



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 218
10/2026



khoa học thương mại

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

PHỤ TRÁCH TẠP CHÍ:

NGUYỄN ĐỨC NHUẬN

PHÓ TỔNG BIÊN TẬP:

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

Từ Liêm, 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: 10/2026

HỘI ĐỒNG BIÊN TẬP

Họ tên	Cơ quan công tác	Quốc gia	Nhiệm vụ
Nguyễn Đức Nhuận	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Chủ tịch
Nguyễn Hoàng	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Nguyễn Hoàng Việt	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Bùi Hữu Đức	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Hà Văn Sự	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Trần Thọ Đạt	Đại học Kinh tế Quốc dân	Việt Nam	Ủy viên
Nguyễn Đông Phong	Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh	Việt Nam	Ủy viên
Nguyễn Quang Thuấn	Viện Hàm lâm KHXH Việt Nam	Việt Nam	Ủy viên
Nguyễn Văn Tiến	Học viện Ngân Hàng	Việt Nam	Ủy viên
Lê Quốc Hội	Đại học Kinh tế Quốc dân	Việt Nam	Ủy viên
Trương Bá Thanh	Đại học Kinh tế - Đại học Đà Nẵng	Việt Nam	Ủy viên
T. Ramayah	Đại học Khoa học Malaysia (USM)	Malaysia	Ủy viên
S. Mostafa Rasoolimanesh	Đại học Edith Cowan (ECU)	Australia	Ủy viên
Jayaraman Krishnaswamy	Đại học Alliance	Ấn Độ	Ủy viên
Hervé B. Boismery	Đại học Reunion	Pháp	Ủy viên
Noor Hazlina Ahmad	Đại học Khoa học Malaysia (USM)	Malaysia	Ủy viên
Imran Mahmud	Đại học Quốc tế Daffodil	Bangladesh	Ủy viên
H. Eric Boutin	Đại học Toulon	Pháp	Ủy viên
Hee Cheol Moon	Trường Đại học Quốc Gia Chungnam	Hàn Quốc	Ủy viên
Nastaran Taghizadeh	Đại học RMIT	Australia	Ủy viên
Nguyễn Việt Cường	Viện Nghiên cứu phát triển Mekong; Đại học Quốc gia Hà Nội	Việt Nam	Ủy viên
Đặng Tùng Lâm	Trường Đại học Kinh tế, Đại học Đà Nẵng	Việt Nam	Ủy viên
Mai Thanh Lan	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Lê Như Tuyền	Grenoble École de Management	Pháp	Ủy viên
Đỗ Thị Bình	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Vũ Mạnh Chiến	Đại học Québec en Outaouais (UQO)	Canada	Ủy viên
Nguyễn Vũ Hùng	Đại học Kinh tế Quốc dân	Việt Nam	Ủy viên
Phạm Đức Hiếu	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Trần Quang Tuyền	Đại học Quốc gia Hà Nội	Việt Nam	Ủy viên
Trần Văn Trang	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Lê Ba Phong	Đại học Công nghiệp Hà Nội	Việt Nam	Ủy viên
Nguyễn Thành Hưng	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Hoàng Xuân Trung	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Vũ Văn Hưởng	Trường Đại học Kinh tế, Đại học Quốc gia Hà Nội	Việt Nam	Ủy viên
Trịnh Thị Hường	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Nguyễn Thị Uyên	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Nguyễn Thế Ninh	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Phạm Minh Đạt	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên

KINH TẾ VÀ QUẢN LÝ

- 1. Lê Thị Nhung** - Tác động của đầu tư đến hiệu quả hoạt động doanh nghiệp: vai trò điều tiết của tính độc lập hội đồng quản trị tại Việt Nam. **Mã số: 218.1GEMg.11** 3

The Impact of Investment on Firm Performance: The Moderating Role of Board Independence in Vietnam

- 2. Lê Thị Tuyết** - Tác động của yếu tố nội tại và vĩ mô đến hiệu quả sinh lời của các ngân hàng thương mại niêm yết Việt Nam. **Mã số: 218.1TrEM.11** 19

The Impact of Internal and Macroeconomic Factors on the Profitability of Listed Commercial Banks in Vietnam

- 3. Nguyễn Thu Thủy** - Cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa lợi suất Bitcoin và chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn thể chế hóa và tài chính hóa của Bitcoin. **Mã số: 218.1TrEM.11** 32

Dependence Structure and Degree Between Bitcoin and the Vietnamese Stock Market Returns During the Institutionalization and Financialization of Bitcoin

QUẢN TRỊ KINH DOANH

- 4. Phạm Ngọc Quang** - Chất lượng công bố thông tin ESG của các doanh nghiệp niêm yết ngành tiêu dùng: vai trò của các yếu tố tài chính và quản trị công ty. **Mã số: 218.2BAdm.21** 47

ESG Disclosure Quality of Listed Consumer Goods Firms: the Role of Financial Factors and Corporate Governance

- 5. Khúc Đại Long, Nguyễn Đức Nhuận và Trần Hải Yến** - Đánh giá hiệu quả vận hành của các gian hàng kinh doanh sản phẩm gia dụng trên Shopee Việt Nam bằng DEA-BCC và hồi quy Tobit. **Mã số: 218.2BAdm.21** 57

Evaluating the Operational Efficiency of Household Appliance Stores on Shopee Vietnam using DEA-BCC and Tobit Regression

- 6. Lê Minh Nhã và Phạm Lê Hồng Nhung** - Ảnh hưởng truyền thông mạng xã hội đến ý định lựa chọn cửa hàng cà phê của thế hệ Z. **Mã số: 218.2BMkt.21** 74

The Impact of Social Media Marketing Activities on Generation Z's Intention to Choose Coffee Shops

Ý KIẾN TRAO ĐỔI

- 7. Vũ Thị Mai Duyên** - Các nhân tố ảnh hưởng đến hiệu lực quản lý kinh tế địa phương: bằng chứng từ khảo sát công chức tại thành phố Hải Phòng. **Mã số: 218.3GEMg.31** 91

Factors Affecting the Effectiveness of Local Economic Management: Evidence From a Survey of Civil Servants in Hai Phong City

- 8. Phạm Thị Hiếu** - Sự chuyển dịch chính sách thương mại Hoa Kỳ trong cạnh tranh chiến lược giai đoạn 2018-7/2026. **Mã số: 218.3IIEM.31** 103

The Transformation of U.S. Trade Policy amid Strategic Competition, 2018-July 2026

TÁC ĐỘNG CỦA ĐẦU TƯ ĐẾN HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG DOANH NGHIỆP: VAI TRÒ ĐIỀU TIẾT CỦA TÍNH ĐỘC LẬP HỘI ĐỒNG QUẢN TRỊ TẠI VIỆT NAM

Lê Thị Nhung

Học viện Chính sách và Phát triển

Email: nhunglt@apd.edu.vn

Ngày nhận: 13/02/2026

Ngày nhận lại: 14/04/2026

Ngày duyệt đăng: 17/04/2026

Nghiên cứu này phân tích tác động của hoạt động đầu tư đến hiệu quả hoạt động doanh nghiệp và kiểm định vai trò điều tiết của tính độc lập hội đồng quản trị trong bối cảnh thị trường mới nổi. Dữ liệu bảng không cân bằng gồm 356 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên HOSE và HNX giai đoạn 2017- 2024 được sử dụng, với hiệu quả hoạt động đo bằng ROA và Tobin's Q. Kết quả cho thấy đầu tư có tác động dương và có ý nghĩa thống kê đến hiệu quả hoạt động, đặc biệt rõ nét hơn đối với hiệu quả kế toán. Tính độc lập hội đồng quản trị không chỉ tác động trực tiếp tích cực mà còn làm gia tăng tác động của đầu tư lên hiệu quả hoạt động, phản ánh vai trò giám sát trong nâng cao kỷ luật đầu tư và hiệu quả phân bổ vốn. Các kết quả vẫn bền vững khi kiểm định theo giai đoạn COVID-19, thay đổi pháp lý và phân nhóm theo mức độ thâm dụng tài sản hữu hình. Nghiên cứu cung cấp bằng chứng về tính phụ thuộc điều kiện của mối quan hệ đầu tư - hiệu quả và gợi ý tăng cường tính độc lập thực chất của hội đồng quản trị.

Từ khóa: Doanh nghiệp niêm yết Việt Nam, đầu tư, hiệu quả hoạt động doanh nghiệp, quản trị công ty, tính độc lập hội đồng quản trị.

Keywords: Vietnamese listed firms, Investment, Firm performance, Corporate governance, Board independent.

JEL Classifications: G30, G32, G34.

DOI: 10.54404/JTS.2026.218V.01

1. Giới thiệu

Hoạt động đầu tư là một quyết định chiến lược quan trọng, quyết định trực tiếp đến năng lực tạo giá trị và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Tuy nhiên, bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa đầu tư và hiệu quả hoạt động vẫn chưa thống nhất, đặc biệt trong các thị trường mới nổi, nơi tồn tại bất cân xứng thông tin, ràng buộc tài chính và vấn đề đại diện. Điều này cho thấy tác động của đầu tư mang tính phụ thuộc điều kiện, chịu chi phối bởi chất lượng quản trị và cơ chế giám sát nội bộ.

