

Quản trị doanh nghiệp và hành vi thao túng lợi nhuận của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam¹

Nguyễn Thu Hằng^(*) • Nguyễn Mạnh Hiệp^(**) • Trần Thị Tuyết Trâm^(**)

Ngày nhận bài: 23/5/2018 | Biên tập xong: 02/10/2018 | Duyệt đăng: 10/10/2018

TÓM TẮT: Bài nghiên cứu tìm hiểu tác động của quản trị doanh nghiệp đến hành vi thao túng lợi nhuận thông qua các khoản dồn tích của những công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Hai khía cạnh của quản trị được quan tâm là đặc điểm hội đồng quản trị và cấu trúc sở hữu. Hành vi thao túng lợi nhuận được đo lường bằng mức độ các khoản dồn tích bất thường. Nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy bội và dữ liệu bảng dựa trên báo cáo tài chính của 652 công ty phi tài chính niêm yết trên các Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội và TP. Hồ Chí Minh trong giai đoạn 2010–2016, kết quả cho thấy quy mô hội đồng quản trị càng lớn, hành vi thao túng lợi nhuận càng giảm. Ngoài ra, sở hữu của ban giám đốc và sở hữu nhà nước cũng góp phần hạn chế hành vi thao túng lợi nhuận.

TỪ KHÓA: các khoản dồn tích, cấu trúc sở hữu, đặc điểm hội đồng quản trị, thao túng lợi nhuận.

1. Đặt vấn đề

Các chuẩn mực kế toán cho phép nhà quản trị có những ước tính chủ quan. Điều này dẫn tới việc các nhà quản trị có thể sử dụng hiểu biết của họ về hoạt động kinh doanh để thao túng lợi nhuận kế toán trong điều kiện thông tin bất cân xứng giữa nhà quản trị và cổ đông. Việc nhà quản trị sử dụng những ước tính trong kế toán hoặc điều chỉnh các giao dịch

để thay đổi lợi nhuận báo cáo, nhằm làm sai lệch đánh giá của cổ đông hay các bên có liên quan được gọi là thao túng lợi nhuận (Healy & Wahlen, 1999). Mục tiêu thao túng lợi nhuận của nhà quản trị nhằm tối đa hóa lợi ích bản

^(*) Nguyễn Thu Hằng - Email: nguyenthuhang.cs2@ftu.edu.vn.

^(**) Nguyễn Mạnh Hiệp - Email: nguyenmanhhiep.cs2@ftu.edu.vn.

^(**) Trần Thị Tuyết Trâm - Email: rita.trantram@gmail.com.

¹ Bài viết là sản phẩm của Đề tài Khoa học và Công nghệ cấp Cơ sở "Thao túng lợi nhuận (Earnings management) của các doanh nghiệp niêm yết Việt Nam", mã số NT2017-33 của Trường Đại học Ngoại thương.

^(*), ^(**), ^(**) Trường Đại học Ngoại thương, Cơ sở II tại TP.HCM; Số 15 D5, Phường 25, Quận Bình Thạnh, TP. Hồ Chí Minh.

thân hoặc làm sai lệch đánh giá của thị trường về kết quả kinh doanh của doanh nghiệp.

Hệ thống quản trị doanh nghiệp được xem là một cách để giải quyết vấn đề thông tin bất cân xứng giữa nhà quản trị và cổ đông, thông qua việc gắn kết lợi ích của nhà quản trị với lợi ích của cổ đông, giúp nâng cao độ tin cậy của thông tin báo cáo tài chính (Watts & Zimmerman, 1986). Dechow, Sloan & Sweeney (1995) khẳng định tính tin cậy và xác thực của lợi nhuận kế toán tăng lên khi những hành vi cơ hội của ban giám đốc được kiểm soát bằng các hệ thống giám sát. Chính vì vậy, các nghiên cứu thực nghiệm trước đây thường đi tìm bằng chứng về ảnh hưởng của hệ thống quản trị đến các hành vi thao túng lợi nhuận của nhà quản trị (Cornett, Marcus & Tehranian, 2008; Davidson, Goodwin-Stewart & Kent, 2005; Ghosh, Marra & Moon, 2010; Xie, Davidson III & DaDalt, 2003).

Tại Việt Nam, có một số nghiên cứu về ảnh hưởng của đặc điểm quản trị đến hành vi thao túng lợi nhuận của các doanh nghiệp niêm yết như Hoang Cam Trang, Abeysekera & Ma (2017); Le Thi Hoai Anh, Le Thi Nhat Linh & Vu Thanh Huy (2016) và Essa, Kabir & Nguyen (2016). Hoang Cam Trang & ctg (2017) nghiên cứu ảnh hưởng của tính đa dạng của hội đồng quản trị đến chất lượng lợi nhuận báo cáo và phát hiện rằng tính đa dạng của hội đồng quản trị có tác động tích cực đến chất lượng lợi nhuận báo cáo, hay làm giảm hành vi thao túng lợi nhuận. Le Thi Hoai Anh & ctg (2016) chỉ ra rằng sự kiêm nhiệm của chủ tịch và quy mô hội đồng quản trị có tương quan dương với hành vi thao túng lợi nhuận, trong khi mối quan hệ giữa tính độc lập của hội đồng quản trị và hành vi thao túng lợi nhuận không có ý nghĩa thống kê. Tuy nhiên, Le Thi Hoai Anh & ctg (2016) chỉ sử dụng dữ liệu năm 2014 nên khó có thể đại diện cho toàn bộ thị trường chứng

khoản Việt Nam. Essa & ctg (2016) tìm thấy bằng chứng rằng hội đồng quản trị có số lượng thành viên đông có thể hạn chế hành vi thao túng lợi nhuận một cách hiệu quả. Bên cạnh đó, sở hữu nhà nước và sở hữu của nhà đầu tư nước ngoài cũng góp phần hạn chế hành vi thao túng lợi nhuận. Tuy vậy, Essa & ctg (2016) đo lường mức độ thao túng lợi nhuận bằng cách ước lượng các khoản dồn tích bất thường (discretionary accruals) dựa trên dữ liệu chuỗi thời gian trong sáu năm liên tục của từng doanh nghiệp. Theo Subramanyam (1996), so với ước lượng dựa trên dữ liệu ngành, ước lượng dựa trên dữ liệu chuỗi thời gian sẽ làm mất các quan sát của những doanh nghiệp không đủ số năm theo yêu cầu. Hơn thế nữa, số quan sát trong một mô hình ước lượng khi sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian thường ít so với khi sử dụng dữ liệu ngành. Ngoài ra, khi sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian để ước lượng, mô hình có thể gặp phải hiện tượng dữ liệu không dừng, làm ảnh hưởng đến độ tin cậy của ước lượng. Tất cả các lý do trên cho thấy ước lượng các khoản dồn tích bất thường bằng dữ liệu ngành mang lại độ chính xác cao hơn so với ước lượng bằng dữ liệu chuỗi thời gian (Subramanyam, 1996)². Như vậy, có thể nói, việc sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian để ước lượng các khoản dồn tích bất thường tại thị trường Việt Nam trong Essa & ctg (2016) có thể làm giảm tính tin cậy của kết quả.

