



THE RELATIONSHIP BETWEEN EARNINGS MANAGEMENT AND MARKET CAPITALIZATION SIZE ACROSS: EVIDENCE FROM VIETNAM

Tran Thi Tuyet Van^{1*}

¹Ho Chi Minh University of Banking, Vietnam

ARTICLE INFO	ABSTRACT
<p>DOI: 10.52932/jfmr.v17i2.1001</p> <p><i>Received:</i> July 04, 2025</p> <p><i>Accepted:</i> July 22, 2025</p> <p><i>Published:</i> April 25, 2026</p> <p>Keywords: Earnings management, Market capitalization, Quartiles</p> <p>JEL codes: M41, G32, C33</p>	<p>This study examines the relationship between earnings management and the scale of market capitalization, while also investigating potential heterogeneity in this relationship across different firm size segments by dividing the natural logarithm of market capitalization (lnMC) into quartiles. The research is conducted within the context of Vietnam during the period 2016-2023. Data are analyzed using the SGMM model, incorporating lagged dependent variables to address endogeneity and autocorrelation issues. The results reveal significant differences in both the magnitude and direction of the variables' effects across quartiles, indicating that the relationships are not uniform across the distribution of lnMC. Specifically, discretionary accruals (DA) have a statistically significant negative impact in the second and third quartiles, while exhibiting a significantly positive effect among the largest firms (fourth quartile). This suggests that earnings management may be perceived negatively by the market for small and medium-sized enterprises but is viewed more favorably in large-cap firms, possibly as a positive signal. Control variables such as firm size (SIZE), leverage (LEV), cash flow (CF), and asset tangibility (TANG) also show notable influence. Overall, the study confirms the role of earnings management in shaping market capitalization, with the strength and direction of its impact varying by firm size. The findings suggest that investors and managers should take firm size characteristics into account when evaluating and implementing earnings management policies.</p>

*Corresponding author:

Email: vanttt@hub.edu.vn



MỐI QUAN HỆ GIỮA QUẢN TRỊ LỢI NHUẬN VÀ QUY MÔ GIÁ TRỊ VỐN HÓA THEO TỬ PHÂN VỊ: TRƯỜNG HỢP NGHIÊN CỨU TẠI VIỆT NAM

Trần Thị Tuyết Vân^{1*}

¹Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<p>DOI: 10.52932/jfmr.v17i2.1001</p> <p>Ngày nhận bài: 04/07/2025</p> <p>Ngày chấp nhận: 22/07/2025</p> <p>Ngày đăng: 25/04/2026</p> <p>Từ khóa: Giá trị vốn hóa thị trường, Quản trị lợi nhuận, Tử phân vị Mã JEL: M41, G32, C33</p>	<p>Nghiên cứu kiểm định mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận (QTLN) và quy mô giá trị vốn hóa (GTVH) thị trường, đồng thời kiểm định tính dị biệt trong tác động theo các mức quy mô khác nhau bằng phương pháp chia tử phân vị giá trị vốn hóa (lnMC) trong bối cảnh Việt Nam giai đoạn 2016-2023. Dữ liệu được xử lý bằng mô hình System Generalized Method of Moments (SGMM) với biến phụ thuộc trễ nhằm khắc phục vấn đề nội sinh và sai số tự tương quan. Kết quả cho thấy, sự khác biệt đáng kể về mức độ và hướng tác động của các biến giữa các phân vị, gợi ý rằng, các mối quan hệ này không đồng nhất trên toàn bộ phân phối của lnMC. Cụ thể, biến QTLN đo lường bằng các khoản dồn tích (DA) có tác động ngược chiều và có ý nghĩa thống kê trong phân vị thứ 2 và 3, trong khi tác động cùng chiều đáng kể ở nhóm doanh nghiệp quy mô lớn nhất (phân vị 4). Điều này cho thấy, quản trị lợi nhuận có thể bị thị trường đánh giá tiêu cực ở các doanh nghiệp quy mô vừa và nhỏ, nhưng lại được xem là tín hiệu tích cực ở các doanh nghiệp có vốn hóa lớn. Một số biến kiểm soát như quy mô doanh nghiệp (SIZE), đòn bẩy tài chính (LEV), dòng tiền (CF) và tài sản cố định (TANG) cũng cho thấy, vai trò nổi bật. Nhìn chung, nghiên cứu khẳng định vai trò của quản trị lợi nhuận trong việc định hình giá trị vốn hóa, với mức độ và chiều hướng tác động thay đổi tùy theo quy mô doanh nghiệp. Kết quả gợi ý rằng, nhà đầu tư và nhà quản trị cần cân nhắc đặc điểm quy mô vốn hóa khi đánh giá và thực hiện các chính sách liên quan đến quản trị lợi nhuận.</p>

1. Giới thiệu

Trong những năm gần đây, mối quan tâm đến hiệu quả QTLN không chỉ giới hạn trong khuôn khổ kế toán, mà còn lan rộng sang lĩnh

vực tài chính doanh nghiệp và thị trường vốn. Việc doanh nghiệp điều chỉnh lợi nhuận nhằm đạt được các mục tiêu ngắn hạn có thể tác động đến nhận thức của nhà đầu tư, từ đó ảnh hưởng đến định giá thị trường và quy mô GTVH. Tuy nhiên, các nghiên cứu thực nghiệm vẫn còn nhiều tranh luận về chiều hướng và mức độ ảnh hưởng của quản trị lợi nhuận đến vốn hóa, đặc biệt khi xét đến sự khác biệt về đặc điểm doanh

*Tác giả liên hệ:

Email: vanttt@hub.edu.vn

ngành như quy mô, tính thanh khoản hay khả năng sinh lời... Trong bối cảnh đó, nghiên cứu này được thực hiện nhằm đánh giá tác động của quản trị lợi nhuận đến quy mô giá trị vốn hóa thị trường của doanh nghiệp, đồng thời làm rõ sự khác biệt trong mối quan hệ này giữa các nhóm doanh nghiệp có quy mô vốn hóa khác nhau. Thay vì sử dụng phương pháp hồi quy thông thường, nghiên cứu vận dụng mô hình SGMM để xử lý vấn đề nội sinh và biến động động học của quy mô vốn hóa. Ngoài ra, việc chia doanh nghiệp thành bốn tứ phân vị theo biến lnMC giúp phát hiện những khác biệt quan trọng trong cơ chế tác động của quản trị lợi nhuận. Những đóng góp chính của nghiên cứu là: *thứ nhất*, làm rõ tính không đồng nhất trong tác động của quản trị lợi nhuận đến quy mô vốn hóa bằng cách chia doanh nghiệp theo tứ phân vị; *thứ hai*, cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho các nhà đầu tư và cơ quan quản lý trong việc đánh giá hành vi quản trị lợi nhuận; và *thứ ba* gợi ý rằng, việc ra quyết định đầu tư hoặc điều chỉnh chính sách công bố thông tin cần được đặt trong bối cảnh quy mô vốn hóa của doanh nghiệp. Những phát hiện này có ý nghĩa thực tiễn trong việc hoàn thiện cơ chế giám sát thị trường và nâng cao tính minh bạch của thông tin tài chính tại các nền kinh tế mới nổi như Việt Nam.

