chặn	(khuyết)	(khuyết)	0,2907	(2,70)***
Tác động cố định theo ngành	Có		Có	
Tác động cố định theo năm	Có		Có	
Số công ty	151		539	
Số quan sát	1.057		2.776	

Biến độc lập	(1) Bảng cân đối		(2) Bảng không cân đối	
	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t -statistic)	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t -statistic)
Số biến công cụ	50		62	
Kiểm định Arellano-Bond: AR(1)	0,000		0,000	
Kiểm định Arellano-Bond: AR(2)	0,496		0,085	
Kiểm định Sargan	0,462		0,252	
Kiểm định Hansen	0,276		0,439	

Ghi chú: Biến phụ thuộc: $RISK = \sigma(ROA)$;

Các ước lượng được thực hiện bằng hồi quy Mômen tổng quát (GMM hệ thống);

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

Bảng 10

Bảng chứng động của hành vi CNRR: Mô hình σ (TobinQ) động

Biến giải thích	(1) Bảng cân đối		(2) Bảng không cân đối	
	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t-statistic)	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t-statistic)
RISK _{t-1}	0,3798	(7,92)***	0,3694	(12,21)***
Tập trung quyền sở hữu	0,1192	(2,21)**	0,0652	(1,79)*
Tính độc lập của BQT	0,0564	(1,13)	-0,0285	(-1,04)
Sở hữu nhà nước	0,0403	(1,11)	0,0212	(0,96)
Sở hữu nước ngoài	0,0853	(0,62)	-0,0113	(-0,12)
Sở hữu CEO	-0,0248	(-0,10)	-0,1676	(-1,74)*
Kiểm nhiệm CEO	0,0331	(1,39)	0,0323	(2,08)**
CEO nữ	-0,0466	(-0,93)	-0,0175	(-0,55)
Quy mô BQT	-0,0135	(-1,42)	0,0098	(1,69)*
Sự đa dạng giới tính	0,0153	(0,18)	0,0488	(0,99)
Khả năng sinh lợi	0,2979	(2,52)**	0,3134	(3,87)***
Đòn bẩy tài chính	0,0717	(0,98)	-0,0183	(-0,43)
Quy mô công ty	-0,0454	(-1,60)	-0,0781	(-4,43)***
Cường độ đầu tư	-0,0260	(-0,66)	0,0173	(0,76)

Biến giải thích	(1) Bảng cân đối		(2) Bảng không cân đối	
	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t-statistic)	Hệ số (Coefficient)	Thống kê t (t-statistic)
Tuổi công ty	-0,0428	(-2,28)**	-0,0394	(-2,36)**
Tính hữu hình tài sản	0,0460	(0,54)	-0,0256	(-0,56)
Cơ hội tăng trưởng	-0,0164	(-1,06)	-0,0129	(-2,25)**
Tác động cố định theo ngành	Không		Không	
Tác động cố định theo năm	Có		Có	
Số công ty	90		312	

Ghi chú: Biến phụ thuộc: $RISK = \sigma(\text{TobinQ})$;

Các ước lượng được thực hiện bằng hồi quy hiệu chỉnh biến giả bình phương bé nhất;

Các thông số được báo cáo là các thông số bootstrap với 500 tập hợp dữ liệu mô phỏng;

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

4.4. Quản trị doanh nghiệp và hành vi chấp nhận rủi ro doanh nghiệp

Bởi vì tính đại diện cao của mẫu dữ liệu không cân đối cho bối cảnh nghiên cứu này ở VN cũng như khả năng giải quyết các vấn đề kinh tế lượng, đặc biệt là tính nội sinh, các kết quả ước lượng trên tiếp cận dữ liệu bảng động và không cân đối (cột (2) của Bảng 8) sẽ được phân tích nhằm đưa đến các hàm ý về 2 nhân tố QTDN của hành vi CNRR mà nghiên cứu này đang quan tâm: Tập trung quyền sở hữu và tính độc lập của BQT³.

Tập trung quyền sở hữu

Bằng chứng về tác động của tập trung quyền sở hữu lên hành vi CNRR được tìm thấy qua tiếp cận thước đo đại diện biến động tỉ suất sinh lợi cổ phần. Cụ thể, sự tập trung quyền sở hữu cổ phần ở các công ty niêm yết ở VN dẫn đến khuynh hướng giảm biến động trong tỉ suất sinh lợi cổ phiếu. Dựa theo quan điểm của Stulz (2005), John và cộng sự (2008), kết quả có thể lí giải mức độ QTDN yếu tại VN cùng với sự kém phát triển của thị trường vốn đã dẫn đến ít cơ hội đa dạng hóa trong sở hữu doanh nghiệp, và rủi

³ Thực ra, các hệ số của biến phụ thuộc trở trong 2 tiếp cận động của mô hình (1) trên mẫu cân đối và không cân đối (Bảng 8, Bảng 9 và Bảng 10) đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, hàm ý sự phù hợp của việc nghiên cứu theo tiếp cận bảng động. Thực tế này phù hợp với cân nhắc của Wintoki & cộng sự (2012) về việc sử dụng tiếp cận mô hình động trong nghiên cứu QTDN. Ngoài ra, phần này chỉ tập trung phân tích dựa trên kết quả ở Bảng 8 về 2 nhân tố QTDN, tập trung quyền sở hữu và tính độc lập của BQT do thước đo $\sigma(\text{Return})$ phản ánh rủi ro tổng thể của doanh nghiệp.

