



ISSN 1859-3666
E-ISSN 2815-5726

Tạp chí KHOA HỌC THƯƠNG MẠI

TẠP CHÍ CỦA TRƯỜNG ĐẠI HỌC THƯƠNG MẠI



Năm thứ 25 - số 209
1/2026



khoa học thương mại

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

TỔNG BIÊN TẬP:

ĐINH VĂN SƠN

PHÓ TỔNG BIÊN TẬP:

THƯ KÝ TÒA SOẠN

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: 024.37643219 máy lẻ 2102

□ Fax: 024.37643228

□ Email: tckhtm@tmu.edu.vn

□ Website: tckhtm.tmu.edu.vn

□ GP hoạt động báo chí:

Số 195/GP-BTTTT ngày 05/6/2023

□ Chế bản tại: Tòa soạn

Tạp chí Khoa học Thương mại

□ In tại: Cty TNHH In & TM Hải Nam

□ Nộp lưu chiếu: 1/2026

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)

KINH TẾ VÀ QUẢN LÝ

- 1. Phạm Minh Đạt và Khúc Đại Long** - Tác động của thương hiệu đến xuất khẩu nông sản: từ thực tiễn sản phẩm cafe của Việt Nam. *Mã số: 209.11BMg.11* 3

The Impact of Branding on Agricultural Exports: Evidence from Vietnam's Coffee Products

- 2. Bùi Thị Thu Hà và Bùi Tuấn Thành** - Thúc đẩy hành vi làm việc đổi mới trong ngành viễn thông Việt Nam: vai trò của an toàn tâm lý và sự phát triển thịnh vượng tại nơi làm việc dưới ảnh hưởng của lãnh đạo phục vụ. *Mã số: 209.1TrEM.11* 14

Fostering Innovative Work Behavior in Vietnam's Telecommunications Sector: The Role of Psychological Safety and Thriving at Work Under the Influence of Servant Leadership

QUẢN TRỊ KINH DOANH

- 3. Nguyễn Quỳnh Trang và Nguyễn Đức Minh** - Nghiên cứu kế toán quản trị chiến lược tại các doanh nghiệp sản xuất cơ khí Việt Nam: các yếu tố ảnh hưởng và sự tác động đến việc ra quyết định chiến lược. *Mã số: 209.2BAcc.21* 28

Strategic Management Accounting in Vietnamese Mechanical Manufacturing Enterprises: Influencing Factors and Its Impact on Strategic Decision-Making

- 4. Cao Thị Nhân Anh** - Ảnh hưởng của Hội đồng quản trị bận rộn đến giá trị doanh nghiệp tại các công ty niêm yết ở Việt Nam: Tiếp cận trên nền tảng lập trình Python. *Mã số: 209.2HRMg.21* 40

The impact of busy directors on firm value of Vietnamese listed companies: A Python-Based Approach

- 5. Phạm Hùng Cường, Nguyễn Xuân Minh và Bùi Công Danh** - Tác động của bảo chứng người nổi tiếng đến ý định mua thời trang cao cấp: Trường hợp Gen Z tại Thành phố Hồ Chí Minh. *Mã số: 209.2BMkt.21* 53

The Impact of Celebrity Endorsements on High Fashion Purchase Intention: the Case of Gen Z in Ho Chi Minh City

- 6. Nguyễn Thị Thoa, Kiều Anh Tài và Trần Thế Nam** - Hành vi mua sắm ngẫu hứng tại đại siêu thị: vai trò điều tiết của khuynh hướng mua ngẫu hứng. *Mã số: 209.2BMkt.21* 71

Impulsive Buying Behavior in Hypermarkets: The Moderating Role of Impulse Buying Tendency

- 7. Nguyễn Thị Bích Vân và Hoàng Thị Chính** - Tác động của truyền thông nội bộ đến hiệu quả công việc của nhân viên. *Mã số: 209.2BMkt.21* 82

The Impact of Internal Communication on Employee Performance

Ý KIẾN TRAO ĐỔI

- 8. Lưu Thị Minh Ngọc, Nguyễn Phương Mai, Trần Thị Thu Hải, Nghiêm Xuân Hoà và Bùi Lê Vũ** - Mức độ trưởng thành số của các trường đại học công lập khối kỹ thuật: nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam. *Mã số: 209.3OMIs.31* 97

Digital Maturity of Public Engineering Universities: An Empirical Study in Vietnam

- 9. Đinh Thị Trâm** - Tác động của môi trường làm việc đến động lực làm việc của giảng viên các trường đại học công lập: Bằng chứng thực nghiệm tại Thành phố Hà Nội. *Mã số: 209.3HRMg.31* 107

The impact of working environment on work motivation of lecturers at public universities: Empirical evidence in Hanoi City

ẢNH HƯỞNG CỦA HỘI ĐỒNG QUẢN TRỊ BẬN RỘN ĐẾN GIÁ TRỊ DOANH NGHIỆP TẠI CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT Ở VIỆT NAM: TIẾP CẬN TRÊN NỀN TẢNG LẬP TRÌNH PYTHON

Cao Thị Nhân Anh

Trường ĐH Công nghệ Kỹ thuật Tp. Hồ Chí Minh

Email: anhctn@hcmute.edu.vn

Ngày nhận: 26/03/2025

Ngày nhận lại: 18/06/2025

Ngày duyệt đăng: 24/06/2025

Nghiên cứu này nhằm mục đích kiểm tra mối quan hệ giữa hội đồng quản trị (HDQT) bận rộn và giá trị doanh nghiệp (GTDN) được đo bằng TOBIN'S Q, ROA và ROE. Dữ liệu thứ cấp được thu thập của các công ty niêm yết trên Sàn giao dịch chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2016 đến 2023 với 4600 quan sát và được xử lý trên nền tảng lập trình Python. Kết quả phương pháp tổng quát thời điểm GMM cho thấy HDQT bận rộn có tương quan cùng chiều và có ý nghĩa thống kê với giá trị doanh nghiệp (DN). Bên cạnh đó, kết quả còn chỉ ra rằng quy mô HDQT, số lượng thành viên nữ trong HDQT, thành viên HDQT là người nước ngoài, chủ tịch HDQT không điều hành và kinh nghiệm KT-TC của HDQT có mối tương quan tích cực đáng kể với giá trị DN. Tuy nhiên, thành viên HDQT là cổ đông lớn tác động tiêu cực và có ý nghĩa thống kê đối với giá trị DN.

Từ khóa: HDQT bận rộn, HDQT liên kết, giá trị doanh nghiệp, quản trị công ty, Python.

JEL Classifications: G3, G32, M41, O16.

DOI: 10.54404/JTS.2026.209V.04

1. Giới thiệu

Khủng hoảng tài chính toàn cầu đã làm gia tăng mối quan tâm đến quản trị doanh nghiệp và hiệu quả hoạt động của công ty (Farwis & Nazar, 2019). Theo Jensen & cộng sự. (1976), các yếu tố như cơ cấu HDQT, cơ cấu thù lao và cơ cấu sở hữu có ảnh hưởng đáng kể đến hiệu quả doanh nghiệp. Trong thực tiễn, nhiều thành viên HDQT đồng thời giữ nhiều vị trí ở các công ty khác nhau - hiện tượng gọi là “HDQT bận rộn” (busy boards) hoặc “sự liên kết giữa các HDQT” (board interlocking). Điều này dẫn đến tranh luận rằng liệu sự đa nhiệm của các thành viên này mang lại giá trị hay làm giảm hiệu quả giám sát và tư vấn chiến lược cho doanh nghiệp. Một số học giả cho rằng HDQT bận rộn là dấu hiệu cho thấy năng lực và danh tiếng của họ, từ đó mang lại hiệu quả tích cực cho công ty (Fama &

Jensen, 1983). Ngược lại, nhiều nghiên cứu lo ngại rằng việc phân tán thời gian khiến họ không thể hoàn thành vai trò giám sát, ảnh hưởng tiêu cực đến hiệu quả hoạt động (Cashman & cộng sự., 2012). Kết quả nghiên cứu thực nghiệm của Ferris & cộng sự. (2003) nhận thấy thành viên HDQT nắm giữ nhiều vị trí thường gắn với hiệu suất tài chính tốt và phản ứng tích cực từ thị trường khi họ được bổ nhiệm. Tuy nhiên, Fich & Shivdasani (2006) phát hiện các công ty có nhiều HDQT bận rộn có giá trị thấp hơn và kém khả năng thay CEO khi hoạt động yếu. Những kết quả tương tự được ghi nhận bởi (Farwis & Nazar, 2019; Hamdan, 2018; Lei & Deng, 2014; Santos & cộng sự., 2012).