2. Cơ sở lý luận và mô hình nghiên cứu đề xuất

2.1. Mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận, quy mô giá trị vốn hóa và giả thuyết nghiên cứu đề xuất

Quản trị lợi nhuận được hiểu là hành vi can thiệp có chủ đích của nhà quản trị vào quá trình lập báo cáo tài chính nhằm đạt được các mục tiêu nhất định, thông qua việc lựa chọn các chính sách kế toán linh hoạt hoặc điều chỉnh các hoạt động kinh tế thực tế để làm thay đổi kết quả lợi nhuận được công bố (Attia và cộng sự, 2016; Bashir và cộng sự, 2024). Trong điều kiện tồn tại thông tin bất cân xứng, lý thuyết tín hiệu của Spence (1973) cho rằng, các nhà quản trị có thể sử dụng các biện pháp kế toán

như một công cụ truyền tải kỳ vọng tích cực về hiệu quả hoạt động đến nhà đầu tư. Chẳng hạn, việc điều chỉnh lợi nhuận để thể hiện sự tăng trưởng doanh thu có thể được thị trường diễn giải như một tín hiệu về tiềm năng phát triển, từ đó thúc đẩy dòng vốn đầu tư và gia tăng giá trị vốn hóa doanh nghiệp. Trong một số trường hợp, nó đóng vai trò là cơ chế truyền thông hiệu quả giữa ban điều hành và cổ đông, góp phần cải thiện nhận thức của thị trường và nâng cao giá trị doanh nghiệp (Jiraporn và cộng sự, 2008).

Tuy nhiên, cũng nhiều nghiên cứu đã chỉ ra rằng, quản trị lợi nhuận không hoàn toàn mang tính tích cực. Theo lý thuyết đại diện, hành vi này cũng có thể xuất phát từ động cơ cá nhân của nhà quản trị, dẫn đến các quyết định mang tính cơ hội, gây sai lệch thông tin và làm suy giảm lợi ích của cổ đông (Davidson và cộng sự, 2004; Jiraporn và cộng sự, 2008). Do đó, quản trị lợi nhuận vừa có thể đóng vai trò tích cực trong việc giảm bất đối xứng thông tin, vừa tiềm ẩn nguy cơ làm suy yếu tính minh bạch của thị trường.

Lý thuyết thị trường hiệu quả do Fama (1970) phát triển cho rằng, trong một thị trường vận hành hiệu quả, các nhà đầu tư sẽ có khả năng phát hiện các hành vi QTLN và phản ứng thông qua việc định giá lại cổ phiếu, từ đó ảnh hưởng đến giá trị thị trường của doanh nghiệp. QTLN có thể dẫn đến việc sử dụng nguồn lực của công ty một cách không tối ưu, từ đó làm giảm giá trị cơ bản của công ty (Adamczyk & Franek, 2022), đặc biệt nếu nhà đầu tư cảm nhận rủi ro thông tin từ thu nhập kế toán không chính xác (Malahim và cộng sự, 2022). Tương tự, Huang và cộng sự (2021) cho thấy, các nhà quản lý có thể tận dụng quản trị lợi nhuận để nâng cao các chỉ tiêu như thu nhập trên mỗi cổ phiếu (EPS) hoặc tỷ suất sinh lời nhằm thu hút nhà đầu tư và gia tăng giá trị thị trường của doanh nghiệp. Tuy nhiên, trong bối cảnh các thị trường mới nổi như Việt Nam, nơi mức độ minh bạch còn hạn chế và cơ chế giám sát chưa thực sự hiệu quả, khả năng thị trường nhận diện và phản hồi

chính xác trước các hành vi quản trị lợi nhuận vẫn còn là một ẩn số. Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất giả thuyết sau:

Giả thuyết H1: Quản trị lợi nhuận ảnh hưởng đến quy mô giá trị vốn hóa thị trường của doanh nghiệp.

Trong bối cảnh nghiên cứu mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận và giá trị vốn hóa, Fama và French (2006) đã chỉ ra rằng, quy mô doanh nghiệp là một yếu tố có thể ảnh hưởng đến khả năng sinh lợi. Phát hiện này cho thấy, các doanh nghiệp có quy mô khác nhau có thể phản ứng khác biệt trước các động cơ điều chỉnh lợi nhuận. Cụ thể, các công ty quy mô nhỏ thường chịu áp lực lớn hơn trong việc thể hiện hiệu quả tài chính vượt trội nhằm thu hút nhà đầu tư, từ đó có xu hướng tham gia vào hoạt động điều chỉnh lợi nhuận để tối ưu hóa các chỉ tiêu tài chính báo cáo. Kết quả này được củng cố bởi nghiên cứu của Mishra và Malhotra (2016) trên mẫu 130 công ty niêm yết tại Ấn Độ trong giai đoạn 2013-2015, và nghiên cứu của Ricci (2019) tập trung vào các doanh nghiệp vốn hóa nhỏ tại Hoa Kỳ trong giai đoạn 2004-2018. Cả hai nghiên cứu đều cho thấy rằng, các công ty nhỏ thường sử dụng các kỹ thuật quản trị lợi nhuận nhằm tạo ra hình ảnh tích cực về hiệu quả hoạt động, đặc biệt trong những giai đoạn tăng trưởng chậm hoặc trưởng thành. Đặc biệt theo Ali và cộng sự (2015) các công ty lớn ít tham gia vào quản trị lợi nhuận hơn.

Ngoài ra, nghiên cứu của Fan (2007) cho rằng, các công ty có chất lượng cao có khả năng “định hình” lợi nhuận theo cách mà các công ty chất lượng thấp khó có thể bắt chước, từ đó tạo ra lợi thế tín hiệu trên thị trường. Trong khi đó, lý thuyết chi phí chính trị lại gợi ý rằng, các công ty lớn có thể cố ý làm giảm lợi nhuận được báo cáo nhằm tránh thu hút sự giám sát hoặc can thiệp từ phía cơ quan quản lý hoặc công chúng, qua đó giảm thiểu chi phí chính trị tiềm ẩn (Key, 1997; Attia và cộng sự, 2016).

Từ các cơ sở lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm nêu trên, có thể nhận định rằng, không chỉ quản trị lợi nhuận tác động đến giá trị vốn hóa mà còn bị điều tiết bởi quy mô doanh nghiệp. Những doanh nghiệp quy mô lớn có thể dễ dàng kiểm soát dòng thông tin, duy trì hình ảnh tín nhiệm và nhận được sự kỳ vọng cao hơn từ thị trường, từ đó giảm thiểu tác động tiêu cực của quản trị lợi nhuận. Ngược lại, hành vi điều chỉnh lợi nhuận ở các doanh nghiệp vừa và nhỏ có thể bị thị trường diễn giải theo hướng tiêu cực, dẫn đến phản ứng bất lợi từ nhà đầu tư. Trên cơ sở đó, nghiên cứu xây dựng giả thuyết sau:

Giả thuyết H2: Tác động của quản trị lợi nhuận đến giá trị vốn hóa có sự khác biệt giữa các nhóm doanh nghiệp theo quy mô vốn hóa.