Trong bài viết này, nhóm tác giả tập trung tìm hiểu tác động của các đặc tính quản trị đến hành vi thao túng lợi nhuận dựa trên các khoản dồn tích của những doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam. Hai khía cạnh của đặc tính quản trị được quan tâm là đặc điểm của hội đồng quản trị và cấu trúc sở hữu của doanh nghiệp. Trong đó, đặc điểm của hội đồng quản trị gồm sự kiêm nhiệm của chủ tịch, tính độc lập và quy mô của hội đồng quản trị và cấu trúc sở hữu

² Các nghiên cứu thực chứng thường sử dụng dữ liệu của từng ngành theo từng năm để ước lượng các khoản dồn tích bất thường (xem Kothari & ctg, 2005; Subramanyam, 1996; Xie, 2001).

liên quan đến sở hữu của ban giám đốc, sở hữu của nhà nước và sở hữu của nhà đầu tư tổ chức khác ngoài nhà nước. Nhằm khắc phục hạn chế của Le Thi Hoai Anh & ctg (2016), Essa & ctg (2016), nhóm tác giả ước lượng các khoản dồn tích bất thường dựa trên dữ liệu ngành của từng năm, cho giai đoạn 2010–2016. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng quy mô của hội đồng quản trị có quan hệ ngược chiều với hành vi thao túng lợi nhuận của các doanh nghiệp. Ngoài ra, sở hữu của ban giám đốc và sở hữu nhà nước cũng góp phần hạn chế hành vi thao túng lợi nhuận. Các biến tính kiêm nhiệm của chủ tịch, tính độc lập của hội đồng quản trị, sở hữu của các nhà đầu tư tổ chức khác ngoài nhà nước đều không có ý nghĩa thống kê. Kết quả nghiên cứu đã bổ sung các bằng chứng về mối quan hệ giữa đặc điểm quản trị với hành vi thao túng lợi nhuận tại Việt Nam.

2. Cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm

Theo Healy & Wahlen (1999), thao túng lợi nhuận là các hoạt động nhằm thay đổi báo cáo tài chính một cách có chủ đích khiến thị trường có cái nhìn sai lệch về kết quả hoạt động của doanh nghiệp. Có hai hình thức thao túng lợi nhuận. Đầu tiên, thao túng lợi nhuận có thể được thực hiện thông qua các quyết định kinh doanh hàng ngày như tăng doanh thu, hoãn các chi phí nghiên cứu phát triển, giảm chi phí hàng sản xuất quá nhiều (Dechow & Skinner, 2000; Healy & Wahlen, 1999; Roychowdhury, 2006). Những hành vi này ảnh hưởng trực tiếp đến dòng tiền vào, dòng tiền ra của doanh nghiệp và được gọi là hành vi thao túng lợi nhuận dựa trên các giao dịch thực (real earnings management). Bên cạnh đó, nhà quản trị có thể điều chỉnh lợi nhuận báo cáo bằng việc thay đổi phương pháp kế toán hoặc phương pháp ước lượng các khoản dồn tích trên báo cáo tài chính (Sloan, 1996). Phương pháp này được gọi là thao túng lợi nhuận trên cơ sở kế toán dồn tích. So với thao túng lợi nhuận bằng các giao dịch thực, thao túng lợi nhuận bằng các khoản dồn tích dễ bị giám sát hơn (Cohen, Dey, & Lys, 2008;

Cohen & Zarowin, 2010; Zang, 2011). Chính vì vậy, khi nghiên cứu về tác động của cơ chế giám sát hoặc các cơ quan giám sát bên ngoài đến hành vi thao túng lợi nhuận, các nghiên cứu thường tập trung vào hình thức thao túng dựa trên các khoản dồn tích.

Trong quản trị doanh nghiệp, hệ thống quản trị doanh nghiệp được xem là một cách giải quyết vấn đề thông tin bất cân xứng giữa nhà quản trị và cổ đông, giúp nâng cao độ tin cậy của thông tin báo cáo tài chính (Watts & Zimmerman, 1986). Hay nói một cách khác, hệ thống quản trị doanh nghiệp cho thấy cơ chế giám sát đối với hành vi của nhà quản trị xem có thực sự vì lợi ích của cổ đông hay không. Vì thế nhiều nghiên cứu đã tiến hành tìm hiểu ảnh hưởng của đặc tính quản trị lên hành vi thao túng lợi nhuận của các doanh nghiệp (Cornett & ctg, 2008; Davidson & ctg, 2005; Ghosh & ctg, 2010; Xie & ctg, 2003).

Các đặc tính quản trị được phân loại thành hai khía cạnh: đặc điểm của hội đồng quản trị và cấu trúc sở hữu của doanh nghiệp. Hội đồng quản trị đóng vai trò quan trọng trong giám sát hoạt động quản lý của ban giám đốc, làm hạn chế các vấn đề về đại diện (Jensen, 1993; García-Meca & Sánchez-Ballesta, 2009). Tuy nhiên, nếu chủ tịch hội đồng quản trị kiêm nhiệm giám đốc, thì vai trò của chủ tịch sẽ không được thực thi một cách hiệu quả (Jensen, 1993). Tính kiêm nhiệm của chủ tịch hội đồng quản trị được cho là làm tăng nguy cơ thao túng lợi nhuận. Tuy nhiên, các nghiên cứu thực nghiệm không tìm ra bằng chứng ủng hộ quan điểm này (Cornett & ctg, 2008; Davidson & ctg, 2005; Xie & ctg, 2003). Bên cạnh tính kiêm nhiệm của chủ tịch, tính độc lập của hội đồng quản trị cũng được cho là có ảnh hưởng đến hành vi thao túng lợi nhuận. Nếu hội đồng quản trị bao gồm các thành viên độc lập thì có thể phát huy khả năng giám sát nhà quản trị một cách hiệu quả, qua đó thực hiện vai trò đại diện cho cổ đông (Fama & Jensen, 1983). Tuy nhiên, các nghiên cứu thực nghiệm lại đưa ra các bằng chứng khác nhau về ảnh hưởng của tính độc lập của hội đồng quản trị đến thao túng lợi nhuận. Trong

ngiên cứu tại Úc, Davidson & ctg (2005) chỉ ra rằng tính độc lập của hội đồng quản trị có tác động tích cực trong việc hạn chế hành vi thao túng lợi nhuận. Tuy nhiên, nghiên cứu tại Mỹ của Chtourou, Bedard & Courteau (2001), tại Malaysia và Singapore của Bradbury, Mak & Tan (2006) cho thấy, không có mối liên hệ nào giữa tính độc lập của hội đồng quản trị và hành vi thao túng lợi nhuận. Một yếu tố nữa liên quan đến hội đồng quản trị có thể ảnh hưởng đến hành vi thao túng lợi nhuận của nhà quản trị đó chính là quy mô của hội đồng quản trị. Hội đồng quản trị có quy mô càng nhỏ thì vấn đề quan liêu càng giảm thiểu, cơ cấu tinh gọn giúp phát huy chức năng của hội đồng một cách tối ưu. Nói một cách khác, nếu số lượng thành viên hội đồng quản trị càng nhiều khiến việc giao tiếp và phối hợp giữa các thành viên trở nên càng rời rạc (Jensen, 1993). Chính vì thế quy mô hội đồng quản trị càng lớn có thể dẫn đến hành vi thao túng lợi nhuận càng nhiều hơn. Tuy nhiên, các bằng chứng về tác động của quy mô hội đồng quản trị lên hành vi thao túng lợi nhuận cũng chưa rõ ràng. Ching, Firth, & Rui (2006) kết luận quy mô hội đồng càng lớn thì nhà quản trị càng dễ dàng thao túng lợi nhuận khi nghiên cứu các doanh nghiệp ở Hồng Kông, trong khi Xie & ctg (2003) đưa ra kết quả trái ngược trong nghiên cứu với các doanh nghiệp ở Mỹ. Một số tác giả khác lại không tìm thấy mối liên quan nào giữa hai hiện tượng này, như nghiên cứu của Bradbury & ctg (2006) đối với doanh nghiệp ở Malaysia và Singapore.