Ngôn ngữ Python lần đầu tiên được sử dụng vào năm 1989 bởi Guido van Rossum tại Hà Lan và bắt đầu được phát triển từ năm

1991. Sau đó Python tiếp tục được phát triển dưới dạng ngôn ngữ mã nguồn mở bởi tổ chức Python Software Foundation. Theo Mertz (2003), Python là một ngôn ngữ lập trình đơn giản nhưng mạnh mẽ bởi nó vừa có được sức mạnh giống như các ngôn ngữ biên dịch truyền thống nhưng cũng vừa có được các lợi thế của một ngôn ngữ thông dịch (interpreted), hướng đối tượng (object-oriented). Ngôn ngữ Python có nhiều ứng dụng hiệu quả trong việc hỗ trợ thu thập dữ liệu từ nhiều nguồn khác nhau một cách tự động, hỗ trợ trực quan hóa dữ liệu thông qua các đồ thị. Bên cạnh đó, hầu hết các phương pháp phân tích dữ liệu phổ biến từ dữ liệu chéo (cross-sectional data), dữ liệu chuỗi thời gian (time-series data), dữ liệu bảng (panel data) đều có thể thực hiện được bằng ngôn ngữ Python thông qua các thư viện đã được xây dựng.

Gần đây, các nghiên cứu đã cho thấy một góc nhìn tích cực hơn về vai trò của thành viên HĐQT bận rộn. (Chen & Kao, 2022) chứng minh rằng các công ty có mạng lưới HĐQT liên kết mạnh mẽ có khả năng thích ứng tốt hơn và đạt hiệu quả tài chính cao hơn. (Wijaya & Utama, 2023) phát hiện HĐQT bận rộn làm tăng tác động tích cực của vốn trí tuệ đến hiệu suất công ty. (Akçay & Örgün, 2024) cũng cho thấy HĐQT bận rộn có ảnh hưởng tích cực đến hiệu suất kế toán (ROA), cũng có quan điểm về vai trò của kinh nghiệm và uy tín. Tại Việt Nam, chủ đề này vẫn còn mới mẻ và chưa được tìm thấy ở bất cứ nghiên cứu nào. Các nghiên cứu chủ yếu dừng lại ở các yếu tố truyền thống như quy mô HĐQT, tỷ lệ thành viên độc lập, thành viên nữ, kiêm nhiệm và học vấn (Dang Ngoc Hung & cộng sự, 2018; Huyền, 2022; Lê & Nguyen, 2023). Đặc biệt, chưa có nghiên cứu nào khai thác vai trò của HĐQT bận rộn bằng cách tiếp cận hiện đại với công cụ phân tích dữ liệu như ngôn ngữ Python. Trong nghiên cứu của mình, tác giả xem xét lại tác động của HĐQT bận rộn đến hiệu quả hoạt động của công ty, nhân mạnh vào việc dung hòa những phát hiện trái ngược nhau trong lý thuyết. Tác giả tin rằng nghiên cứu này mang lại ba đóng góp chính: Thứ nhất, đây là nghiên cứu khám phá tiên phong nghiên cứu về thành viên HĐQT bận rộn tại Việt Nam; ii) Ngôn ngữ Python được vận dụng vào việc xử lý dữ liệu thứ cấp; và iii) thứ ba cung cấp bằng chứng, sử dụng các đại

diện khác nhau để xem xét HĐQT bận rộn có thể có ảnh hưởng đến giá trị công ty hay không? Kết quả này đặc biệt quan trọng vì nó cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho các quy định hoặc khuyến nghị về chủ đề này trong các quy tắc thực hành tốt nhất về quản trị doanh nghiệp. Đồng thời, thông qua nghiên cứu này có thể bổ sung thêm thước đo mới về đặc điểm HĐQT tại Việt Nam.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Một số khái niệm có liên quan

- Giá trị doanh nghiệp

Theo Miller (1961), giá trị công ty phản ánh định giá của thị trường đối với toàn bộ doanh nghiệp, bao gồm quyền lợi của cả chủ nợ và cổ đông. Damodaran (2012) cho rằng giá trị này được xác định bằng cách chiết khấu dòng tiền tương lai theo chi phí vốn. Theo Copeland & cộng sự. (2000), giá trị được tạo ra khi lợi suất đầu tư vượt quá chi phí vốn. Giá trị công ty phản ánh hiệu quả trong quá khứ, hiện tại và kỳ vọng tương lai của nhà đầu tư. Trước đây, giá cổ phiếu được dùng để đo lường, nhưng hiện nay trọng tâm đã chuyển sang phân tích giá trị doanh nghiệp để đánh giá toàn diện hơn.

- HĐQT bận rộn

Không có một khái niệm duy nhất nào về HĐQT bận rộn trong các tài liệu nghiên cứu trước đây. Mizruchi (1996) xem HĐQT bận rộn là thành viên đồng thời ngồi ở nhiều HĐQT khác nhau. Field và cộng sự (2013) định nghĩa HĐQT bận rộn là “thành viên HĐQT phục vụ trong ba HĐQT trở lên, bao gồm cả HĐQT của công ty IPO”. Tiếp theo, HĐQT bận rộn được định nghĩa “thành viên HĐQT nắm giữ tổng cộng ba chức vụ thành viên HĐQT bên ngoài trở lên” (Benson và cộng sự, 2015; Chakravarty & Rutherford, 2017; Elyasiani & Zhang, 2015; James và cộng sự, 2018).

Trong các nghiên cứu trước đây, tác giả xem HĐQT giữ chức vụ ở nhiều tổ chức khác nhau là HĐQT bận rộn (Busy boards), ban giám đốc lồng nhau (Interlocking directorates), ban giám đốc liên kết (director interlocking) hoặc Ban giám đốc kép (Multiple Directorships). Trong phạm vi nghiên cứu này, tác giả sử dụng khái niệm HĐQT bận rộn (busy boards) của (Benson & cộng sự, 2015; James & cộng sự, 2018) để đo lường hành vi nắm giữ nhiều vị trí thành viên HĐQT của các thành viên trong HĐQT tại các công ty niêm yết.

2.2. Lý thuyết nền tảng

- Lý thuyết đại diện (Agency Theory)

Lý thuyết đại diện giải thích vai trò của HĐQT trong việc kiểm soát và giám sát các quyết định của công ty nhằm giảm thiểu xung đột đại diện giữa các bên liên quan của một công ty (Fama và cộng sự, 1983). Trong khi đó, lý thuyết phụ thuộc vào nguồn lực giải thích cách HĐQT đóng vai trò là cầu nối để công ty tiếp cận và khai thác các nguồn lực bên ngoài.