2.2. Mô hình nghiên cứu đề xuất

Dựa trên 2 giả thuyết đưa ra, tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu như sau:

$$\ln MC_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln MC_{it-1} + \beta_2 DA_{it} + \beta_3 \text{Control}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó,

- $\ln MC_{it}$: Biến phụ thuộc phản ánh GTVH tính toán theo mô hình Serban, Mihaiu & Tichindelean (2022)
- β_0 : Hệ số chặn
- t : Năm hiện tại ($t=1, \dots, k$)
- β_1, β_2 : Các hệ số hồi quy
- DA_{it} : Biến độc lập phản ánh QTLN tính toán theo mô hình Jones điều chỉnh (Dechow và cộng sự, 1995)
- Control_{it} : Là các biến kiểm soát gồm các yếu tố như sau: Quy mô công ty (SIZE), đòn bẩy tài chính (LEV), sở hữu nhà nước (STATE), kiểm toán bởi BIG4 (AUD), dòng tiền từ hoạt động kinh doanh (CF), mức độ tăng trưởng doanh thu (GROWTH), tài sản cố định (TANG)
- ε_{it} : Sai số chuẩn

Bảng 1. Mô tả và đo lường các biến

Biến	Đo lường	Cơ sở nghiên cứu
$\ln MC_{it}$	Logarit giá trị vốn hóa thị trường	Serban và cộng sự (2022)
$\ln MC_{it-1}$	Độ trễ của biến giá trị vốn hóa	Phan Đình Nguyên và Tô Thị Nhật Minh (2025)
LEV	Tổng nợ phải trả/ Tổng Tài sản	Trần Thị Giang Tân và cộng sự (2023), Nguyễn Hữu Anh và Dương Thị Chi (2022)
AUD	Biến giả bằng 1 cho thấy DN được kiểm toán bởi 1 trong Big4 ngược lại bằng 0	Trần Ngọc Dung và Đặng Ngọc Hùng, (2021)
STATE	Biến giả bằng 1 cho thấy DN có yếu tố nhà nước ngược lại bằng 0	Nguyễn Hữu Anh và Dương Thị Chi (2022), Trần Ngọc Dung và Đặng Ngọc Hùng (2021)
GROWTH	Tỷ lệ giữa doanh thu năm t – doanh thu t-1/Doanh thu năm t-1	Trần Thị Giang Tân và cộng sự (2023)
CF	Tỷ lệ giữa dòng tiền từ hoạt động kinh doanh trên tổng tài sản năm trước	Trần Thị Giang Tân và cộng sự (2023)
SIZE	Logarit tự nhiên của tổng tài sản	Boachie và Mensah (2022)
TANG	Tỷ lệ tài sản hữu hình trên tổng tài sản	Boachie và Mensah (2022)

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng được thu thập từ các báo cáo tài chính kiểm toán, báo cáo thường niên và cơ sở dữ liệu doanh nghiệp niêm yết trên hai sàn HOSE và HNX trong giai đoạn 2016-2023. Toàn bộ dữ liệu được khai thác từ các nguồn uy tín và minh bạch, bao gồm cơ sở dữ liệu FinPro và Vietstock, nhằm đảm bảo tính chính xác, đồng nhất và khả năng kiểm chứng của thông tin phục vụ phân tích. Sau khi loại bỏ các quan sát thiếu dữ liệu hoặc có giá trị bất thường, tập mẫu gồm 473 doanh nghiệp với tổng số 3.311 quan sát được giữ lại cho phân tích. Dữ liệu được xử lý và tính toán bằng phần mềm Stata 17.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Trong nghiên cứu này, giá trị vốn hóa thị trường được xử lý bằng cách lấy giá trị logarit nhằm khắc phục các vấn đề về phân phối lệch và mối quan hệ phi tuyến giữa biến phụ thuộc và các biến giải thích. Việc biến đổi logarit không chỉ giúp làm mượt dữ liệu mà còn cải thiện tính chuẩn hóa, đồng thời giảm thiểu tác động của các giá trị ngoại lệ – đặc biệt hữu ích

khi phân tích các biến tài chính có độ phân tán lớn (Seban và cộng sự, 2022). Ngoài ra, để phản ánh động lực trong diễn biến giá trị vốn hóa theo thời gian, mô hình cũng đưa vào biến trễ một bậc của logarit giá trị vốn hóa ($L.\ln MC$). Biến này được sử dụng dựa trên lập luận rằng, vốn hóa thị trường trong quá khứ có thể phản ánh mức độ ổn định tài chính, triển vọng tăng trưởng và niềm tin của nhà đầu tư, từ đó tác động đến quy mô vốn hóa trong kỳ hiện tại (Phan Đình Nguyên & Tô Thị Nhật Minh, 2025). Biến DA không tuân theo phân phối chuẩn và có khả năng nội sinh, do đó phương pháp hồi quy SGMM được sử dụng để xử lý vấn đề nội sinh tiềm tàng của biến DA. Bên cạnh đó, SGMM là một lựa chọn tối ưu khi nghiên cứu với dữ liệu bảng trong các mô hình động, đặc biệt khi có sự hiện diện của vấn đề nội sinh động (giá trị hiện tại của biến phụ thuộc bị ảnh hưởng bởi các giá trị quá khứ của chính nó) (Boachie & Mensah, 2022; Huỳnh Thị Xuân Thùy và cộng sự, 2025).

Phương pháp SGMM, do Blundell và Bond (1998) phát triển, cho phép khai thác các công cụ nội sinh được sinh ra từ chính các biến trong mô hình, qua đó giảm thiểu độ lệch do

biến bị nội sinh mà không cần dựa vào các biến công cụ bên ngoài. Việc lựa chọn sử dụng tứ phân vị (quartiles) thay vì chỉ sử dụng trung vị (median) hoặc ngũ phân vị (quintiles) thường xuất phát từ mục tiêu nghiên cứu cụ thể, mức độ chi tiết mong muốn về phân phối dữ liệu, và để khắc phục các giả định của mô hình hồi quy tuyến tính (Alshubiri, 2017; Serban và cộng sự, 2022). Do đó, phương pháp này được xem là lựa chọn phù hợp trong bối cảnh tồn tại vấn đề nội sinh giữa các biến giải thích và biến phụ thuộc (Antonioniou và cộng sự, 2008; Nakano & Nguyen, 2012). Kỹ thuật này đặc biệt thích hợp với cấu trúc dữ liệu có số lượng đơn vị quan sát lớn và chuỗi thời gian ngắn, vốn là đặc điểm phổ biến trong nghiên cứu thực nghiệm tại các thị trường mới nổi như Việt Nam.

Ngoài ra, nhằm làm rõ tính không đồng nhất trong tác động của quản trị lợi nhuận theo quy mô doanh nghiệp, nghiên cứu tiếp tục phân nhóm theo tứ phân vị của biến MC để ước lượng riêng biệt cho từng nhóm tứ phân vị (Phân vị 1 đến Phân vị 4). Điều này giúp làm rõ sự khác biệt trong tác động của DA đến vốn hóa ở các mức quy mô khác nhau, từ đó kiểm định giả thuyết H2 của nghiên cứu.

Để đảm bảo tính chính xác của mô hình, các kiểm định về đa cộng tuyến (VIF), tự tương quan (Arellano-Bond test cho AR(1) và AR(2)) và tính phù hợp của công cụ (kiểm định Hansen) đã được thực hiện trong giai đoạn phân tích.