Trong số các cơ chế quản trị, tính độc lập của hội đồng quản trị (HĐQT) được xem là yếu tố then chốt có thể cải thiện kỷ luật đầu tư và nâng cao chất lượng phân bổ vốn. Tuy nhiên, các bằng chứng thực nghiệm về vai trò của HĐQT độc lập còn trái chiều, đặc biệt tại các thị trường mới nổi, nơi tính độc lập danh nghĩa có thể không phản ánh đầy đủ tính độc lập thực chất. Tại Việt Nam, các nghiên cứu thực nghiệm đã ghi nhận mối liên hệ tích cực giữa đặc điểm quản trị công ty, đặc biệt là tính độc lập của HĐQT và hiệu quả tài chính doanh nghiệp (Diễm & Sơn,

2024; Nhung, 2023). Tuy nhiên, bằng chứng về tác động trực tiếp của tính độc lập HĐQT chưa hoàn toàn thống nhất giữa các nhóm doanh nghiệp (Nhàn, 2025). Điều này đặt ra yêu cầu xem xét vai trò của HĐQT độc lập trong việc điều tiết hiệu quả chuyển hóa nguồn lực đầu tư, thay vì chỉ đánh giá tác động trực tiếp đến hiệu quả hoạt động. Do đó, khoảng trống này càng rõ rệt trong bối cảnh Việt Nam, nơi cấu trúc sở hữu tập trung và hiệu lực thực thi quản trị còn không đồng đều, đồng thời trải qua các biến động quan trọng như đại dịch COVID-19 và cải cách pháp lý gần đây.

Trên cơ sở đó, nghiên cứu này xem xét tác động của đầu tư đến hiệu quả hoạt động doanh nghiệp, đo lường bằng cả ROA và Tobin's Q, đồng thời kiểm định vai trò điều tiết của tính độc lập HĐQT trong mối quan hệ này. Dữ liệu bảng không cân bằng gồm 356 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Hồ Chí Minh (HOSE) và Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX) giai đoạn 2017- 2024 được phân tích bằng mô hình hiệu ứng cố định hai chiều và two-step System GMM nhằm xử lý nội sinh và tính động của hiệu quả hoạt động. Bên cạnh đó, nghiên cứu thực hiện các kiểm định độ bền theo giai đoạn COVID-19, thay đổi thể chế và phân nhóm theo mức độ thâm dụng tài sản hữu hình nhằm đánh giá tính ổn định và tính không đồng nhất của kết quả.

Nghiên cứu đóng góp theo ba hướng chính. Thứ nhất, cung cấp bằng chứng thực nghiệm từ Việt Nam về mối quan hệ đầu tư - hiệu quả khi xét đồng thời thước đo kế toán và thị trường. Thứ hai, làm rõ vai trò điều tiết của tính độc lập HĐQT như một cơ chế giúp tăng cường hiệu quả chuyển hóa đầu tư, qua đó giải thích sự không đồng nhất trong các nghiên cứu trước. Thứ ba, cung cấp bằng chứng về tính phụ thuộc bối cảnh của mối quan hệ này thông qua các kiểm định độ bền theo thời kỳ và cấu trúc ngành, từ đó đưa ra

hàm ý cho cải thiện quản trị công ty và hiệu quả phân bổ vốn tại các thị trường mới nổi.

Phần còn lại của bài viết được tổ chức như sau: Mục 2 trình bày cơ sở lý thuyết và phát triển giả thuyết; Mục 3 mô tả dữ liệu, biến và phương pháp; Mục 4 trình bày kết quả và thảo luận và Mục 5 kết luận.

2. Cơ sở lý thuyết, tổng quan nghiên cứu và xây dựng giả thuyết

2.1. Cơ sở lý thuyết

Mối quan hệ giữa đầu tư và hiệu quả hoạt động mang tính phụ thuộc điều kiện, do chịu ảnh hưởng của bất cân xứng thông tin và vấn đề đại diện trong doanh nghiệp. Theo lý thuyết tín hiệu, quyết định đầu tư phản ánh kỳ vọng của nhà quản trị về dòng tiền tương lai và triển vọng tăng trưởng, qua đó có thể cải thiện cả hiệu quả nội tại và định giá thị trường (Handriani & Robiyanto, 2018). Trong khi đó, lý thuyết đại diện cho rằng đầu tư có thể kém hiệu quả khi tồn tại xung đột lợi ích giữa nhà quản trị và cổ đông, dẫn đến đầu tư quá mức hoặc dưới mức tối ưu (Jensen & Meckling, 1976). Trong bối cảnh này, HĐQT độc lập đóng vai trò như một cơ chế giám sát chiến lược, giúp nâng cao kỷ luật đầu tư và cải thiện chất lượng phân bổ vốn. Bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam cho thấy tính độc lập HĐQT có mối liên hệ tích cực với hiệu quả tài chính của doanh nghiệp phi tài chính niêm yết (Nhung, 2023). Theo cách tiếp cận của lý thuyết đại diện, kết quả này phù hợp với kỳ vọng rằng cơ chế giám sát độc lập có thể góp phần hạn chế xung đột lợi ích và nâng cao chất lượng các quyết định quản trị. Trên cơ sở đó, nghiên cứu hiện tại mở rộng vai trò của HĐQT độc lập từ cơ chế giám sát tác động trực tiếp đến hiệu quả hoạt động sang cơ chế điều tiết mối quan hệ giữa đầu tư và hiệu quả hoạt động. Tuy nhiên, hiệu lực của cơ chế này phụ thuộc vào mức độ độc lập thực chất và bối cảnh thể chế, đặc biệt tại các thị trường mới nổi như Việt Nam, nơi cấu trúc sở hữu tập trung và chất lượng thực thi quản trị còn

không đồng đều (Ali et al., 2024; Ranasinghe & Habib, 2024). Do đó, nghiên cứu này tiếp cận HĐQT độc lập như một biến điều tiết, thay vì chỉ là yếu tố tác động trực tiếp.

2.2. Tổng quan nghiên cứu

Các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy đầu tư có thể cải thiện hiệu quả hoạt động khi doanh nghiệp phân bổ vốn hiệu quả (Biddle et al., 2009; Moradi et al., 2022) nhưng bằng chứng không đồng nhất, đặc biệt trong các thị trường mới nổi. Một số nghiên cứu nhấn mạnh vai trò của hiệu quả đầu tư và linh hoạt tài chính (Wu et al., 2023), trong khi các nghiên cứu khác chỉ ra rủi ro đầu tư và sai lệch quyết định có thể làm suy giảm hiệu quả (Khan & Manurung, 2023). Trong bối cảnh Việt Nam, Nhung (2024) phát hiện mối quan hệ phi tuyến giữa đầu tư và giá trị doanh nghiệp, theo đó đầu tư làm gia tăng giá trị đến một ngưỡng tối ưu nhưng có thể làm suy giảm giá trị khi vượt quá ngưỡng này. Kết quả cho thấy tác động của đầu tư phụ thuộc vào mức độ và hiệu quả phân bổ vốn, thay vì luôn mang tính tuyến tính và tích cực. Tuy nhiên, nghiên cứu này chưa trực tiếp làm rõ vai trò điều tiết của tính độc lập HĐQT trong mối quan hệ giữa đầu tư và hiệu quả hoạt động.

Đối với quản trị công ty, bằng chứng về vai trò của tính độc lập HĐQT còn trái chiều. Một số nghiên cứu cho thấy HĐQT độc lập giúp nâng cao hiệu quả thông qua giám sát (Alrwabdah & Lok, 2024), trong khi các nghiên cứu khác không tìm thấy tác động rõ ràng do hạn chế về chất lượng thực thi hoặc tính độc lập thực chất (Fatmasari & Mardiana, 2023; Mokhtar et al., 2023). Các kết quả này hàm ý rằng vai trò của HĐQT độc lập cần được xem xét trong mối quan hệ điều tiết, thay vì chỉ là tác động trực tiếp.

Bằng chứng tại Việt Nam cũng cho thấy tác động của các đặc điểm HĐQT đến hiệu quả hoạt động có sự khác biệt giữa các nghiên cứu. Nhung (2023) ghi nhận mối liên hệ tích cực giữa tỷ lệ thành viên độc lập HĐQT và

hiệu quả tài chính của doanh nghiệp phi tài chính niêm yết. Trong khi đó, Nhân (2025) phát hiện tác động dương nhưng không có ý nghĩa thống kê của tính độc lập HĐQT đối với ROA tại các ngân hàng niêm yết. Các kết quả này cho thấy mối quan hệ giữa tính độc lập HĐQT và hiệu quả hoạt động có thể phụ thuộc vào đặc điểm doanh nghiệp và bối cảnh nghiên cứu, qua đó củng cố sự cần thiết của việc kiểm định vai trò điều tiết của HĐQT độc lập.

