

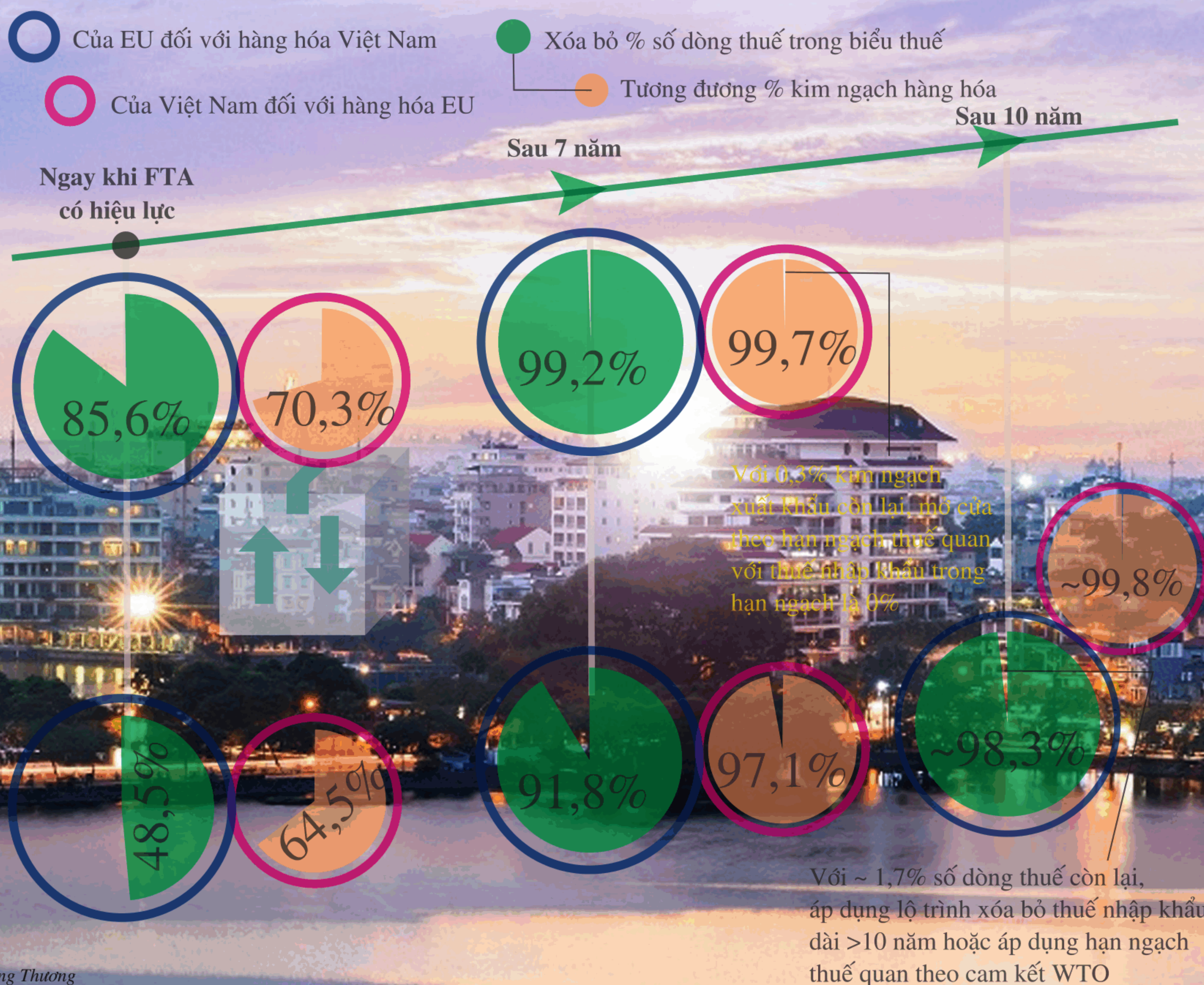


ISSN 1859-3666

Tạp chí KHOA HỌC THƯƠNG MẠI

TẠP CHÍ CỦA TRƯỜNG ĐẠI HỌC THƯƠNG MẠI

Lộ trình thực hiện EVFTA giữa Việt Nam và Liên minh Châu Âu



Năm thứ 18 - số 132
8/2019



khoa học thương mại

TẠP CHÍ CỦA TRƯỜNG ĐẠI HỌC THƯƠNG MẠI
BỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO

TỔNG BIÊN TẬP:

NGUYỄN BÁCH KHOA

PHÓ TỔNG BIÊN TẬP:

ĐINH VĂN SƠN

THƯ KÝ TÒA SOẠN

PHẠM MINH ĐẠT

TRƯỞNG BAN TRỊ SỰ

NGUYỄN THỊ QUỲNH TRANG

Tòa soạn

Phòng 202 nhà T

Trường Đại học Thương mại

Số 79 đường Hồ Tùng Mậu

Mai Dịch, Cầu Giấy, Hà Nội

Điện thoại: 04.37643219 máy lẻ 2102

Fax: 04.37643228

Email: tckhtm@tmu.edu.vn

Website: tckhtm.tmu.edu.vn

GP hoạt động báo chí:

Số 1480/GP-BTTTT ngày 20/8/2012

Chế bản tại: Tòa soạn

Tạp chí Khoa học Thương mại

In tại: Cty TNHH In & TM Hải Nam

Nộp lưu chiểu: 8/2019

HỘI ĐỒNG KHOA HỌC BIÊN TẬP

Đinh Văn Sơn - Đại học Thương mại (Chủ tịch)

Phạm Vũ Luận - Đại học Thương mại (Phó Chủ tịch)

Nguyễn Bách Khoa - Đại học Thương mại (Phó chủ tịch)

Phạm Minh Đạt - Đại học Thương mại (Ủy viên thư ký)

Các ủy viên

- **Vũ Thành Tự Anh** - ĐH Fulbright Việt Nam (Hoa Kỳ)

- **Lê Xuân Bá** - Viện QLKT TW

- **Hervé B. Boismery** - Đại học Reunion (Pháp)

- **H. Eric Boutin** - Đại học Toulon Var (Pháp)

- **Nguyễn Thị Doan** - Hội Khuyến học Việt Nam

- **Haasis Hans** - Đại học Bremenr (Đức)

- **Lê Quốc Hội** - Đại học Kinh tế quốc dân

- **Nguyễn Thị Bích Loan** - Đại học Thương mại

- **Nguyễn Hoàng Long** - Đại học Thương mại

- **Nguyễn Mai** - Chuyên gia kinh tế độc lập

- **Dương Thị Bình Minh** - ĐH Kinh tế Tp Hồ Chí Minh

- **Hee Cheon Moon** - Hội Nghiên cứu TM Hàn Quốc

- **Bùi Xuân Nhàn** - Đại học Thương mại

- **Lương Xuân Quỳ** - Hội Khoa học kinh tế Việt Nam

- **Nguyễn Văn Song** - Học viện Nông nghiệp Việt Nam

- **Nguyễn Thanh Tâm** - Đại học California (Hoa Kỳ)

- **Trương Bá Thanh** - ĐH Kinh tế - Đại học Đà Nẵng

- **Đinh Văn Thành** - Viện Nghiên cứu thương mại

- **Đỗ Minh Thành** - Đại học Thương mại

- **Lê Đình Thắng** - Đại học Québec (Canada)