4. Kết quả và đánh giá

4.1. Kết quả nghiên cứu

4.1.1. Thống kê mô tả

Để làm rõ sự khác biệt giữa các nhóm doanh nghiệp theo quy mô vốn hóa thị trường, nghiên cứu tiến hành chia mẫu thành bốn tứ phân vị dựa trên giá trị MC. Kết quả thống kê mô tả được trình bày trong Phụ lục 1 (*xem Phụ lục 1 online*) phản ánh sự biến động đáng kể của các biến số giữa các nhóm phân vị.

Cụ thể, giá trị trung bình của log vốn hóa thị trường (lnMC) gia tăng đều từ phân vị thứ nhất (24,808) đến phân vị thứ tư (29,282), xác nhận tính hợp lý trong cách chia nhóm. Biến phụ thuộc chính, quản trị lợi nhuận (DA), cho thấy, xu hướng biến động phức tạp giữa các phân vị, với giá trị trung bình âm ở cả bốn nhóm và mức độ biến thiên tương đối ổn định (dao động quanh 0,07-0,10), gợi ý sự tồn tại của hành vi điều chỉnh lợi nhuận nhưng chưa đủ để kết luận về xu hướng tăng hay giảm theo quy mô.

Một số biến kiểm soát thể hiện sự khác biệt đáng chú ý giữa các phân vị. Cụ thể:

Tỷ lệ sở hữu Nhà nước (STATE) có xu hướng cao hơn ở nhóm vốn hóa trung bình và cao (Phân vị 2 và 4), lần lượt đạt 40,2% và 40,1%, so với mức 37,3% và 37,3% ở nhóm 1 và 3. Điều này cho thấy, doanh nghiệp nhà nước có xu hướng tập trung ở các nhóm có quy mô trung bình hoặc lớn hơn. Kiểm toán Big4 (AUD) cho thấy, xu hướng tăng từ phân vị 1 (7,1%) đến phân vị 4 (49,1%), phản ánh mức độ tiếp cận dịch vụ kiểm toán chất lượng cao của các doanh nghiệp quy mô lớn. Đòn bẩy tài chính (LEV) tăng dần theo phân vị: từ 43,561 (phân vị 1) đến 46,392 (phân vị 4) cho thấy, các doanh nghiệp quy mô lớn có xu hướng sử dụng nợ nhiều hơn. Quy mô doanh nghiệp (SIZE), đo bằng tổng tài sản, tăng rõ rệt từ 25,919 (phân vị 1) đến 29,492 (phân vị 4), phù hợp với giả định rằng, vốn hóa phản ánh phần nào quy mô tài sản. Khả năng sinh lợi (CF) cũng tăng dần từ nhóm vốn hóa thấp đến cao, từ 0,037 đến 0,77, hàm ý rằng, các doanh nghiệp lớn hơn có hiệu suất dòng tiền tích cực hơn. Tỷ trọng tài sản hữu hình (TANG) cũng cho thấy, xu hướng tăng nhẹ theo quy mô, từ 14,7% (quartile 1) lên 22,9% (phân vị 4) (*xem Phụ lục 2 online*).

4.1.2. Phân tích tương quan và kiểm định đa cộng tuyến

Để đảm bảo tính phù hợp trong mô hình hồi quy, nghiên cứu tiến hành kiểm định tương quan và kiểm định đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong từng nhóm tứ phân vị theo quy mô vốn hóa thị trường (lnMC).

Với phân vị 1, ma trận tương quan cho thấy, mối tương quan giữa các biến nhìn chung ở mức thấp, với hệ số cao nhất là giữa SIZE và lnMC ($r = 0,580$, $p < 0,01$) cho thấy, quy mô tài sản có liên hệ đáng kể với giá trị vốn hóa. Đáng chú ý, biến DA có tương quan âm đáng kể với CF ($r = -0,716$, $p < 0,01$), gợi ý rằng, quản trị lợi nhuận có thể liên quan đến dòng tiền chậm hơn ở nhóm doanh nghiệp nhỏ. Về kiểm định đa cộng tuyến, các hệ số VIF dao động từ 1,014 đến 2,656, với VIF trung bình là 1,524. Mặc dù biến CF và DA có VIF cao hơn các biến khác (2,656 và 2,381), nhưng vẫn dưới ngưỡng cảnh báo 5 cho thấy, không có dấu hiệu đáng ngại về hiện tượng đa cộng tuyến trong nhóm này.

Với nhóm Phân vị 2 – Doanh nghiệp quy mô trung bình thấp. Tương quan giữa các biến vẫn ở mức thấp đến vừa phải. Biến lnMC có mối tương quan đáng kể với SIZE ($r = 0,331$, $p < 0,01$) và CF ($r = 0,068$, $p < 0,05$). Mối tương quan âm mạnh giữa DA và CF ($r = -0,664$, $p < 0,01$) nhất quán với nhóm Quartile 1. Kết quả kiểm định đa cộng tuyến cho thấy, các hệ số VIF cao nhất thuộc về CF (2,801) và DA (2,323), với VIF trung bình là 1,647. Mặc dù cao hơn so với Phân vị 1, nhưng giá trị này vẫn nằm trong giới hạn cho phép cho thấy mô hình ổn định về mặt thống kê.

Trong nhóm doanh nghiệp quy mô trung bình cao (Phân vị 3), SIZE tiếp tục có mối tương quan mạnh với lnMC ($r = 0,365$, $p < 0,01$) cho thấy, xu hướng tăng đồng biến giữa tài sản và giá trị vốn hóa. Mối liên hệ giữa các biến kiểm soát khác tương đối yếu, trừ SIZE với LEV ($r = 0,649$) gợi ý rằng, các doanh nghiệp lớn hơn có đòn bẩy cao hơn.

VIF trong nhóm này dao động từ 1,047 đến 2,703, với VIF trung bình là 1,634. Các biến DA và CF tiếp tục có giá trị VIF tương đối cao (1,962

và 2,703), nhưng không vượt ngưỡng cảnh báo. Nhìn chung, hiện tượng đa cộng tuyến không đáng kể ở nhóm này.

Tại nhóm có quy mô vốn hóa lớn – Phân vị 4, biến SIZE thể hiện mối tương quan rất cao với lnMC ($r = 0,771$, $p < 0,01$), phản ánh mối liên hệ chặt chẽ giữa quy mô tài sản và giá trị vốn hóa ở nhóm doanh nghiệp lớn. Biến AUD (kiểm toán lớn) có tương quan đáng kể với lnMC ($r = 0,370$, $p < 0,01$) cho thấy, khả năng các công ty quy mô lớn có xu hướng lựa chọn kiểm toán viên uy tín hơn. Ngoài ra, GROWTH và CF đều có liên hệ với lnMC nhưng ở mức độ rất thấp.

Kết quả VIF trong nhóm này dao động từ 1,066 đến 2,422, với VIF trung bình chỉ 1,462. Tất cả các biến đều có VIF nhỏ hơn 5, xác nhận không có vấn đề nghiêm trọng về đa cộng tuyến trong nhóm doanh nghiệp lớn.