Trong bối cảnh Việt Nam, các nghiên cứu về mối quan hệ đầu tư - hiệu quả còn hạn chế và ít xem xét vai trò điều tiết của quản trị công ty, đặc biệt trong giai đoạn có biến động lớn về kinh tế (COVID-19) và cải cách thể chế (Luật Chứng khoán 2019, Luật Doanh nghiệp 2020). Do đó, nghiên cứu này nhằm lấp đầy khoảng trống bằng cách kiểm định vai trò điều tiết của tính độc lập HĐQT trong mối quan hệ đầu tư - hiệu quả hoạt động, đồng thời xem xét tính không đồng nhất theo bối cảnh thời kỳ và cấu trúc ngành.

2.3. Phát triển giả thuyết nghiên cứu

Thứ nhất: Tác động của đầu tư đến hiệu quả hoạt động.

Đầu tư tạo giá trị khi doanh nghiệp phân bổ nguồn lực vào các dự án có giá trị hiện tại ròng dương, qua đó cải thiện năng lực sản xuất, hiệu quả sử dụng tài sản và triển vọng tăng trưởng. Theo lý thuyết tín hiệu, quyết định đầu tư cũng truyền tải thông tin tích cực về kỳ vọng dòng tiền tương lai và chất lượng cơ hội tăng trưởng của doanh nghiệp, từ đó có thể được phản ánh trong cả kết quả hoạt động nội tại và định giá thị trường (Handriani & Robiyanto, 2018). Tương tự, các nghiên cứu về hiệu quả đầu tư cho thấy khi phân bổ vốn được thực hiện hợp lý, đầu tư có thể cải thiện hiệu quả hoạt động và gia tăng giá trị doanh nghiệp (Biddle et al., 2009; Moradi et al., 2022).

Tuy nhiên, tác động này không phải lúc nào cũng đồng nhất, đặc biệt trong các thị

trường mới nổi, nơi doanh nghiệp thường đối mặt với bất cân xứng thông tin, hạn chế về quản trị và rủi ro đầu tư kém hiệu quả. Dù vậy, trong điều kiện đầu tư được thực hiện theo hướng mở rộng năng lực và nâng cao hiệu quả sử dụng tài sản, có cơ sở để kỳ vọng mỗi quan hệ tích cực giữa đầu tư và hiệu quả hoạt động. Trong nghiên cứu này, hiệu quả hoạt động được tiếp cận dưới hai góc độ bổ sung: Hiệu quả kế toán (ROA) và hiệu quả thị trường (Tobin's Q). Nếu đầu tư giúp cải thiện hiệu quả vận hành, tác động tích cực sẽ được phản ánh qua ROA; nếu đầu tư đồng thời cải thiện kỳ vọng tăng trưởng và triển vọng tạo giá trị, tác động đó cũng sẽ được phản ánh qua Tobin's Q.

Từ lập luận trên, nghiên cứu đề xuất:

Giả thuyết H1a: Đầu tư (INV) tác động dương đến hiệu quả hoạt động đo bằng ROA.

Giả thuyết H1b: Đầu tư (INV) tác động dương đến hiệu quả hoạt động đo bằng Tobin's Q.

Thứ hai: Vai trò điều tiết của tính độc lập HĐQT.

Theo lý thuyết đại diện, nguyên nhân quan trọng khiến đầu tư không chuyên hóa đầy đủ thành hiệu quả hoạt động là xung đột lợi ích giữa nhà quản trị và cổ đông. Trong bối cảnh đó, HĐQT độc lập được kỳ vọng làm giảm chi phí đại diện thông qua chức năng giám sát, phản biện và tăng cường trách nhiệm giải trình của ban điều hành (Jensen & Meckling, 1976). Một HĐQT có mức độ độc lập cao hơn có thể góp phần hạn chế đầu tư quá mức, giảm thiên lệch trong lựa chọn dự án và nâng cao kỷ luật phân bổ vốn, từ đó cải thiện chất lượng đầu tư thay vì chỉ làm thay đổi quy mô đầu tư.

Lập luận này đặc biệt phù hợp trong bối cảnh thị trường mới nổi như Việt Nam, nơi cấu trúc sở hữu tập trung và chất lượng giám sát nội bộ còn không đồng đều. Trong môi trường như vậy, vai trò của HĐQT độc lập không nằm ở quản trị tác nghiệp, mà ở giám

sát chiến lược đối với các quyết định đầu tư trọng yếu. Khi HĐQT độc lập hoạt động hiệu quả, doanh nghiệp có nhiều khả năng lựa chọn dự án phù hợp hơn, kiểm soát tốt hơn rủi ro đầu tư và chuyển hóa đầu tư thành kết quả hoạt động tích cực hơn. Các nghiên cứu gần đây cũng cho thấy đặc điểm HĐQT, đặc biệt là tính độc lập, có liên hệ với hiệu quả đầu tư và hiệu quả hoạt động, dù mức độ tác động còn phụ thuộc vào bối cảnh thể chế và chất lượng thực thi (Ali et al., 2024; Ranasinghe & Habib, 2024).

Do đó, nghiên cứu kỳ vọng rằng tính độc lập HĐQT không chỉ có tác động trực tiếp đến hiệu quả hoạt động, mà còn khuếch đại tác động tích cực của đầu tư lên hiệu quả hoạt động. Cơ chế điều tiết này được kỳ vọng thể hiện trên cả hiệu quả kế toán và hiệu quả thị trường, dù mức độ phản ánh có thể khác nhau giữa hai thước đo.

Từ đó, nghiên cứu đề xuất:

Giả thuyết H2a: Tính độc lập HĐQT (BIND) làm gia tăng tác động dương của INV lên ROA.

Giả thuyết H2b: Tính độc lập HĐQT (BIND) làm gia tăng tác động dương của INV lên Tobin's Q.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu và mẫu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng không cân bằng của 356 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên HOSE và HNX trong giai đoạn 2017 - 2024. Các doanh nghiệp thuộc lĩnh vực tài chính, bao gồm ngân hàng, bảo hiểm và chứng khoán, được loại khỏi mẫu do khác biệt căn bản về cấu trúc tài sản, đòn bẩy, cơ chế giám sát và chuẩn mực kế toán, phù hợp với thông lệ nghiên cứu trong tài chính doanh nghiệp. Dữ liệu được thu thập từ báo cáo tài chính đã kiểm toán, báo cáo thường niên, báo cáo quản trị công ty và dữ liệu thị trường phục vụ tính toán Tobin's Q. Sau khi loại bỏ các quan sát thiếu dữ liệu ở các biến chính và xử lý giá trị ngoại lai bằng phương pháp win-

sorize ở ngưỡng 1% và 99%, mẫu cuối cùng bao gồm 2.848 quan sát cho các mô hình sử dụng ROA và 2.846 quan sát cho các mô hình sử dụng Tobin's Q.

Việc lựa chọn mẫu doanh nghiệp niêm yết như một chủ đích nghiên cứu hơn là đại diện cho toàn bộ khu vực doanh nghiệp Việt Nam. Doanh nghiệp niêm yết có mức độ minh bạch thông tin, kỷ luật thị trường và yêu cầu tuân thủ quản trị cao hơn mặt bằng chung; do đó, kết quả nghiên cứu chủ yếu phù hợp để suy rộng trong phạm vi doanh nghiệp niêm yết hoặc doanh nghiệp có quy mô và mức độ chuẩn hóa quản trị tương đối cao. Cách tiếp cận này giúp nâng cao tính đồng nhất dữ liệu và độ tin cậy của các thước đo quản trị, hiệu quả hoạt động và đầu tư.

3.2. Đo lường biến nghiên cứu

Biến phụ thuộc (hiệu quả hoạt động - PERF):

Hiệu quả hoạt động doanh nghiệp được đo lường theo hai góc độ bổ sung nhằm phản ánh cả khía cạnh hiệu quả nội tại lẫn đánh giá của thị trường. Việc sử dụng đồng thời ROA và Tobin's Q cũng phù hợp với cách tiếp cận đo lường hiệu quả hoạt động và giá trị doanh nghiệp trong các nghiên cứu thực nghiệm gần đây tại Việt Nam (Anh, 2026), qua đó cho phép đối chiếu kết quả giữa khía cạnh kế toán và khía cạnh định giá thị trường.

Thứ nhất, ROA được tính bằng lợi nhuận sau thuế chia cho tổng tài sản. Chỉ tiêu này phản ánh hiệu quả sử dụng tài sản từ góc độ kế toán và cho biết mức lợi nhuận doanh nghiệp tạo ra trên một đơn vị tài sản đang quản lý.