Liên quan đến cấu trúc sở hữu, các nghiên cứu thực nghiệm cũng tìm những bằng chứng về ảnh hưởng của đặc tính quản trị này đến hành vi thao túng lợi nhuận của nhà quản trị. Khi sở hữu của ban giám đốc lớn, vấn đề người đại diện được giải quyết vì lợi ích của cá nhân nhà quản trị được gắn với lợi ích của cổ đông (Jensen & Meckling, 1976). Chính vì thế, sở hữu của ban giám đốc có thể được coi là cách hạn chế các hành vi thao túng lợi nhuận (Warfield, Wild & Wild, 1995). Warfield & ctg (1995) tìm ra bằng chứng rằng sở hữu của ban giám đốc có quan hệ ngược chiều với mức độ

điều chỉnh các khoản dồn tích hay hành vi thao túng lợi nhuận với các doanh nghiệp ở Mỹ. Tuy nhiên, khi nghiên cứu với các doanh nghiệp Singapore, Yeo, Tan, Ho & Chen (2002) chỉ ra rằng chưa hẳn tồn tại mối quan hệ ngược chiều giữa sở hữu của ban giám đốc và hành vi thao túng lợi nhuận luôn xảy ra. Khi nhà quản trị sở hữu ở mức thấp, có mối quan hệ ngược chiều giữa tỷ lệ sở hữu và mức độ của các khoản dồn tích bất thường. Nhưng khi tỷ lệ sở hữu ở mức cao, mối quan hệ này sẽ đảo chiều, hàm ý rằng nhà quản trị có thể lạm quyền bằng việc thực hiện các hành vi thao túng lợi nhuận.

Xét đến yếu tố sở hữu của nhà đầu tư tổ chức, các nhà nghiên cứu lập luận rằng sự có mặt của những nhà đầu tư tổ chức đủ lớn sẽ giúp tăng cường giám sát hoạt động quản trị của ban giám đốc và làm hạn chế hành vi thao túng lợi nhuận (Cornett & ctg, 2008; García-Meca & Sánchez-Ballesta, 2009). Tuy nhiên, các nghiên cứu tìm ra bằng chứng không thống nhất về mối quan hệ này tại những thị trường khác nhau. Cornett & ctg (2008) khám phá rằng sở hữu của nhà đầu tư tổ chức giúp hạn chế hành vi thao túng lợi nhuận với các doanh nghiệp tại Mỹ, Yeo & ctg (2002) tìm thấy bằng chứng tương tự với các doanh nghiệp tại Singapore. Siregar & Utama (2008) lại không tìm thấy tác động của nhà đầu tư tổ chức lên hành vi thao túng lợi nhuận ở Indonesia.

Một yếu tố liên quan đến sở hữu của nhà đầu tư tổ chức nữa, đó chính là sở hữu của một chủ thể đặc biệt trong nền kinh tế là sở hữu của nhà nước. Wang & Yung (2011) đã liệt kê một số nguyên nhân dẫn tới việc các nhà nghiên cứu thường nghi ngờ rằng những doanh nghiệp có vốn nhà nước có xu hướng thao túng lợi nhuận nhiều hơn so với các doanh nghiệp không có sở hữu nhà nước. Thứ nhất là tình trạng quan liêu, thiếu động cơ làm việc của nhà quản trị, tham nhũng, quản trị không hiệu quả và thiếu cạnh tranh tại những doanh nghiệp có vốn nhà nước. Thứ hai là vấn đề đại diện sẽ lớn hơn tại những doanh nghiệp có vốn nhà nước do xung đột lợi ích giữa nhà nước và nhà đầu tư nhỏ lẻ, giữa cổ đông và nhà quản trị. Thứ ba là vấn đề lạm quyền của nhà quản trị có thể xảy ra

với những doanh nghiệp có vốn nhà nước. Tuy vậy, bằng chứng của Wang & Yung (2011) tại các doanh nghiệp Trung Quốc lại chứng minh điều ngược lại. Doanh nghiệp có sở hữu nhà nước càng cao thì hành vi thao túng lợi nhuận càng thấp. Lý giải cho điều này, Wang & Yung (2011) đưa ra hai nguyên nhân: thứ nhất, cùng với sự rót vốn, nhà nước sẽ yêu cầu doanh nghiệp đảm bảo các điều khoản có tính ràng buộc về mặt pháp lý, khiến nhà quản trị thận trọng hơn khi thực hiện thao túng lợi nhuận; thứ hai, các doanh nghiệp nhà nước chỉ phớt lờ mạnh bởi tỉ lệ sở hữu cao sẽ được "bảo hộ", kết quả tài chính không phải là mục đích hàng đầu nên lợi nhuận không nhất thiết phải được "làm đẹp".

Các kết quả nghiên cứu thực nghiệm đưa ra nhiều bằng chứng trái ngược về tác động của đặc tính quản trị đến hành vi thao túng lợi nhuận tại các quốc gia khác nhau. Garcia-Meca & Sánchez-Ballesta (2009) giải thích rằng sự không thống nhất trong kết quả thực nghiệm có thể xuất phát từ sự khác biệt về giai đoạn nghiên cứu, về môi trường pháp lý tại các quốc gia và cũng có thể từ sự khác biệt trong thiết kế nghiên cứu.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

Để nghiên cứu tác động của các đặc điểm hội đồng quản trị và cấu trúc sở hữu đến hành vi thao túng lợi nhuận, các tác giả sử dụng mô hình hồi quy bội như sau:

$$EM_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 BoD_{i,t} + \gamma_2 Ownership_{i,t} + \gamma_3 Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Trong đó: i là đại diện cho doanh nghiệp; t là đại diện cho năm; $EM_{i,t}$ là đại diện cho ba biến phụ thuộc ABSDA1, ABSDA2 và ABSDA3, đo lường mức độ thao túng lợi nhuận. ABSDA1, ABSDA2 và ABSDA3 được xác định bằng giá trị tuyệt đối của các khoản dồn tích bất thường, được đo lường bằng ba cách.