- **Trần Đình Thiên** - Viện Kinh tế Việt Nam

- **Nguyễn Quang Thuấn** - Viện Hàn lâm KHXH Việt Nam

- **Washio Tomoharu** - ĐH Kwansey Gakuin (Nhật Bản)

- **Lê Như Tuyền** - Grenoble École de Managment (Pháp)

- **Zhang Yujie** - Đại học Tsinghua (Trung Quốc)

MỤC LỤC

KINH TẾ VÀ QUẢN LÝ

- 1. Phạm Minh Đạt, Nguyễn Văn Tường và Nguyễn Minh Tuấn** - Phân tích năng lực kinh doanh thương mại của đơn vị sản xuất - kinh doanh nông phẩm trên địa bàn tỉnh Điện Biên. **Mã số: 132.ISMET.11** 2
Analyzing Business Capacity of Agricultural Production and Trading Units in Dien Bien Province
- 2. Nguyễn Hoàng Việt, Nguyễn Thị Mỹ Nguyệt và Lê Trâm Anh** - Thu hút và sử dụng đầu tư nước ngoài tại Việt Nam: thực trạng và một số khuyến nghị. **Mã số: 132. ITrEM.11** 14
Attracting and Using Foreign Investments in Vietnam: Reality and Proposals
- 3. Nguyễn Phúc Hiền, Hoàng Thanh Hà** – Tác động của kiều hối đến tăng trưởng GDP của Việt Nam. **Mã số: 132.IIEM.11** 24
Impacts of Remittance on Vietnam's GDP Growth

QUẢN TRỊ KINH DOANH

- 4. Lê Xuân Thái và Trương Đông Lộc** – Ảnh hưởng của mức độ minh bạch và công bố thông tin đến hiệu quả tài chính của công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. **Mã số: 132.2Fiba.21** 30
Impacts of Information Transparency and Publication on Financial Efficiency of Listed Companies in Vietnam Stock Market
- 5. Đặng Thị Thu Trang và Trương Thị Hiếu Hạnh** – Ảnh hưởng của tích hợp kênh lên ý định mua lặp lại của người tiêu dùng trong bán lẻ chéo kênh: trường hợp nghiên cứu cho ngành hàng thời trang tại Đà Nẵng. **Mã số: 132.2BMkt.21** 41
Impact of Channel Integration on Repeated Buying Intention of Consumer in Cross-Channel Retailing: Case Study of Fashion in Danang City

Ý KIẾN TRAO ĐỔI

- 6. Nguyễn Thị Dung, Nguyễn Quang Hà và Mai Lan Phương** – Nghiên cứu hiện trạng phân bổ đất nông nghiệp tại tỉnh Bắc Giang. **Mã số: 132.3OMIs.32** 51
Study on Situation of Agricultural Land Allotment in Bắc Giang Province
- 7. Phan Hồng Mai, Nguyễn Thị Ngọc Dung và Nguyễn Quỳnh Mai** – Bất cân xứng thông tin trong đào tạo đại học tại Việt Nam. **Mã số: 132.3OMIs.31** 61
Information Asymmetry in Tertiary Education in Vietnam

ẢNH HƯỞNG CỦA MỨC ĐỘ MINH BẠCH VÀ CÔNG BỐ THÔNG TIN ĐẾN HIỆU QUẢ TÀI CHÍNH CỦA CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

Lê Xuân Thái

Viện NCPT ĐBSCL, Trường Đại học Cần Thơ

Email: lxthai@ctu.edu.vn

Trương Đông Lộc

Trường Đại học Cần Thơ

Email: tdloc@ctu.edu.vn

Ngày nhận: 01/07/2019

Ngày nhận lại: 05/08/2019

Ngày duyệt đăng: 13/08/2019

Mục tiêu của nghiên cứu là xác định ảnh hưởng của mức độ minh bạch và công bố thông tin (CBTT) đến hiệu quả tài chính của công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Số liệu nghiên cứu là số liệu dạng bảng được thu thập từ các báo cáo tài chính, báo cáo quản trị công ty và tài liệu công bố công khai có liên quan của 484 công ty niêm yết tại Sở Giao dịch Chứng khoán Hồ Chí Minh và Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội trong giai đoạn 2014-2016. Sử dụng phương pháp pháp ước lượng Two Stage Least of Square và Generalized Methods of Moments, kết quả nghiên cứu cho biết mức độ minh bạch và CBTT của công ty niêm yết có tương quan thuận với tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE) và tỷ suất lợi nhuận trên tài sản (ROA); tỷ lệ sở hữu quản trị và tỷ lệ sở hữu nước ngoài có tương quan thuận với tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu; trong khi đòn bẩy tài chính có tương quan nghịch với tỷ số ROE và ROA.

Từ khóa: công bố thông tin, đòn bẩy tài chính, tỷ suất lợi nhuận ROE.

1. Giới thiệu

Thông tin đóng vai trò quan trọng đối với các chủ thể kinh tế tham gia trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Việc công bố thông tin đầy đủ và kịp thời là một nghĩa vụ bắt buộc của các công ty niêm yết nhằm đảm bảo lợi ích hợp pháp của các nhà đầu tư. Đối với các công ty niêm yết, minh bạch và công bố thông tin không chỉ là trách nhiệm mà còn là quyền lợi của chính các công ty. Việc công bố thông tin đầy đủ và kịp thời sẽ làm gia tăng tính minh bạch, làm giảm tình trạng thông tin không đối xứng giữa các nhà đầu tư và công ty. Theo lý thuyết người đại diện, khi tình trạng thông tin không đối xứng giảm sẽ dẫn đến các chi phí đại diện giảm. Vì vậy, mức độ minh bạch và công bố thông tin càng tốt thì hiệu quả hoạt động kinh doanh của công ty sẽ càng cao. Bài báo nghiên cứu này nhằm tìm kiếm những bằng chứng thực nghiệm về ảnh hưởng của minh bạch và công

bố thông tin đến hiệu quả tài chính công ty cổ phần niêm yết, và hiệu quả đầu tư của nhà đầu tư. Trong xu hướng hội nhập kinh tế thế giới và thu hút các nguồn vốn đầu tư gián tiếp từ nhà đầu tư nước ngoài vào công ty cổ phần thì vấn đề minh bạch và công bố thông tin của công ty niêm yết trở nên cấp thiết trong thời kỳ đổi mới và phát triển kinh tế.

Cho đến nay, một số nghiên cứu đo lường ảnh hưởng của minh bạch và công bố thông tin đến hiệu quả tài chính của các công ty niêm yết thông qua hai tỷ số ROA, ROE đã được công bố. Một số nghiên cứu tìm thấy mối tương quan thuận giữa minh bạch và công bố thông tin đến hiệu quả tài chính của các công ty (Patel và Dallas, 2002; Bushman và Smith, 2003; Stiglbauer, 2010), trong khi một vài nghiên cứu lại tìm thấy các bằng chứng thực nghiệm đi ngược lại (Bassen và cộng sự, 2009; Zaman và cộng sự, 2015; Banerjee và cộng sự,