Thứ hai, Tobin's Q (TOQ) được sử dụng như một thước đo hiệu quả từ góc độ thị trường. Khác với ROA, Tobin's Q phản ánh kỳ vọng của nhà đầu tư về triển vọng lợi nhuận, tăng trưởng và năng lực tạo giá trị trong tương lai của doanh nghiệp. Việc sử dụng đồng thời ROA và Tobin's Q giúp kiểm tra tính nhất quán của kết quả giữa hiệu quả kế toán và hiệu quả thị trường, đồng thời phù

hợp với thông lệ trong các nghiên cứu về đầu tư và hiệu quả hoạt động doanh nghiệp (Biddle et al., 2009).

Biến độc lập (hoạt động đầu tư):

Hoạt động đầu tư được đo bằng chi tiêu vốn cho mua sắm, xây dựng tài sản cố định và tài sản dài hạn khác trên tổng tài sản:

$$PERF_{it} = \beta_0 + \beta_1 INV_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

Trong đó: $CAPEX_{it}$ được thu thập từ lưu chuyển tiền tệ hoạt động đầu tư hoặc thuyết minh báo cáo tài chính, còn TA_{it} là tổng tài sản (ưu tiên dùng tổng tài sản bình quân; nếu không sẵn có có thể dùng tổng tài sản cuối kỳ).

Thước đo này phản ánh cường độ đầu tư dài hạn vào tài sản hữu hình và là đại diện phù hợp cho hoạt động tích lũy tư bản vật chất - một kênh đầu tư đặc biệt quan trọng đối với doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam, nhất là trong các ngành sản xuất, công nghiệp và xây dựng. Đồng thời, nghiên cứu cũng thừa nhận rằng biến INV theo cách đo lường này chưa bao quát đầy đủ đầu tư vào tài sản vô hình, R&D hoặc đầu tư tài chính. Chính vì vậy, nghiên cứu tiếp tục kiểm tra độ bền của kết quả bằng phân tích phân nhóm theo mức độ thâm dụng tài sản hữu hình ở phần kiểm định độ bền nhằm đánh giá mức độ phù hợp của thước đo này giữa các nhóm ngành.

Biến điều tiết (tính độc lập HĐQT - BIND):

Tính độc lập của HĐQT được đo bằng tỷ lệ thành viên độc lập trên tổng số thành viên HĐQT. Đây là thước đo cấu trúc phản ánh mức độ độc lập về mặt hình thức của cơ chế giám sát nội bộ và được sử dụng phổ biến trong nghiên cứu quản trị công ty (Ali et al., 2024; Handriani & Robiyanto, 2018). Chỉ tiêu này chủ yếu phản ánh tính độc lập danh nghĩa, chưa đo lường đầy đủ tính độc lập thực chất như năng lực chuyên môn, mức độ tách biệt lợi ích, mức độ tham gia điều hành hay mạng lưới quan hệ của thành viên độc lập.

Tuy nhiên, trong điều kiện dữ liệu công khai của doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam, đây vẫn là thước đo khả thi và có tính so sánh cao giữa các doanh nghiệp. Do đó, các kết quả về vai trò điều tiết của BIND được diễn giải theo hướng thận trọng, nhấn mạnh đây là bằng chứng về hiệu lực của cấu trúc độc lập HĐQT hơn là toàn bộ chất lượng độc lập thực chất.

Biến kiểm soát:

Để giảm thiểu thiên lệch do biến bị bỏ sót, nghiên cứu đưa vào một số biến kiểm soát phổ biến trong tài liệu thực nghiệm về hiệu quả hoạt động và quản trị doanh nghiệp, gồm:

SIZE: logarit tự nhiên của tổng tài sản, phản ánh quy mô doanh nghiệp;

LEV: tổng nợ trên tổng tài sản, phản ánh đòn bẩy tài chính;

GROWTH: tốc độ tăng trưởng doanh thu, phản ánh cơ hội tăng trưởng;

BSIZE: logarit số thành viên HĐQT, phản ánh quy mô hội đồng;

DUAL: biến giả nhận giá trị 1 nếu CEO đồng thời là Chủ tịch HĐQT, và 0 nếu hai chức danh được tách biệt;

OWNC: tỷ lệ sở hữu của cổ đông lớn, phản ánh mức độ tập trung sở hữu.

Các biến này được lựa chọn trên cơ sở lý thuyết đại diện và các nghiên cứu trước, vì chúng có thể ảnh hưởng đồng thời đến quyết định đầu tư, chất lượng giám sát và hiệu quả hoạt động doanh nghiệp.

3.3. Mô hình nghiên cứu và chiến lược ước lượng

Mô hình cơ sở (tác động trực tiếp của đầu tư):

Để kiểm định tác động trực tiếp của đầu tư tới hiệu quả hoạt động, nghiên cứu trước hết ước lượng mô hình hiệu ứng cố định hai chiều như sau:

$$PERF_{it} = \beta_0 + \beta_1 INV_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

Trong đó: $PERF_{it}$ lần lượt là ROA hoặc Tobin's Q của doanh nghiệp tại thời điểm t ;

μ_i là hiệu ứng cố định theo doanh nghiệp; λ_t là hiệu ứng cố định theo năm; và ε_{it} là sai số ngẫu nhiên.

Mô hình hiệu ứng cố định hai chiều được sử dụng nhằm kiểm soát các khác biệt không quan sát được nhưng bất biến theo thời gian ở cấp doanh nghiệp, chẳng hạn như chất lượng quản trị nền, năng lực tổ chức hay đặc điểm công nghệ, đồng thời loại bỏ các cú sốc vĩ mô chung theo năm. Sai số chuẩn được hiệu chỉnh theo cụm ở cấp doanh nghiệp để xử lý hiện tượng phương sai thay đổi và tự tương quan trong dữ liệu bảng.

Mô hình điều tiết của tính độc lập HĐQT

Để kiểm định vai trò điều tiết của tính độc lập HĐQT trong mối quan hệ giữa đầu tư và hiệu quả hoạt động, nghiên cứu mở rộng mô hình cơ sở bằng biến tương tác:

$$PERF_{it} = \beta_0 + \beta_1 INV_{it} + \beta_2 BIND_{it} + \beta_3 (INV \times BIND)_{it} + \beta_4 Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

Trong mô hình này, hệ số β_3 phản ánh mức độ mà tính độc lập HĐQT làm thay đổi tác động của đầu tư lên hiệu quả hoạt động. Nếu $\beta_3 > 0$, có thể kết luận rằng HĐQT độc lập hơn giúp tăng cường khả năng chuyển hóa đầu tư thành kết quả hoạt động tích cực.

Để hạn chế đa cộng tuyến giữa các biến thành phần và biến tương tác, các biến liên tục được chuẩn hóa quanh giá trị trung bình trước khi tạo biến tương tác. Nghiên cứu đồng thời diễn giải kết quả không chỉ dựa trên dấu và ý nghĩa thống kê của hệ số tương tác, mà còn dựa trên tác động biên có điều kiện của đầu tư tại các mức độ khác nhau của BIND.

$$\frac{\partial PERF}{\partial INV} = \beta_1 + \beta_3 \times BIND$$

3.4. Kiểm định nội sinh: Mô hình động System GMM

Mối quan hệ giữa đầu tư và hiệu quả hoạt động có thể tồn tại ba dạng nội sinh chính. Thứ nhất, phản hồi ngược, khi doanh nghiệp

có hiệu quả hoạt động tốt hơn có nhiều khả năng mở rộng đầu tư hơn. Thứ hai, biến bị bỏ sót thay đổi theo thời gian, chẳng hạn thay đổi chiến lược, năng lực quản trị hay cú sốc ngành. Thứ ba, tính động của hiệu quả hoạt động, khi hiệu quả hiện tại phụ thuộc một phần vào hiệu quả trong quá khứ.

Để xử lý các vấn đề này, nghiên cứu sử dụng two-step System GMM theo Blundell & Bond (1998), với hiệu chỉnh sai số chuẩn Windmeijer (2005). Mô hình động như sau:

$$\begin{aligned} PERF_{it} = & \alpha PERF_{it-1} + \beta_1 INV_{it} \\ & + \beta_2 BIND_{it} + \beta_3 (INV \times BIND)_{it} \\ & + \beta_4 Controls_{it} + \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Phương pháp System GMM phù hợp khi biến phụ thuộc có tính bền vững theo thời gian và một số biến giải thích có khả năng nội sinh. Trong các nghiên cứu về quản trị công ty và giá trị doanh nghiệp tại Việt Nam, phương pháp GMM cũng đã được sử dụng để phân tích dữ liệu bảng và xem xét mối quan hệ giữa các đặc điểm HĐQT với hiệu quả hoạt động (Anh, 2026). Các độ trễ của biến được sử dụng như công cụ nội tại để gia tăng độ tin cậy của suy luận nhân quả.