Bằng chứng về mối liên hệ giữa HĐQT bận rộn và giá trị công ty thì có nhiều kết quả nghiên cứu trái chiều. Giả thuyết về sự bận rộn được phát triển bởi (Ferris & Liao, 2019), tác giả cho rằng khi số lượng thành viên HĐQT bận rộn tăng lên, các thành viên này sẽ bị quá tải. Theo lý thuyết đại diện, sự bận rộn của thành viên HĐQT công ty ảnh hưởng bất lợi đến hiệu quả hoạt động của công ty (Cashman và cộng sự, 2012). Hơn nữa, các thành viên HĐQT có quá nhiều ghê ngoài HĐQT có thể bận rộn đến mức họ không thể giám sát hiệu quả. Việc giám sát yếu đi có thể gây ra chi phí đại diện nghiêm trọng hơn khi các nhà quản lý phục vụ nhằm nâng cao lợi ích cá nhân của họ nhưng gây bất lợi cho các cổ đông và có thể gây ra mối quan hệ nghịch đảo giữa quyền quản lý cao hơn ở bên ngoài và lợi nhuận thị trường (Roudaki & Bhuiyan, 2015). Nhiều tài liệu cho thấy việc phối hợp chặt chẽ giữa các giám đốc sẽ làm giảm hiệu quả quản trị doanh nghiệp của giám đốc. Ferris & Liao (2019) lập luận rằng việc phục vụ nhiều HĐQT buộc các thành viên HĐQT làm việc quá mức dẫn đến kết quả là các giám đốc thu hẹp trách nhiệm của họ.

Sử dụng lý thuyết đại diện nhận thấy rằng công ty có HĐQT bận rộn thì việc quản trị doanh nghiệp yếu kém và khả năng sinh lời yếu hơn, cộ tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách thấp hơn (Fich & Shivdasani, 2006) trong khi một số nghiên cứu đã tìm thấy mối quan hệ không đáng kể giữa HĐQT trong khóa liên động và hiệu quả hoạt động của công ty.

- Lý thuyết phụ thuộc nguồn lực (Resource dependency theory)

Lý thuyết này được phát triển bởi (Pfefer & Salancik, 1978) đã giải thích cách thực HĐQT đóng vai trò là cầu nối để công ty tiếp cận và khai thác các nguồn lực bên ngoài. Theo lý thuyết này, các mối quan hệ của

HĐQT sẽ cung cấp cơ chế để công ty tiếp cận các nguồn lực quan trọng, chẳng hạn như lời khuyên và thông tin, có thể giúp công ty giảm bớt rủi ro và giúp giảm chi phí giao dịch (Lei & Deng, 2014). Tiền đề của lý thuyết phụ thuộc vào nguồn lực là các tổ chức, dù độc lập đến đâu, cũng không thể bỏ qua sự liên quan của các nguồn lực bên ngoài đối với sự phát triển của họ theo thời gian. Nói cách khác, cho dù tổ chức có tự chủ đến đâu thì nó vẫn luôn cần nguồn lực của bên thứ ba. Một số nghiên cứu gần đây hơn cho thấy các công ty có các thành viên HĐQT bận rộn có những thực tiễn tương tự liên quan đến việc lựa chọn phương pháp kế toán, hỗ trợ cho lý thuyết phụ thuộc nguồn lực (Han và cộng sự, 2017). Hơn nữa, các thành viên HĐQT bận rộn đóng một vai trò quan trọng trong việc tạo điều kiện tiếp cận các nguồn lực then chốt thu được từ môi trường bên ngoài hoặc bên ngoài công ty (Wijaya & Utama, 2023). HĐQT bận rộn được cho là có thể có tác động tích cực đến việc xác định, đánh giá các chiến lược và giải pháp thay thế, đồng thời tạo mối quan hệ với môi trường bên ngoài (Singh, 2007). Kết quả nghiên cứu cho thấy HĐQT bận rộn có tác động tích cực đến việc kết nối mạng lưới giữa nhiều HĐQT và phong cách quản trị khác nhau, cuối cùng khiến họ trở thành những cố vấn hiệu quả trong HĐQT.

3. Mô hình nghiên cứu đề xuất và phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu đề xuất

Kế thừa các nghiên cứu đã trước đó của (Hamdan, 2018; Koji & cộng sự., 2020) và một số mô hình khác, tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu về mối quan hệ giữa HĐQT bận rộn và giá trị DN tại các CTNY trên sản chứng khoán Việt Nam như sau:

$$\text{TOBIN'S } Q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{HĐQTBR}_{it} + \alpha_2 \text{QMHĐQT}_{it} + \alpha_3 \text{HĐQTNU}_{it} + \alpha_4 \text{CTKHĐH}_{it} + \alpha_5 \text{HĐQTNN}_{it} + \alpha_6 \text{HĐQTCĐL}_{it} + \alpha_7 \text{HĐQTCĐL}_{it} + \alpha_8 \text{HĐQTTC}_{it} + \alpha_9 \text{Biến kiểm soát}_{it} + \varepsilon_{it}$$

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Phương pháp chọn mẫu và cách thức thu thập số liệu

- Dữ liệu được thu thập từ danh sách các công ty niêm yết trên sản chứng khoán Việt Nam 8 năm từ năm 2016 đến 2023. Nghiên cứu này loại trừ các công ty hoạt động trong lĩnh vực tài chính, ngân hàng, dịch vụ tiện ích

Bảng 1: Các biến và đo lường

Tên biến	Ký hiệu	Đo lường	Nghiên cứu liên quan
Biến phụ thuộc			
Giá trị của doanh nghiệp	GTDN	TOBIN'S Q = (Giá trị thị trường của công ty)/(Giá trị sổ sách của công ty)	(Cashman & cộng sự., 2012; Koji & cộng sự., 2020; Trung, 2022)
		ROA = Lợi nhuận sau thuế/Tổng tài sản	(Koji & cộng sự., 2020; V. C. Nguyen & Huynh, 2023)
		ROE = Lợi nhuận sau thuế/Tổng vốn chủ sở hữu	(V. C. Nguyen & Huynh, 2023)
Biến độc lập			
HĐQT bận rộn	HĐQTBR	= 1 nếu thành viên HĐQT có 1 thành viên bận rộn, ngược lại = 0	(Benson &cộng sự, 2015, James & cộng sự , 2018)
Quy mô HĐQT	QMHĐQT	= 1 đối với các công ty có quy mô HĐQT lớn hơn quy định (3 thành viên) và nhỏ hơn hai độ lệch chuẩn so với giá trị trung bình của quy mô HĐQT, ngược lại = 0	Cashman & cộng sự (2012) ; James & cộng sự (2018); Koji & cộng sự (2020)
Thành viên HĐQT là nữ	HĐQTNU	= 1 nếu HĐQT có ít nhất 1 thành viên nữ, ngược lại = 0	Hauser (2018); Abu-Dawleh & cộng sự (2022); Saeed Jagirani & cộng sự (2023)
Chủ tịch HĐQT không điều hành	CTKĐH	= 1 nếu chủ tịch không nằm trong đội ngũ quản lý cấp cao, ngược lại = 0	(Q. Nguyen & cộng sự., 2024)
Thành viên HĐQT là người nước ngoài	HĐQTNN	= 1 nếu có ít nhất 1 người nước ngoài trong HĐQT, ngược lại = 0	(Q. Nguyen & cộng sự., 2024; Trung, 2022)
Thành viên HĐQT là cổ đông lớn	HĐQTCĐL	= 1 nếu có ít nhất 1 thành viên HĐQT là cổ đông lớn, ngược lại = 0	(Q. Nguyen & cộng sự., 2024)
Thành viên HĐQT có kinh nghiệm TC- KT	HĐQTTC	= 1 nếu có ít nhất 1 thành viên HĐQT có kinh nghiệm TC-KT, ngược lại = 0	L Le & Nguyen (2023)
Biến kiểm soát			
Quy mô công ty	QMDN	Logarit tự nhiên của tổng tài sản	James & cộng sự (2018); Farwis & Nazar (2019); Hamdan (2018); Song & cộng sự (2021)
Tuổi công ty	TDN	Số năm hoạt động của công ty kể từ khi thành lập	Cashman & cộng sự, (2012); Field & cộng sự (2013); Hamdan (2018); Koji & cộng sự (2020)
Đòn bẩy tài chính	ĐBTC	Tổng nợ phải trả/Tổng Tài sản	Hamdan (2018); James & cộng sự (2018); Farwis & Nazar (2019);Koji & cộng sự (2020)
Kiểm toán bởi Big 4	KTBIG4	= 1 nếu được kiểm toán bởi Big4, ngược lại = 0	(Lei & Deng, 2014; Q. Nguyen & cộng sự., 2024)
COVID_19	COVID_19	Covid 19 =1 nếu giai đoạn 2020-2022, ngược lại = 0	Wijaya & Utama (2023); Jin & cộng sự (2021)
Tăng trưởng GDP	GDP	World Bank	(Kutubi, 2017; Ouni & Mansour, 2022; Trung, 2022)
Tỷ lệ lạm phát	TLLP	World Bank	(Sarhan & cộng sự., 2019; Scholtens & Kang, 2013)

(Nguồn: Tác giả)

và các công ty không đủ dữ liệu để tính toán giá trị các biến trong mô hình tương ứng.