2015). Trên thị trường chứng khoán Việt Nam, Lê Quang Cảnh và Nguyễn Vũ Hùng (2016) đã nghiên cứu ảnh hưởng của công bố thông tin và minh bạch đến hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết trên Sở Giao dịch chứng khoán Hà Nội. Các tác giả đã áp dụng nguyên tắc quản trị của OECD (2004) để tính điểm công bố thông tin, và mức độ minh bạch được đo lường bằng các biến số độc lập. Mục tiêu của bài nghiên cứu này là làm phong phú thêm các bằng chứng thực nghiệm về chủ đề này thông qua việc nghiên cứu ảnh hưởng của mức độ minh bạch và công bố thông tin đến hiệu quả tài chính của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Điểm mới của nghiên cứu này là nhóm tác giả đã vận dụng bộ tiêu chí của Standard & Poor (S&P) kết hợp với các quy định của pháp luật Việt Nam để đo lường mức độ minh bạch và công bố thông tin của các công ty niêm yết. Đặc biệt là, theo sự hiểu biết tốt nhất của nhóm nghiên cứu, cho đến thời điểm hiện tại chưa có công trình nghiên cứu nào đo lường ảnh hưởng của mức độ minh bạch và công bố thông tin (CBTT) theo tiêu chí của Standard & Poor đến hiệu quả tài chính của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam được công bố. Phần còn lại của bài viết được cấu trúc như sau: Mục 2 giới thiệu tổng quan về cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm liên quan đến vấn đề nghiên cứu; Mục 3 mô tả số liệu được sử dụng và phương pháp nghiên cứu; Mục 4 tóm tắt các kết quả nghiên cứu; và cuối cùng, kết luận của bài viết được trình bày ở Mục 5.

2. Cơ sở lý thuyết và các bằng chứng thực nghiệm

2.1. Cơ sở lý thuyết

Lý thuyết nền tảng cho nghiên cứu này là lý thuyết thông tin không cân xứng (Akerlof, 1970) và lý thuyết đại diện (Jensen và Meckling, 1976). Thông tin không cân xứng là một trong nhiều nguyên nhân làm thị trường không đạt cân bằng và hiệu quả. Hiện tượng không minh bạch thông tin trên thị trường chứng khoán (TTCK) xảy ra khi một hay nhiều nhà đầu tư sở hữu thông tin riêng hoặc có nhiều thông tin đại chúng hơn về một công ty. Trường hợp khác là khi công ty, người quản lý công ty có nhiều thông tin hơn so với cộng đồng nhà đầu tư nhỏ, lẻ. Hiện tượng không minh bạch thông tin trên TTCK sẽ dẫn đến hai hệ quả phổ biến là sự lựa chọn nghịch và rủi ro đạo đức, sẽ bóp méo quyết định tham gia thị trường của các chủ thể kinh tế.

Chất lượng và số lượng thông tin công bố từ công ty niêm yết là những tín hiệu làm giảm thông tin không cân xứng giữa các chủ thể kinh tế bên ngoài công ty và người quản lý công ty. Ảnh hưởng của việc không minh bạch thông tin đến cơ hội đầu tư và lợi nhuận của các chủ thể kinh tế trên thị trường có cơ sở lý thuyết là mối quan hệ cơ bản của kinh tế học tài chính: quan hệ giữa lợi nhuận và rủi ro thông tin. Mối quan hệ giữa người đại diện và chủ sở hữu lần đầu tiên được đề cập bởi Jensen và Meckling (1976) và tiếp theo đó là Fama và Jensen (1983). Theo các tác giả, một số nhà quản lý vì có được những kỹ năng đặc biệt và những kiến thức về quản lý công ty tốt hơn các chủ sở hữu công ty nên các chủ sở hữu sẵn sàng thuê và giao quyền quản lý hoặc quyền ra quyết định kiểm soát của mình cho các nhà quản lý này (Fama và Jensen, 1983). Nhà quản lý đại diện cho chủ sở hữu thực hiện việc quản lý công ty nhưng họ chỉ nhận được lợi ích duy nhất từ lương. Tuy nhiên, cả hai chủ thể này đều muốn tối đa hóa lợi ích riêng của mình nên đã xảy ra xung đột về lợi ích. Sự xung đột về lợi ích giữa người đại diện và chủ sở hữu trong điều kiện không cân xứng về thông tin làm phát sinh chi phí đại diện. Theo Jensen và Meckling (1976), chi phí đại diện bao gồm: (1) chi phí kiểm soát là chi phí được trả cho các kiểm soát viên nhằm thông tin cho các cổ đông khi các nhà quản lý có hành vi hoặc thực hiện những hành động trực lợi cho bản thân họ; (2) chi phí ràng buộc là chi phí nhằm ngăn ngừa những hậu quả xấu có thể xảy ra từ những hành động thiếu trung thực của các nhà quản lý; (3) mất mát phụ trội là các chi phí liên quan đến những thiệt hại do người đại diện lạm dụng quyền hành của mình để tư lợi. Chi phí đại diện càng cao thì hiệu quả hoạt động kinh doanh của công ty càng thấp và ngược lại. Minh bạch công bố thông tin giúp các cổ đông giám sát các quyết định của người đại diện tốt hơn, qua đó làm giảm các chi phí đại diện. Vì vậy, mức độ minh bạch và công bố thông tin của công ty có mối tương quan thuận với hiệu quả hoạt động kinh doanh của công ty.

2.2. Các bằng chứng thực nghiệm và giả thuyết nghiên cứu

Một số nghiên cứu thực nghiệm đo lường ảnh hưởng của mức độ minh bạch và công bố thông tin đến hiệu quả tài chính của các công ty đã được công bố. Một số nghiên cứu đã chỉ ra rằng mức độ minh bạch và công bố thông tin có mối tương quan thuận

với hiệu quả tài chính của các công ty, trong khi một vài nghiên cứu lại tìm thấy các bằng chứng đi đến kết luận ngược lại. Patel và Dallas (2002) đã chỉ ra rằng các công ty có mức độ minh bạch và công bố thông tin cao sẽ làm tăng hiệu quả tài chính công ty. Ngoài ra, mối tương quan thuận giữa mức độ minh bạch và công bố thông tin và hiệu quả tài chính công ty còn được tìm thấy trong các nghiên cứu của Bushman và Smith (2003), Aksu và Kosedag (2006), Collett và Hraskey (2005), Iatridis (2008), Stiglbauer (2010). Trái ngược với kết quả các nghiên cứu ở trên, Bassen và cộng sự, (2009) đã tìm thấy các bằng chứng thực nghiệm để kết luận rằng mức độ công bố thông tin có mối tương quan nghịch với hiệu quả hoạt động kinh doanh của các công ty ở Đức. Tương tự, Zaman và cộng sự, (2015) kết luận mức độ minh bạch và công bố thông tin cấu trúc sở hữu có mối tương quan nghịch với hiệu quả tài chính được đo lường bằng ROA và ROE của các ngân hàng ở Pakistan. Ngoài ra, Banerjee và cộng sự, (2015) phát hiện mối tương quan nghịch giữa mức độ minh bạch và công bố thông tin với hiệu quả hoạt động kinh doanh của các công ty ở Nga. Trên thị trường chứng khoán Việt Nam, sử dụng mẫu nghiên cứu bao gồm 354 công ty niêm yết trên Sở Giao dịch chứng khoán Hà Nội, Lê Quang Cảnh và Nguyễn Vũ Hùng (2016) cũng tìm thấy mối tương quan nghịch giữa mức độ công bố thông tin với hiệu quả tài chính được đo lường bằng tỷ số lợi nhuận ròng trên tài sản (ROA). Tuy nhiên, nghiên cứu của Adiloglu và Vuran (2012), Rashid và cộng sự, (2015), Gonzalez và cộng sự, (2019) cho biết các công ty minh bạch và công bố thông tin tốt có chi phí tài chính thấp hơn và do đó hiệu quả tài chính sẽ cao hơn.