Theo khuyến nghị của Roodman (2009), nghiên cứu kiểm soát nguy cơ bùng nổ công cụ bằng cách giới hạn độ trễ công cụ và duy trì số lượng công cụ ở mức hợp lý. Tính hợp lệ của bộ công cụ được đánh giá thông qua kiểm định Hansen/Sargan và kiểm định tự tương quan bậc hai Arellano-Bond AR(2). Trong cách quy ước biến của mô hình GMM, biến đầu tư được xem là có khả năng nội sinh; các biến quản trị và cấu trúc tài chính được xem là tiền định; các biến giả năm được xem là ngoại sinh.

3.5. Kiểm định độ bền của kết quả

Để tăng cường độ tin cậy của kết quả, nghiên cứu thực hiện hai nhóm kiểm định độ bền bổ sung.

Thứ nhất: Kiểm định độ bền theo giai đoạn COVID-19 và thay đổi thể chế.

Giai đoạn nghiên cứu 2017- 2024 bao gồm hai biến động lớn có thể ảnh hưởng đến mối quan hệ đầu tư - hiệu quả hoạt động. Một là cú sốc COVID-19 trong giai đoạn 2020 - 2022, có thể bóp méo tín hiệu định giá của thị trường, đặc biệt với Tobin's Q. Hai là sự thay đổi của khung pháp lý về quản trị công ty sau Luật Chứng khoán 2019 và Luật Doanh nghiệp 2020, vốn làm nổi bật hơn vai trò của thành viên HĐQT độc lập.

Vì vậy, nghiên cứu thực hiện hai kiểm định bổ sung. Một là, ước lượng lại mô hình sau khi loại trừ giai đoạn 2020 - 2022 để xem liệu kết quả chính có còn giữ được khi loại bỏ thời kỳ biến động mạnh do đại dịch hay không. Hai là, ước lượng riêng mô hình cho giai đoạn sau thay đổi pháp lý (2021- 2024) để đánh giá tính ổn định của vai trò điều tiết của BIND trong môi trường thể chế mới. Cả hai kiểm định này vẫn sử dụng mô hình hiệu ứng cố định hai chiều với sai số chuẩn cụm theo doanh nghiệp, nhằm bảo đảm khả năng so sánh trực tiếp với kết quả chính.

Thứ hai: Kiểm định độ bền theo mức độ thâm dụng tài sản hữu hình.

Do biến đầu tư INV được đo bằng CAPEX trên tổng tài sản, phản ánh chủ yếu đầu tư vào tài sản hữu hình, tác động của INV có thể khác nhau giữa các nhóm ngành có cấu trúc tài sản khác biệt. Để xử lý lo ngại này, nghiên cứu tiến hành hồi quy phân nhóm mẫu theo mức độ thâm dụng tài sản hữu hình. Cụ thể, mẫu được chia thành hai nhóm: Nhóm thâm dụng tài sản hữu hình bao gồm các doanh nghiệp thuộc các ngành sản xuất, công nghiệp, xây dựng, vật liệu, tiện ích và vận tải. Nhóm ít thâm dụng tài sản hữu hình hơn bao gồm các doanh nghiệp thuộc các ngành dịch vụ, thương mại, bán lẻ và công nghệ. Mô hình điều tiết được ước lượng riêng cho từng nhóm để đánh giá liệu tác động của đầu tư và vai trò điều tiết của HĐQT độc lập có đồng nhất giữa các nhóm ngành hay không. Kiểm định này vừa giúp đánh giá độ bền của kết quả, vừa

gián tiếp kiểm tra mức độ phù hợp của thước đo CAPEX trong các bối cảnh ngành khác nhau. Nếu tác động của INV và biến tương tác $INV \times BIND$ mạnh hơn ở nhóm thâm dụng tài sản hữu hình, điều đó sẽ củng cố lập luận rằng đầu tư hữu hình và cơ chế giám sát HĐQT đặc biệt quan trọng trong các doanh nghiệp có cường độ tài sản cố định cao.

4. Kết quả và thảo luận kết quả

4.1. Thống kê mô tả, tương quan và đa cộng tuyến

Bảng 1 trình bày thống kê mô tả của các biến nghiên cứu. Giá trị trung bình của ROA là 0,064 và của Tobin's Q (TOQ) là 0,655, cho thấy hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam có

sự khác biệt đáng kể giữa góc độ kế toán và góc độ thị trường. Độ lệch chuẩn tương đối lớn của cả hai biến cho thấy mức độ phân hóa đáng kể về hiệu quả hoạt động giữa các doanh nghiệp trong mẫu, hàm ý rằng việc kiểm định vai trò của đầu tư và quản trị công ty là có cơ sở thực nghiệm rõ ràng.

Đối với biến đầu tư, INV có giá trị trung bình 0,249, giá trị nhỏ nhất 0,001 và lớn nhất 0,918, phản ánh cường độ đầu tư dài hạn biến động đáng kể giữa các doanh nghiệp và qua các năm. Kết quả này phù hợp với đặc điểm của doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam, nơi cấu trúc ngành, chu kỳ đầu tư và năng lực tiếp cận vốn có sự khác biệt lớn. Trong khi đó, BIND có giá trị trung bình 0,233, thấp hơn

Bảng 1: Thống kê mô tả các biến

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
ROA	2.848	0,064	0,063	-0,094	0,217
TOQ	2.846	0,655	0,405	0,028	2,122
INV	2.848	0,249	0,246	0,001	0,918
BIND	2.842	0,233	0,073	0,000	0,400
SIZE	2.848	28,073	1,371	25,578	31,800
LEV	2.848	0,482	0,213	0,036	0,910
GROWTH	2.847	0,098	0,443	-1,279	1,908
BSIZE	2.842	1,716	0,247	1,099	2,259
DUAL	2.847	0,501	0,500	0,000	1,000
OWNC	2.848	0,593	0,202	0,093	0,991

(Nguồn: Tác giả tính toán và tổng hợp)

Bảng 2: Ma trận tương quan Pearson

Biến	ROA	TOQ	INV	BIND	SIZE	LEV	GROWTH	BSIZE	DUAL	OWNC
ROA	1,000									
TOQ	0,220***	1,000								
INV	0,274***	0,204***	1,000							
BIND	0,230***	0,208***	-0,227***	1,000						
SIZE	0,204***	0,237***	0,274**	0,202**	1,000					
LEV	-0,217***	-0,211**	0,261**	0,235***	0,329***	1,000				
GROWTH	0,242***	0,224***	0,311***	-0,201**	-0,317**	-0,238**	1,000			
BSIZE	0,143***	0,219**	0,271***	0,253***	0,222***	0,275**	0,249***	1,000		
DUAL	-0,151***	-0,216***	-0,227**	0,255***	-0,288***	-0,307***	-0,205***	0,208***	1,000	
OWNC	-0,224***	-0,205***	-0,222***	-0,238***	0,177**	0,323***	-0,233**	0,202***	0,248***	1,000

(Nguồn: Tác giả tính toán và tổng hợp)

đáng kể so với ngưỡng hàm ý một HĐQT có mức độ độc lập cao, cho thấy tính độc lập HĐQT ở các doanh nghiệp niêm yết Việt Nam vẫn còn phân tán và chưa đồng đều.

Bảng 2 cho thấy hệ số tương quan Pearson giữa INV và cả hai thước đo hiệu quả hoạt động đều mang dấu dương, cung cấp bằng chứng mô tả ban đầu ủng hộ H1a và H1b. Đồng thời, BIND tương quan dương với ROA và TOQ nhưng tương quan âm với INV, gợi ý rằng HĐQT độc lập hơn có thể gắn với kỷ luật đầu tư cao hơn, tức không khuyến khích đầu tư bằng mọi giá mà thiên về lựa chọn đầu tư có chất lượng. Kết quả này phù hợp với lập luận của lý thuyết đại diện rằng cơ chế giám sát nội bộ có thể hạn chế đầu tư quá mức và cải thiện chất lượng phân bổ vốn (Jensen & Meckling, 1976).

Về đa cộng tuyến, Bảng 3 cho thấy các hệ số VIF đều thấp, với giá trị trung bình 1,10 và tối đa chỉ quanh 1,18. Điều này cho thấy mô hình không gặp rủi ro đa cộng tuyến nghiêm trọng, kể cả sau khi đưa biến tương tác $INV \times BIND$ vào mô hình. Như vậy, dữ liệu phù hợp để triển khai các kiểm định hồi quy tiếp theo.

chuẩn cụm theo doanh nghiệp. Ở mô hình cơ sở, hệ số của INV dương và có ý nghĩa thống kê đối với cả ROA và TOQ, cho thấy gia tăng đầu tư gắn với cải thiện hiệu quả hoạt động cả từ góc độ kế toán lẫn góc độ thị trường. Kết quả này ủng hộ H1a và H1b, đồng thời nhất quán với lập luận rằng đầu tư khi được phân bổ vào các dự án có giá trị hiện tại ròng dương, có thể nâng cao năng lực tạo lợi nhuận và phát đi tín hiệu tích cực về triển vọng tăng trưởng của doanh nghiệp (Biddle et al., 2009; Handriani & Robiyanto, 2018; Moradi et al., 2022).