• **Đo lường biến phụ thuộc: khoản dồn tích bất thường**

Theo Jones (1991) và Becker, DeFond,

Jiambalvo & Subramanyam (1998), các khoản dồn tích bất thường được sử dụng làm thước đo mức độ thao túng lợi nhuận. Tổng các khoản dồn tích được chia thành hai phần: phần dồn tích cần thiết (non-discretionary accruals) và phần dồn tích bất thường liên quan đến quyết định của nhà quản trị. Tổng các khoản dồn tích được tính như sau:

$$TA_{i,t} = (Net_op_Profit_{i,t} - Cash_op_{i,t}) / Asset_{i,t-1} \quad (2)$$

Trong đó: $TA_{i,t}$ - tổng các khoản dồn tích; $Net_op_Profit_{i,t}$ - lợi nhuận thuần từ hoạt động kinh doanh; $Cash_op_{i,t}$ - dòng tiền từ hoạt động kinh doanh; $Asset_{i,t-1}$ - tài sản đầu kỳ.

Jones (1991) cho rằng tổng các khoản dồn tích tùy thuộc vào tài sản cố định và sự thay đổi doanh thu, như trong mô hình sau:

$$TA_{i,t} = \alpha_1(1/Asset_{i,t-1}) + \alpha_2(\Delta REV_{i,t}/Asset_{i,t-1}) + \alpha_3(PPE_{i,t}/Asset_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Trong đó: $TA_{i,t}$ - tổng các khoản dồn tích được tính bởi công thức (2); $Asset_{i,t-1}$ - tài sản đầu kỳ; $\Delta REV_{i,t}$ - thay đổi doanh thu; $PPE_{i,t}$ - tổng tài sản cố định.

Mô hình 3 là mô hình Jones (1991) ước lượng với các doanh nghiệp trong cùng ngành và cùng năm (mỗi ước lượng đòi hỏi tối thiểu có 15 quan sát). Giá trị ước lượng của tổng các khoản dồn tích tính dựa trên mô hình 3 chính là ước lượng của các khoản dồn tích cần thiết. Các khoản dồn tích bất thường là phần chênh lệch giữa tổng các khoản dồn tích với các khoản dồn tích cần thiết. Giá trị tuyệt đối của các khoản dồn tích bất thường được tính từ (3) ký hiệu là ABSDA1 được sử dụng làm thước đo của mức độ thao túng lợi nhuận.

Một giả định ngầm hiểu trong mô hình Jones (1991) đó là doanh thu không chứa các khoản dồn tích bất thường (Dechow & cđg, 1995). Tuy nhiên, trên thực tế, nhà quản trị có thể điều chỉnh doanh thu vào cuối năm bằng cách gia tăng bán hàng trả chậm hơn mức bình thường. Quyết định này làm tăng doanh thu và tổng các khoản dồn tích (thông qua việc tăng các khoản phải thu) nhưng lại gây lên nghi ngờ rằng liệu doanh nghiệp có thể thu được tiền

từ các khoản bán hàng trả chậm bất thường đó không. Mô hình Jones (1991) gặp hạn chế với tình huống như thế này khi ước lượng các khoản dồn tích bất thường (Dechow & ctg, 1995). Để khắc phục, Dechow & ctg (1995) đã xuất mô hình hiệu chỉnh bằng cách bổ sung tăng giảm các khoản phải thu ($\Delta REC_{i,t}$) như trong mô hình 4 rồi tiếp tục ước lượng các khoản dồn tích bất thường như Jones (1991) đã đề xuất. Giá trị tuyệt đối của khác khoản dồn tích bất thường (ABSDA2) được ước lượng bằng mô hình Jones (1991) hiệu chỉnh - thứ hai đo thứ hai của mức độ thao túng lợi nhuận.

Mô hình Jones (1991) được hiệu chỉnh bởi Dechow & ctg (1995) như sau:

$$TA_{i,t} = \beta_1 (1/Asset_{i,t-1}) + \beta_2 ([\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}] / Asset_{i,t-1}) + \beta_3 (PPE_{i,t} / Asset_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Kothari, Leone & Wasley (2005) cho rằng để ước lượng các khoản dồn tích bất thường một cách tin cậy hơn, cần phải kiểm soát hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Vì vậy, Kothari & ctg (2005) đã xuất đưa thêm biến hiệu quả hoạt động (ROA) vào mô hình Jones (1991) hiệu chỉnh, như trong mô hình 5. Giá trị tuyệt đối của các khoản dồn tích bất thường (ABSDA3) được ước lượng bằng mô hình 5 là thước đo thứ ba mức độ thao túng lợi nhuận.

Mô hình Jones (1991) hiệu chỉnh bởi Kothari & ctg (2005):

$$TA_{i,t} = \beta_1 (1/Asset_{i,t-1}) + \beta_2 ([\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}] / Asset_{i,t-1}) + \beta_3 (PPE_{i,t} / Asset_{i,t-1}) + \beta_4 ROA_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

• Đo lường biến độc lập

Các biến liên quan đến đặc điểm của hội đồng quản trị (BoD_{i,t}):

Hội đồng quản trị đóng vai trò quan trọng trong việc giám sát hoạt động quản lý của ban giám đốc, làm hạn chế các vấn đề về đại diện (Jensen, 1993; García-Meca & Sánchez-Ballesta, 2009). Vì thế, tính kiêm nhiệm của chủ tịch hội đồng quản trị được cho là làm tăng quy mô thao túng lợi nhuận (Cornett & ctg, 2008; Davidson & ctg, 2005). Tương tự như vậy, tính độc lập của các thành viên hội đồng quản trị

được kỳ vọng sẽ góp phần làm giảm chi phí đại diện (Fama & Jensen, 1983) và làm giảm hành vi thao túng lợi nhuận (Davidson & ctg, 2005). Quy mô hội đồng quản trị càng lớn có thể dẫn đến hành vi thao túng lợi nhuận càng nhiều hơn (Jensen, 1993; Ching & ctg, 2006). Tuy nhiên, các nghiên cứu đã đưa ra các bằng chứng trái ngược về mối quan hệ này (Ching và ctg, 2006; Xie & ctg, 2003). Vì thế, liên quan đến đặc điểm của hội đồng quản trị, các biến gồm: tính kiêm nhiệm của chủ tịch hội đồng quản trị (DUAL), tính độc lập của hội đồng quản trị (IND) và quy mô hội đồng quản trị (BOARD_SIZE) được đưa vào mô hình nhằm kiểm định các mối quan hệ này tại thị trường Việt Nam.

Các biến liên quan đến cấu trúc sở hữu (Ownership_{i,t}):

Sở hữu của ban giám đốc giúp giải quyết vấn đề người đại diện giữa cổ đông và nhà quản trị (Jensen & Meckling, 1976). Vì thế, sở hữu của ban giám đốc có thể được coi là cách hạn chế các hành vi thao túng lợi nhuận (Warfield & ctg, 1995). Tương tự như vậy, sở hữu của nhà đầu tư tổ chức giúp tăng cường sự giám sát đối với hành vi của ban giám đốc (Cornett & ctg, 2008; García-Meca & Sánchez-Ballesta, 2009). Vì thế, liên quan đến cấu trúc sở hữu, các biến độc lập: sở hữu của ban giám đốc (OWN_MNG), sở hữu của nhà đầu tư tổ chức (OWN_INS) được đưa vào mô hình nhằm kiểm định các mối quan hệ này tại thị trường Việt Nam. Liên quan đến sở hữu nhà nước, nền kinh tế Việt Nam nhiều điểm tương đồng với Trung Quốc, vì thế sở hữu nhà nước có thể làm hạn chế hành vi thao túng lợi nhuận (Wang & Yung, 2011). Biến sở hữu nhà nước được đưa vào mô hình là sở hữu nhà nước (OWN_STATE).