ro phá sản cao trong thị trường này sẽ càng làm gia tăng vấn đề tập trung quyền sở hữu. Nghĩa là, nhà đầu tư thông qua các doanh nghiệp tại VN có xu hướng e ngại rủi ro với vị thế tập trung quyền sở hữu của họ. Lập luận này cũng được dự báo bởi La Porta và cộng sự (2000) rằng sự cẩn trọng trong chính sách đầu tư thường xảy ra ở các quốc gia có mức độ QTDN yếu. Như vậy, có thể hiểu là các quyết định đầu tư e ngại rủi ro của các doanh nghiệp VN có cổ đông tập trung quyền sở hữu đã được phản ánh lên sự biến động giảm đi trong tỉ suất sinh lợi cổ phần, như là một sự giảm đi trong kì vọng của nhà đầu tư bên ngoài về thành quả doanh nghiệp.

Tính độc lập của BQT

Tính độc lập của BQT làm tăng biến động tỉ suất sinh lợi cổ phần theo kết quả mô hình động như trình bày ở Bảng 8. Mỗi tương quan này được hàm ý bởi lí thuyết liên quan đến nguồn lực cho rằng khi BQT có các thành viên độc lập sẽ làm tăng khả năng CNRR của doanh nghiệp bởi vì họ giúp công ty tiếp cận tốt hơn các nguồn lực năng suất, pháp lí và thông tin (Mizruchi, 1996; Schoorman & cộng sự, 1981).

Ở một phương diện khác, một BQT có tính độc lập và hiệu quả sẽ giúp tăng cường việc giám sát các giám đốc, bảo vệ lợi ích các cổ đông thiểu số và tham gia vào việc hình thành chiến lược (Koerniadi & cộng sự, 2014). Dưới quan điểm về hành vi CNRR, một BQT có tính độc lập thường sẽ ưa thích các đầu tư có rủi ro với kì vọng sẽ đem đến tăng trưởng mạnh hơn và cung cấp tỉ suất sinh lợi cổ phần cao hơn. Ngược lại, một BQT thiếu độc lập thường có khuynh hướng tránh các dự án rủi ro và ưa thích các dự án thay thế an toàn hơn. Bằng chứng từ nghiên cứu này đã chứng minh rõ mối quan hệ dương giữa tính độc lập của BQT và hành vi CNRR, đồng thời hỗ trợ lập luận của Koerniadi và cộng sự (2014) khi từng đề xuất giả thuyết nhưng không tìm thấy bằng chứng ở New Zealand. Vậy nên bằng chứng tại VN đã có thể bổ sung cơ sở thực nghiệm cho trường hợp nghiên cứu ở các thị trường có mức độ QTDN yếu. Cụ thể, trong một môi trường mà mức độ bảo vệ quyền lợi cổ đông thiểu số còn hạn chế như ở VN, tính độc lập của BQT chỉ đóng vai trò như một cơ chế QTDN nội bộ giúp kiểm soát các hoạt động lẫn tránh rủi ro của ban giám đốc - những người có ít sự đa dạng trong tài sản cá nhân.

5. Kết luận

Nghiên cứu mối quan hệ của các yếu tố QTDN đến hành vi CNRR trong các doanh nghiệp ở VN giai đoạn 2008–2015 cho thấy tập trung quyền sở hữu và tính độc lập của BQT có chiều hướng ảnh hưởng khác nhau lên khuynh hướng quyết định rủi ro của

doanh nghiệp. Cụ thể, các công ty có cổ đông tập trung quyền sở hữu thường liên quan đến các quyết định đầu tư e ngại rủi ro. Trong khi đó, sự độc lập của BQT đóng vai trò như một cơ chế QTDN nội bộ giúp kiểm soát các hoạt động lãng tránh rủi ro của ban giám đốc.

Kết quả nghiên cứu đóng góp vào các nghiên cứu hiện hành về mối quan hệ giữa QTDN và hành vi CNRR của doanh nghiệp, với việc nhấn mạnh vai trò của cơ chế QTDN nội bộ trong bối cảnh một thị trường mới nổi điển hình như VN. Cụ thể, kết quả nghiên cứu củng cố quan điểm của lý thuyết đại diện về vai trò giám sát hiệu quả của cơ chế tập trung quyền sở hữu, đồng thời nhấn mạnh vai trò nguồn lực hiệu quả của các thành viên độc lập trong BQT, góp phần củng cố thêm hàm ý từ lý thuyết quản trị.