Cụ thể, hệ số của INV trong mô hình cơ sở lần lượt là 0,206 đối với ROA và 0,183 đối với TOQ. Mức tác động cao hơn đối với ROA hàm ý rằng trong bối cảnh Việt Nam, lợi ích của đầu tư trước hết được phản ánh rõ hơn ở hiệu quả vận hành nội tại hơn là ở định giá thị trường. Đây là một kết quả hợp lý, bởi giá cổ phiếu tại thị trường mới nổi có thể bị ảnh hưởng bởi yếu tố tâm lý, thanh khoản và đầu cơ nhiều hơn so với các thị trường phát triển.

Khi đưa biến BIND và biến tương tác $INV \times BIND$ vào mô hình, hệ số của BIND mang

Bảng 3: Nhân tố phóng đại phương sai (VIF)

Biến	VIF
INV	1,12
SIZE	1,16
GROWTH	1,18
LEV	1,13
BSIZE	1,05
BIND	1,04
$INV \times BIND$	1,02
DUAL	1,08
OWNC	1,07
Trung bình VIF	1,10

(Nguồn: Tác giả tính toán và tổng hợp)

4.2. Kết quả hồi quy hiệu ứng cố định: Tác động của đầu tư và vai trò điều tiết của tính độc lập hội đồng quản trị

Bảng 4 trình bày kết quả ước lượng mô hình hiệu ứng cố định hai chiều với sai số

dấu dương và có ý nghĩa đối với cả ROA và TOQ, cho thấy cấu trúc HĐQT độc lập hơn gắn với mức hiệu quả hoạt động cao hơn. Kết quả này phù hợp với quan điểm cho rằng HĐQT độc lập giúp giảm chi phí đại diện,

Bảng 4: Mô hình hiệu ứng cố định: Đầu tư, tính độc lập HĐQT và hiệu quả hoạt động

Biến	ROA MH cơ sở	ROA MH có biến điều tiết	TOQ MH cơ sở	TOQ MH có biến điều tiết
INV	0,206***	0,225***	0,183*	0,196*
	(0,069)	(0,077)	(0,087)	(0,089)
BIND		0,212***		0,109*
		(0,071)		(0,065)
INV× BIND		0,325**		0,117*
		(0,098)		(0,071)
SIZE	0,217***	0,225***	0,182***	0,193***
	(0,063)	(0,077)	(0,058)	(0,063)
LEV	-0,179**	-0,191**	-0,156**	-0,143**
	(0,089)	(0,094)	(0,075)	(0,067)
GROWTH	0,310*	0,294*	0,262*	0,248*
	(0,184)	(0,193)	(0,174)	(0,098)
BSIZE	0,252*	0,266*	0,183*	0,174*
	(0,097)	(0,179)	(0,077)	(0,092)
DUAL	-0,163*	-0,175*	-0,201**	-0,219**
	(0,088)	(0,096)	(0,089)	(0,079)
OWNC	0,268**	0,215**	0,189**	0,194*
	(0,092)	(0,083)	(0,089)	(0,077)
Số quan sát	2,840	2,840	2,840	2,840
R ²	0,371	0,382	0,364	0,378
Hiệu ứng cố định doanh nghiệp	Có	Có	Có	Có
Hiệu ứng cố định năm	Có	Có	Có	Có

(Nguồn: Tác giả tính toán và tổng hợp)

tăng trách nhiệm giải trình và cải thiện chất lượng giám sát chiến lược (Alrwabdah & Lok, 2024; Jensen & Meckling, 1976). Quan trọng hơn, hệ số của biến tương tác INV × BIND dương và có ý nghĩa thống kê trong cả hai mô hình sử dụng ROA và TOQ, qua đó ủng hộ H2a và H2b. Kết quả về tác động tích cực của BIND tương đồng với bằng chứng của Nhung (2023) về vai trò của thành viên HĐQT độc lập đối với hiệu quả tài chính của doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam. Tuy nhiên, nghiên cứu hiện tại cung cấp bằng chứng bổ sung khi hệ số tương tác INV × BIND mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê đối với cả ROA và Tobin's Q. Phát hiện

này cho thấy tính độc lập HĐQT không chỉ gắn với hiệu quả hoạt động mà còn làm thay đổi mức độ tác động của đầu tư đến hiệu quả hoạt động. Kết quả đồng thời bổ sung một góc nhìn quản trị cho bằng chứng về mối quan hệ phi tuyến giữa đầu tư và giá trị doanh nghiệp được ghi nhận bởi Nhung (2024). Điều này cho thấy tính độc lập HĐQT không chỉ có tác động trực tiếp đến hiệu quả hoạt động mà còn làm gia tăng tác động tích cực của đầu tư lên hiệu quả hoạt động. Nói cách khác, khi mức độ độc lập của HĐQT cao hơn, doanh nghiệp có xu hướng chuyển hóa đầu tư thành kết quả hoạt động hiệu quả hơn. Kết quả này cho thấy vai trò của HĐQT trong

nguyên cứu này không được hiểu theo nghĩa điều hành trực tiếp mà theo nghĩa giám sát chiến lược và kiểm soát kỷ luật đầu tư. Trên thực tế, chính chức năng giám sát đó mới là cơ chế giúp doanh nghiệp lọc dự án tốt hơn, hạn chế đầu tư theo động cơ cá nhân của nhà quản trị và cải thiện hiệu quả phân bổ vốn, phù hợp với lập luận của (Ranasinghe & Habib, 2024).

Xét về ý nghĩa kinh tế, tại mức BIND trung bình 0,233, tác động biên của INV lên ROA xấp xỉ 0,301 và lên TOQ xấp xỉ 0,223, đều cao hơn đáng kể so với trường hợp mức độc lập HĐQT thấp. Điều này hàm ý rằng cấu trúc quản trị tốt hơn giúp làm rõ hơn lợi ích kinh tế của đầu tư, thay vì chỉ làm thay đổi mức hiệu quả hoạt động một cách tĩnh.

Đối với các biến kiểm soát, dấu và ý nghĩa thống kê nhìn chung phù hợp với kỳ vọng lý thuyết. SIZE mang dấu dương, hàm ý doanh nghiệp lớn có khả năng tận dụng lợi thế quy mô và năng lực tổ chức tốt hơn. LEV mang dấu âm, phản ánh gánh nặng tài chính của đòn bẩy cao. DUAL mang dấu âm, phù hợp với lập luận rằng việc tập trung quyền lực vào một cá nhân có thể làm suy yếu cơ chế giám sát. Trong khi đó, OWNC mang dấu dương, gợi ý sở hữu tập trung trong bối cảnh Việt Nam có thể đóng vai trò như một cơ chế giám sát bổ sung thay vì chỉ làm gia tăng xung đột với cổ đông thiểu số.

4.3. Kiểm soát nội sinh: Bằng chứng từ System GMM

Mặc dù kết quả từ mô hình hiệu ứng cố định hai chiều đã ủng hộ các giả thuyết nghiên cứu, mối quan hệ giữa đầu tư và hiệu quả hoạt động vẫn có thể chịu ảnh hưởng của phản hồi ngược và biến bị bỏ sót thay đổi theo thời gian. Vì vậy, nghiên cứu tiếp tục sử dụng mô hình two-step System GMM như một kiểm định bổ sung.

Bảng 5 cho thấy biến phụ thuộc trễ PERF(t-1) mang dấu dương và có ý nghĩa đối với cả ROA và TOQ, xác nhận rằng hiệu quả

hoạt động có tính bền vững theo thời gian. Điều này cho thấy việc sử dụng mô hình động là phù hợp và cần thiết.

Về biên chính, hệ số của INV tiếp tục dương và có ý nghĩa trong cả mô hình cơ sở lẫn mô hình điều tiết. Mặc dù độ lớn hệ số giảm so với kết quả FE, dấu của hệ số vẫn không thay đổi. Điều này cho thấy tác động tích cực của đầu tư đối với hiệu quả hoạt động không đơn thuần là sản phẩm của mô hình tĩnh hay của nội sinh do phản hồi ngược. Kết quả này tiếp tục củng cố H1a và H1b.

Đối với cơ chế điều tiết, BIND vẫn mang dấu dương và có ý nghĩa, đồng thời biên tương tác $INV \times BIND$ tiếp tục dương và có ý nghĩa trong các mô hình GMM. Như vậy, ngay cả khi đã kiểm soát nội sinh, vai trò điều tiết của tính độc lập HĐQT vẫn được duy trì. Điều này củng cố mạnh mẽ hơn cho H2a và H2b, đồng thời cho thấy kết quả chính có độ tin cậy cao hơn về mặt suy luận nhân quả. Tác động biên của INV tại mức BIND trung bình 0,233 trong mô hình GMM đạt khoảng 0,205 đối với ROA và 0,136 đối với TOQ. So với FE, độ lớn này thấp hơn nhưng điều đó là hợp lý vì GMM loại bỏ một phần thiên lệch do nội sinh và tính động. Quan trọng hơn, dấu và ý nghĩa kinh tế của tác động vẫn được bảo toàn. Các kiểm định chẩn đoán cho thấy mô hình GMM đạt yêu cầu. Kiểm định AR(1) có ý nghĩa, phù hợp với kỳ vọng trong mô hình sai phân bậc nhất; kiểm định AR(2) không có ý nghĩa, cho thấy không có tự tương quan bậc hai trong sai số. Đồng thời, Hansen J-test có p-value trong khoảng chấp nhận được, hàm ý bộ công cụ là hợp lệ. Số lượng công cụ cũng được giữ ở mức hợp lý so với số doanh nghiệp, góp phần giảm bớt lo ngại về hiện tượng quá khớp công cụ.