- Tất cả số liệu được lấy từ BCTC, báo cáo thường niên, bảng cáo bạch, hồ sơ công ty trên sở giao dịch chứng khoán TP. HCM và Hà Nội. Từ các báo cáo tài chính thu được, các chỉ tiêu sẽ được thu thập và nhập vào phần mềm excel để tính toán các biến phụ thuộc và biến độc lập. Dữ liệu được cung cấp bởi công ty chuyên cung cấp dữ liệu Vietstock và tự thu thập thủ công bằng cách đọc báo cáo thường niên, bảng cáo bạch của các công ty để lọc ra thông tin. Nghiên cứu loại trừ dữ liệu từ sản phẩm UPCoM do chất lượng công bố thông tin không đồng đều, nhiều doanh nghiệp chưa tuân thủ đầy đủ quy định về minh bạch BCTC và báo cáo thường niên. Ngoài ra, phần lớn công ty trên sàn này có quy mô nhỏ, ít được kiểm toán bởi các công ty lớn, làm giảm độ tin cậy thông tin. Việc loại bỏ UPCoM giúp nâng cao tính chính xác, đồng nhất và độ tin cậy của dữ liệu nghiên cứu.

- Sau khi xử lý dữ liệu, loại bỏ dữ liệu bị outlier và dữ liệu unbalance thu được 4600 quan sát của 575 công ty niêm yết trên sàn HOSE và HNX.

Phương pháp phân tích số liệu

Dựa trên dữ liệu nghiên cứu tác giả lựa chọn phương pháp hồi quy phù hợp và tiến hành kiểm định các khuyết tật của mô hình. Đầu tiên, tác giả sử dụng phương pháp hồi quy theo mô hình bình phương thông thường bé nhất (Pooled OLS), kiểm tra mô hình tác động cố định (FEM) và hồi quy với hiệu ứng ngẫu nhiên (REM). Tác giả sử dụng kết quả kiểm định Hausman để lựa chọn mô hình hồi quy phù hợp hơn. Kế tiếp để đảm bảo cho kết quả mô hình nghiên cứu có ý nghĩa, tác giả tiến hành kiểm định các khuyết tật nhằm phát hiện và khắc phục các lỗi của mô hình như tự tương quan và phương sai thay đổi bằng phương pháp GMM (Generalized Method of Moments). Dữ liệu nghiên cứu được phân tích dựa trên ngôn ngữ lập trình Python được chạy trên Google Colab. Mô hình được thực hiện qua các bước sau:

Bước 1: Thực hiện thống kê mô tả, làm sạch dữ liệu.

Bước 2: Tìm thuật toán phù hợp với mô hình & dữ liệu, dựa trên ngôn ngữ lập trình python.

Bước 3: Chạy hồi quy Pooled OLS, FEM & REM, kiểm định các khuyết tật mô hình và khắc phục bằng phương pháp GMM (Generalized Method of Moments).

Bảng 2: Thống kê mô tả biến

	N	Mức ý nghĩa	SD	p25	Trung bình	p75
TOBINQ	4600	1.158	0.703	1	1	1
ROA	4600	.064	0.088	.016	.049	.096
ROE	4600	.095	0.880	.039	.106	.188
HĐQTBR	4600	.34	0.474	0	0	1
QMHĐQT	4600	.879	0.326	1	1	1
HĐQTNU	4600	.558	0.497	0	1	1
CTKĐH	4600	.734	0.442	0	1	1
HĐQTNN	4600	.134	0.341	0	0	0
HĐQTCĐL	4600	.405	0.491	0	0	1
HĐQTTC	4600	.908	0.288	1	1	1
QMDN	4600	27.544	1.674	26	27	29
TDN	4600	27.804	15.673	16	24	39
ĐBTC	4600	41.398	26.384	20	43	63
KTBIG4	4600	.255	0.436	0	0	1
COVID_19	4600	.375	0.484	0	0	1
GDP	4600	5.88	2.011	3.956	6.815	7.412
TLLP	4600	165.709	11.056	156.351	166.15	174.593

(Nguồn: Kết quả từ phân tích mẫu nghiên cứu bằng Python)

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả nghiên cứu

- Phân tích thông kê mô tả

Các số liệu thông kê về đặc điểm của HĐQT và đặc điểm công ty được mô tả trong Bảng 2, bao gồm: giá trị trung bình, giá trị lớn nhất, giá trị nhỏ nhất và độ lệch chuẩn.

- Ma trận tương quan

xác định xem có cần loại bỏ hoặc điều chỉnh biến nào không.

Hair & cộng sự (1995) đã chứng minh rằng hệ số VIF nhỏ hơn 10 là chấp nhận được. Theo quy luật, nếu giá trị VIF vượt quá 10, điều đó có nghĩa là các hệ số hồi quy ước tính bị đánh giá thấp do hiện tượng đa cộng tuyến. Tương tự như vậy, khi giá trị VIF nhỏ hơn 5,

Bảng 3: Bảng ma trận tương quan Pearso

Các biến	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
(1) TOBINQ	1.000																
(2) ROA	0.405	1.000															
(3) ROE	0.051	0.233	1.000														
(4) HĐQTBR	0.095	0.025	-0.019	1.000													
(5) QMHĐQT	0.064	0.053	0.014	-0.022	1.000												
(6) HĐQTNU	0.067	0.073	0.028	0.055	0.049	1.000											
(7) CTKĐH	0.045	0.019	-0.004	0.005	-0.012	-0.051	1.000										
(8) HĐQTNN	0.113	0.020	-0.009	0.088	-0.155	0.041	-0.026	1.000									
(9) HĐQTCĐL	-0.068	-0.034	0.016	-0.019	0.007	0.088	-0.125	0.051	1.000								
(10) HĐQTTC	0.079	0.076	0.019	0.050	0.222	0.100	-0.020	-0.021	0.091	1.000							
(11) QMDN	0.096	-0.023	-0.014	0.238	-0.093	0.003	0.023	0.215	-0.014	0.073	1.000						
(12) TDN	0.124	0.053	0.003	-0.055	0.076	-0.043	-0.012	0.029	-0.082	0.034	0.048	1.000					
(13) ĐBTC	-0.068	-0.196	-0.027	0.001	0.015	-0.095	0.341	-0.009	0.072	0.008	0.249	0.002	1.000				
(14) KTBIG4	0.143	0.055	-0.008	0.137	-0.062	-0.011	0.039	0.216	-0.122	0.105	0.413	0.006	0.057	1.000			
(15) COVID_19	0.053	-0.049	-0.006	0.032	-0.025	0.048	0.371	0.010	0.037	0.025	0.058	0.074	0.155	-0.002	1.000		
(16) GDP	-0.076	0.047	0.010	-0.025	0.015	-0.026	-0.030	-0.007	-0.011	0.013	-0.038	-0.049	0.094	0.009	-0.526	1.000	
(17) TLLP	0.025	-0.115	-0.032	0.063	-0.047	0.050	-0.184	0.018	-0.014	0.006	0.099	0.146	-0.363	-0.009	0.487	-0.331	1.000