Tóm lại, kết quả phân tích ma trận tương quan và hệ số phóng đại phương sai cho thấy, không có hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng trong bất kỳ tứ phân vị nào, với VIF trung bình dưới 1,65 ở tất cả các nhóm. SIZE là biến có mối liên hệ mạnh nhất với lnMC trên cả bốn nhóm, đặc biệt rõ ràng ở tứ phân vị cao hơn. DA và CF thường có tương quan âm rõ rệt, gợi ý khả năng dòng tiền yếu có thể thúc đẩy hành vi quản trị lợi nhuận. Sự khác biệt trong tương quan giữa các biến kiểm soát như STATE, AUD, GROWTH giữa các nhóm cho thấy, cần xem xét các yếu tố bối cảnh doanh nghiệp khi phân tích tác động của quản trị lợi nhuận đến giá trị vốn hóa. Kết quả này một lần nữa củng cố tính hợp lý cho việc tiếp tục phân tích hồi quy tách biệt theo từng nhóm quy mô vốn hóa trong các bước tiếp theo của nghiên cứu.

4.1.3. Kết quả hồi quy SGMM

Bảng 2. Kết quả hồi quy SGMM

Biến	Phân vị 1	Phân vị 2	Phân vị 3	Phân vị 4
	lnMC	lnMC	lnMC	lnMC
L.lnMC	-0,592*** (0,208)	-0,521*** (0,200)	0,326 (0,292)	-0,697*** (0,253)
DA	-0,460 (4,713)	-13,914** (6,255)	-11,170** (5,148)	15,585** (7,744)
STATE	-0,057 (1,135)	0,404* (0,215)	0,168 (0,102)	-0,029 (0,899)
AUD	-0,912 (1,270)	2,823** (1,274)	-0,021 (0,087)	-0,090 (0,466)
LEV	-0,047** (0,020)	-0,046* (0,026)	-0,005 (0,005)	-0,092** (0,041)
SIZE	0,987* (0,567)	0,065 (0,550)	-0,242 (0,208)	2,306*** (0,839)
GROWTH	0,747*** (0,263)	0,369 (0,273)	0,143 (0,096)	-0,012 (0,277)
CF	-0,280 (3,966)	-6,683** (3,362)	-6,233** (3,141)	4,152 (7,563)
TANG	-0,063 (2,449)	0,676 (1,773)	0,916** (0,455)	-1,474 (4,536)
Constant	16,048 (13,707)	39,846*** (15,185)	25,551*** (6,725)	-14,132 (20,557)
Observations	637	651	652	702
Number of gvkey1	176	215	221	173
AR(1)	-1,920	-1,690	-2,670	-2,390
p_AR(1)	0,055	0,091	0,008	0,017
AR(2)	-0,520	-0,200	-0,620	-1,420
p_AR(2)	0,603	0,844	0,532	0,156
Sargan chi2	32,73	30,80	2,950	7,320
p_Sargan	0,003	0,006	0,566	0,120
Hansen chi2	20,83	19,80	1,900	7,580
p_Hansen	0,106	0,162	0,755	0,108

Ghi chú: Sai số chuẩn trong ngoặc đơn. Ký hiệu *** $p < 0,01$, ** $p < .05$, * $p < 0,1$.

Nghiên cứu thực nghiệm cho thấy rằng, các yếu tố tác động đến LnMC không đồng nhất giữa các nhóm doanh nghiệp khác nhau. Điều này nhấn mạnh tầm quan trọng của việc phân tích theo nhóm hoặc phân vị thay vì chỉ sử dụng một mô hình hồi quy tổng thể. Đặc biệt, các biến như DA, LEV thể hiện mối quan hệ nhất quán (cùng chiều hoặc ngược chiều) qua nhiều tứ phân vị, nhưng với cường độ khác nhau:

Thứ nhất, biến trễ của giá trị vốn hóa (L.LnMC) có ý nghĩa thống kê âm và mạnh mẽ ở ba trong bốn mô hình (phân vị 1, 2 và 4), với hệ số dao động từ -0,521 đến -0,697 và đều có ý nghĩa ở mức 1%. Điều này xác nhận tính động của biến phụ thuộc và cho thấy, quy mô giá trị vốn hóa doanh nghiệp có xu hướng điều chỉnh ngược lại trong các giai đoạn kế tiếp.

Thứ hai, biến chính DA cho thấy, ảnh hưởng không nhất quán giữa các mô hình. Cụ thể, ở phân vị 2, hệ số DA là -13,914 và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, hàm ý rằng, hành vi điều chỉnh lợi nhuận có thể làm giảm giá trị vốn hóa thị trường. Kết quả này củng cố lập luận rằng, thị trường phản ứng tiêu cực trước dấu hiệu thao túng lợi nhuận. Tuy nhiên, trong phân vị 4, hệ số DA là 15,585 với mức ý nghĩa thống kê 5%, phản ánh tác động dương và có thể cho thấy nhà đầu tư không phát hiện được hành vi quản trị lợi nhuận, hoặc đánh giá nó như một dấu hiệu tích cực về hiệu quả tài chính ngắn hạn.

Thứ ba, các biến kiểm soát cũng thể hiện những ảnh hưởng đáng chú ý. Biến LEV (đòn bẩy tài chính) có tác động âm có ý nghĩa thống kê ở 3/4 phân vị, khẳng định rằng, mức nợ cao làm giảm niềm tin thị trường và do đó làm giảm giá trị vốn hóa. Ngược lại, biến SIZE (quy mô doanh nghiệp) có ảnh hưởng dương và có ý nghĩa ở phân vị 1 và 4, hệ số tăng từ 0,987 mức ý nghĩa 10% lên 2,306 mức ý nghĩa 1% cho thấy, các doanh nghiệp có quy mô lớn hơn có khả năng thu hút đầu tư dẫn tới vốn hóa cao hơn. Biến GROWTH (tốc độ tăng trưởng) có ý nghĩa dương ở phân vị 1, phù hợp với giả thuyết rằng, kỳ vọng tăng trưởng cao giúp cải thiện định giá thị trường đã được chứng minh trong nhiều nghiên cứu và bằng chứng thực nghiệm.

Thứ tư, đối với tính hợp lệ của trình ước lượng SGMM, một giả định quan trọng là không có tự tương quan bậc hai trong phần sai số. Điều này có nghĩa là kiểm định AR(2) trên phần dư sai phân bậc nhất không được có ý nghĩa thống kê (Huỳnh Thị Xuân Thùy và cộng sự, 2025; Lahouel và cộng sự, 2019). Một p-value AR(2) lớn hơn mức ý nghĩa thông thường (ví dụ: > 0,05 hoặc > 0,10) được xem là bằng chứng ủng hộ giả định không có tự tương quan bậc hai trong sai số (Huỳnh Thị Xuân Thùy và cộng sự, 2025; Lahouel và cộng sự, 2019). Ngoài ra, kiểm định Hansen-Sargan cũng là một kiểm định các ràng buộc nhận dạng dư được sử dụng rộng rãi trong các phương pháp ước lượng dựa trên công cụ và GMM (Guney & Schilke, 2015; Ullah và cộng sự, 2021; Bascle, 2008; Blundell & Bond, 2000). Để kết quả ước lượng GMM là đáng tin cậy, chúng ta cần p-value của kiểm định Hansen phải lớn hơn mức ý nghĩa được chọn (ví dụ: > 0,05 hoặc > 0,10) (Huỳnh Thị Xuân Thùy và cộng sự, 2025; Lahouel và cộng sự, 2019). Do đó, về kiểm định chẩn đoán mô hình, giá trị p-value của Hansen và Sargan đều lớn hơn 0,05 cho thấy, các công cụ sử dụng là thích hợp và không có hiện tượng lạm dụng công cụ. Đồng thời, kết quả kiểm định AR(2) ở các phân vị đều thỏa mãn p-value lớn hơn 0,1, hàm ý rằng, sai số không có tương quan chuỗi bậc hai, đáp ứng yêu cầu quan trọng của phương pháp GMM hệ thống.