Các biến kiểm soát (Control_{i,t}) bao gồm các biến đặc trưng doanh nghiệp được sử dụng trong những nghiên cứu trước như Chen và ctg (2011), Chtourou & ctg (2001), Yeo & ctg (2002). Các biến này bao gồm: quy mô doanh nghiệp (SIZE - logarit tự nhiên của tổng tài sản), đòn bẩy tài chính (LEV - nợ dài hạn chia cho tổng tài sản), dòng tiền hoạt động hiệu

Bảng 1: Các biến độc lập chính trong mô hình

| | Tên biến | Dấu kỳ vọng | Cách tính | Nguồn tham khảo |
|---|--|-------------|--|--|
| Đặc điểm hội đồng quản trị - BoD_{it} | DUAL Tính kiêm nhiệm của chủ tịch hội đồng quản trị | + | Biến giả, nhận giá trị 1 khi chủ tịch hội đồng quản trị đồng thời là giám đốc điều hành của doanh nghiệp, nhận giá trị 0 trong trường hợp khác | Cornett & ctg (2008); Davidson & ctg (2005); Xie & ctg (2003) |
| | IND Tính độc lập của hội đồng quản trị | | Tỉ lệ giữa số thành viên thuộc hội đồng quản trị nhưng không thuộc ban giám đốc và tổng số thành viên của hội đồng quản trị | Bradbury & ctg (2006); Chtourou & ctg (2001) |
| | BOARD_SIZE Quy mô hội đồng quản trị | +/- | Số thành viên trong hội đồng quản trị | Bradbury & ctg (2006); Chtourou & ctg (2001); Xie & ctg (2003) |
| Cấu trúc sở hữu - $Ownership_{it}$ | OWN_MNG Sở hữu của ban giám đốc | | Tỷ lệ sở hữu của thành viên ban giám đốc | Warfield & ctg (1995); Yeo & ctg (2002) |
| | OWN_INS Sở hữu của nhà đầu tư tổ chức | - | Tỷ lệ sở hữu của nhà đầu tư tổ chức | Cornett & ctg (2008); Garcia-Meca và Sánchez-Ballesta (2009) |
| | OWN_STATE Sở hữu của nhà nước | | Tỷ lệ sở hữu của nhà nước | Wang & Yung (2011) |

Nguồn: Các tác giả tổng hợp.

chính bởi tổng tài sản (CFOA – dòng tiền hoạt động chia cho tổng tài sản đầu kỳ), tốc độ tăng trưởng (GROWTH – tốc tăng trưởng doanh thu giữa hai kỳ), thua lỗ trong hoạt động kinh doanh (LOSS – biến giả, nhận giá trị 1 khi lợi nhuận hai năm liên tiếp âm), hiệu quả hoạt động (ROA – tỉ suất lợi nhuận trên tổng tài sản). Ngoài ra, kết quả của những nghiên cứu cũng chỉ ra việc kiểm toán bởi các công ty kiểm toán lớn góp phần hạn chế hành vi thao túng lợi nhuận (Becker & ctg, 1998). Vì thế, biến giả BIG4 (nhận giá trị 1 nếu doanh nghiệp được kiểm toán bởi một trong bốn công ty kiểm toán lớn là Deloitte, PwC, Ernst & Young, KPMG) cũng được sử dụng là biến kiểm soát của mô hình. Cuối cùng, các biến giả ngành và năm cũng được đưa vào mô hình nhằm kiểm soát các hiệu ứng cố định về ngành và năm.

• Phương pháp ước lượng

Để ước lượng mô hình 1, các tác giả sử dụng phương pháp ước lượng bình phương nhỏ nhất

(OLS) trong đó có điều chỉnh sai số chuẩn nhằm khắc phục hiện tượng phương sai thay đổi. Phương pháp ước lượng bình phương nhỏ nhất là phương pháp được sử dụng phổ biến trong các nghiên cứu trước đây về hành vi thao túng lợi nhuận như Chen, Chen, Lobo & Wang (2011), Xie & ctg (2003), Yeo & ctg (2002).

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Mẫu dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu này gồm các công ty niêm yết trên các Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội trong giai đoạn 2009–2016, không bao gồm các định chế tài chính (ngân hàng, công ty bảo hiểm, công ty chứng khoán...) vì bảng cân đối kế toán của nhóm công ty này cũng như những đặc thù trong hoạt động kinh doanh và đầu tư khác với các doanh nghiệp phi tài chính. Các dữ liệu tài chính, quản trị và cổ đông lớn (sở hữu từ 5% số lượng cổ phần lưu hành) được thu thập từ Vietstock. Do mô hình

có hai biến là sở hữu nhà đầu tư tổ chức và sở hữu nhà nước, nên sở hữu của nhà đầu tư tổ chức không bao gồm sở hữu nhà nước. Các quan sát bất thường được loại bỏ như sau: loại bỏ 1% giá trị lớn nhất và nhỏ nhất của tổng tài sản, doanh thu thuần, lợi nhuận từ hoạt động sản xuất, kinh doanh, tổng dồn tích được hiệu chỉnh bởi tổng tài sản, tài sản cố định hữu hình được hiệu chỉnh bởi tổng tài sản, chênh lệch giữa doanh thu và khoản phải thu được hiệu chỉnh bởi tổng tài sản. Việc đo lường các khoản dồn tích được dựa trên tổng tài sản của kỳ trước, nên mẫu sẽ mất các quan sát của năm đầu tiên (năm 2009).

Sau quá trình xử lý, các tác giả thu được dữ liệu bảng không cân đối với 2.692 quan sát đối với 652 công ty phi tài chính niêm yết, trong khoảng thời gian 2010–2016 (số lượng doanh nghiệp thay đổi theo năm: năm 2010 có 316, năm 2011 – 330, năm 2012 – 390, năm 2013 – 414, năm 2014 – 400, năm 2015 – 419 và năm 2016 – 423 doanh nghiệp). Trong mô hình hồi quy, số quan sát có thể giảm do số lượng quan sát của mỗi biến không đồng đều nhau. Bài nghiên cứu không sử dụng giai đoạn trước năm 2009 do giai đoạn thị trường có nhiều bất ổn, dữ liệu biến động lớn và thiếu hụt nhiều chỉ tiêu quan trọng.

Bảng 2 trình bày thống kê mô tả biến phụ thuộc và một số biến độc lập chính của mô hình.