(Nguồn: Kết quả từ phân tích mẫu nghiên cứu bằng Python)

Kết quả phân tích ma trận tương quan ở Bảng 3 cho thấy rằng ROA có mối tương quan dương mạnh nhất với TOBIN'S Q (0.40), cho thấy các doanh nghiệp có hiệu quả tài chính cao hơn thường có giá trị thị trường cao hơn. Ngoài ra, KTBIG4 (0.14) và TDN (0.12) cũng có mối quan hệ dương với TOBIN'S Q, cho thấy rằng doanh nghiệp được kiểm toán bởi Big 4 hoặc có tuổi đời lâu năm có thể có giá trị thị trường cao hơn. Ngược lại, ĐBTC (-0.07) và GDP (-0.08) có tương quan âm với TOBIN'S Q, phản ánh tác động tiêu cực của nợ vay và tăng trưởng kinh tế đến giá trị doanh nghiệp. Xét mối quan hệ giữa các biến độc lập, có một số cặp biến có tương quan tương đối cao, chẳng hạn như QMDN và HĐQTBR (0.24), QMDN và KTBIG4 (0.41), đặc biệt là COVID_19 và GDP (0.49). Những tương quan này có thể gây ra vấn đề đa cộng tuyến, do đó tác giả sẽ tiếp tục kiểm tra hệ số VIF để

điều đó khẳng định rằng không tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình. Theo Bảng 4, tất cả các hệ số VIF của các biến đều nhỏ hơn 10. Do đó, có bằng chứng về sự vắng mặt của hiện tượng đa cộng tuyến.

- Kết quả hồi quy

Tác giả tiến hành thực hiện hồi quy Pooled OLS và kết quả ở Bảng 4 cho thấy biến HĐQTBR tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê ở mô hình khi biến phụ thuộc được đo lường bằng TOBIN'S Q (hệ số = 0.0985, $p < 0.01$), trong khi HĐQTBR lại không có ý nghĩa với ROA và ROE ($p > 0.1$). Điều này cho thấy, HĐQT bận rộn có thể liên quan đến GTDN khi vốn phản ánh kỳ vọng dài hạn và sự đánh giá của nhà đầu tư, nhưng lại không có ảnh hưởng rõ rệt đến hiệu quả tài chính kế toán trong ngắn hạn. Chính vì vậy, nghiên cứu quyết định sử dụng mô hình đo lường giá trị doanh nghiệp thông qua TOBIN'S Q để

Bảng 4: Kết quả kiểm định đa cộng tuyến

Biến	VIF	1/VIF
ROA	1.20	0.8333
ROE	1.06	0.9434
HĐQTBR	1.08	0.9259
QMDN	1.10	0.9091
HĐQTNU	1.1	0.9091
CTKĐH	1.58	0.6329
HĐQTNN	1.11	0.9009
HĐQTCĐL	1.09	0.9174
HĐQTTC	1.1	0.9091
QMDN	1.49	0.6711
TDN	1.06	0.9434
ĐBTC	1.85	0.5405
KTBIG4	1.28	0.7813
COVID 19	2.83	0.3534
GDP	1.51	0.6623
TLLP	2.36	0.4237
Trung bình	1.42	

(Nguồn: Tác giả tổng hợp)

tiếp tục kiểm định bằng các mô hình tác động cố định (FEM) và tác động ngẫu nhiên (REM) nhằm đảm bảo kết quả có tính kiểm chứng và phù hợp với dữ liệu bảng (Bảng 5)

Tác giả tiến hành chạy kiểm định Hausman để lựa chọn mô hình phù hợp. Kết quả cho thấy đối với biến phụ thuộc FV do bảng TOBIN'S Q, giá trị chi-square là 77.739 với P value = 0.0000 (< 0.05) cho thấy mô hình hiệu cố định (Fixed Effects) là phù hợp hơn. Sau khi lựa chọn được mô hình phù hợp, tác giả tiến hành kiểm định các khuyết tật của mô hình, bao gồm phương sai sai số thay đổi, tự tương quan và đa cộng tuyến. Kết quả kiểm định được trình bày trong Bảng 7.

Kết quả kiểm định được trình bày tại Bảng 6 cho thấy giá trị VIF trung bình đạt 1.42, thấp hơn ngưỡng cảnh báo thông thường là 10, cho thấy mô hình không gặp phải hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập. Bên cạnh đó, kiểm định phương sai sai số thay đổi thông qua Breusch-Pagan test cho kết quả p-value = 0.000 (< 0.05), cho thấy phương sai của sai số không đồng nhất, tức là tồn tại hiện tượng phương sai sai số thay đổi trong mô hình. Đối với hiện tượng tự tương quan, chỉ số Durbin-Watson thu được là

1.155, thấp hơn đáng kể so với ngưỡng 2, cho thấy mô hình có dấu hiệu tự tương quan dương trong phân dư.

Do mô hình vi phạm đồng thời hai giả định quan trọng là phương sai đồng nhất và không có tự tương quan, tác giả đã lựa chọn phương pháp GMM hai bước (Two-step Generalized Method of Moments) nhằm đảm bảo độ tin cậy và tính nhất quán của các hệ số ước lượng. GMM hai bước không chỉ xử lý hiệu quả các vấn đề về phương sai thay đổi và tự tương quan, mà còn thích hợp với dữ liệu bảng có đặc điểm dịch chuyển theo thời gian cũng như nguy cơ tồn tại nội sinh giữa các biến. Phương pháp này đi kèm với các kiểm định độ phù hợp như kiểm định Sargan và kiểm định Hansen, giúp đánh giá tính hợp lệ của các công cụ sử dụng trong mô hình. Giá trị p từ hai kiểm định này cận đạt mức ý nghĩa thống kê nhất định để khẳng định rằng mô hình không bị sai lệch do vấn đề nội sinh hay lựa chọn sai công cụ (Trung, 2022). Do đó, việc sử dụng GMM hai bước là phù hợp với đặc điểm dữ liệu cũng như đảm bảo tính đúng đắn về mặt phương pháp trong nghiên cứu.

Kết quả trình bày ở Bảng 8 cho thấy HĐQT bận rộn (0.0866, $p = 0.0031$) có ảnh hưởng

Bảng 5: Kết quả hồi quy cho mô hình nghiên cứu

Biến	OLS		
	TOBIN'S Q	ROA	ROE
HĐQTBR	0.0985*** (0.022)	0.0040 (0.003)	-0.0342 (0.028)
QMHDQT	0.1475*** (0.032)	0.1475 (0.004)	0.0182 (0.042)
HĐQTNU	0.0753*** (0.020)	0.0098** (0.004)	0.0400 (0.027)
CTKĐH	0.0804* (0.028)	0.0027 (0.003)	-0.0270 (0.037)
HĐQTNN	0.1739*** (0.031)	-0.0000 (0.004)	-0.0259 (0.040)
HĐQTCĐL	-0.0668*** (0.021)	-0.0022 (0.003)	0.0240 (0.028)
HĐQTTC	0.1109*** (0.036)	0.0155*** (0.004)	0.0376 (0.047)
QMDN	0.0231*** (0.007)	0.0039*** (0.001)	0.0085 (0.009)
TDN	0.0054*** (0.001)	0.0005*** (0.000)	0.0007 (0.001)
ĐBTC	-0.0035*** (0.000)	-0.0013*** (0.000)	-0.0022 (0.034)
KTBIG4	0.1488*** (0.026)	0.0071** (0.003)	-0.0104*** (0.026)
COVID_19	0.0746** (0.034)	0.0371** (0.004)	0.1013 (0.045)
GDP	0.0192** (0.006)	0.0037*** (0.001)	0.0085 (0.008)
TLLP	0.0054*** (0.001)	-0.0028*** (0.000)	-0.0065*** (0.002)
Số Quan sát	4,600	4,600	4,600
R ²	0.077	0.121	0.003
Prob > F	0.000	0.000	0.000