Trên cơ sở lý thuyết và các bằng chứng thực nghiệm được lược khảo ở trên, giả thuyết nghiên cứu sau được đề xuất: *Tồn tại mối quan hệ có ý nghĩa thống kê trong đó mức độ minh bạch và công bố thông tin có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính của các công ty niêm yết.*

Biến kiểm soát

Quy mô công ty: Theo kinh tế học vi mô, các công ty có quy mô càng lớn thì càng có lợi trong hoạt động kinh doanh do tận dụng hiệu quả quy mô trong sản xuất. Vì vậy, quy mô công ty được kỳ vọng có mối tương quan thuận với hiệu quả hoạt động kinh doanh của các công ty niêm yết. Nghiên

cứu của Zaman và cộng sự, (2015), Gonzalez và cộng sự, (2019) cũng thừa nhận mối quan hệ cùng chiều giữa quy mô công ty và lợi nhuận của công ty. Từ những bằng chứng trên, *giả thuyết đề xuất là tồn tại mối quan hệ có ý nghĩa thống kê trong đó quy mô công ty có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính công ty.*

Đòn bẩy tài chính: Nghiên cứu của Tô Lan Phương (2015) khi phân tích mối quan hệ giữa lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu và đòn bẩy tài chính đã kết luận đòn bẩy tài chính quan hệ ngược chiều với tỷ số ROE. Tương tự, Gonzalez và cộng sự, (2019) kết luận đòn bẩy tài chính có ảnh hưởng ngược chiều đến tỷ số ROE. Nghiên cứu của Nguyễn Văn Tuấn và cộng sự (2016), Hồ Hữu Tiến và Nguyễn Đình Khôi (2017) kết luận đòn bẩy tài chính có ảnh hưởng ngược chiều đến tỷ số ROA. *Giả thuyết đề xuất là tồn tại mối quan hệ có ý nghĩa thống kê trong đó đòn bẩy tài chính có tác động tiêu cực đến hiệu quả tài chính công ty.*

Đặc điểm quản trị công ty: Quy mô Hội đồng quản trị công ty có ảnh hưởng cùng chiều với hiệu quả hoạt động công ty (Klein, 2002; Coles và cộng sự, 2008). Sự đa dạng kinh nghiệm trong quản lý công ty của Hội đồng quản trị sẽ cải thiện hiệu quả kinh doanh. Tuy nhiên, nghiên cứu của Guest (2009) tại Anh, Võ Hồng Đức và Phan Bùi Gia Thủy (2013) tại Việt Nam kết luận quy mô Hội đồng quản trị có ảnh hưởng nghịch chiều đến hiệu quả hoạt động của công ty. *Giả thuyết đề xuất là tồn tại mối quan hệ có ý nghĩa thống kê trong đó quy mô Hội đồng quản trị có tác động tiêu cực đến hiệu quả tài chính công ty.*

Kiểm nhiệm của Chủ tịch Hội đồng quản trị: Theo lý thuyết người đại diện, sự không tách biệt giữa chủ sở hữu và người quản lý sẽ gây thiệt hại cho công ty do người đại diện có cơ hội tối đa hóa lợi ích cá nhân hơn là lợi ích của các cổ đông. Các công ty có chủ tịch HĐQT kiêm Tổng giám đốc có hiệu quả hoạt động kém hơn các công ty có chủ tịch HĐQT không kiêm nhiệm (Truong và cộng sự, 2006; Phạm Đức Cường, 2016). *Giả thuyết đề xuất là tồn tại mối quan hệ có ý nghĩa thống kê trong đó sự kiêm nhiệm của chủ tịch Hội đồng quản trị có tác động tiêu cực đến hiệu quả tài chính công ty.*

Cấu trúc sở hữu: Mehran (1995) kết luận rằng có mối quan hệ cùng chiều giữa tỷ lệ sở hữu quản trị và với hiệu quả hoạt động của công ty. Tương tự, Võ

Hồng Đức và Phan Bùi Gia Thủy (2013) kết luận tỷ lệ sở hữu quản trị của các công ty niêm yết tại TTCK Việt Nam quan hệ cùng chiều với kết quả hoạt động công ty. Từ những bằng chứng trên, *giả thuyết đề xuất là tồn tại mối quan hệ có ý nghĩa thống kê trong đó sở hữu quản trị có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính công ty.*

Sở giao dịch niêm yết: Nhiều kết quả nghiên cứu cho thấy niêm yết chéo tại Sở giao dịch chứng khoán uy tín làm cải thiện hiệu quả tài chính, giá trị công ty. Kết quả nghiên cứu của nhiều tác giả cho biết Sở giao dịch niêm yết có ảnh hưởng đến mức độ công bố thông tin của công ty niêm yết (Hope và cộng sự, 2007; Christiansen và Koldertsova, 2009; Urquiza và cộng sự, 2010; Jian, 2011; Eng và Ling, 2012) và làm cải thiện hiệu quả tài chính, giá trị công ty. Baker và cộng sự, (2002), Lang và cộng sự, (2003) Doidge và cộng sự, (2004) kết luận các công ty ở quốc gia có môi trường công bố thông tin thấp muốn niêm yết tại TTCK Luân Đôn và Hoa Kỳ vì muốn cải thiện giá trị công ty. Jian và cộng sự., (2011) tìm thấy hiệu quả tài chính của các công ty Trung Quốc tăng lên khi niêm yết chéo tại Sở giao dịch chứng khoán Hồng Kong. Từ những bằng chứng trên, *giả thuyết đề xuất là tồn tại mối quan hệ có ý nghĩa thống kê trong đó nơi niêm yết chứng khoán có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính công ty.*

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Số liệu sử dụng

Số liệu sử dụng trong nghiên cứu này được thu thập chủ yếu từ các báo cáo tài chính, báo cáo quản trị công ty, báo cáo thường niên và các tài liệu được công bố công khai có liên quan của công ty niêm yết trên HOSE, HNX và Ủy ban Chứng khoán Nhà Nước. Để tăng số lượng quan sát cho mô hình nghiên cứu, số liệu liên quan đến các công ty trong mẫu nghiên cứu được thu thập trong 3 năm (2014-2016).

Chọn mẫu nghiên cứu

Tổng số công ty niêm yết tại Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) và Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hà Nội là 692 công ty tại thời điểm khảo sát; dữ liệu của 484 công ty niêm yết phù hợp được chọn để nghiên cứu.

Các công ty được chọn lần lượt theo mã chứng khoán niêm yết tại HOSE, HNX, với điều kiện đảm bảo đủ thời gian niêm yết ít nhất 3 năm và không bị huỷ niêm yết - giao dịch trong thời gian thu thập số liệu. Để tăng số lượng quan sát cho mô hình nghiên cứu, số liệu liên quan đến các công ty trong mẫu nghiên cứu được thu thập trong 3 năm (2014-2016). Tổng số quan sát của bộ dữ liệu nghiên cứu là 1452 quan sát với 484 công ty, nghiên cứu áp dụng kỹ thuật phân tích dữ liệu bảng cân bằng.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

3.2.1 Chỉ số minh bạch và công bố thông tin của các công ty niêm yết

Cho đến nay, ở Việt Nam chưa có bất kỳ bộ tiêu chí chính thức nào được công bố để đo lường mức độ minh bạch và công bố thông tin của các công ty niêm yết. Vì vậy, để phục vụ cho nghiên cứu này, nhóm tác giả đã tiến hành xây dựng bộ tiêu chí cho riêng mình để đo lường mức độ minh bạch và công bố thông tin của các công ty niêm yết trên HOSE. Bộ tiêu chí này được xây dựng dựa trên bộ tiêu chí của Standard & Poor (S&P) kết hợp với các quy định của pháp luật Việt Nam về công bố thông tin của các công ty niêm yết trên TTCK Việt Nam. Bộ tiêu chí đo lường mức độ minh bạch và công bố thông tin sau khi được xây dựng đã được gửi đến các chuyên gia để được tham vấn. Nhóm tác giả đã tham vấn bộ tiêu chí với 8 chuyên gia về lĩnh vực nghiên cứu chứng khoán, 22 người quản lý các công ty niêm yết và công ty chứng khoán và 34 nhà đầu tư. Sau khi nhận được các ý kiến tham vấn của các chuyên gia, nhóm nghiên cứu đã tiến hành điều chỉnh bộ tiêu chí để sử dụng cho nghiên cứu này.