Các biến phụ thuộc ABSDA1, ABSDA2, ABSDA3 đại diện cho hành vi thao túng lợi nhuận thông qua các khoản dồn tích có giá trị trung bình (0,074; 0,0742 và 0,0715) và trung vị (0,0576; 0,0577 và 0,0548) khá đồng đều. Quy mô trung bình của hội đồng quản trị là năm người, trong đó, cứ ba doanh nghiệp thì có một trong số đó có chủ tịch hội đồng quản trị kiêm chức giám đốc. Liên quan đến cấu trúc sở hữu, giá trị trung bình tỉ lệ sở hữu của ban giám đốc, nhà đầu tư tổ chức và nhà nước lần lượt là 0,066; 0,152 và 0,210, chúng tỏ trong các doanh nghiệp niêm yết tại thị trường chứng khoán Việt Nam, nhà nước vẫn là chủ thể đứng đầu về tỉ lệ sở hữu (OWN_STATE với trung bình khoảng 21%). Mức trung bình (21%) chênh lệch xa với trung vị (7%) của tỷ lệ sở hữu nhà nước cho thấy, có sự khác biệt lớn giữa tỷ lệ sở hữu nhà nước của các doanh nghiệp. Tỉ lệ sở hữu của nhà đầu tư tổ chức ngoài nhà nước (OWN_INS) có mức bình quân đạt khoảng 15,2% (thấp hơn so với sở hữu nhà nước trong cấu trúc sở hữu), tuy nhiên mức độ phân tán cũng mạnh với độ lệch chuẩn 0,213. Lưu ý rằng sở hữu của nhà đầu tư tổ chức ở đây không bao gồm sở hữu của nhà nước mà được đại diện bởi một doanh nghiệp nhà nước. Tỉ lệ sở hữu của ban giám đốc (OWN_MNG) với mức trung bình đạt 6,6% và trung vị là 1,75% thể hiện xu hướng nắm giữ cổ phần tại doanh nghiệp mình điều hành của các nhà quản trị

Bảng 2: Thống kê mô tả các biến phụ thuộc và biến độc lập chính

| Biến | Số quan sát | Trung vị | Trung bình | Độ lệch chuẩn |
|------------|-------------|----------|------------|---------------|
| ABSDA1 | 2.692 | 0,0576 | 0,0740 | 0,0610 |
| ABSDA2 | 2.692 | 0,0577 | 0,0742 | 0,0620 |
| ABSDA3 | 2.692 | 0,0548 | 0,0715 | 0,0600 |
| DUAL | 2.692 | 0 | 0,332 | 0,471 |
| IND | 2.692 | 0,6 | 0,621 | 0,181 |
| BOARD_SIZE | 2.692 | 5 | 5,449 | 1,091 |
| OWN_MNG | 2.685 | 0,017 | 0,066 | 0,109 |
| OWN_INS | 2.692 | 0,05 | 0,152 | 0,213 |
| OWN_STATE | 2.692 | 0,07 | 0,210 | 0,241 |

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu.

nhìn chung còn chưa cao. Điều này là một biểu hiện của vấn đề tách biệt giữa quyền sở hữu và quyền quản lý.

4. Kết quả nghiên cứu

Bảng 3 trình bày kết quả hồi quy mô hình 1 bằng phương pháp OLS có điều chỉnh sai số chuẩn nhằm khắc phục hiện tượng phương sai thay đổi. Kết quả hồi quy cho thấy, biến BOARD_SIZE mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở cả ba thước đo ABSDA1, ABSDA2 và ABSDA3. Kết quả này tương đồng với Xie & ctg (2003), Essa & ctg (2016) và Le Thi Hoai Anh & ctg (2016) tại Việt Nam, cho thấy một doanh nghiệp có hội đồng quản trị với số thành viên càng nhiều thì càng tích hợp được những lợi thế về kinh nghiệm, chuyên môn. Điều đó giúp vận hành doanh nghiệp một cách hiệu quả hơn, kết quả hoạt động kinh doanh tăng trưởng tích cực và phản ánh đúng tình trạng sức khỏe của doanh nghiệp, áp lực thao túng lợi nhuận đặt ra đối với ban giám đốc sẽ giảm, hành vi cơ hội theo đó cũng được khắc phục (Xie & ctg, 2003).

Biến OWN_STATE cũng mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở cả ba thước đo, thể hiện mối tương quan ngược chiều giữa sở hữu của nhà nước với hành vi thao túng lợi nhuận. Kết quả này cũng đồng thuận với Wang & Yung (2011) nghiên cứu về các doanh nghiệp Trung Quốc và với kết quả của Essa & ctg (2016) tại Việt Nam. Kết này được giải thích bởi Wang & Yung (2011) rằng: (i) sự bảo hộ của nhà nước khiến công ty không hoạt động hoàn toàn vì lợi nhuận, từ đó giảm áp lực đến ban giám đốc về các chỉ tiêu tăng trưởng; (ii) nhà nước là một nhà đầu tư đặc biệt, đi kèm với lượng vốn chủ thể này đổ vào doanh nghiệp có thể là những áp lực về tính pháp lý, cũng như những điều khoản nhất định, làm tăng sự e ngại trong việc thực hiện hành vi cơ hội của ban giám đốc. Tương tự như vậy, ở Việt Nam vẫn tồn tại những bất bình đẳng giữa doanh nghiệp nhà nước và doanh nghiệp tư nhân. Các doanh nghiệp nhà nước được Chính phủ đứng ra bảo lãnh, trong khi các doanh nghiệp tư nhân phải tự lực để quản lý công ty, ban giám đốc của

công ty này có những áp lực lớn hơn về tốc độ tăng trưởng, kết quả hoạt động kinh doanh, dẫn đến nguy cơ thao túng lợi nhuận càng cao.

Biến sở hữu của thành viên ban giám đốc (OWN_MNG) là biến độc lập có kết quả yếu với mức ý nghĩa 10% cho mỗi tương quan âm với biến phụ thuộc ở thước đo ABSDA3 do Kothari & ctg (2005) đề xuất. Kết quả phù hợp với nghiên cứu của Warfield & ctg (1995). Khi sở hữu của ban giám đốc cao, vấn đề người đại diện được giải quyết, vì thế làm hạn chế các hành vi thao túng lợi nhuận (Warfield & ctg, 1995).

Biến tính kiểm nhiệm của chủ tịch hội đồng quản trị (DUAL) không có ý nghĩa thống kê. Điều này cũng phù hợp với kết quả trong các nghiên cứu trước như Cornett & ctg (2008); Davidson & ctg (2005); Xie & ctg (2003), nhưng lại khác với kết quả của Le Thi Hoai Anh & ctg (2016) khi Le Thi Hoai Anh & ctg (2016) tìm thấy mối quan hệ cùng chiều giữa tính kiểm nhiệm và hành vi nguy tạo lợi nhuận. Sự khác biệt liên quan đến biến tính kiểm nhiệm có thể xuất phát từ sự khác biệt giữa mẫu được sử dụng trong Le Thi Hoai Anh & ctg (2016) và trong bài nghiên cứu này. Tương tự, tính độc lập của hội đồng quản trị (IND) cũng không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này cũng tương đồng với kết quả của Chtourou & ctg (2001), Bradbury & ctg (2006) và Le Thi Hoai Anh & ctg (2016) tại Việt Nam. Biến còn lại là sở hữu của nhà đầu tư tổ chức (OWN_INS) không có ý nghĩa thống kê, tương đồng với kết quả của Siregar & Utama (2008) tại Indonesia.