Cuối cùng, về phương diện hàm ý chính sách, nghiên cứu giúp định hình một mẫu hình QTDN nội bộ kiểm soát các hành vi rủi ro trong chính sách doanh nghiệp, từ đó giúp định hướng điều chỉnh cơ chế QTDN từ cấp độ công ty. Cụ thể, ban lãnh đạo và cổ đông doanh nghiệp nên có sự quan tâm đến vai trò điều tiết QTDN một cách hiệu quả trong việc cơ cấu nhiều cổ đông lớn trong công ty cũng như việc cơ cấu hợp lý số lượng thành viên độc lập của BQT ■

Tài liệu tham khảo

- Adams, R. B., Almeida, H., & Ferreira, D. (2005). Powerful CEOs and their impact on corporate performance. *Review of Financial Studies*, 18(4), 1403–1432.
- Amihud, Y., & Lev, B. (1981). Risk reduction as a managerial motive for conglomerate mergers. *The Bell Journal of Economics*, 12(2), 605–617.
- Baysinger, B., & Hoskisson, R. E. (1990). The composition of boards of directors and strategic control: Effects on corporate strategy. *The Academy of Management Review*, 15(1), 72–87.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143.
- Boubakri, N., Cosset, J.-C., & Saffar, W. (2013). The role of state and foreign owners in corporate risk-taking: Evidence from privatization. *Journal of Financial Economics*, 108(3), 641–658.
- Deutsch, Y., Keil, T., & Laamanen, T. (2007). Decision making in acquisitions: The effect of outside directors' compensation on acquisition patterns. *Journal of Management*, 33(1), 30–56.
- Donaldson, L., & Davis, J. H. (1991). Stewardship theory or agency theory: CEO governance and shareholder returns. *Australian Journal of Management*, 16(1), 49–64.
- Dyck, A., & Zingales, L. (2004). Private benefits of control: An international comparison. *The Journal of Finance*, 59(2), 537–600.

- Faccio, M., Marchica, M.-T., & Mura, R. (2011). Large shareholder diversification and corporate risk-taking. *The Review of Financial Studies*, 24(11), 3601–3641.
- Faccio, M., Marchica, M. T., & Mura, R. (2016). CEO gender, corporate risk-taking, and the efficiency of capital allocation. *Journal of Corporate Finance*, 39, 193–209.
- Fama, E. F., & Jensen, M. C. (1983). Separation of ownership and control. *The Journal of Law and Economics*, 26(2), 301–325.
- Flannery, M. J., & Hankins, K. W. (2013). Estimating dynamic panel models in corporate finance. *Journal of Corporate Finance*, 19, 1–19.
- Glejser, H. (1969). A new test for heteroskedasticity. *Journal of the American Statistical Association*, 64(325), 316–23.
- Haider, J., & Fang, H. X. (2016). Board size, ownership concentration and future firm risk. *Chinese Management Studies*, 10(4), 692–709.
- Jensen, M., & Meckling, W. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305–360.
- John, K., Litov, L., & Yeung, B. (2008). Corporate governance and risk-taking. *The Journal of Finance*, 63(4), 1679–1728.
- Koerniadi, H., Krishnamurti, C., & Tourani-Rad, A. (2014). Corporate governance and risk-taking in New Zealand. *Australian Journal of Management*, 39(2), 227–245.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. (2000). Investor protection and corporate governance. *Journal of Financial Economics*, 58(1–2), 3–27.
- Mishra, D. R. (2011). Multiple large shareholders and corporate risk taking: Evidence from East Asia. *Corporate Governance: An International Review*, 19(6), 507–528.
- Mizruchi, M. S. (1996). What do interlocks do? An analysis, critique, and assessment of research on interlocking directorates. *Annual Review of Sociology*, 22, 271–298.
- Nguyen, P. (2011). Corporate governance and risk-taking: Evidence from Japanese firms. *Pacific-Basin Finance Journal*, 19(3), 278–297.
- Nguyen, P. (2012). The impact of foreign investors on the risk-taking of Japanese firms. *Journal of the Japanese and International Economies*, 26(2), 233–248.
- Paligorova, T. (2010). Corporate risk taking and ownership structure. *Staff Working Paper 2010-3*. Ottawa: Bank of Canada.
- Pfeffer, J., & Salancik, G. (1978). *The external control of organizations: A resource dependence perspective*. New York: Harper and Row.
- Pound, J. (1988). Proxy contests and the efficiency of shareholder oversight. *Journal of Financial Economics*, 20, 237–265.
- Schoorman, F. D., Bazerman, M. H., & Atkin, R. S. (1981). *Interlocking directorates: A strategy for*

- reducing environmental uncertainty. *The Academy of Management Review*, 6(2), 243–251.
- Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1997). A survey of corporate governance. *The Journal of Finance*, 52(2), 737–783.
- Stulz, R. M. (2005). The limits of financial globalization. *The Journal of Finance*, 60(4), 1595–1638.
- Wintoki, M. B., Linck, J. S., & Netter, J. M. (2012). Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance. *Journal of Financial Economics*, 105(3), 581–606.
- Wright, P., Ferris, S. P., Sarin, A., & Awasthi, V. (1996). Impact of corporate insider, blockholder, and institutional equity ownership on firm risk taking. *The Academy of Management Journal*, 39(2), 441–463.