Chỉ số minh bạch và công bố thông tin (Transparency and Disclosure Index - TDI) được tính dựa trên 3 thành phần chính: công bố thông tin cấu trúc sở hữu và quyền của nhà đầu tư (18 điểm); công bố thông tin tài chính (50 điểm) và công bố thông tin cơ cấu hội đồng quản trị và điều hành công ty (30 điểm). Tổng số điểm công ty đạt tối đa trên bảng hỏi là 98 điểm (100%)¹. Phương pháp cho điểm các câu hỏi trên bộ tiêu chí minh bạch và công bố thông tin như sau: câu hỏi không có thông tin công bố được cho “0” điểm, khi có thông tin công bố được cho “1” điểm; số câu hỏi có tính chất quan

1. Do giới hạn về dung lượng của bài viết nên bộ tiêu chí đo lường minh bạch và CBTT không được trình bày trong bài viết này. Tuy nhiên, nếu người đọc có yêu cầu thì nhóm tác giả sẽ cung cấp thông tin chi tiết hơn về bộ tiêu chí này.

trọng khi có thông tin công bố được cho “2” điểm với điều kiện thông tin được công bố đầy đủ chi tiết và kịp thời (19 câu hỏi). Các công ty vi phạm công bố thông tin trên thị trường theo thông báo của Ủy ban chứng khoán sẽ bị trừ 2 điểm cho mỗi lần vi phạm. Chỉ số minh bạch và công bố thông tin của công ty được tính như sau:

$$D_j = \frac{\sum_{i=1}^{79} S_i}{S_{tc}} \times 100$$

TDI_j (Transparency & disclosure Index): Chỉ số minh bạch và công bố thông tin của công ty thứ j

S_i: Điểm của tiêu chí thứ i

S_{tc}: Tổng số điểm của bộ tiêu chí đánh giá (98 điểm)

3.2.2. Phương pháp phân tích

Dữ liệu được sử dụng trong nghiên cứu này là dữ liệu dạng bảng (panel data), nên để đo lường các nhân tố ảnh hưởng đến mức độ minh bạch và công bố thông tin của các công ty niêm yết, trước tiên nhóm nghiên cứu sử dụng mô hình hiệu ứng cố định (fixed effects model - FEM) và mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên (random effects model - REM). Sau đó, kiểm định Hausman (Hausman test) sẽ được thực hiện để lựa chọn mô hình phù hợp nhất. Một cách cụ thể, hai mô hình này có dạng như sau:

Bảng 1: Diễn giải các biến độc lập được sử dụng trong mô hình

Ký hiệu	Mô tả biến	Phương pháp đo lường	Dấu kỳ vọng
TDI	Minh bạch và CBTT <i>Biến kiểm soát</i>	Chỉ số minh bạch và công bố thông tin (TDI)	+
HDQT	Quy mô thành viên HĐQT	Số thành viên hội đồng quản trị (người)	-
KTGD	Kiểm nhiệm của Chủ tịch HĐQT	Biến giả, bằng 1 nếu công ty có chủ tịch HĐQT kiêm Tổng giám đốc, bằng 0 nếu ngược lại	-
QMCT	Quy mô công ty	Logarit của tổng tài sản	+
DBTC	Đòn bẩy tài chính	Tổng nợ/Tổng tài sản (lần)	-
SHQT	Sở hữu của thành viên HĐQT và Ban Giám đốc	Tỷ lệ sở hữu của Tổng giám đốc và HĐQT (%)	+
SHNN	Sở hữu của nước ngoài	Tỷ lệ sở hữu của các cổ đông nước ngoài (%)	+
TVDL	Thành viên độc lập	Số thành viên HĐQT độc lập (người)	+
CTKT	Công ty kiểm toán	Biến giả, bằng 1 nếu công ty kiểm toán ở nhóm Big4, bằng 0 nếu trường hợp khác	+
SGDCK	Sở Giao dịch niêm yết	Biến giả, bằng 1 nếu công ty niêm yết tại HOSE, bằng 0 nếu công ty niêm yết tại HNX	+

Nguồn: Kết quả từ phân tích tổng hợp của tác giả qua các tài liệu tham khảo

$$FP_{it} = \beta_0 + \beta_1 TDI_{it} + \beta_2 HDQT_{it} + \beta_3 KTGD_{it} + \beta_4 QMCT_{it} + \beta_5 DBTC_{it} + \beta_6 SHQT_{it} + \beta_7 SHNN_{it} + \beta_8 TVDL_{it} + \beta_9 CTKT_{it} + \beta_{10} SGDCK_{it}$$

Trong đó:

- FP: firm performance là tỷ số ROE và tỷ số ROA

- TDI_{it}: Chỉ số minh bạch và CBTT của công ty i ở năm t

- Các biến khác là biến kiểm soát và được diễn giải chi tiết ở Bảng 1.

Ngoài ra, nghiên cứu sử dụng mô hình ước lượng 2SLS (Two Stage Least of Square) và GMM (Generalized Methods of Moments) để khắc phục hiện tượng biến nội sinh do tính đồng thời của các biến độc lập và biến phụ thuộc trong mô hình hồi quy và phương sai sai số thay đổi. Mô hình GMM có khả năng khắc phục các khuyết tật của mô hình như hiện tượng phương sai sai số thay đổi và hiện tượng biến nội sinh. Vấn đề biến nội sinh có nghĩa là các biến giải thích ở trong tình trạng không hoàn toàn độc lập với biến được giải thích và phát sinh mối ảnh hưởng 2 chiều giữa các biến này và kết quả là các phương pháp ước lượng FEM và REM không còn hiệu quả. Theo Baum (2003) sử dụng biến công cụ trong mô hình 2SLS và GMM là giải pháp phù hợp để xử lý hiện tượng biến nội sinh trong mô hình hồi quy REM/FEM. Các biến độc lập có quan hệ hai

chiều với biến phụ thuộc được gọi là biến nội sinh, các biến còn lại gọi là biến công cụ. Arellano và Bond (1991) đã đề xuất phương pháp moment tổng quát - GMM, nhằm cung cấp các ước lượng ổn định bằng việc sử dụng các công cụ có được từ các điều kiện trực giao giữa giá trị của các biến và sai số.

Các biến TDI t-1, QMCT, TVDL được dùng làm công cụ khắc phục hiện tượng biến nội sinh trong mô hình ước lượng 2SLS và GMM.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả về mẫu nghiên cứu

Trên cơ sở số liệu và thông tin thu thập được, các giá trị thống kê liên quan đến tỷ số ROE, tỷ số ROA, chỉ số minh bạch và CBTT và các chỉ tiêu khác có liên quan của 484 công ty niêm yết đã được tính toán và trình bày tóm tắt ở Bảng 2.