4.2. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Trong giai đoạn 2016-2023, thị trường chứng khoán Việt Nam chứng kiến sự tăng trưởng vượt bậc cả về quy mô niêm yết và mức độ thanh khoản. Số lượng doanh nghiệp niêm yết và nhà đầu tư, đặc biệt là nhà đầu tư cá nhân, gia tăng nhanh chóng giai đoạn hậu COVID-19 (2020-2022), phản ánh sức hấp dẫn ngày càng lớn của kênh huy động vốn này cũng như làm gia tăng độ nhạy cảm của thị trường với các thông tin tài chính, trong đó có chỉ tiêu lợi nhuận công bố. Tính đến ngày 30/5/2025, đã có 391 doanh nghiệp đăng ký giao dịch trên Sở

Giao dịch Chứng khoán TP HCM và 308 doanh nghiệp niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội (UBCKNN, 2025). Tuy nhiên, song hành với sự mở rộng về quy mô là những thách thức liên quan đến chất lượng thông tin tài chính, đặc biệt tại các doanh nghiệp vừa và nhỏ, nơi cơ chế kiểm soát nội bộ còn hạn chế và nhà đầu tư gặp khó khăn trong việc đánh giá thực trạng hoạt động. Trong bối cảnh đó, hành vi quản trị lợi nhuận nổi lên như một yếu tố trọng yếu, có khả năng định hình kỳ vọng nhà đầu tư, chi phối quyết định định giá và từ đó ảnh hưởng đến quy mô vốn hóa thị trường của doanh nghiệp.

Kết quả hồi quy cho thấy, DA có ý nghĩa thống kê ở ba trong bốn nhóm tứ phân vị (không có ý nghĩa thống kê tại Phân vị 1). Điều này cho thấy, quản trị lợi nhuận có ảnh hưởng đáng kể đến quy mô giá trị vốn hóa, dù chiều hướng tác động khác biệt theo nhóm quy mô doanh nghiệp. Như vậy, giả thuyết H1 được ủng hộ, đồng thời cho thấy rằng, trong môi trường thông tin thiếu minh bạch như Việt Nam, thị trường vẫn có phản ứng đáng kể với các tín hiệu kế toán, đặc biệt tại các nhóm doanh nghiệp nhận được nhiều sự chú ý từ nhà đầu tư. Kết quả nghiên cứu tương đồng với nghiên cứu của Almunani và Almazari (2021), Đặng Quang Đồng và cộng sự (2023), Malahim và cộng sự (2022).

Giả thuyết H2 nhấn mạnh đến tính không đồng nhất trong tác động của quản trị lợi nhuận theo quy mô doanh nghiệp, và kết quả kiểm định cho thấy, sự khác biệt rõ ràng giữa các phân vị. Cụ thể:

Tại Phân vị 2 và 3, quản trị lợi nhuận tác động ngược chiều đến vốn hóa thị trường của doanh nghiệp cho thấy, nhà đầu tư có xu hướng đánh giá tiêu cực khi các doanh nghiệp này điều chỉnh lợi nhuận, có thể phản ánh sự nghi ngờ của thị trường về tính chân thực của báo cáo tài chính, thiếu niềm tin vào chất lượng báo cáo tài chính. Tại Phân vị 4, quản trị lợi nhuận lại tác động dương và có ý nghĩa thống kê, ngụ ý thị trường có thể đánh giá cao năng lực điều chỉnh

lợi nhuận có kiểm soát của nhóm này, có thể vì nhóm này có hệ thống quản trị minh bạch, được kiểm toán bởi Big4 hoặc có sự hiện diện của nhà đầu tư tổ chức. Điều này phù hợp với thực tế tại Việt Nam khi Chính phủ đã lần lượt ban hành các văn bản pháp luật như Nghị định số 155/2020/NĐ-CP hay Thông tư số 116/2020/TT-BTC với mục tiêu cải thiện chất lượng quản trị công ty tại các doanh nghiệp đại chúng, tạo lập một khung pháp lý rõ ràng thúc đẩy tính minh bạch, trách nhiệm giải trình và hiệu quả quản trị tại các doanh nghiệp niêm yết. Tại Phân vị 1, tác động không có ý nghĩa thống kê – có thể do quy mô nhỏ, mức độ quan tâm từ thị trường không cao và thông tin bị hạn chế. Kết quả này ủng hộ giả thuyết H2 và củng cố nhận định rằng, phản ứng của thị trường Việt Nam trước hành vi điều chỉnh lợi nhuận từ kế toán phụ thuộc vào quy mô, mức độ niêm yết, khả năng công bố thông tin, và sự thu hút các nhà đầu tư. Có thể nói, thị trường chứng khoán Việt Nam đã và đang có xu hướng phân hóa trong cách phản ứng với hành vi quản trị lợi nhuận dưới góc nhìn của quy mô giá trị vốn hóa thị trường. Kết quả nghiên cứu đồng thuận với nghiên cứu của Trần Nguyễn Trâm Anh (2022), Hoàng Thị Mai Khanh và Phùng Anh Thư (2019), có sự khác biệt với nghiên cứu của Ali và cộng sự (2015). Các kết quả nghiên cứu có thể khác nhau đáng kể tùy thuộc vào môi trường kinh tế, kinh doanh và khung pháp lý của quốc gia, đặc biệt là ở các thị trường mới nổi như Việt Nam (Ngô Nhật Diễm Phương & Lê Thị Hồng Anh, 2022; Phạm Tuấn Anh, 2020). Mức độ hài hòa với các tiêu chuẩn kế toán quốc tế và thực tiễn quản trị công ty cũng có thể ảnh hưởng đến mức độ quản trị lợi nhuận (Trịnh Quốc Trung và cộng sự, 2020).

Ngoài ra, biến chính DA cho thấy, ảnh hưởng không nhất quán giữa các mô hình (mang giá trị âm ở phân vị 2 và 3 nhưng lại có ý nghĩa dương ở phân vị 4). Sự khác biệt này gợi mở khả năng tồn tại tác động phi tuyến hoặc bị điều tiết bởi các yếu tố trung gian như hiệu quả tài chính. Đây có thể là gợi mở hướng nghiên

cứu tiếp theo trong mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận và quy mô giá trị vốn hóa.