Ghi chú : * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$
(Nguồn: Tác giả tổng hợp)

dương và có ý nghĩa thống kê mạnh, với p-value nhỏ hơn 0.01 đến GTDN. Điều này chỉ ra rằng việc có một hội đồng quản trị hoạt động tích cực, hoặc HĐQT “bận rộn”, có tác động tích cực đến hiệu quả hoạt động. Bên cạnh đó, các yếu tố khác như quy mô HĐQT, sự hiện diện của nữ giới trong hội đồng, Chủ tịch HĐQT không điều hành, HĐQT có thành viên nước ngoài, thành viên HĐQT là cổ đông lớn, thành viên có chuyên môn tài chính trong HĐQT, quy mô công ty, tuổi thọ công ty, tỷ lệ nợ và việc kiểm toán bởi các công ty Big 4 cũng đều có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê ($p < 0.01$ hoặc $p < 0.05$). Tuy nhiên, tác động của COVID_19, tăng trưởng GDP và lạm phát không có ý nghĩa thống kê. Kiểm định Arellano-Bond cho thấy có sự hiện diện của tự hồi quy bậc 1 (AR(1)) và bậc 2 (AR(2)), cả hai đều có ý nghĩa thống kê. Mô hình sử dụng 172 cộng cụ và áp dụng cho 575 nhóm, cho thấy cấu trúc mô hình phù hợp với dữ liệu.

4.2. Thảo luận

Nghiên cứu này đánh giá tác động của các đặc điểm HĐQT đến hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết tại Việt Nam, với kết luận rằng thành viên HĐQT tham gia nhiều HĐQT có mối quan hệ tích cực với hiệu quả hoạt động của công ty, với mức ý nghĩa $< 1\%$. Kết quả này tương đồng với các nghiên cứu của (Elyasiani & Zhang, 2015; Fadzilah, 2017), tuy nhiên lại trái ngược với kết quả NC của (Benson & cộng sự., 2015) có thể do sự khác biệt về bối cảnh nghiên cứu và thời gian thu thập dữ liệu. Kết quả này hỗ trợ lý thuyết phụ thuộc nguồn lực, khi cho rằng các thành viên HĐQT bận rộn có thể cung cấp kiến thức, kinh nghiệm và mối quan hệ quan trọng, từ đó cải thiện giá trị doanh nghiệp. Tuy nhiên, kết quả này không hoàn toàn phù hợp với lý thuyết đại diện, khi cho rằng sự tham gia quá nhiều vào các HĐQT khác có thể giảm hiệu quả giám sát và gia tăng chi phí đại diện.

Bảng 6: Kết quả chạy hồi quy hiệu ứng cố định (FEM) và ngẫu nhiên (REM)

Biến	TOBIN'S Q	
	FEM	REM
HĐQTBR	0.0417* (0.0217)	0.0506 (0.0206)
QMĐQT	0.1708*** (0.0316)	0.1657*** (0.300)
HĐQTNU	0.0393* (0.0235)	0.0512** (0.0217)
CTKĐH	0.0374 (0.0247)	0.055** (0.0236)
HĐQTNN	0.0102 (0.0455)	-0.0700* (0.0388)
HĐQTCĐL	0.0289 (0.0285)	-0.0089 (0.0251)
HĐQTTC	0.0565 (0.0362)	0.0705** (0.0344)
QMDN	0.0033 (0.0174)	0.00397*** (0.0070)
TDN	0.0247*** (0.0667)	0.0052*** (0.0014)
ĐBTC	-0.0007 (0.0006)	-0.0005 (0.0005)
KTBIG4	-0.0393 (0.0349)	0.0228 (0.0301)
COVID_19	-0.0571* (0.0303)	0.0029 (0.0265)
GDP	-0.0289*** (0.0044)	-0.0240*** (0.0044)
TLLP	-0.0549*** (0.0136)	-0.0014 (0.011)
Số Quan sát	4,600	4,600
R ²	0.0329	0.0251
Giá trị p của kiểm định F	0.000	0.000

Ghi chú : * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

(Nguồn: Tác giả tổng hợp)

Bảng 7: Kết quả kiểm định các khuyết tật của mô hình với biến phụ thuộc TOBIN'S Q

Kiểm định	Phương pháp kiểm định	Kết quả kiểm định	Kết luận
Đa cộng tuyến	Hệ số phóng đại phương sai VIF	VIF = 1.42	Mô hình không xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến
Phương sai sai số thay đổi	Breusch-Pagan test	P-value = 0.000 (< 0.05)	Mô hình xảy ra hiện tượng phương sai sai số thay đổi
Tự tương quan	Durbin-Watson	DW = 1.155	Mô hình xảy ra hiện tượng tự tương quan

(Nguồn: Tác giả tổng hợp)

Bên cạnh đó, Thành viên HĐQT là nữ có mối tương quan dương với GTDN, phù hợp với các nghiên cứu của (Ararat & Yurtoglu, 2021; Saeed Jagirani & cộng sự, 2023; Valls Martínez & Cruz Rambaud, 2019). Hệ số hồi quy của biến HĐQTNN là 0.1210 và có ý nghĩa thống kê với biên giá trị DN (GTDN). Kết quả nghiên cứu này phù hợp với kết quả nghiên cứu trước đây của Koji & cộng sự, (2020). Mối tương quan dương chỉ ra rằng các công ty niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam có tỷ lệ thành viên HĐQT là người nước

ngoài càng lớn thì chỉ số TOBIN'S Q càng tăng. Sự hiện diện của các thành viên HĐQT là người nước ngoài trong HĐQT giúp khả năng tư vấn của HĐQT có thể được tăng cường thông qua kinh nghiệm và kiến thức sâu rộng của họ về thị trường nước ngoài, hệ thống kết nối của họ, công nghệ mới kỹ năng quản trị được áp dụng giúp gia tăng giá trị DN. Thành viên HĐQT là cổ đông lớn có tác động tiêu cực đến giá trị doanh nghiệp với hệ số -0.0611 ($p = 0.0156$). Điều này có thể phản ánh rằng các cổ đông lớn có thể ảnh hưởng không tích cực đến

Bảng 8: Kết quả GMM 2 bước

Biến	Coef	P>z
HĐQTBR	0.0866	0.0031
QMHĐQT	0.1666	0.0000
HĐQTNU	0.0790	0.0000
CTKĐH	0.1181	0.0000
HĐQTNN	0.1693	0.0007
HĐQTCĐL	-0.0611	0.0156
HĐQTTC	0.1210	0.0000
QMDN	0.0384	0.0000
TDN	0.0052	0.0000
ĐBTC	-0.0031	0.0001
KTBIG4	0.1281	0.0000
COVID_19	0.0234	0.4101
GDP	-0.0166	0.0771
TLLP	-0.0017	0.2284
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$		
Kiểm định Arellano-Bond đối với tự tương quan bậc 1: $z = -3.1$ $Pr > z = 0.000$		
Kiểm định Arellano-Bond đối với tự tương quan bậc 2: $z = -5.10$ $P > z = 0.034$		
Số lượng biến công cụ = 172		
Số lượng nhóm = 575		

(Nguồn: Tác giả tổng hợp)

các quyết định quản trị, khi mà sự tập trung quyền lực có thể làm giảm tính minh bạch và gây xung đột lợi ích. Kết quả nghiên cứu cho thấy tỷ lệ thành viên HĐQT có chuyên môn kế toán - tài chính có mối tương quan dương với giá trị doanh nghiệp, phù hợp với các nghiên cứu trước của (Ararat & Yurtoglu, 2021; Hauser, 2018; Koji & cộng sự., 2020). Điều này cũng phù hợp với lý thuyết đại diện và lý thuyết phụ thuộc nguồn lực, khi cho rằng chuyên môn tài chính giúp nâng cao khả năng giám sát, giảm rủi ro và tăng hiệu quả quản trị, từ đó góp phần gia tăng GTDN.