Bảng 2: Cơ sở chọn lọc các biến nghiên cứu trong mô hình

Mô tả biến	Các tác giả nghiên cứu trước
Biến phụ thuộc Tỷ số ROA	Kim và cộng sự (2010); Bijalwan và Madan (2013); Võ Xuân Vinh (2014); Đoàn Ngọc Phúc và Lê Văn Thông (2014); Zaman và cộng sự (2015); Lê Quang Cảnh và cộng sự (2015); Lê Quang Cảnh và Nguyễn Vũ Hùng (2016)
Tỷ số ROE	Bijalwan và Madan (2013); Đoàn Ngọc Phúc và Lê Văn Thông (2014); Zaman và cộng sự (2015); Gonzalez và cộng sự (2019)
Biến độc lập/kiểm soát Minh bạch và CBTT	Kim và cộng sự (2010); Bijalwan và Madan (2013); Bijalwan và Madan (2013); Liu và cộng sự (2014); Zaman và cộng sự (2015); Lê Quang Cảnh và Nguyễn Vũ Hùng (2016); Gonzalez và cộng sự (2019)
Quy mô thành viên HĐQT	Võ Hồng Đức và Phan Bùi Gia Thủy (2013); Đoàn Ngọc Phúc và Lê Văn Thông (2014); Liu và cộng sự (2014); Lê Quang Cảnh và cộng sự (2015); Cao Thị Vân Anh (2018)
Kiểm nhiệm của Chủ tịch HĐQT Quy mô công ty	Haat và cộng sự (2008); Võ Hồng Đức và Phan Bùi Gia Thủy (2013); Lê Quang Cảnh và cộng sự (2015); Liu và cộng sự (2014) Lin và cộng sự (2007); Haat và cộng sự (2008); Kim và cộng sự (2010); Bijalwan và Madan (2013); Võ Xuân Vinh (2014); Đoàn Ngọc Phúc và Lê Văn Thông (2014); Zaman và cộng sự (2015); Lê Quang Cảnh và Nguyễn Vũ Hùng (2016); Cao Thị Vân Anh (2018); Gonzalez và cộng sự (2019)
Đòn bẩy tài chính	Kim và cộng sự (2010); Bijalwan và Madan (2013); Võ Xuân Vinh (2014); Đoàn Ngọc Phúc và Lê Văn Thông (2014); Liu và cộng sự (2014); Lê Quang Cảnh và cộng sự (2015); Lê Quang Cảnh và Nguyễn Vũ Hùng (2016);
Sở hữu của thành viên HĐQT và Ban Giám đốc Sở hữu của nước ngoài	Võ Hồng Đức và Phan Bùi Gia Thủy (2013); Đoàn Ngọc Phúc và Lê Văn Thông (2014); Lê Quang Cảnh và Nguyễn Vũ Hùng (2016); Nguyễn Thị Minh Huệ và Đặng Tùng Lâm (2017);
Thành viên độc lập	Võ Hồng Đức và Phan Bùi Gia Thủy (2013); Đoàn Ngọc Phúc và Lê Văn Thông (2014); Lê Quang Cảnh và cộng sự (2015)
Sở Giao dịch niêm yết	Urquiza và cộng sự (2010); Jian và cộng sự (2011); Eng và Ling (2012)

Nguồn: Kết quả tổng hợp của tác giả qua các tài liệu tham khảo

Bảng 3: Thống kê mô tả các biến khảo sát trong mô hình ước lượng

Biến khảo sát	Số quan sát	Trung bình	Nhỏ nhất	Lớn nhất	Độ lệch chuẩn
Tỷ số ROE	1452	0,091	-3,927	0,982	0,211
Tỷ số ROA	1452	0,052	-0,159	0,784	0,087
Minh bạch và CBTT	1452	62,48	36,70	79,59	5,80
Thành viên độc lập trong HĐQT	1452	1	0	6	1
Quy mô công ty	1452	27,385	23,282	34,545	1,711
Quy mô HĐQT	1452	6	3	15	1,5
Kiểm nhiệm của Chủ tịch HĐQT	1452	0,3	0	1	0,4
Sở hữu HĐQT & GD	1452	16,645	0	84,380	18,974
Sở hữu nước ngoài	1452	10,477	0	89,050	14,827
Đòn bẩy tài chính	1452	0,49	0	0,97	0,24
Công ty kiểm toán	1452	0,3	0	1	0,5
Sở Giao dịch niêm yết	1452	0,6	0	1	0,5

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu điều tra tổng hợp của tác giả bằng STATA 12.0

Kết quả phân tích thống kê được trình bày ở Bảng 3 cho thấy tỷ số ROE trung bình và tỷ số ROA trung bình của các công ty trong mẫu nghiên cứu là 9,1% và 5,2%; chỉ số minh bạch và CBTT của các công ty thay đổi từ 36,7 điểm đến 79,6 điểm với giá trị trung bình là 62,5 điểm. Các công ty trong mẫu nghiên cứu có số thành viên HĐQT thay đổi từ 3 đến 15 người, trung bình là 6 người. Ngoài ra, một số công ty có số thành viên HĐQT độc lập lên đến 6 người trong khi một số công ty không có thành viên HĐQT độc lập. Kết quả thống kê mô tả cho thấy tỷ lệ sở hữu quản trị của các công ty bình quân là 16,65%, tỷ lệ sở hữu nước ngoài của các công ty bình quân là 10,48%, đòn bẩy tài chính sử dụng là 0,49 lần.

4.2. Các yếu tố ảnh hưởng đến tỷ số lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu và tỷ số lợi nhuận trên tài sản của các công ty niêm yết

Ảnh hưởng của minh bạch và công bố thông tin đến tỷ số ROE

Kiểm định Hausman cho biết mô hình hồi quy FEM là tốt hơn mô hình hồi quy REM; tuy nhiên hệ số giải thích của mô hình FEM là quá nhỏ (1,46%) và có xuất hiện phương sai sai số thay đổi (kiểm định Wald có ý nghĩa ở mức 1%). Kết quả cho biết

có xuất hiện hiện tượng biến nội sinh trong mô hình hồi quy FEM, nghiên cứu đã sử dụng mô hình hồi quy 2SLS và GMM với ba biến công cụ để khắc phục hiện tượng biến nội sinh. Kết quả kiểm định Wu-Hausman (0,002 ns) và Sagan (4,14 ns) cho biết không còn hiện tượng biến nội sinh trong mô hình hồi quy 2SLS và kiểm định Wu-Hausman (0,66 ns) và Hansen’J (4,14 ns) cho biết không còn hiện tượng biến nội sinh trong mô hình hồi quy GMM. Nghiên cứu sử dụng kết quả mô hình hồi quy 2SLS để giải thích ảnh hưởng của minh bạch và công bố thông tin đến tỷ số ROE. Minh bạch và công bố thông tin, sở hữu quản trị, sở hữu nước ngoài có ảnh hưởng cùng chiều đến tỷ số ROE ở mức ý nghĩa 1%. Đòn bẩy tài chính có ảnh hưởng nghịch chiều đến tỷ số ROE.