Nhìn chung, kết quả GMM xác nhận rằng tác động tích cực của đầu tư và vai trò điều tiết của HĐQT độc lập là bền vững, không chỉ trong mô hình tĩnh mà cả khi kiểm soát chặt hơn vấn đề nội sinh.

Bảng 5: Mô hình hai bước System GMM

Biến	ROA MH cơ sở	ROA MH có biến điều tiết	TOQ MH cơ sở	TOQ MH có biến điều tiết
PERF(t-1)	0,316*** (0,095)	0,331*** (0,084)	0,164* (0,079)	0,175* (0,099)
INV	0,142*** (0,041)	0,150*** (0,045)	0,105* (0,062)	0,112* (0,077)
BIND		0,269** (0,092)		0,127* (0,079)
INV × BIND		0,235* (0,087)		0,104* (0,061)
SIZE	0,123** (0,055)	0,142** (0,066)	0,130* (0,092)	0,125** (0,056)
LEV	-0,146*** (0,043)	-0,154*** (0,046)	-0,122* (0,075)	-0,117* (0,071)
GROWTH	0,203** (0,083)	0,238*** (0,076)	0,164** (0,080)	0,130*** (0,036)
Bsize	0,196** (0,094)	0,215*** (0,072)	0,154*** (0,046)	0,141** (0,066)
DUAL	-0,207** (0,083)	-0,199*** (0,066)	-0,187* (0,084)	-0,175*** (0,055)
OWNC	0,179* (0,079)	0,151* (0,078)	0,136* (0,080)	0,125** (0,060)
Biến giả năm	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	2.127	2.127	2.123	2.123
Số doanh nghiệp	356	356	356	356
Số công cụ	17	35	17	35
AR(1) p-value	0,000	0,000	0,000	0,000
AR(2) p-value	0,412	0,409	0,378	0,365
Hansen J-test p-value	0,381	0,393	0,391	0,380

(Nguồn: Tác giả tính toán và tổng hợp)

4.4. Kiểm định độ bền theo giai đoạn Covid-19 và thay đổi thể chế

Để đánh giá mức độ ổn định của kết quả trước các cú sốc vĩ mô và biến động thể chế, nghiên cứu thực hiện hai kiểm định độ bền bổ sung: (i) Loại trừ giai đoạn COVID-19 (2020-2022); và (ii) ước lượng riêng cho giai đoạn sau thay đổi pháp lý (2021- 2024), khi yêu cầu về quản trị công ty và HĐQT độc lập trở nên rõ ràng hơn trong thực tiễn.

Kết quả ở Bảng 6 cho thấy hệ số của INV vẫn dương và có ý nghĩa đối với cả ROA và

TOQ trong cả hai kiểm định. Điều này cho thấy kết luận về tác động tích cực của đầu tư không bị chi phối hoàn toàn bởi giai đoạn biến động bất thường do đại dịch. Đáng chú ý hơn, hệ số của INV × BIND vẫn dương và có ý nghĩa đối với ROA trong cả hai mẫu, đồng thời trở nên rõ hơn đối với TOQ trong giai đoạn sau thay đổi pháp lý. Kết quả này hàm ý rằng vai trò điều tiết của HĐQT độc lập không chỉ bền vững mà còn có xu hướng mạnh hơn khi môi trường thể chế về quản trị công ty được cải thiện. Đây là bằng chứng

Bảng 6: Kiểm định độ bền của kết quả theo giai đoạn Covid-19 và thay đổi thể chế

Biến	ROA loại trừ 2020-2022	ROA sau thay đổi pháp lý (2021- 2024)	TOQ loại trừ 2020-2022	TOQ sau thay đổi pháp lý (2021- 2024)
INV	0,218***	0,231***	0,141*	0,169*
	(0,073)	(0,081)	(0,082)	(0,091)
BIND	0,198***	0,227***	0,086	0,124*
	(0,069)	(0,074)	(0,061)	(0,068)
INV × BIND	0,287**	0,346**	0,094	0,136*
	(0,112)	(0,119)	(0,074)	(0,078)
SIZE	0,206***	0,219***	0,171***	0,182***
	(0,061)	(0,065)	(0,057)	(0,060)
LEV	-0,168**	-0,182**	-0,119*	-0,134**
	(0,081)	(0,087)	(0,067)	(0,068)
GROWTH	0,284*	0,271*	0,196*	0,221*
	(0,171)	(0,183)	(0,105)	(0,114)
BSIZE	0,238*	0,251*	0,162*	0,171*
	(0,096)	(0,104)	(0,084)	(0,091)
DUAL	-0,149*	-0,168*	-0,182**	-0,205**
	(0,084)	(0,091)	(0,088)	(0,085)
OWNC	0,231***	0,246**	0,171*	0,188*
	(0,089)	(0,093)	(0,090)	(0,084)
Số quan sát	1.775	1.420	1.774	1.419
Số doanh nghiệp	349	338	349	338
R ²	0,366	0,389	0,331	0,357
Hiệu ứng cố định doanh nghiệp	Có	Có	Có	Có
Hiệu ứng cố định năm	Có	Có	Có	Có

(Nguồn: Tác giả tính toán và tổng hợp)

quan trọng về mặt chính sách, vì nó cho thấy cải cách pháp lý không chỉ làm thay đổi hình thức quản trị mà còn có thể nâng cao hiệu lực kinh tế của cơ chế giám sát. Một phát hiện đáng chú ý là biến tương tác đối với TOQ suy yếu khi loại trừ giai đoạn COVID-19, nhưng lại tăng và có ý nghĩa trong giai đoạn sau thay đổi pháp lý. Điều này cho thấy định giá thị trường tại Việt Nam trong các năm đại dịch có thể chịu ảnh hưởng của yếu tố đầu cơ và tâm lý mạnh hơn yếu tố cơ bản, trong khi sau khi khung pháp lý mới được triển khai sâu hơn, tín hiệu về chất lượng quản trị được thị trường phản ánh rõ ràng hơn.

4.5. Kiểm định độ bền theo mức độ thâm dụng tài sản hữu hình

Nhằm xử lý lo ngại rằng thước đo INV trong nghiên cứu này có thể phù hợp hơn với một số ngành so với các ngành khác, nghiên cứu tiến hành hồi quy phân nhóm theo mức độ thâm dụng tài sản hữu hình.

Kết quả ở Bảng 7 cho thấy tác động của INV lên hiệu quả hoạt động mạnh hơn và ổn định hơn trong nhóm doanh nghiệp thâm dụng tài sản hữu hình. Cụ thể, hệ số của INV dương và có ý nghĩa thống kê ở cả ROA và TOQ đối với nhóm này, trong khi ở nhóm ít thâm dụng tài sản hữu hình hơn, hệ số suy yếu

Bảng 7: Kiểm định độ bền của kết quả theo mức độ thâm dụng tài sản hữu hình

Biến	ROA nhóm thâm dụng tài sản hữu hình	ROA nhóm ít thâm dụng tài sản hữu hình hơn	TOQ nhóm thâm dụng tài sản hữu hình	TOQ nhóm ít thâm dụng tài sản hữu hình hơn
INV	0,247*** (0,078)	0,128* (0,071)	0,211** (0,095)	0,089 (0,084)
BIND	0,226*** (0,073)	0,141* (0,079)	0,132* (0,071)	0,067 (0,063)
INV × BIND	0,372*** (0,124)	0,158* (0,091)	0,168* (0,089)	0,052 (0,076)
SIZE	0,231*** (0,069)	0,176*** (0,058)	0,194*** (0,063)	0,143** (0,057)
LEV	-0,196** (0,092)	-0,134* (0,080)	-0,163** (0,075)	-0,108 (0,067)
GROWTH	0,266* (0,177)	0,219* (0,164)	0,241* (0,126)	0,186 (0,113)
BSIZE	0,274* (0,145)	0,151 (0,102)	0,188* (0,099)	0,122 (0,093)
DUAL	-0,181* (0,094)	-0,136 (0,088)	-0,214** (0,086)	-0,158* (0,081)
OWNC	0,244** (0,097)	0,171* (0,089)	0,203* (0,091)	0,147 (0,085)
Số quan sát	1.706	1.134	1.706	1.134
Số doanh nghiệp	211	145	211	145
R ²	0,394	0,341	0,371	0,309
Hiệu ứng cố định doanh nghiệp	Có	Có	Có	Có
Hiệu ứng cố định năm	Có	Có	Có	Có

(Nguồn: Tác giả tính toán và tổng hợp)

đáng kể và không còn ý nghĩa đối với TOQ. Đồng thời, hệ số của biến tương tác INV × BIND cũng lớn hơn rõ rệt trong nhóm thâm dụng tài sản hữu hình.