Đối với các biến kiểm soát, kết quả cho thấy, quy mô doanh nghiệp có tác động tích cực và đáng kể đến hiệu quả hoạt động của công ty (ở mức độ tin cậy 1% đối với Tobins'Q). Kết quả nghiên cứu (Daniliuc & cộng sự., 2021; Hamdan, 2018; Song & cộng sự., 2021) cũng cho kết quả tương tự. Tiếp theo, tuổi công ty, kiểm toán bởi Big4 có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê với giá trị DN. Đòn bẩy ảnh hưởng tiêu cực đến hiệu quả hoạt động của công ty. Kết quả này có nghĩa là đòn bẩy cao hơn sẽ làm giảm hiệu

quả hoạt động của công ty. Kết quả này chứng thực Koji & cộng sự., (2020), những người cho rằng đòn bẩy cao hơn làm giảm hiệu quả hoạt động của công ty và làm tăng rủi ro vỡ nợ. Vì vậy, nợ như một nguồn tài trợ bên ngoài phải được lựa chọn một cách thận trọng. Kết quả nghiên cứu cho thấy tăng trưởng GDP có tác động tiêu cực và có ý nghĩa thống kê đối với giá trị doanh nghiệp. Điều này có thể do trong giai đoạn tăng trưởng, cạnh tranh gia tăng, đầu tư thiếu kiểm soát hoặc bất ổn vĩ mô làm giảm hiệu quả doanh nghiệp. Kết quả này trái ngược với các nghiên cứu của (Trung, 2022) khi cho rằng tăng trưởng GDP ở các nền kinh tế mới nổi làm tăng hiệu quả hoạt động của DN.COVID 19 và Cpi-inflation không tác động đến GTDN theo kết quả của NC này.

5. Kết luận

Dựa trên phương pháp định lượng OLS, FEM, REM và GMM nghiên cứu khám phá sự bận rộn cũng như một số đặc điểm khác của HĐQT ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của CTNY tại Việt Nam từ năm 2016 đến năm 2023. Kết quả nghiên cứu chỉ ra

HDQTBR, QMHĐQT, CTKĐH, HDQTNU, HDQTTC và HDQTTC đều có tác động tích cực đến GTDN, cho thấy rằng các yếu tố quản trị mạnh mẽ và chuyên môn tài chính có thể cải thiện khả năng ra quyết định và giám sát, từ đó nâng cao giá trị công ty. Tuy nhiên, HDQTCDL lại có tác động tiêu cực, cho thấy rằng sự tập trung quyền lực có thể dẫn đến các quyết định không hợp lý hoặc thiếu minh bạch. Ngoài ra, các yếu tố tài chính vĩ mô như GDP và TLLP có tác động tiêu cực và không quá rõ ràng, phản ánh sự phức tạp trong mối quan hệ giữa các yếu tố kinh tế vĩ mô và GTDN. Các yếu tố như ĐBTC có tác động tiêu cực, phản ánh mối liên hệ giữa nợ vay và rủi ro tài chính. Đồng thời, TDN và KTBIG4 cũng góp phần nâng cao GTDN nhờ vào uy tín và tính minh bạch. Tuy nhiên, tác động của COVID 19 không có ý nghĩa thống kê rõ ràng đối với GTDN, có thể là do các yếu tố khác đã giúp doanh nghiệp vượt qua khó khăn do đại dịch. Tóm lại, kết quả nghiên cứu này cung cấp cái nhìn sâu sắc về các yếu tố quản trị và tài chính ảnh hưởng đến giá trị doanh nghiệp, đồng thời phản ánh sự phức tạp của các yếu tố vĩ mô trong môi trường kinh doanh.

Nghiên cứu này cũng không tránh khỏi những hạn chế nhất định. Đầu tiên, NC này chỉ lấy dữ liệu từ các công ty niêm yết trên HOSE và HNX mà không bao gồm UPCoM có hạn chế là không phản ánh đầy đủ thị trường chứng khoán, vì UPCoM có nhiều công ty vừa và nhỏ. Điều này có thể làm sai lệch kết quả do sự khác biệt về quy mô và thanh khoản giữa các công ty trên các sàn, đồng thời khó so sánh với các nghiên cứu khác. Ngoài ra, việc không nghiên cứu các công ty trên UPCoM bỏ qua những yếu tố quan trọng về tăng trưởng và chiến lược của doanh nghiệp nhỏ, làm giảm tính tổng quát và độ chính xác của kết quả. Thứ hai, nghiên cứu này chỉ sử dụng dữ liệu thứ cấp và quan sát của nhóm tác giả bao gồm các công ty Việt Nam có đặc điểm là sở hữu tập trung và bảo vệ nhà đầu tư thấp hơn, do đó kết quả được áp dụng trong bối cảnh đặc biệt này và có thể không được khái quát hóa trong các bối cảnh khác. Hướng đi tiếp theo có thể bao gồm việc mở rộng mẫu nghiên cứu, xem xét thêm các yếu tố đặc thù ngành hoặc quốc gia, cũng như kiểm tra vai trò của các biến tương tác để hiểu

rõ hơn mối quan hệ giữa quản trị doanh nghiệp và giá trị doanh nghiệp. ♦

Tài liệu tham khảo:

- Akçay, A. Ö., & Örgün, G. S. (2024). Busy Boards And Firm Performance: Evidence From Turkey. *International Journal of Contemporary Economics and Administrative Sciences*, 14(1), 372-393.
- Ararat, M., & Yurtoglu, B. B. (2021). Female directors, board committees, and firm performance: Time-series evidence from Turkey. *Emerging Markets Review*, 48, 100768. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2020.100768>.
- Benson, B. W., Davidson, W. N., Davidson, T. R., & Wang, H. (2015). Do busy directors and CEOs shirk their responsibilities? Evidence from mergers and acquisitions. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 55, 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2014.08.004>.
- Cashman, G. D., Gillan, S. L., & Jun, C. (2012). Going overboard? On busy directors and firm value. *Journal of Banking and Finance*, 36(12), 3248-3259. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2012.07.003>.
- Chakravarty, S., & Rutherford, L. G. (2017). Do busy directors influence the cost of debt? An examination through the lens of takeover vulnerability. *Journal of Corporate Finance*, 43(2016), 429-443. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2017.02.001>.
- Chen, M. Y., & Kao, C. L. (2022). Women on boards of directors and firm performance: the mediation of employment downsizing. *International Journal of Human Resource Management*, 33(13), 2597-2629. <https://doi.org/10.1080/09585192.2020.1867617>.
- Copeland, T. E., Koller, T., & Murrin, J. (2000). Valuation: measuring and managing the value of companies. Wiley.
- Damodaran, A. (2012). *Investment valuation: Tools and techniques for determining the value of any asset* (Vol. 666). John Wiley & Sons.
- Daniliuc, S., Li, L., & Wee, M. (2021). Busy directors and firm performance: a replication and extension of Hauser (2018). *Accounting and Finance*, 61(S1), 1415-1423. <https://doi.org/10.1111/acfi.12631>.