5. Kết luận và khuyến nghị

5.1. Kết luận

Nghiên cứu này đã xem xét mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận (DA) và vốn hóa thị trường doanh nghiệp (lnMC) trong một khuôn khổ bảng động, sử dụng ước lượng SGMM. Mục tiêu chính là xác định liệu các khoản dồn tích tùy ý có ảnh hưởng đáng kể đến định giá doanh nghiệp khi kiểm soát các thuộc tính cụ thể của doanh nghiệp hay không. Tính chất động của lnMC được xác nhận bởi các hệ số luôn có ý nghĩa thống kê trong hầu hết các phân vị cho thấy, sự liên quan của các định giá trong quá khứ trong việc định hình kỳ vọng thị trường hiện tại. Kết quả nghiên cứu cho thấy, mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận và giá trị vốn hóa mang tính không đồng nhất theo quy mô giá vốn của doanh nghiệp. Phát hiện này gợi mở rằng, phản ứng của thị trường không hoàn toàn đồng nhất mà phụ thuộc vào ngữ cảnh và đặc điểm cụ thể của doanh nghiệp dưới tác động của hành vi quản trị lợi nhuận. Nghiên cứu này đưa ra những hiểu biết mới về các hàm ý định giá của quản trị lợi nhuận trong bối cảnh thị trường mới nổi. Từ đó, các nhà hoạch định chính sách và cơ quan quản lý được khuyến khích tăng cường tính minh bạch và các cơ chế giám sát doanh nghiệp để nâng cao độ tin cậy của báo cáo tài chính và bảo vệ lợi ích của nhà đầu tư.

5.2. Hàm ý chính sách

Từ các kết quả nghiên cứu, một số hàm ý chính sách quan trọng có thể được rút ra như sau:

Thứ nhất, nâng cao minh bạch thông tin tài chính tại các doanh nghiệp vừa và nhỏ là cần thiết. Kết quả cho thấy, thị trường phản ứng tiêu cực với hành vi quản trị lợi nhuận tại nhóm doanh nghiệp này cho thấy, nhà đầu tư có thể đang mất niềm tin vào chất lượng thông tin kế toán. Do đó, Ủy ban Chứng khoán Nhà nước và các Sở giao dịch nên ban hành và giám sát chặt

chẽ hơn việc công bố thông tin tài chính của các doanh nghiệp nhỏ, đặc biệt là yêu cầu kiểm toán độc lập chất lượng cao và công bố đầy đủ các khoản điều chỉnh.

Thứ hai, tăng cường vai trò của kiểm toán độc lập và nhà đầu tư tổ chức. Ở nhóm doanh nghiệp có quy mô lớn, nơi mà quản trị lợi nhuận được thị trường đánh giá tích cực, thường là các công ty có sự hiện diện của kiểm toán Big4 hoặc nhà đầu tư tổ chức (nhóm phân vị 4 với gần 60% các doanh nghiệp được kiểm toán bởi Big4), giúp nâng cao tính minh bạch và hiệu quả giám sát. Do đó, việc mở rộng và khuyến khích sự tham gia của các thành phần này vào quản trị doanh nghiệp là cần thiết để thúc đẩy niềm tin thị trường.

Thứ ba, phát triển hệ thống phân tích cảnh báo rủi ro kế toán thông qua công nghệ AI hay công cụ học máy. Trong bối cảnh số lượng nhà đầu tư cá nhân tăng mạnh, cần có các công cụ hoặc chỉ số đánh giá mức độ quản trị lợi nhuận nhằm hỗ trợ nhà đầu tư nhận diện rủi ro kế toán trong báo cáo tài chính. Hiện nay cũng đã có rất nhiều nghiên cứu ứng dụng học máy trong việc phát hiện hành vi quản trị lợi nhuận với độ chính xác cũng như hiệu quả cao hơn các phương pháp truyền thống hiện có. Đây sẽ là một công cụ hỗ trợ đắc lực của các nhà phân tích cũng như đầu tư. Hứa hẹn mang tới hiệu quả thực sự của thị trường chứng khoán.

Thứ tư, tiếp tục hoàn thiện khung pháp lý về quản trị công ty và chuẩn mực kế toán. Để giảm thiểu hành vi điều chỉnh lợi nhuận vì mục đích không lành mạnh, các quy định về minh bạch báo cáo tài chính, nghĩa vụ giải trình của ban điều hành, và cơ chế xử lý vi phạm cần được siết chặt hơn nữa, đặc biệt với các doanh nghiệp niêm yết trên sàn HOSE và HNX.

5.3. Hạn chế của nghiên cứu

Kết quả nghiên cứu cho thấy, sự tác động không nhất quán lên quy mô giá trị vốn hóa của hành vi quản trị lợi nhuận. Cụ thể, biến quản trị lợi nhuận (DA) ảnh hưởng ngược chiều và có ý nghĩa ở mô hình phân vị 2 nhưng lại tác

động cùng chiều tới nhóm có quy mô giá vốn lớn hơn, phân vị 4. Điều này đặt ra câu hỏi, liệu có khả năng tồn tại tác động phi tuyến hay ảnh hưởng điều tiết của các yếu tố trung gian lên mối quan hệ này như hiệu quả tài chính hay không. Đây là điểm còn hạn chế trong nghiên

cứu tác giả chưa làm sáng tỏ. Do đó, hướng nghiên cứu trong tương lai có thể khai thác ảnh hưởng của biến điều tiết này trong mối quan hệ để giải quyết được vấn đề tác động phi tuyến trong nghiên cứu hiện tại.

Tài liệu tham khảo

- Adamczyk, A., & Franek, S. (2022). The impact of earnings management on the value of companies – The role of ownership structure. *Journal of Banking and Financial Economics*, 2(18), 60–71. <http://dx.doi.org/10.7172/2353-6845.jbfe.2022.2.5>
- Ali, U., Noor, M. A., Khurshid, M. K., & Mahmood, A. (2015). Impact of firm size on earnings management: A study of textile sector of Pakistan. *European Journal of Business and Management*, 7(28). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2698317>
- Alshubiri, F. (2021). The stock market capitalisation and financial growth nexus: An empirical study of western European countries. *Future Business Journal*, 7(1), 46. <http://dx.doi.org/10.1186/s43093-021-00092-7>
- Almumani, M. A. Y., & Almazari, A. A. (2021). The Effect Of Major Financial Indicators On Market Capitalization In Jordanian Financial Companies Listed In Amman Stock Exchange. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 9(6), 1-16.
- Antoniou, Guney & Paudyal (2008). The determinants of capital structure: Capital market-oriented versus bank-oriented institutions. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(1), 59-92. <http://dx.doi.org/10.1017/S0022109000002751>
- Attia, M.B.R., Lassoued, N. & Attia, A. (2016). Political costs and earnings management: evidence from Tunisia. *Journal of Accounting in Emerging Economies*, 6(4), 388-407. <http://dx.doi.org/10.1108/JAEE-05-2013-0022>
- Bascle, G. (2008). Controlling endogeneity with instrumental variables in strategic management research. *Strategic organization*, 6(3), 285–327. <http://dx.doi.org/10.1177/1476127008094339>
- Bashir, B., Rashid, M., và Bashir, Z. (2024). Impact of Ownership Structure and Corporate Governance on Earning Management: Empirical Findings from Listed Firms on the Pakistan Stock Exchange. *SEISENSE Journal of Management*, 7(1), 1-20. <http://dx.doi.org/10.33215/c1qkdq06>
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Blundell, R & Bond, S (2000). GMM Estimation with persistent panel data: an application to production functions. *Econometric Reviews*, 19(3), 321-340. <http://dx.doi.org/10.1080/07474930008800475>
- Boachie, C., & Mensah, E. (2022). The effect of earnings management on firm performance: The moderating role of corporate governance quality. *International Review of Financial Analysis*, 83. <http://dx.doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102270>
- Đặng Quang Đồng, Korkos, I & Wu. W (2023) The effects of earnings management on information asymmetry and stock price synchronicity, *Cogent Economics & Finance*, 11(2). <http://dx.doi.org/10.1080/23322039.2023.2290359>
- Davidson III, W. N., Jiraporn, P., Kim, Y. S., & Nemeč, C. (2004). Earnings management following duality-creating successions: Ethnostatistics, impression management, and agency theory. *Academy of Management Journal*, 47(2), 267-275. <http://dx.doi.org/10.2307/20159577>
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70(2), 193–225. <https://www.jstor.org/stable/248303>
- Fama, E. F., & French, K. R. (2006). Profitability, investment and average returns. *Journal of Financial Economics*, 82(3), 491–518. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.09.009>
- Fama, E.F. (1970), Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417, <http://dx.doi.org/10.2307/2325486>
- Fan, Q. (2007). Earnings management and ownership retention for initial public offering firms: Theory and evidence. *The Accounting Review*, 82(1), 27-64. <https://www.jstor.org/stable/30243457>