Kết luận này cho thấy minh bạch và công bố thông tin có ảnh hưởng dương đến tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu của công ty. Kết quả trên phù hợp với lý thuyết đại diện nêu trên và những nghiên cứu thực nghiệm về công bố thông tin của công ty niêm yết của các tác giả Francis và cộng sự, (2008), Adiloglu và Vuran (2012), Rashid và cộng sự, (2015), Gonzalez và cộng sự, (2019). Công ty có mức độ minh bạch và công bố thông tin tốt sẽ giảm

chi phí vốn chủ sở hữu (Mazumdar và Sengupta, 2005; Chang và Fang, 2006; Iatridis, 2008; Lê Xuân Thái và Trương Đông Lộc, 2019) và làm tăng hiệu quả tài chính. Tỷ lệ sở hữu liên quan đến nhà quản trị và nước ngoài lớn có ảnh hưởng thúc đẩy hoạt động công ty tốt hơn, tạo ra hiệu quả tài chính cao hơn. Kết quả trên cho thấy ảnh hưởng của người đại diện trong công ty niêm yết tại Việt Nam khá rõ rệt. Công ty gắn lợi ích của người đại diện với lợi ích của cổ đông sẽ có tiềm năng phát triển tốt hơn. Kết quả nghiên cứu cũng phù hợp với nghiên cứu trước đây của Võ Hồng Đức và Phan Bùi Gia Thủy (2013). Nghiên cứu kết luận đòn bẩy tài chính có ảnh hưởng âm đến tỷ số ROE. Theo lý thuyết tài chính công ty, công ty sử dụng đòn bẩy tài chính lớn sẽ có ảnh hưởng nghịch chiều đến tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu. Nghiên cứu của Sharif và Lai, (2015), Gonzalez và cộng sự, (2019) cũng đưa ra các kết luận tương tự.

Ảnh hưởng của minh bạch và công bố thông tin đến tỷ số ROA

Kiểm định Hausman cho biết kết quả hồi quy mô hình FEM là tốt hơn mô hình REM, tuy nhiên hệ số giải thích của mô hình FEM nhỏ (4,93%) và có xuất hiện phương sai sai số thay đổi (kiểm định Wald có ý nghĩa ở mức 1%). Kết quả cho biết có xuất hiện hiện tượng biến nội sinh trong mô hình hồi quy FEM, nghiên cứu đã sử dụng mô hình hồi quy 2SLS và GMM với biến công cụ để khắc phục hiện tượng biến nội sinh xuất hiện trong mô hình hồi quy. Kết quả kiểm định Wu-Hausman (0,04 ns) và Sagan (0,56 ns) của mô hình hồi quy 2SLS cho biết không còn hiện tượng biến nội sinh và tương tự, kiểm định Wu-Hausman (0,16 ns) và Hansen'J (0,59 ns) của mô hình hồi quy GMM cho biết không còn hiện tượng biến nội sinh. Kết quả hồi quy mô hình GMM được dùng để giải thích ảnh hưởng của minh bạch và CBTT, các biến kiểm soát đến tỷ số ROA. Minh bạch và công bố thông tin có ảnh hưởng cùng chiều đến tỷ số ROA ở mức ý nghĩa 1%. Tương tự, tỷ lệ sở hữu quản trị, nơi niêm yết có ảnh hưởng thuận

đến tỷ số ROA. Đòn bẩy tài chính có ảnh hưởng nghịch đến tỷ số ROA.

Kết luận này cho thấy minh bạch và công bố thông tin có ảnh hưởng dương đến tỷ suất lợi nhuận trên tài sản của công ty. Công ty có mức độ minh bạch và công bố thông tin tốt sẽ làm giảm đi chi phí vốn và làm tăng tỷ số ROA. Kết quả tương đồng với một số nghiên cứu trước của các tác giả Adiloglu và Vuran (2012), Liu và cộng sự, (2014), Rashid và cộng sự, (2015), Gonzalez và cộng sự, (2019). Đòn bẩy tài chính có ảnh hưởng âm đến tỷ số ROA. Theo lý thuyết tài chính công ty, công ty sử dụng đòn bẩy tài chính lớn sẽ có ảnh hưởng nghịch chiều đến hiệu quả tài chính của công ty. Nghiên cứu còn tìm thấy Sở giao dịch niêm yết có ảnh hưởng thuận đến tỷ số ROA. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Jian và cộng sự, (2011) tại thị trường chứng khoán Hồng Kông, nhưng chỉ mới xuất hiện lần đầu tại Việt Nam.

5. Kết luận

Minh bạch và công bố thông tin có vai trò hết sức quan trọng đối với hoạt động của các công ty niêm yết, cá nhân các nhà đầu tư và sự phát triển của thị trường chứng khoán. Nội dung chính của nghiên cứu này là đo lường ảnh hưởng của mức độ minh bạch và CBTT, yếu tố quản trị công ty và tài chính công ty đến hiệu quả tài chính của các công ty niêm yết trên TTCK Việt Nam. Sử dụng mô hình 2SLS và GMM, nghiên cứu đã tìm thấy bằng chứng để kết luận rằng mức độ minh bạch và CBTT có mối tương quan thuận với tỷ số lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu và tỷ số lợi nhuận trên tài sản. Kết quả nghiên cứu này hoàn toàn phù hợp với lý thuyết thông tin bất cân xứng, lý thuyết đại diện và các nghiên cứu thực nghiệm trước đây. Cơ cấu sở hữu có ảnh hưởng cùng chiều đến hiệu quả tài chính của công ty đo lường qua tỷ số ROA và ROE. Đòn bẩy tài chính có ảnh hưởng nghịch chiều đến hiệu quả tài chính của công ty. Niêm yết tại Sở giao dịch chứng khoán quy mô lớn, uy tín có ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả tài chính của công ty. Như vậy, có thể thấy việc minh

Bảng 4: Ảnh hưởng của mức độ minh bạch và công bố thông tin đến tỷ số ROE của công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam

Biến độc lập	REM	FEM	2SLS	GMM
Hệ số chặn	-0,45802*** (-3,14)	-4,3132*** (-6,38)	-0,1491 (-1,55)	-0,1671* (-1,75)
Minh bạch và CBTT	0,00186* (1,75)	-0,0024 (-1,52)	0,0041*** (2,70)	0,0043*** (2,84)
Quy mô HĐQT	-0,00162 (-0,38)	0,0060 (0,93)	-0,0007 (-0,19)	-0,0021 (-0,54)
Kiểm nhiệm của Chủ tịch HĐQT	-0,02371* (-1,70)	-0,0799*** (-3,13)	-0,0270 (-1,51)	-0,0104 (-0,66)
Thành viên độc lập trong HĐQT	-0,00244 (-0,40)	0,0049 (0,43)		
Sở hữu HĐQT	0,00088*** (2,59)	0,0010 (1,38)	0,0007*** (3,00)	0,0006** (2,55)
Sở hữu nước ngoài	0,00074 (1,56)	-0,0030*** (-2,88)	0,0013*** (2,96)	0,0014*** (3,15)
Quy mô công ty	0,01892*** (3,28)	0,1793*** (7,12)		
Đòn bẩy tài chính	-0,17156*** (-5,36)	-0,6961*** (-8,50)	-0,0906*** (-2,66)	-0,0500* (-1,82)
Công ty kiểm toán	-0,02058 (-1,22)	-0,0501 (-1,18)	0,0066 (0,51)	0,0018 (0,14)
Sở Giao dịch niêm yết	0,00145 (0,09)		0,0152 (1,22)	0,0160 (1,29)
Số quan sát	1452	1452	968	968
R ² (%)	6,37	1,46	5,85	5,37
Giá trị F/ Wald	58,83***	12,6***	60,67***	58,7***
Kiểm định Hansen's J				4,14 ^{ns}
Kiểm định Hausman		99,6***		
Kiểm định Wu-Hausman			0,002 ^{ns}	0,66 ^{ns}
Kiểm định Sagan			4,14 ^{ns}	
Kiểm định Wald		1,3 x 10 ⁹ ***		