Liên quan đến các biến kiểm soát, kết quả hồi quy của biến BIG4 đều mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê. Những công ty kiểm toán BIG4 với số lượng khách hàng lớn ở khắp các nơi trên toàn cầu sẽ e ngại đến việc danh tiếng của họ có thể bị hủy hoại nếu như cung cấp chất lượng kiểm toán kém đối với bất kỳ một trường hợp doanh nghiệp nào (Becker & ctg, 1998). Chính vì thế các doanh nghiệp được kiểm toán bởi một trong bốn công ty kiểm toán lớn này ít có xu hướng thao túng lợi nhuận so với doanh nghiệp được kiểm toán bởi những công ty kiểm toán khác. Kết quả này hoàn toàn

Bảng 3: Kết quả hồi quy

| | ABSDA1 | ABSDA2 | ABSDA3 |
|------------------------|---------------|---------------|---------------|
| DUAL | -0,0044708 | -0,0048005 | -0,0029441 |
| | (-1,43) | (-1,51) | (-0,97) |
| IND | -0,0025669 | -0,0020572 | -0,0009896 |
| | (-0,34) | (-0,28) | (-0,13) |
| BOARD_SIZE | -0,0020727* | -0,0023678** | -0,031245*** |
| | (-1,76) | (-2,01) | (-2,82) |
| OWN_MNG | -0,0222705 | -0,022983 | -0,0241489* |
| | (-1,58) | (-1,62) | (-1,71) |
| OWN_INS | 0,0017681 | 0,0015223 | 0,002413 |
| | (0,24) | (0,21) | (0,34) |
| OWN_STATE | -0,0141242** | -0,015507** | -0,0179266*** |
| | (-2,13) | (-2,34) | (-2,73) |
| SIZE | 0,0002863 | 0,0001805 | 0,00 |
| | (0,20) | (0,13) | (0,80) |
| LEV | -0,0313782*** | -0,0332223*** | -0,0187957* |
| | (-2,82) | (-2,96) | (-1,70) |
| CFOA | -0,008039 | -0,0157677 | -0,0103061 |
| | (-0,38) | (-0,74) | (-0,49) |
| GROWTH | 0,003981* | 0,0045838** | 0,0065476*** |
| | (1,94) | (2,21) | (3,07) |
| LOSS | 0,002341 | 0,0036265 | 0,0013096 |
| | (0,38) | (0,55) | (0,22) |
| ROA | 0,0482234 | 0,05 | 0,0225865 |
| | (1,41) | (1,40) | (0,81) |
| BIG4 | -0,102323*** | -0,0082553** | -0,0090548** |
| | (-2,88) | (-2,29) | (-2,55) |
| Hệ số góc | 0,0850992*** | 0,0915478*** | 0,0772781*** |
| | (4,35) | (4,75) | (4,12) |
| Hiệu ứng cố định năm | có | có | có |
| Hiệu ứng cố định ngành | có | có | có |
| R bình phương | 0,0569 | 0,0607 | 0,0613 |
| Số quan sát | 2.566 | 2.566 | 2.566 |

Trong đó, ABSDA1, ABSDA2, ABSDA3 là giá trị tuyệt đối của khoản dồn tích bất thường lần lượt tính theo mô hình Jones (1991), mô hình Jones (1991) được hiệu chỉnh bởi Dechow & cty (1995) và Kothari và cty (2005). DUAL là biến giả, bằng 1 khi chủ tịch hội đồng quản trị kiêm tổng giám đốc, IND là tỷ lệ thành viên độc lập trên tổng số thành viên hội đồng quản trị, BOARD_SIZE là quy mô hội đồng quản trị. OWN_MNG, OWN_INS, OWN_STATE lần lượt là tỷ lệ sở hữu của ban giám đốc, nhà đầu tư tổ chức và nhà nước. SIZE là quy mô doanh nghiệp, LEV là đòn bẩy tài chính, CFOA là dòng tiền hoạt động hiệu chỉnh bởi tổng tài sản đầu kỳ, GROWTH là mức độ tăng trưởng doanh thu, LOSS bằng 1 nếu lợi nhuận trong 2 năm liền trước bé hơn 0, ROA là tỷ suất lợi nhuận trên tổng tài sản. BIG4 là biến giả, bằng 1 khi doanh nghiệp được kiểm toán bởi một trong bốn công ty kiểm toán lớn (Deloitte, PwC, Ernst & Young, KPMG). T-statistics trong ngoặc đơn. ***, ** và * cho thấy mức ý nghĩa thống kê tương ứng là 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu.

phù hợp với các nghiên cứu như Becker & ctg (1998) ở Mỹ, Kitiwong (2014) ở khu vực các quốc gia Đông Nam Á. Biện kiểm soát đòn bẩy tài chính LEV có tương quan âm với hành vi thao túng lợi nhuận. Kết quả này đồng thuận với Jensen (1986) và Jelinek (2007). Việc sử dụng nợ sẽ giúp doanh nghiệp giảm chi phí đại diện, khi mà bên cho vay sẽ là một chủ thể đóng góp tích cực trong việc theo dõi, kiểm tra hoạt động của ban giám đốc, để giảm thiểu rủi ro đối với khoản vốn của mình. Biện kiểm soát tăng trưởng GROWTH mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê. Điều này hàm ý rằng, doanh nghiệp có tốc độ tăng trưởng doanh thu càng cao, thì động cơ thao túng lợi nhuận càng lớn. Kết quả này phù hợp với kết quả của Chen và ctg (2011).

5. Kết luận

Kết quả nghiên cứu cho thấy cái nhìn cơ bản về tác động của quản trị doanh nghiệp lên hành vi thao túng lợi nhuận của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam. Tuy nhiên, với đặc thù của một thị trường chứng khoán đang phát triển, cùng với mối quan tâm nghiêm túc về việc xây dựng hệ thống quản trị doanh nghiệp tại Việt Nam chỉ mới diễn ra trong thời gian gần đây, hệ thống quy định pháp luật có liên quan cũng chưa phát huy hiệu lực thực chất, nên bên cạnh những mối quan hệ được giải thích một cách phù hợp và thuyết phục, vẫn tồn tại những cặp biến có tương quan không xác định được. Xét về đặc điểm hội đồng quản trị, số

lượng các thành viên trong hội đồng này đóng một vai trò tích cực đến việc hạn chế hành vi thao túng lợi nhuận. Kết quả nghiên cứu này cũng có cho quy định của Luật Doanh nghiệp năm 2014 về số lượng thành viên của hội đồng quản trị được phép dao động trong khoảng từ 3 đến 11. Hội đồng quản trị có quy mô lớn sẽ giúp hạn chế khả năng thỏa hiệp, cấu kết trong nội bộ để phung phí lợi ích chủ sở hữu, đồng thời giúp giảm thiểu chi phí đại diện. Về cấu trúc sở hữu, sở hữu nhà nước đóng vai trò hạn chế hành vi thao túng lợi nhuận, sở hữu của thành viên ban giám đốc cũng có quan hệ tỷ lệ nghịch với hành vi thao túng lợi nhuận, tuy vậy kết quả này không mạnh về mặt thống kê.

Các kết quả nghiên cứu ở trên đóng vai trò quan trọng đối với cơ quan hữu quan, với các nhà đầu tư và với ngân hàng trong quá trình đánh giá, thẩm định lợi nhuận báo cáo của các doanh nghiệp niêm yết. Khi phân tích báo cáo tài chính, thay vì chỉ tập trung vào lợi nhuận báo cáo, nhà đầu tư và ngân hàng cần chú ý về các khoản mục dồn tích, cần cân nhắc đến đặc điểm của hội đồng quản trị, của cấu trúc sở hữu khi đánh giá các chỉ tiêu lợi nhuận. Từ góc độ quản lý, các cơ quan hữu quan cần có các biện pháp nhằm nâng cao ý thức của doanh nghiệp về chất lượng thông tin kế toán, nâng cao tính hiệu quả trong hoạt động giám sát của hội đồng quản trị qua việc tăng cường các quy định về số lượng thành viên hội đồng quản trị, số lượng thành viên độc lập, tính kiêm nhiệm của chủ tịch hội đồng quản trị.