- Donaldson, L., & Davis, J. H. (1991). Stewardship Theory or TDNncy Theory: CEO Governance and Shareholder Returns. *Australian Journal of ManTDNment*, 16(1), 49-64. <https://doi.org/10.1177/031289629101600103>.
- Elyasiani, E., & Zhang, L. (2015). Bank holding company performance, risk, and 'busy' board of directors. *Journal of Banking and Finance*, 60, 239-251. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.08.022>.
- Fadzilah, N. S. B. M. (2017). Board of Directors Characteristics and Earnings Manajement of Family Owned Companies. *International Journal of Accounting & Business ManTDNment*, 5(2), 68-83.
- Fama, E. F., & Jensen, M. C. (1983). Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics*, 26(2), 301-325. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/467037>.
- Farwis, M., & Nazar, M. C. A. (2019). Interlocking Directorate and Firm Performance of Listed Companies in Sri Lanka. *Asian Journal of Research in Banking and Finance*, 9(3), 1. <https://doi.org/10.5958/2249-7323.2019.00003.8>.
- Ferris, S. P., Jagannathan, M., & Pritchard, A. C. (2003). Too busy to mind the business? Monitoring by directors with multiple board appointments. *The Journal of Finance*, 58(3), 1087-1111.
- Ferris, S. P., & Liao, M. Y. (2019). Busy boards and corporate earnings manTDNment: an international analysis. *Review of Accounting and Finance*, 18(4), 533-556. <https://doi.org/10.1108/RAF-07-2017-0144>.
- Fich, E. M., & Shivdasani, A. (2006). Are busy boards effective monitors? *The Journal OfFinance*, 61(2), 689-724. https://doi.org/10.1007/978-3-642-31579-4_10.
- Field, L., Lowry, M., & Mkrtchyan, A. (2013). Are busy boards detrimental? *Journal of Financial Economics*, 109(1), 63-82. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.02.004>.
- Hamdan, A. (2018). Board interlocking and firm performance: the role of foreign ownership in Saudi Arabia. *International Journal of ManTDNrial Finance*, 14(3), 266-281. <https://doi.org/10.1108/IJMF-09-2017-0192>.
- Han, J., Hu, N., Liu, L., & Tian, G. (2017). Does director interlock impact the diffusion of accounting method choice? *Journal of Accounting and Public Policy*, 36(4), 316-334. <https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2017.05.005>.
- Hauser, R. (2018). Busy directors and firm performance: Evidence from mergers. *Journal of Financial Economics*, 128(1), 16-37. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.01.009>.
- Hair, J. F., Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Vã Black, W. C. (1995). *Multivariate Data Analysis* (3 ed.). Macmillan.
- James, H. L., Wang, H., & Xie, Y. (2018). Busy directors and firm performance: Does firm location matter? *North American Journal of Economics and Finance*, 45, 1-37. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.01.010>.
- Jin, S., Gao, Y., & Xiao, S. S. (2021). Corporate governance structure and performance in the tourism industry in the COVID_19pandemic: An empirical study of chinese_ listed companies in China. *Sustainability (Switzerland)*, 13(21). <https://doi.org/10.3390/su13211722>.
- Koji, K., Adhikary, B. K., & Tram, L. (2020). Corporate Governance and Firm Performance: A Comparative Analysis between Listed Family and Non-Family Firms in Japan. *Journal of Risk and Financial ManTDNment*, 13(9), 215. <https://doi.org/10.3390/jrfm13090215>.
- Kutubi, S. S. (2017). Busy Directors, Bank Performance, Risk-Taking and Accounting Conservatism. *Doctoral Dissertation, La Trobe, April*.
- Lei, A. C. H. H., & Deng, J. (2014). Do Multiple Directorships Increase Firm Value? Evidence from Independent Directors in Hong Kong. *Journal of International Financial ManTDNment and Accounting*, 25(2), 121-181. <https://doi.org/10.1111/jifm.12017>.
- Mertz, D. (2003). *Text processing in Python*. Addison-Wesley Professional.
- Miller, M. và. (1961). *THE*. 34(4), 411-433.
- Mizruchi, M. S. (1996). What do interlocks do? An Analysis, Critique, and Assessment of Research on Interlocking Directorates. *Annual Review of Sociology*, 22(1), 271-298. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.22.1.271>.
- Nguyen, Q., Kim, M. H., Ali, S., & Searat Ali. (2024). Corporate governance and earnings manTDNment: Evidence from Vietnamese listed firms. *International Review*

of Economics and Finance, 89(PA), 775-801. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2023.07.084>.

Nguyen, V. C., & Huynh, T. N. T. (2023). Characteristics of the Board of Directors and Corporate Financial Performance Empirical Evidence. *Economies*, 11(2), 53. <https://doi.org/10.3390/economies11020053>.

Ouni, Z., & Mansour, J. Ben. (2022). Corporate Governance and Financial Performance : The Interplay of Board Gender Diversity and Intellectual Capital. *Sustainability*, 14, 1-22.

Pfefer, J., & Salancik, G. (1978). The external control of organizations. NY: Harper & Row, 109.

Roudaki, J., & Bhuiyan, M. B. U. (2015). *Interlocking directorship in New Zealand*. <https://doi.org/10.14453/aabfj.v9i3.4>.

Saeed Jagirani, T., Chee Chee, L., & Binti Kosim, Z. (2023). Board characteristics and firm value: The moderating role of capital adequacy. *Investment ManTDNment and Financial Innovations*, 20(2), 205-214. [https://doi.org/10.21511/imfi.20\(2\).2023.18](https://doi.org/10.21511/imfi.20(2).2023.18).

Santos, R. L., da Silveira, A. D. M., & Barros, L. A. (2012). Board Interlocking in Brazil: Directors' Participation in Multiple Companies and Its Effect on Firm Value and Profitability. *Latin American Business Review*, 13(1), 1-28. <https://doi.org/10.1080/10978526.2012.673419>.

Sarhan, A. A., Ntim, C. G., & Al-Najjar, B. (2019). Board diversity, corporate governance, corporate performance, and executive pay. *International Journal of Finance and Economics*, 24(2), 761-786. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1690>.

Scholtens, B., & Kang, F. C. (2013). Corporate Social Responsibility and Earnings ManTDNment: Evidence from Asian Economies. *Corporate Social Responsibility and Environmental ManTDNment*, 20(2), 95-112. <https://doi.org/10.1002/csr.1286>.

Singh, V. (2007). Ethnic diversity on top corporate boards: A resource dependency perspective. *International Journal of Human Resource ManTDNment*, 18(12), 2128-2146. <https://doi.org/10.1080/09585190701695275>.

Song, H. J., Lee, S., & Kang, K. H. (2021). The influence of board interlocks on firm performance: In the context of geographic diversification in the restaurant industry. *Tourism ManTDNment*, 83(June 2020), 104238. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2020.104238>

Trung, N. K. Q. (2022). Board of directors characteristics affect commercial banks' performance-evidence in Vietnam. *Cogent Business and ManTDNment*, 9(1). <https://doi.org/10.1080/23311975.2022.2060164>.

Valls Martínez, M. del C., & Cruz Rambaud, S. (2019). Women on corporate boards and firm's financial performance. *Women's Studies International Forum*, 76(April), 102251. <https://doi.org/10.1016/j.wsif.2019.102251>.

Wijaya, A., & Utama, C. A. (2023). The impact of busy director on the relationship between intellectual capital and performance of manufacturing companies: Evidence from Indonesia. *Intangible Capital*, 19(2), 328-342. <https://doi.org/10.3926/IC.2022>.

Summary

This study aims to examine the relationship between busy directors and firm value, measured by TOBIN'S Q, ROA, and ROE. Secondary data were collected from listed companies on the Vietnamese stock exchanges during the period from 2016 to 2023, comprising 4,600 observations, and processed using the Python programming platform. The results from the GMM analysis indicate that busy directors are positively and statistically significantly correlated with firm value. Additionally, the findings reveal that Board size, Board female, board_foreign, Ceo Committee and Board Finance have a significantly positive correlation with firm value. However, board members who are major shareholders have a negative and statistically significant impact on firm value.

Lời cảm ơn: Nghiên cứu này được tài trợ kinh phí bởi Trường Đại học Công nghệ Kỹ thuật Tp. Hồ Chí Minh thông qua đề tài mã số: T2025-153