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu điều tra tổng hợp của tác giả bằng STATA 12.0

Ghi chú: ***, **, *: Có ý nghĩa thống kê tương ứng ở mức 1%, 5% và 10%. Giá trị thống kê t, z ở trong dấu ngoặc đơn cho mô hình FEM, REM, 2SLS, GMM. Giá trị kiểm định Wald thay thế cho giá trị F trong hồi quy REM. Kiểm định Wald xác định phương sai sai số thay đổi; Kiểm định Sagan xác định biến công cụ quá mức trong mô hình 2SLS và GMM; Kiểm định Wu-Hausman, Hansen's J xác định hiện tượng nội sinh trong mô hình.

Bảng 5: Ảnh hưởng của mức độ minh bạch và công bố thông tin đến tỷ số ROA của công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam

	REM	FEM	2SLS	GMM
Hệ số chặn	-0,0829 (-1,36)	-0,677 ^{***} (-2,81)	-0,0791 (-1,63)	-0,0844 [*] (-1,85)
Minh bạch và CBTT	0,00145 ^{***} (3,51)	0,00007 (0,12)	0,00272 ^{***} (3,40)	0,00282 ^{***} (3,77)
Quy mô HĐQT	0,00095 (0,57)	0,00321 (1,38)	0,00103 (0,55)	0,00071 (0,39)
Kiểm nhiệm của Chủ tịch HĐQT	-0,00824 (-1,46)	-0,0174 [*] (-1,90)	-0,00643 (-0,76)	-0,00588 (-0,82)
Thành viên độc lập trong HĐQT	-0,00054 (-0,22)	0,00045 (0,11)		
Sở hữu HĐQT	0,00019 (1,36)	0,00005 (0,20)	0,00022 [*] (1,86)	0,00023 ^{**} (2,00)
Quy mô công ty	0,00345 (1,43)	0,02880 ^{***} (3,20)		
Đòn bẩy tài chính	-0,123 ^{***} (-9,38)	-0,154 ^{***} (-5,28)	-0,112 ^{***} (-8,90)	-0,109 ^{***} (-9,13)
Công ty kiểm toán	-0,00687 (-0,99)	-0,0112 (-0,73)	-0,00123 (-0,15)	-0,00163 (-0,23)
Sở Giao dịch niêm yết	0,0106 (1,54)		0,0116 ^{**} (2,23)	0,0109 ^{**} (2,15)
Số quan sát	1452	1452	968	968
R ² (%)	18,37	4,93	11,73	11,71
Giá trị F/ Wald	132,6 ^{***}	4,96 ^{***}	166,0 ^{***}	167,1 ^{***}
Kiểm định Hansen's J				0,59 ^{ns}
Kiểm định Hausman		21,2 ^{***}		
Kiểm định Wu-Hausman			0,04 ^{ns}	0,16 ^{ns}
Kiểm định Sagan			0,56 ^{ns}	
Kiểm định Wald		2,7 x 10 ⁸ ^{***}		

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu điều tra tổng hợp của tác giả bằng STATA 12.0

Ghi chú: ***, **, *. Có ý nghĩa thống kê tương ứng ở mức 1%, 5% và 10%. Giá trị thống kê t, z ở trong dấu ngoặc đơn cho mô hình FEM, REM, 2SLS, GMM. Giá trị kiểm định Wald thay thế cho giá trị F trong hồi quy REM. Kiểm định Wald' xác định phương sai sai số thay đổi; Kiểm định Sagan xác định biến công cụ quá mức trong mô hình 2SLS và GMM; Kiểm định Wu-Hausman, Hansen's J xác định hiện tượng nội sinh trong mô hình.

bạch và công bố thông tin không chỉ là nghĩa vụ mà còn là quyền lợi của các công ty. Do đó, các nhà quản lý công ty niêm yết cần có đào tạo chuyên sâu nghiệp vụ quản trị công ty để những nhà quản trị công ty niêm yết nhận thức đúng đắn về tính minh bạch trong công bố thông tin và trách nhiệm giải trình, thông lệ quản lý tốt công ty. Việc nâng cao mức độ minh bạch và công bố thông tin sẽ giúp các công ty niêm yết tiếp cận thị trường vốn từ các nhà đầu tư tại các thị trường chứng khoán có quy mô lớn ở khu vực và thế giới, tạo lập được uy tín của mình trên các thị trường chứng khoán, thuận lợi hơn trong huy động vốn phát triển khi có nhu cầu. Minh bạch và công bố thông tin của công ty niêm yết góp phần cho nhà quản lý thị trường kiểm soát các rủi ro tiềm ẩn trên thị trường chứng khoán Việt Nam. ♦

Tài liệu tham khảo:

1. Aksu, M., and Kosedag, A. (2006), *Transparency and Disclosure Scores and their Determinants in the Istanbul Stock Exchange*, Corporate governance, 14 (4), 277-296.
2. Arellano, M., and Bond, S. (1991), *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*, The Review of Economic Studies, 58, 277-297.
3. Bijalwan và Madan (2013), *Corporate Governance Practices, Transparency and Performance of Indian Companies*, Journal of Corporate Governance, 12 (3), 45-79.
4. Christiansen, H., and Koldertsova, A. (2009), *The Role of Stock Exchanges in Corporate Governance*, Financial Market Trends; OECD, 1-32.
5. Eng, L. L., and Ling, Q. (2012), *Disclosure and cross-listing evidence from Asia-Pacific firms*, International Journal of Accounting and Information Management, 20 (1), 6-25.
6. Jian, Z., Tingting, Z., and Shengchao, C. (2011), *Crossing listing, corporate governance and corporate performance: Empirical evidence of*

HongKong listed Chinese companies, Nankai Business Review International, 2 (3), 275-288.

7. Kim, Y., Lee, J., and Yang, T. (2010), *Corporate Transparency and Firm Performance: Evidence from Korean Ventures*, International Council for Small Business (ICSB) World Conference Proceedings; Washington, 1-35.

8. Lê Quang Cảnh và Nguyễn Vũ Hùng (2016), *Công bố và minh bạch thông tin với kết quả kinh doanh của doanh nghiệp niêm yết ở Việt Nam*, Tạp chí Phát triển Kinh tế, số 27(6), 64-79.

9. Sharif, S. P., and Lai, M. M. (2015), *The effects of corporate disclosure practices on firms performance, risk and dividend policy*, International Journal of Disclosure and Governance, 12 (4), 311-326.

Summary

The study aims to identify the effects of information transparency and publication on the financial efficiency of listed companies in Vietnam stock market. The data displayed in tables were collected from related financial statements, company's management reports, and published documents of 484 companies listed on HOSE (Hochiminh City Stock Exchange) and HNX (Hanoi Stock Exchange) in the period 2014-2016. Applying Two Stage Least of Square and Generalized Methods of Moments, the study shows that the listed companies' information transparency and publication is proportional to their ROE and ROA; the administrative ownership and foreign ownership is proportional to ROE while the financial leverage is inversely proportional to ROE and ROA.