Tài liệu tham khảo

- Becker, C. L., DeFond, M. L., Jiambalvo, J., & Subramanyam, K. (1998). The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research*, 15(1), 1-24.
- Bradbury, M., Mak, Y. T., & Tan, S. (2006). Board characteristics, audit committee characteristics and abnormal accruals. *Pacific accounting review*, 18(2), 47-68.
- Chen, H., Chen, J. Z., Lobo, G. J., & Wang, Y. (2011). Effects of audit quality on earnings management and cost of equity capital: Evidence from China. *Contemporary Accounting Research*, 28(3), 892-925.
- Ching, K. M., Firth, M. & Rui, O. M. (2006). Earnings management, corporate governance and the market performance of seasoned equity offerings in Hong Kong. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 2, 73-98.

- Chitourou, S. M., Bedard, J. & Courteau, L. (2001). Corporate governance and earnings management, *Working paper* (University of Laval, Quebec).
- Cohen, D. A., Dey, A., & Lys, T. Z. (2008). Real and accrual-based earnings management in the pre-and post-Sarbanes-Oxley periods. *The Accounting Review*, 83(3), 757-787.
- Cohen, D. A., & Zarowin, P. (2010). Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. *Journal of accounting and economics*, 50(1), 2-19.
- Cornett, M. M., Marcus, A. J., & Tehranian, H. (2008). Corporate governance and pay-for-performance: The impact of earnings management. *Journal of financial economics*, 87(2), 357-373.
- Davidson, R., Goodwin-Stewart, J., & Kent, P. (2005). Internal governance structures and earnings management. *Accounting & Finance*, 45(2), 241-267.
- Dechow, P. M., & Skinner, D. J. (2000). Earnings management: Reconciling the views of accounting academics, practitioners, and regulators. *Accounting horizons*, 14(2), 235-250.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *Accounting review*, 193-225.
- Essa, S., Kabir, R., & Nguyen, H. T. (2016). Does Corporate Governance Affect Earnings Management? Evidence from Vietnam. Paper presented at the 2016 Vietnam symposium in *Banking and Finance* (VSBF).
- Fama, E. F., & Jensen, M. C. (1983). Separation of ownership and control. *The journal of law and Economics*, 26(2), 301-325.
- García-Meca, E., & Sánchez-Ballesta, J. P. (2009). Corporate governance and earnings management: A meta-analysis. *Corporate Governance: An International Review*, 17(5), 594-610.
- Ghosh, A., Marra, A. & Moon, D. (2010). Corporate boards, audit committees, and earnings management: pre-and post-SOX evidence. *Journal of Business Finance & Accounting*, 37, 1145-1176.
- Healy, P. M., & Wahlen, J. M. (1999). A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting horizons*, 13(4), 365-383.
- Hoang Cam Trang, Abeysekera, I. & Ma, S. (2017). The Effect of Board Diversity on Earnings Quality: An Empirical Study of Listed Firms in Vietnam. *Australian Accounting Review*, 27, 146-163.
- Le Thi Hoai Anh, Le Thi Nhat Linh & Vu Thanh Huy (2016). The Effect of Corporate Governance on Earnings Management of Enterprises Listed on Hochiminh Stock Exchange, Vietnam. *Hue University Journal of Science* (HUJOS), 113(14), 5-15.
- Jelinek, K. (2007). The effect of leverage increases on earnings management. *The Journal of Business and Economic Studies*, 13(2), 24.
- Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American economic review*, 76(2), 323-329.
- Jensen, M. C. (1993). The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems. *The journal of finance*, 48(3), 831-880.
- 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.
- Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 193-228.
- Kitiwong, W. (2014). Earnings Management and Audit Quality: Evidence from Southeast Asia. *University of York*.

- Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of accounting and economics*, 39(1), 163-197.
- Roychowdhury, S. (2006). Earnings management through real activities manipulation. *Journal of accounting and economics*, 42(3), 335-370.
- Siregar, S. V., & Utama, S. (2008). Type of earnings management and the effect of ownership structure, firm size, and corporate-governance practices: Evidence from Indonesia. *The international journal of accounting*, 43(1), 1-27.
- Sloan, R. (1996). Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?(Digest Summary). *Accounting Review*, 71(3), 289-315.
- Subramanyam, K. (1996). The pricing of discretionary accruals. *Journal of accounting and economics*, 22(1-3), 249-281.
- Wang, L., & Yung, K. (2011). Do state enterprises manage earnings more than privately owned firms? The case of China. *Journal of Business Finance & Accounting*, 38, 794-812.
- Warfield, T. D., Wild, J. J., & Wild, K. L. (1995). Managerial ownership, accounting choices, and informativeness of earnings. *Journal of accounting and economics*, 20(1), 61-91.
- Watts, R., & Zimmerman, J. (1986). *Positive theory of accounting*. Englewood Cliffs, NY: Prentice-Hall.
- Xie, B., Davidson III, W. N., & DaDalt, P. J. (2003). Earnings management and corporate governance: the role of the board and the audit committee. *Journal of Corporate Finance*, 9(3), 295-316.
- Xie, H. (2001). The mispricing of abnormal accruals. *The Accounting Review*, 76(3), 357-373.
- Yeo, G. H., Tan, P. M., Ho, K. W. & Chen, S. S. (2002). Corporate ownership structure and the informativeness of earnings. *Journal of Business Finance & Accounting*, 29, 1023-1046.
- Zang, A. Y. (2011). Evidence on the trade-off between real activities manipulation and accrual-based earnings management. *The Accounting Review*, 87(2), 675-703.



Corporate Governance and Earnings Management of Vietnamese Listed Firms

Nguyen Thu Hang⁽¹⁾
 Nguyen Manh Hiep⁽²⁾
 Tran Thi Tuyet Tram⁽³⁾

Received: 23 May 2018 | Revised: 02 October 2018 | Accepted: 10 October 2018

ABSTRACT: This study focuses on the impact of corporate governance on accruals-based earnings management of Vietnamese listed firms. Two aspects of corporate governance: characteristics of board and ownership structure are discussed in this study. Earnings management behaviors are measured by the level of discretionary accruals. Using the multiple regression model and panel data of 652 non-financial firms listed on the Hanoi and Hochiminh Stock Exchanges, we find that larger corporate boards are associated with lower levels of earnings management. Additionally, the ownership by managers or state can restrain earnings manipulation behaviors.

KEYWORDS: accruals, board characteristics, earnings management, ownership structure.



Nguyen Thu Hang

Email: nguyenthuhang.cs2@ftu.edu.vn.

Nguyen Manh Hiep

Email: nguyenmanhhiep.cs2@ftu.edu.vn.

Tran Thi Tuyet Tram

Email: rita.trantram@gmail.com.

(1), (2), (3) Foreign Trade University, Base II in Ho Chi Minh City;
 No 15 D5 Street, Ward 25, Binh Thanh District, Ho Chi Minh City.