- Fitrah, A., Apriyanto, G., & Respati, H. (2022). Determinants of market capitalization and effect on sharia stock returns in the Jakarta Islamic index. *International Journal of Economics, Business and Accounting Research (IJEBAR)*, 6(4), 1827-1842. <https://jurnal.stie-aas.ac.id/index.php/IJEBAR>
- Guney, A & Schilke, A, R. (2015). The relationship between corporate social and financial performance: do endogeneity, non-linearity and adjustment issues matter? *FMA European Conference*, Hamburg, 2010. <http://dx.doi.org/10.1007/s00187-013-0171-5>
- Hoàng Thị Mai Khanh & Phùng Anh Thư (2019). The effect of financial leverage on real and accrual-based earnings management in Vietnamese firms. *Economics and Sociology*, 12(4), 299-312. <http://dx.doi.org/10.14254/2071-789X.2019/12-4/18>
- Huang, H.-L.; Liang, L.-W.; Chang, H.-Y.; Hsu, H.-Y (2021). The Influence of Earnings Management and Board Characteristics on Company Efficiency. *Sustainability*, 13. <http://dx.doi.org/10.3390/su132111617>
- Huynh, T. X. T., Nguyen, T. T. H., & Nguyen, C. V. (2025). The impact of working capital management on the financial performance of listed enterprises: An empirical evidence from Vietnam. *Cogent Business & Management*, 12(1). <http://dx.doi.org/10.1080/23311975.2025.2473033>
- Jiraporn, P., Miller, G. A., Yoon, S. S., & Kim, Y. S. (2008). Is earnings management opportunistic or beneficial? An agency theory perspective. *International Review of financial analysis*, 17(3), 622-634. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2006.10.005>
- Key, K. G. (1997). Political cost incentives for earnings management in the cable television industry. *Journal of accounting and economics*, 23(3), 309-337. [http://dx.doi.org/10.1016/S0165-4101\(97\)00012-8](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-4101(97)00012-8)
- Koenker, R., & Hallock, K. F. (2001). Quantile regression. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 143–156. <https://doi.org/10.1257/jep.15.4.143>
- Lahouel, B. B., Gaies, B., Zaied, Y. B., & Jahmane, A. (2019). Accounting for endogeneity and the dynamics of corporate social–corporate financial performance relationship. *Journal of cleaner production*, 230, 352-364. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.04.377>
- Malahim, S. S., Hamour, A. M. A., Al-Zoubi, W. K., Hyasat, E. A. H., Maharmah, M. H., & Alali, S. M. (2022). The Impact of Earnings Management Practices on the Market Value of Industrial Companies Listed on the Amman Stock Exchange: Evidence from Jordan. *WSEAS Transactions on Business and Economics*, 19, 1613-1620. <http://dx.doi.org/10.37394/23207.2022.19.145>
- Mishra, M., & Malhotra, A. K. (2016). Earnings management practices in Indian companies: a cross-sectional analysis. *Journal of Modern Accounting and Auditing*, 12(6), 295-305. <http://dx.doi.org/10.17265/1548-6583/2016.06.00>
- Nakano, M., & Nguyen, P. (2013). Foreign ownership and firm performance: evidence from Japan's electronics industry. *Applied Financial Economics*, 23(1), 41-50. <http://dx.doi.org/10.1080/09603107.2012.705425>
- Ngo, D. N. P., & Le, A. T. H. (2021). Relationship between the audit committee and earning management in listed companies in Vietnam. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8(2), 135-142. <http://dx.doi.org/10.13106/jafeb.2021.vol8.no2.0135>
- Nguyen, A. H., & Thi Duong, C. (2022). Earnings management and accounting performance of new firms listings: Evidence from the Vietnamese stock market. *Cogent Business & Management*, 9(1). <https://doi.org/10.1080/23311975.2022.2060163>
- Phạm Tuấn Anh (2020). Key factors affecting earning management of real estate listed firms in Vietnam. *International Journal of Entrepreneurship*, 24(Special Issue 1). <https://ideas.repec.org/a/ris/ijentr/0154.html>
- Phan, D. N., & To, T. N. M. (2025). Determinants of market capitalization of listed firms: evidence from an emerging country. *Journal of Economics and Development*, 27(1), 38-55. <http://dx.doi.org/10.1108/JED-06-2024-0202>
- Ricci, C. W. (2019). Detecting Earnings Management via Financial Ratios in US Small-Cap Corporations. *International Research Journal of Applied Finance*, 10(9), 232-242. <https://www.proquest.com/openview/cbbd2b4c1aac08bb94f9e1d8c22135eb/1.pdf?pq-origsite=gscholar&cbl=2046325>
- Şerban, R. A., Mihaiu, D. M., & Țichindelean, M. (2022). Environment, social, and governance score and value added impacts on market capitalization: A sectoral-based approach. *Sustainability*, 14(4). <http://dx.doi.org/10.3390/su14042069>

- Spence, A. M. (1973). Labour market signalling. *Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355-374. <http://dx.doi.org/10.2307/1882010>.
- Tran, M. D., & Dang, N. H. (2021). The impact of ownership structure on earnings management: The case of Vietnam. *Sage Open*, 11(3). <http://dx.doi.org/10.1177/21582440211047248>
journals.sagepub.com/home/sgo
- Trần Nguyễn Trâm Anh (2022). Covid-19 pandemic and earnings management. *Tạp chí Khoa học kinh tế*, 10(03), 1-11. <https://tapchikhkt.due.udn.vn/home/article/439>
- Trần Thị Giang Tân, Nguyễn Trí Tri, Phạm Thị Ngọc Bích & Trần Thị Thu Phương (2023). Audit partner tenure and earnings management: evidence from Vietnam. *Journal of Financial Reporting and Accounting*. Emerald Publishing Limited, 1985-2517. <http://dx.doi.org/10.1108/JFRA-07-2022-0258>
- Trịnh Quốc Trung, Nguyễn Thanh Liêm & Cao Thị Miên Thùy (2020). The impact of short-term debt on accruals-based earnings management – evidence from Vietnam. *Cogent Economics & Finance*, 8(1). <http://dx.doi.org/10.1080/23322039.2020.1767851>
- Ullah, S., Zaefarian, G., & Ullah, F. (2021). How to use instrumental variables in addressing endogeneity? A step-by-step procedure for non-specialists. *Industrial Marketing Management*, 96, A1-A6. <http://dx.doi.org/10.1016/j.indmarman.2020.03.006>