Kết quả này có hai hàm ý quan trọng. Thứ nhất, nó cho thấy thước đo CAPEX là phù hợp hơn với các ngành mà đầu tư vào tài sản cố định là kênh tạo lập năng lực sản xuất và lợi nhuận chủ đạo. Thứ hai, nó cho thấy vai trò giám sát của HĐQT độc lập đặc biệt quan trọng trong những doanh nghiệp có dự án đầu tư vật chất quy mô lớn, chu kỳ dài và rủi ro đại diện cao hơn. Nói cách khác, khi tính chất đầu tư đòi hỏi nhiều cam kết vốn và thời gian

hoàn vốn dài, cơ chế giám sát của HĐQT độc lập trở nên có giá trị hơn trong việc nâng cao chất lượng lựa chọn dự án. Phát hiện này giúp làm sâu sắc hơn kết luận chính của nghiên cứu. Tác động của đầu tư không hoàn toàn đồng nhất giữa các ngành; thay vào đó, nó phụ thuộc vào đặc điểm công nghệ và cấu trúc tài sản của doanh nghiệp.

5. Kết luận

Nghiên cứu này phân tích tác động của hoạt động đầu tư đến hiệu quả hoạt động doanh nghiệp, đồng thời kiểm định vai trò điều tiết của tính độc lập hội đồng quản trị trong bối cảnh các doanh nghiệp phi tài chính

niêm yết tại Việt Nam giai đoạn 2017- 2024. Kết quả từ mô hình hiệu ứng cố định và kiểm định bổ sung bằng System GMM cho thấy đầu tư có tác động dương và có ý nghĩa thống kê đến hiệu quả hoạt động, đo lường bằng cả ROA và Tobin's Q. Tác động này rõ nét hơn đối với hiệu quả kế toán, hàm ý rằng lợi ích của đầu tư tại Việt Nam trước hết được phản ánh ở hiệu quả vận hành nội tại.

Đáng chú ý, tính độc lập hội đồng quản trị vừa có tác động trực tiếp tích cực đến hiệu quả hoạt động, vừa làm gia tăng tác động của đầu tư lên hiệu quả hoạt động. Điều này cho thấy cơ chế giám sát của HĐQT độc lập góp phần nâng cao kỷ luật đầu tư và hiệu quả phân bổ vốn, qua đó làm rõ bản chất phụ thuộc điều kiện của mối quan hệ đầu tư - hiệu quả trong bối cảnh thị trường mới nổi. Các kết quả này vẫn giữ vững khi kiểm soát nội sinh, loại trừ giai đoạn COVID-19, xét theo thay đổi thể chế và phân nhóm theo mức độ thâm dụng tài sản hữu hình.

Nghiên cứu hàm ý rằng doanh nghiệp cần nâng cao chất lượng phân bổ vốn gắn với cơ chế giám sát hiệu quả, trong khi việc tăng cường tính độc lập HĐQT cần được thực hiện theo hướng thực chất, không chỉ dừng ở cấu trúc hình thức. Đối với cơ quan quản lý, kết quả củng cố vai trò của các cải cách quản trị công ty trong việc nâng cao hiệu quả kinh tế của doanh nghiệp niêm yết.

Nghiên cứu vẫn còn một số hạn chế, đặc biệt liên quan đến thước đo đầu tư và đo lường tính độc lập HĐQT. Do đó, các nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng theo hướng phân loại đầu tư theo bản chất và xây dựng thước đo đa chiều hơn về chất lượng độc lập hội đồng quản trị nhằm tăng cường độ chính xác trong nhận diện cơ chế tác động. ♦

Tài liệu tham khảo:

Ali, S., Farooq, M., Xiaohong, Z., Hedvicakova, M., & Murtaza, G. (2024).

Board characteristics, institutional ownership, and investment efficiency: Evidence from an emerging market. *PLOS ONE*, 20(9). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0291309>

Alrwabdah, F., & Lok, C. L. (2024). Corporate Governance, Ownership Structures and Firm Performance: Evidence from Jordan. *International Journal of Academic Research in Business and Social sciences*, 14(8). <https://doi.org/DOI:10.6007/IJARBS-SS/v14-i8/22380>.

Anh, C. T. N. (2026). 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, *Tạp chí Khoa học Thương mại*, 209/2026, 40-52.

Biddle, G. C., Hilary, G., & Verdi, R. S. (2009). How does financial reporting quality relate to investment efficiency? *Journal of Accounting and Economics*, 48(2-3), 112-131.

Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8).

Diễm, N. T. N., & Son, Đ. V. (2024). Tác động của giới tính đến hiệu quả tài chính của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán: Một số khảo sát ở Việt Nam. *Tạp chí Khoa học Thương mại*, 196/2024, 40-50.

Fatmasari, & Mardiana, A. (2023). The Effect of Corporate Governance on Financial Performance Mediated by Capital Structure. *International Conference on Economics and Business (IECON-1)*, 1(1). <https://doi.org/10.65246/8dmtsh52>.

Handriani, E., & Robiyanto, R. (2018). Institutional ownership, independent board, board size, and firm performance: Evidence from Indonesia. *Contaduría y Administración*, 64(3), 118. <https://doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.1849>.

Jensen, M., & Meckling, W. (1976). Theory of the firm: Managerial behaviour,

agency cost and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, 305-360. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X).

Khan, M. A., & Manurung, A. H. (2023). The Impact of Corporate Social Responsibility on Financial Performance Mediated by Corporate Strategy, Corporate Reputation, Stakeholder Engagement & Political Connection. *Cognizance Journal of Multidisciplinary Studies*, 3(7), 279-292. <https://doi.org/10.47760/cognizance.2023.v03i07.020>.

Mokhtar, I., Osman, I., Setapa, F., Arifin, N. A. M., Shafi, R. M., & Muda, R. (2023). Capital Structure–Firm Performance Nexus: The Moderating Effect of Board Independence. *Information Management and Business Review*, 15(4), 38-47. [https://doi.org/10.22610/imbr.v15i4\(SI\)I.3575](https://doi.org/10.22610/imbr.v15i4(SI)I.3575)

Moradi, M., Yazdifar, H., Eskandar, H., & Namazi, N. R. (2022). Institutional Ownership and Investment Efficiency: Evidence from Iran. *Journal of Risk Financial Management*, 15(7), 290. <https://doi.org/10.3390/jrfm15070290>.

Nhàn, N. T. T. (2025). Tác động của quản trị doanh nghiệp tốt đến hiệu quả tài chính của các ngân hàng niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Khoa học Thương mại*, 202/2025, 3-15.

Nhung, L. T. (2023). Tác động của quản trị công ty tới hiệu quả tài chính của các CTCP phi tài chính niêm yết tại Việt Nam. *Tạp chí Khoa học Thương mại*, 182/2023, 35-49.

Nhung, L. T. (2024). Tác động của đầu tư tới giá trị doanh nghiệp: Bằng chứng thực nghiệm từ thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Khoa học Thương mại*, 197, 91-100. <https://doi.org/252010.54404/JTS.2024.197V.07>

Ranasinghe, D., & Habib, A. (2024). Strategic deviation and investment inefficiency. *Australian Journal of Management*, 49(4), 531-560. <https://doi.org/10.1177/03128962231152764>.

Roodman, D. (2009). A Note on the Theme of Too Many Instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(1), 135-158. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2008.00542.x>.

Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25-51. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.02.005>.

Wu, W., Alkaraan, F., & Le, C. (2023). The moderating effects of corporate governance and investment efficiency on the nexus between financial flexibility and firm performance. *Journal of Financial Reporting and Accounting*, 23(6), 2573-2598. <https://doi.org/10.1108/JFRA-05-2023-0234>.

Summary

This study examines the impact of investment activities on firm performance and tests the moderating role of board independence in an emerging market context. An unbalanced panel dataset of 356 non-financial firms listed on HOSE and HNX over the period 2017- 2024 is employed, with firm performance measured by return on assets and Tobin's Q. The results indicate that investment has a positive and statistically significant effect on firm performance, with a stronger impact observed for accounting-based performance. Board independence not only exhibits a direct positive effect but also strengthens the investment- performance relationship, highlighting its monitoring role in enhancing investment discipline and capital allocation efficiency. The findings remain robust across COVID-19 periods, regulatory changes and sub-samples based on asset tangibility. Overall, the study provides evidence on the conditional nature of the investment- performance relationship and suggests that strengthening substantive board independence can improve investment effectiveness.